



รายงานวิจัยฉบับสมบูรณ์

ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของ
ครัวเรือนไทย” ระยะที่ 3
(Thai Panel Data for Economic and Social Research)

เสนอต่อ
สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.)

โดย
รศ.ดร.วีระชาติ กิเลนทอง
สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและออกแบบนโยบาย

28 กรกฎาคม 2562 (สิ้นสุดโครงการ)

สัญญาเลขที่ RDC6140003

รายงานวิจัยฉบับสมบูรณ์

ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของ
ครัวเรือนไทย” ระยะที่ 3
(Thai Panel Data for Economic and Social Research)

ผู้ประสานงาน

รศ.ดร.วีระชาติ กิเลนทอง สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและออกแบบนโยบาย

สนับสนุนโดยสำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.)

(ความเห็นในรายงานนี้เป็นของผู้วิจัย สกว. ไม่จำเป็นต้องเห็นด้วยเสมอไป)

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยชิ้นนี้ได้รับเงินทุนสนับสนุนจากสำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.) ภายใต้ชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย คณะผู้วิจัยขอขอบคุณ รศ.ดร. เสาวณีย์ ไทยรุ่งโรจน์ อธิการบดีมหาวิทยาลัยหอการค้าไทย และ ศ.นพ.สุทธิพันธ์ จิตพิมลมาศ ผู้อำนวยการสำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย ที่ปรึกษาชุดโครงการที่ให้ข้อคิดเห็นเพื่อเป็นแนวทางในการดำเนินงานชุดโครงการ และขอขอบคุณคณะกรรมการกำกับทิศทางกรวิจัยของชุดโครงการ ดร.ปัทมาวดี โพชนุกูล รองผู้อำนวยการสำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย, ดร.ปิติ ดิษยทัต ผู้อำนวยการสถาบันวิจัยเศรษฐกิจป๋วย อึ๊งภากรณ์, ดร.อัจฉนา ไวความดี อธิการบดีมหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าธนบุรี, ดร.อิสรา ศานติศาสตร์ ผู้อำนวยการฝ่ายนโยบายชาติและความสัมพันธ์ข้ามชาติ สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย, ดร.นิพนธ์ พัวพงศกร นักวิชาการ สถาบันวิจัยเพื่อการพัฒนาประเทศไทย และคุณรัจนา เนตรแสงทิพย์ อธิการบดีวิทยาลัยการพัฒนาระบบเศรษฐกิจดิจิทัลเพื่อเศรษฐกิจและสังคม ที่ให้ข้อเสนอแนะในการกำหนดแนวทางการบริหารงานชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย

นอกจากนี้คณะผู้วิจัยขอขอบคุณ รศ.ดร.เรณู สุขารมณ์ ผู้อำนวยการฝ่ายชุมชนและสังคม และคุณพัชรินทร์ รักสัตย์ เจ้าหน้าที่ฝ่ายชุมชนและสังคม สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย รวมทั้งเจ้าหน้าที่ในชุดโครงการที่มีส่วนช่วยให้งานสำเร็จลุล่วงไปได้ด้วยดี

คณะนักวิจัย

บทสรุปผู้บริหาร

ชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทยได้ร่วมมือด้านวิชาการกับ Professor Robert M. Townsend จาก Massachusetts Institute of Technology (MIT) ซึ่งเป็นผู้เชี่ยวชาญด้านเศรษฐศาสตร์พัฒนา เศรษฐศาสตร์การเงินและการคลัง และเศรษฐศาสตร์ทฤษฎี ที่ศึกษาครัวเรือนไทยมาเป็นเวลากว่า 20 ปี ทั้งนี้ Professor Robert M. Townsend และทีมงานได้พัฒนาฐานข้อมูล Townsend Thai Data ขึ้นมาในปี 1997 และยังคงดำเนินการอยู่จนถึงปัจจุบัน ซึ่งได้กลายเป็นต้นแบบให้กับองค์กรในประเทศต่าง ๆ นำไปพัฒนาฐานข้อมูลในลักษณะเดียวกัน

งานวิจัยชิ้นนี้สนับสนุนการพัฒนาฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำรายเดือน (monthly micro data) ให้มีข้อมูลที่ต่อเนื่องและเป็นประโยชน์ต่อการพัฒนาประเทศ และต่อยอดไปสู่โครงการวิจัยภายใต้การประยุกต์ใช้ฐานข้อมูล Townsend Thai Data รวมทั้งยังสนับสนุนให้เกิดการประยุกต์ใช้ฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำ (panel data) ซึ่ง ณ ปัจจุบัน ประกอบไปด้วย 5 โครงการ ได้แก่

1. โครงการ “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม ระยะที่ 3”
2. โครงการ “บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต”
3. โครงการ “การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data”
4. โครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม ระยะที่ 2”
5. โครงการ “ระบบวิเคราะห์ข้อมูลจากฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม”

นอกจากนี้ รายงานฉบับนี้นำเสนอบทความที่เกี่ยวข้องกับข้อมูล Townsend Thai Data จำนวน 8 บทความ ได้แก่

1. Ehrlich, Daniel and Robert M. Townsend. "Spatial Spillovers and Labor Market Dynamics: Village Financial Interventions in Thailand." Working Paper, 2019.
2. Paweenawat, Archawa and Robert M. Townsend. "The Impact of Regional Isolationism: Disentangling Real and Financial Factors." Working Paper, 2018.
3. Chandrasekhar, Arun, Robert M. Townsend and Juan Pablo Xandri "Financial Centrality and Liquidity Provision." Working Paper, 2018.
4. Banerjee, Abhijit, Emily Breza, Robert M. Townsend and Diego Vera-Cossio "Access to Credit and Productivity: Evidence from Thai Villages" Working Paper, 2018.

5. Joaquim, Gustavo, Robert M. Townsend and Victor Zhorin "Optimal Contracting and Spatial Competition among Financial Service Providers" Working Paper, 2018.
6. Ji, Yan, and Robert M. Townsend "Bank Branch Expansion vs. International Capital Flows: Integrating Local Spatial Markets with Macro Aggregates" Working Paper, 2017.
7. เขาวนา เพชรรัตน์ และคณะ, “รูปแบบการผลิตเกษตรของครัวเรือนไทยในชนบท จากข้อมูล Townsend”, aBRIDGE Article, ISSUE 10/2019, 15 May 2019.
8. เนื้อแพร เล็กเฟื่องฟู และธัชฌ์ สรุงบุญมี, “มองบทบาทของสถานะครัวเรือนแห่งกลางต่อการพัฒนาคนผ่านฐานข้อมูล Longitudinal ของไทย”, aBRIDGE Article, ISSUE 11/2019, 29 May 2019.

อีกทั้งชุดโครงการยังได้จัดการอบรมการใช้ฐานข้อมูล Townsend Thai Data เพื่อให้ให้นักวิจัยที่มีศักยภาพมีความรู้ความเข้าใจและสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และบัญชีครัวเรือน (Household Financial Accounting) ที่จัดทำขึ้นจากฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างรายเดือนดังกล่าวไปใช้ในงานวิจัยและการออกแบบนโยบายได้อย่างถูกต้องมากยิ่งขึ้น พร้อมกันนั้นคณะผู้วิจัยได้จัดทำสถิติเบื้องต้นของการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรและสภาพเศรษฐกิจของครัวเรือนไทยในชนบทจากข้อมูลบัญชีครัวเรือน (Household Financial Accounting) ซึ่งสะท้อนให้เห็นว่า มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างและสภาพเศรษฐกิจของครัวเรือนไทยในชนบท ในช่วง 16 ปีแรกของการเก็บข้อมูล (พ.ศ. 2542-2558)

บทคัดย่อ

ชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทยได้ให้การสนับสนุน Townsend Thai Data ให้เกิดการพัฒนารฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำ (panel data) อย่างต่อเนื่อง อันจะช่วยพัฒนางานวิจัยและองค์ความรู้เกี่ยวกับเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย โดยในระยะที่ 2 ของชุดโครงการฯ ได้มีโครงการย่อยที่พัฒนาข้อมูลและประยุกต์ใช้ข้อมูลทั้งหมด 5 โครงการ ได้แก่ (1) โครงการฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม ระยะที่ 3, (2) โครงการบทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต, (3) โครงการการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data (4) โครงการฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม ระยะที่ 2, (5) โครงการระบบวิเคราะห์ข้อมูลจากฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม

ทั้งนี้ ชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย มีความมุ่งหวังที่จะสร้างเครือข่ายนักวิจัยที่มีความเชี่ยวชาญในประเด็นที่เกี่ยวข้องกับการพัฒนาประเทศ ทั้งยังจะเชื่อมโยงกับเครือข่ายนักวิจัยในต่างประเทศที่นำข้อมูลชุดนี้ไปใช้อย่างแพร่หลายมาก่อนหน้านี้แล้ว ซึ่งจะช่วยให้เกิดการแลกเปลี่ยน/เรียนรู้ ระหว่างนักวิจัยทั้งสองกลุ่ม อันจะนำไปสู่การสร้างองค์ความรู้ใหม่ ๆ ในด้านเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทยที่มากขึ้น และท้ายที่สุดจะช่วยให้เราสามารถออกแบบนโยบายโดยอาศัยงานวิจัยเชิงลึกที่มีคุณภาพ จนเกิดประสิทธิภาพสูงสุดต่อประเทศได้

Abstract

Thai panel data for economic and social research project supports the Townsend Thai data to ensure the continuity of the longest household panel database in Thailand, which can potentially generate a large amount of research that will enhance our knowledge and understanding about rural Thai economy. The second phase of project consists of 5 separate but related projects, including (1) Household Panel Data for Socio-Economic Research Phase 3, (2) Influences of family structures during childhood on human capital development: lessons from a longitudinal data of Thai households, (3) Structural Changes of Agricultural Production in Rural Thailand: Lessons from the Townsend Thai Data, (4) Household Financial Account Data for Socio-Economic Research Phase 2, (5) Household Financial Account Data Analysis System.

This project aims to encourage and motivate Thai researchers to study economic and social issues using this long household panel data. In addition, it will build a network of Thai and foreign researchers, who use the Thai Townsend data extensively. These activities should help broaden our knowledge about economic and social issues of Thai households. Finally, the project will enable the policymakers to design effective policies based on high-quality empirical research generated from this dataset.

สารบัญ

เรื่อง	หน้า
กิตติกรรมประกาศ	i
บทสรุปผู้บริหาร	ii
บทคัดย่อ	iv
สารบัญ	vi
สารบัญภาพ	xiii
สารบัญตาราง	xxvii
บทที่ 1 บทนำ	1
1.1 ความเป็นมา	1
1.2 วัตถุประสงค์การวิจัย	1
1.3 กิจกรรมต่างๆ เพื่อให้บรรลุวัตถุประสงค์	2
1.4 แผนการพัฒนาโครงการ/ การติดตามโครงการ/ การประเมินผลงานวิจัย	3
1.5 ผลที่คาดว่าจะได้รับในแต่ละช่วงเวลา	4
1.6 ผลที่คาดว่าจะได้รับเมื่อการดำเนินงานเสร็จสิ้นที่เป็นรูปธรรม และตัวชี้วัดความสำเร็จของโครงการ	5
1.7 แผนการดำเนินการ	6
1.8 กระบวนการผลักดันผลงานออกสู่การใช้ประโยชน์	7

สารบัญ (ต่อ)

เรื่อง	หน้า
บทที่ 2 การปฏิบัติงานตามกรอบภารกิจ	8
2.1 การสร้างและสนับสนุนโครงการวิจัย	8
2.1.1 โครงการฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม ระยะที่ 3	9
2.1.2 โครงการบทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต	10
2.1.3 โครงการการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data”	11
2.1.4 โครงการฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม ระยะที่ 2	12
2.1.5 โครงการระบบวิเคราะห์ข้อมูลจากฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม	13
2.2 กิจกรรมติดตามความก้าวหน้าโครงการ	13
2.2.1 การประชุมโครงการวิจัยภายใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ครั้งที่ 1/2561	13
2.2.2 การประชุมโครงการวิจัยภายใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ครั้งที่ 2/2561	17
2.2.3 การประชุมคณะกรรมการกำกับทิศทางใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ครั้งที่ 1/2562	20
2.3 กิจกรรมเพื่อพัฒนาต่อยอดหรือขยายผลผลงานวิจัย	25

สารบัญ (ต่อ)

เรื่อง	หน้า
2.3.1 การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 1	25
2.3.2 การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 2	26
2.3.3 การจัดอบรมการใช้ฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร	27
2.3.4 การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 3	28
2.3.5 การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 4	29
2.3.6 การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 5	30
2.3.7 การเผยแพร่ผลงานวิจัยในชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย”	32
2.3.8 การแปลหนังสือ “CHRONICLES FROM THE FILED” ฉบับภาษาไทย	33
2.4 กิจกรรมที่จัดขึ้นตามกรอบภารกิจรอง	34
2.4.1 การพัฒนาฐานข้อมูลและระบบฐานข้อมูลเพื่อการวิจัยและพัฒนาในสำนักงานประสานงาน	34
2.5 สรุปงานเชิงปริมาณ	38
2.6 ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะอื่น ๆ	39
บทที่ 3 ผลงานวิจัย	40
บทที่ 4 สถิติเบื้องต้น	42
4.1 การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของครัวเรือนไทยในชนบท	42

สารบัญ (ต่อ)

เรื่อง	หน้า
4.2 การเปลี่ยนแปลงสภาพเศรษฐกิจของครัวเรือนไทยในชนบท	56
4.2.1 ความมั่งคั่ง (wealth)	56
4.2.2 รายรับของครัวเรือน (earning)	62
4.2.3 ทรัพย์สินครัวเรือน (asset)	65
4.2.4 หนี้สิน (liabilities)	71
4.2.5 สัดส่วนของหนี้สินต่อทรัพย์สินของครัวเรือน (debt-to-asset ratio)	74
4.3 พฤติกรรมการบริโภคของครัวเรือนไทยในชนบท	83
4.3.1 ค่าใช้จ่ายในบ้าน	85
4.3.2 ค่าเช่า	89
4.3.3 ค่าเดินทาง	92
4.3.4 ค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิง	94
4.3.5 ค่าเสื้อผ้า	97
4.3.6 ค่าใช้จ่ายส่วนตัว	100
4.3.7 ค่าซ่อมบ้านและยานพาหนะ	103
4.3.8 ค่าใช้จ่ายด้านการศึกษา	107
4.3.9 ค่าใช้จ่ายทางศาสนาและประเพณี	109
4.3.10 ค่าภาษี	112

สารบัญ (ต่อ)

เรื่อง	หน้า
4.3.11 ค่าประกัน	115
4.4 พฤติกรรมการบริโภครายสัปดาห์ของครัวเรือนไทยในชนบท	117
4.4.1 ข้าวเปลือก	118
4.4.2 ข้าวเหนียวยังไม่ได้สี	119
4.4.3 ข้าวสาร	121
4.4.4 ข้าวเหนียว	123
4.4.5 ผลิตภัณฑ์จากเมล็ดและธัญพืช เช่น แป้ง ขนมปัง เส้นก๋วยเตี๋ยว เต้าหู้ (ไม่รวมข้าวสาร)	124
4.4.6 เนื้อและเปลือก เช่น ของสด หรือบรรจุกระป๋อง เช่น เนื้อวัว ควาย ไก่ เป็ด กระจับต่าย หมูย่าง หมูเค็ม เนื้อตาก)	126
4.4.7 ปลาและอาหารทะเล เช่น ของสด หรือบรรจุกระป๋อง เช่น ปลากระป๋อง ปลาแห้ง กุ้ง ปูทะเล กุ้งทะเล ลูกชิ้น กบ ปลาเค็ม	127
4.4.8 นม เนย โยเกิร์ต ไข่ ทั้งของสด หรือกระป๋อง เช่น นมผง ไข่ไก่ ไข่เป็ด และ ไข่เค็ม	129
4.4.9 น้ำมัน ไขมัน เช่น น้ำมันหมู น้ำมันพระพร้าวน้ำมันพืช เนย เนยสด และ เนยถั่ว	130
4.4.10 ผลไม้ ถั่ว เช่น ถั่วฝักยาว ถั่วลิสง ถั่วเขียว ถั่วเหลือง ถั่วแดง ถั่วดำ ถั่วขาว ถั่วลิสง ถั่วเขียว ถั่วเหลือง ถั่วแดง ถั่วดำ ถั่วขาว	131
4.4.11 ผัก เช่น มันฝรั่ง มันสำปะหลัง กะหล่ำปลี มะเขือเทศ ถั่วเขียว มะเขือ หัวหอม กระเทียม พริก ถั่ว	133

สารบัญ (ต่อ)

เรื่อง	หน้า
4.4.12 น้ำตาลและของหวาน เช่น น้ำตาลทรายขาว น้ำตาลปี๊ก น้ำตาลมะพร้าว ลูกอม แยม ของดองของเชื่อม ไอศกรีม	134
4.4.13 อาหารอื่น ๆ เช่น เกลีส น้ำปลา กุ้งแห้ง พริกป่น กาแฟ ชา โกโก้	136
4.4.14 อาหารสำเร็จที่ซื้อกลับมากินที่บ้าน เช่น ข้าว แกง ก๋วยเตี๋ยว	137
4.4.15 เครื่องดื่ม เช่น โซดา เป๊ปซี่ กรีนสปอร์ต น้ำผลไม้ ลิโพ อื่น ๆ	138
4.4.16 เครื่องดื่มแอลกอฮอล์ที่ดื่มในบ้าน เช่น เบียร์ ไวน์ เหล้า เหล้าองุ่น และแม่โขง	140
4.4.17 เครื่องดื่มแอลกอฮอล์ที่ดื่มนอกบ้าน	141
4.4.18 อาหารนอกบ้านซึ่งไม่ได้ทำมาจากบ้าน	143
4.4.19 ผลิตภัณฑ์จากยาสูบ เช่น บุหรี่ ยาสูบ พลุ และยานัตถ์	145
4.4.20 น้ำมันสำหรับรถ (จำนวนรวมทั้งสัปดาห์โดยไม่สำคัญว่าจะใช้สำหรับอะไร)	146
4.4.21 การอ่าน (หนังสือ นิตยสาร หนังสือพิมพ์)	147
4.4.22 ค่าเดินทางไป-กลับโรงเรียน	149
4.4.23 ค่าเดินทางไป-กลับที่ทำงาน	150
4.4.24 สลากกินแบ่งรัฐบาล	151
4.4.25 หวยที่ไม่ใช่รัฐบาล	152
4.4.26 การพนันอื่น ๆ	154
บทที่ 5 ผลการดำเนินงาน	156

สารบัญ (ต่อ)

เรื่อง	หน้า
บทที่ 6 บทสรุป	169
เอกสารอ้างอิง	170
ภาคผนวก ก. งานวิจัยและบทความที่ได้จากการประยุกต์ใช้ข้อมูล Townsend Thai Data	
ภาคผนวก ข. สรุปรายงานการประชุมคณะกรรมการกำกับทิศทางการวิจัย ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย”	

สารบัญภาพ

รูปภาพ		หน้า
4.1	จำนวนสมาชิกเฉลี่ยของครัวเรือน ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	42
4.2	จำนวนสมาชิกเฉลี่ยของครัวเรือน ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	43
4.3	จำนวนสมาชิกเฉลี่ยของครัวเรือนแยกตามจังหวัด ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	43
4.4	จำนวนสมาชิกเฉลี่ยของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	44
4.5	จำนวนสมาชิกเฉลี่ยของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	45
4.6	จำนวนสมาชิกเฉลี่ยของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	45
4.7	จำนวนสมาชิกเฉลี่ยของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	46
4.8	จำนวนเฉลี่ยของสมาชิกที่แบ่งตามช่วงวัย ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	47
4.9	จำนวนเฉลี่ยของสมาชิกที่แบ่งตามช่วงวัย ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	47
4.10	จำนวนเฉลี่ยของสมาชิกที่แบ่งตามช่วงวัย แยกรายจังหวัด ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	48
4.11	จำนวนเฉลี่ยของสมาชิกที่แบ่งตามช่วงวัย แยกรายจังหวัด ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	48
4.12	อายุเฉลี่ยของหัวหน้าครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	49
4.13	อายุเฉลี่ยของหัวหน้าครัวเรือนแยกตามจังหวัด ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	49
4.14	ร้อยละโดยเฉลี่ยของหัวหน้าครัวเรือนที่เป็นเพศชายและเพศหญิง ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	50

สารบัญญภาพ (ต่อ)

รูปภาพ		หน้า
4.15	ร้อยละโดยเฉลี่ยของหัวหน้าคร่ำเรือนที่เป็นเพศชายและเพศหญิง ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 แยกตามจังหวัด	50
4.16	อายุของหัวหน้าคร่ำเรือนที่เป็นเพศชายและเพศหญิง ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	51
4.17	อายุของหัวหน้าคร่ำเรือนที่เป็นเพศชายและเพศหญิง ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 แยกรายจังหวัด	51
4.18	ร้อยละของคร่ำเรือนที่มีการเปลี่ยนแปลงหัวหน้าคร่ำเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	52
4.19	ร้อยละของคร่ำเรือนที่มีการเปลี่ยนแปลงหัวหน้าคร่ำเรือนในจังหวัดลพบุรี ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	52
4.20	ร้อยละของคร่ำเรือนที่มีการเปลี่ยนแปลงหัวหน้าคร่ำเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	53
4.21	ร้อยละของคร่ำเรือนที่มีการเปลี่ยนแปลงหัวหน้าคร่ำเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	53
4.22	การกระจายของจำนวนปีการศึกษาของหัวหน้าคร่ำเรือน ในปี พ.ศ. 2542 และ พ.ศ. 2558	54
4.23	การกระจายของจำนวนปีการศึกษาของหัวหน้าคร่ำเรือน ในปี พ.ศ. 2542 และ พ.ศ. 2558 แยกรายจังหวัด	54
4.24	การกระจายของจำนวนปีการศึกษาสูงสุดของคร่ำเรือน ในปี พ.ศ. 2542 และ พ.ศ. 2558	55
4.25	การกระจายของจำนวนปีการศึกษาสูงสุดของคร่ำเรือน ในปี พ.ศ. 2542 และ พ.ศ. 2558 แยกรายจังหวัด	56
4.26	ความมั่งคั่งเฉลี่ยของคร่ำเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	57

สารบัญญภาพ (ต่อ)

รูปภาพ		หน้า
4.27	ความมั่งคั่งเฉลี่ยของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 แยกรายจังหวัด (หน่วยละพันบาท/เดือน)	57
4.28	จำนวนครัวเรือนทั้งหมดในแต่ละเดือนของจังหวัดฉะเชิงเทรา ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	58
4.29	ส่วนประกอบของความมั่งคั่งของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	58
4.30	ส่วนประกอบความมั่งคั่งของครัวเรือน จังหวัดฉะเชิงเทรา ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	59
4.31	ส่วนประกอบความมั่งคั่งของครัวเรือน จังหวัดลพบุรี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	60
4.32	ส่วนประกอบความมั่งคั่งของครัวเรือน จังหวัดบุรีรัมย์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	60
4.33	ส่วนประกอบความมั่งคั่งของครัวเรือน จังหวัดศรีสะเกษ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	61
4.34	รายได้ทั้งหมดที่มาจากการผลิต (Income from production) ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	62
4.35	รายได้ทั้งหมดที่มาจากการผลิต (Income from production) ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 แยกรายจังหวัด	62
4.36	สัดส่วนรายได้ของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	63
4.37	สัดส่วนรายได้ของครัวเรือน จังหวัดฉะเชิงเทรา ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	63
4.38	สัดส่วนรายได้ของครัวเรือน จังหวัดลพบุรี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	64
4.39	สัดส่วนรายได้ของครัวเรือน จังหวัดบุรีรัมย์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	64

สารบัญภาพ (ต่อ)

รูปภาพ		หน้า
4.40	สัดส่วนรายได้ของครัวเรือน จังหวัดศรีสะเกษ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	65
4.41	ประเภทของทรัพย์สินของครัวเรือน ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	66
4.42	สัดส่วนของทรัพย์สินของครัวเรือน ข้อมูลรายปีตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	66
4.43	ประเภทของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดฉะเชิงเทรา ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	67
4.44	สัดส่วนของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดฉะเชิงเทรา ข้อมูลรายปีตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	67
4.45	ประเภทของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดลพบุรี ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	68
4.46	สัดส่วนของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดลพบุรี ข้อมูลรายปีตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	68
4.47	ประเภทของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดบุรีรัมย์ ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	69
4.48	สัดส่วนของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดบุรีรัมย์ ข้อมูลรายปีตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	69
4.49	ประเภทของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดศรีสะเกษ ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	70
4.50	สัดส่วนของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดศรีสะเกษ ข้อมูลรายปีตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	70

สารบัญภาพ (ต่อ)

รูปภาพ		หน้า
4.51	ประเภทของหนี้สินของครัวเรือน ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	71
4.52	ประเภทของหนี้สินของครัวเรือน จังหวัดฉะเชิงเทรา ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	72
4.53	ประเภทของหนี้สินของครัวเรือน จังหวัดลพบุรี ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	72
4.54	ประเภทของหนี้สินของครัวเรือน จังหวัดบุรีรัมย์ ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	73
4.55	ประเภทของหนี้สินของครัวเรือน จังหวัดศรีสะเกษ ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)	73
4.56	สัดส่วนของหนี้สินต่อสินทรัพย์ของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	74
4.57	สัดส่วนของหนี้สินต่อสินทรัพย์ของครัวเรือน แยกรายจังหวัด ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558	75
4.58	สัดส่วนของหนี้สินต่อสินทรัพย์ของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 จังหวัดฉะเชิงเทรา	75
4.59	สัดส่วนของหนี้สินต่อสินทรัพย์ของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 จังหวัดลพบุรี	76
4.60	สัดส่วนของหนี้สินต่อสินทรัพย์ของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 จังหวัดบุรีรัมย์	76
4.61	สัดส่วนของหนี้สินต่อสินทรัพย์ของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 จังหวัดศรีสะเกษ	77
4.62	รายได้และการบริโภคของครัวเรือนรายไตรมาส ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยพันบาท/เดือน)	78
4.63	รายได้และการบริโภคของครัวเรือนรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยพันบาท/เดือน)	79

สารบัญญภาพ (ต่อ)

รูปภาพ		หน้า
4.64	รายได้และการบริโภคของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยพันบาท/เดือน)	80
4.65	รายได้และการบริโภคของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยพันบาท/เดือน)	81
4.66	รายได้และการบริโภคของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยพันบาท/เดือน)	82
4.67	รายได้และการบริโภคของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยพันบาท/เดือน)	83
4.68	การบริโภคจากข้อมูล Household Financial Account ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 - 2558	85
4.69	ค่าใช้จ่ายต่าง ๆ ในบ้านจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 - 2558	85
4.70	ค่าใช้จ่ายต่าง ๆ ในบ้านจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 - 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา	86
4.71	ค่าใช้จ่ายต่าง ๆ ในบ้านจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 - 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี	87
4.72	ค่าใช้จ่ายต่าง ๆ ในบ้านจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 - 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์	87
4.73	ค่าใช้จ่ายต่าง ๆ ในบ้านจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 - 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ	88
4.74	ค่าเช่าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 - 2558	89
4.75	ค่าเช่าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 - 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา	90

สารบัญญภาพ (ต่อ)

รูปภาพ		หน้า
4.76	ค่าเช่าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของ ครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี	90
4.77	ค่าเช่าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของ ครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์	91
4.78	ค่าเช่าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของ ครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ	91
4.79	ค่าเดินทางจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	92
4.80	ค่าเดินทางจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของ ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา	92
4.81	ค่าเดินทางจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของ ครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี	93
4.82	ค่าเดินทางจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของ ครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์	93
4.83	ค่าเดินทางจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของ ครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ	94
4.84	ค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิงจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	94
4.85	ค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิงจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา	95
4.86	ค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิงจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี	95
4.87	ค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิงจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์	96

สารบัญญภาพ (ต่อ)

รูปภาพ		หน้า
4.88	ค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิงจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ	96
4.89	ค่าเสื้อผ้าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	97
4.90	ค่าเสื้อผ้าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา	97
4.91	ค่าเสื้อผ้าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี	98
4.92	ค่าเสื้อผ้าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์	98
4.93	ค่าเสื้อผ้าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ	99
4.94	ค่าใช้จ่ายส่วนตัวจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	100
4.95	ค่าใช้จ่ายส่วนตัวจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา	101
4.96	ค่าใช้จ่ายส่วนตัวจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี	101
4.97	ค่าใช้จ่ายส่วนตัวจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์	102
4.98	ค่าใช้จ่ายส่วนตัวจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ	102
4.99	ค่าซ่อมบ้านและยานพาหนะจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	103

สารบัญภาพ (ต่อ)

รูปภาพ		หน้า
4.100	ค่าซ่อมบ้านและยานพาหนะจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา	104
4.101	ค่าซ่อมบ้านและยานพาหนะจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี	104
4.102	ค่าซ่อมบ้านและยานพาหนะจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์	105
4.103	ค่าซ่อมบ้านและยานพาหนะจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ	106
4.104	ค่าใช้จ่ายด้านการศึกษาจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	107
4.105	ค่าใช้จ่ายด้านการศึกษาจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา	107
4.106	ค่าใช้จ่ายด้านการศึกษาจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี	108
4.107	ค่าใช้จ่ายด้านการศึกษาจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์	108
4.108	ค่าใช้จ่ายด้านการศึกษาจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ	109
4.109	ค่าใช้จ่ายทางศาสนาและประเพณีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	109
4.110	ค่าใช้จ่ายทางศาสนาและประเพณีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา	110

สารบัญภาพ (ต่อ)

รูปภาพ		หน้า
4.111	ค่าใช้จ่ายทางศาสนาและประเพณีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี	111
4.112	ค่าใช้จ่ายทางศาสนาและประเพณีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์	111
4.113	ค่าใช้จ่ายทางศาสนาและประเพณีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ	112
4.114	ค่าภาษีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	112
4.115	ค่าภาษีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา	113
4.116	ค่าภาษีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี	113
4.117	ค่าภาษีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์	114
4.118	ค่าภาษีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ	114
4.119	ค่าประกันจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	115
4.120	ค่าประกันจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา	115
4.121	ค่าประกันจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี	116
4.122	ค่าประกันจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์	116

สารบัญญภาพ (ต่อ)

รูปภาพ		หน้า
4.123	ค่าประกันจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของ ครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ	117
4.124	ค่าข้าวเปลือกรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	118
4.125	ค่าข้าวเปลือกรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	119
4.126	ค่าข้าวเหนียวที่ยังไม่ได้สีรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	119
4.127	ค่าข้าวเหนียวที่ยังไม่ได้สีรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	120
4.128	ค่าข้าวสารรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	121
4.129	ค่าข้าวสารรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	122
4.130	ค่าข้าวเหนียวรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	123
4.131	ค่าข้าวเหนียวรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	124
4.132	ค่าผลิตภัณฑ์จากเมล็ดถั่วและธัญพืชรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	124
4.133	ค่าผลิตภัณฑ์จากเมล็ดถั่วและธัญพืชรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตาม จังหวัด	125
4.134	ค่าเนื้อและเปิดไก่อรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	126
4.135	ค่าเนื้อและเปิดไก่อรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	126
4.136	ค่าปลาและอาหารทะเลรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	127
4.137	ค่าปลาและอาหารทะเลรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	128
4.138	ค่านม เนยแข็ง โยเกิร์ต ไข่ ทั้งของสดและกระป๋อง รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	129

สารบัญญภาพ (ต่อ)

รูปภาพ		หน้า
4.139	ค่านม เนยแข็ง โยเกิร์ต ไข่ ทั้งของสดและกระป๋อง รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	129
4.140	ค่าน้ำมันและไขมัน รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	130
4.141	ค่าน้ำมันและไขมัน รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	131
4.142	ค่าผลไม้และถั่วรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	131
4.143	ค่าผลไม้และถั่วรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	132
4.144	ค่าผักต่าง ๆ รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	133
4.145	ค่าผักต่าง ๆ รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	133
4.146	ค่าน้ำตาลและของหวานรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	134
4.147	ค่าน้ำตาลและของหวานรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	135
4.148	ค่าอาหารอื่น ๆ รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	136
4.149	ค่าอาหารอื่น ๆ รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	136
4.150	ค่าอาหารสำเร็จที่ซื้อกลับมากินที่บ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	137
4.151	ค่าอาหารสำเร็จที่ซื้อกลับมากินที่บ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	138
4.152	ค่าเครื่องดื่มรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	138
4.153	ค่าเครื่องดื่มรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	139
4.154	ค่าเครื่องดื่มแอลกอฮอล์ที่ดื่มในบ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	140

สารบัญญภาพ (ต่อ)

รูปภาพ		หน้า
4.155	ค่าเครื่องดัดแปลงรถจักรยานยนต์ที่ดัดแปลงในบ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	140
4.156	ค่าเครื่องดัดแปลงรถจักรยานยนต์ที่ดัดแปลงนอกบ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	141
4.157	ค่าเครื่องดัดแปลงรถจักรยานยนต์ที่ดัดแปลงนอกบ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	142
4.158	ค่าอาหารนอกบ้านซึ่งไม่ได้ทำมาจากบ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	143
4.159	ค่าอาหารนอกบ้านซึ่งไม่ได้ทำมาจากบ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	144
4.160	ค่าผลิตภัณฑ์จากยาสูบรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	145
4.161	ค่าผลิตภัณฑ์จากยาสูบรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	145
4.162	ค่าน้ำมันสำหรับรถรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	146
4.163	ค่าน้ำมันสำหรับรถรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	147
4.164	ค่านั่งส้วมต่าง ๆ รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	147
4.165	ค่านั่งส้วมต่าง ๆ รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	148
4.166	ค่าเดินทางไป-กลับโรงเรียนรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	149
4.167	ค่าเดินทางไป-กลับโรงเรียนรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	149
4.168	ค่าเดินทางไป-กลับที่ทำงานรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	150
4.169	ค่าเดินทางไป-กลับที่ทำงานรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	151
4.170	ค่าสลากกินแบ่งรัฐบาลรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	151

สารบัญญภาพ (ต่อ)

รูปภาพ		หน้า
4.171	ค่าสลากกินแบ่งรัฐบาลรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	152
4.172	ค่าหวยที่ไม่ใช่รัฐบาลรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	152
4.173	ค่าหวยที่ไม่ใช่รัฐบาลรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	153
4.174	ค่าการพนันอื่น ๆ รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558	154
4.175	ค่าการพนันอื่น ๆ รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด	154

สารบัญตาราง

ตาราง		หน้า
1.1	ตารางกิจกรรมและผลที่คาดว่าจะได้รับ	4
1.2	แผนการดำเนินงาน	6
2.1	โครงการวิจัยภายใต้ชุดโครงการฯ	8
2.2	จำนวนข้อมูล Micro Monthly Data ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2560 – ธันวาคม 2561	9
2.3	จำนวนข้อมูล Census	10
2.4	สถิติการขอใช้ข้อมูลจาก FEDR: http://riped.utcc.ac.th/fedr	34
3.1	จำนวนครัวเรือนตัวอย่างซ้ำรายเดือนที่ถูกสัมภาษณ์ในรอบที่ผ่านมา	41
4.1	จำนวนประชากร ครัวเรือน และขนาดครัวเรือนเฉลี่ย พ.ศ. 2503 – 2553	42

บทที่ 1

บทนำ

1.1 ความเป็นมา

ที่ผ่านมาประเทศไทยประสบปัญหาขาดแคลนงานวิจัยเชิงลึกที่ประยุกต์ใช้ข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำ (household panel data) ในประเด็นต่างๆ อาทิ การออกแบบระบบการเงิน (design of financial system) ปัญหาความเหลื่อมล้ำและความยากจน การบริหารสินทรัพย์และความเสี่ยงของครัวเรือนในชนบท การติดตามปัญหาหนี้ครัวเรือนในชนบท (household indebtedness tracking) อุปสรรคและข้อจำกัดด้านการเงิน (financial constraints) ของครัวเรือนและธุรกิจขนาดเล็ก และปัญหาสังคมผู้สูงอายุ (aging society) ซึ่งล้วนแล้วแต่เป็นประเด็นที่มีความสำคัญต่อการพัฒนาประเทศทั้งในด้านเศรษฐกิจและสังคม

จากปัญหาดังกล่าว จึงมีความจำเป็นอย่างยิ่งที่ต้องจัดทำชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้ด้านเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทยเพื่อสร้างองค์ความรู้ในประเด็นดังกล่าว โดยชุดโครงการฯ ได้รับความร่วมมือด้านวิชาการจาก Professor Robert M. Townsend, Elizabeth & James Killian Professor of Economics ณ มหาวิทยาลัย Massachusetts Institute of Technology ซึ่งเป็นผู้เชี่ยวชาญด้านเศรษฐศาสตร์พัฒนา เศรษฐศาสตร์การเงินและการคลัง และเศรษฐศาสตร์ทฤษฎี ที่ศึกษาครัวเรือนไทยมาเป็นเวลากว่า 20 ปี ทั้งนี้ Professor Robert M. Townsend และทีมงานได้พัฒนาฐานข้อมูล Townsend Thai Data ขึ้นมาในปี 1997 และยังคงดำเนินการอยู่จนถึงปัจจุบัน ซึ่งได้กลายเป็นต้นแบบให้กับองค์กรในประเทศต่าง ๆ นำไปพัฒนาฐานข้อมูลในลักษณะเดียวกัน เช่น ธนาคารกลางของประเทศเม็กซิโก ธนาคารกลางของประเทศชิลี และธนาคารกลางของประเทศสเปน เป็นต้น

นอกจากนี้ ชุดโครงการฯ ยังมีความมุ่งหวังที่จะสร้างเครือข่ายนักวิจัยที่มีความเชี่ยวชาญในประเด็นที่เกี่ยวข้องกับการพัฒนาประเทศ และสามารถประยุกต์ใช้ฐานข้อมูล Townsend Thai Data ได้อย่างมีประสิทธิภาพ อีกทั้งยังจะเชื่อมโยงกับเครือข่ายนักวิจัยในต่างประเทศที่นำข้อมูลชุดนี้ไปใช้อย่างแพร่หลายมาก่อนหน้านี้แล้ว ซึ่งจะช่วยให้เกิดการแลกเปลี่ยน/เรียนรู้ ระหว่างนักวิจัยทั้งสองกลุ่ม อันจะนำไปสู่การสร้างองค์ความรู้ใหม่ ๆ ในด้านเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทยที่มากขึ้น และท้ายที่สุดจะช่วยให้เราสามารถออกแบบนโยบายโดยอาศัยงานวิจัยเชิงลึกที่มีคุณภาพ จนเกิดประสิทธิภาพสูงสุดต่อประเทศได้

1.2 วัตถุประสงค์การวิจัย

1. เพื่อพัฒนาองค์ความรู้ด้านเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย

2. เพื่อสร้างเครือข่ายนักวิจัยทั้งภายในและภายนอกประเทศที่มีความเชี่ยวชาญ สามารถผลิตงานวิจัยเชิงลึกโดยการประยุกต์ใช้ฐานข้อมูล Townsend Thai Data
3. เพื่อพัฒนาฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำรายเดือน (monthly micro data) ให้มีข้อมูลต่อเนื่องและเป็นประโยชน์ต่อการพัฒนาประเทศ

1.3 กิจกรรมต่าง ๆ เพื่อให้บรรลุวัตถุประสงค์

1.3.1 กิจกรรมเพื่อพัฒนาองค์ความรู้ด้านเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย

กิจกรรมหลัก

1. จัดประชุมพัฒนาข้อเสนอโครงการร่วมกับนักวิจัย สกว. – ธปท. เพื่อให้ข้อเสนอโครงการตรงตามวัตถุประสงค์ของชุดโครงการ
2. คัดกรองข้อเสนอโครงการ โดยผู้ทรงคุณวุฒิทำหน้าที่ประเมินโครงการวิจัย เพื่อเสนอขอรับทุนในปีงบประมาณ 2562
3. ตรวจสอบข้อเสนอโครงการที่นักวิจัยปรับแก้ก่อนส่งให้ สกว. ขึ้นสัญญาโครงการ
4. จัดประชุมคณะกรรมการกำกับทิศทางการวิจัยและคณะทำงานชุดโครงการ

1.3.2 กิจกรรมติดตามโครงการฯ

กิจกรรมหลัก

1. ติดตามการดำเนินงานในเดือนที่ 3 หลังรับทุน

กิจกรรมรอง

- จัดการประชุมกับนักวิจัยเพื่อรับทราบแผนการดำเนินงานรวมถึงปัญหาที่อาจเกิดขึ้นและหนทางแก้ไข

2. ติดตามการดำเนินงานในเดือนที่ 6 หลังรับทุน

กิจกรรมรอง

- จัดการประชุมนำเสนอรายงานความก้าวหน้า 6 เดือนที่ 1 ระหว่างนักวิจัยและผู้ทรงคุณวุฒิเพื่อรับทราบผลการดำเนินงานของโครงการวิจัย ปัญหาที่เกิดขึ้นและการแก้ไข
 - ตรวจสอบรายงานความก้าวหน้า 6 เดือนที่ 1 ของโครงการวิจัยที่รับทุน และจัดส่งให้ผู้ทรงคุณวุฒิประเมินผลความก้าวหน้า
 - สรุปผลการดำเนินงานให้กับ สกว.
3. ตรวจสอบโครงการวิจัยที่ได้รับทุนตามความเหมาะสม
 4. จัดประชุมแก้ไขปัญหาและอุปสรรคร่วมระหว่างนักวิจัย ผู้ทรงคุณวุฒิและ สกว. ในกรณีประสบปัญหา/อุปสรรคในการดำเนินโครงการ

1.3.3 กิจกรรมเพื่อพัฒนาต่อยอดหรือขยายผลผลงานวิจัย

1. จัดการประชุมระหว่างนักวิจัย ผู้ทรงคุณวุฒิ และผู้มีส่วนร่วม เพื่อระดมความคิดเพื่อพัฒนาต่อยอดหรือขยายผลงานที่ได้รับทุน
2. จัดสัมมนาเสนอผลงานของโครงการวิจัยและพัฒนาที่ดำเนินเสร็จสมบูรณ์ต่อผู้ใช้ประโยชน์และผู้สนใจ

1.4 แผนการพัฒนาโครงการ/ การติดตามโครงการ/ การประเมินผลงานวิจัย ประมาณ 6 ประเด็น

ชุดโครงการนี้จะพัฒนา ติดตาม และประเมินผลงานวิจัยย่อย โดยมีประเด็นหลักในการศึกษาดังต่อไปนี้

1. The financial life cycle of Thai households: management of assets, real and financial assets, saving for older age in theory and in practice. Regional comparison: northeast vs central or rich vs poor. Related are case studies of the lives of Thai households, including debt management and other issues. Including studies of aging population.
2. The role of the village, or community, as an informal network of support and assistance, including the role in gifts and loans in providing insurance, if not credit. Viewing the village or community as a financial market and the theory of portfolio diversification.
3. The industrial organization of financial service providers and their use by Thai households and business in their financial strategies. The interaction among government and private sector banks in the location of branches and services.
4. Obstacles and limitations, needs for improvement: the study of cash management, insurance against long term disability, investment and long term capital flows.
5. Local, regional and national development, the role of within country trade and capital flows and quantification of welfare impact. The role of financial deepening.
6. Aging society: effects of population structure on family institution and community in rural Thailand.

1.5 ผลที่คาดว่าจะได้รับในแต่ละช่วงเวลา

ตารางที่ 1.1: ตารางกิจกรรมและผลที่คาดว่าจะได้รับ

เวลา	กิจกรรม	ผลที่คาดว่าจะได้รับ (output)
6 เดือนที่ 1	1 จัดประชุมพัฒนาข้อเสนอโครงการร่วมกับนักวิจัย สกว - ธปท เพื่อให้ข้อเสนอโครงการตรงตามวัตถุประสงค์ของชุดโครงการ	ได้ข้อเสนอโครงการที่ตรงตามวัตถุประสงค์
	2 คัดกรองข้อเสนอโครงการ โดยผู้ทรงคุณวุฒิทำหน้าที่ประเมินโครงการวิจัย เพื่อเสนอขอรับทุนในปีงบประมาณ 2562	ได้ข้อเสนอโครงการที่ผ่านการคัดกรองแล้ว
	3 ตรวจสอบข้อเสนอโครงการที่นักวิจัยปรับแก้ก่อนส่งให้ สกว. ขึ้นสัญญาโครงการ	ได้ข้อเสนอโครงการที่ปรับแก้แล้ว
	4 จัดประชุมคณะกรรมการกำกับทิศทางกรวิจัยและคณะทำงานชุดโครงการ	ได้รูปแบบและแนวทางในการดำเนินงาน
	5. จัดการประชุมนำเสนอรายงานความก้าวหน้า 6 เดือนที่ 1 ระหว่างนักวิจัยและผู้ทรงคุณวุฒิเพื่อรับทราบผลการดำเนินงานของโครงการวิจัย ปัญหาที่เกิดขึ้นและการแก้ไข	รับทราบความก้าวหน้าของงานวิจัยแต่ละโครงการ
	6. ตรวจสอบรายงานความก้าวหน้า 6 เดือนที่ 1 ของโครงการวิจัยที่รับทุน และจัดส่งให้ผู้ทรงคุณวุฒิประเมินผลความก้าวหน้า และสรุปผลการดำเนินงานให้กับ สกว.	ได้รายงานความก้าวหน้า
6 เดือนที่ 2	1. ตรวจสอบโครงการวิจัยที่ได้รับทุนตามความเหมาะสม	รับทราบความก้าวหน้าของงานวิจัยแต่ละโครงการ
	2. ตรวจสอบและสรุปผล	ได้องค์ความรู้ที่จะนำไปสู่การออกแบบนโยบายด้านเศรษฐศาสตร์และสังคมให้มีประสิทธิภาพ
	3. จัดสัมมนาเสนอผลงานของโครงการวิจัยและพัฒนาที่ดำเนินเสร็จสมบูรณ์ต่อผู้ใช้ประโยชน์และผู้สนใจ	

1.6 ผลที่คาดว่าจะได้รับเมื่อการดำเนินงานเสร็จสิ้นที่เป็นรูปธรรม และตัวชี้วัดความสำเร็จของโครงการ

1. ในระหว่างการดำเนินการวิจัย โครงการจะนำเสนอความก้าวหน้าของโครงการในรูปแบบรายงานการวิจัย รายงานความก้าวหน้าของโครงการ รายงานการสังเคราะห์ข้อมูล และข้อมูลที่เกี่ยวข้องกับการส่งเสริมการกำหนดนโยบายหรืออื่น ๆ ตามความเหมาะสมและความพร้อมของข้อมูล อย่างน้อยปีละ 6 ครั้ง
2. ภายในระยะเวลา 3 ปี (ระยะเวลาของ MOU) โครงการจะสามารถผลิตงานวิจัยเชิงลึกจากฐานข้อมูล Townsend Thai Data ที่สามารถนำไปตีพิมพ์ในวารสารระดับนานาชาติได้อย่างน้อย 1 เรื่องต่อ 1 โครงการ

1.7 แผนการดำเนินการ

ตารางที่ 1.2: แผนการดำเนินงาน

กิจกรรม	มี.ค.	เม.ย.	พ.ค.	มิ.ย.	ก.ค.	ส.ค.	ก.ย.	ต.ค.	พ.ย.	ธ.ค.	ม.ค.	ก.พ.
1.คัดกรองข้อเสนอโครงการ โดยผู้ทรงคุณวุฒิทำหน้าที่ประเมินโครงการวิจัย เพื่อเสนอขอรับทุนในปีงบประมาณ 2561	✓											
2.ตรวจสอบข้อเสนอโครงการที่นักวิจัยปรับแก้ก่อนส่งให้ สกว.ขึ้นสัญญาโครงการ ปี 2561	✓											
3.ขึ้นสัญญาโครงการในปีงบประมาณ 2561	✓											
4.ตรวจเยี่ยมโครงการวิจัยที่ได้รับทุนตามความเหมาะสม		✓	✓	✓								
5. จัดอบรมการใช้ข้อมูลตัวอย่างซ้ำรายบุคคล (ORG Data) ครั้งที่ 2				✓								
6.จัดประชุมระดมสมองนักวิจัยในชุดโครงการฯ					✓							
7.สรุปผลการจัดกิจกรรมและจัดทำรายงานความก้าวหน้า 6 เดือนที่ 1 ของชุดประสานงาน						✓						
8.จัดอบรมการใช้ข้อมูล Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 3						✓						
9.จัดประชุมนำเสนอรายงานฉบับสมบูรณ์ 6 เดือนที่ 2 ในปีงบประมาณ 2560 (3 โครงการ คุณสมบัติ, อ.เนื้อแพร์, อ.เขาวานา)							✓					
10.จัดประชุมคณะกรรมการกำกับทิศทางวิจัยและคณะทำงานชุดโครงการ							✓					
11.จัดประชุมนำเสนอรายงานความก้าวหน้า 6 เดือนที่ 1 ในปีงบประมาณ 2561 (1 โครงการ อ.นราพงศ์)								✓				
12.จัดประชุมนำเสนอรายงานฉบับสมบูรณ์ 6 เดือนที่ 3 ในปีงบประมาณ 2560 (1 โครงการ คุณสมบัติ)								✓				
13.เปิดรับพิจารณาข้อเสนอโครงการ เพื่อเสนอขอรับทุนในปีงบประมาณ 2562									✓	✓	✓	
14.จัดอบรมการใช้ข้อมูล Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 4												✓
15.จัดสัมมนาเสนอผลงานของโครงการวิจัยและพัฒนาที่ดำเนินเสร็จสมบูรณ์ต่อผู้ใช้ประโยชน์และผู้สนใจ												✓

1.8 กระบวนการผลักดันผลงานออกสู่การใช้ประโยชน์

1. การประชุมเชิงวิชาการ

เชิญผู้ทรงคุณวุฒิจากสาขาและหน่วยงานที่เกี่ยวข้องมาร่วมประชุมเชิงวิชาการ

2. การพิมพ์เผยแพร่ผลงาน

โครงการจะเผยแพร่ผลการวิจัยผ่านเว็บไซต์และการจัดประชุมวิชาการเป็นหลัก

3. การเสนอผลงานในการประชุมนานาชาติ

ตีพิมพ์บทความวิจัยในวารสารวิชาการระดับนานาชาติ เช่น *Econometrica*, *Journal of Political Economy*, *Quarterly Journal of Economics*, *Journal of Development Economics* เป็นต้น

4. กระบวนการผลักดันผลงานดังกล่าวออกสู่การใช้ประโยชน์อื่นๆ เช่น ด้านนโยบาย ด้านการพัฒนาชุมชนท้องถิ่น

ในระยะยาว องค์ความรู้ที่ได้จากงานวิจัยจะถูกนำมาสังเคราะห์เพื่อออกแบบนโยบายเกี่ยวกับระบบการเงินและการคลัง นโยบายเพื่อลดความยากจนและความเหลื่อมล้ำ นโยบายที่เกี่ยวข้องกับสังคมผู้สูงอายุ รวมถึงช่วยในการวางแผนพัฒนาชุมชนอย่างเป็นระบบ ซึ่งคาดว่าองค์กรที่มีบทบาทต่อการกำหนดนโยบายของประเทศ เช่น ธนาคารแห่งประเทศไทย สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ กระทรวงการคลัง สถาบันการเงินทั้งภาครัฐและเอกชน จะสามารถใช้ประโยชน์จากผลการวิจัยนี้ได้

ทั้งนี้ ชุดโครงการฯ จะจัดสัมมนาเสนอผลงานของโครงการวิจัยและพัฒนาที่ดำเนินเสร็จสมบูรณ์ระหว่างนักวิจัย ผู้ทรงคุณวุฒิ ผู้มีส่วนร่วมและผู้สนใจ เพื่อระดมความคิดเพื่อพัฒนาต่อยอดหรือขยายผลจากองค์ความรู้ที่ได้จากงานวิจัยมาสังเคราะห์เพื่อออกแบบนโยบายด้านเศรษฐศาสตร์และสังคมให้มีประสิทธิภาพ ตลอดจนวางแผนพัฒนาชุมชนให้เป็นระบบมากขึ้น

บทที่ 2 การปฏิบัติงานตามกรอบภารกิจ

2.1 การสร้างและสนับสนุนโครงการวิจัย

ภารกิจหลักของชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” คือ การสร้างและสนับสนุนโครงการวิจัยที่จะเอื้อประโยชน์อย่างเป็นรูปธรรมตามเป้าหมายของฝ่ายและชุดโครงการ เพื่อส่งเสริมและสนับสนุนการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ซึ่งประกอบไปด้วยโครงการต่าง ๆ ดังนี้

ตารางที่ 2.1: โครงการวิจัยภายใต้ชุดโครงการฯ

ชื่อโครงการ/กิจกรรม (หัวหน้าโครงการ)	ระยะเวลา	งบประมาณ (บาท)
1. โครงการ “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม ระยะที่ 3” หัวหน้าโครงการ: คุณสมบัติ ศกุนตะเสฐียร	1 ปี 5 เดือน (1 ส.ค. 60 – 31 ธ.ค. 61) ขอขยายไปเป็น 13 มี.ค. 62	11.5 ล้านบาท (สกว. 6.5 ล้านบาท + ธปท. 5 ล้านบาท)
2. โครงการ “บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต” หัวหน้าโครงการ: ดร.เนื่อแพร เล็กเฟื่องฟู	1 ปี (1 ส.ค. 60 – 31 ก.ค. 61) ขอขยายไปเป็น 30 ก.ย. 61	599,500 บาท
3. โครงการ “การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data” หัวหน้าโครงการ: ดร.เขาวนา เพชรรัตน์	1 ปี (15 ก.ค. 60 – 15 ก.ค. 61) ขอขยายไปเป็น 13 พ.ย. 61	456,500 บาท
4. โครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม ระยะที่ 2” หัวหน้าโครงการ: ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล	1 ปี (15 ก.ค. 61 – 15 ก.ค. 62)	1,048,840 บาท
5. โครงการ “ระบบวิเคราะห์ข้อมูลจากฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม” หัวหน้าโครงการ: ดร.ภัทรพรณ อดทน	6 เดือน (ก.พ. 62 – ก.ค. 62)	475,000 บาท

2.1.1 โครงการ “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม ระยะที่ 3” (Household Panel Data for Socio-Economic Research)

โครงการนี้เป็นโครงการเก็บข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำใน Townsend Thai Data ระยะต่อเนื่อง ระยะที่ 3 ซึ่งในปี 2560 นี้จะเป็นปีสุดท้ายของการเก็บข้อมูลครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำรายเดือน โดยจะสิ้นสุดลงในเดือนพฤศจิกายน 2560 กล่าวคือ การเก็บข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำรายเดือน (monthly resurvey) จะดำเนินการระหว่างเดือนสิงหาคม 2560 ไปจนถึงเดือนพฤศจิกายน 2560 หลังจากนั้น กิจกรรมส่วนหนึ่งจะเป็นการบันทึกข้อมูลและทำความสะอาดข้อมูล (data cleaning) ซึ่งต้องใช้เวลาอีกประมาณ 3 เดือน

นอกจากนี้ เพื่อปรับปรุงข้อมูลครัวเรือนในพื้นที่ที่มีการเก็บข้อมูลให้เป็นปัจจุบัน นักวิจัยจำเป็นต้องเก็บข้อมูลพื้นฐานของทุกครัวเรือนหรือกลุ่มประชากรในพื้นที่ (census) 16 หมู่บ้าน 4 จังหวัด ได้แก่ ลพบุรี ฉะเชิงเทรา บุรีรัมย์ และศรีสะเกษ ซึ่งมีผลทำให้ระยะเวลาในการดำเนินการต้องขยายเป็น 17 เดือน โดยที่ค่าใช้จ่ายทั้งหมดยังเท่ากับปีก่อนคือ 11.5 ล้านบาทตลอดโครงการ

การเก็บข้อมูลสำมะโนประชากร (census) หรือข้อมูลพื้นฐานของทุกครัวเรือนในหมู่บ้านกลุ่มตัวอย่างหลังจากการเก็บข้อมูล monthly resurvey มีความจำเป็นอย่างยิ่งเพราะจะช่วยตรวจสอบได้ว่า กลุ่มตัวอย่างที่เก็บมาตลอดระยะเวลาของการสำรวจตั้งแต่เริ่มต้นจนถึงปัจจุบันนั้นมีการเปลี่ยนแปลงอย่างไรและเพื่อให้มั่นใจว่าข้อมูลที่ได้เป็นตัวแทนที่ดีมากที่สุดแค่นั้น นอกจากนี้ ข้อมูลสำมะโนประชากรยังจะช่วยให้ นักวิจัยสามารถศึกษาการเปลี่ยนแปลงของครัวเรือนและชุมชนที่เกิดขึ้นในช่วง 20 ปีที่ผ่านมาได้ในวงกว้างมากขึ้น อันจะเป็นส่วนเสริมกันกับข้อมูลกลุ่มตัวอย่างที่มีการเก็บมาอย่างต่อเนื่องยาวนาน โดยมีจำนวนครัวเรือนจากข้อมูลตัวอย่างซ้ำรายเดือนทั้ง 4 จังหวัด และข้อมูลสำมะโนประชากรของ 16 หมู่บ้าน แสดงได้ตามตารางที่ 2.2 และ 2.3 ดังต่อไปนี้

ตารางที่ 2.2 : จำนวนข้อมูล Micro Monthly Data ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2560 – ธันวาคม 2561

	ฉะเชิงเทรา	บุรีรัมย์	ลพบุรี	ศรีสะเกษ	รวม
สิงหาคม 2560 (เดือนที่ 228)	159	169	176	161	665
กันยายน 2560 (เดือนที่ 229)	159	169	176	161	665
ตุลาคม 2560 (เดือนที่ 230)	159	169	176	161	665
พฤศจิกายน 2560 (เดือนที่ 231)	159	169	176	161	665

ตารางที่ 2.3 : จำนวนข้อมูล Census

ฉะเชิงเทรา		ลพบุรี		บุรีรัมย์		ศรีสะเกษ	
รหัสหมู่บ้าน	จำนวนครัวเรือน	รหัสหมู่บ้าน	จำนวนครัวเรือน	รหัสหมู่บ้าน	จำนวนครัวเรือน	รหัสหมู่บ้าน	จำนวนครัวเรือน
2	108	1	185	2	73	1	34
4	59	3	180	10	121	6	97
7	46	4	99	13	193	9	62
8	51	6	77	14	132	10	27
รวม	264	รวม	541	รวม	519	รวม	252

สถานะโครงการฯ ณ ปัจจุบัน ทีมงานได้เก็บข้อมูลตัวอย่างซ้ำรายเดือนเสร็จสมบูรณ์แล้วในเดือนพฤศจิกายน 2560 โดยมีข้อมูลทั้งสิ้น 231 เดือน และหลังจากนั้นได้เก็บข้อมูลสำมะโนประชากรทั้ง 16 หมู่บ้านแล้วเสร็จในเดือนเมษายน 2561 และได้มีการบันทึกข้อมูลและการทำความสะอาดข้อมูลซึ่งแล้วเสร็จในเดือนมีนาคม 2562 ที่ผ่านมานี้

2.1.2 โครงการ “บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต”

โครงการนี้เป็นการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างรูปแบบลักษณะของครัวเรือนกับการลงทุนของครัวเรือนในเด็กและผลลัพธ์ระยะกลาง โดยที่การวิจัยนี้ยังมีความตั้งใจหาข้อเสนอแนะแก่นโยบายรัฐในการเตรียมความพร้อมเรื่องคุณภาพของกำลังแรงงานและทักษะสำหรับสังคมสูงอายุที่ปริมาณการเกิดลดลง โดยวิธีการศึกษาจะใช้วิธีทางเศรษฐมิติกับฐานข้อมูล Townsend Thai Data เป็นหลักและประกอบกับฐานข้อมูลประชากรจากแหล่งอื่น ๆ ที่เกี่ยวข้อง นอกจากนี้ตัวอย่างข้อมูลจาก Townsend Thai Data ยังชี้ให้เห็นถึงความสัมพันธ์ระหว่างจำนวนเงินส่งกลับ (remittances) และลักษณะของครัวเรือนไว้ โดย อนันต์ ภาวสุทธิไพศิฐ (2559) พบว่า ครัวเรือนแบบแหวงกลางโดยเฉลี่ยได้รับจำนวนเงินส่งกลับมากที่สุด ทำให้เห็นว่าครัวเรือนในตัวอย่างของประเทศไทยมีการ pool resource ในปริมาณหนึ่ง ซึ่งอาจเป็นสื่อกลางของกลไกการจัดสรรทรัพยากรของครัวเรือนเพื่อใช้ในการลงทุนกับสมาชิกวัยเด็กของครอบครัว

ดังนั้น โครงการนี้จะสร้างโมเดลเชิงเศรษฐศาสตร์ที่แสดงถึงการจัดสรรทรัพยากรภายในครัวเรือนในรูปแบบของ overlapping generation resource transfer เพื่อเป็นแนวทางในการศึกษาทิศทางความสัมพันธ์ระหว่างลักษณะโครงสร้างของครัวเรือนและการลงทุนเชิงทักษะในเด็ก อีกทั้ง จะสรุปข้อมูลสถิติเชิงตัดขวางและเชิงพลวัตจากข้อมูลครัวเรือนที่ติดตาม เพื่อแสดงภาพความสัมพันธ์ระหว่างลักษณะโครงสร้างครัวเรือน การจัดสรรทรัพยากรในครัวเรือน และการลงทุนในเด็ก ซึ่งรวมถึงผลลัพธ์ต่อการพัฒนาการของเด็กและทักษะโดยรอบ เช่น ภาวะสุขภาพ การศึกษา เป็นต้น

ผลการวิจัยสรุปได้ว่า การย้ายถิ่นเพื่อแสวงหาโอกาสทางเศรษฐกิจนับเป็นช่องทางสำคัญในการยกระดับทางเศรษฐกิจของประชากรทั้งในชนบทและในเมือง โดยการแสวงหาโอกาสทางเศรษฐกิจช่วยให้ครัวเรือนดังกล่าวมีรายได้เพิ่มขึ้นจากเงินส่งกลับที่ได้มาจากสมาชิกในครัวเรือนซึ่งออกไปทำงานต่างพื้นที่ แต่ขณะเดียวกัน เราพบว่า การย้ายถิ่นของสมาชิกครัวเรือนที่อยู่ในวัยสร้างครอบครัว โดยที่ต้องฝากบุตรไว้ให้ญาติผู้ใหญ่เลี้ยงดู กลับมีผลในทางลบต่อการสร้างทุนมนุษย์ของเด็กในครัวเรือนนั้น ทั้งในระยะสั้น และระยะยาว นั่นคือ จากการศึกษาผ่านข้อมูลที่ผู้วิจัยสามารถติดตามบุคคลหนึ่ง ๆ ในหลายช่วงเวลาตั้งแต่เกิดจนโต เราพบว่า การได้รับการศึกษาของเด็กเหล่านี้อยู่ในระดับที่ต่ำกว่าเด็กที่เติบโตมาพร้อมกับพ่อแม่ที่อยู่ครบหน้า ส่วนเงินรายได้ที่ส่งกลับมาช่วยค่าใช้จ่ายในการเลี้ยงดูนั้น ยังไม่เพียงพอที่จะทดแทนบทบาทของพ่อแม่ที่อยู่ดูแลลูกอย่างใกล้ชิด

นักวิจัยจึงมองว่า ผลการศึกษานี้สอดคล้องกับข้อเสนอแนะเชิงนโยบายสองข้อ ข้อแรกคือนโยบายควรให้การสนับสนุนผู้ปกครองที่เลี้ยงดูเด็ก เช่น ปู่ย่าตายาย ให้พวกเขาได้รับความรู้ ความเข้าใจในการเลี้ยงดูเด็ก พร้อมทั้งเสริมกำลังสนับสนุนอื่นๆ เช่น การเข้าถึงศูนย์เลี้ยงดูเด็ก ที่เป็นการป้องกันและเสริมสร้างการสร้างสะสมทรัพยากรมนุษย์ได้อย่างดี ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว และยังสามารถลดผลเสียของการย้ายถิ่นของพ่อแม่ต่อการศึกษาของเด็ก และข้อสองคือนโยบายสร้างการกระจายโอกาสทางเศรษฐกิจไปสู่ชุมชนต่าง ๆ ที่ทั่วถึงมากขึ้น เพื่อให้มีความจำเป็นน้อยลงในการย้ายถิ่นสำหรับประชากรที่อยู่ในวัยสร้างครอบครัว

สถานะโครงการฯ ณ ปัจจุบัน โครงการดำเนินการเสร็จสิ้นแล้วในเดือนกันยายน 2561

2.1.3 โครงการ “การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data”

โครงการนี้ นักวิจัยจะใช้ข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำรายเดือน (monthly panel data) จาก Townsend Thai Data เพื่อศึกษาการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตสินค้าเกษตรของครัวเรือนเกษตรกรใน 4 จังหวัด ได้แก่ จังหวัดลพบุรี ฉะเชิงเทรา บุรีรัมย์ และศรีสะเกษ ด้วยข้อมูลที่มีความต่อเนื่องยาวนานและมีความละเอียดสูง งานวิจัยชิ้นนี้จะช่วยสะท้อนให้เห็นถึงพัฒนาการและพลวัตของการตัดสินใจเลือกประเภทสินค้าเกษตรว่า เกือบ 15 ปีที่ผ่านมาครัวเรือนเกษตรกรไทยได้พยายามพัฒนาความชำนาญด้านการผลิตด้วยวิธีการเลือกผลิตสินค้าเกษตรแบบเฉพาะอย่าง (specialization) มากขึ้น หรือพยายามที่จะกระจายความเสี่ยงด้วยวิธีการผลิตสินค้าเกษตรแบบหลากหลาย (diversification) มากขึ้น นอกจากนี้ นักวิจัยยังจะศึกษาบทบาทในความแตกต่างของลักษณะครัวเรือน (household heterogeneity) และบทบาทของภาครัฐที่มีผลต่อการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตสินค้าเกษตร ผลการวิจัยในครั้งนี้จะมีส่วนช่วยให้ผู้กำหนดนโยบายสามารถออกแบบนโยบายที่ตอบสนองต่อความต้องการของครัวเรือนเกษตรกรได้อย่างมีประสิทธิภาพในอนาคต

ผลการวิจัยสรุปได้ว่า โดยภาพรวมครัวเรือนมีรูปแบบการผลิตเกษตรคล้ายคลึงกัน คือ ครัวเรือนมากกว่าร้อยละ 75 มีความหลากหลายในการผลิตอยู่ในระดับต่ำถึงกลาง (ค่า DI ไม่เกินจาก

0.6) ซึ่งกล่าวได้ว่า คริวเรือนส่วนใหญ่มีการกระจายความหลากหลายในการผลิตน้อย เน้นทำการเกษตรแบบเฉพาะอย่าง (single output) มากกว่าการผลิตแบบหลากหลาย (diversification) โดยเฉพาะอย่างยิ่งในช่วง 7 ปีหลังของระยะเวลาการศึกษา (ปี พ.ศ. 2549-2555) คริวเรือน 4 จังหวัดมีการกระจายชนิดการผลิตลดลง หรือได้ลดความหลากหลายของประเภท/ชนิดผลผลิตลง หันไปทำการผลิตแบบเฉพาะอย่างมากขึ้น ซึ่งการเปลี่ยนแปลงที่เกิดขึ้นเป็นผลจากปัจจัยได้หลายด้าน เช่น ความรู้และอายุของสมาชิกคริวเรือน ความพร้อมด้านการเงินและปัจจัยการผลิตของคริวเรือน และการดำเนินนโยบายของภาครัฐ/เอกชน รวมถึงความเหมาะสมของสภาพธรรมชาติและภูมิอากาศ

แม้ในช่วง 15 ปีที่ผ่านมา (พ.ศ. 2541-2555) เกษตรกรไทยได้มีการปรับเปลี่ยนรูปแบบการผลิตอยู่เสมอ ทั้งการผลิตแบบหลากหลายและแบบเน้นเฉพาะอย่าง เกษตรกรส่วนใหญ่ยังคงมีปัญหาด้านการผลิตและรายได้ต่ำ ขณะที่การกระจายความหลากหลายของชนิดผลผลิตเป็นวิธีจัดการความเสี่ยงอย่างหนึ่งที่เกษตรกรสามารถใช้เพื่อลดความไม่แน่นอนหรือแปรผันของรายได้ที่เกิดขึ้นจากความผันผวนของราคาสินค้าเกษตร การเปลี่ยนแปลงของสภาพธรรมชาติและภูมิอากาศต่อปริมาณผลผลิต รวมถึงความเสี่ยงจากการดำเนินนโยบายของภาครัฐ/เอกชน ซึ่งการทราบถึงรูปแบบการผลิตของคริวเรือน ปัจจัยที่ส่งผลต่อการปรับเปลี่ยน และประโยชน์ที่เกษตรกรได้รับจากการผลิตในรูปแบบต่าง ๆ นั้นจะช่วยให้การดำเนินนโยบายเพื่อส่งเสริม/ช่วยเหลือเกษตรกรเป็นไปอย่างมีประสิทธิภาพมากขึ้น

สถานะโครงการฯ ณ ปัจจุบัน โครงการดำเนินการเสร็จสิ้นแล้วในเดือนพฤศจิกายน 2561

2.1.4 โครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีคริวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม ระยะที่ 2”

โครงการนี้มีวัตถุประสงค์หลักในการขยายการจัดทำบัญชีคริวเรือนตามแนวทางของโครงการฐานข้อมูลบัญชีคริวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม โดยให้ครอบคลุมข้อมูลจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data ระยะเวลาอย่างน้อยถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 นอกจากนี้ โครงการนี้จะจัดทำบทสรุปและวิเคราะห์ข้อมูลทางสถิติเบื้องต้นของตัวแปรต่าง ๆ จากบัญชีคริวเรือนที่จัดทำขึ้น เพื่อศึกษาถึงการเปลี่ยนแปลงของสภาพเศรษฐกิจและสังคมโดยรวมของคริวเรือนในฐานข้อมูล โดยได้ศึกษาแนวทางการประยุกต์ใช้บัญชีคริวเรือนในการจัดการข้อมูลจากการสำรวจคริวเรือนภายใต้ Townsend Thai Monthly Micro Survey และจัดทำบัญชีคริวเรือนตามแนวทางที่ได้ศึกษาไว้แล้วจนถึงสิ้นปี พ.ศ. 2555 แต่ในปัจจุบันข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data ได้ถูกเผยแพร่ครอบคลุมระยะเวลามากขึ้นผ่านทางสถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและออกแบบนโยบาย (Research Institute for Policy Evaluation and Design) มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย ดังนั้น เพื่อให้เป็นประโยชน์ต่อการวิจัยมากขึ้น โครงการนี้จึงจะจัดการประมวลผลข้อมูลในลักษณะเดียวกันให้ครอบคลุมระยะเวลาตามที่มีการเผยแพร่โดยมหาวิทยาลัยหอการค้าไทย กล่าวคือ ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558

นอกจากนี้ เพื่อช่วยกระตุ้นให้นักวิจัยภายใต้ชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้ด้านเศรษฐกิจและสังคมของคริวเรือนไทยและนักวิจัยอื่น ๆ สนใจใช้ฐานข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data มากขึ้น โครงการฐานข้อมูลบัญชีคริวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคมระยะที่ 2 นี้ จะจัดทำบทสรุปและวิเคราะห์ข้อมูลทางสถิติเบื้องต้นของตัวแปรต่าง ๆ จากบัญชีคริวเรือนที่จัดทำขึ้น

เพื่อศึกษาถึงการเปลี่ยนแปลงของสภาพเศรษฐกิจและสังคมโดยรวมของครัวเรือนในฐานข้อมูล และชี้ให้เห็นถึงความเป็นจริง (Stylized Facts) ที่น่าสนใจบางประการที่อาจนำไปพัฒนาเป็นหัวข้อวิจัย หรือไปใช้ประโยชน์ในการกำหนดนโยบายทางเศรษฐกิจและสังคมต่อไปได้ในอนาคต

สถานะโครงการฯ ณ ปัจจุบัน โครงการจะดำเนินงานแล้วเสร็จในเดือนกรกฎาคม 2562

2.1.5 โครงการ “ระบบวิเคราะห์ข้อมูลจากฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม”

โครงการนี้จัดทำขึ้นเพื่อให้ นักวิจัยและบุคคลทั่วไปสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Survey Household Financial Accounting ไปใช้ประโยชน์ได้อย่างสะดวกยิ่งขึ้น โดยสามารถวิเคราะห์ทางสถิติจากข้อมูลจริง (Stylized facts) เพื่อให้ทราบถึงสถานการณ์ในภาพรวมอย่างรวดเร็ว และสามารถนำผลลัพธ์ดังกล่าวไปใช้ประโยชน์ได้ทันที นักวิจัยจึงได้จัดทำโครงการระบบวิเคราะห์ข้อมูลจากฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม เป็นระบบ web based application สำหรับวิเคราะห์ข้อมูลบัญชีครัวเรือน มีระยะเวลาดำเนินงาน 6 เดือน โดยนักวิจัยวางแผนที่จะสร้างระบบฐานข้อมูลและระบบสารสนเทศที่สามารถใช้งานได้ง่าย มีความยืดหยุ่นสูง และมีความน่าเชื่อถือ โดยมีการคำนวณค่าทางสถิติจากข้อมูลระดับย่อยได้โดยตรงจากฐานข้อมูลส่วนกลางผ่านระบบออนไลน์ที่พัฒนาบนระบบแม่ข่ายแบบประมวลผลกลุ่มเมฆ (Cloud Server) เพื่อให้บริการแก่ผู้ใช้งานระดับต่าง ๆ โดยไม่ต้องมีต้นทุนในการบำรุงรักษา มีเครื่องมือทางสถิติสำหรับการวิเคราะห์ข้อมูลบัญชีครัวเรือนและรูปแบบการนำเสนอที่หลากหลาย ผู้ใช้สามารถสามารถสร้างสถิติที่หลากหลายในรูปแบบต่าง ๆ ได้ตามที่ต้องการ

สถานะโครงการฯ ณ ปัจจุบัน โครงการอยู่ระหว่างการดำเนินงาน

2.2 กิจกรรมติดตามความก้าวหน้าโครงการ

2.2.1 การประชุมโครงการวิจัยภายใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ครั้งที่ 1/2561

ซึ่งจัดขึ้นในวันอังคารที่ 13 กุมภาพันธ์ 2561 เวลา 09.00 – 12.00 น. ณ ห้องประชุม 1 ชั้น 14 สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.) โดยมีรายละเอียดดังนี้

1. การสรุปสถานะโครงการวิจัยภายใต้ชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ระยะที่ 2 ประกอบด้วย 5 โครงการ ได้แก่
 - โครงการ อ.อนันต์ ภาวสุทธิไพศิฐ
 - โครงการ อ.ภัทรพรรณ อดทน
 - โครงการ อ.เนื่อแพร เล็กเฟื่องฟู
 - โครงการ อ.เชาวนา เพชรรัตน์
 - โครงการ คุณสมบัติ ศกุนตะเสฐียร

2. การนำเสนอร่างรายงานวิจัยฉบับสมบูรณ์ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ระยะที่ 2 โดย รศ.ดร.วีระชาติ กิเลนทอง สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและออกแบบนโยบาย มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย (6 เดือนที่ 2)

สรุปข้อเสนอแนะ

- เน้นให้ชุดโครงการฯ ทำงานวิจัยที่มาจากฐานราก เพื่อให้มองเห็นภาพรวมของประเทศไทยทั้งในเมืองและชนบท
- ส่งเสริมให้มีการจัดทำนโยบายที่มาจากงานวิจัย โดยนำเสนอต่อผู้กำหนดนโยบาย เพื่อแก้ปัญหาค่าความยากจน และยกระดับเศรษฐกิจ
- เผยแพร่ข้อมูล ด้วยการสังเคราะห์ข้อมูลที่คนทั่วไปสามารถเข้าใจได้
- เสนอให้มีการจัด Conference เกี่ยวกับความยากจน และระดับเศรษฐกิจฐานราก
- หากชุดโครงการฯ มีความสนใจที่จะทำข้อมูล Panel ต่อ ให้ติดต่อสำนักงานสถิติแห่งชาติ

3. การนำเสนอโครงการประสานงานชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ระยะที่ 3 โดย ผศ.ดร.วีระชาติ กิเลนทอง สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและออกแบบนโยบาย มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย

สรุปข้อเสนอแนะ

- ปรับแก้งบประมาณในบางส่วน และเพิ่มงบประมาณในการจัดประชุมเพื่อนำเสนอผลงานวิจัยที่เสร็จสิ้นแล้ว

4. การนำเสนอร่างรายงานวิจัยฉบับสมบูรณ์ชุดโครงการ “การเปลี่ยนแปลงของความยากจนในชนบทไทย กรณีศึกษา Townsend Thai Data” โดย อ.ดร.อนันต์ ภาวสุทธิไพศิฐ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ (6 เดือนที่ 2)

สรุปข้อเสนอแนะ

- เพิ่มสารบัญญัตินิยาม ระบุเงื่อนไขที่ใช้ในรายงาน (นิยามกลุ่มความยากจนต่าง ๆ หรือคำศัพท์เฉพาะ)
- เพิ่มคำอธิบาย ในกรณีที่ครัวเรือนหลุดพ้นจากความยากจนจากเหตุการณ์ที่เกิดขึ้นอย่างไม่คาดคิด แต่ส่งผลกระทบทำให้การบริโภคเพิ่มขึ้น กรณีมีคนเสียชีวิต แล้วต้องใช้จ่ายเงินค่าทำศพ
- ในรายงานพิจารณาเฉพาะค่าใช้จ่าย แต่ไม่ได้พิจารณาความสามารถในการใช้จ่ายว่าเงินมาจากแหล่งไหน มีการกู้ยืมจากที่ไหน ควรพิจารณาในส่วนดังกล่าวด้วย

- เพิ่มข้อสรุปเกี่ยวกับองค์ประกอบที่ทำให้เกิดความยากจนเรื้อรังในบทสรุปผู้บริหาร
 - ในบทที่ 1 เพิ่มรายละเอียดเกณฑ์การวัดความยากจนที่ศึกษาจากวรรณกรรมมาแล้วว่างานวิจัยนี้ใช้เกณฑ์อะไร ทำไมถึงแบ่งกลุ่มเป็น ร้อยละ 10, 25 และ 50
5. การนำเสนอร่างรายงานวิจัยฉบับสมบูรณ์โครงการ “การจัดทำฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร” โดย ดร.ภัทรพรรณ อดทน สังกัด สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและออกแบบนโยบาย มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย (6 เดือนที่ 2)
- สรุปข้อเสนอแนะ
- ควรสรุปผลลัพธ์ที่ได้จากตารางสถิติในภาคผนวกว่าต้องการสื่ออะไรถึงข้อมูลที่จัดทำขึ้น และควรจัดประชาสัมพันธอบรมการใช้โค้ดคำสั่งอีกครั้งเพื่อให้นักศึกษา อาจารย์ นักวิจัยในมหาวิทยาลัยต่าง ๆ ได้รับทราบด้วย
 - ควรเพิ่มข้อจำกัดของข้อมูล โดยระบุว่าข้อมูลในแต่ละชุดจะถูกสัมภาษณ์ซ้ำได้มากที่สุด 4 ครั้งในรอบ 2 ปี
 - แก้ไข Flow Chart ในรายงานขั้นตอนการสร้างข้อมูลตัวอย่างซ้ำ
 - ในภาคผนวก ก. ควรเพิ่มคำอธิบายหรือชี้ให้เห็นนัยสำคัญที่ต้องการสื่อว่าหมายถึงอะไร ซึ่งอยากชี้ให้เห็นว่าข้อมูล ORG เป็นตัวแทนข้อมูลตัวอย่างที่ดีของข้อมูล LFS เนื่องจากมีแนวโน้มจากค่าต่าง ๆ ที่สอดคล้องกับข้อมูล LFS
 - ควรสรุปค่าเฉลี่ยในตารางหน้าที่ 22 เฉพาะปีที่ถูกสัมภาษณ์ครบ 2 ปี คือตั้งแต่ปี 2545-2554 เพราะถ้ารวมปีที่เพิ่งเริ่ม plan ใหม่ จะทำให้ค่าเฉลี่ยมากกว่าปกติ ดังนั้นน่าจะสรุปเฉพาะส่วนของชุดข้อมูลที่ทำครบ 2 ปีด้วย
6. การนำเสนอรายงานความก้าวหน้าโครงการ “การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data” โดย อ.ดร.เชาวนา เพชรรัตน์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ (6 เดือนที่ 1)
- สรุปข้อเสนอแนะ
- ควรกำหนดนิยามให้ชัดเจนเรื่องการปลูกพืชแบบชนิดเดียวหรือหลากหลายชนิด เช่น ฟาร์มที่จะปลูกพืชต้องมีขนาดเท่าไร ใช้เกณฑ์การจำแนกอย่างไร เช่น การถือครองที่ดิน หรือจำนวนสัตว์ที่ถือครอง หากครัวเรือนเลี้ยงปศุสัตว์

- ควรศึกษาการบริหารความเสี่ยงของครัวเรือนในการประกอบอาชีพเป็นอย่างไร มีปัญหาอะไรบ้างที่ทำให้ต้องปลูกพืชแบบหลากหลายชนิด การบริหารเวลา หรือขึ้นอยู่กับความผันผวนของราคาสินค้าแต่ละชนิด
- จำนวนต้นของพืชที่ครัวเรือนปลูก ถ้าน้อยควรที่จะเอาออก และพิจารณาเรื่อง รายได้ (Net Income) จากแต่ละส่วน และรายได้ที่เกิดจากการประกอบ กิจการหลัก
- ควรแบ่งกลุ่มการพิจารณาเฉพาะพืชเศรษฐกิจ เช่น ข้าว มัน ยาง กับกลุ่มที่ปลูก พืชชนิดอื่น ๆ
- ควรศึกษาวรรณกรรมเพิ่มเติม เพื่อสร้างหลักเกณฑ์ในการช่วยศึกษากรอบของ งานวิจัยให้ชัดกว่านี้ และให้พิจารณาในภาพรวมก่อนแล้วค่อยสรุปผล รวมถึง ความเชื่อมโยงเชิงนโยบาย เช่น การจำหน่ายข้าวน่าจะส่งผลให้ครัวเรือนเลือกปลูก ข้าวเพิ่มขึ้น

7. รายงานความก้าวหน้าโครงการ “บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพ กำลังแรงงานในอนาคต” โดย อ.ดร.เนื่อแพร เล็กเฟื่องฟู คณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย (6 เดือนที่ 1)

สรุปข้อเสนอแนะ

- ควรสรุปผลและศึกษาเพิ่มเติมถึงผลกระทบเมื่อพ่อแม่ไปทำงานแล้วให้ลูกอยู่กับ ตาหรือยาย ซึ่งอาจทำให้ครัวเรือนได้รับเงินอุดหนุนจากพ่อแม่จำนวนมาก แต่ กลับมีค่าใช้จ่ายด้านการศึกษาน้อย สาเหตุเป็นเพราะอะไร ตาหรือยายไม่มี รายได้ หรือต้องใช้จ่ายในเรื่องสุขภาพหรือไม่ ดังนั้น จะต้องพิจารณาข้อมูลด้าน อายุและสุขภาพของผู้สูงอายุด้วย
- ควรกำหนดปัจจัยให้ชัดเจนในการศึกษาผลกระทบที่เกิดขึ้นกับทุนมนุษย์ ซึ่ง ต้องมีการวิเคราะห์จากการดำเนินงานระยะถัดไป นั่นคือ การติดตามข้อมูลเด็ก เป็นรายบุคคล ใช้เทคนิคเดียวกับข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำ (ORG)

8. การนำเสนอรายงานความก้าวหน้าโครงการ “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบ ตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม ระยะที่ 3” โดย คุณสมบัติ ศกุนตะเสฐียร (6 เดือนที่ 1)

สรุปข้อเสนอแนะ

- เมื่อสิ้นโครงการเก็บข้อมูลอยากให้มีการถ่ายทอดประสบการณ์ในการ ดำเนินงานให้แก่ นักศึกษามหาวิทยาลัยได้รับทราบ หรือจัดประชุมเพื่อสร้าง ความตระหนักของการใช้ข้อมูลแบบอย่างซ้ำให้แก่ กวิจัย

9. ข้อเสนอโครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม” ระยะที่ 2 โดย อ.ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

สรุปข้อเสนอแนะ

- ทำสรุปทางสถิติจากฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือน ที่ลงรายละเอียดเกี่ยวกับหนี้สิน และเงินช่วยเหลือ (กรณีเงินโอนจากรัฐ)
- เขียนบทความ aBRIDGEd จากงานวิจัยที่มีเล่มสมบูรณ์แล้ว เพื่อกระจายความรู้ออกไป
- ให้นักวิจัยคิดถึงอีกว่าผู้ใช้เป็นใคร และเราสามารถทำอะไรได้อีก

2.2.2 การประชุมโครงการวิจัยภายใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้และนโยบาย เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ครั้งที่ 2/2561

ซึ่งจัดขึ้นในวันพุธที่ 18 ตุลาคม 2561 เวลา 09.00 – 12.00 น. ณ ห้องประชุม 1 ชั้น 15 สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.) โดยมีรายละเอียดดังนี้

1. สรุปสถานะโครงการวิจัยภายใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของ ครัวเรือนไทย ระยะที่ 3” ตั้งแต่ มีนาคม 2561 – สิงหาคม 2561 (ความก้าวหน้า 6 เดือน ที่ 1)
 - 1.1 โครงการ “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์ และสังคม” (ระยะที่ 3) หัวหน้าโครงการ: คุณสมบัติ ศกุนตะเสฐียร
 - ระยะเวลาดำเนินงาน: 1 ปี 5 เดือน (1 ส.ค. 60 – 31 ธ.ค. 61)
 - งบประมาณ: 11.5 ล้านบาท (ร่วมทุนกับ ธปท.)
 - สถานะโครงการ: อยู่ระหว่างการดำเนินงาน
 - 1.2 โครงการ “การเปลี่ยนแปลงของความยากจนในชนบทไทย กรณีศึกษา Townsend Thai Data” หัวหน้าโครงการ: ดร.อนันต์ ภาวสุทธิไพศิฐ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์
 - ระยะเวลาดำเนินงาน: 1 ปี (15 ส.ค. 59 – 14 ส.ค. 60 ขยายระยะเวลาโครงการ 14 ธ.ค. 60)
 - งบประมาณ: 556,600 บาท
 - สถานะโครงการ: สิ้นสุดโครงการ
 - 1.3 โครงการ “การจัดทำฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของ ประชากร” หัวหน้าโครงการ: ดร.ภัทรพรรณ อดทน สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและ ออกแบบนโยบาย มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย
 - ระยะเวลาดำเนินงาน: 1 ปี (3 ต.ค. 59 – 2 ต.ค. 60 ขยายระยะเวลาโครงการ 1 ก.พ. 61)
 - งบประมาณ: 709,200 บาท

- สถานะโครงการ: รอกการอนุมัติสิ้นสุดโครงการ (อยู่ระหว่างการแก้รายงานฉบับสมบูรณ์)

1.4 โครงการ “บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต” หัวหน้าโครงการ: ดร.เนื่อแพร เล็กเฟื่องฟู คณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

- ระยะเวลาดำเนินงาน: 1 ปี (1 ส.ค. 60 – 31 ก.ค. 61 ขยายระยะเวลาโครงการ 31 ก.ย. 61)

- งบประมาณ: 599,500 บาท

- สถานะโครงการ: รอกการอนุมัติสิ้นสุดโครงการ

1.5 โครงการ “การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data” หัวหน้าโครงการ: ผศ.ดร.เขาวนา เพชรรัตน์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

- ระยะเวลาดำเนินงาน: 1 ปี (15 ก.ค. 60 – 15 ก.ค. 61 ขยายระยะเวลาโครงการ 13 พ.ย. 61)

- งบประมาณ: 456,500 บาท

- สถานะโครงการ: อยู่ระหว่างการดำเนินงาน

1.6 โครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม ระยะที่ 2” หัวหน้าโครงการ: ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล คณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

- ระยะเวลาดำเนินงาน: 1 ปี (2 พ.ค. 61 – 31 มี.ค. 61)

- งบประมาณ: 1,048,840 บาท

- สถานะโครงการ: อยู่ระหว่างการดำเนินงาน

2. พิจารณาผลการดำเนินงานโครงการต่าง ๆ ภายใต้ชุดโครงการ ตั้งแต่วันที่ 4 มีนาคม 2561 – 31 สิงหาคม 2561 (ความก้าวหน้า 6 เดือนที่ 1)

2.1 รายงานความก้าวหน้าชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” (ระยะที่ 3) โดย รศ.ดร.วีระชาติ กิเลนทอง

ผลการนำเสนอรายงานความก้าวหน้าของโครงการ พบว่า มีผู้ขอใช้ข้อมูล Townsend Thai Data ในปี 2561 จำนวน 21 คน มีการเผยแพร่ความรู้จากโครงการและจากข้อมูลใน aBRIDGEd articles ของสถาบันปว้ย อี้งภากรณ์ ธนาคารแห่งประเทศไทย เรื่องล่าสุดคือ มองโครงสร้างประชากรของครัวเรือนไทยในชนบทผ่านข้อมูล Townsend Thai Monthly Survey, 2018 โดย ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล และคณะ เป็นการฉายภาพโครงสร้างประชากรจากข้อมูลตลอด 10 กว่าปี ว่ามีการเปลี่ยนแปลงอย่างไรในรูปแบบที่เข้าใจง่าย ส่วนกิจกรรมหลักที่ผ่านมาจากข้อเสนอแนะของคณะกรรมการฯ คือ การประชาสัมพันธ์การใช้ Townsend Thai Data ในส่วนภูมิภาค ได้แก่ 1. มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ มีผู้เข้าร่วมอบรมทั้งหมด 35

คน 2. มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์ มีผู้เข้าร่วมอบรมทั้งหมด 12 คน และเหลืออีก
ครั้งที่มหาวิทยาลัยขอนแก่น

2.2 รายงานความก้าวหน้าโครงการ “การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้าน
การเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data”
โดย ผศ.ดร.เชาวนา เพชรรัตน์

ผลการนำเสนอรายงานความก้าวหน้าของโครงการ พบว่า ครัวเรือนทั้ง 4
จังหวัดคือ ฉะเชิงเทรา ลพบุรี บุรีรัมย์ ศรีสะเกษ มีความหลากหลายในการผลิตทาง
การเกษตรเป็นไปในทิศทางเดียวกัน มีความหลากหลายในการผลิตต่ำมาก นโยบาย
รัฐบาลมีผลกระทบต่อภาคการเกษตรในทุกจังหวัดในทิศทางเดียวกัน และได้
วิเคราะห์แบบจำลองเพื่อดูความสัมพันธ์ของปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อกระจาย
ความหลากหลายในการทำการเกษตรของข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำราย
เดือน (Monthly Panel Data) ในช่วงปี 2541-2555 พบผลที่น่าสนใจคือ
เทคโนโลยีไม่มีผลต่อการเลือกรูปแบบการผลิตของครัวเรือนเกษตร

2.3 ร่างรายงานฉบับสมบูรณ์โครงการ “บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนา
คุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต” โดย ดร.เนื่อแพร เล็กเฟื่องฟู

ผลการนำเสนอร่างรายงานฉบับสมบูรณ์ของโครงการ พบว่า ครัวเรือนที่
เป็น skipped-generation ที่ได้รับเงินที่ส่งกลับมาในครัวเรือนมาก มีการใช้จ่าย
ด้านการศึกษากับเด็กน้อยลง และได้รับการศึกษาในโรงเรียนต่ำลง ส่วนผู้ปกครองที่
ออกจากบ้านเพื่อหาโอกาสทางเศรษฐกิจที่ดีขึ้นเพื่อสนับสนุนค่าใช้จ่ายของเด็ก
นอกจากนี้การส่งเงินกลับไม่เพียงพอที่จะชดเชยผลเสียจากการที่พ่อแม่ไม่อยู่ด้วย
จากการที่ไม่ได้ใช้ไปกับการศึกษาและการที่เด็กได้รับการเลี้ยงดูจากปู่ย่าตายาย

2.4 รายงานความก้าวหน้าโครงการ “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อ
การวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม” (ระยะที่ 3) โดย คุณสมบัติ ศกุนตะเสฐียร

ผลการนำเสนอรายงานความก้าวหน้าของโครงการ พบว่า การดำเนินการ
เก็บข้อมูลเป็นไปตามแผนที่ได้วางไว้ ขณะนี้ข้อมูล

- Annually Survey – Resurvey เสร็จสิ้นแล้ว
- Water and Environment Survey–Water Lab เสร็จสิ้นแล้ว
- End Line Census Survey เสร็จสิ้นแล้ว
- Monthly Survey – Micro Survey (Baseline, Roster, Module and Form) ดำเนินงานไปแล้ว 60%

ปัญหาที่พบคือ ทีมงานลดน้อยลง และงบประมาณจำกัด

3. โครงการจัดทำและแปลหนังสือ Chronicles from the field

ผลการนำเสนอโครงการ พบว่า หนังสือ Chronicles from the field ของ MIT Press เป็นหนังสือที่สัมภาษณ์คุณสมบัติ และอ.Townsend ที่ประเทศไทยเกี่ยวกับการทำงานภาคสนาม มีการฉายภาพประวัติศาสตร์ของข้อมูลและให้ความรู้เกี่ยวกับการทำงานภาคสนามสำหรับนักวิจัยรุ่นใหม่ ทางทีมประสานงานได้เจรจากับอ.Townsend ซึ่งเป็นเจ้าของลิขสิทธิ์ และได้ติดต่อให้คุณสมบัติเป็นผู้แปลแล้ว ขณะนี้อยู่ในขั้นตอนการแปล และต้องผ่านกระบวนการแก้ไขอีกครั้งก่อนตีพิมพ์ออกมาเป็นเล่ม

4. โครงการจัดประชุมระดมสมองนักวิจัยในชุดโครงการ (ต่างจังหวัด 2 วัน 1 คืน)

ผลการนำเสนอโครงการ พบว่า คณะกรรมการฯ ได้เสนอในแผนการดำเนินงานชุดประสานงานโครงการฯ ระยะที่ 2 ให้มีการประชุมระดมสมอง เนื่องจากชุดโครงการฯ จะสิ้นสุดเดือนกุมภาพันธ์ 2562 เพื่อวางแนวทางการดำเนินชุดโครงการฯ ต่อไป รวมถึงการประชาสัมพันธ์ Townsend Thai Data ทางทีมประสานงานจึงตั้งงบประมาณ 111,000 บาท โดยนำเสนอให้จัดการประชุมที่เขาใหญ่ และขอความเห็นจากคณะกรรมการฯ ถึงความเป็นไปได้ รูปแบบและช่วงเวลาที่เหมาะสมในการประชุมระดมสมอง

2.2.3 การประชุมคณะกรรมการกำกับทิศทางใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ครั้งที่ 1/2562

ซึ่งจัดขึ้นในวันศุกร์ที่ 1 กุมภาพันธ์ 2562 ณ ห้องประชุม 1 อาคาร 24 ชั้น 15 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย โดยมีรายละเอียดดังนี้

1. สรุปสถานะชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ระยะที่ 1 – 3

1.1 การเก็บข้อมูลตั้งแต่ปี 2558 – 2560 ทำให้ได้ข้อมูล Panel ทั้งหมด 231 เดือนแบ่งเป็น

จังหวัด	รายเดือน	Census
ฉะเชิงเทรา	159 ครัวเรือน	269 ครัวเรือน
บุรีรัมย์	169 ครัวเรือน	519 ครัวเรือน
ลพบุรี	176 ครัวเรือน	541 ครัวเรือน
ศรีสะเกษ	161 ครัวเรือน	252 ครัวเรือน

1.2 การจัดทำฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือน (Monthly Survey Household Financial Accounting) เดือนที่ 1 – 208

- ระยะที่ 1 ตั้งแต่เดือนที่ 1 – 172 ดำเนินงานเสร็จสิ้น
- ระยะที่ 2 ตั้งแต่เดือนที่ 1 – 208 อยู่ระหว่างดำเนินงาน

1.3 ผลงานวิชาการ

- บทความที่เผยแพร่ในรูปแบบของ Published Paper
 1. Benjamin Moll, Robert M. Townsend, Victor Zhorin. "Economic Development, Flow of Funds and the Equilibrium Interaction of Financial Frictions.", Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, June 13, 2017, Vol.114, No.24, P6176-6184.
 2. Samphantharak, Krislert, Scott Schuh and Robert M. Townsend. "Integrated Household Surveys: An Assessment of U.S. Methods and an Innovation.", Economic Inquiry, 12 October 2017.
 3. Samphantharak, Krislert and Robert M. Townsend. "Risk and Return in Village Economies.", American Economic Journal: Microeconomics, Feb 2018, Vol.10, No.1, P1-40.
 4. Pierre-Andre Chiappori, Krislert Samphantharak, Sam Schulhofer-Wohl, and Robert M. Townsend. "Heterogeneity and Risk-Sharing in Thai Villages." Quantitative Economics, Forthcoming 2014.
 5. Gruber, Jonathan; Nathaniel Hendren; and Robert M. Townsend. "The Great Equalizer: Health Care Access and Infant Mortality in Thailand," American Economic Journal: Applied Economics, 6(1): 91–107, 2014.
 6. Chiappori, Pierre-Andre; Krislert Samphantharak; Sam Schulhofer-Wohl; and Robert M. Townsend. "Portfolio Choices and Risk Preferences in Village Economies." Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper, 2013.
 7. Robert M. Townsend. "Accounting for the Poor." American Journal of Agricultural Economics 95(5), October 2013: 1196-1208.
- บทความที่เผยแพร่ในรูปแบบผลงานวิชาการ Working paper
 1. Archawa Paweenawat and Robert M. Townsend. "Occupational Choice, Financial Frictions, and Trade across Thai Villages.", July 2017, working paper.

2. Samphantharak, Krislert and Robert M. Townsend. "Risk and Return in Village Economies." revised 2017. (Forthcoming in American Economic Journal: Microeconomics).

3. Archawa Paweenawat and Robert M. Townsend. "Villages as Small Open Economies: Disentangling Real and Financial Factors." Working Paper, 2014.

4. Chiappori, Pierre-Andre; Krislert Samphantharak; Sam Schulhofer-Wohl; and Robert M. Townsend. "Portfolio Choices and Risk Preferences in Village Economies." Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper, 2013.

• บทความที่เผยแพร่ในรูปแบบของ aBRIDGEd articles

1. กฤษณ์เลิศ สัมพันธ์รักษ์ และ วีระชาติ กิเลนทอง “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการพัฒนาองค์ความรู้ด้านเศรษฐกิจและสังคม: Townsend Thai Data”, issue 14/2015, 18 Dec 2015.

2. วีระชาติ กิเลนทอง และ กิตติพงษ์ เรือนทิพย์ “บทเรียนจากกองทุนหมู่บ้าน”, issue 1/2016, 16 Jan 2016.

3. อาชวี ปวิณวัฒน์ “ข้อจำกัดด้านการกู้ยืมและการตัดสินใจเป็นผู้ประกอบการของครัวเรือนไทย”, issue 1/2017, 2 Jan 2017.

4. นราพงศ์ ศรีวิศาล “อุปสรรคของการพัฒนาระบบประกันที่สมบูรณ์ในชุมชนชนบทของไทย”, issue 3/2017, 30 Jan 2017.

5. นราพงศ์ ศรีวิศาล และคณะ “มองโครงสร้างประชากรของครัวเรือนไทยในชนบทผ่านข้อมูล Townsend Thai Monthly Survey, issue 18/2018, 1 Oct 2018.

6. เนื้อแพร เล็กเฟื่องฟู และคณะ “มองบทบาทของสถานะครัวเรือนแหล่งกลางต่อการพัฒนาคนผ่านฐานข้อมูล Longitudinal ของไทย”, รอกการเผยแพร่

7. เซาวนา เพชรรัตน์ และคณะ “รูปแบบการผลิตเกษตรของครัวเรือนไทยในชนบท จากข้อมูล Townsend Thai Data”, รอกการเผยแพร่.

8. นราพงศ์ ศรีวิศาล และคณะ “การเปลี่ยนแปลงสภาพเศรษฐกิจของครัวเรือนไทยในชนบทผ่านข้อมูล Townsend Thai Monthly Survey, รอกการเผยแพร่.

1.4 การจัดสัมมนาวิชาการระดับนานาชาติ หัวข้อ “Finance and Development: Data, Research, and Policy Design” ระหว่างวันที่ 8-9 มิถุนายน 2560 ณ ห้องประชุมภัทรรวมใจ อาคาร 2 ชั้น 2 ธนาคารแห่งประเทศไทย

1.5 โครงการย่อยต่าง ๆ จำนวน 10 โครงการ แบ่งเป็น

- โครงการ “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม” ระยะที่ 1 – 3 (หัวหน้าโครงการ: คุณสมบัติ ศกุนตะเสฐียร)
- โครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม” ระยะที่ 1 – 2 (หัวหน้าโครงการ: ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล)
- โครงการ “แบบจำลองการเลือกอาชีพ ความไม่สมบูรณ์ของตลาดการเงิน และการค้าระหว่างหมู่บ้านในชนบทของประเทศไทย” (หัวหน้าโครงการ: ดร.อาชว์ ปวีณวัฒน์)
- โครงการ “การเปลี่ยนแปลงของความยากจนในชนบทไทย กรณีศึกษา Townsend Thai Data” (หัวหน้าโครงการ: ดร.อนันต์ ภาวสุทธิไพศิฐ)
- โครงการ “การจัดทำฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร” (หัวหน้าโครงการ: ดร.ภัทรพรรณ อุดทน)
- โครงการ “บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต” (หัวหน้าโครงการ: ดร.เนื่อแพร เล็กเฟื่องฟู)
- โครงการ “การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data” (หัวหน้าโครงการ: ดร.เขาวนา เพชรรัตน์)

1.6 งบประมาณ รวมทั้งสิ้น 44,245,950 บาท แบ่งเป็น

การจัด Conference	632,000	บาท
ชุดประสานงาน	4,012,310	บาท
โครงการย่อย (7 โครงการ)	5,101,640	บาท
โครงการเก็บข้อมูล	34,500,000	บาท

1.7 การประชาสัมพันธ์ Townsend Thai Data

ชุดโครงการฯ ได้พัฒนานักวิจัยที่มีความคุ้นเคยและเชี่ยวชาญในการใช้ข้อมูล Townsend Thai Data

1. วาสิณี จันทรธร
2. ก้องเกียรติ ลิฬหบุญเยี่ยม
3. ปฐมพร นิพนธ์ศักดิ์
4. ไพรุส อับดุลเลาะห์

โดยมีหน้าที่หลัก

1. ให้คำปรึกษาแก่นักวิจัยในการใช้ข้อมูลอย่างถูกต้อง

2. ช่วยเชื่อมโยงข้อมูลที่ไม่สามารถเปิดเผยได้โดยตรง เพื่อให้ นักวิจัย สามารถวิเคราะห์ข้อมูลได้สมบูรณ์ที่สุดเท่าที่จะทำได้

การจัดอบรม

วันที่	การอบรม	สถานที่	ผู้เข้าอบรม
6 กุมภาพันธ์ 60	การใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 1	ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย	27 คน
26 ธันวาคม 60	การใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 2	ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย	16 คน
30 มกราคม 61	การใช้ฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำ (ORG) จากข้อมูล ภาวะการทำงานของประชากร	ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย	24 คน
16 สิงหาคม 61	การใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 3	ห้องประชุมคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่	35 คน
23 สิงหาคม 61	การใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 4	ห้องประชุมคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์	12 คน
23 มกราคม 62	การใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 5	ห้องปฏิบัติการคอมพิวเตอร์ BS02 คณะบริหารธุรกิจและการบัญชี มหาวิทยาลัยขอนแก่น	13 คน

2. แนวทางการกำหนดทิศทางเพื่อสนับสนุนงานวิจัยที่ใช้ Townsend Thai Data

1. ชุดประสานงานยังคงเป็นศูนย์เผยแพร่ข้อมูลให้แก่ นักวิจัยทั่วไป พร้อมให้คำแนะนำในการใช้ข้อมูล Townsend Thai Data
2. กำหนดหัวข้อประเด็นวิจัยที่เกี่ยวข้องกับ Townsend Thai Data ให้แก่อาจารย์ และนักศึกษาตามสถาบันการศึกษาต่าง ๆ
3. จัดอบรมการใช้ข้อมูล Townsend Thai Data ให้แก่ผู้ช่วยนักวิจัย
4. สรุปและรวบรวมบทความวิชาการที่ใช้ฐานข้อมูล Townsend Thai Data เป็นฉบับภาษาไทย เพื่อให้บุคคลทั่วไปสามารถเข้าใจได้
5. ขยายระยะเวลาชุดโครงการฯ ซึ่งตามสัญญาชุดโครงการฯ จะสิ้นสุดในเดือน กุมภาพันธ์ 2562 ให้ขยายไปจนถึงเดือนกรกฎาคม 2562 โดยใช้งบประมาณที่มีอยู่เดิม เพื่อให้ครอบคลุมโครงการฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจ และสังคม ระยะที่ 2

2.3 กิจกรรมเพื่อพัฒนาต่อยอดหรือขยายผลผลงานวิจัย

2.3.1 การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 1

จัดขึ้นในวันจันทร์ที่ 6 กุมภาพันธ์ 2560 ณ ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย

วัตถุประสงค์ของการอบรม

เพื่อพัฒนาบุคลากรนักวิจัยที่มีศักยภาพให้มีความรู้ความเข้าใจและสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และบัญชีครัวเรือนที่จัดทำขึ้นจากฐานข้อมูลนี้ไปใช้ในงานวิจัยและพัฒนานโยบายได้อย่างถูกต้องมากยิ่งขึ้น

กลุ่มเป้าหมาย

นิสิต นักศึกษา คณาจารย์มหาวิทยาลัย นักวิจัย นักวิชาการ ในพื้นที่กรุงเทพมหานคร

กำหนดการ

- 10:00 am Introduction to Townsend Thai Survey Data
(อ.ดร.อนันต์ ภาวสุทธิไพศิฐ)
- 10:30 am Introduction to the Household Financial Account
(อ.ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล)
- 11:00 am Construction of the Household Financial Account: Assumptions and Key Concepts
(อ.ดร.อาชว์ ปวีณวัฒน์, อ.ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล)
- 1:00 pm Data Training and Case Study Workshop
(อ.ดร.อนันต์ ภาวสุทธิไพศิฐ, อ.ดร.อาชว์ ปวีณวัฒน์, อ.ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล, ก้องเกียรติ + วาสินี)



สรุปการจัดอบรม

สรุปจำนวนผู้เข้าร่วมอบรมทั้งหมดจำนวน 27 คน ส่วนใหญ่เป็นอาจารย์ นักศึกษาระดับปริญญาโทและเอก รวมทั้งนักวิจัย ซึ่งมาจากสถาบันการศึกษาเป็นหลัก ได้แก่ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ และธนาคารแห่งประเทศไทย โดยการอบรมในครั้งนี้ทางชุดโครงการฯ จัดขึ้นเพื่อประชาสัมพันธ์ให้นักวิจัยเข้าร่วมทำวิจัยกับชุดโครงการฯ และเชิญชวนให้ใช้ข้อมูล Townsend Thai Data ทำวิจัยในเชิงลึก ซึ่งได้รับความสนใจเป็นอย่างมาก

2.3.2 การจัดการอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 2

จัดขึ้นในวันอังคารที่ 26 ธันวาคม 2560 ณ ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย

วัตถุประสงค์ของการอบรม

เพื่อพัฒนาบุคลากรนักวิจัยที่มีศักยภาพให้มีความรู้ความเข้าใจและสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และบัญชีครัวเรือนที่จัดทำขึ้นจากฐานข้อมูลนี้ไปใช้ในงานวิจัยและพัฒนานโยบายได้อย่างถูกต้องมากยิ่งขึ้น

กลุ่มเป้าหมาย

นิสิต นักศึกษา คณาจารย์มหาวิทยาลัย นักวิจัย นักวิชาการ ในพื้นที่กรุงเทพมหานคร

กำหนดการ

8:30 น.	ลงทะเบียน
9:00 น.	ทบทวนโครงสร้างบัญชีครัวเรือน อ.ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย
10:00 น.	ตัวอย่างแนวทางการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยบัญชีครัวเรือน อ.ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย อ.ดร.อาชว์ ปวิณวัฒน์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย อ.ดร.อนันต์ ภาวสุทธิไพศิฐ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์
12:00 น.	รับประทานอาหารกลางวัน



สรุปการจัดอบรม

การจัดอบรมการใช้ข้อมูล Townsend Thai Micro Data ทั้ง 2 ครั้ง ได้รับความสนใจจากนักวิจัยทั้งภายในและภายนอกชุดโครงการฯ เป็นอย่างดี โดยมีผู้เข้าร่วมการอบรมรวมทั้งสิ้น 30 คน ซึ่งทางชุดโครงการฯ เล็งเห็นว่ายังเป็นกลุ่มนักวิจัยที่อยู่ในวงจำกัด ดังนั้น จึงควรมีการประชาสัมพันธ์ให้มากขึ้นเพื่อเพิ่มเครือข่ายนักวิจัยและขยายไปสู่ักวิจัยในต่างจังหวัดด้วยเช่นกัน

2.3.3 การจัดอบรมการใช้ฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร

ซึ่งจัดขึ้นในวันอังคารที่ 30 มกราคม 2561 เวลา 9.30 – 11.30 น. ณ ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย

วัตถุประสงค์ของการอบรม

เพื่อเผยแพร่การใช้โค้ดคำสั่งในการจัดทำฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากรและเพื่อส่งเสริมให้นักวิจัยได้ใช้ประโยชน์จากข้อมูลรายบุคคลแบบตัวอย่างซ้ำ

กลุ่มเป้าหมาย

นิสิต นักศึกษา คณาจารย์มหาวิทยาลัย นักวิจัย นักวิชาการ

กำหนดการ

9:00 am	Registration
9:30 am	Introduction to Constructing A Panel Data from the Labor Force Survey of Thailand (ดร.ภัทรพรรณ อุดทน สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและออกแบบนโยบาย)
10.00am	How to use Constructing A Panel Data from the Labor Force Survey of Thailand (ดร.ภัทรพรรณ อุดทน สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและออกแบบนโยบาย)
11.00 am	Questions and Answers
11.30am	Closing



สรุปการจัดอบรม

สรุปจำนวนผู้เข้าร่วมอบรมทั้งหมดจำนวน 20 คน ซึ่งส่วนใหญ่เป็นกลุ่มนักศึกษา นักวิชาการ และนักวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์ จากจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ ธนาคารไทยพาณิชย์ และมหาวิทยาลัยหอการค้าไทย นอกจากนี้ยังมีผู้เชี่ยวชาญจากสำนักงานสถิติแห่งชาติเข้าร่วมอบรมในครั้งนี้ โดยผู้ที่เข้าร่วมอบรม เช่น EIC จากธนาคารไทยพาณิชย์ได้นำโค้ดคำสั่งที่จัดทำขึ้นไปใช้กับข้อมูลภาวะการทำงานของประชากรในปีล่าสุดที่ข้อมูลสามารถเผยแพร่ได้ เพื่อศึกษาแรงงานในส่วนของที่เกี่ยวข้องกับการใช้ธุรกรรมทางการเงินของธนาคาร และนักศึกษาปริญญาโทหรือเอกที่นำข้อมูลไปใช้ในการทำวิจัยปริญญาโทหรือเอกเกี่ยวกับเศรษฐศาสตร์แรงงาน เป็นต้น นอกจากนี้ นักวิจัยส่วนใหญ่ยินดีที่จะนำโค้ดไปใช้หรือใช้บริการจัดการข้อมูลจากทางโครงการฯ เนื่องจากโครงการไม่สามารถเผยแพร่ข้อมูลชุดนี้ได้โดยตรง ดังนั้น นักวิจัยจะต้องทำการขอข้อมูลการสำรวจภาวะการทำงานของประชากร (LFS) ผ่านสำนักงานสถิติแห่งชาติก่อนที่จะขอใช้บริการจัดการข้อมูลจากทางโครงการฯ

2.3.4 การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 3

ซึ่งจัดขึ้นในวันพฤหัสบดีที่ 16 สิงหาคม 2561 เวลา 13:00 – 16:00 น. ณ ห้องประชุมคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

วัตถุประสงค์ของการอบรม

เพื่อพัฒนาบุคลากรนักวิจัยที่มีศักยภาพให้มีความรู้ความเข้าใจและสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และบัญชีครัวเรือนที่จัดทำขึ้นจากฐานข้อมูลนี้ไปใช้ในการวิจัยและพัฒนานโยบายได้อย่างถูกต้องมากยิ่งขึ้น

กลุ่มเป้าหมาย

นิสิต นักศึกษา คณาจารย์มหาวิทยาลัย นักวิจัย นักวิชาการ ในพื้นที่ทางภาคเหนือ

กำหนดการ

- | | |
|----------|--|
| 13:00 น. | ลงทะเบียน |
| 13.30 น. | ที่มาและความสำคัญของการใช้ Townsend Thai Data (อ.ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล) |
| 14.00 น. | ทบทวนโครงสร้างบัญชีครัวเรือนจาก Townsend Thai Data (อ.ดร.อาชว์ ปวีณวัฒน์, อ.ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล) |

- 15.00 น. ตัวอย่างแนวทางการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยบัญชีครัวเรือนจาก
Townsend Thai Data
(อ.ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล)
- 16.00 น. เสร็จสิ้นการอบรม



สรุปการจัดอบรม

สรุปจำนวนผู้เข้าร่วมอบรมทั้งหมด 35 คน ซึ่งผู้เข้าร่วมอบรมส่วนใหญ่เป็นอาจารย์และนักศึกษาคณะเศรษฐศาสตร์ที่ยังไม่เคยขอใช้ข้อมูล Townsend Thai Data แต่เนื่องจากข้อมูลชุดนี้ต้องเปิดผ่านโปรแกรม STATA เท่านั้น ทำให้เป็นอุปสรรคต่อผู้ที่ไม่เคยใช้โปรแกรมดังกล่าว นอกจากนี้ยังมีข้อเสนอแนะให้ทางทีมวิจัยจัดทำ Codebook และ Summary ค่าของทุกตัวแปรเผยแพร่ผ่านเว็บไซต์ชุดโครงการฯ เพื่อให้ให้นักวิจัยทั่วไปได้รับทราบว่าข้อมูลชุดนี้ประกอบไปด้วยตัวแปรอะไรบ้างและมีค่าข้อมูลเป็นลักษณะอย่างไร ซึ่ง Codebook ดังกล่าวจะช่วยให้การค้นหาข้อมูลในส่วนที่สนใจสะดวกมากยิ่งขึ้น ซึ่งข้อเสนอแนะดังกล่าว ทางทีมวิจัยจะนำไปแก้ไขเพื่ออำนวยความสะดวกให้ผู้ขอใช้บริการขอข้อมูลต่อไป

2.3.5 การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 4

ซึ่งจัดขึ้นในวันพฤหัสบดีที่ 23 สิงหาคม 2561 เวลา 13:00 – 16:00 น. ณ ห้องประชุมคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์

วัตถุประสงค์ของการอบรม

เพื่อพัฒนาบุคลากรนักวิจัยที่มีศักยภาพให้มีความรู้ความเข้าใจและสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และบัญชีครัวเรือนที่จัดทำขึ้นจากฐานข้อมูลนี้ไปใช้ในการวิจัยและพัฒนานโยบายได้อย่างถูกต้องมากยิ่งขึ้น

กลุ่มเป้าหมาย

นิสิต นักศึกษา คณาจารย์มหาวิทยาลัย นักวิจัย นักวิชาการ ในพื้นที่ทางภาคใต้

กำหนดการ

- 13:00 น. ลงทะเบียน
- 13.30 น. ที่มาและความสำคัญของการใช้ Townsend Thai Data
(อ.ดร.วีระชาติ กิเลนทอง)
- 14.00 น. ทบทวนโครงสร้างบัญชีครัวเรือนจาก Townsend Thai Data
(อ.ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล)
- 15.00 น. ตัวอย่างแนวทางการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยบัญชีครัวเรือนจาก
Townsend Thai Data
(อ.ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล)
- 16.00 น. เสร็จสิ้นการอบรม



สรุปการจัดอบรม

สรุปจำนวนผู้เข้าร่วมอบรมทั้งหมด 12 คน ซึ่งผู้เข้าร่วมอบรมส่วนใหญ่เป็นอาจารย์และนักศึกษาคณะเศรษฐศาสตร์ทางภาคใต้ที่ยังไม่เคยขอใช้ข้อมูล Townsend Thai Data เช่นเดียวกันกับการจัดอบรมที่มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ การที่มีผู้เข้าร่วมอบรมในจำนวนไม่มากนักเนื่องจากทางชุดโครงการฯ มีการจัดอบรมในช่วงที่ทางคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์ได้จัดงานวิชาการในวันเดียวกัน ทำให้ผู้เข้าร่วมอบรมที่ไม่ติดภารกิจสามารถเข้าร่วมได้เท่านั้น แต่ทั้งนี้ผู้ที่มาเข้าร่วมอบรมดูสนใจที่จะขอทุนวิจัยภายใต้ชุดโครงการฯ และมีความกระตือรือร้นในการขอใช้ข้อมูล Townsend Thai Data เป็นอย่างมาก

2.3.6 การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 5

ซึ่งจัดขึ้นในวันพุธที่ 23 มกราคม 2562 เวลา 13:00 – 16:00 น. ณ ห้องปฏิบัติการคอมพิวเตอร์ BS02 คณะบริหารธุรกิจและการบัญชี มหาวิทยาลัยขอนแก่น

วัตถุประสงค์ของการอบรม

เพื่อพัฒนาบุคลากรนักวิจัยที่มีศักยภาพให้มีความรู้ความเข้าใจและสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และบัญชีครัวเรือนที่จัดทำขึ้นจากฐานข้อมูลนี้ไปใช้ในการวิจัยและพัฒนานโยบายได้อย่างถูกต้องมากยิ่งขึ้น

กลุ่มเป้าหมาย

นิสิต นักศึกษา คณาจารย์มหาวิทยาลัย นักวิจัย นักวิชาการ ในพื้นที่ทางภาคตะวันออกเฉียงเหนือ

กำหนดการ

- 13:00 น. ลงทะเบียน
- 13.30 น. ที่มาและความสำคัญของการใช้ Townsend Thai Data
(อ.ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล, อ.ดร.อาชว์ ปวีณวัฒน์)
- 14.00 น. ทบทวนโครงสร้างข้อมูลด้วยโปรแกรม Townsend Thai Data
(อ.ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล, อ.ดร.อาชว์ ปวีณวัฒน์)
- 15.00 น. ตัวอย่างแนวทางการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยโปรแกรม Townsend Thai Data
(อ.ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล, อ.ดร.อาชว์ ปวีณวัฒน์)
- 16.00 น. เสร็จสิ้นการอบรม

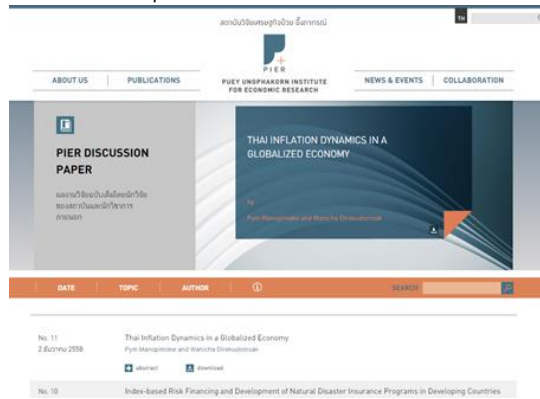


สรุปการจัดอบรม

สรุปจำนวนผู้เข้าร่วมอบรมทั้งหมด 13 คน โดยผู้เข้าร่วมเกือบทั้งหมดเป็นอาจารย์ นักศึกษา คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น และมีความสนใจจะใช้ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนจาก Townsend Thai Data อิงกับฐานข้อมูล Townsend Thai Monthly Data สำหรับการทำโปรเจกต์จบของนักศึกษาปริญญาตรี โดยเฉพาะในหมวดสหพันธ์และค่าใช้จ่าย นอกจากนี้ยังมีอาจารย์จาก คณะบริหารธุรกิจและการบัญชีสนใจเข้าร่วมอบรมในครั้งนี้ เนื่องจากมีความสนใจข้อมูลบัญชีครัวเรือน และมีความกระตือรือร้นในการขอใช้ข้อมูล Townsend Thai Data

2.3.7 การเผยแพร่ผลงานวิจัยในชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย”

- PIER Discussion Paper



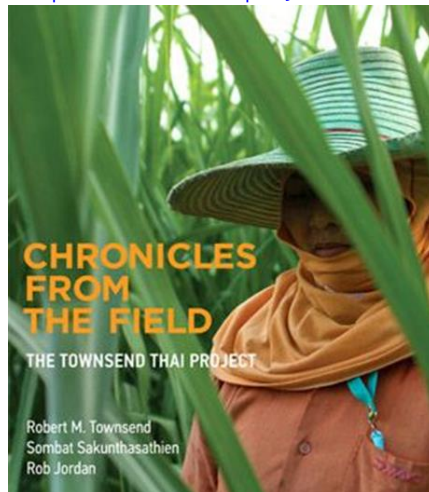
- aBRIDGEd Articles



- เว็บไซต์สำหรับชุดโครงการฯ <http://riped.utcc.ac.th/panel/>

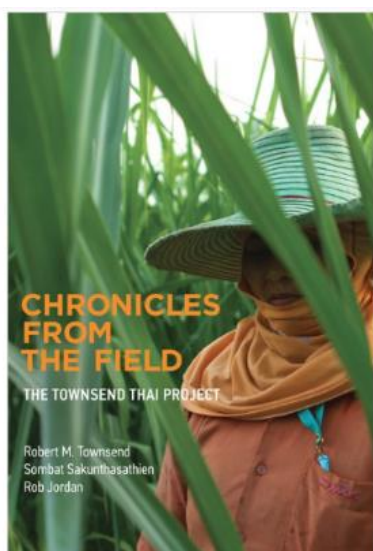


- หนังสือ <http://riped.utcc.ac.th/projects>



2.3.8 การแปลหนังสือ “CHRONICLES FROM THE FIELD” ฉบับภาษาไทย

เนื่องจากการเก็บข้อมูล Townsend Thai Data ได้สิ้นสุดระยะเวลาไปแล้วตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน 2560 ทางโครงการฯ จึงเห็นว่าควรจัดทำการแปลหนังสือที่รวบรวมประสบการณ์ในการดำเนินการเก็บข้อมูลตลอดระยะเวลา 20 ปี และองค์ความรู้ที่ได้จากการดำเนินงานกับชุมชน หมู่บ้าน และครัวเรือน เพื่อเป็นแนวทางให้แก่นักวิจัยรุ่นใหม่ ๆ และหน่วยงานต่าง ๆ ได้ตระหนักและเห็นความสำคัญของงานวิจัยที่เกิดจากข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำ โดยหนังสือต้นฉบับมีชื่อว่า “Chronicles from the Field Financial Systems in Developing Economies Households as Corporate Firms” เขียนโดย Robert M. Townsend, Sombat Sakunthasathien and Rob Jordan ซึ่งผู้แปลให้เป็นฉบับภาษาไทยคือ คุณสมบัติ ศกุนตเสฐียร หนึ่งในผู้เขียนหนังสือฉบับภาษาอังกฤษ และเป็นผู้รับผิดชอบในการแปลหนังสือในฉบับภาษาไทย โดยงบประมาณที่ใช้ในการแปลและจัดพิมพ์จะใช้เงินงวดพิเศษจากชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ระยะที่ 3”ทุนสนับสนุน สกว.



Chronicles from the Field

The Townsend Thai Project

By Robert M. Townsend, Sombat Sakunthasathien
and Rob Jordan

Lessons learned in the process of designing and implementing one of the longest-running panel data surveys in development economics.

ผู้ที่สนใจสามารถสั่งซื้อและหาอ่านฉบับภาษาอังกฤษได้ตามลิงค์ที่แนบนี้ <http://townsend-thai.mit.edu/books/chronicles.shtml>

2.4 กิจกรรมที่จัดขึ้นตามกรอบภารกิจรอง

2.4.1 การพัฒนาฐานข้อมูลและระบบฐานข้อมูลเพื่อการวิจัยและพัฒนาในสำนักประสานงาน โดยชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ได้จัดทำเว็บไซต์ของชุดโครงการฯ ซึ่งถือเป็นช่องทางหลักในการเผยแพร่ประชาสัมพันธ์ฐานข้อมูลภายใต้ชุดโครงการฯ ให้แก่นักวิจัยและบุคคลทั่วไปที่สนใจใช้ประโยชน์จากข้อมูล Townsend Thai Data โดยมีสถิติการขอใช้ข้อมูล ดังนี้

ตารางที่ 2.4 : สถิติการขอใช้ข้อมูลจาก FEDR: <http://riped.utcc.ac.th/fedr>

ข้อมูล	ปี	ผู้ขอใช้ข้อมูล ปี 2562	ผู้ขอใช้ข้อมูล ปี 2561	ผู้ขอใช้ข้อมูล ปี 2560	ผู้ขอใช้ข้อมูล ปี 2559	ผู้ขอใช้ข้อมูล ปี 2558
Townsend Thai Annual Data (Rural Survey)	1997-2017	14 คน	21 คน	27 คน	11 คน	4 คน
Townsend Thai Annual Data (Urban Survey)	2005-2015					
Townsend Thai Monthly Data	เดือนที่ 1-196					
Monthly Survey Household Financial Accounting	เดือนที่ 0-160	-	-	22 คน	3 คน	-
Monthly Survey Household Financial Accounting	เดือนที่ 0-172	13 คน	24 คน	-	-	-
ORG Code (Out Rotation Group of Labor Force Survey)	2002-2013	-	2 คน	-	-	-

*ผู้ที่ขอใช้ข้อมูล นับเฉพาะผู้ที่ไม่เกี่ยวข้องกันกับชุดโครงการฯ

นอกจากนี้ ทางชุดโครงการฯ ยังได้ประสานกับหน่วยงานภาครัฐราชการ และสถาบันวิจัยภาครัฐและเอกชน ในส่วนที่เกี่ยวข้องกับการดำเนินงานของโครงการและฝ่ายที่เกี่ยวข้อง เพื่อเพิ่มองค์ความรู้ทางด้านเศรษฐศาสตร์และเศรษฐกิจของประเทศ รวมทั้งส่งเสริมให้นักวิจัยที่มีความรู้ความสามารถได้มีโอกาสผลิตผลงานวิจัยที่มีคุณภาพ ซึ่งได้รับความร่วมมือจากสถาบันวิจัยเศรษฐกิจป๋วย อึ๊งภากรณ์ ธนาคารแห่งประเทศไทย ที่ให้การสนับสนุนทุนวิจัยจำนวนหนึ่ง โดยจะเน้นโครงการวิจัยที่สร้างองค์ความรู้เกี่ยวกับเศรษฐกิจไทย และเป็นประโยชน์ต่อการดำเนินนโยบายสาธารณะ

รายละเอียดผลการดำเนินงานของชุดโครงการตามแผนงานโดยสรุป

กิจกรรม	วัน/เดือน/ปี	ผลที่คาดว่าจะได้รับ	ผลการดำเนินงาน
1. การประชุมโครงการวิจัยภายใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ครั้งที่ 1/2561 ณ ห้องประชุม 1 ชั้น 14 สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.)	13 กุมภาพันธ์ 2561	1. ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะจากผู้ทรงคุณวุฒิที่มีต่อการดำเนินงานของโครงการในระยะเวลา 12 เดือนเพื่อนำไปปรับปรุงแก้ไขสำหรับการดำเนินงานของโครงการในระยะถัดไป 2. ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะที่มีต่อรายงานฉบับสมบูรณ์ของโครงการที่เพิ่งเสร็จสิ้นไป	1. การจัดทำแผนการดำเนินงานในระยะต่อไปของชุดโครงการฯ 2. การแก้ไขข้อเสนอแนะรายงานฉบับสมบูรณ์ของโครงการย่อยต่าง ๆ ภายใต้ชุดโครงการฯ ให้มีความสมบูรณ์มากยิ่งขึ้น
2. การจัดอบรมการใช้ฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร ณ ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย	30 มกราคม 2561	นักวิจัยจะได้ใช้ประโยชน์จากรายบุคคลแบบตัวอย่างซ้ำและลดต้นทุนการจัดทำข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร	การเผยแพร่การใช้โค้ดคำสั่งในการจัดทำฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร
3. การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 3 ณ ห้องประชุมคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่	16 สิงหาคม 2561	พัฒนาบุคลากรนักวิจัยในพื้นที่ทางภาคเหนือที่มีศักยภาพให้มีความรู้ความเข้าใจและสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data ไปใช้ได้	สร้างเครือข่ายนักวิจัยทางภาคเหนือเพื่อให้สามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และ ะ บั ญ ชี ครัวเรือนไปใช้พัฒนางานวิจัยได้อย่างถูกต้อง

กิจกรรม	วัน/เดือน/ปี	ผลที่คาดว่าจะได้รับ	ผลการดำเนินงาน
4. การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 4 ณ ห้องประชุมคณะเศรษฐศาสตร์มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์	23 สิงหาคม 2561	พัฒนาบุคลากรนักวิจัยในพื้นที่ทางภาคใต้ที่มีศักยภาพให้มีความรู้ความเข้าใจและสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data ไปใช้ได้	สร้างเครือข่ายนักวิจัยทางภาคใต้เพื่อให้สามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และบัญชีครัวเรือนไปใช้พัฒนางานวิจัยได้อย่างถูกต้อง
5. การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 5 ณ ห้องปฏิบัติการคอมพิวเตอร์ BS02 คณะบริหารธุรกิจและการบัญชี มหาวิทยาลัยขอนแก่น	23 มกราคม 2562	พัฒนาบุคลากรนักวิจัยในพื้นที่ทางภาคตะวันออกเฉียงเหนือที่มีศักยภาพให้มีความรู้ความเข้าใจและสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data ไปใช้ได้	สร้างเครือข่ายนักวิจัยทางภาคตะวันออกเฉียงเหนือเพื่อให้สามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และบัญชีครัวเรือนไปใช้พัฒนางานวิจัยได้อย่างถูกต้อง
6. การประชุมคณะกรรมการกำกับทิศทางใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ครั้งที่ 1/2562	1 กุมภาพันธ์ 2562	1. กำหนดแนวทางการประชาสัมพันธ์และการสนับสนุนงานวิจัยที่ใช้ Townsend Thai Data 2. กำหนดทิศทางชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย”	1. ชุดโครงการฯ ยังคงเผยแพร่ข้อมูลให้แก่ นักวิจัยต่อไป แม้จะสิ้นสุดชุดโครงการ ระยะที่ 3 ไปแล้ว 2. ประเด็นวิจัยที่เกี่ยวข้องมีบางประเด็น ได้เผยแพร่ผ่านเว็บไซต์ชุดโครงการฯ ส่วนประเด็นวิจัยอื่น ๆ ที่ประชุมจะปรึกษาในครั้งถัดไป 3. ผู้ช่วยนักวิจัยจะต้องมีเวลาเข้ามาศึกษาโครงสร้างข้อมูล Townsend Thai Data กับทีมผู้เชี่ยวชาญ เนื่องจากการอบรมเพียงหนึ่งวันไม่เพียงพอต่อการทำความเข้าใจ

กิจกรรม	วัน/เดือน/ปี	ผลที่คาดว่าจะได้รับ	ผลการดำเนินงาน
			<p>เข้าใจโครงสร้างฐานข้อมูลทั้งหมดได้ หรือนักวิจัยสามารถจ้างผู้เชี่ยวชาญ เพื่อเป็นผู้ช่วยนักวิจัยในการจัดทำข้อมูลชุดนี้</p> <p>4. นักวิจัยภายใต้ชุดโครงการฯ จะจัดทำบทความวิจัยฉบับย่อ (aBRIDGEd) เผยแพร่ผ่านทางเว็บไซต์สถาบันวิจัยเศรษฐกิจป๋วย อึ๊งภากรณ์ ธนาคารแห่งประเทศไทย ในประเด็นที่น่าสนใจเพิ่มขึ้น</p> <p>5. ทางชุดโครงการฯ จะจัดทำหนังสือขอขยายระยะเวลาชุดโครงการฯ ออกไปจนถึงเดือนกรกฎาคม 2562 และจะสิ้นสุดในระยะนี้เท่านั้น</p>

2.5 สรุปงานเชิงปริมาณ

1. การเดินทางไปเจรจาเรื่องความร่วมมือวิจัย
 - ยังไม่มีการดำเนินการในรอบ 15 เดือนนี้
2. การเดินทางไปพบนักวิจัย เพื่อประสานงานให้ทำ proposal 2 ครั้ง
 - ครั้งที่ 1 ข้อเสนอภายใต้ชุดโครงการฯ โดย ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล (โครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม ระยะที่ 2”)
 - ครั้งที่ 2 ข้อเสนอภายใต้ชุดโครงการฯ โดย ดร.ภัทรพรรณ อุดทน (โครงการ “การจัดทำระบบแสดงผลออนไลน์จากข้อมูลบัญชีครัวเรือน Townsend Thai Data”)
3. การประชาสัมพันธ์รูปแบบอื่น 4 ครั้ง
 - ครั้งที่ 1 การจัดอบรมการใช้ฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร ณ ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย
 - ครั้งที่ 2 การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 3 ณ ห้องประชุมคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
 - ครั้งที่ 3 การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 4 ณ ห้องประชุมคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์
 - ครั้งที่ 4 การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 5 ณ ห้องปฏิบัติการคอมพิวเตอร์ BS02 คณะบริหารธุรกิจและการบัญชี มหาวิทยาลัยขอนแก่น
4. การประชุมร่วมติดตามความก้าวหน้า
 - ยังไม่มีการดำเนินการในรอบ 15 เดือนนี้
5. ให้คำปรึกษาหารือกับนักวิจัย 3 ครั้ง
 - ครั้งที่ 1 การจัดทำรายงานฉบับสมบูรณ์โครงการ “บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคตของสังคมสูงวัย”
 - ครั้งที่ 2 การจัดทำข้อมูลของโครงการ “การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data”
 - ครั้งที่ 3 การจัดทำรายงานความก้าวหน้าและรายงานการเงินของโครงการ “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม ระยะที่ 3”
6. เป็นตัวแทน สกว. ในการร่วมประชุมอื่น ๆ
 - ยังไม่มีการดำเนินการในรอบ 15 เดือนนี้
7. เขียน Research Exploitation
 - ยังไม่มีการดำเนินการในรอบ 15 เดือนนี้
8. Review ความเห็นผู้ทรงคุณวุฒิโครงการ
 - ยังไม่มีการดำเนินการในรอบ 15 เดือนนี้
9. ร่วมประชุมกับฝ่าย
 - ยังไม่มีการดำเนินการในรอบ 15 เดือนนี้
10. มีการปฏิบัติเพื่อให้เกิดการ Implement ผลงานวิจัย 4 ครั้ง

- บทความเรื่อง “มองโครงสร้างประชากรของครัวเรือนไทยในชนบทผ่านข้อมูล Townsend Thai Monthly Survey”, นราพงศ์ ศรีวิศาล, aBRIDGEd Articles
 - เนื้อแพรว เล็กเฟื่องฟู และคณะ “มองบทบาทของสภาวะครัวเรือนแห่งกลางต่อการพัฒนาคนผ่านฐานข้อมูล Longitudinal ของไทย”
 - เชาวนา เพชรรัตน์ และคณะ “รูปแบบการผลิตเกษตรของครัวเรือนไทยในชนบท จากข้อมูล Townsend Thai Data”
 - นราพงศ์ ศรีวิศาล และคณะ “การเปลี่ยนแปลงสภาพเศรษฐกิจของครัวเรือนไทยในชนบทผ่านข้อมูล Townsend Thai Monthly Survey
11. มีการเจรจาเกี่ยวกับทรัพย์สินทางปัญญา
 - ยังไม่มีการดำเนินการในรอบ 15 เดือนนี้
 12. มีโครงการอยู่ระหว่างการพัฒนา (ที่เริ่มภายใน 15 เดือนนี้)
 - ยังไม่มีการดำเนินการในรอบ 15 เดือนนี้
 13. มีโครงการที่ได้เซ็นสัญญา (ภายใน 15 เดือนนี้) 1 โครงการ
 - โครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม ระยะที่ 2” โดย ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล
 14. มีโครงการที่ล้มเลิกไม่อาจพัฒนาต่อได้ (ภายใน 15 เดือนนี้)
 - ไม่มี
 15. มีโครงการที่ได้สิทธิบัตร
 - ไม่มี
 16. ในรอบ 12 เดือนมีโครงการได้เซ็นสัญญาเป็นวงเงิน 1,048,840 บาท
 - โครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม ระยะที่ 2” โดย ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล เป็นวงเงิน 1,048,840 บาท

2.6 ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะอื่น ๆ

โครงการต่าง ๆ ภายใต้วงจรโครงการฯ มีกำหนดวันเวลาการดำเนินกิจกรรมที่แตกต่างกัน ทำให้การประสานงานหรือการบริหารจัดการเพื่อให้แต่ละโครงการดำเนินไปตรงตามระยะเวลาที่วางไว้ ไม่เป็นไปตามเป้าหมาย ทำให้เกิดความล่าช้าในการจัดส่งงานแก่ สกว. ดังนั้น ทางชุดโครงการฯ จำเป็นต้องตรวจสอบระยะเวลาการส่งงานของนักวิจัยเป็นระยะ ๆ อีกทั้ง ชุดโครงการฯ จำเป็นต้องกระตุ้นและสนับสนุนให้นักวิจัยผลิตบทความในประเด็นต่าง ๆ เพื่อให้ครอบคลุมมากยิ่งขึ้น

บทที่ 3 ผลงานวิจัย

ภายใต้ชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้ด้านเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย นักวิจัยจำเป็นต้องอาศัยข้อมูลระดับครัวเรือน (แบบตัวอย่างซ้ำ) เพื่อศึกษาและวิเคราะห์การบริหารสินทรัพย์และความเสี่ยงของครัวเรือนไทยในชนบท (financial and risk management of Thai household) สังคมผู้สูงอายุ (aging society) โครงการสร้างอุตสาหกรรมของระบบการเงิน (industrial organization of Thai financial system) อุปสรรคและข้อจำกัดด้านการเงิน (financial constraints) ครัวเรือนและธุรกิจขนาดเล็ก ดังนั้น เราจึงจำเป็นต้องให้การสนับสนุนการสำรวจข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำรายเดือน (monthly micro data) ซึ่งจะเป็พื้นฐานข้อมูลหลักในการศึกษาประเด็นต่าง ๆ ที่เกี่ยวข้อง ภายใต้ชุดโครงการฯ

โดยในปัจจุบัน ข้อมูลที่เปิดเผยและให้บริการต่อสาธารณะแล้วประกอบไปด้วย ข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำรายปีในเขตชนบท (rural annual data) ข้อมูลระดับครัวเรือนตัวอย่างซ้ำรายปีในเขตเมือง (urban annual data) และข้อมูลระดับครัวเรือนตัวอย่างซ้ำรายเดือน (monthly micro data)

1. ข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำรายปีในเขตชนบท (rural annual data) นับตั้งแต่ปี 1997 ถึง ปี 2017
2. ข้อมูลระดับครัวเรือนตัวอย่างซ้ำรายปีในเขตเมือง (urban annual data) นับตั้งแต่ปี 2005 ถึงปี 2015
3. ข้อมูลระดับครัวเรือนตัวอย่างซ้ำรายเดือน (monthly micro data) นับตั้งแต่ปี 1997 ถึงปี 2014
4. ข้อมูลบัญชีการเงินครัวเรือนตัวอย่างซ้ำรายเดือน (monthly survey household financial accounting) ตั้งแต่เดือนเริ่มต้นถึงเดือนที่ 160 (ปี 1997-2011)
5. ข้อมูลบัญชีการเงินครัวเรือนตัวอย่างซ้ำรายเดือน (monthly survey household financial accounting) ตั้งแต่เดือนเริ่มต้นถึงเดือนที่ 172 (ปี 1997-2012)

ซึ่งผู้ที่สนใจสามารถติดต่อขอข้อมูลได้โดยไม่มีค่าใช้จ่ายที่ <http://riped.utcc.ac.th/data-services/fedr/> หรืออีเมล data@riped.utcc.ac.th

ตารางที่ 3.1: จำนวนครัวเรือนตัวอย่างซ้ำรายเดือนที่ถูกสัมภาษณ์ในรอบที่ผ่านมา

เดือน	ฉะเชิงเทรา	ลพบุรี	บุรีรัมย์	ศรีสะเกษ	รวม	เป้าหมาย	จำนวนครัวเรือนที่ หายไปจากกลุ่ม ตัวอย่าง	จำนวน ครัวเรือน ทดแทน
เดือนที่ 228 สิงหาคม 60	161	177	171	161	670	638	0	0
เดือนที่ 229 กันยายน 60	161	177	171	161	670	638	0	0
เดือนที่ 230 ตุลาคม 60	161	177	171	161	670	638	0	0
เดือนที่ 231 พฤศจิกายน 60	161	177	171	161	670	638	0	0

นอกจากข้อมูลระดับครัวเรือนตัวอย่างซ้ำรายเดือนที่เพิ่มขึ้นมาอีก 6 เดือนแล้ว ผลลัพธ์ที่ได้จากการประยุกต์ใช้ข้อมูล Townsend Thai Data ประกอบไปด้วยงานวิจัยและบทความทั้งหมด 8 ชิ้น ดังต่อไปนี้

1. Ehrlich, Daniel and Robert M. Townsend. "Spatial Spillovers and Labor Market Dynamics: Village Financial Interventions in Thailand." Working Paper, 2019.
2. Joaquim, Gustavo, Robert M. Townsend and Victor Zhorin "Optimal Contracting and Spatial Competition among Financial Service Providers" Working Paper, 2019.
3. Paweenawat, Archawa and Robert M. Townsend. "The Impact of Regional Isolationism: Disentangling Real and Financial Factors." Working Paper, 2019.
4. Chandrasekhar, Arun, Robert M. Townsend and Juan Pablo Xandri "Financial Centrality and Liquidity Provision." Working Paper, 2018.
5. Banerjee, Abhijit, Emily Breza, Robert M. Townsend and Diego Vera-Cossio "Access to Credit and Productivity: Evidence from Thai Villages" Working Paper, 2018.
6. Ji, Yan, and Robert M. Townsend "Bank Branch Expansion vs. International Capital Flows: Integrating Local Spatial Markets with Macro Aggregates" Working Paper, 2017.
7. เขาวานา เพชรรัตน์ และคณะ, “รูปแบบการผลิตเกษตรของครัวเรือนไทยในชนบท จากข้อมูล Townsend”, aBRIDGEd Article, ISSUE 10/2019, 15 May 2019.
8. เนื้อแพรว เล็กเฟื่องฟู และธัชฌ์ สรรพบุญมี, “มองบทบาทของสถานะครัวเรือนแห่งกลางต่อการพัฒนาคนผ่านฐานข้อมูล Longitudinal ของไทย”, aBRIDGEd Article, ISSUE 11/2019, 29 May 2019.

บทที่ 4

สถิติเบื้องต้นจากข้อมูล Townsend Thai Data

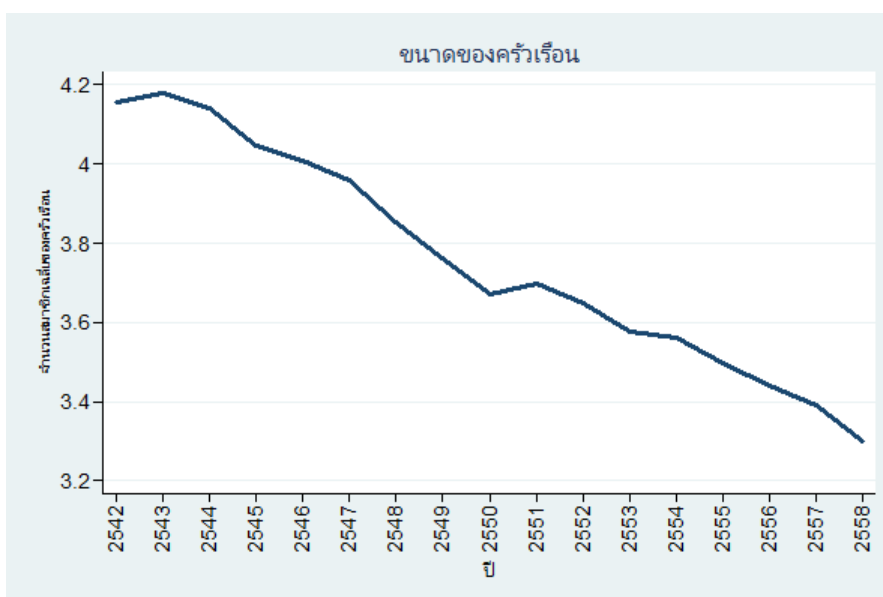
4.1 การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของครัวเรือนไทยในชนบท

จากข้อมูลสำมะโนประชากรและการเคหะตามตารางที่ 4.1 จะเห็นได้ว่าขนาดของครัวเรือนไทยโดยเฉลี่ยมีแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่อง จากครัวเรือนที่มีสมาชิกเฉลี่ย 6 คน ลดลงเหลือสมาชิกเพียง 3 คน ในขณะที่เมื่อพิจารณาขนาดของครัวเรือนผ่านข้อมูล Townsend Thai Monthly Survey (TTMS) จากรูปที่ 4.1

ตารางที่ 4.1 : จำนวนประชากร ครัวเรือน และขนาดครัวเรือนเฉลี่ย พ.ศ. 2503 – 2553

ปี พ.ศ.	ขนาดครัวเรือนเฉลี่ย (คน/ครัวเรือน)
2503	5.6
2513	5.7
2523	5.2
2533	4.4
2543	3.8
2553	3.2

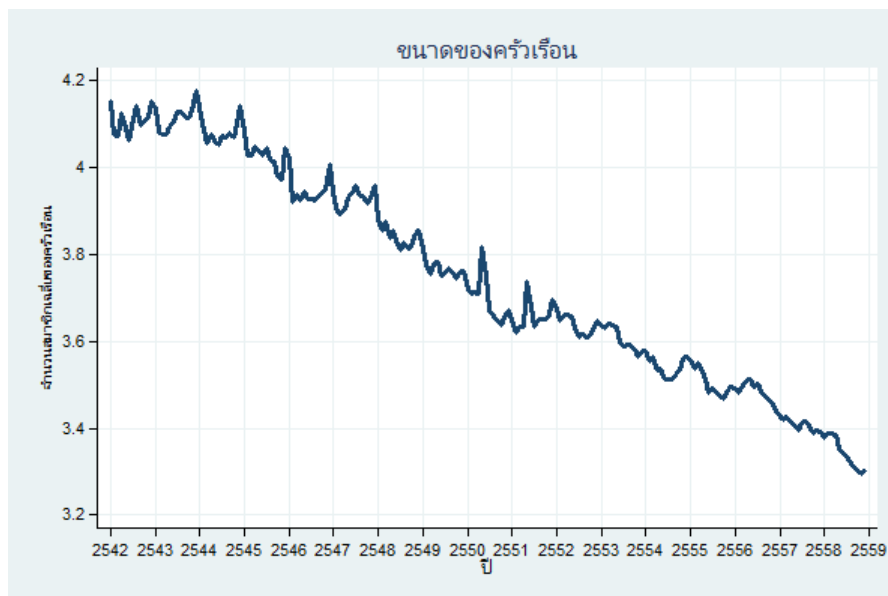
ที่มา: สำมะโนประชากรและเคหะ พ.ศ. 2503-2553 สำนักงานสถิติแห่งชาติ



รูปที่ 4.1 : จำนวนสมาชิกเฉลี่ยของครัวเรือน ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

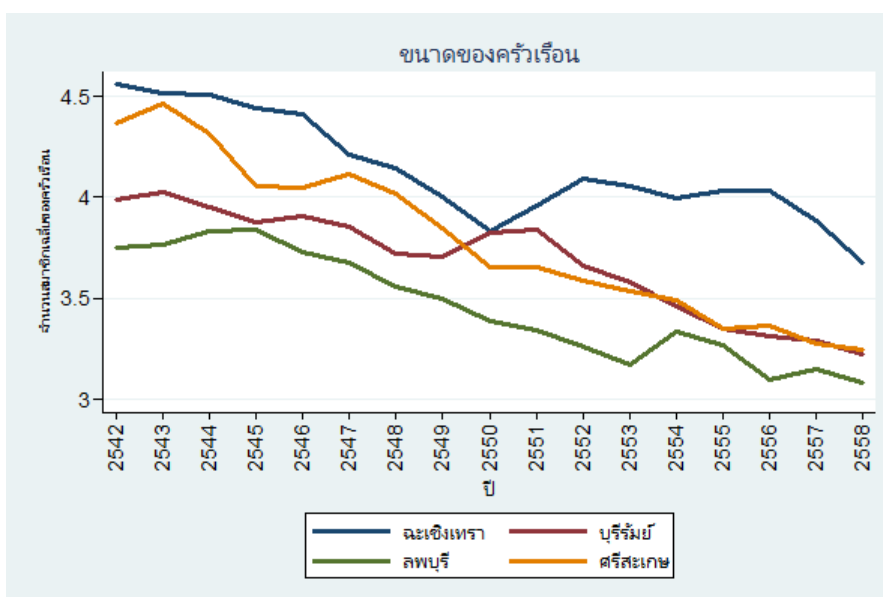
พบว่าขนาดของครัวเรือนจากข้อมูล TTMS เฉลี่ยรายปี มีแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่อง โดยในปี พ.ศ. 2542 มีจำนวนสมาชิกในครัวเรือนเฉลี่ยประมาณ 4 คนต่อครัวเรือน จนถึงในปี พ.ศ. 2558 ที่มีจำนวนสมาชิกครัวเรือนลดลงเฉลี่ย 3 คนต่อครัวเรือนซึ่งสอดคล้องกับข้อมูลสำมะโนประชากรและ

เคหะ พ.ศ. 2503 - 2553 ของสำนักงานสถิติแห่งชาติ ในขณะที่หากพิจารณาขนาดครัวเรือนให้มีความละเอียดมากยิ่งขึ้น จากข้อมูล TTMS เฉลี่ยรายเดือน ตามรูปที่ 4.2



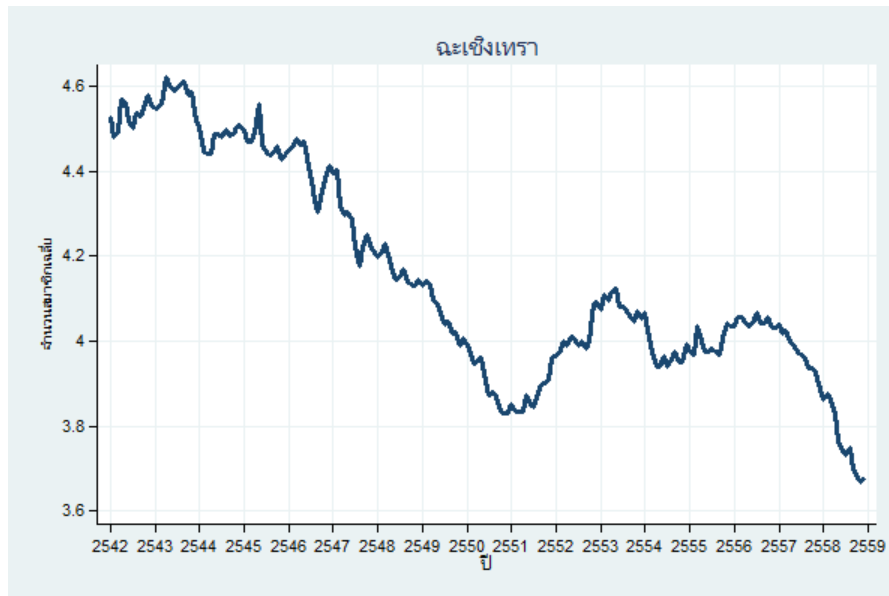
รูปที่ 4.2 : จำนวนสมาชิกเฉลี่ยของครัวเรือน ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

พบว่า ขนาดครัวเรือนมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นและลดลงตามช่วงฤดูกาล (Seasonal) จากข้อมูลตามแบบสอบถาม TTMS ที่นับเฉพาะสมาชิกครัวเรือนที่อาศัยอยู่มากกว่า 15 วันในช่วงเดือนที่ถูกสัมภาษณ์ ทำให้สมาชิกครัวเรือนบางคนมีการย้ายออกและกลับเข้ามาเป็นวัฏจักร โดยในส่วนตัวไปจะศึกษาว่ามีปัจจัยอะไรบ้างที่ทำให้สมาชิกครัวเรือนย้ายเข้าและออกตามรูปแบบดังกล่าว อาทิเช่น การย้ายออกไปทำงานหรือเรียนนอกพื้นที่ หรือเสียชีวิต หรือแต่งงานเพื่อย้ายออกไปอยู่นอกครัวเรือน เป็นต้น



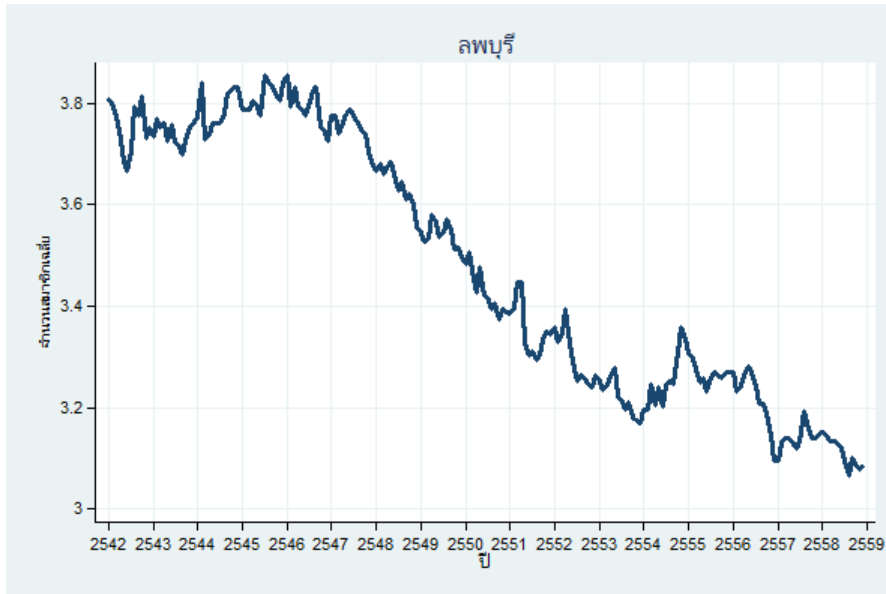
รูปที่ 4.3 : จำนวนสมาชิกเฉลี่ยของครัวเรือนแยกตามจังหวัด ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

จากรูปที่ 4.3 เมื่อพิจารณาข้อมูลแยกรายจังหวัดจะเห็นว่าขนาดของครัวเรือนทั้ง 4 จังหวัดมีแนวโน้มลดลงเช่นเดียวกับแนวโน้มของภาพรวม ซึ่งเราสามารถพิจารณาแนวโน้มของแต่ละจังหวัดได้ตามรูปที่ 4.4 – 4.7 ดังต่อไปนี้



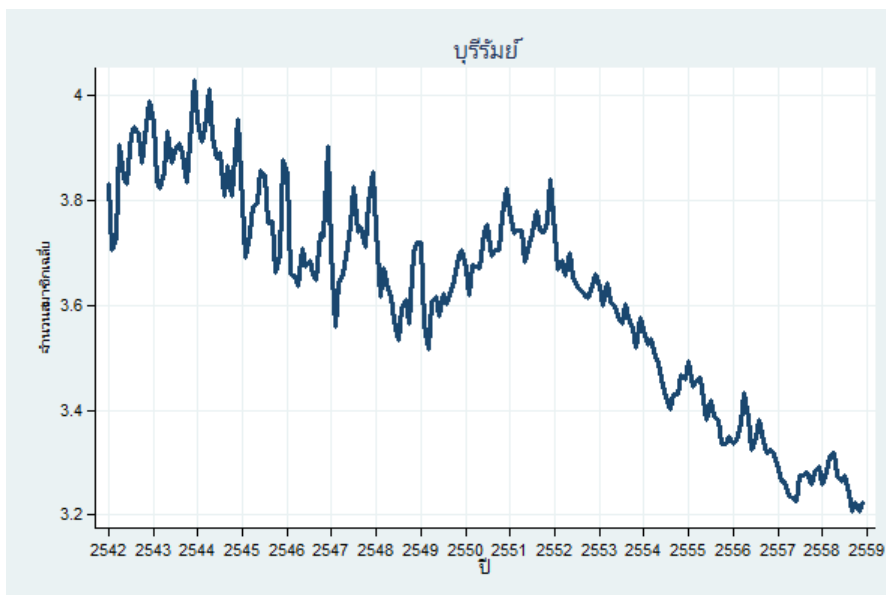
รูปที่ 4.4 : จำนวนสมาชิกเฉลี่ยของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา
ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

จากรูปที่ 4.4 พบว่า ขนาดของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่อง โดยเฉพาะจำนวนสมาชิกครัวเรือนในปี พ.ศ. 2550 ที่ลดลงอย่างเห็นได้ชัด เนื่องมาจากชาวบ้านประสบปัญหาแม่น้ำบางปะกงเน่าเสีย ทำให้เกษตรกรผู้เลี้ยงกุ้งเลี้ยงปลาเปลี่ยนอาชีพหรือมีการย้ายถิ่นฐาน รวมถึงในปี พ.ศ. 2554 ขนาดครัวเรือนลดลงอีกครั้งจากเหตุการณ์น้ำท่วมใหญ่ในจังหวัดฉะเชิงเทรา เช่นเดียวกับในปี พ.ศ. 2558 ที่เกิดน้ำท่วมขังและน้ำป่าไหลหลากจากอิทธิพลของพายุ "หว่ามก่อ" ในระหว่างวันที่ 13-25 กันยายน 2558 ซึ่งเราจะเห็นได้ว่าการลดลงของขนาดครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีสาเหตุหลักมาจากการย้ายถิ่นฐานเนื่องจากประสบภัยทางธรรมชาติ



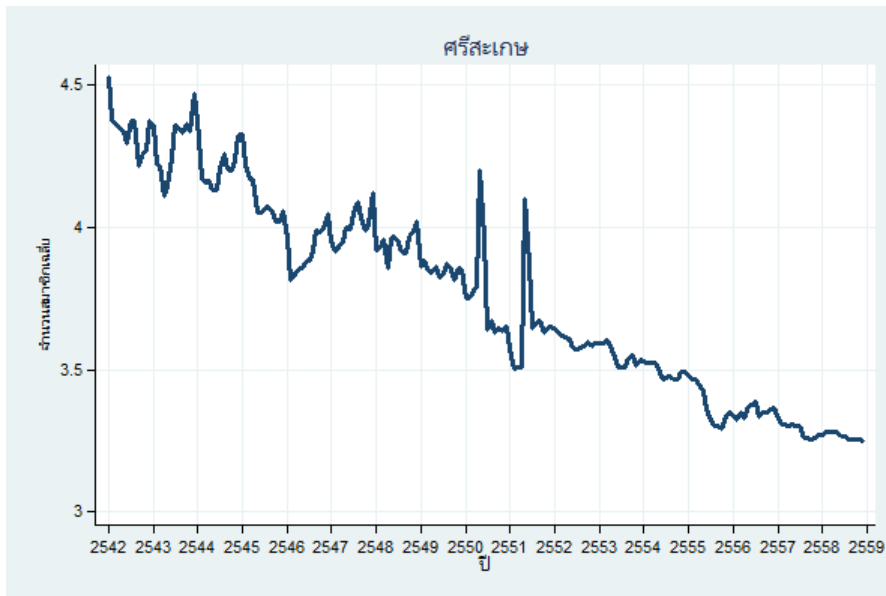
รูปที่ 4.5 : จำนวนสมาชิกเฉลี่ยของคร้วเรือนในจังหวัดลพบุรี
ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

ส่วนขนาดของคร้วเรือนในจังหวัดลพบุรีตามรูปที่ 4.5 ลดลงอย่างต่อเนื่องเช่นเดียวกัน ซึ่งลดลงอย่างเห็นได้ชัดในปี พ.ศ. 2554 เนื่องจากสถานการณ์น้ำท่วมในจังหวัดลพบุรีในเดือนตุลาคม 2554 ซึ่งทำให้สมาชิกคร้วเรือนมีการย้ายถิ่นฐานไปอาศัยอยู่ในพื้นที่อื่น ๆ ก่อนชั่วคราว ในขณะที่ปี พ.ศ. 2557 จังหวัดลพบุรีประสบปัญหาภัยแล้งอย่างหนักในรอบ 20 ปี ทำให้ขนาดคร้วเรือนในปีดังกล่าวลดลง เช่นเดียวกับในปี พ.ศ. 2559 ที่ประสบปัญหาภัยแล้ง



รูปที่ 4.6 : จำนวนสมาชิกเฉลี่ยของคร้วเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์
ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

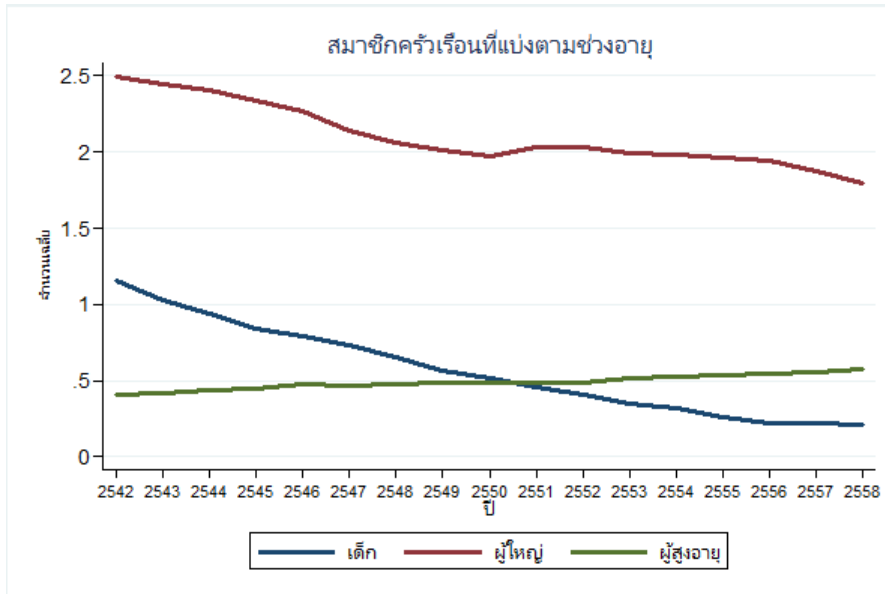
จากรูปที่ 4.6 ขนาดครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ลดต่ำลงในปี พ.ศ. 2549 เนื่องมาจากประสบปัญหาภัยแล้ง และกลับมาเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องจนถึงปี พ.ศ. 2552 และลดต่ำลงอีกครั้งในปี พ.ศ. 2554 เนื่องมาจากสถานการณ์น้ำท่วมทำให้หน้าข้าวรวมถึงบ่อปลาบ่อกุ้งได้รับความเสียหาย ในขณะที่ พ.ศ. 2557 และ 2558 ก็ประสบปัญหาภัยแล้งทำให้ผลผลิตทางการเกษตรมีปริมาณลดลงส่งผลให้เกษตรกรเปลี่ยนอาชีพหรือย้ายถิ่นฐานไปหารายได้จากพื้นที่อื่น



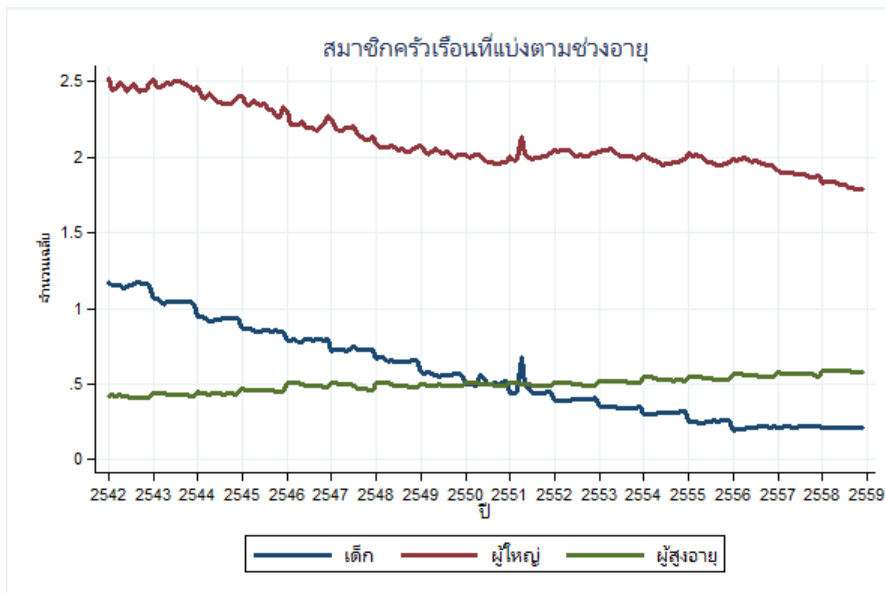
รูปที่ 4.7 : จำนวนสมาชิกเฉลี่ยของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

และเมื่อพิจารณาขนาดของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ ตามรูปที่ 4.7 พบว่า มีแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่องเช่นเดียวกัน แต่มีขนาดเพิ่มขึ้นในปี พ.ศ. 2550 และ พ.ศ. 2551 คาดว่ามีสาเหตุมาจากการกลับภูมิลำเนาเพื่อลงประชามติ ในช่วงดังกล่าว

จากการพิจารณาขนาดครัวเรือนในแต่ละจังหวัดข้างต้น ทำให้สามารถสรุปได้ว่า การลดลงหรือเพิ่มขึ้นของขนาดครัวเรือนขึ้นอยู่กับปัจจัยที่ส่งผลต่อการประกอบอาชีพ อาทิเช่น ภัยธรรมชาติ โรคระบาด เป็นต้น ทำให้ในพื้นที่ที่ประสบปัญหา ครัวเรือนไม่สามารถประกอบอาชีพได้ สมาชิกครัวเรือนจึงมีการย้ายถิ่นฐานเพื่อไปประกอบอาชีพในพื้นที่อื่น ๆ ส่งผลให้สมาชิกครัวเรือนในวัยทำงานมีขนาดลดลง ตามรูปที่ 4.8 และ 4.9

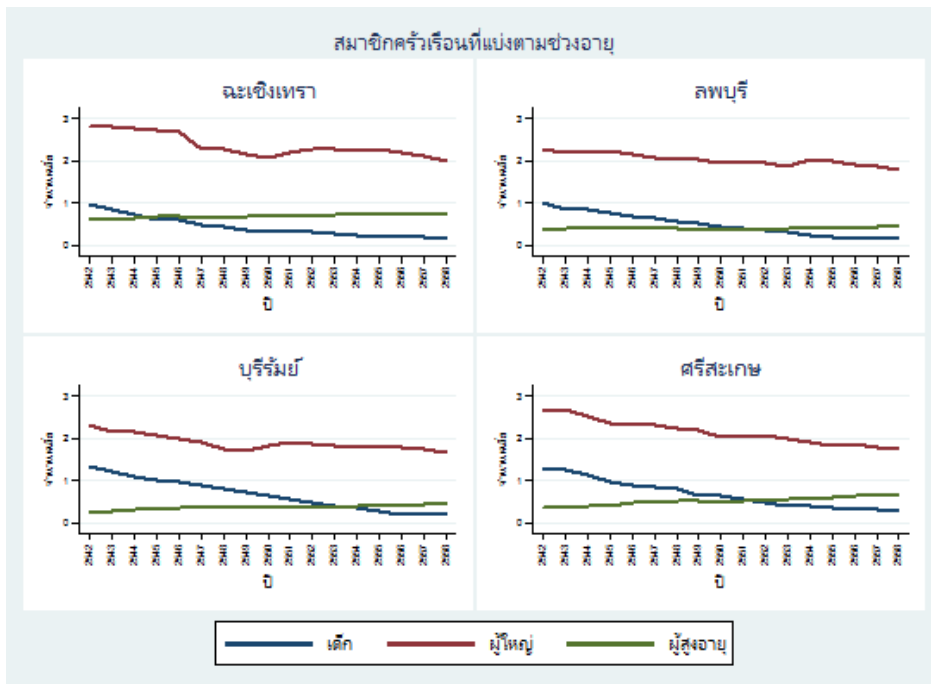


รูปที่ 4.8 : จำนวนเฉลี่ยของสมาชิกที่แบ่งตามช่วงวัย ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

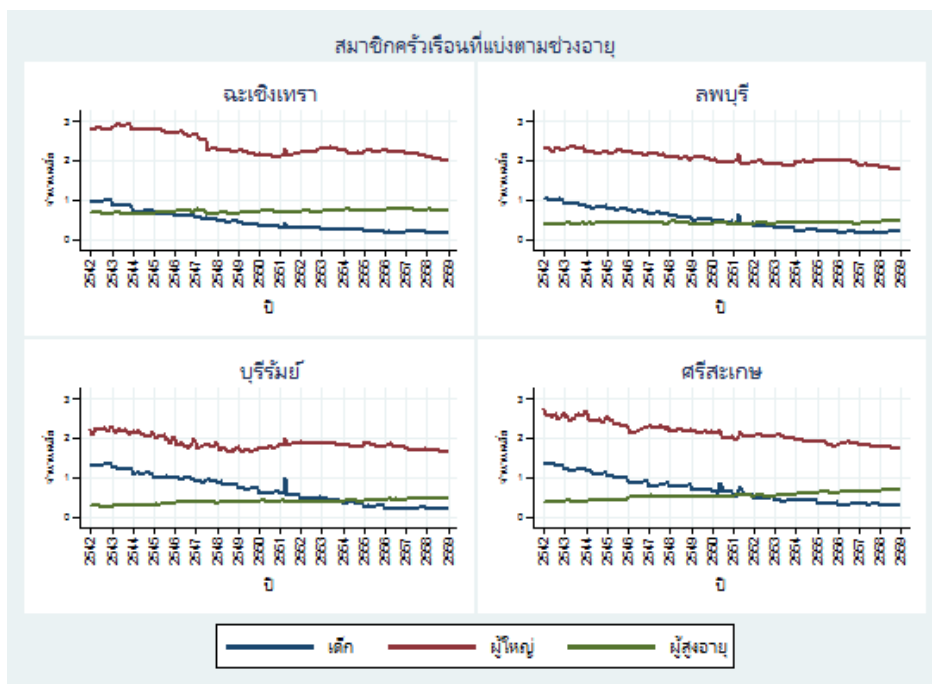


รูปที่ 4.9 : จำนวนเฉลี่ยของสมาชิกที่แบ่งตามช่วงวัย ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

นักวิจัยกำหนดให้สมาชิกครัวเรือนในแต่ละช่วงวัย แบ่งออกเป็น เด็ก (อายุตั้งแต่ 0-14 ปี) ผู้ใหญ่ (อายุตั้งแต่ 15-64 ปี) และผู้สูงอายุ (อายุตั้งแต่ 65 ปีขึ้นไป) ซึ่งเมื่อแยกพิจารณารายจังหวัด ตามรูปที่ 4.10 และ 4.11 จะเห็นได้ว่า ทุกจังหวัดมีจำนวนสมาชิกที่เป็นผู้ใหญ่มากที่สุด รองลงมาคือ สมาชิกที่เป็นเด็ก และสมาชิกที่เป็นผู้สูงอายุ ตามลำดับ ซึ่งสมาชิกที่เป็นผู้ใหญ่และเด็กมีแนวโน้มลดลง ในขณะที่สมาชิกที่เป็นผู้สูงอายุมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น



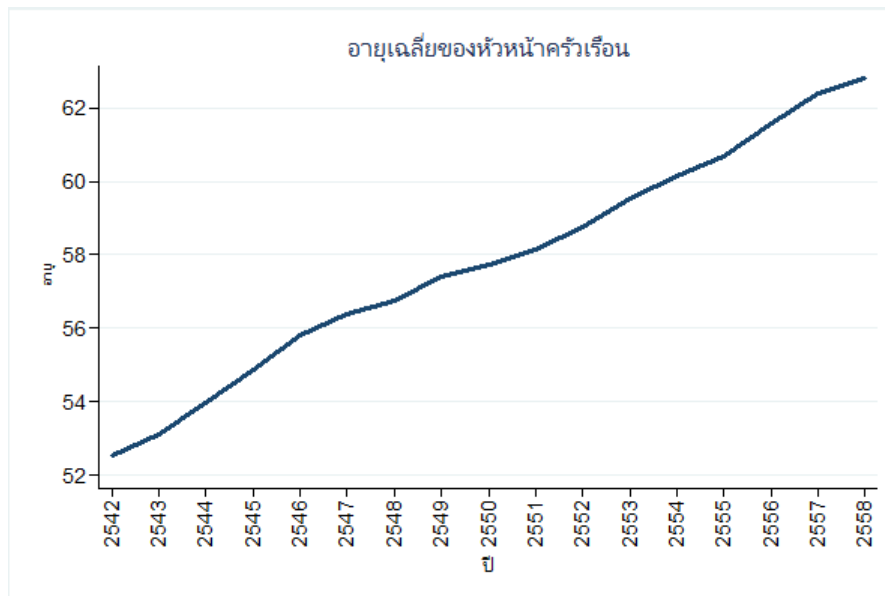
รูปที่ 4.10 : จำนวนเฉลี่ยของสมาชิกที่แบ่งตามช่วงวัย แยกรายจังหวัด ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2555



รูปที่ 4.11 : จำนวนเฉลี่ยของสมาชิกที่แบ่งตามช่วงวัย แยกรายจังหวัด ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

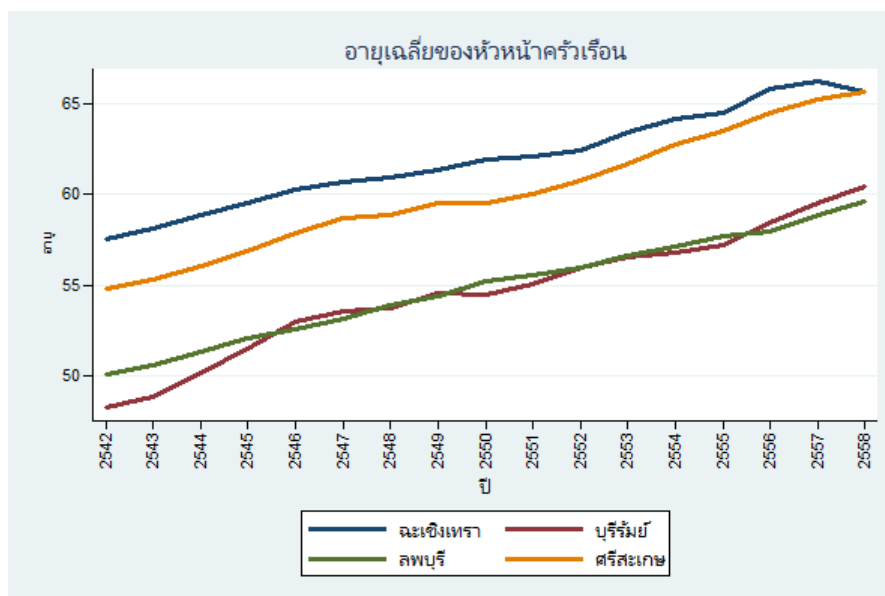
ผลลัพธ์ข้างต้นบอกเราว่า จำนวนสมาชิกครัวเรือนในวัยแรงงานลดลงอย่างต่อเนื่องซึ่งเกิดจากการย้ายออกจากครัวเรือนเพื่อไปประกอบอาชีพ ในขณะที่สมาชิกครัวเรือนที่เป็นผู้สูงอายุเพิ่มขึ้น ดังนั้น หัวหน้าครัวเรือนส่วนใหญ่ของข้อมูลชุดนี้น่าจะเป็นผู้สูงอายุด้วยเช่นกัน จากการพิจารณาข้อมูล

ของหัวหน้าครัวเรือนที่มีนิยามว่าเป็นผู้ที่มีอำนาจในการตัดสินใจสูงสุดของครัวเรือน พบว่า หัวหน้าครัวเรือนมีอายุเฉลี่ยอยู่ระหว่าง 52-61 ปี และมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นตามช่วงเวลา ตามรูปที่ 4.12



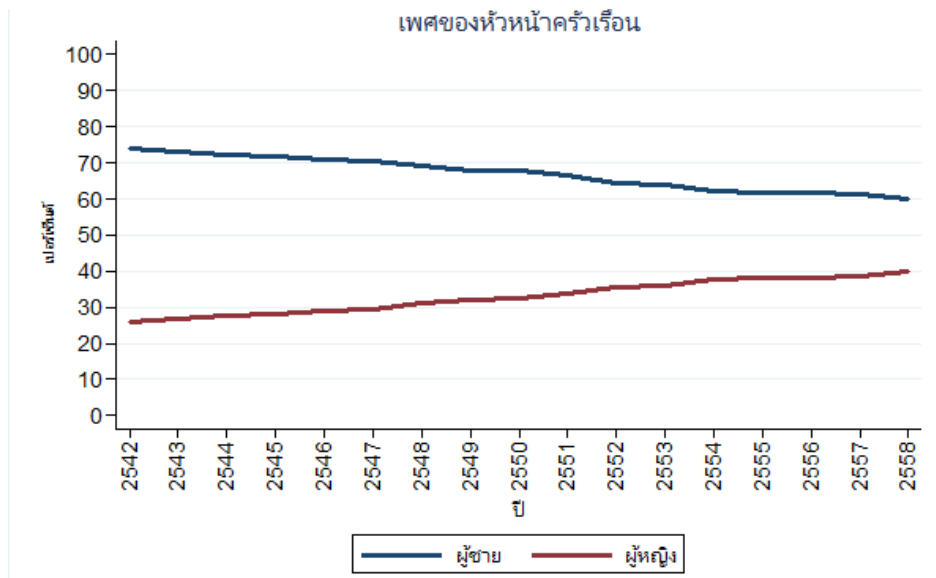
รูปที่ 4.12 : อายุเฉลี่ยของหัวหน้าครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

เมื่อแยกพิจารณาอายุเฉลี่ยของหัวหน้าครัวเรือนรายจังหวัด พบว่า อายุของหัวหน้าครัวเรือนมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นในทุกจังหวัด โดยจังหวัดฉะเชิงเทรามีอายุเฉลี่ยของหัวหน้าครัวเรือนสูงที่สุด รองลงมาคือจังหวัดศรีสะเกษ ส่วนจังหวัดลพบุรีและบุรีรัมย์มีอายุเฉลี่ยของหัวหน้าครัวเรือนใกล้เคียงกัน ตามรูปที่ 4.13



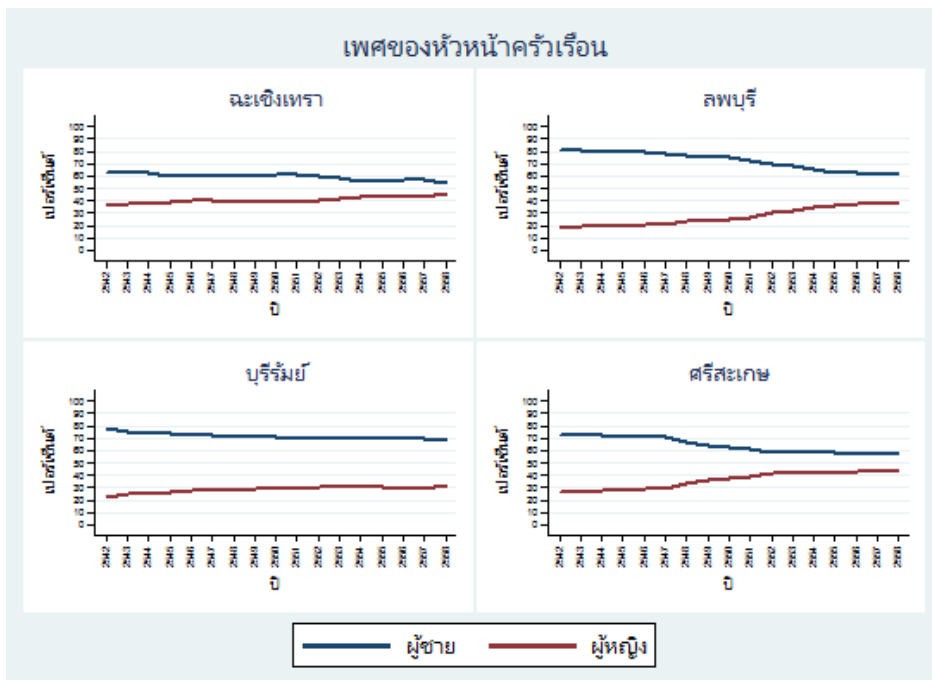
รูปที่ 4.13 : อายุเฉลี่ยของหัวหน้าครัวเรือนแยกตามจังหวัด ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

ขณะที่เมื่อเราพิจารณาเพศของหัวหน้าครัวเรือน พบว่า หัวหน้าครัวเรือนเป็นเพศชายสูงถึงร้อยละ 70 ซึ่งมีแนวโน้มลดลง ในขณะที่หัวหน้าครัวเรือนที่เป็นเพศหญิงมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ดังรูปที่ 4.14



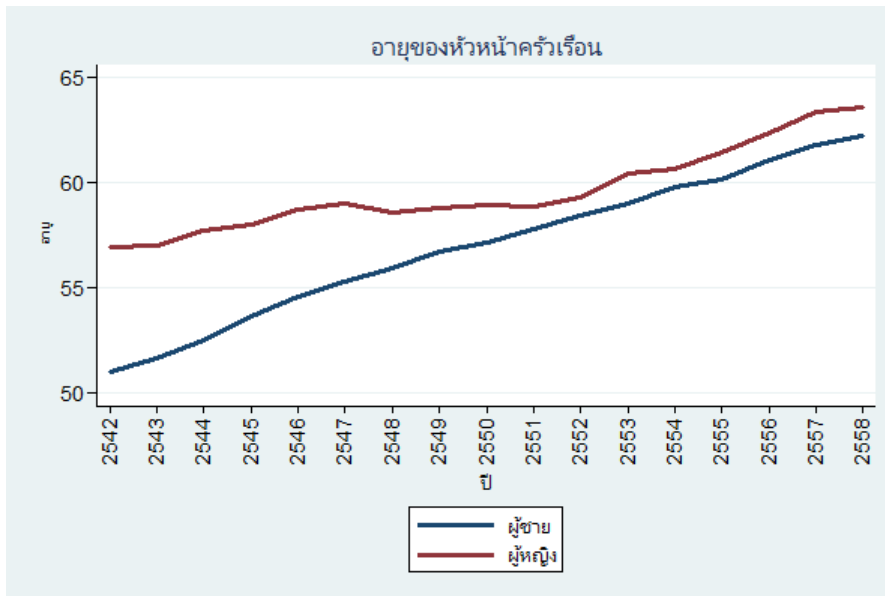
รูปที่ 4.14 : ร้อยละโดยเฉลี่ยของหัวหน้าครัวเรือนที่เป็นเพศชายและเพศหญิง ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

เมื่อแยกพิจารณารายจังหวัด ตามรูปที่ 4.15 พบว่า ทุกจังหวัดมีแนวโน้มของหัวหน้าครัวเรือนที่เป็นเพศชายลดลง ส่วนหัวหน้าครัวเรือนที่เป็นเพศหญิงกลับเพิ่มขึ้น

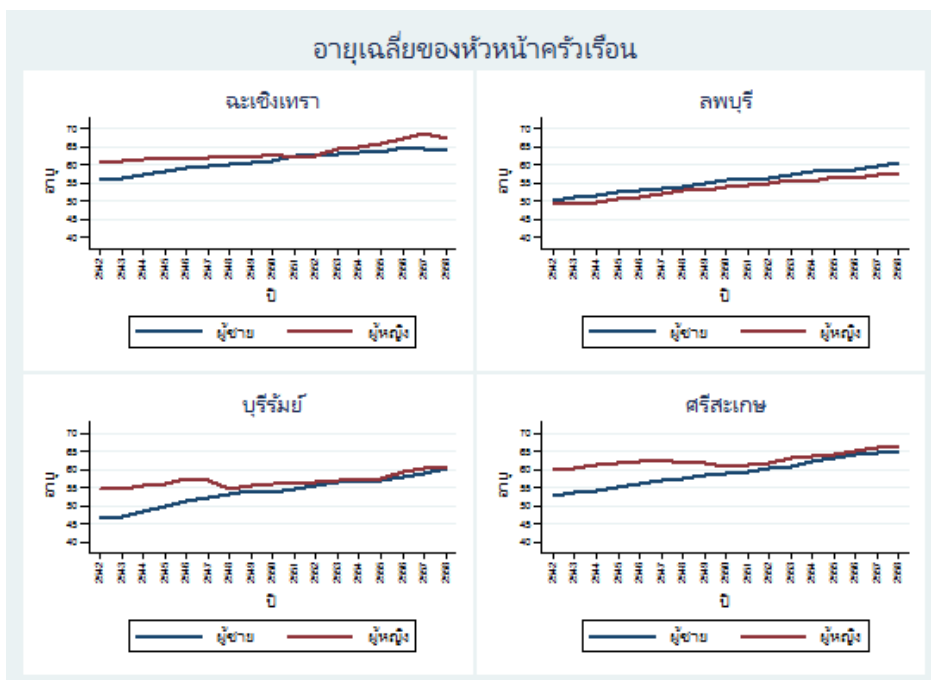


รูปที่ 4.15 : ร้อยละโดยเฉลี่ยของหัวหน้าครัวเรือนที่เป็นเพศชายและเพศหญิง ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 แยกตามจังหวัด

หากพิจารณาหัวหน้าครัวเรือนที่เป็นเพศชาย ทั้งในภาพรวมหรือแยกรายจังหวัด พบว่า อายุของหัวหน้าครัวเรือนที่เป็นเพศชายเพิ่มขึ้นอย่างช้า ๆ ในขณะที่อายุของหัวหน้าครัวเรือนที่เป็นเพศหญิงมีการเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง ดังรูปที่ 4.16 และ 4.17 อาจเนื่องมาจากหัวหน้าครัวเรือนที่เป็นเพศชายเสียชีวิตก่อนหัวหน้าครัวเรือนที่เป็นเพศหญิง

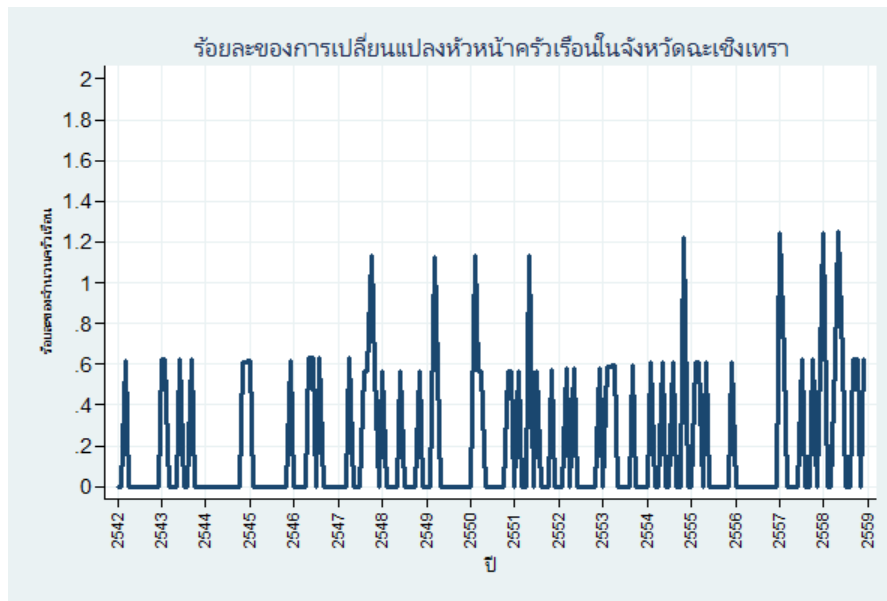


รูปที่ 4.16 : อายุของหัวหน้าครัวเรือนที่เป็นเพศชายและเพศหญิง ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

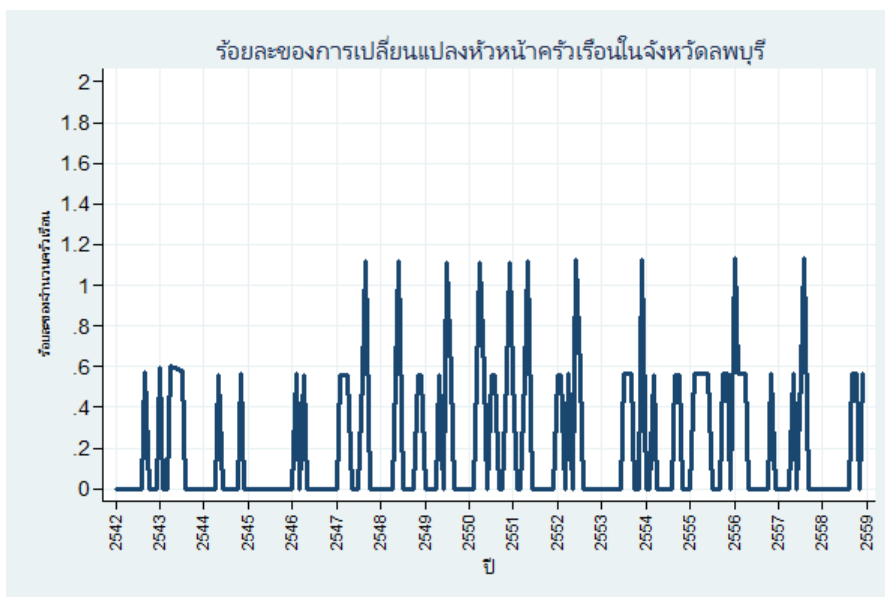


รูปที่ 4.17 : อายุของหัวหน้าครัวเรือนที่เป็นเพศชายและเพศหญิง ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 แยกรายจังหวัด

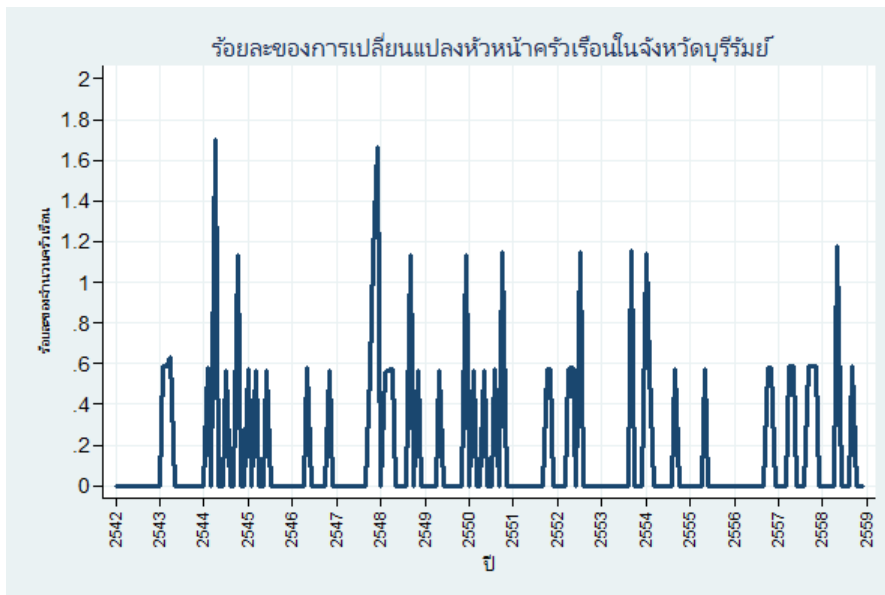
ข้อมูลข้างต้นสรุปได้ว่า หัวหน้าครัวเรือนทั้งเพศหญิงและเพศชาย มีอายุเพิ่มขึ้นตามระยะเวลา แต่ไม่สามารถระบุได้ว่าเป็นหัวหน้าครัวเรือนคนเดิมหรือไม่ ซึ่งจะพิจารณาได้จากจำนวนของครัวเรือนที่ไม่มีการเปลี่ยนแปลงหัวหน้าครัวเรือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 ดังรูปที่ 4.18 – 4.21 พบว่า ครัวเรือนในแต่ละจังหวัดมีการเปลี่ยนแปลงหัวหน้าครัวเรือนโดยเฉลี่ยคิดเป็นร้อยละ 1 ของจำนวนครัวเรือนทั้งหมด ซึ่งครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์และศรีสะเกษมีร้อยละของการเปลี่ยนแปลงหัวหน้าครัวเรือนสูงกว่าครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทราและลพบุรี ตามลำดับ



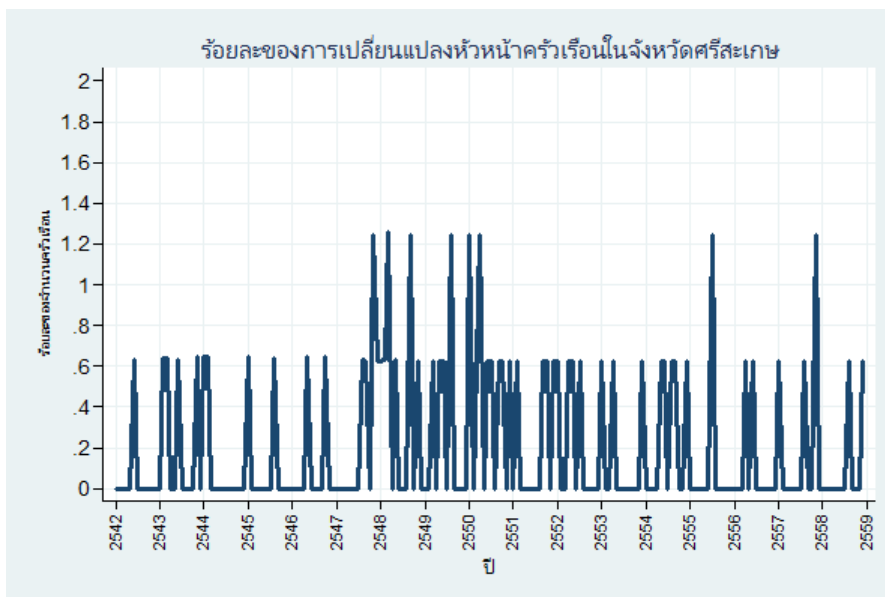
รูปที่ 4.18 : ร้อยละของครัวเรือนที่มีการเปลี่ยนแปลงหัวหน้าครัวเรือน ในจังหวัดฉะเชิงเทรา ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558



รูปที่ 4.19 : ร้อยละของครัวเรือนที่มีการเปลี่ยนแปลงหัวหน้าครัวเรือน ในจังหวัดลพบุรี ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

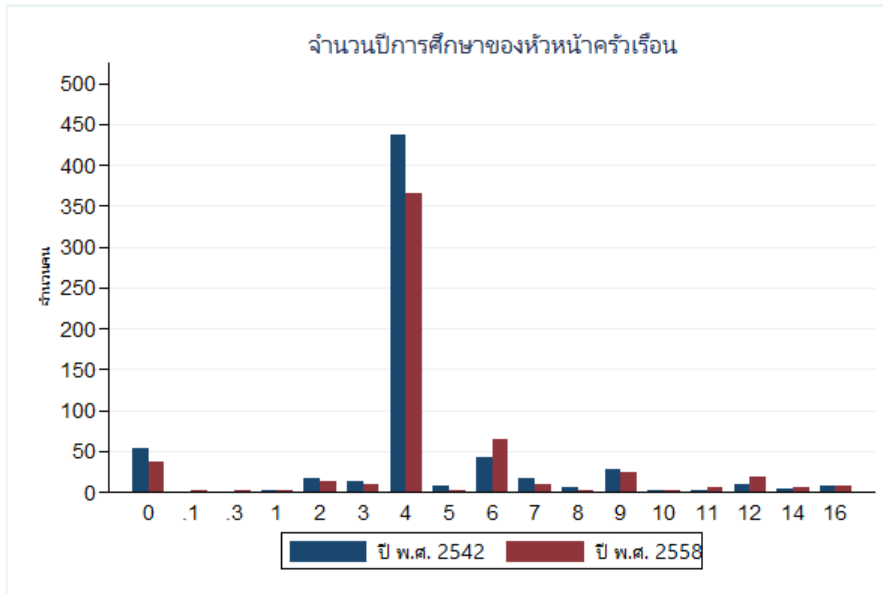


รูปที่ 4.20 : ร้อยละของครุเรือนที่มีการเปลี่ยนแปลงหัวหน้าครุเรือน
ในจังหวัดบุรีรัมย์ ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558



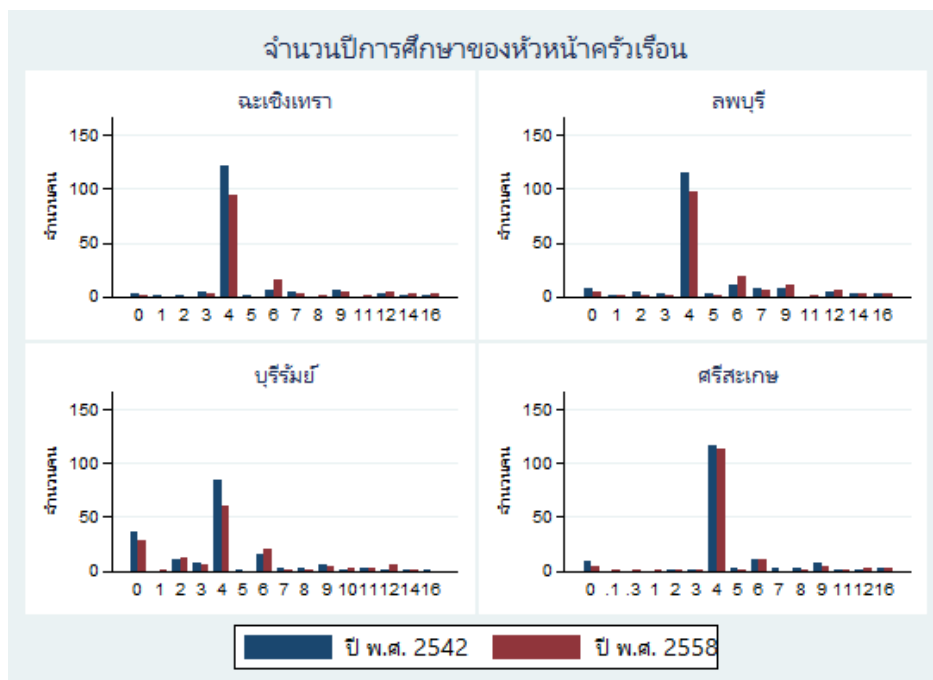
รูปที่ 4.21 : ร้อยละของครุเรือนที่มีการเปลี่ยนแปลงหัวหน้าครุเรือน
ในจังหวัดศรีสะเกษ ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

หลังจากที่พิจารณาการเปลี่ยนแปลงหัวหน้าครุเรือน พบว่า มีเพียงร้อยละ 1 ของครุเรือนทั้งหมดที่มีการเปลี่ยนแปลงหัวหน้าครุเรือน ซึ่งครุเรือนส่วนใหญ่ยังคงมีหัวหน้าครุเรือนคนเดิม ดังนั้น หากหัวหน้าครุเรือนยังคงเป็นคนเดิม ระดับการศึกษาของหัวหน้าครุเรือนก็ไม่น่าจะมีการเปลี่ยนแปลงมากนัก จากรูปที่ 4.22 พบว่า หัวหน้าครุเรือนมีจำนวนปีการศึกษาเฉลี่ย 4 ปี ซึ่งเป็นการศึกษาในระดับประถมศึกษาทั้งในปี พ.ศ. 2542 และ พ.ศ. 2558 ตามลำดับ



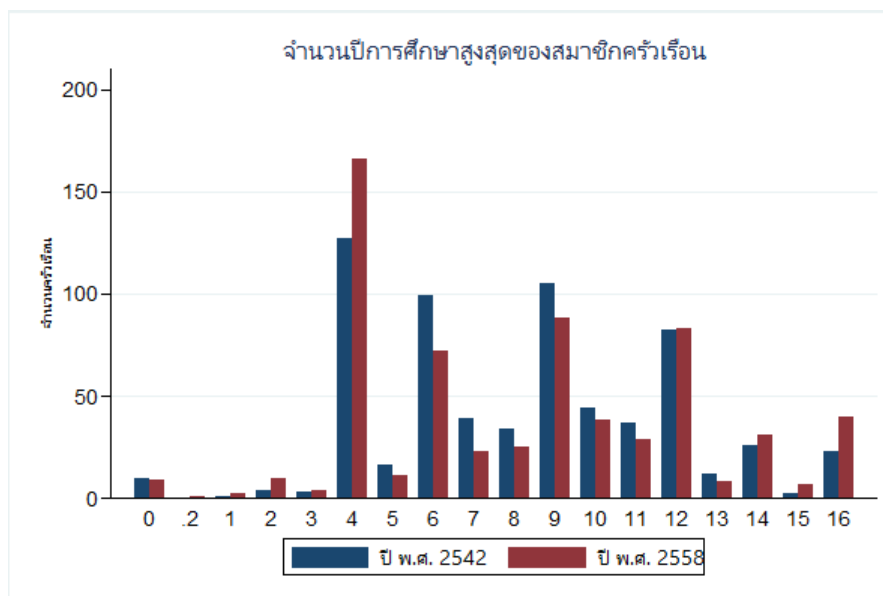
รูปที่ 4.22 : การกระจายของจำนวนปีการศึกษาของหัวหน้าครู้เรือน
ในปี พ.ศ. 2542 และ พ.ศ. 2558

เมื่อแยกรายจังหวัด พบว่า หัวหน้าครู้เรือนในทุกจังหวัด มีจำนวนปีการศึกษาเฉลี่ย 4 ปี หรือในระดับประถมศึกษาปีที่ 4 ซึ่งในปี พ.ศ. 2558 มีจำนวนหัวหน้าครู้เรือนที่จบชั้นประถมศึกษาปีที่ 4 ลดลงเมื่อเทียบกับในปี พ.ศ. 2542 ซึ่งหมายความว่าเมื่อเวลาผ่านไป หัวหน้าครู้เรือนได้รับการศึกษาในระดับที่สูงขึ้น ดังรูปที่ 4.23

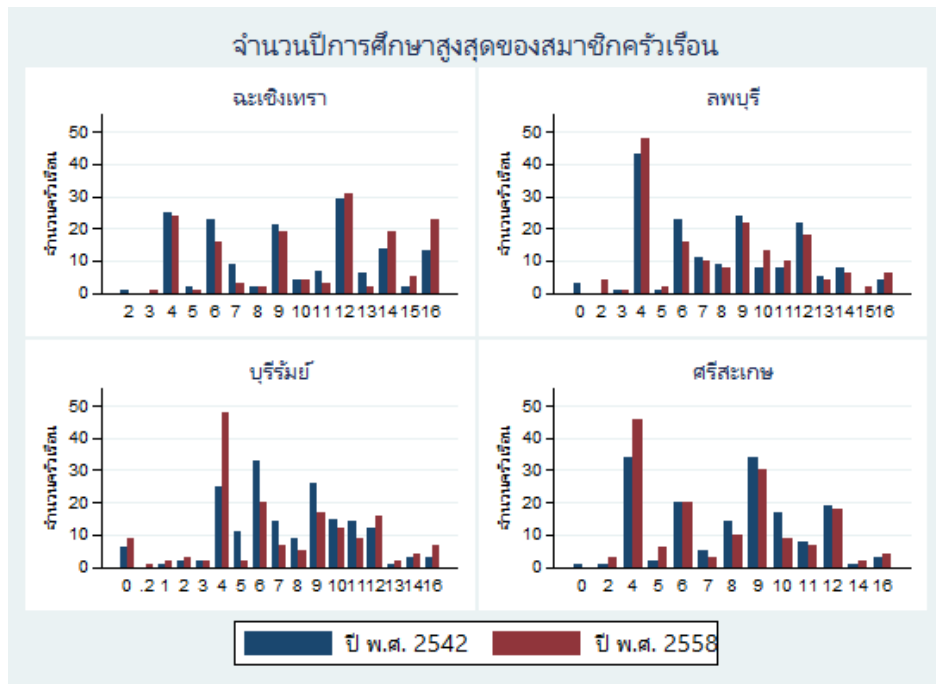


รูปที่ 4.23 : การกระจายของจำนวนปีการศึกษาของหัวหน้าครู้เรือน
ในปี พ.ศ. 2542 และ พ.ศ. 2558 แยกรายจังหวัด

นอกจากนี้ หากดูจำนวนปีการศึกษาสูงสุดของสมาชิกครัวเรือนทั้งในภาพรวมและแยกรายจังหวัด พบว่า จำนวนปีการศึกษาสูงสุดเฉลี่ยกระจายในช่วง 4-12 ปี ซึ่งเป็นการศึกษาในระดับประถมศึกษาจนถึงมัธยมศึกษาตอนปลาย และเมื่อเปรียบเทียบระดับการศึกษาสูงสุดในปี พ.ศ. 2542 และ พ.ศ. 2558 พบว่า สมาชิกครัวเรือนมีจำนวนปีการศึกษาสูงขึ้น ในช่วง 12-16 ปี ซึ่งเป็นการศึกษาในระดับมัธยมศึกษาตอนปลายถึงระดับอุดมศึกษา แต่เมื่อสังเกตจำนวนปีการศึกษาที่ระดับ 4 ปี กลับพบว่า ในปี พ.ศ. 2558 มีจำนวนสูงกว่าในปี พ.ศ. 2542 อาจเนื่องมาจากสมาชิกที่อยู่ในวัยแรงงานที่มีระดับการศึกษาสูงสุดในชั้นประถมศึกษาปีที่ 4 ย้ายกลับเข้ามาในปี พ.ศ. 2558 ซึ่งคาดว่า ณ ขนาดนั้น สมาชิกส่วนใหญ่น่าจะมีอายุมากขึ้นและย้ายกลับเข้ามายังถิ่นฐานเดิมทำให้มีจำนวนเพิ่มขึ้น ดังรูปที่ 4.24 และ 4.25 ตามลำดับ



รูปที่ 4.24 : การกระจายของจำนวนปีการศึกษาสูงสุดของครัวเรือน
ในปี พ.ศ. 2542 และ พ.ศ. 2558



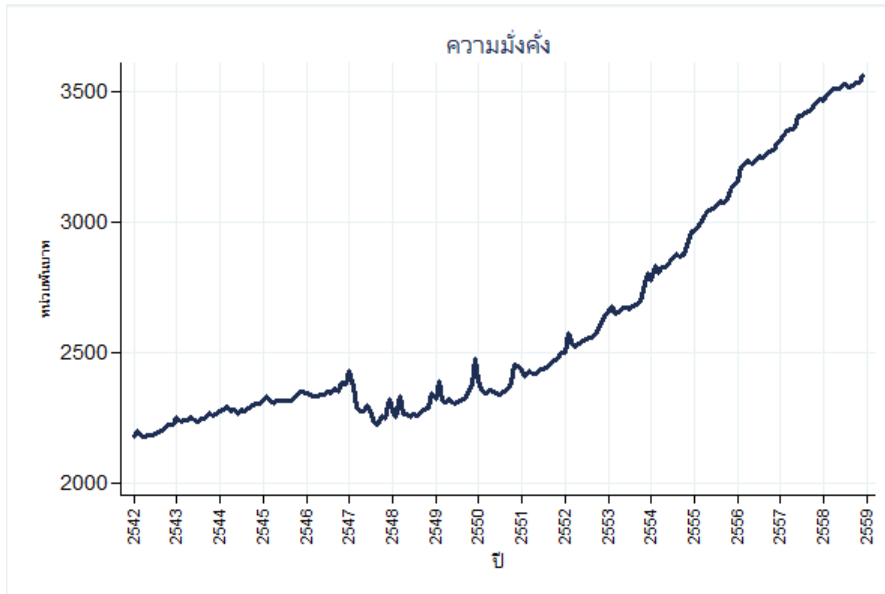
รูปที่ 4.25 : การกระจายของจำนวนปีการศึกษาสูงสุดของครัวเรือน
ในปี พ.ศ. 2542 และ พ.ศ. 2558 แยกรายจังหวัด

4.2 การเปลี่ยนแปลงสภาพเศรษฐกิจของครัวเรือนไทยในชนบท

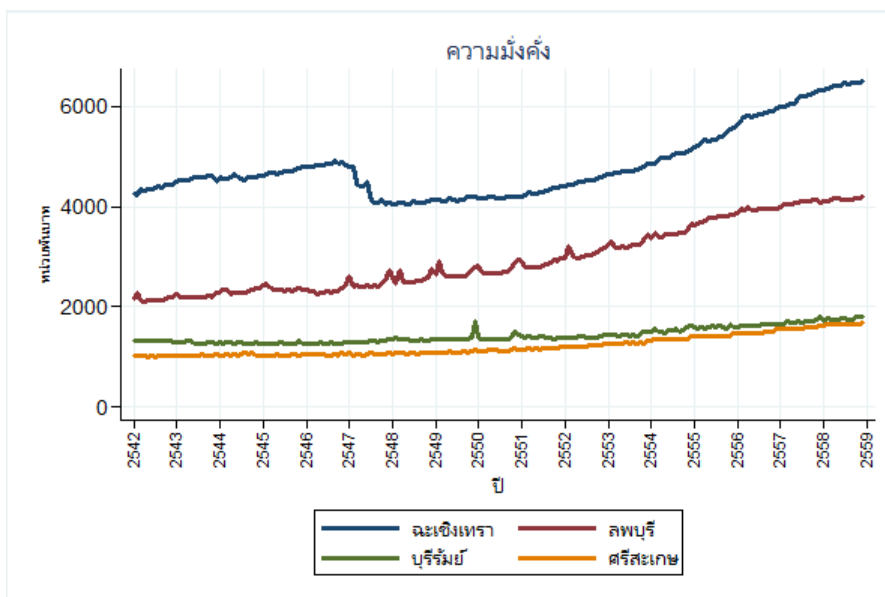
ในส่วนนี้จะกล่าวถึงการเปลี่ยนแปลงสภาพเศรษฐกิจของครัวเรือนไทยในชนบทผ่านข้อมูล Townsend Thai Monthly Survey (TTMS) ซึ่งจะพิจารณาจากส่วนต่าง ๆ ดังนี้ ความมั่งคั่งของครัวเรือน (Wealth), รายได้ของครัวเรือน (Earning), ทรัพย์สินของครัวเรือน (Asset), หนี้สินของครัวเรือน (Liability) สัดส่วนของหนี้สินต่อทรัพย์สินของครัวเรือน (Debt-to-Asset Ratio) และรายได้กับการบริโภคของครัวเรือน (Income and Consumption)

4.2.1 ความมั่งคั่ง (Wealth)

ความมั่งคั่งสามารถหาได้จากการสำรวจทรัพย์สินและหนี้สินของครัวเรือนว่าสุดท้ายแล้วครัวเรือนมีทรัพย์สินสุทธิอยู่เท่าไร ซึ่งทรัพย์สินสุทธิจะบอกได้ว่าครัวเรือนมีความมั่งคั่งหรือไม่ โดยคำนวณจากการนำทรัพย์สินทั้งหมดของครัวเรือนลบด้วยหนี้สินทั้งหมดของครัวเรือน จากรูปที่ 4.26 พบว่า ครัวเรือนมีการสร้างทรัพย์สินที่มีมูลค่ามากกว่าหนี้สิน สะท้อนให้เห็นว่าครัวเรือนมีความมั่งคั่งเพิ่มขึ้น แต่ในช่วงกลางปี พ.ศ. 2547 ความมั่งคั่งของครัวเรือนลดต่ำลง โดยจะพิจารณาผลของความมั่งคั่งที่เกิดขึ้นนี้ในส่วนถัดไป



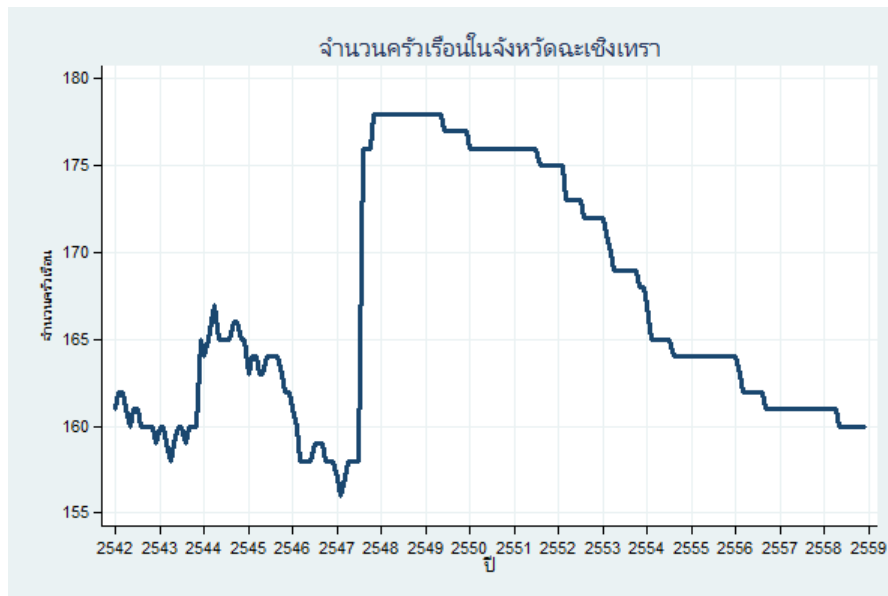
รูปที่ 4.26 : ความมั่งคั่งเฉลี่ยของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558
(หน่วยละพันบาท/เดือน)



รูปที่ 4.27 : ความมั่งคั่งเฉลี่ยของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 แยกรายจังหวัด
(หน่วยละพันบาท/เดือน)

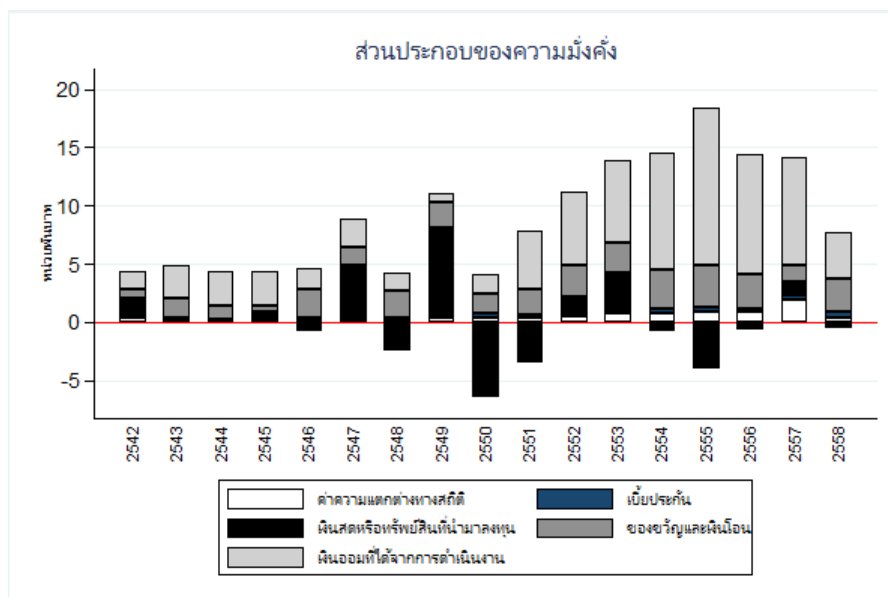
เมื่อพิจารณาข้อมูลแยกรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.26 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีความมั่งคั่งมากที่สุด รองลงมาคือจังหวัดลพบุรี บุรีรัมย์ และศรีสะเกษ ตามลำดับ โดยความมั่งคั่งของครัวเรือนในทุกจังหวัดมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น แต่ในปี พ.ศ. 2547 จังหวัดที่ทำให้ความมั่งคั่งรวมลดลงคือจังหวัดฉะเชิงเทรา ซึ่งจะเห็นได้ว่าจำนวนครัวเรือนทั้งหมดในจังหวัดฉะเชิงเทรา ตามรูปที่ 4.27 ในปี พ.ศ. 2547 มีจำนวนครัวเรือนน้อยที่สุดอาจเป็นเพราะมีครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทราออกจาก survey ไปและมีครัวเรือนทดแทนเข้ามาใหม่ ทำให้ความมั่งคั่งของครัวเรือนที่ออกจาก Survey ไป

แล้วไม่ปรากฏ ซึ่งอาจทำให้ความมั่งคั่งเฉลี่ยลดลงเนื่องจากครัวเรือนที่ออกไปรวยกว่าครัวเรือนทดแทน



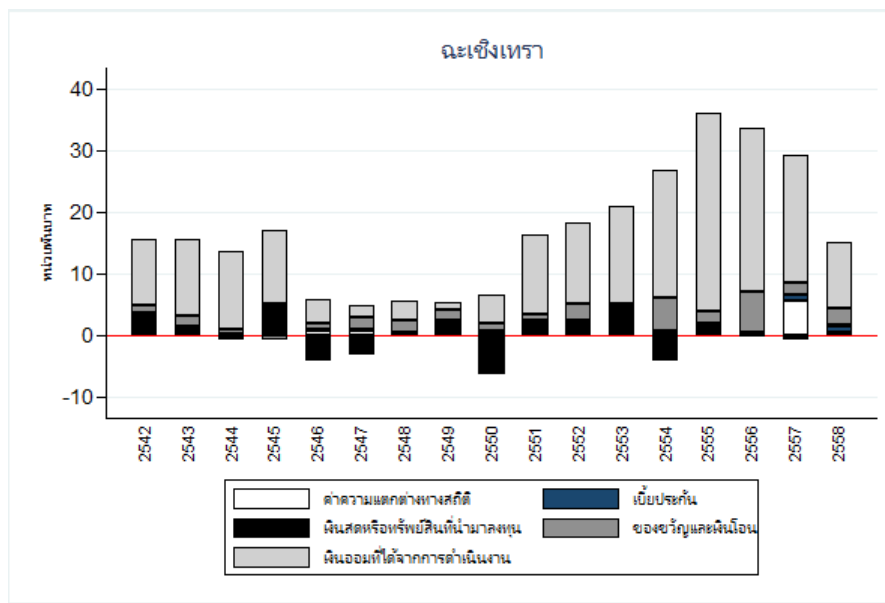
รูปที่ 4.28 : จำนวนครัวเรือนทั้งหมดในแต่ละเดือนของจังหวัดฉะเชิงเทรา ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

จากรูปก่อนหน้าได้แสดงให้เห็นถึงแนวโน้มการเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องของความมั่งคั่งของครัวเรือน ในส่วนถัดไป เราจะพิจารณาว่าครัวเรือนมีความมั่งคั่งจากแหล่งใดบ้าง ดังรูปที่ 4.28 จะเห็นว่าแหล่งที่ใหญ่ที่สุดที่ทำให้ครัวเรือนมีความมั่งคั่งคือ เงินออมที่ได้จากการดำเนินงาน รองลงมาคือของขวัญและเงินโอน ตามมาด้วยเงินสดหรือทรัพย์สินที่นำมาลงทุน และค่าเบี้ยประกัน ตามลำดับ ซึ่งเงินออมที่ได้จากการดำเนินงาน รวมถึงของขวัญและเงินโอนมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างเห็นได้ชัด



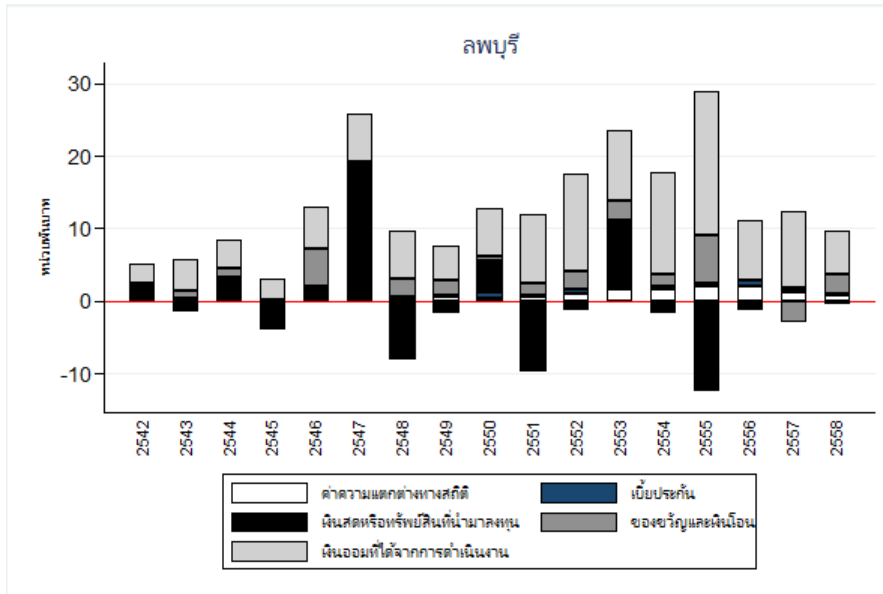
รูปที่ 4.29 : ส่วนประกอบของความมั่งคั่งของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

นอกจากนี้ จะเห็นได้ว่า ในปี พ.ศ. 2549 ครั้วเรือมีเงินออมที่ได้จากการดำเนินงานน้อยที่สุด อาจเนื่องมาจากสถานการณ์ที่ราคาน้ำมันดิบในตลาดโลกมีแนวโน้มสูง ทำให้ต้นทุนการผลิตเพิ่มสูงขึ้น ครั้วเรือจึงมีรายรับลดลงส่งผลให้เงินออมที่ได้จากการดำเนินงานลดลงด้วย แต่หลังจากปี พ.ศ. 2550 เป็นต้นไป เงินออมที่ได้จากการดำเนินงานเพิ่มสูงขึ้นตามลำดับ ซึ่งให้เห็นว่าเศรษฐกิจเริ่มดีขึ้นทำให้รายรับของครั้วเรือเพิ่มมากขึ้นด้วยเช่นกัน



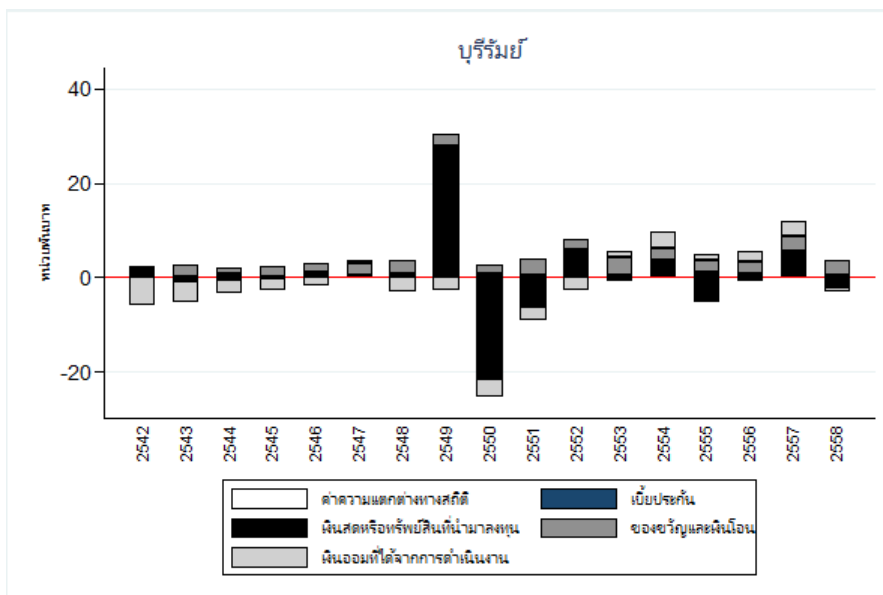
รูปที่ 4.30 : ส่วนประกอบความมั่งคั่งของครั้วเรือ จังหวัดฉะเชิงเทรา ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

จากข้อมูลข้างต้น ทำให้เราทราบว่าความมั่งคั่งของครั้วเรือส่วนใหญ่มาจากแหล่งเงินออมที่ได้จากการดำเนินงาน ซึ่งหากพิจารณาความมั่งคั่งของครั้วเรือในจังหวัดฉะเชิงเทรา ในรูปที่ 4.30 ก็ยังคงพบว่า แหล่งความมั่งคั่งที่มากที่สุดคือ เงินออมที่ได้จากการดำเนินงานเช่นกันและมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง ยกเว้นในช่วงปี พ.ศ. 2546 - 2550 แหล่งเงินออมที่ได้จากการดำเนินงานลดต่ำลง เนื่องจากรายได้ที่มาจากการเล่นกุ้ง เล่นปลาตกลง เพราะประสบปัญหาแม่น้ำบางปะกงน้ำเสีย นอกจากนี้ยังพบว่าในปี พ.ศ. 2557 และ 2558 ครั้วเรือเริ่มมีการทำประกันมากขึ้น



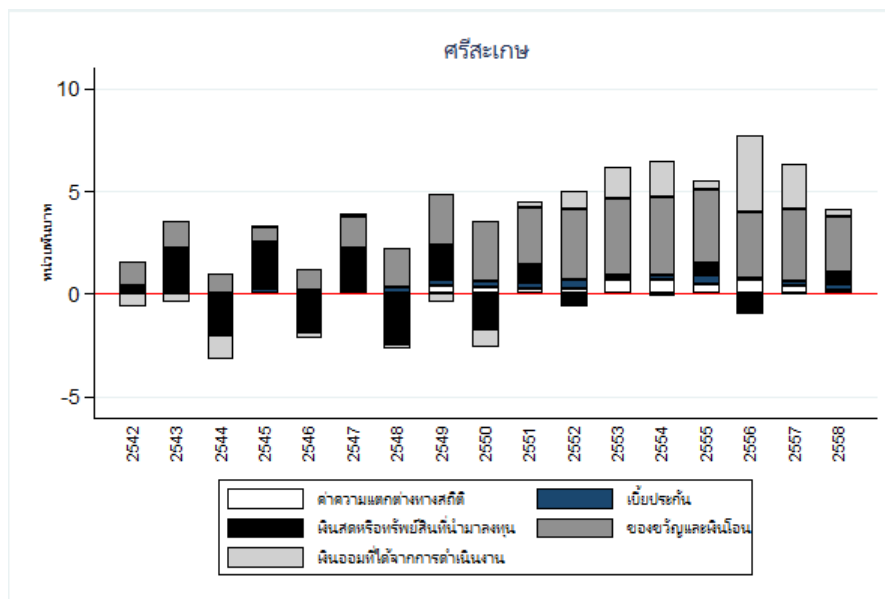
รูปที่ 4.31 : ส่วนประกอบความมั่งคั่งของครัวเรือน จังหวัดลพบุรี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

เมื่อพิจารณาครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี ในรูปที่ 4.31 พบว่า แหล่งความมั่งคั่งที่มากที่สุดคือ เงินออมที่ได้จากการดำเนินงานเช่นเดียวกับจังหวัดฉะเชิงเทรา รองลงมาเป็นของขวัญและเงินโอน และสินทรัพย์ที่นำมาลงทุนในลำดับถัดมา ซึ่งของขวัญและเงินโอนมีค่ามากที่สุดในปี พ.ศ. 2546 และ พ.ศ. 2555 เนื่องจากสมาชิกในวัยแรงงานมีขนาดลดลงจากการย้ายไปทำงานที่อื่นแล้วส่งเงินกลับมายังครัวเรือน ส่งผลให้ของขวัญและเงินโอนเพิ่มขึ้น



รูปที่ 4.32 : ส่วนประกอบความมั่งคั่งของครัวเรือน จังหวัดบุรีรัมย์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

ในขณะที่แหล่งความมั่งคั่งของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ที่มากที่สุดคือ ของขวัญและเงินโอน ตามรูปที่ 4.32 เนื่องจากสมาชิกในวัยแรงงานลดลงอย่างต่อเนื่อง แต่จำนวนผู้สูงอายุกลับเพิ่มขึ้น ส่งผลให้แหล่งรายได้หลักของครัวเรือนมาจากของขวัญและเงินโอน ในขณะที่เงินออมที่ได้จากการดำเนินงานมีค่าน้อยที่สุดในช่วงปี พ.ศ. 2542 จนถึง พ.ศ. 2552 ซึ่งในช่วงดังกล่าวครัวเรือนอาจมีการลงทุนในเกษตรกรรมหรือปศุสัตว์ ทำให้ครัวเรือนยังไม่มีเงินออมจากการดำเนินงาน แต่มีเงินออมเพิ่มขึ้นในปี พ.ศ. 2553 ซึ่งพบว่าในปีนี้การผลิตภาคเกษตรกรรมของจังหวัดบุรีรัมย์มีมูลค่ารวมของสาขาเกษตรขยายตัวจากปีก่อนตามปริมาณผลผลิตข้าว มันสำปะหลัง อ้อย และยางพาราที่เพิ่มขึ้น ประกอบกับราคาข้าวเปลือก อ้อย และยางพาราปรับตัวเพิ่มขึ้นจากปีก่อน ส่งผลให้รายได้ของเกษตรกรเพิ่มขึ้นตามปริมาณผลผลิต

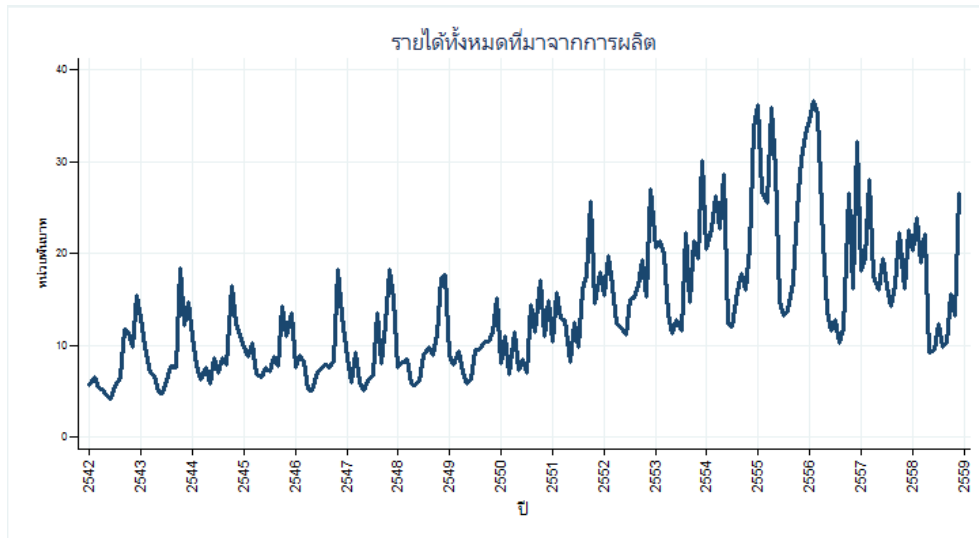


รูปที่ 4.33 : ส่วนประกอบความมั่งคั่งของครัวเรือน จังหวัดศรีสะเกษ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

จากรูปที่ 4.33 พบว่า แหล่งความมั่งคั่งที่มากที่สุดของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษคือ ของขวัญและเงินโอน ซึ่งคล้ายกับจังหวัดบุรีรัมย์ ส่วนความมั่งคั่งที่ได้จากเงินออมมีค่าน้อยที่สุดในปี พ.ศ. 2542 - 2550 คาดว่าครัวเรือนกำลังเริ่มต้นลงทุนในการประกอบอาชีพ หากพิจารณาข้อมูลในปี พ.ศ. 2544 จะเห็นว่าเงินสดและสินทรัพย์ที่นำมาลงทุนมีค่าต่ำมากเนื่องจากการก่อตั้งกองทุนหมู่บ้านเพื่อสนับสนุนให้ชาวบ้านเข้าถึงแหล่งเงินทุน ขณะที่ในปี พ.ศ. 2551 เริ่มมีเงินออมที่ได้จากการดำเนินงานเพิ่มขึ้น ส่วนใหญ่มาจากผลผลิตทางการเกษตรที่มีการปรับตัวเพิ่มมากขึ้น นอกจากนี้ จะเห็นได้ว่าครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ และศรีสะเกษจำเป็นต้องอาศัยเงินโอนและของขวัญจากสมาชิกนอกครัวเรือน สะท้อนให้เห็นว่าครัวเรือนทั้งสองจังหวัดมีสมาชิกในวัยแรงงานย้ายออกไปทำงานนอกพื้นที่เป็นจำนวนมาก และมากกว่าสมาชิกครัวเรือนในจังหวัดพะเยาและลพบุรี

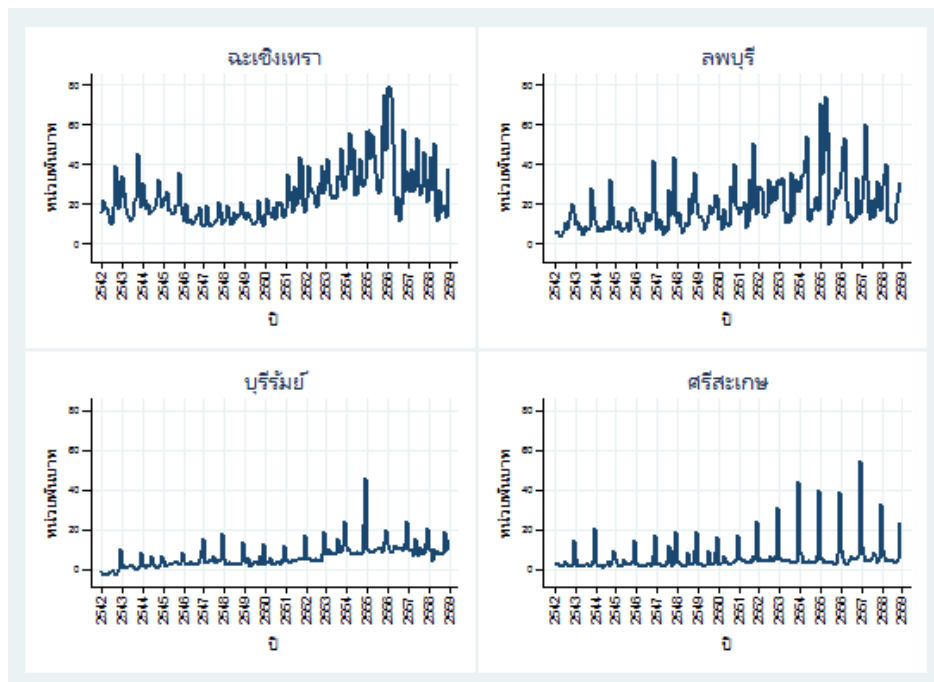
4.2.2 รายได้ของครัวเรือน (Earning)

ในส่วนนี้เราจะพิจารณาถึงแหล่งที่มาของเงินออมในรูปของรายได้ (Earning) เริ่มจากรายได้จากการผลิตซึ่งได้มาจากการประกอบอาชีพเป็นหลัก



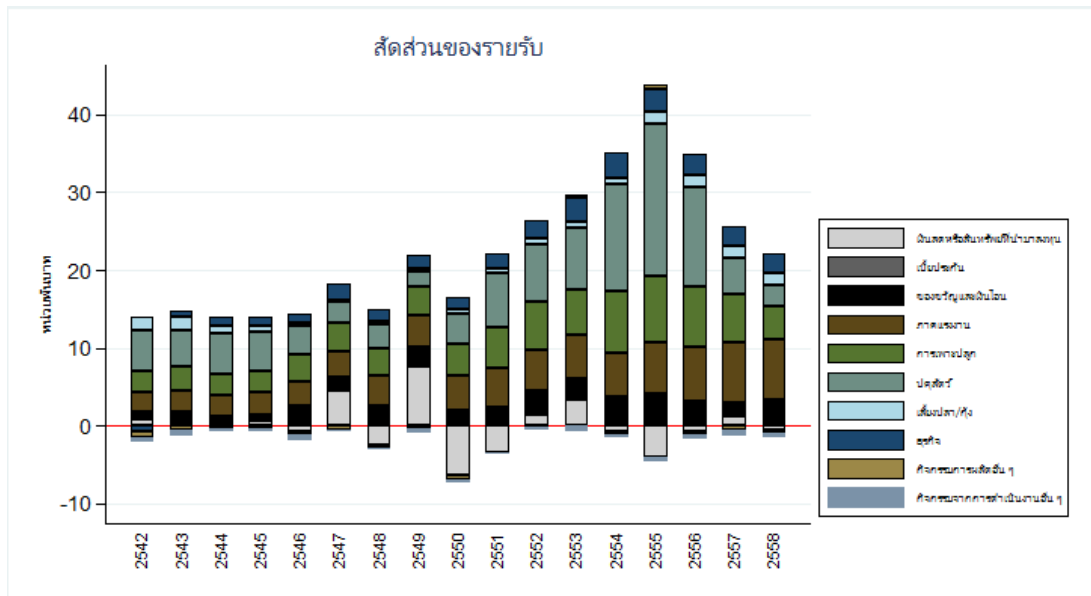
รูปที่ 4.34 : รายได้ทั้งหมดที่มาจากการผลิต (Income from production)
ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

จากรูปที่ 4.34 พบว่า รายได้โดยเฉลี่ยเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง ซึ่งรายได้ต่อเดือนยังคงเพิ่มขึ้นและลดลงตามวัฏจักรของผลผลิตเช่นเดียวกัน



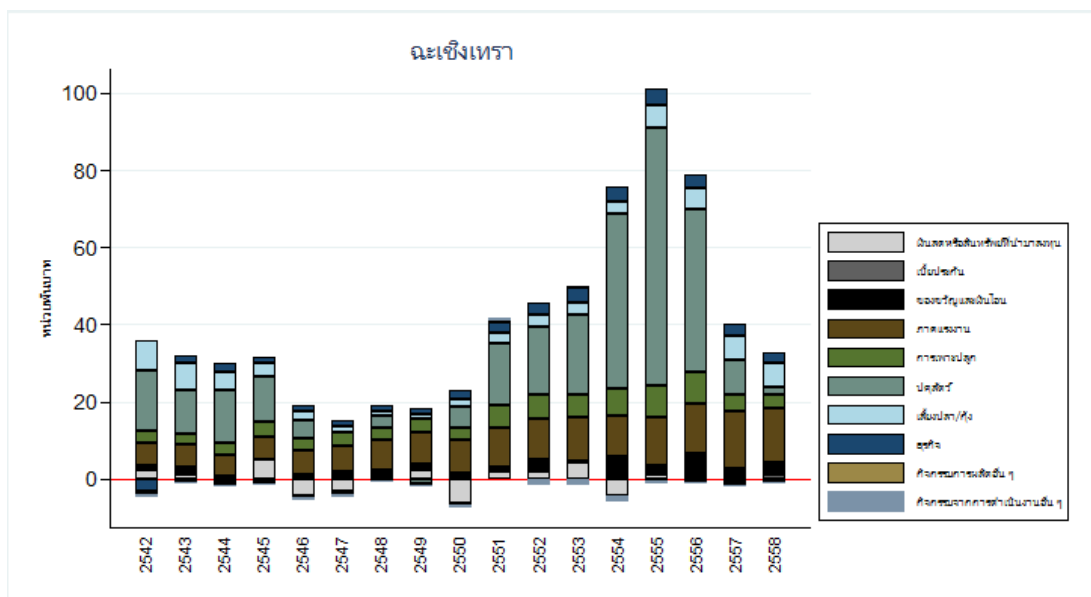
รูปที่ 4.35 : รายได้ทั้งหมดที่มาจากการผลิต (Income from production)
ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 แยกรายจังหวัด

หากแยกรายได้จากการผลิตในแต่ละจังหวัด ตามรูปที่ 4.35 พบว่า คริวเรือนในจังหวัด ฉะเชิงเทรามีรายได้จากการผลิตมากที่สุด รองลงมาเป็นจังหวัดลพบุรี บุรีรัมย์ และศรีสะเกษ ตามลำดับ นอกจากนี้จะเห็นได้ว่าในทุกจังหวัดมีรายได้จากการผลิตเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง



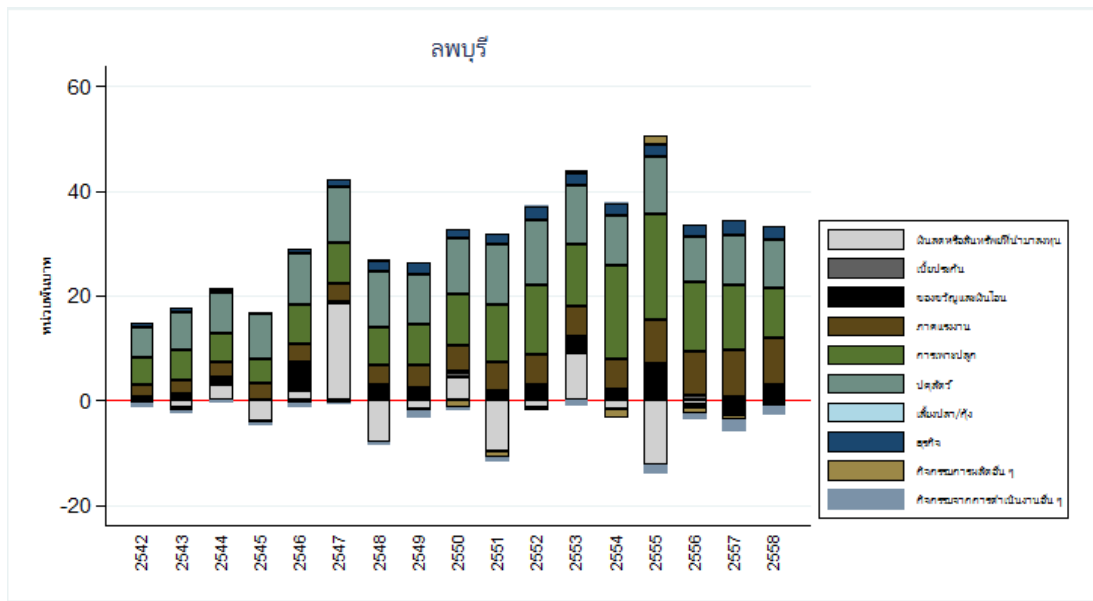
รูปที่ 4.36 : สัดส่วนรายได้ของคริวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

ซึ่งหากพิจารณาแหล่งที่มาของรายได้ตามรูปที่ 4.36 โดยภาพรวมพบว่า แหล่งรายได้ที่มากที่สุดของคริวเรือนมาจากการทำปศุสัตว์ รองลงมาเป็นการเพาะปลูก ภาคแรงงาน และธุรกิจ ตามลำดับ ซึ่งในแต่ละจังหวัดอาจจะมีแหล่งรายได้จากการผลิตแตกต่างกันไปขึ้นอยู่กับลักษณะทาง ภูมิศาสตร์และทรัพยากรที่มีอยู่



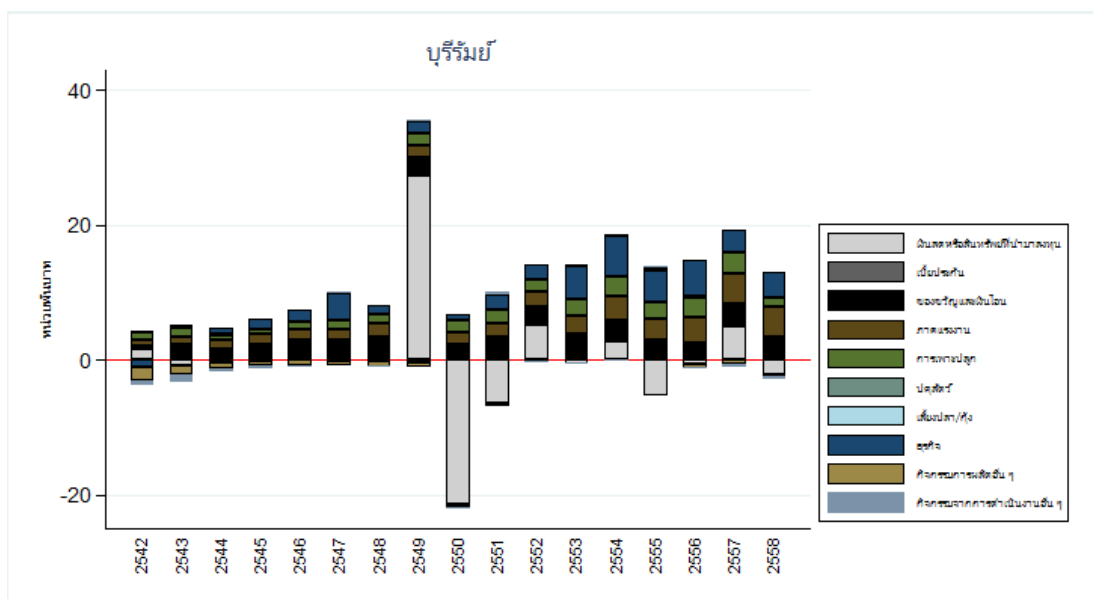
รูปที่ 4.37 : สัดส่วนรายได้ของคริวเรือน จังหวัดฉะเชิงเทรา ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

เมื่อแยกรายจังหวัดจะเห็นได้ว่า จากรูปที่ 4.37 แหล่งรายได้ที่มากที่สุดของครัวเรือนมาจากปศุสัตว์ เนื่องมาจากมีบางครัวเรือนที่ทำปศุสัตว์พันธสัญญากับบริษัทเอกชน (Contact Farming) ซึ่งมีรายได้เฉลี่ยมากกว่า 100,000 บาทต่อเดือน เป็นผลทำให้ค่าเฉลี่ยของครัวเรือนที่ทำปศุสัตว์สูงขึ้น แต่หากตัดครัวเรือนเหล่านี้ออกไป จะพบว่าครัวเรือนในจังหวัดจะเชิงเทรามีรายได้มาจากการเลี้ยงปลาเลี้ยงกุ้งมากที่สุด รองลงมาเป็นการเพาะปลูก และตามมาด้วยรายได้ที่ได้มาจากภาคแรงงาน และภาคธุรกิจ ตามลำดับ



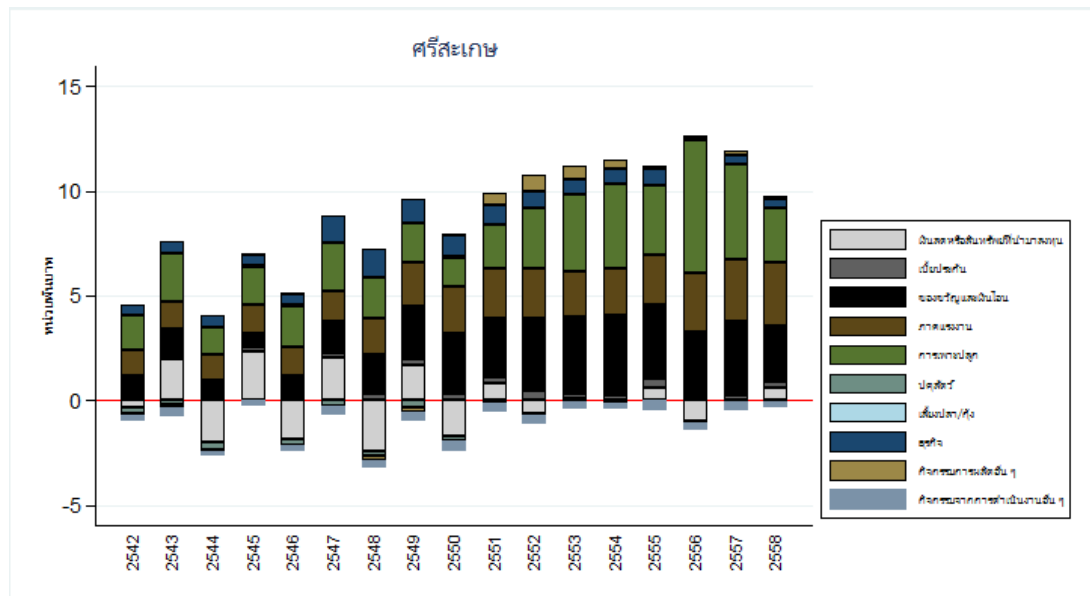
รูปที่ 4.38 : สัดส่วนรายได้ของครัวเรือน จังหวัดลพบุรี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

เมื่อพิจารณาตามรูปที่ 4.38 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีมีแหล่งรายได้จากการผลิตส่วนใหญ่มาจากการปศุสัตว์ รองลงมาเป็นการเพาะปลูก ภาคแรงงาน และธุรกิจ ตามลำดับ



รูปที่ 4.39 : สัดส่วนรายได้ของครัวเรือน จังหวัดบุรีรัมย์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

ขณะที่ครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ตามรูปที่ 4.39 พบว่า แหล่งรายได้หลักมาจากการประกอบธุรกิจ รองลงมาเป็นภาคแรงงาน การเพาะปลูก และของขวัญและเงินโอน ตามลำดับ

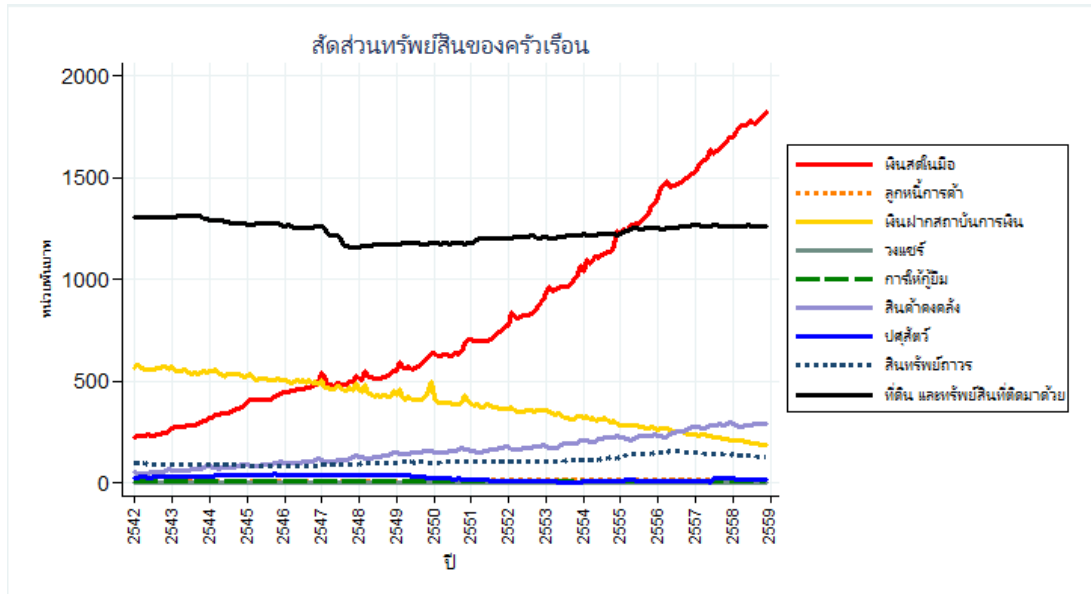


รูปที่ 4.40 : สัดส่วนรายได้ของครัวเรือน จังหวัดศรีสะเกษ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

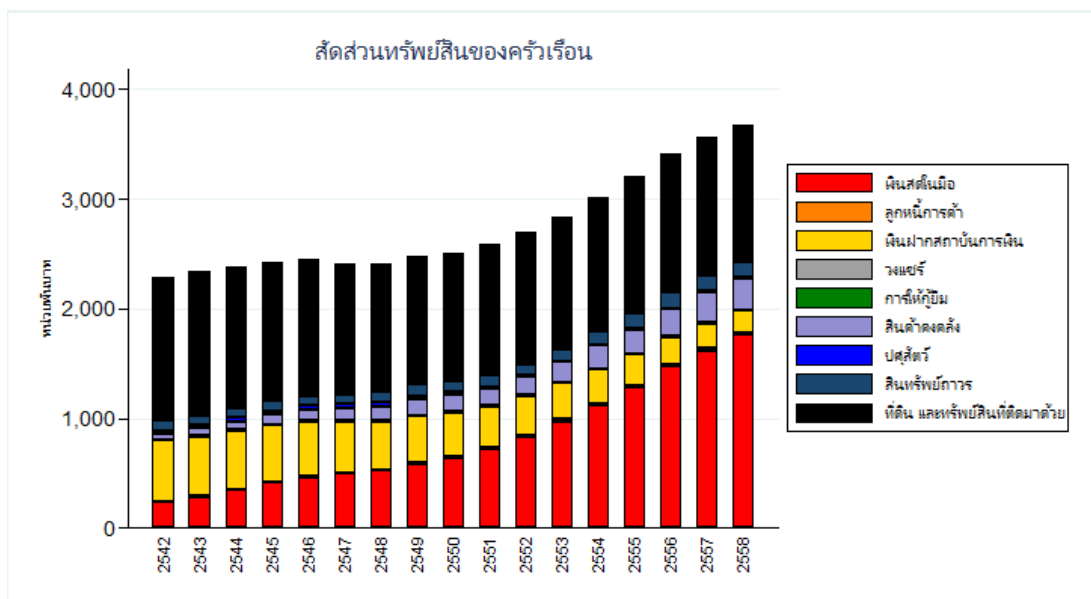
ส่วนครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ ตามรูปที่ 4.40 พบว่า มีแหล่งรายได้จากการผลิตที่มากที่สุดมาจากการเกษตร โดยมีพืชผลหลักทางการเกษตร ได้แก่ ข้าว, มันสำปะหลัง, หอมแดง, กระเทียม, ข้าวโพด, ปอแก้ว, ถั่วลิสง ส่วนอาชีพที่สำคัญรองลงมาคือ อุตสาหกรรม โดยเฉพาะอุตสาหกรรมการแปรรูปผลผลิตการเกษตร การค้าและการบริการ ซึ่งสอดคล้องกับแหล่งรายได้ที่ได้จากภาคแรงงาน และแหล่งรายได้ที่มาจากของขวัญและเงินโอน ตามลำดับ

4.2.3 ทรัพย์สินครัวเรือน (Asset)

เมื่อเราทราบว่าครัวเรือนมีรายได้หลักจากแหล่งใดบ้าง ในส่วนนี้เราจะมาดูว่าครัวเรือนมีทรัพย์สินที่ก่อให้เกิดรายได้ประเภทใดบ้าง ดังนั้น ทรัพย์สินครัวเรือน (Asset) จึงหมายถึง ทรัพยากรที่ครัวเรือนเป็นเจ้าของ ซึ่งคาดว่าทรัพยากรดังกล่าวจะก่อให้เกิดรายได้ในอนาคต ทั้งที่อยู่ในรูปของตัวเงินและไม่ใช้ตัวเงิน

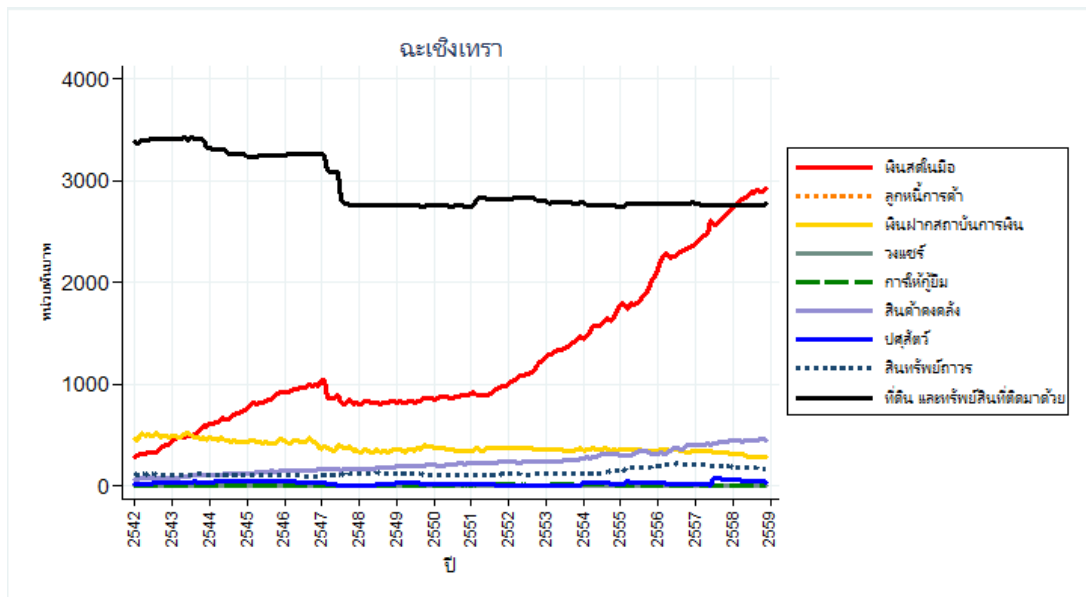


รูปที่ 4.41 : ประเภทของทรัพย์สินของครัวเรือน ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

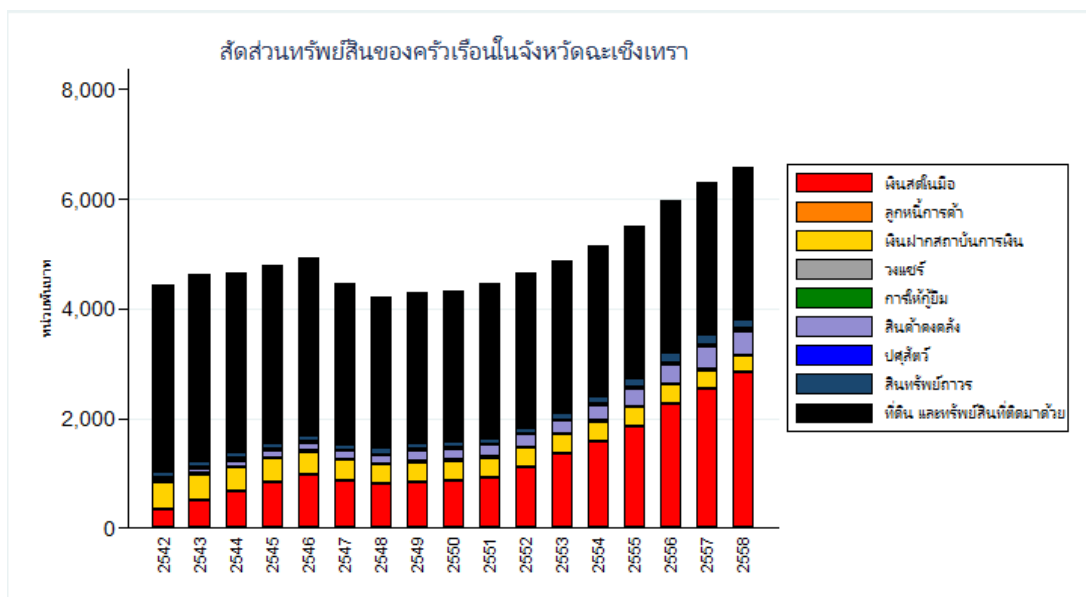


รูปที่ 4.42 : สัดส่วนของทรัพย์สินของครัวเรือน ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

จากรูปที่ 4.41 และ 4.42 จะเห็นได้ว่าครัวเรือนมีทรัพย์สินที่เป็นเงินสดในมือมากที่สุด และมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง ในขณะที่ทรัพย์สินที่เป็นที่ดินมีมูลค่าลดลงมาและค่อนข้างคงที่ ลำดับที่ 3 คือ สินค้าคงคลัง ตามด้วยเงินฝากในธนาคาร สินทรัพย์ถาวร ปศุสัตว์ เงินเชื่อ และสุดท้าย คือ เงินที่ได้จากวามแชร์ ตามลำดับ

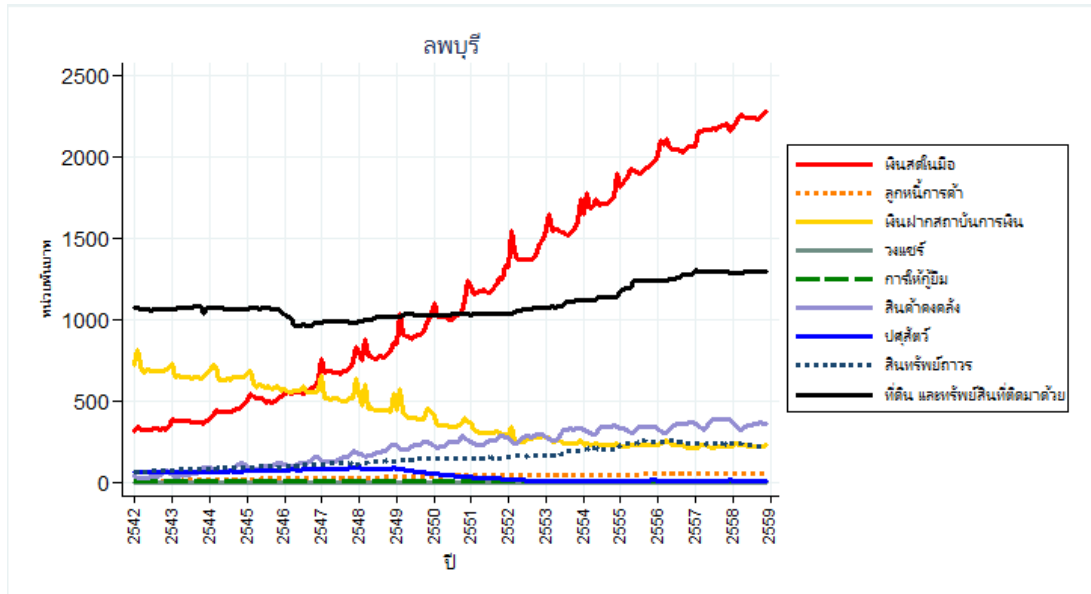


รูปที่ 4.43 : ประเภทของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดฉะเชิงเทรา
ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

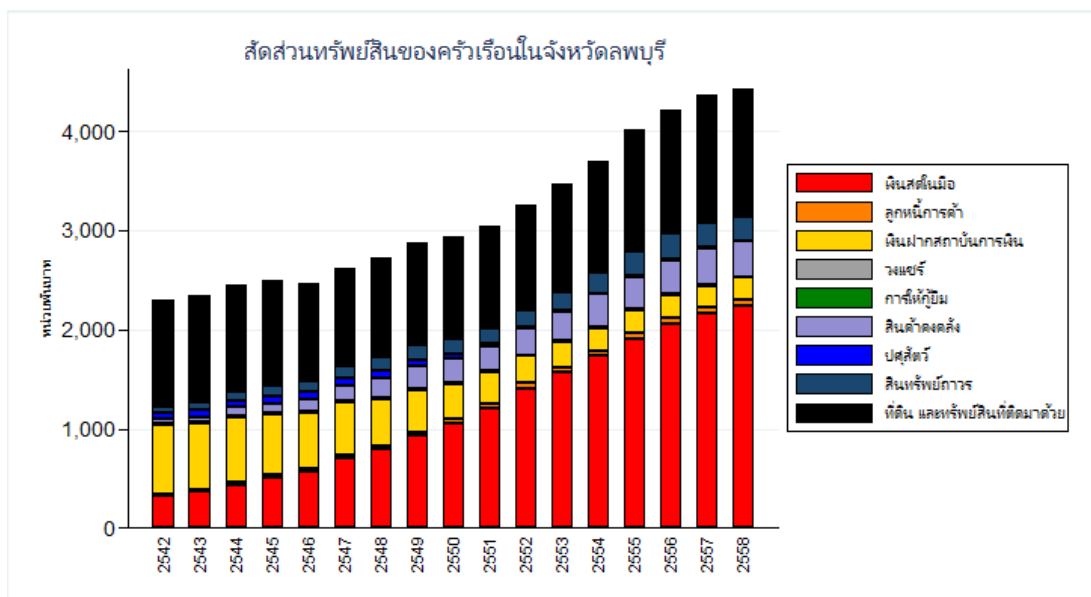


รูปที่ 4.44 : สัดส่วนของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดฉะเชิงเทรา
ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

เมื่อแยกพิจารณาในรายจังหวัดตามรูปที่ 4.43 และ 4.44 จะเห็นได้ว่า ทรัพย์สินของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทราที่มีมูลค่ามากที่สุด คือ ที่ดิน ซึ่งเริ่มมีมูลค่าลดลงในปี พ.ศ. 2547 อาจเนื่องมาจากครัวเรือนมีการขายที่ดินออกไป ทำให้ครัวเรือนมีเงินสดในมือเพิ่มขึ้น ในขณะที่เงินฝากธนาคารมีแนวโน้มลดลง ส่วนสินค้าคงคลังเพิ่มขึ้นอย่างช้า ๆ

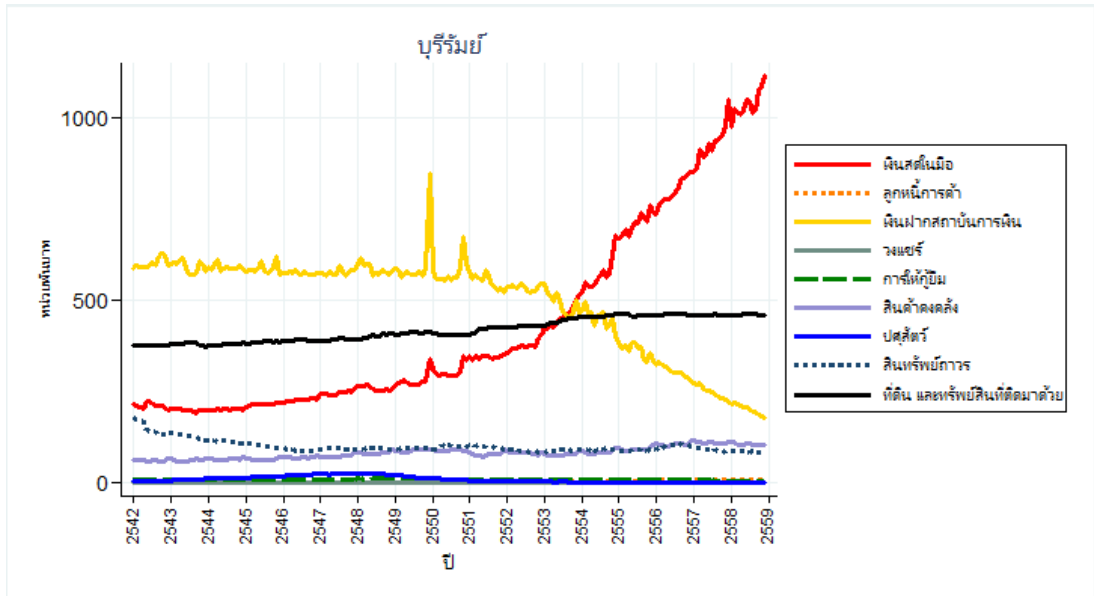


รูปที่ 4.45 : ประเภทของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดลพบุรี
ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

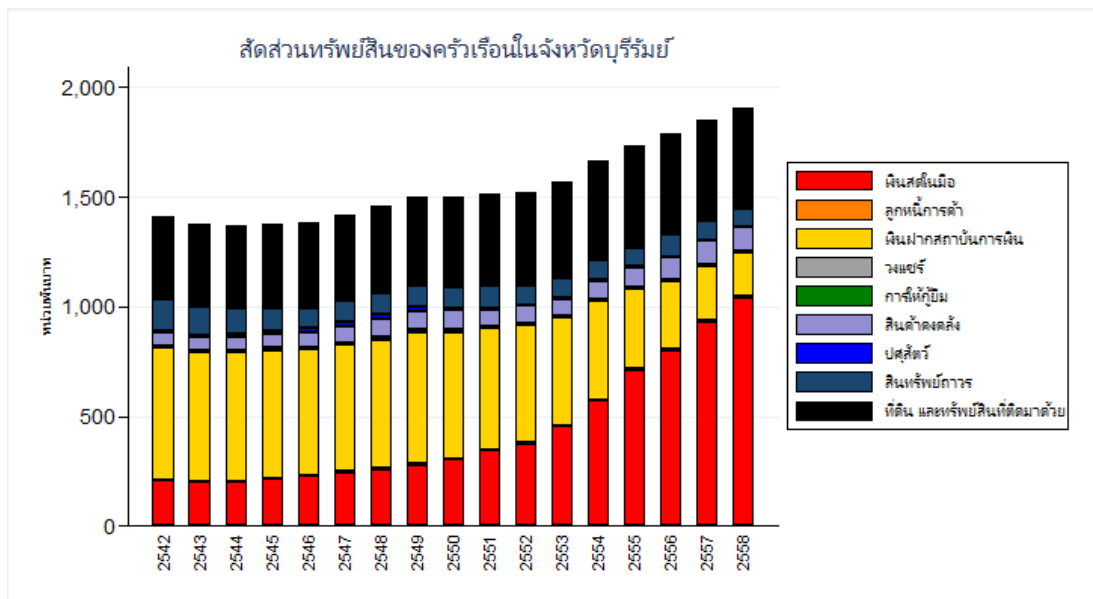


รูปที่ 4.46 : สัดส่วนของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดลพบุรี
ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

จากรูปที่ 4.45 และ 4.46 พบว่า ทรัพย์สินของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี ที่มีค่ามากที่สุด ในช่วงปี พ.ศ. 2542 - 2545 คือ ที่ดินซึ่งมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น แต่กลับมีมูลค่าลดลงในปี พ.ศ. 2546 อาจเนื่องมาจากการขายที่ดินออกไป รองลงมาเป็นเงินสดในมือซึ่งเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง และจะเห็นได้ว่า ในปี พ.ศ. 2551 เป็นต้นไป เงินสดในมือมีมูลค่าเพิ่มขึ้นจนกลายเป็นแหล่งเงินออมที่มากที่สุดของครัวเรือน และลำดับที่ 3 ยังคงเป็นสินค้ำงคลังที่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเช่นกัน

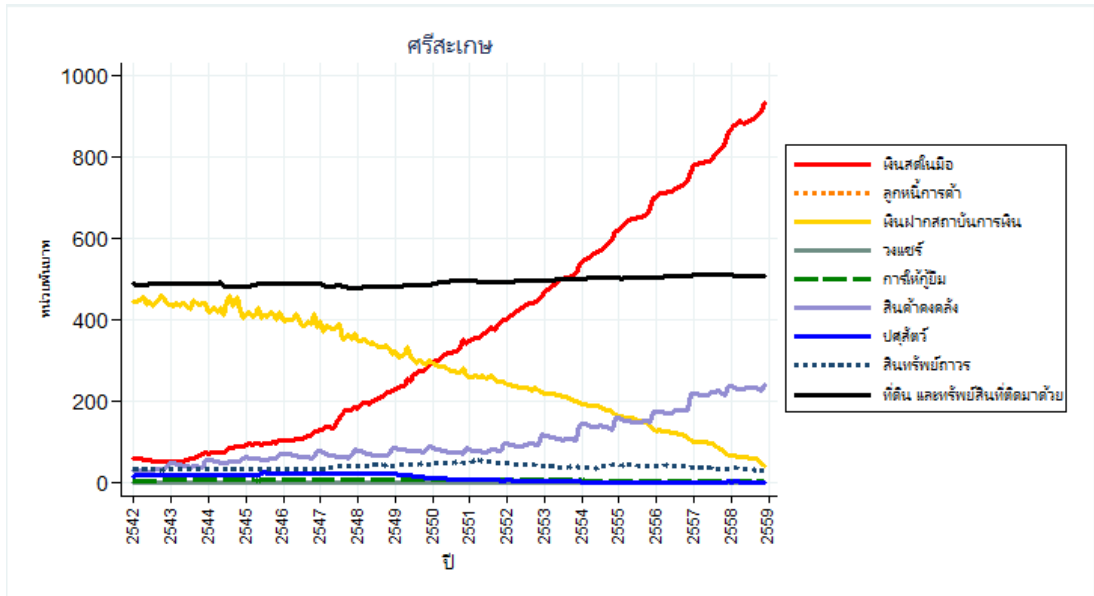


รูปที่ 4.47 : ประเภทของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดบุรีรัมย์
ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

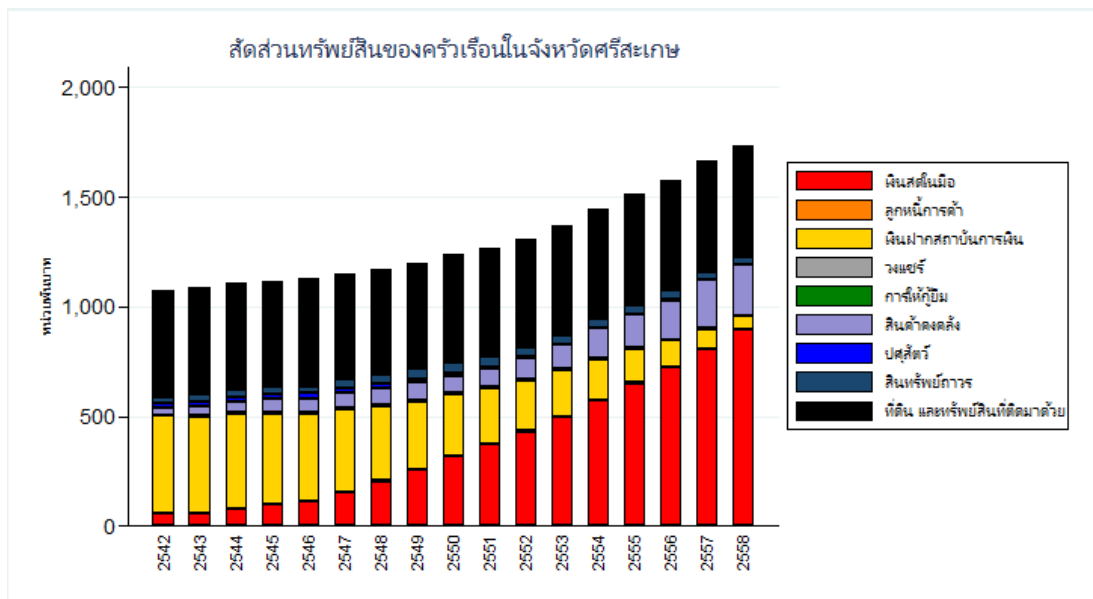


รูปที่ 4.48 : สัดส่วนของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดบุรีรัมย์
ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

ตามรูปที่ 4.47 และ 4.48 ในขณะที่ทรัพย์สินของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ที่มีมากที่สุดในช่วงปี พ.ศ. 2542 - 2554 คือ เงินฝากในสถาบันการเงิน แต่หลังจากปี พ.ศ. 2554 เป็นต้นไป กลับพบว่าครัวเรือนมีเงินสดในมือมากที่สุด รองลงมาเป็นที่ดิน และสินทรัพย์ถาวร ตามลำดับ



รูปที่ 4.49 : ประเภทของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดศรีสะเกษ
ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

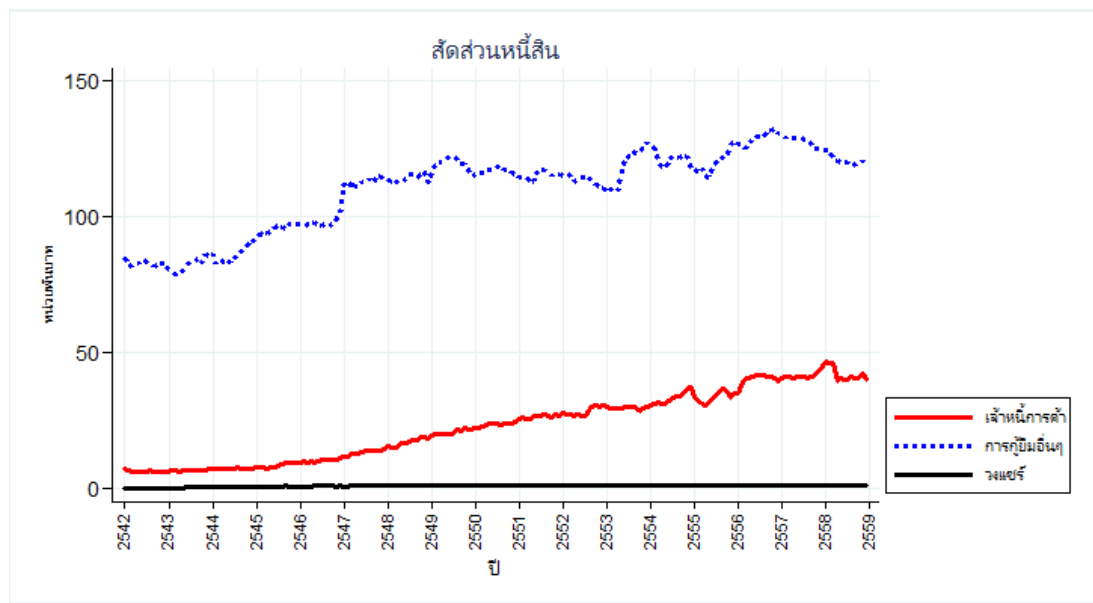


รูปที่ 4.50 : สัดส่วนของทรัพย์สินของครัวเรือน จังหวัดศรีสะเกษ
ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

ในขณะที่จากรูปที่ 4.49 และ 4.50 ทรัพย์สินของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษที่มากที่สุด ในช่วงปี พ.ศ. 2542 – 2554 คือ ที่ดิน และเช่นเดียวกันกับจังหวัดบุรีรัมย์ หลังจากปี พ.ศ. 2554 เป็นต้นไป กลับพบว่าครัวเรือนมีเงินสดในมือมากที่สุดและเพิ่มขึ้นอย่างเห็นได้ชัด ขณะที่เงินฝากในสถาบันการเงินลดลงอย่างต่อเนื่อง

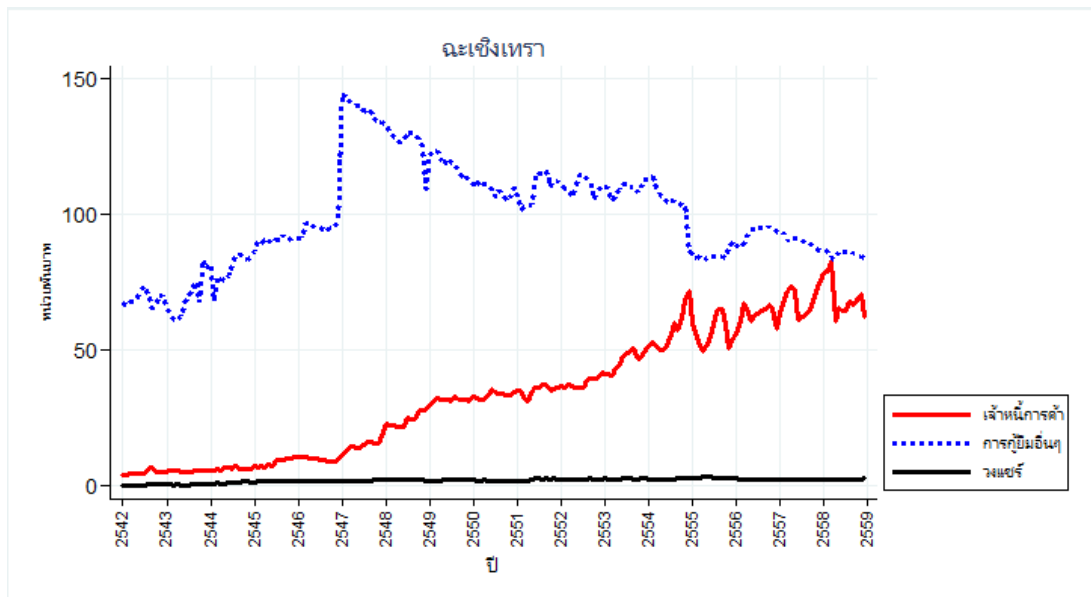
4.2.4 หนี้สิน (Liabilities)

นอกจากการพิจารณาทรัพย์สินของครัวเรือนแล้วนั้น เราจะต้องพิจารณาหนี้สิน (Liabilities) ของครัวเรือนประกอบด้วยเช่นเดียวกัน หากครัวเรือนมีหนี้สินมากกว่าทรัพย์สิน แสดงให้เห็นว่าครัวเรือนดังกล่าวมีความมั่งคั่งต่ำ ในขณะที่ครัวเรือนที่มีหนี้สินน้อยกว่าทรัพย์สิน จะแสดงให้เห็นว่าครัวเรือนมีความมั่งคั่งสูง



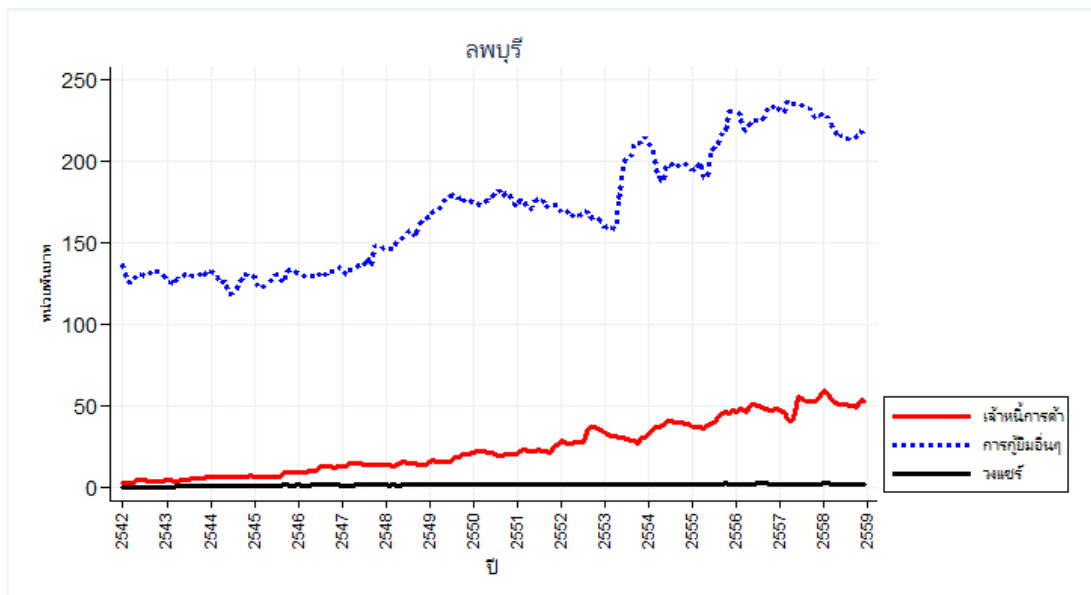
รูปที่ 4.51 : ประเภทของหนี้สินของครัวเรือน
ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยล้านบาท/เดือน)

ดังนั้น เมื่อพิจารณาหนี้สินโดยรวมของครัวเรือนจากรูปที่ 4.51 พบว่า ครัวเรือนมีหนี้สินที่มาจาก การกู้ยืมในรูปของเงินสด รองลงมาเป็นลูกหนี้การค้า และวงเชอร์ตามลำดับ โดยหนี้สินของครัวเรือนมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น แต่มูลค่าของหนี้สินที่เพิ่มขึ้นมีค่าน้อยกว่ามูลค่าของทรัพย์สิน แสดงให้เห็นว่าครัวเรือนโดยรวมมีความมั่งคั่งสูง



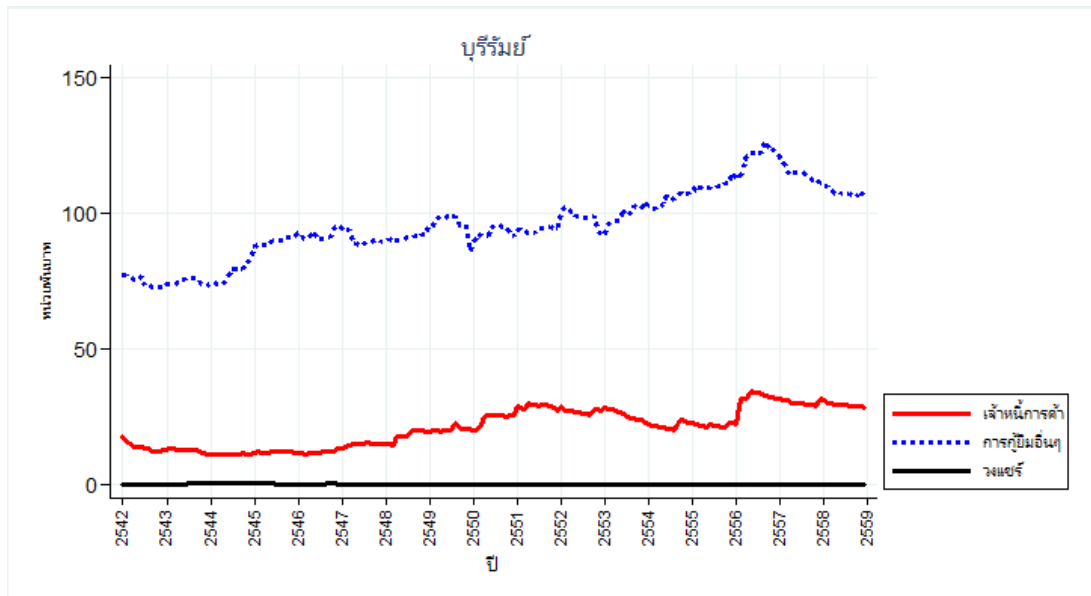
รูปที่ 4.52 : ประเภทของหนี้สินของครัวเรือน จังหวัดฉะเชิงเทรา
ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

เมื่อพิจารณาหนี้สินแยกจังหวัด ตามรูปที่ 4.52 พบว่า หนี้สินของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทราที่เป็นการกู้ยืมในรูปของเงินสดมีแนวโน้มลดลง ในขณะที่การกู้ยืมที่เป็นลูกหนี้การค้ากลับเพิ่มสูงขึ้น แสดงว่าครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีพฤติกรรมการกู้ยืมเพื่อใช้ในการประกอบอาชีพ โดยมีมูลค่าของหนี้สินต่ำกว่าทรัพย์สิน ดังนั้น ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทราจึงมีความมั่งคั่งสูง



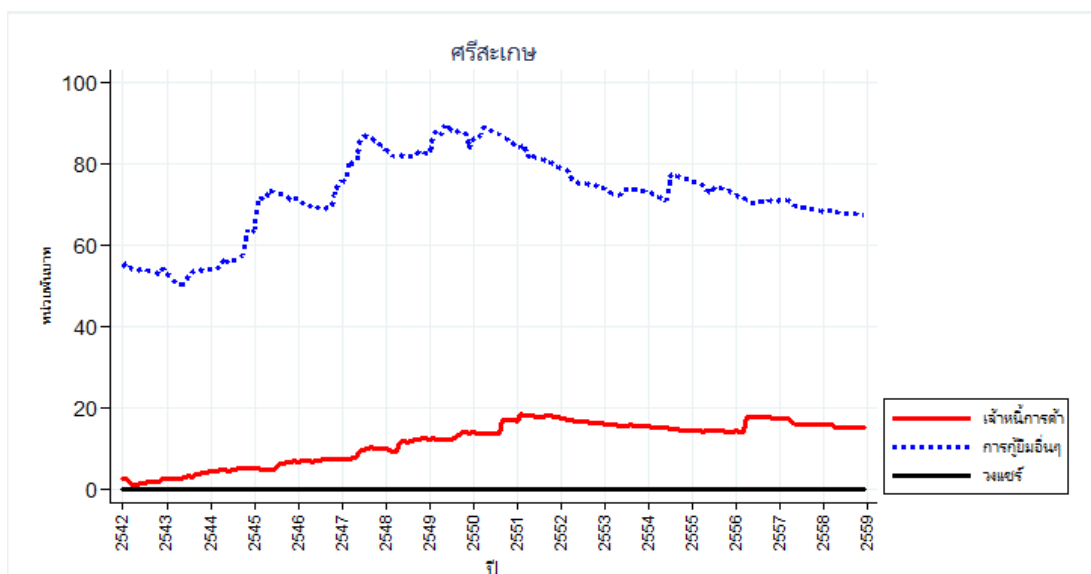
รูปที่ 4.53 : ประเภทของหนี้สินของครัวเรือน จังหวัดลพบุรี
ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

ส่วนครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี ตามรูปที่ 4.53 มีหนี้สินในรูปของเงินสดมากที่สุด รองลงมาเป็น ลูกหนี้การค้า และวงแชร์ตามลำดับ โดยมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ซึ่งมูลค่าของหนี้สินยังคงต่ำกว่าทรัพย์สิน ทำให้ครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีมีความมั่งคั่งสูงเช่นกัน



รูปที่ 4.54 : ประเภทของหนี้สินของครัวเรือน จังหวัดบุรีรัมย์ ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

ส่วนครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ ตามรูปที่ 4.54 พบว่า มีหนี้สินในรูปของเงินสดมากที่สุด รองลงมาเป็นลูกหนี้การค้า และวงแชร์ตามลำดับ โดยมีหนี้สินในรูปของเงินสดมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ในขณะที่ลูกหนี้การค้ากลับลดลง และยังคงมีมูลค่าของหนี้สินต่ำกว่าทรัพย์สิน ทำให้ครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์มีความมั่งคั่งสูง

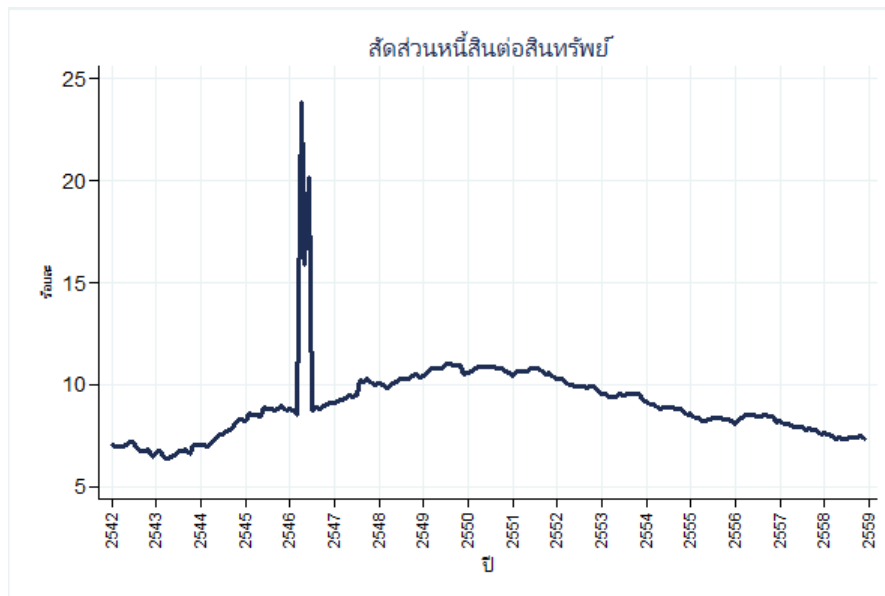


รูปที่ 4.55 : ประเภทของหนี้สินของครัวเรือน จังหวัดศรีสะเกษ ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยละพันบาท/เดือน)

ส่วนครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ ตามรูปที่ 4.55 พบว่า มีหนี้สินในรูปของเงินสดมากที่สุด รองลงมาเป็นลูกหนี้การค้า และวงแชร์ตามลำดับ ซึ่งหนี้สินในรูปของเงินสดและลูกหนี้การค้ามีแนวโน้มลดต่ำลงในปี พ.ศ. 2549 สอดคล้องกับทรัพย์สินในรูปของเงินสดที่เพิ่มสูงขึ้นในปีดังกล่าว โดยมูลค่าของหนี้สินครัวเรือนยังต่ำกว่าทรัพย์สิน ทำให้ครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษมีความมั่งคั่งสูง เช่นเดียวกัน

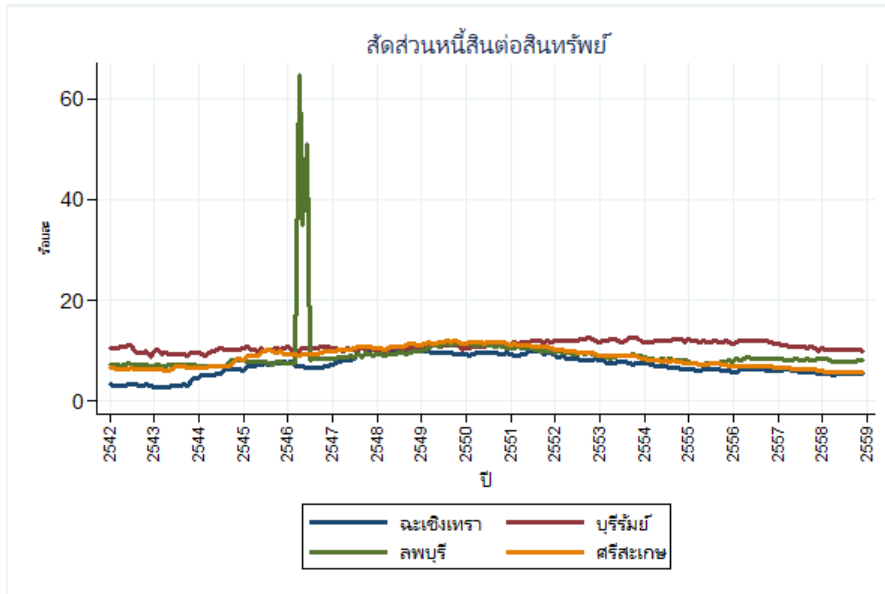
4.2.5 สัดส่วนของหนี้สินต่อทรัพย์สินของครัวเรือน (Debt-to-Asset Ratio)

ในส่วนถัดไปนี้จะพิจารณาสัดส่วนของหนี้สินต่อทรัพย์สินของครัวเรือน (Debt-to-Asset Ratio) ซึ่งแสดงถึงความสามารถในการชำระหนี้ ถ้าสัดส่วนสูงแสดงว่าครัวเรือนมีภาระหนี้สินสูง และความสามารถในการชำระหนี้ต่ำ



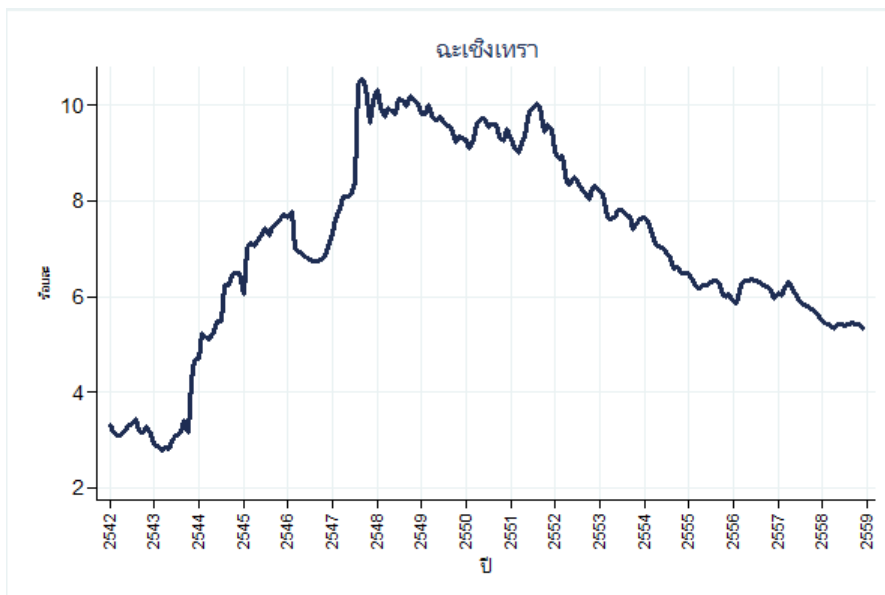
รูปที่ 4.56 : สัดส่วนของหนี้สินต่อสินทรัพย์ของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

จากรูปที่ 4.56 พบว่า ความสามารถในการชำระหนี้ของครัวเรือนเพิ่มขึ้นในช่วงแรกและลดต่ำลงในปี พ.ศ. 2550 ซึ่งการเพิ่มขึ้นของสัดส่วนหนี้สินต่อทรัพย์สินในช่วงแรกและลดลงในช่วงหลังนั้น แสดงให้เห็นว่า ช่วงแรกครัวเรือนมีการกู้ยืมเงินจำนวนมากเพื่อนำมาลงทุนซึ่งทำให้ความสามารถในการชำระหนี้ต่ำ แต่เมื่อเวลาผ่านไปกิจการเริ่มมีกำไรและครัวเรือนมีความสามารถในการชำระหนี้เพิ่มขึ้นจึงทำให้สัดส่วนหนี้สินต่อทรัพย์สินลดต่ำลง



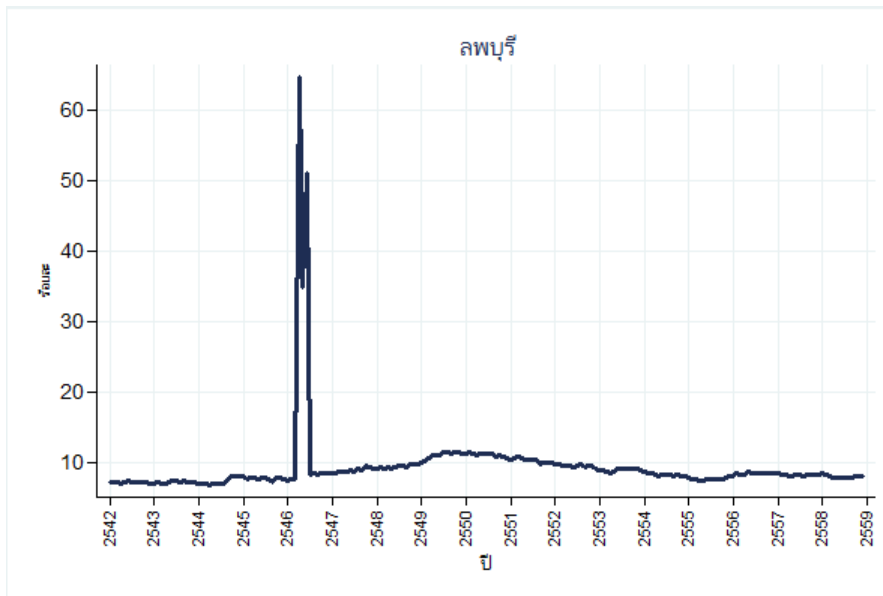
รูปที่ 4.57 : สัดส่วนของหนี้สินต่อสินทรัพย์ของครัวเรือน แยกรายจังหวัด ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558

นอกจากนี้จะเห็นได้ว่า สัดส่วนหนี้สินต่อสินทรัพย์เพิ่มสูงสุดในช่วงปี พ.ศ. 2546-2547 ซึ่งจากรูปที่ 4.57 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีมีสัดส่วนหนี้สินต่อสินทรัพย์เพิ่มขึ้นในปีดังกล่าว เนื่องจากในปี พ.ศ. 2546 มูลค่าของที่ดินลดลงจากการขายที่ดิน แต่หนี้สินกลับไม่ได้ลดลง ในขณะที่ เงินสดในมือกลับเพิ่มขึ้นในช่วงเวลาไม่กี่เดือนต่อมา ทำให้สัดส่วนหนี้สินต่อสินทรัพย์สินกลับลดลงมาอยู่ในระดับใกล้เคียงกับช่วงก่อนหน้านั้น



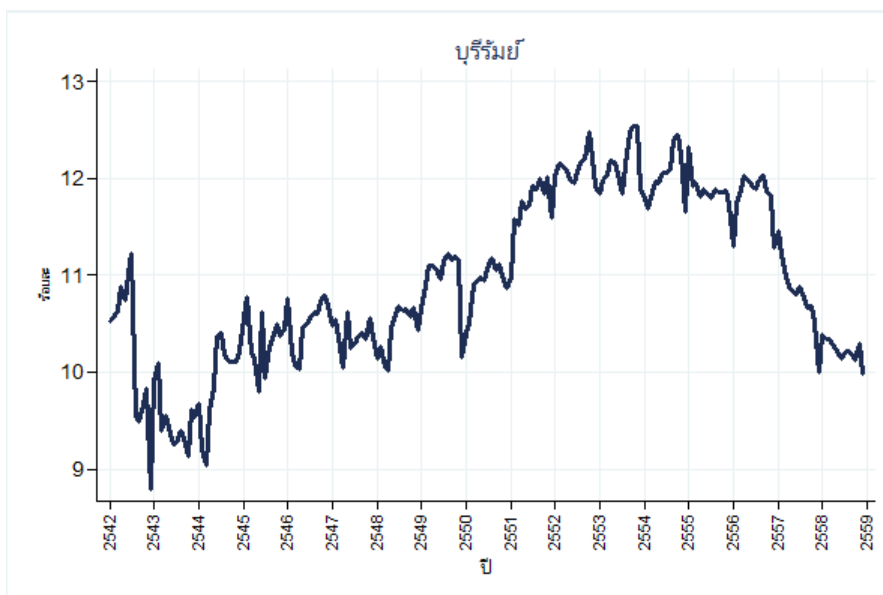
รูปที่ 4.58 : สัดส่วนของหนี้สินต่อสินทรัพย์ของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 จังหวัดฉะเชิงเทรา

หากพิจารณาสัดส่วนของหนี้สินต่อทรัพย์สินในจังหวัดฉะเชิงเทรา พบว่า สัดส่วนเพิ่มสูงที่สุดในปี พ.ศ. 2547 ซึ่งเกิดเหตุการณ์แม่น้ำบางปะกงเน่าเสีย และลดต่ำลงหลังจากปีดังกล่าว แสดงว่าครัวเรือนมีความสามารถในการชำระหนี้ที่ดีขึ้น ดังรูปที่ 4.58



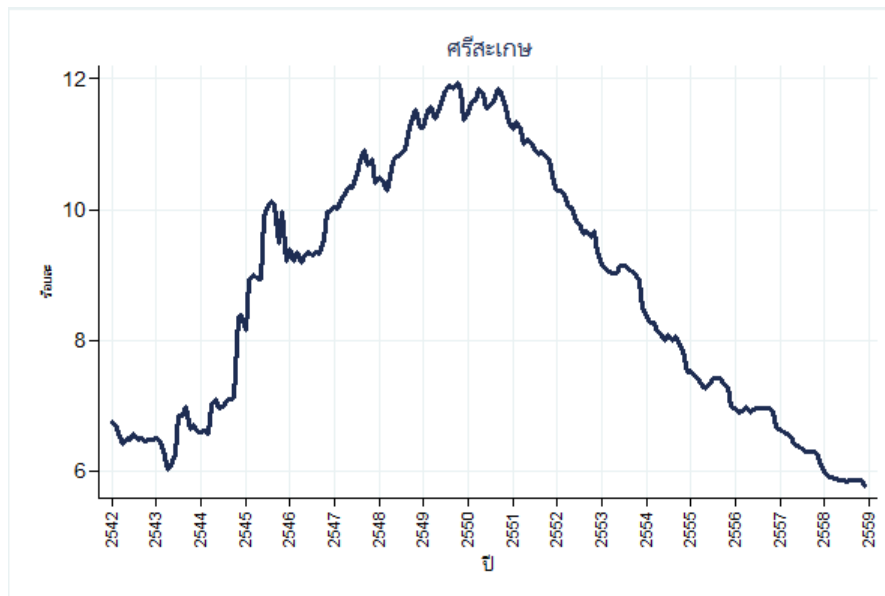
รูปที่ 4.59 : สัดส่วนของหนี้สินต่อสินทรัพย์ของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 จังหวัดลพบุรี

จากรูปที่ 4.59 ในขณะที่หากพิจารณาสัดส่วนของหนี้สินต่อทรัพย์สินในจังหวัดลพบุรี พบว่า สัดส่วนเพิ่มสูงที่สุดในปี พ.ศ. 2546 ซึ่งครัวเรือนมีการขายที่ดินออกไปตามที่ได้กล่าวไปแล้วข้างต้น และหลังจากนั้น สัดส่วนก็ลดต่ำลง แสดงให้เห็นว่าครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีมีความสามารถในการชำระหนี้ที่ดีขึ้นเช่นเดียวกัน



รูปที่ 4.60 : สัดส่วนของหนี้สินต่อสินทรัพย์ของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 จังหวัดบุรีรัมย์

หากพิจารณาสัดส่วนของหนี้สินต่อทรัพย์สินในจังหวัดบุรีรัมย์ ตามรูปที่ 4.60 พบว่า สัดส่วนเพิ่มสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง และลดต่ำลงในปี พ.ศ. 2554 ซึ่งเป็นช่วงเศรษฐกิจของจังหวัดบุรีรัมย์ดีขึ้น และหลังจากนั้น สัดส่วนก็ลดต่ำลง แสดงให้เห็นว่าครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์มีความสามารถในการชำระหนี้ที่ดีขึ้น



รูปที่ 4.61 : สัดส่วนของหนี้สินต่อสินทรัพย์ของครัวเรือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 จังหวัดศรีสะเกษ

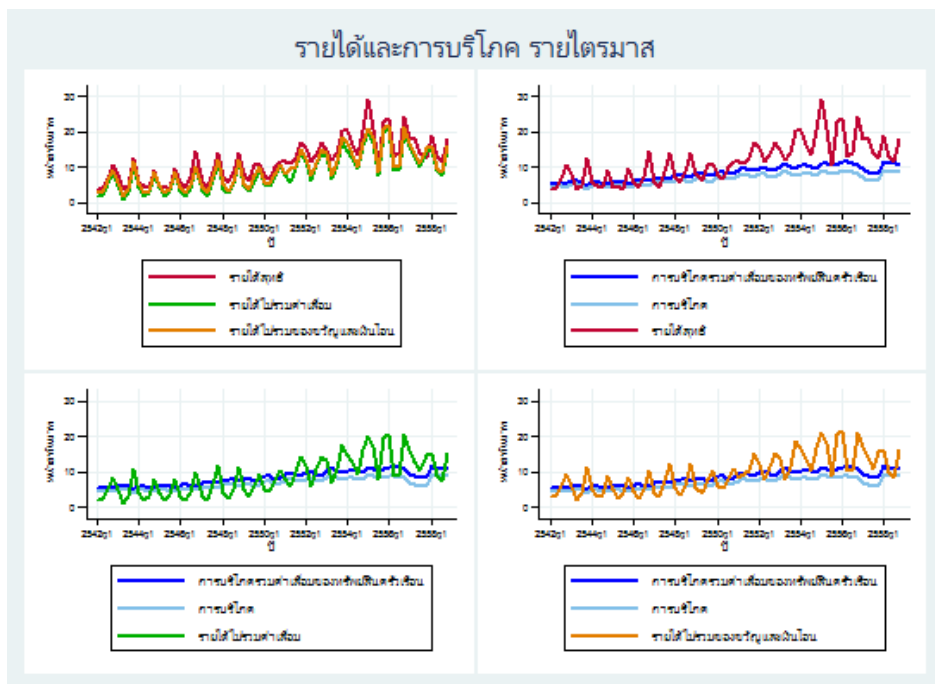
ในขณะที่สัดส่วนของหนี้สินต่อทรัพย์สินในจังหวัดศรีสะเกษ ตามรูปที่ 4.61 พบว่า สัดส่วนเพิ่มสูงขึ้นเรื่อย ๆ และลดต่ำลงในปี พ.ศ. 2551 ซึ่งเป็นช่วงที่ครัวเรือนมีมูลค่าหนี้สินลดลง และหลังจากนั้นสัดส่วนก็ลดต่ำลง แสดงให้เห็นว่าครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษมีความสามารถในการชำระหนี้ที่ดีขึ้น

จากข้อมูลข้างต้นสามารถสรุปได้ว่า ครัวเรือนมีความมั่งคั่งเพิ่มขึ้น มีรายได้เพิ่มขึ้น มีทรัพย์สินที่เพิ่มขึ้น และมีหนี้สินเพิ่มขึ้นด้วยเช่นกัน ถึงแม้ครัวเรือนจะมีหนี้สินเพิ่มขึ้น แต่ครัวเรือนมีความสามารถในการชำระหนี้ที่ดี เนื่องจากครัวเรือนมีมูลค่าของทรัพย์สินโดยรวมมากกว่าหนี้สิน ซึ่งหนี้สินส่วนใหญ่ น่าจะถูกนำมาลงทุนในกิจการของครัวเรือน เมื่อเวลาผ่านไปกิจการของครัวเรือนได้รับผลกำไรจึงทำให้ครัวเรือนมีความสามารถในการชำระหนี้เพิ่มขึ้น มูลค่าหนี้สินก็ลดต่ำลง นั่นแสดงให้เห็นว่าครัวเรือนมีการจัดการบัญชีของครัวเรือนในเกณฑ์ที่ดี ดังนั้นถ้าครัวเรือนมีรายได้ที่เพิ่มสูงขึ้นแล้วครัวเรือนเองก็ควรจะมีเงินออมที่เพิ่มสูงขึ้นด้วยเช่นกัน เนื่องจากเราทราบว่าครัวเรือนมีความมั่งคั่งเพิ่มขึ้น ซึ่งแหล่งความมั่งคั่งของครัวเรือนที่มากที่สุดมาจากเงินออมที่ได้จากการดำเนินงาน โดยเงินออมของครัวเรือนสามารถคำนวณได้จากรายได้ของครัวเรือนหักออกจากการบริโภคของครัวเรือน

4.2.6 รายได้และการบริโภค (Income and Consumption)

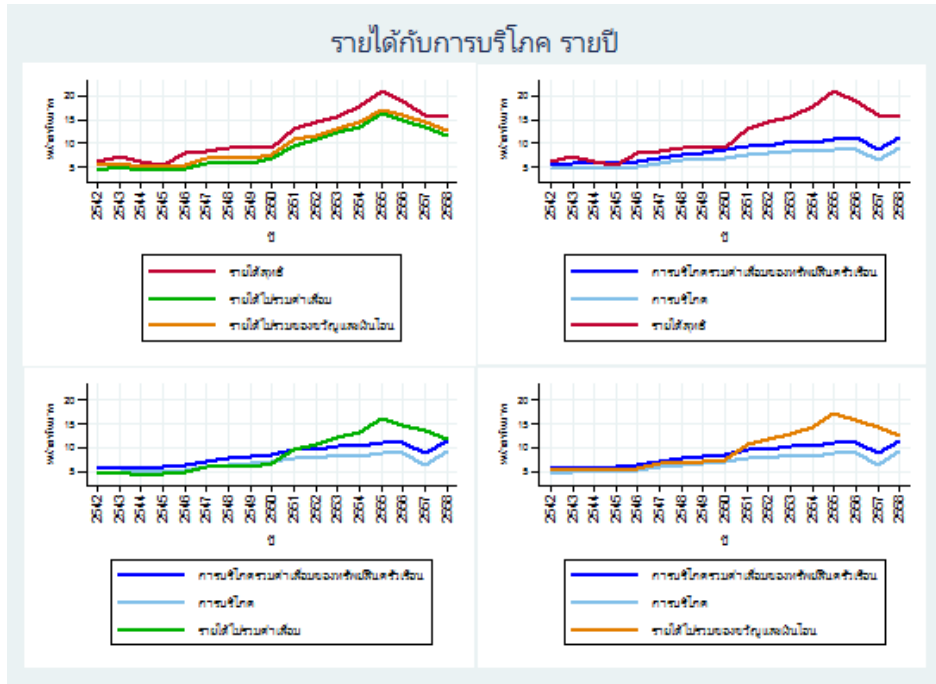
ในส่วนนี้เราจะพิจารณารายได้และการบริโภค (Income and Consumption) ของครัวเรือน ซึ่งจะบ่งบอกถึงการจัดการรายได้ของครัวเรือนเพื่อให้เพียงพอต่อการบริโภคและมีเหลือเก็บเป็นเงินออมไว้ใช้จ่ายในยามจำเป็น โดยรายได้จะถูกแบ่งออกเป็น 1) รายได้สุทธิ (Net Income) ซึ่งหมายถึง

ผลตอบแทนที่ครัวเรือนได้รับจากการขายสินค้าหรือบริการของกิจการรวมทั้งผลตอบแทนอื่น ๆ ที่ไม่ได้เกิดจากการดำเนินงาน หลังจากหักค่าใช้จ่ายและค่าลดหย่อนแล้ว 2) รายได้ที่ไม่รวมค่าเสื่อมราคา (Income excludes Depreciation) เป็นรายได้ที่ไม่นำค่าเสื่อมราคามาคำนวณ โดยค่าเสื่อมราคาจะถูกคิดรวมอยู่ในมูลค่าของทรัพย์สินที่นำไปใช้ประโยชน์ในกิจการ เช่น อาคาร อุปกรณ์ เครื่องจักร รถยนต์ ซึ่งเป็นทรัพย์สินที่มีไว้ใช้งานเป็นระยะเวลายาวนานและมักจะมีมูลค่าสูง จึงมีการประมาณประโยชน์จากทรัพย์สินเหล่านี้เฉลี่ยเป็นค่าใช้จ่ายแต่ละงวด 3) รายได้ที่ไม่รวมค่าของขวัญและเงินโอน (Income excludes Gifts) เป็นรายได้ที่ครัวเรือนได้รับจากการขายสินค้าหรือบริการของกิจการ ซึ่งไม่รวมถึงของขวัญหรือเงินที่ครัวเรือนได้รับจากสมาชิกคนอื่น ๆ นอกครัวเรือน นอกจากนี้ยังแบ่งการบริโภคออกเป็น 2 กลุ่ม 1) การบริโภคที่รวมค่าเสื่อมราคาของทรัพย์สินครัวเรือน (Consumption include Depreciation of Household Assets) หมายถึงค่าใช้จ่ายต่าง ๆ ที่เกิดขึ้นทั้งในการดำเนินกิจการและการใช้จ่ายในครัวเรือนซึ่งรวมถึงค่าใช้จ่ายที่เกิดจากทรัพย์สินที่คิดค่าเสื่อมราคา 2) การบริโภคที่ไม่รวมค่าเสื่อมราคา (Consumption) หมายถึงค่าใช้จ่ายต่าง ๆ ที่เกิดขึ้นทั้งในการดำเนินกิจการและการใช้จ่ายในครัวเรือนซึ่งรวมค่าใช้จ่ายที่เกิดจากทรัพย์สินที่ไม่คิดค่าเสื่อมราคา



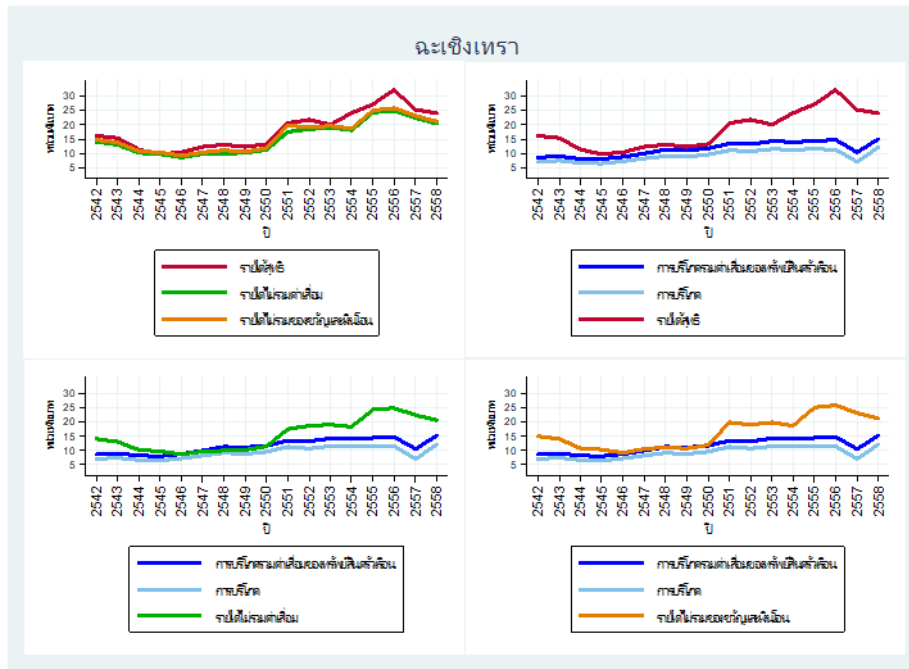
รูปที่ 4.62 : รายได้และการบริโภคของครัวเรือนรายไตรมาส ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยพันบาท/เดือน)

จากรูปที่ 4.62 พบว่า รายได้สุทธิ รายได้ที่ไม่รวมค่าเสื่อมราคา และรายได้ที่ไม่รวมค่าของขวัญและเงินโอนมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง โดยครัวเรือนมีรายได้ที่มาจากของขวัญและเงินโอนสูงกว่ารายได้ที่มาจากทรัพย์สินที่ไม่รวมค่าเสื่อมราคา ซึ่งหากดูเป็นรายไตรมาสจะเห็นว่ารายได้มีค่าเพิ่มขึ้นและลดลงตามฤดูกาล ขณะที่การบริโภคทั้งที่รวมและไม่รวมค่าเสื่อมราคามีค่าค่อนข้างคงที่และเมื่อพิจารณารายได้เปรียบเทียบกับการบริโภคจะพบว่า หลังจากปี พ.ศ. 2550 เป็นต้นไปครัวเรือนมีรายได้สูงกว่าการบริโภคอย่างเห็นได้ชัด



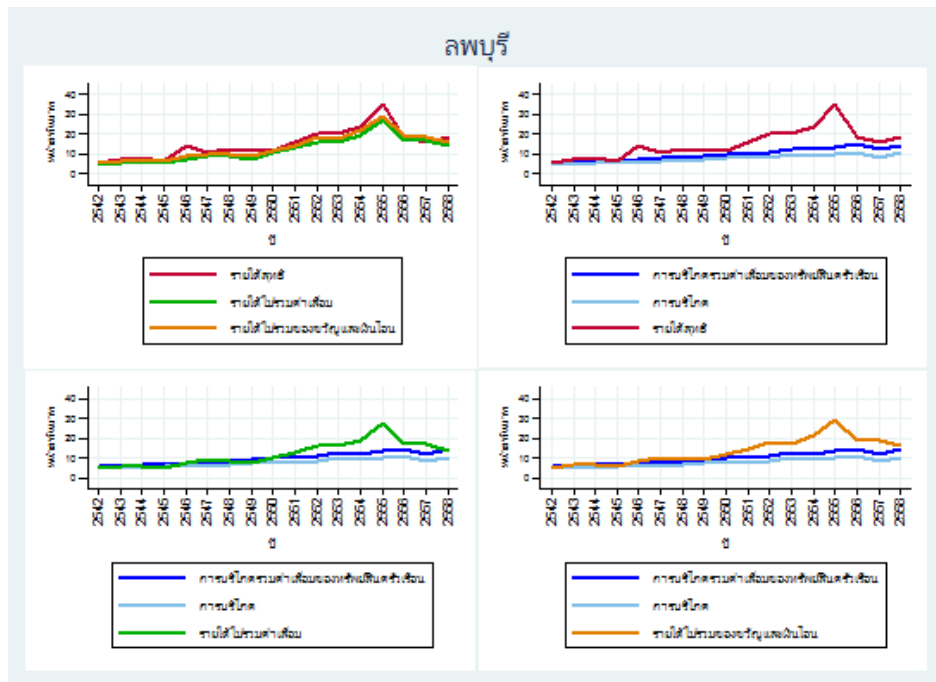
รูปที่ 4.63 : รายได้และการบริโภคของครัวเรือนรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยพันบาท/เดือน)

นอกจากนี้ จากรูปที่ 4.63 หากดูข้อมูลเป็นรายปีจะเห็นว่ารายได้มีการเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง และมีความผันผวนน้อยกว่าข้อมูลเป็นรายไตรมาส ถ้าดูรายได้สุทธิเปรียบเทียบกับการบริโภคพบว่า รายได้มีค่าสูงกว่าการบริโภคตลอดระยะเวลา ในขณะที่ถ้าดูรายได้ที่ไม่รวมค่าเสื่อมราคาและรายได้ที่ไม่รวมของขวัญและเงินโอนเทียบกับการบริโภคพบว่าก่อนปี พ.ศ. 2550 รายได้มีค่าต่ำกว่าการบริโภค และเพิ่มสูงขึ้นหลังจากปีดังกล่าว



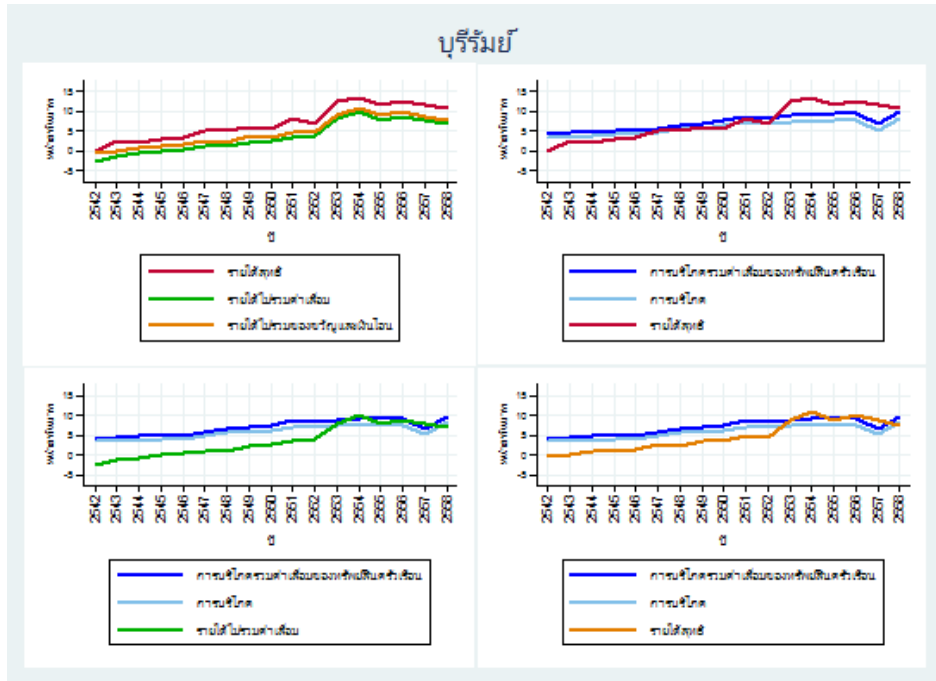
รูปที่ 4.64 : รายได้และการบริโภคของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา
ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยพันบาท/เดือน)

จากรูปที่ 4.64 เมื่อพิจารณารายได้และการบริโภคแยกรายจังหวัด จะเห็นว่า ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีรายได้สุทธิสูงกว่าการบริโภคตลอดช่วงระยะเวลา ในขณะที่รายได้ที่ไม่รวมค่าเสื่อมราคาและรายได้ที่ไม่รวมของขวัญและเงินโอนมีค่าใกล้เคียงกับการบริโภคในช่วงปี พ.ศ. 2546-2550 และเพิ่มสูงกว่าการบริโภคในปี พ.ศ. 2551 เป็นต้นไป สะท้อนให้เห็นว่า ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีรายได้หลักมาจากการดำเนินกิจการซึ่งมีทรัพย์สินที่มีค่าเสื่อมราคาในปริมาณที่น้อย นอกจากนี้ ครัวเรือนเองยังไม่จำเป็นต้องพึ่งพิงแหล่งเงินจากภายนอก เนื่องจากรายได้สุทธิมีค่าใกล้เคียงกับรายได้ที่ไม่รวมค่าเสื่อมราคาและรายได้ที่ไม่รวมของขวัญและเงินโอน



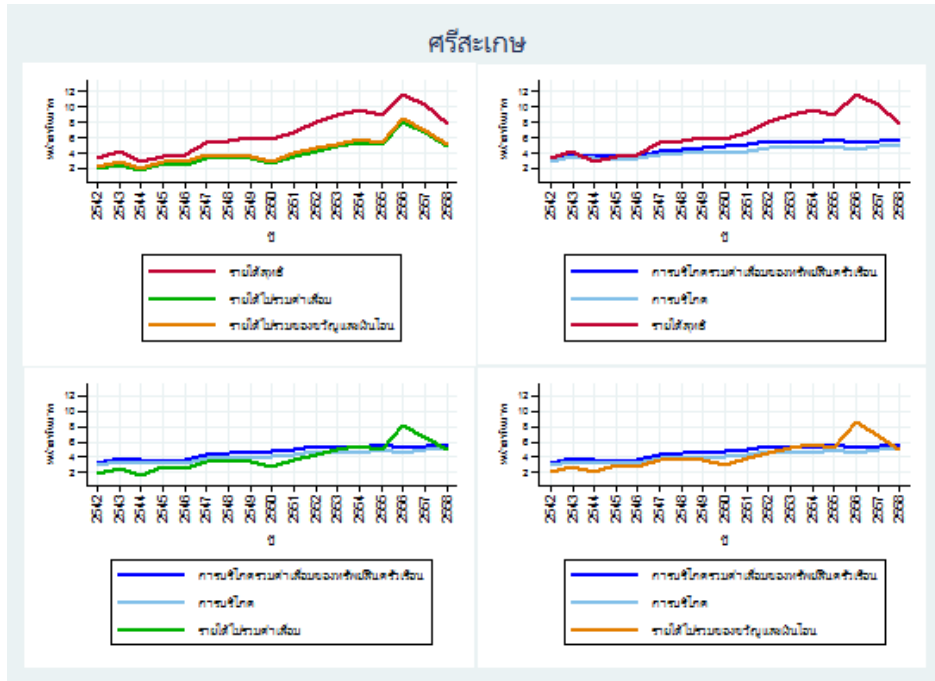
รูปที่ 4.65 : รายได้และการบริโภคของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี
ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยพันบาท/เดือน)

จากรูปที่ 4.65 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีมีรายได้สุทธิสูงกว่าการบริโภค ในขณะที่รายได้ที่ไม่รวมค่าเสื่อมราคาและรายได้ที่ไม่รวมของขวัญและเงินโอนมีค่าใกล้เคียงกับการบริโภคในช่วงปี พ.ศ. 2542-2549 และเพิ่มสูงกว่าการบริโภคในปี พ.ศ. 2550 เป็นต้นไป โดยที่ครัวเรือนมีรายได้สุทธิใกล้เคียงกับรายได้ที่ไม่รวมค่าเสื่อมราคาและรายได้ที่ไม่รวมของขวัญและเงินโอน สะท้อนว่าครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีไม่จำเป็นต้องพึ่งพิงแหล่งเงินจากภายนอกเช่นเดียวกับจังหวัดฉะเชิงเทรา



รูปที่ 4.66 : รายได้และการบริโภคของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์
ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยพันบาท/เดือน)

เมื่อพิจารณารายได้และการบริโภคของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ ตามรูปที่ 4.66 พบว่า ครัวเรือนมีรายได้สุทธิต่ำกว่าการบริโภค แต่เพิ่มสูงขึ้นหลังจากปี พ.ศ. 2553 ซึ่งเป็นช่วงที่ครัวเรือนมีรายได้ส่วนใหญ่มาจากการประกอบธุรกิจ ในขณะที่รายได้ที่ไม่รวมค่าเสื่อมราคาและรายได้ที่ไม่รวมของขวัญและเงินโอนมีค่าน้อยกว่าการบริโภคตลอดระยะเวลา หากเปรียบเทียบรายได้ที่ไม่รวมค่าเสื่อมราคากับการบริโภคพบว่า ครัวเรือนมีรายจ่ายจากทรัพย์สินที่มีค่าเสื่อมราคาในปริมาณมาก ทำให้รายได้ของครัวเรือนที่ไม่รวมค่าเสื่อมราคามีค่าน้อยลง นอกจากนี้ เมื่อเทียบรายได้ที่ไม่รวมค่าของขวัญและเงินโอนกับการบริโภคพบว่า รายได้ที่ไม่รวมเงินโอนและของขวัญมีค่าต่ำกว่าการบริโภค สะท้อนว่า ครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ยังคงต้องพึ่งพิงแหล่งเงินจากภายนอกครัวเรือน



รูปที่ 4.67 : รายได้และการบริโภคของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ
ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542-2558 (หน่วยพันบาท/เดือน)

ส่วนรายได้และการบริโภคของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ ตามรูปที่ 4.67 พบว่า ครัวเรือนมีรายได้สุทธิต่ำกว่าการบริโภค แต่เพิ่มสูงขึ้นหลังจากปี พ.ศ. 2546 ซึ่งเป็นช่วงที่ครัวเรือนมีรายได้ส่วนใหญ่มาจากของขวัญและเงินโอน ในขณะที่รายได้ที่ไม่รวมค่าเสื่อมราคาและรายได้ที่ไม่รวมของขวัญและเงินโอนมีค่าน้อยกว่าการบริโภคตลอดระยะเวลา หากดูระยะห่างระหว่างรายได้ที่ไม่รวมค่าเสื่อมราคาและรายได้ที่ไม่รวมเงินโอนและของขวัญกับรายได้สุทธิมีระยะห่างอย่างเห็นได้ชัด จึงสรุปได้ว่า ครัวเรือนมีค่าใช้จ่ายจากทรัพย์สินที่รวมค่าเสื่อมราคามาก และมีรายได้จากของขวัญและเงินโอนมาก เช่นเดียวกัน ซึ่งรายได้จากของขวัญและเงินโอนมีปริมาณเพียงพอต่อการบริโภคของครัวเรือน

จากผลลัพธ์ในข้างต้น สามารถสรุปได้ว่า ครัวเรือนทั้ง 4 จังหวัด ยังคงมีแนวโน้มในการจัดการบัญชีครัวเรือนอยู่ในเกณฑ์ดี เนื่องจากครัวเรือนมีรายได้เพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง ในขณะที่ครัวเรือนมีการบริโภคอยู่ในระดับที่คงที่ ทำให้รายได้ของครัวเรือนสูงกว่าการบริโภค ส่งผลต่อการเพิ่มขึ้นของเงินออม ทำให้ความมั่งคั่งของครัวเรือนเพิ่มขึ้นด้วยเช่นกัน

4.3 พฤติกรรมการบริโภคของครัวเรือนไทยในชนบท

การบริโภค หมายถึง การใช้ประโยชน์จากสินค้าและบริการเพื่อสนองความต้องการของมนุษย์ การบริโภคไม่ได้หมายความถึงการรับประทานอาหารอย่างที่คนทั่วไปเข้าใจแต่เพียงอย่างเดียว การใช้สินค้าอื่น ๆ และการใช้บริการอย่างใดอย่างหนึ่ง ก็คือการบริโภคด้วยเช่นกัน เช่น การไปพบแพทย์เมื่อยามเจ็บป่วย การพักโรงแรม การท่องเที่ยว การขนส่ง การประกันภัย เป็นต้น ดังนั้นจึงสรุปได้ว่า การกระทำทั้งหลายอันทำให้สินค้าหรือบริการอย่างใดอย่างหนึ่งสิ้นเปลืองไปเพื่อเป็นประโยชน์แก่มนุษย์ ไม่ว่าจะโดยทางตรงหรือทางอ้อม ถือเป็นการบริโภคทั้งสิ้น

การบริโภคสามารถแบ่งตามลักษณะของสินค้าได้เป็น 2 ประเภท คือ

1. การบริโภคสินค้าไม่คงทน (Nondurable Goods Consumption) คือ การบริโภคสิ่งของชนิดใดชนิดหนึ่งแล้วสิ่งของชนิดนั้นจะสิ้นเปลืองหรือใช้หมดไป การบริโภคลักษณะนี้เรียกว่า Destruction เช่น การบริโภคน้ำ อาหาร ยารักษาโรค น้ำมันเชื้อเพลิง ฯลฯ

2. การบริโภคสินค้าคงทน (Durable Goods Consumption) คือ การบริโภคสิ่งของอย่างใดอย่างหนึ่งโดยสิ่งของนั้นยังคงใช้ได้อีก การบริโภคลักษณะนี้เรียกว่า Diminution เช่น การอาศัยบ้านเรือน การใช้รถยนต์ พัดลม โทรทัศน์ ฯลฯ อย่างไรก็ตาม ถึงแม้ว่าสินค้าคงทนเหล่านี้จะใช้แล้วไม่หมดไปในทีเดียว แต่ก็ค่อย ๆ สึกหรือไป จนในที่สุดจะไม่สามารถนำมาใช้ได้อีก

ปัจจัยที่เป็นตัวกำหนดการบริโภค

โดยปกติแล้วการบริโภคของคนเราทั้งในแง่ของจำนวนและคุณภาพของสินค้าและบริการจะขึ้นอยู่กับปัจจัยต่าง ๆ ดังนี้

1. รายได้ของผู้บริโภค

ในที่นี้หมายถึง รายได้สุทธิของผู้บริโภค ซึ่งเป็นรายได้เมื่อหักภาษีออกแล้วรายได้ของผู้บริโภคนับว่าเป็นปัจจัยสำคัญที่สุดในการกำหนดการใช้จ่ายสำหรับการบริโภค ตามปกติ ถ้าเรามีรายได้น้อยก็จ่ายเงินซื้อสินค้าและบริการมาบริโภคได้น้อย เมื่อมีรายได้เพิ่มขึ้นเราก็ใช้จ่ายเงินเพื่อการบริโภคเพิ่มขึ้นด้วย แต่จะเพิ่มในสัดส่วนที่น้อยกว่ารายได้ที่เพิ่มขึ้น ซึ่งจะทำให้มีเงินออมมากกว่าเดิม

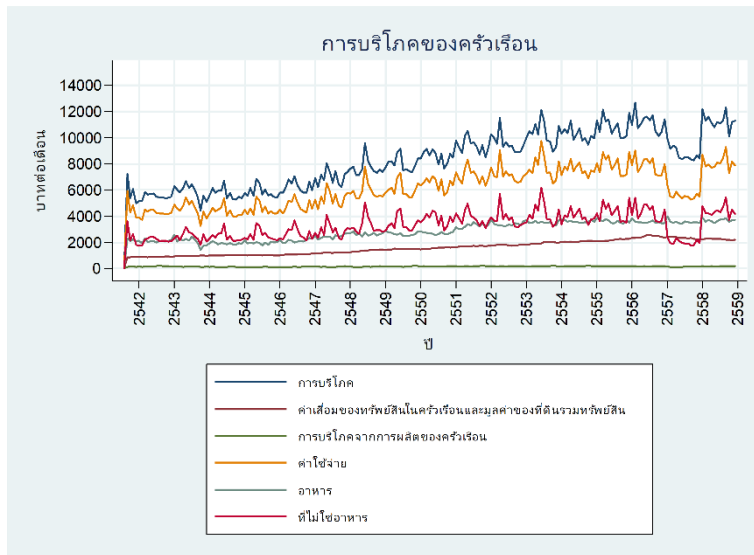
2. นิสัยการใช้จ่ายของผู้บริโภค

คนเรามีนิสัยการใช้จ่ายแตกต่างกัน คนที่มีนิสัยสุรุ่ยสุร่าย พอใจหรืออยากได้สิ่งใดก็รีบซื้อทันที โดยไม่ได้พิจารณาถึงความจำเป็นและรายได้ของตนเอง และเก็บเงินส่วนที่เหลือไว้ มักจะมีพฤติกรรมการบริโภคที่สูงกว่าคนที่ใช้จ่ายแบบประหยัด

3. ความสัมพันธ์ระหว่างการบริโภค รายได้ การออมและการลงทุน

เราได้ทราบกันแล้วว่า การบริโภคของคนเรามีความสัมพันธ์กับรายได้โดยตรง ถ้ามีรายได้มากก็สามารถใช้จ่ายเพื่อซื้อสินค้ามาบริโภคได้มาก ถ้ามีรายได้น้อยก็สามารถบริโภคน้อย อย่างไรก็ตามประชาชนโดยทั่ว ๆ ไป มักจะไม่บริโภคเกินรายได้ที่เขามีอยู่ เขาจะออมเงินส่วนหนึ่งไว้เพื่อใช้จ่ายเมื่อถึงคราวจำเป็นในอนาคต โดยอาจจะนำเงินไปให้ผู้อื่นกู้ยืมหรือฝากธนาคารเพื่อได้รับผลตอบแทนในรูปแบบดอกเบี้ย หรือนำไปลงทุนดำเนินธุรกิจด้วยตนเองในวันข้างหน้า ดังนั้น เงินที่ออมไว้ก็จะกลายเป็นเงินทุน

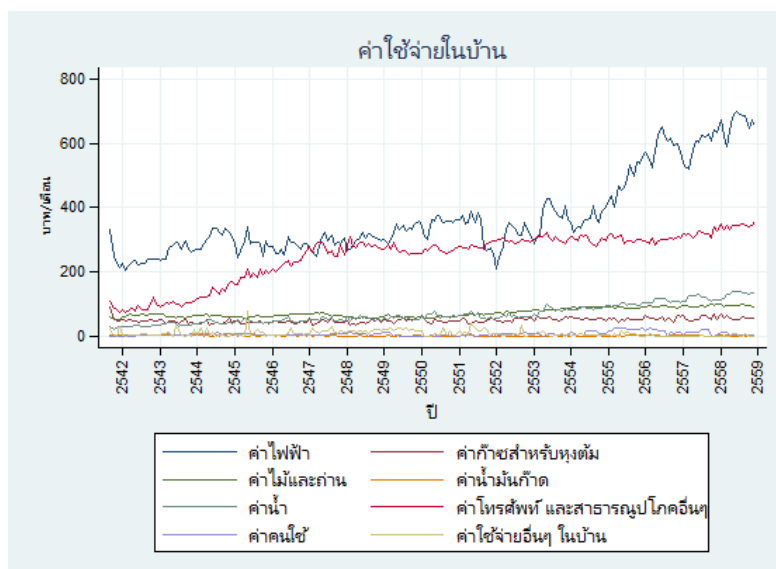
จากความหมายเบื้องต้น เราสามารถศึกษาพฤติกรรมการบริโภคของครัวเรือนผ่าน Townsend Thai Data เพื่อดูว่าครัวเรือนมีค่าใช้จ่ายในแต่ละด้านมากน้อยเพียงใด และมีพฤติกรรมการบริโภคของครัวเรือนในแต่ละจังหวัดเหมือนหรือแตกต่างกันอย่างไร



รูปที่ 4.68 : การบริโภคจากข้อมูล Household Financial Account ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 - 2558

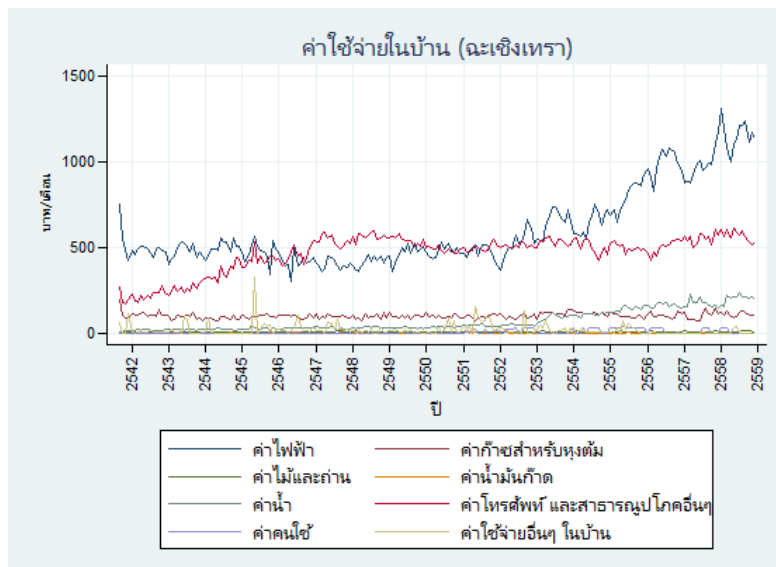
จากรูปที่ 4.68 พบว่า การบริโภคที่มากที่สุดของครัวเรือนมาจากค่าใช้จ่ายต่าง ๆ ไม่ว่าจะเป็น ค่าเสื้อผ้า ค่าเดินทาง ค่ารักษาพยาบาล ค่าใช้จ่ายด้านการศึกษา เป็นต้น รองลงมาเป็นการบริโภคที่ไม่ใช่อาหาร เช่น ค่าซ่อมแซมอาคารสถานที่ วัสดุอุปกรณ์ หรือทรัพย์สินต่าง ๆ ของครัวเรือน เป็นต้น และถัดมาเป็นการบริโภคอาหารซึ่งจะเห็นได้ว่าค่อนข้างคงที่ เมื่อเทียบกับค่าใช้จ่ายและการบริโภคที่ไม่ใช่อาหารที่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นและลดลงตามวัฏจักร สะท้อนให้เห็นว่าการใช้จ่ายของครัวเรือนขึ้นอยู่กับรายได้เป็นหลัก สอดคล้องกับการที่ครัวเรือนส่วนใหญ่ประกอบอาชีพทางการเกษตรและมีรายได้ตามฤดูกาล ในส่วนถัดไปเราจะมาพิจารณาว่าครัวเรือนมีค่าใช้จ่ายในด้านต่าง ๆ เป็นอย่างไร โดยจะแบ่งค่าใช้จ่ายออกเป็น 11 หมวด ดังนี้

4.3.1 ค่าใช้จ่ายในบ้าน



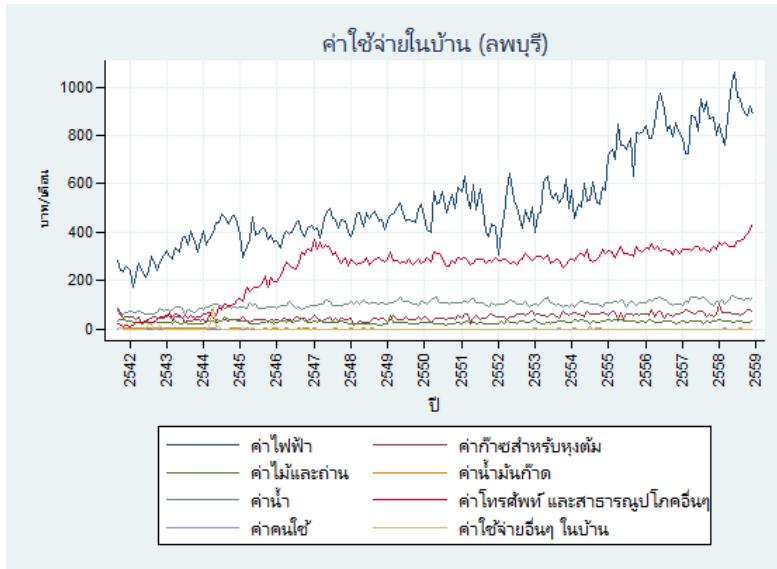
รูปที่ 4.69 : ค่าใช้จ่ายต่าง ๆ ในบ้านจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 - 2558

จากรูปที่ 4.69 พบว่า ค่าใช้จ่ายในบ้านที่สูงที่สุดคือ ค่าไฟฟ้า รองลงมาเป็นค่าโทรศัพท์และสาธารณูปโภคซึ่งทั้งสองค่ามีแนวโน้มเพิ่มขึ้นทุกปี แต่เห็นได้ชัดว่าในปี พ.ศ. 2552 ค่าใช้จ่ายด้านไฟฟ้าลดลง เนื่องจากปี 2552 เป็นปีที่เกิดวิกฤตการณ์ “แฮมเบอร์เกอร์ดีซีส (Hamburger Disease)” จาก การที่สหรัฐอเมริกาปล่อยสินเชื่อด้อยคุณภาพโดยเฉพาะด้านอสังหาริมทรัพย์และบัตรเครดิตให้กลายเป็น “หนี้สินด้อยคุณภาพ” หรือที่มักเรียกกันว่า “ซับไพรม์ (Subprime)” ปัญหาด้านเศรษฐกิจของสหรัฐฯ ที่ลามไปทั่วโลก กลุ่มประเทศที่ได้รับผลกระทบตามมาก็คือ “กลุ่มประเทศสหภาพยุโรป (EU : European Union)” โดยเฉพาะอังกฤษ ฝรั่งเศส และอิตาลี ส่วนกลุ่มประเทศสมาชิกอื่น ๆ ก็ได้รับผลกระทบด้วยเช่นเดียวกัน จากแนวโน้มเศรษฐกิจภูมิภาคหลักของโลกที่อาจเผชิญความถดถอยลงลึกและยาวนานกว่าที่คาด ทำให้แรงกระตุ้นที่ส่งผ่านเข้าสู่เศรษฐกิจไทยมีแนวโน้มรุนแรงมากยิ่งขึ้น โดยปัญหาเศรษฐกิจโลกดังกล่าวจะส่งผลกระทบต่อให้สภาวะการส่งออกของไทยที่หดตัวลงในอัตราตัวเลขสองหลักเช่นเดียวกับภาวะการผลิตที่จะลดลงอย่างรุนแรง ส่งผลให้การว่างงานเพิ่มขึ้นรวดเร็ว และบั่นทอนการใช้จ่ายของผู้บริโภค เป็นสาเหตุให้ค่าใช้จ่ายด้านไฟฟ้าลดลง แต่ในขณะที่ค่าโทรศัพท์และสาธารณูปโภคกลับไม่ได้รับผลกระทบดังกล่าว



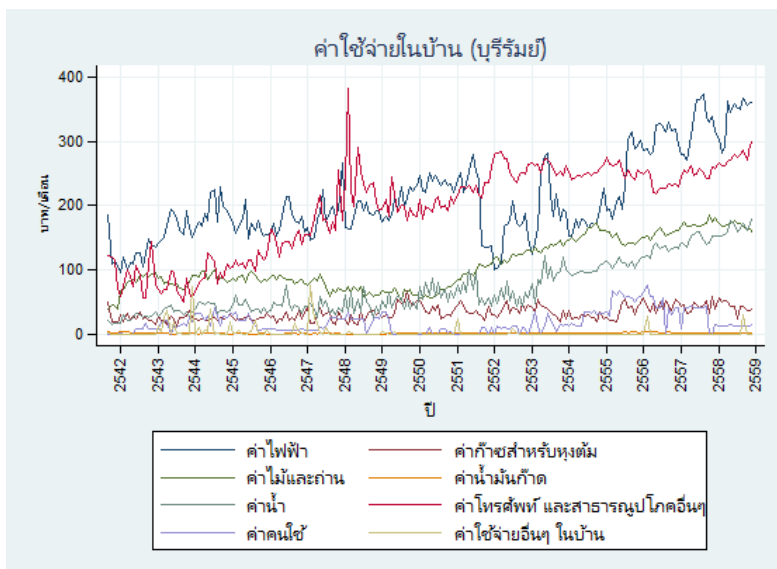
รูปที่ 4.70 : ค่าใช้จ่ายต่าง ๆ ในบ้านจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา

เมื่อศึกษาข้อมูลในรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.70 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีค่าไฟฟ้าสูงสุด ตามมาด้วยค่าโทรศัพท์และสาธารณูปโภค และค่าก๊าซสำหรับหุงต้ม ตามลำดับ และในช่วงที่ค่าใช้จ่ายด้านไฟฟ้าลดต่ำที่สุดก็ยังคงอยู่ในปี พ.ศ. 2552 เช่นเดียวกับข้อมูลในภาพรวม



รูปที่ 4.71 : ค่าใช้จ่ายต่าง ๆ ในบ้านจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี

ในขณะที่ค่าใช้จ่ายในครัวเรือนจังหวัดลพบุรี ตามรูปที่ 4.71 พบว่า ค่าไฟฟ้าสูงที่สุด ตามมาด้วยค่าโทรศัพท์และสาธารณูปโภค และค่าน้ำ ตามลำดับ ซึ่งครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีมีการใช้น้ำมากกว่าการใช้ก๊าซสำหรับหุงต้ม เมื่อเทียบกับครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา ซึ่งอาจจะคาดเดาได้ว่า ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีการประกอบอาหารภายในครัวเรือน หรือประกอบธุรกิจร้านอาหารมากกว่าครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี

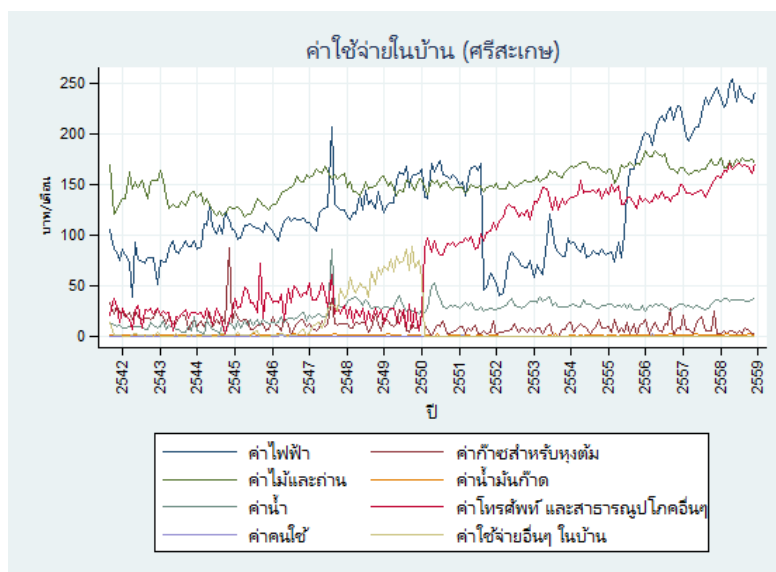


รูปที่ 4.72 : ค่าใช้จ่ายต่าง ๆ ในบ้านจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์

จากรูปที่ 4.72 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์มีค่าไฟฟ้า และค่าโทรศัพท์และสาธารณูปโภคสูงใกล้เคียงกัน ซึ่งในปี พ.ศ. 2548 จะเห็นได้ว่าค่าโทรศัพท์และค่าสาธารณูปโภคสูงที่สุด โดยในปีดังกล่าว ทีมฟุตบอลสโมสรประจำจังหวัดคือทีมบุรีรัมย์ยูไนเต็ดได้เลื่อนชั้นจากฟุตบอล

สโมสรดิวิชั่น 1 เข้าสู่ระดับชั้นไทยพรีเมียร์ลีกครั้งแรกในฤดูกาลในปี 2548 เกิดเป็นกระแสการพัฒนาฟุตบอลของจังหวัดบุรีรัมย์ ทำให้เกิดการท่องเที่ยวเชิงการกีฬาอย่างเห็นได้ชัด การนำร่องการพัฒนาเศรษฐกิจด้วยการจัดกีฬาอาชีพประเภทฟุตบอลที่ได้รับกระแสการตอบรับจากทั้งประชาชนท้องถิ่นต่างจังหวัด และต่างชาติที่ดี ส่งผลไปสู่การขยายตัวการพัฒนาเศรษฐกิจด้วยกีฬาประเภทอื่น ๆ ตามมา อาทิ สนามฟุตบอลประจำสโมสรบุรีรัมย์ยูไนเต็ดนิวไอโมบายสเตเดียม (New I-Mobile Stadium) สนามแข่งขันทรง ช้าง อินเตอร์เนชั่นแนล เซอร์กิต (Chang International Circuit) รวมไปถึงโครงสร้างพื้นที่อื่น ๆ ที่เป็นส่วนรวม เช่น สนามฝึกซ้อม ลานกีฬา การเตรียมสถานที่และอุปกรณ์ในการจัดแข่งขันกีฬาอย่างหลากหลาย รวมไปถึงเตรียมความพร้อมในการจัดการกิจกรรมทางการกีฬาอีกจำนวนมากที่มีมาตรฐานระดับนานาชาติ

อีกทั้งยังมีการเชื่อมโยงกับการพัฒนาเมืองระหว่างภาคเอกชนกับหอการค้าจังหวัดบุรีรัมย์ ภายใต้วิสัยทัศน์ “บุรีรัมย์เมืองกีฬามาตรฐานโลก” จากการพยายามกระตุ้นทางเศรษฐกิจดังที่กล่าวมา ได้ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงทั้งเชิงพื้นที่ เศรษฐกิจ และสังคมของเมืองบุรีรัมย์อย่างต่อเนื่อง ทำให้เมืองบุรีรัมย์เริ่มมีการเปลี่ยนแปลงบทบาท ซึ่งแต่เดิมนิยามลักษณะของความเป็นเมืองสำหรับรองรับกิจกรรมภาคเกษตรกรรมเพียงอย่างเดียวไปสู่การมีบทบาทที่หลากหลายเพิ่มมากขึ้น อาทิ รองรับกิจกรรมภาคการค้าและบริการที่มากขึ้น ตลอดจนการเชื่อมโยงกับภาคการท่องเที่ยวทั้งในระดับประเทศและระดับชาติ

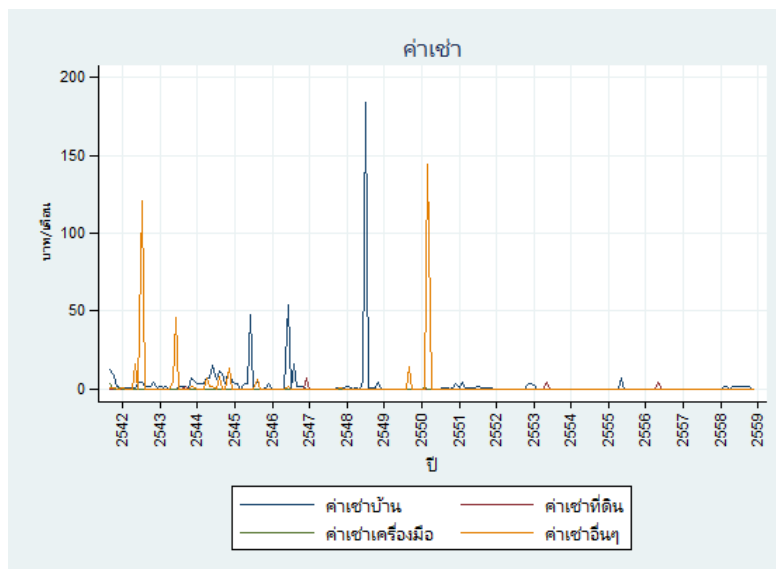


รูปที่ 4.73 : ค่าใช้จ่ายต่าง ๆ ในบ้านจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ

ในขณะที่ครัวเรือนจังหวัดศรีสะเกษ ตามรูปที่ 4.73 พบว่า ค่าใช้จ่ายภายในบ้านเกี่ยวกับค่าไม้และถ่านมีค่าสูงที่สุด ตามมาด้วยค่าไฟฟ้า และค่าโทรศัพท์และสาธารณูปโภค ตามลำดับ เหตุที่ครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษมีค่าไม้และถ่านมากที่สุดนั้น เนื่องมาจากจังหวัดศรีสะเกษมีพื้นที่เป็นป่าไม้ค่อนข้างเยอะ โดยมีพื้นที่ป่า ทั้งจังหวัด 2,136.24 ตารางกิโลเมตร หรือ 1,366,444 ไร่ ซึ่งป่าไม้ส่วนใหญ่เป็นป่าโปร่ง ประกอบด้วยปายาง ไม้เต็ง ไม้ประดู่ ไม้แดง ไม้กระบาก และไม้เบญจพรรณ ทำให้ชาวบ้านนิยมนำไม้และถ่านในการประกอบอาหาร รวมทั้งการประกอบอาชีพเผาถ่าน นอกจากนี้

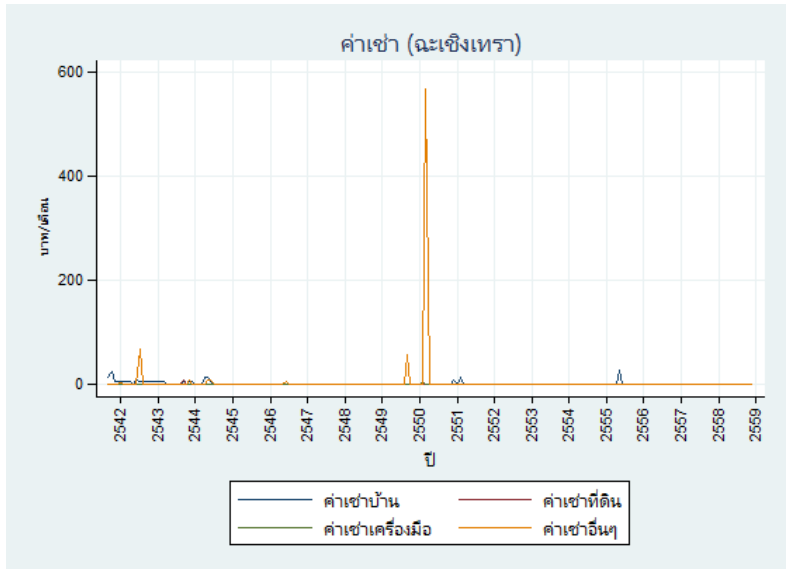
ยังพบว่า ค่าไฟฟ้าในช่วงปี พ.ศ. 2551 ลดต่ำลง เนื่องจากรายงานสภาวะการเศรษฐกิจ ภาวะการณ์คลังจังหวัดศรีสะเกษของสำนักงานคลังจังหวัดศรีสะเกษ พบว่า ภาวะเศรษฐกิจของจังหวัดศรีสะเกษในปี 2551 โดยรวมขยายตัวเล็กน้อยเมื่อเทียบกับช่วงเดียวกันของปีก่อน โดยพิจารณาจากผลผลิตทางการเกษตร ส่วนใหญ่ปรับตัวเพิ่มขึ้น การลงทุนภาคอุตสาหกรรมที่ปรับตัวเพิ่มขึ้น การใช้จ่ายเพื่อการบริโภคของประชาชนทรงตัว การลงทุนภาคเอกชนลดลงตามภาวะเศรษฐกิจของประเทศ การใช้จ่ายภาครัฐชะลอตัวเล็กน้อยเนื่องจากอยู่ระหว่างการกอบกู้หนี้อุปทานของส่วนราชการ

4.3.2 ค่าเช่า



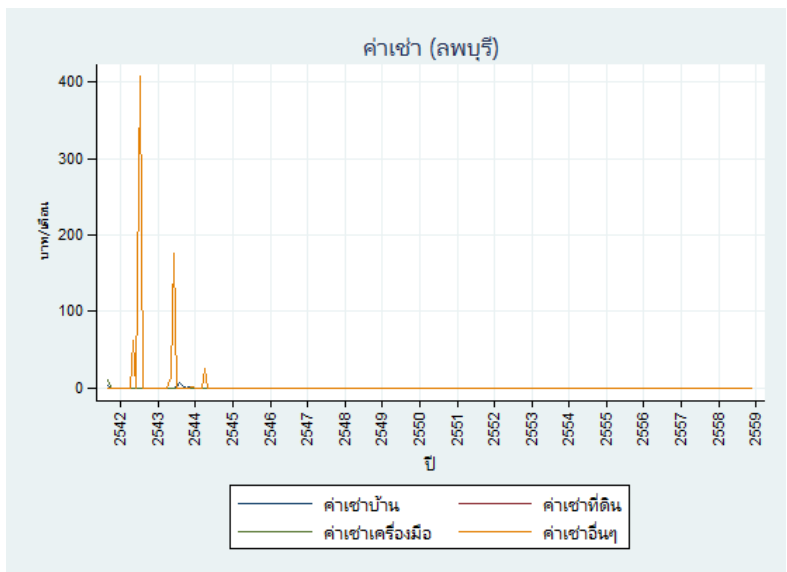
รูปที่ 4.74 : ค่าเช่าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

จากรูปที่ 4.74 จะเห็นได้ว่า ค่าเช่าของครัวเรือนไม่ว่าจะเป็นค่าเช่าบ้าน ที่ดิน เครื่องมือ และอื่น ๆ มีค่าน้อยมาก แสดงให้เห็นว่าครัวเรือนส่วนใหญ่มีบ้านและที่ดินเป็นของตนเอง เช่นเดียวกับเมื่อแยกพิจารณาในรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.75 – 4.78 ดังต่อไปนี้



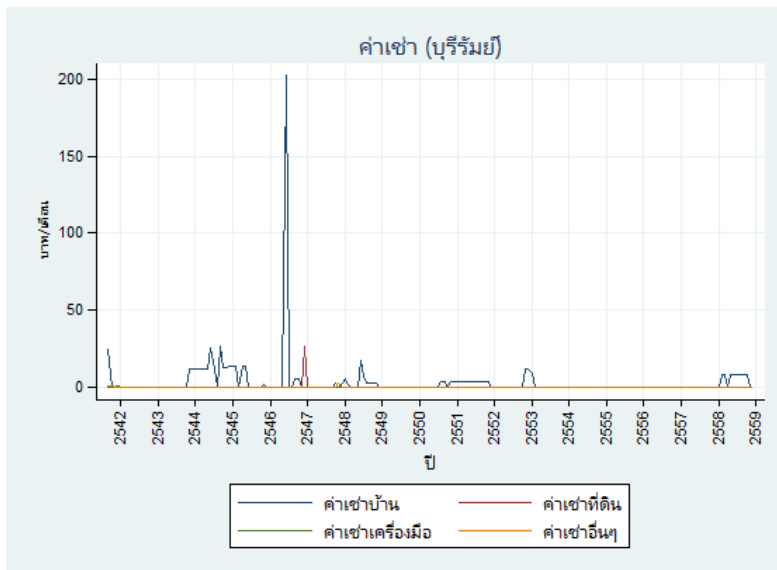
รูปที่ 4.75 : ค่าเช่าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา

จากรูปที่ 4.75 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีบ้านและที่ดิน รวมทั้งเครื่องมือต่าง ๆ เป็นของตนเอง แต่จะมีพวกค่าเช่าอื่น ๆ เพิ่มเข้ามาในปี พ.ศ. 2550



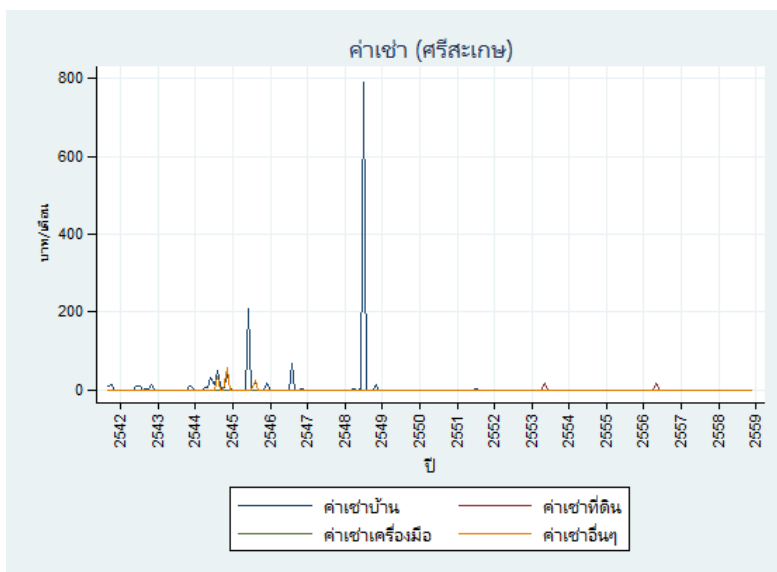
รูปที่ 4.76 : ค่าเช่าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี

ในขณะที่พิจารณาค่าเช่าของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี ตามรูปที่ 4.76 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีมีบ้านและที่ดิน รวมทั้งเครื่องมือต่าง ๆ เป็นของตนเอง แต่ค่าเช่าอื่น ๆ เพิ่มเข้ามาในปี พ.ศ. 2542 และ พ.ศ. 2543



รูปที่ 4.77 : ค่าเช่าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์

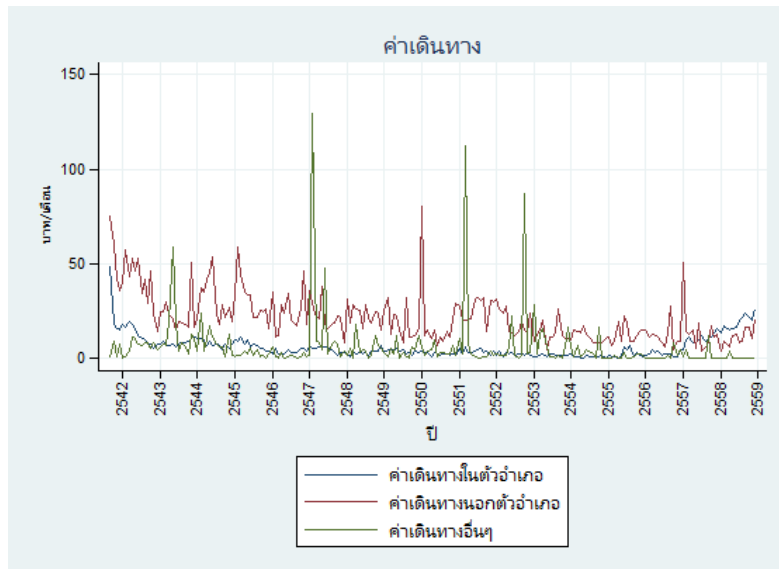
จากรูป 4.77 พบว่า บางครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ยังคงต้องเช่าบ้านอยู่ ซึ่งเห็นได้ชัดเจนในปี พ.ศ. 2546 แต่ยังมีที่ดินและเครื่องมือต่าง ๆ เป็นของตนเอง



รูปที่ 4.78 : ค่าเช่าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ

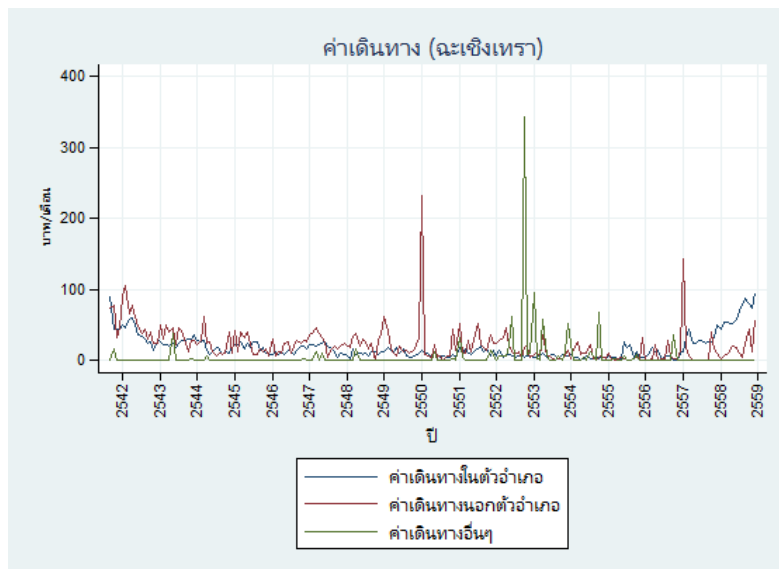
เช่นเดียวกับครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ ตามรูปที่ 4.78 มีบางครัวเรือนที่ยังต้องจ่ายค่าเช่าบ้านซึ่งจะเห็นว่าในปี พ.ศ. 2548 ค่าเช่าบ้านมีค่าสูงถึงเกือบเดือนละ 800 บาท ในขณะที่ครัวเรือนยังคงมีที่ดินและเครื่องมือต่าง ๆ เป็นของตนเอง จากข้างต้น สรุปได้ว่าครัวเรือนในชนบทส่วนใหญ่มีที่อยู่อาศัยและที่ดินทำกิน พร้อมทั้งเครื่องมือเครื่องใช้ต่าง ๆ เป็นของครัวเรือนเอง ซึ่งสะท้อนให้เห็นว่าครัวเรือนในต่างจังหวัดนิยมสร้างทรัพย์สินในรูปของบ้านและที่ดิน

4.3.3 ค่าเดินทาง



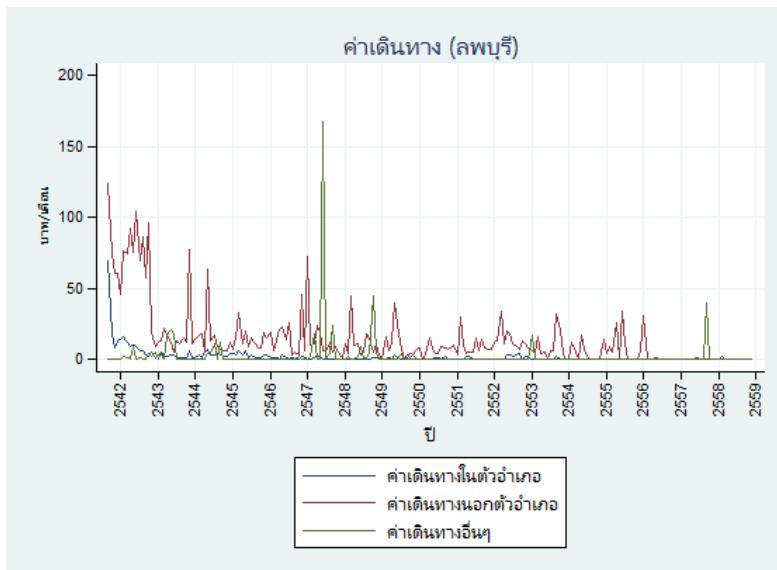
รูปที่ 4.79 : ค่าเดินทางจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

ในส่วนนี้จะพิจารณาค่าใช้จ่ายที่เกี่ยวข้องกับค่าเดินทาง ตามรูปที่ 4.79 พบว่า ค่าเดินทางนอกตัวอำเภอมักมีค่าสูงกว่าค่าเดินทางในตัวอำเภอ ขณะที่บางปีครัวเรือนมีค่าเดินทางอื่น ๆ สูง ซึ่งเห็นได้ชัดในปี พ.ศ. 2547, 2551 และ 2552 ตามลำดับ



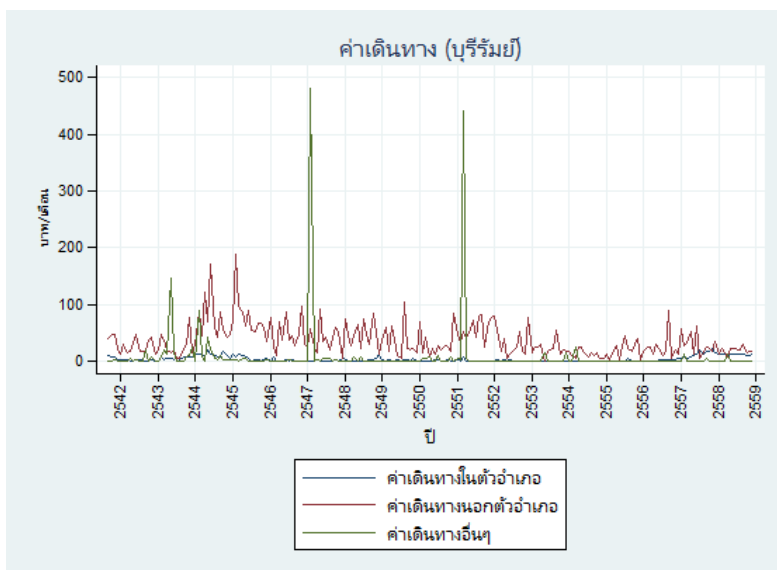
รูปที่ 4.80 : ค่าเดินทางจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา

เมื่อแยกรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.80 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีค่าเดินทางนอกตัวอำเภอสสูงกว่าในตัวอำเภอ ซึ่งมีค่าเดินทางนอกตัวอำเภอสุงที่สุดในปี พ.ศ. 2550 และรองลงมาในปี พ.ศ. 2557 ในขณะที่ค่าเดินทางอื่น ๆ มีค่าสูงสุดในปี พ.ศ. 2553 ตามลำดับ



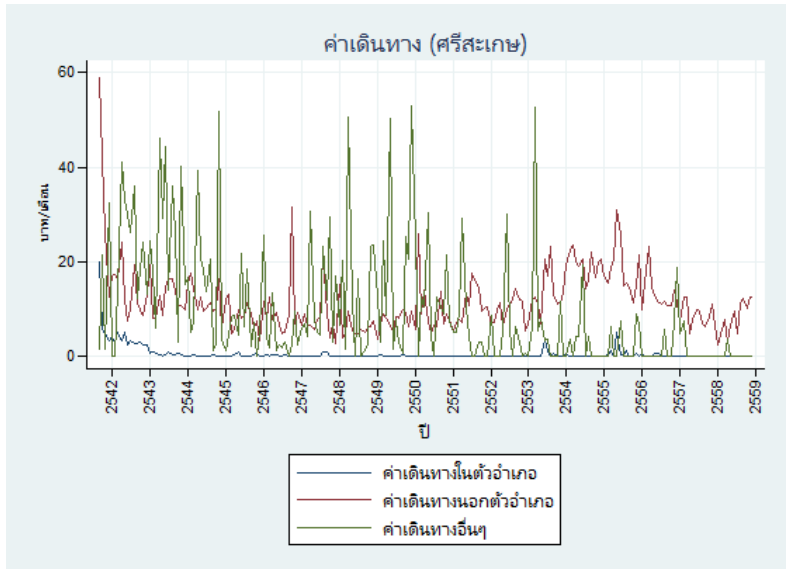
รูปที่ 4.81 : ค่าเดินทางจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี

จากรูปที่ 4.81 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีมีค่าเดินทางนอกตัวอำเภอสูงกว่าค่าเดินทางในตัวอำเภอ แต่เห็นได้ชัดในปี พ.ศ. 2542 – 2547 ในขณะที่ค่าเดินทางอื่น ๆ มีค่าสูงสุดในปี พ.ศ. 2547



รูปที่ 4.82 : ค่าเดินทางจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์

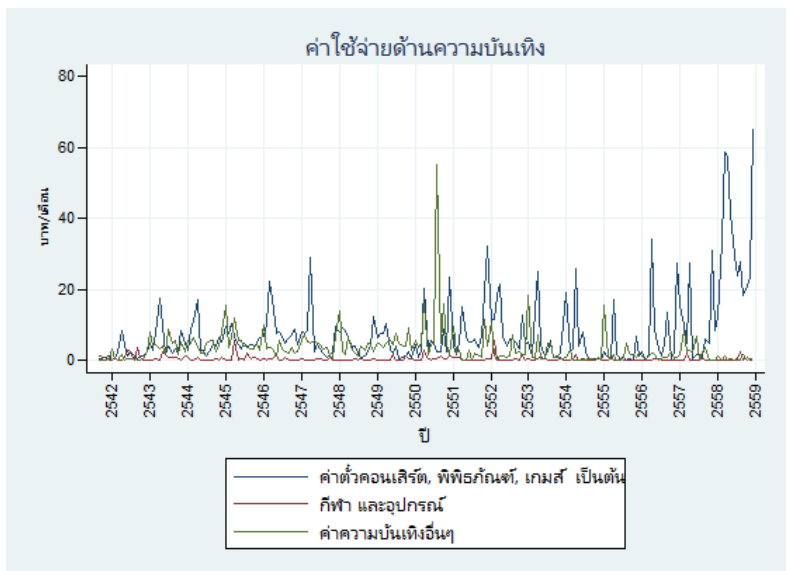
ส่วนครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ ตามรูปที่ 4.82 ก็ยังคงมีค่าเดินทางนอกตัวอำเภอสูงกว่าค่าเดินทางในตัวอำเภอ ในขณะที่ค่าเดินทางอื่น ๆ มีค่าสูงมากในปี พ.ศ. 2547 และ 2551 ตามลำดับ



รูปที่ 4.83 : ค่าเดินทางจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ

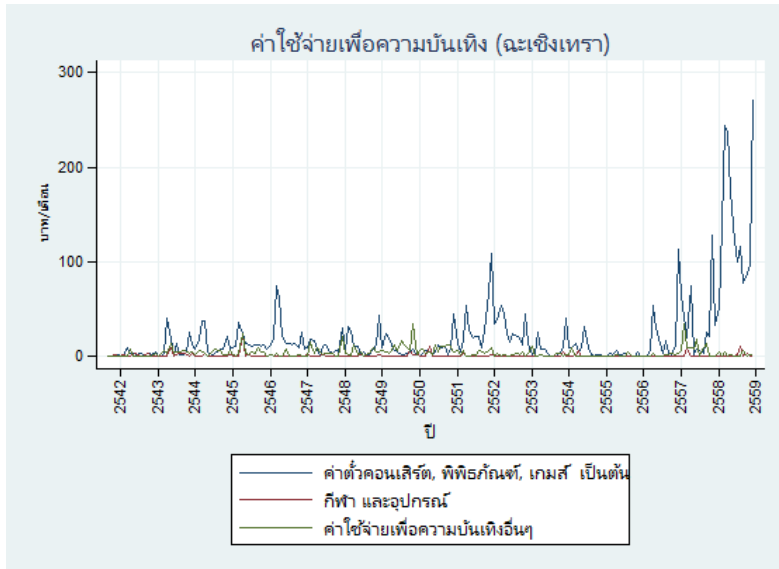
เมื่อพิจารณาครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ ตามรูปที่ 4.83 พบว่า ค่าเดินทางอื่น ๆ มีค่าสูงที่สุด รองลงมาเป็นค่าเดินทางนอกตัวอำเภอ และค่าเดินทางในตัวอำเภอ ตามลำดับ

4.3.4 ค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิง



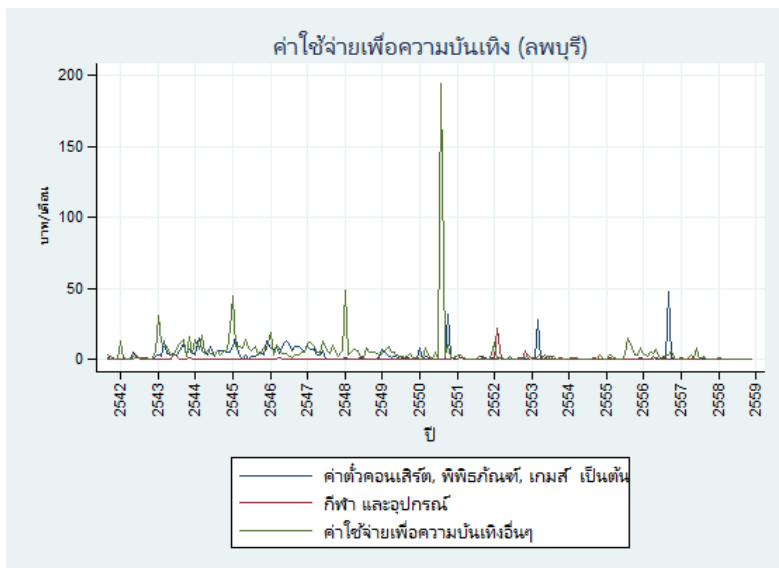
รูปที่ 4.84 : ค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิงจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

ในส่วนนี้จะพิจารณาค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิง จากรูปที่ 4.84 พบว่า ครัวเรือนใช้จ่ายเพื่อการดูคอนเสิร์ต ไปทิฟิธกันท์ เกมส์ สูงที่สุด และเพิ่มสูงขึ้นในปี พ.ศ. 2558 ตามมาด้วยค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิงอื่น ๆ ในขณะที่ค่าใช้จ่ายด้านกีฬามีค่าน้อยที่สุด แสดงให้เห็นว่าครัวเรือนส่วนใหญ่หาความบันเทิงจากการไปชมการแสดงหรือมหรสพต่าง ๆ มากกว่าการเล่นกีฬา



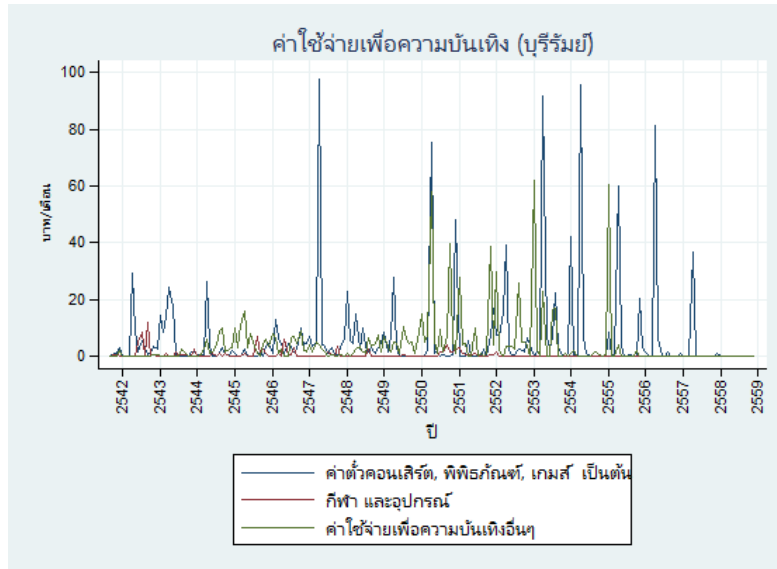
รูปที่ 4.85 : ค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิงจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา

จากรูป 4.85 จะเห็นได้ว่า ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีค่าตั๋วคอนเสิร์ต พิพิธภัณฑฯ เกมส์ สูงที่สุดเช่นเดียวกับในภาพรวม ในขณะที่ค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิงอื่น ๆ และค่าใช้จ่ายด้านกีฬา และอุปกรณ์มีค่าน้อยมาก



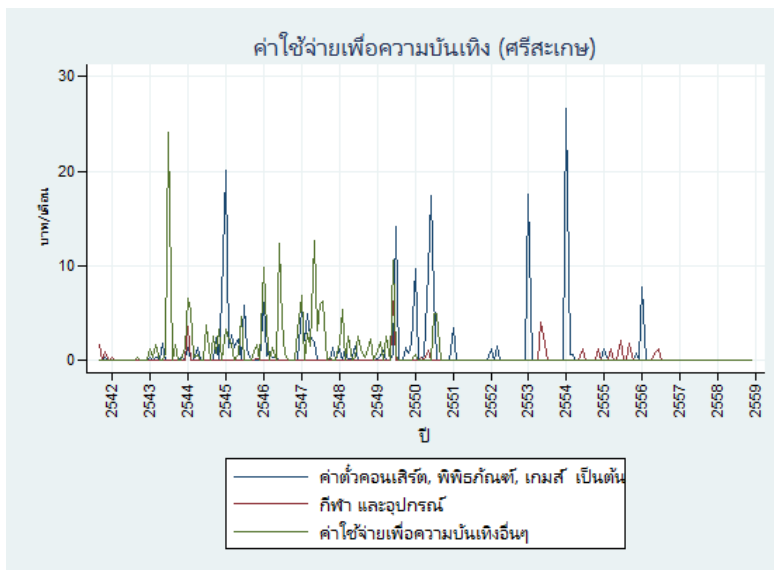
รูปที่ 4.86 : ค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิงจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี

ในขณะที่จากรูป 4.86 ครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีกลับมีค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิงอื่น ๆ สูงที่สุด ตามมาด้วยค่าตั๋วคอนเสิร์ต พิพิธภัณฑฯ เกมส์ และน้อยที่สุดเป็นค่ากีฬา และอุปกรณ์ ตามลำดับ



รูปที่ 4.87 : ค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิงจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์

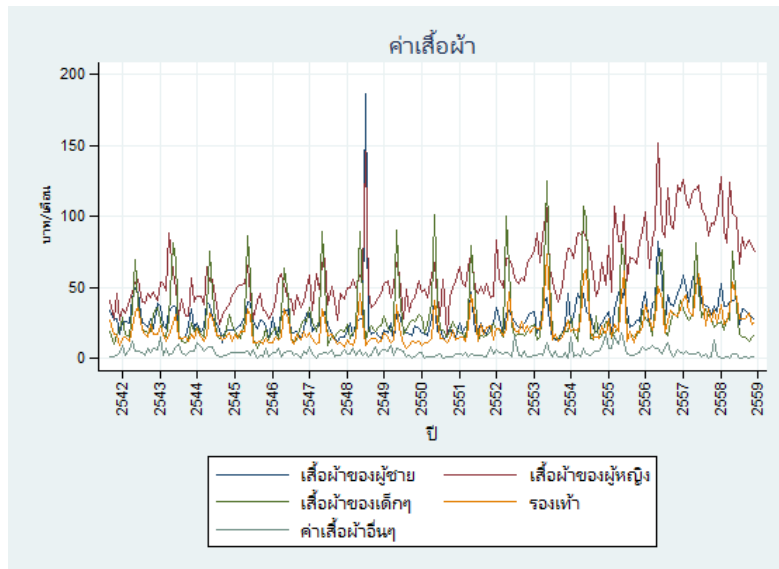
ส่วนครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ ตามรูปที่ 4.87 มีค่าตั๋วคอนเสิร์ต พิพิธภัณฑ เกมส์ สูงที่สุด รองลงมายังคงเป็นค่าใช้จ่ายเพื่อความบันเทิงอื่น ๆ และตามมาด้วยกีฬา และอุปกรณ์ ตามลำดับ



รูปที่ 4.88 : ค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิงจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ

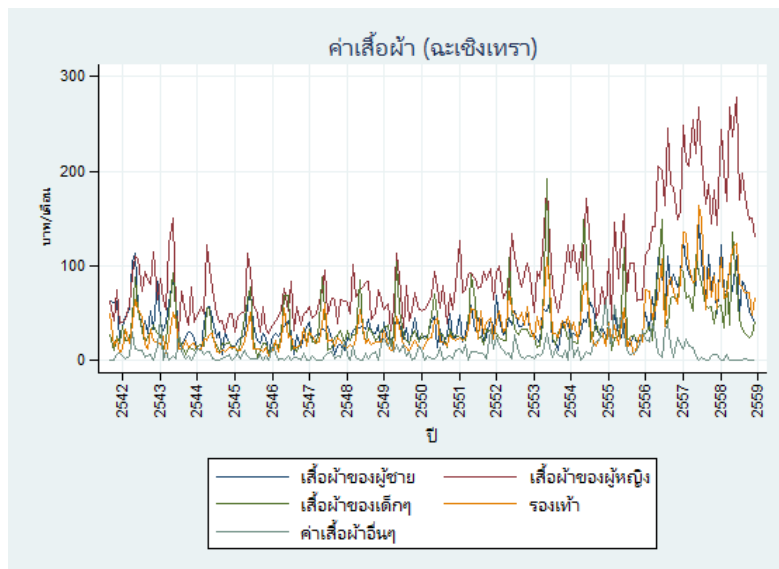
จากรูป 4.88 พบว่า ในช่วงปีแรก ๆ ครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษมีค่าใช้จ่ายด้านความบันเทิงอื่น ๆ สูงที่สุด ในขณะที่ช่วงปี พ.ศ. 2549 เป็นต้นไป กลับพบว่า มีค่าตั๋วคอนเสิร์ต พิพิธภัณฑ เกมส์ สูงกว่า ในขณะที่ค่ากีฬา และอุปกรณ์ยังคงมีค่าต่ำที่สุดเช่นเดียวกับจังหวัดอื่น ๆ

4.3.5 ค่าเสื้อผ้า



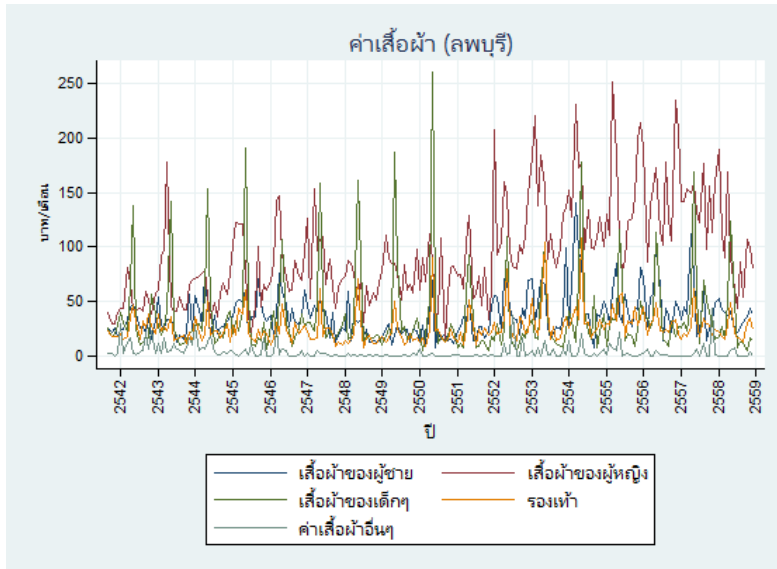
รูปที่ 4.89 : ค่าเสื้อผ้าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

ในส่วนนี้เป็นการพิจารณาค่าใช้จ่ายด้านเสื้อผ้าของสมาชิกในครัวเรือน จากรูปที่ 4.89 พบว่าค่าเสื้อผ้าของผู้หญิงมีค่าสูงที่สุด ตามมาด้วยเสื้อผ้าเด็ก เสื้อผ้าผู้ชาย รองเท้า และค่าเสื้อผ้าอื่น ๆ ตามลำดับ แต่ปี พ.ศ. 2548 พบว่า ค่าเสื้อผ้าของผู้ชายมีค่าสูงกว่าค่าเสื้อผ้าของผู้หญิง



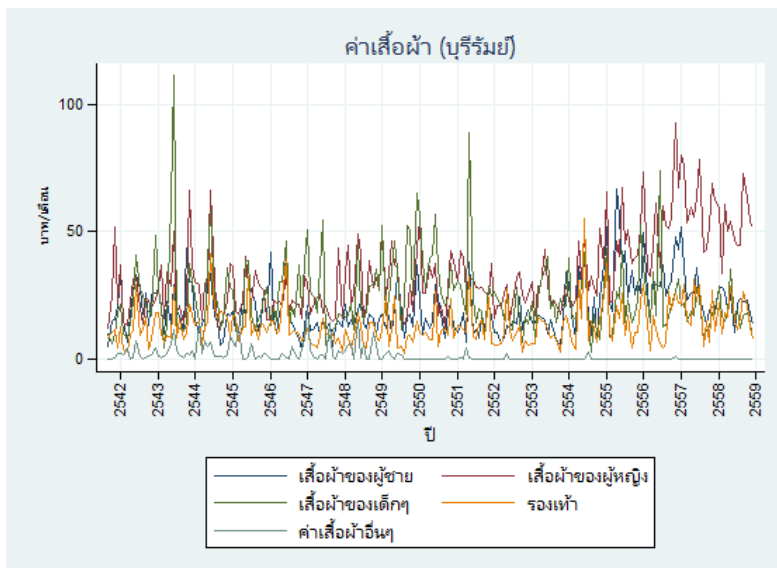
รูปที่ 4.90 : ค่าเสื้อผ้าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา

เมื่อแยกพิจารณาในรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.90 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีค่าเสื้อผ้าผู้หญิงสูงที่สุด ซึ่งจะเห็นได้ว่าตั้งแต่ปี พ.ศ. 2557 เป็นต้นไป ค่าเสื้อผ้าผู้หญิงเพิ่มสูงขึ้นอย่างเห็นได้ชัดแตกต่างจากค่าเสื้อผ้าประเภทอื่น ๆ รองลงมาเป็นเสื้อผ้าเด็ก เสื้อผ้าผู้ชาย รองเท้า และค่าเสื้อผ้าอื่น ๆ ตามลำดับ



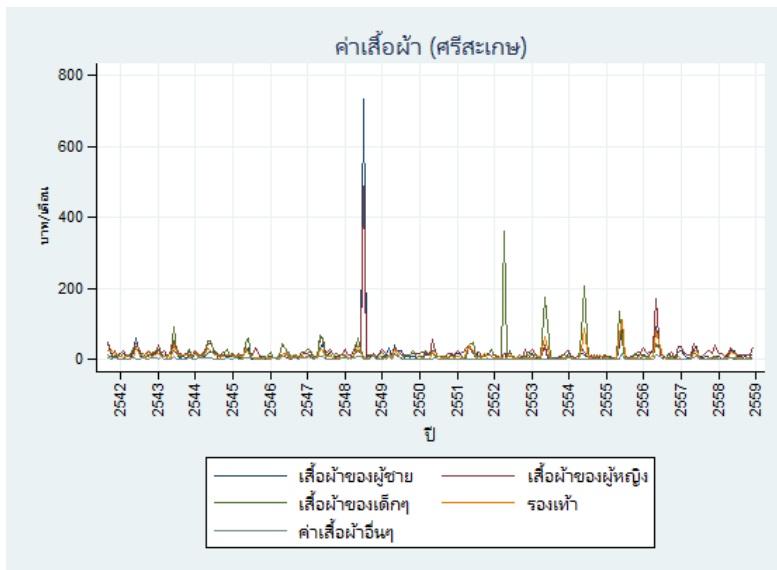
รูปที่ 4.91 : ค่าเสื้อผ้าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี

จากรูปที่ 4.91 จะเห็นได้ว่าในช่วงแรก ๆ ครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีมีค่าเสื้อผ้าเด็กสูงที่สุดจนกระทั่งในปี พ.ศ. 2550 ค่าเสื้อผ้าผู้หญิงสูงกว่า รองลงมาเป็นค่าเสื้อผ้าผู้ชาย รองเท้า และค่าเสื้อผ้าอื่น ๆ ตามลำดับ



รูปที่ 4.92 : ค่าเสื้อผ้าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์

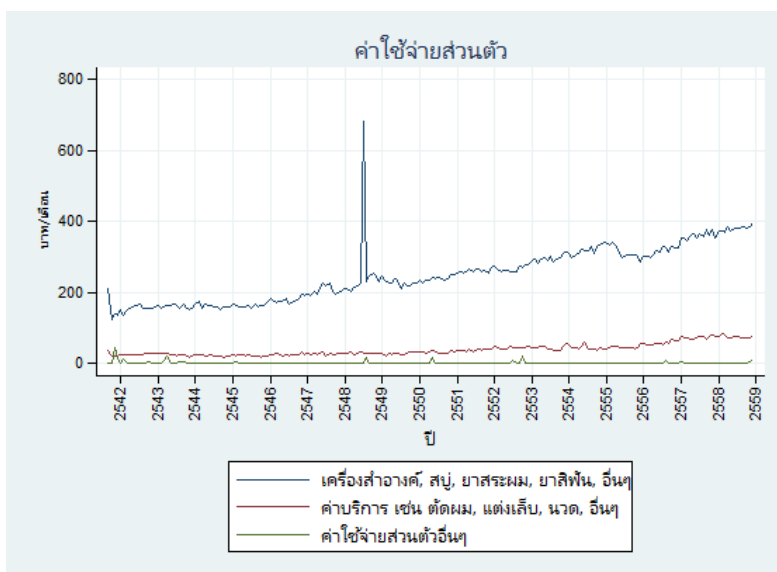
ในขณะที่ครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ ตามรูปที่ 4.92 มีแนวโน้มค่าใช้จ่ายเสื้อผ้าเหมือนกับจังหวัดลพบุรี ซึ่งในช่วงแรกค่าเสื้อผ้าเด็กมีค่าสูงสุด และตั้งแต่ปี พ.ศ. 2551 กลับเป็นค่าเสื้อผ้าผู้หญิงที่มีค่าสูงสุดแทน อาจเป็นไปได้ว่าครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์และลพบุรีมีสมาชิกในวัยเด็กเยอะทำให้ค่าใช้จ่ายเสื้อผ้าสำหรับเด็กสูง แต่เมื่อเวลาผ่านไปสมาชิกครัวเรือนในวัยเด็กเริ่มน้อยลงทำให้ค่าใช้จ่ายเสื้อผ้าผู้หญิงเพิ่มสูงขึ้นแทน



รูปที่ 4.93 : ค่าเสื้อผ้าจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ

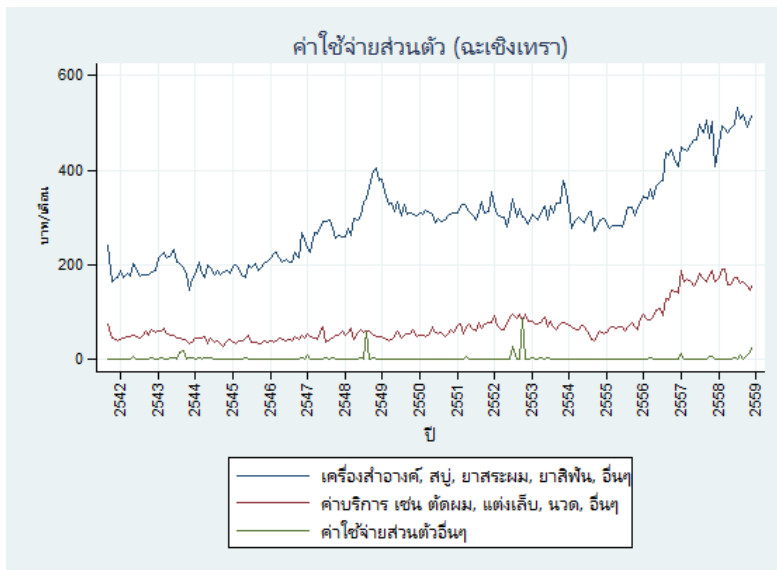
ในขณะที่จังหวัดศรีสะเกษ ตามรูปที่ 4.93 พบว่า ครัวเรือนมีค่าใช้จ่ายด้านเสื้อผ้าไม่สูงมากนัก ทำให้ค่าใช้จ่ายด้านเสื้อผ้าแต่ละประเภทมีค่าไม่แตกต่างกัน แต่ในปี พ.ศ. 2548 กลับพบว่า ค่าเสื้อผ้าผู้ชายและค่าเสื้อผ้าผู้หญิงมีค่ามากที่สุด จากรายงานเศรษฐกิจและการเงินปี 2548 ของธนาคารแห่งประเทศไทย ระบุว่าเศรษฐกิจไทยในปี 2548 ชะลอตัวลงจากปี 2547 โดยในปีนั้นเศรษฐกิจไทยต้องเผชิญกับปัญหาภัยแล้ง เหตุการณ์ภัยธรรมชาติใน 6 จังหวัดชายฝั่งทะเลอันดามัน สถานการณ์ความไม่สงบทางภาคใต้ การระบาดของโรคไข้หวัดนกในสัตว์ปีกรอบใหม่ รวมทั้งปัจจัยลบภายนอกจากราคาน้ำมันในตลาดโลกที่ปรับตัวสูงขึ้นและทิศทางอัตราดอกเบี้ยขาขึ้น อย่างไรก็ตาม พื้นฐานเศรษฐกิจที่ดีและความสามารถในการปรับตัวต่อปัจจัยลบดังกล่าว ทำให้การเติบโตและเสถียรภาพเศรษฐกิจอยู่ในเกณฑ์น่าพอใจ โดยแรงขับเคลื่อนยังคงมาจากอุปสงค์ภายในประเทศ และบางส่วนจากการส่งออกที่ปรับตัวดีขึ้น ขณะที่ในปี พ.ศ. 2552 พบว่าค่าเสื้อผ้าเด็กมีค่ามากที่สุด ซึ่งจากรายงานการสำรวจการย้ายถิ่นของประชากร พ.ศ. 2552 สำนักงานสถิติแห่งชาติ วัยที่มีการย้ายถิ่นสูงสุด คือ วัยผู้ใหญ่ (25-59 ปี) ซึ่งมีร้อยละ 52.3 ของผู้ย้ายถิ่นทั้งสิ้น รองลงมาคือวัยเยาวชน วัยเด็ก และต่ำสุดในวัยสูงอายุ (ร้อยละ 1.3) และเมื่อเปรียบเทียบกับปี 2551 พบว่า การย้ายถิ่นของเด็ก ผู้สูงอายุ และผู้ที่มีอายุ 35-59 ปีพบว่ามีสัดส่วนลดลง สำหรับเยาวชนและผู้ที่มีอายุ 25-34 ปี มีสัดส่วนเพิ่มขึ้น

4.3.6 ค่าใช้จ่ายส่วนตัว



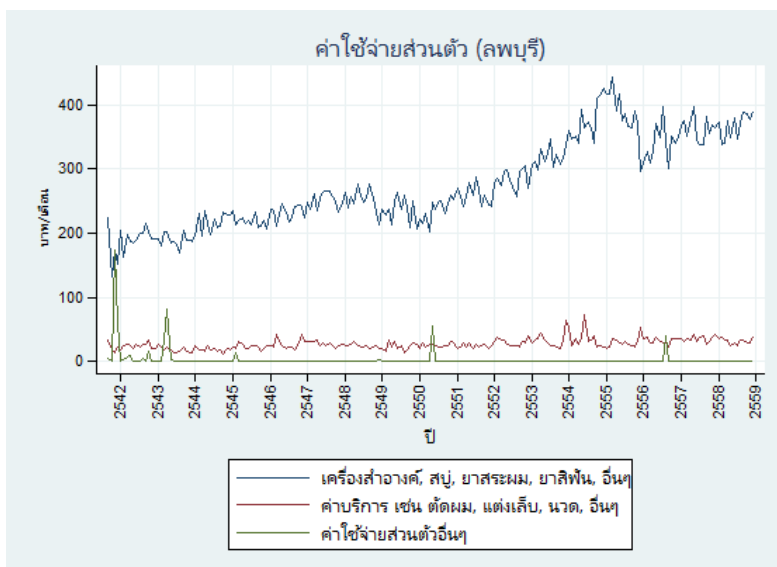
รูปที่ 4.94 : ค่าใช้จ่ายส่วนตัวจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

ในส่วนนี้ จะเป็นการพิจารณาค่าใช้จ่ายส่วนตัวของครัวเรือน จากรูปที่ 4.94 พบว่า ค่าเครื่องสำอางค์, สบู่, ยาสระผม, ยาสีฟัน มีค่าสูงที่สุดในขณะที่ค่าบริการ และค่าใช้จ่ายส่วนตัวอื่น ๆ มีค่าไม่สูงมากนัก นอกจากนี้จะเห็นได้ชัดว่าในปี พ.ศ. 2548 ค่าเครื่องสำอางค์, สบู่, ยาสระผม, ยาสีฟัน มีค่าสูงที่สุด โดยในปีดังกล่าวมี พ.ต.ท.ทักษิณ ชินวัตร เป็นนายกรัฐมนตรี พร้อมกับการดำเนินงานด้านนโยบายต่าง ๆ ได้แก่ 1) โครงการหนึ่งตำบลหนึ่งผลิตภัณฑ์ (OTOP) 2) กองทุนหมู่บ้าน หมู่บ้านละ 1 ล้านบาท เพื่อปล่อยกู้ให้ชาวบ้านนำไปลงทุนทำงานสร้างรายได้ 3) การเซ็นสัญญาเขตการค้าเสรี (FTA) กับสาธารณรัฐประชาชนจีน 4) การเซ็นสัญญาเขตการค้าเสรีกับนิวซีแลนด์ และออสเตรเลีย 5) ลดหนี้สาธารณะจาก 57% ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศในปี พ.ศ. 2544 เหลือ 41% ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศในเดือนกันยายน ปี พ.ศ. 2549 6) โครงการสามสิบบาทรักษาทุกโรค 7) โครงการพักหนี้เกษตรกรรายย่อย เป็นเวลา 3 ปี เป็นต้น นโยบายเศรษฐกิจของพันตำรวจโททักษิณช่วยเร่งการฟื้นฟูเศรษฐกิจไทยจากวิกฤตการณ์ทางการเงินในเอเชีย พ.ศ. 2540 และลดความยากจน จีดีพีเติบโตจาก 4.9 ล้านล้านบาทเมื่อปลายปี 2544 เป็น 7.1 ล้านล้านบาทเมื่อปลายปี 2549 ประเทศไทยจ่ายหนี้ของกองทุนการเงินระหว่างประเทศก่อนกำหนดสองปี ระหว่างปี 2543 ถึง 2547 รายได้ของภาคอีสานซึ่งเป็นภาคที่ยากจนที่สุดในประเทศเพิ่มขึ้น 40% และอัตราความยากจนทั่วประเทศลดลงจาก 21.3% เหลือ 11.3% ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยมีการซื้อขายเหนือตลาดอื่นในภูมิภาค หลังขาดดุลการค้าในปี 2544 และ 2545 ได้ปรับดุลงบประมาณของชาติ ซึ่งทำให้มีงบประมาณส่วนเกินเหลือไว้สำหรับปี 2546 ถึง 2548



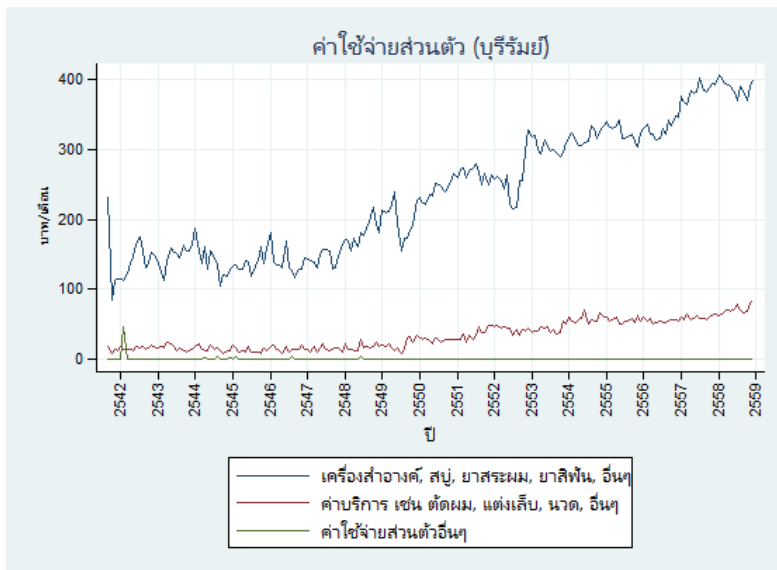
รูปที่ 4.95 : ค่าใช้จ่ายส่วนตัวจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา

เมื่อแยกรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.95 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีค่าเครื่องสำอางค์, สบู่, ยาสระผม, ยาสีฟัน สูงที่สุดและมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง รองลงมาเป็นค่าบริการ เช่น ตัดผม, แต่งเล็บ, นวด เป็นต้น ซึ่งมีแนวโน้มสูงขึ้นเช่นเดียวกัน และสุดท้ายคือค่าใช้จ่ายส่วนตัวอื่น ๆ



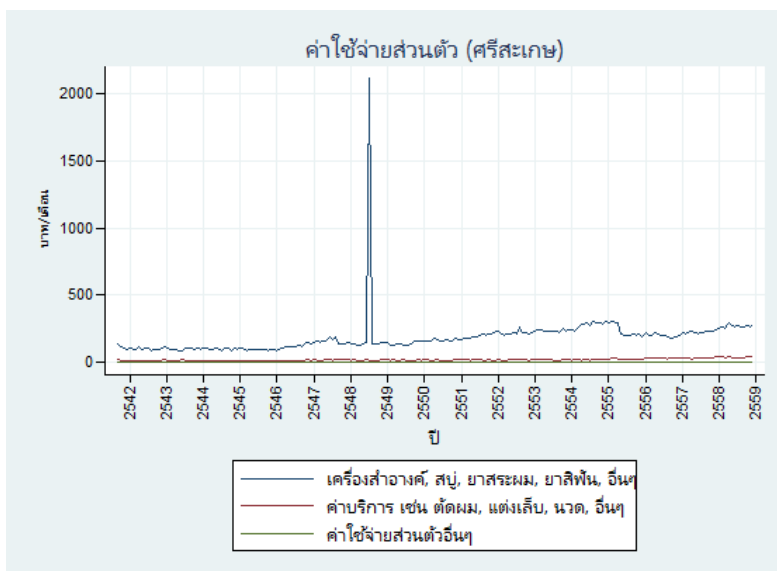
รูปที่ 4.96 : ค่าใช้จ่ายส่วนตัวจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี

จากรูปที่ 4.96 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีมีค่าใช้จ่ายส่วนตัวสูงที่สุด คือ ค่าเครื่องสำอางค์, สบู่, ยาสระผม, ยาสีฟัน ที่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง รองลงมาเป็นค่าบริการ เช่น ตัดผม, แต่งเล็บ, นวด เป็นต้น ซึ่งมีแนวโน้มสูงขึ้นเช่นเดียวกัน และสุดท้ายคือค่าใช้จ่ายส่วนตัวอื่น ๆ



รูปที่ 4.97 : ค่าใช้จ่ายส่วนตัวจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์

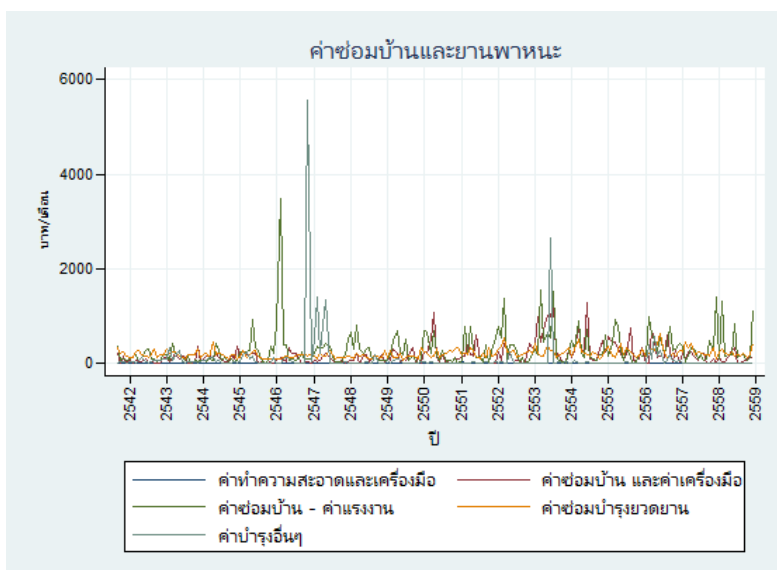
ในขณะที่ค่าใช้จ่ายส่วนตัวของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ จากรูปที่ 4.97 พบว่า ค่าเครื่องสำอางค์, สบู่, ยาสระผม, ยาสีฟัน มีค่าสูงที่สุดและมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น รองลงมาเป็นค่าบริการ เช่น ตัดผม, แต่งเล็บ, นวด เป็นต้น ซึ่งมีแนวโน้มสูงขึ้นเช่นเดียวกัน และสุดท้ายคือค่าใช้จ่ายส่วนตัวอื่นๆ เช่นเดียวกับกับครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี



รูปที่ 4.98 : ค่าใช้จ่ายส่วนตัวจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ

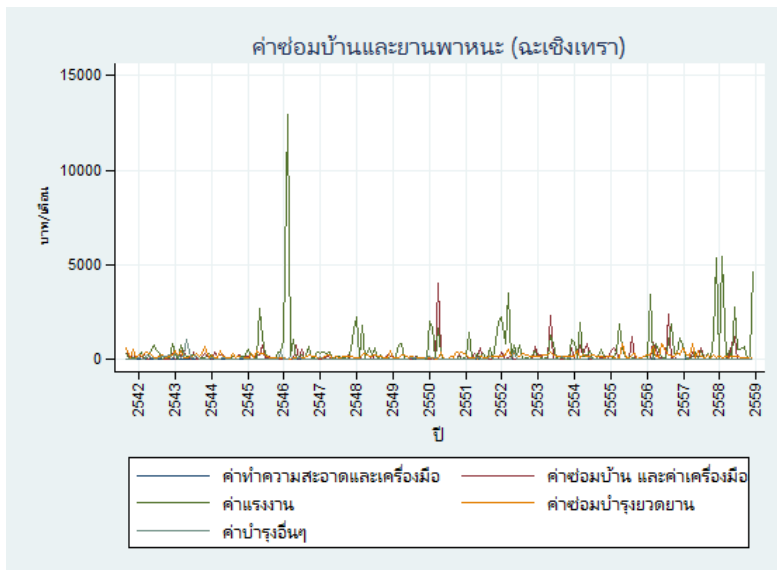
และเมื่อพิจารณาค่าใช้จ่ายส่วนตัวของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ จากรูปที่ 4.98 พบว่า ค่าเครื่องสำอางค์, สบู่, ยาสระผม, ยาสีฟัน มีค่าสูงที่สุด โดยเฉพาะในปี พ.ศ. 2548 ซึ่งส่งผลให้ค่าใช้จ่ายส่วนนี้ของภาพรวมสูงขึ้น ในขณะที่ค่าบริการ และค่าใช้จ่ายส่วนตัวอื่นๆ มีค่าเข้าใกล้ศูนย์หรือไม่มีค่าใช้จ่ายในส่วนนี้เลย

4.3.7 ค่าซ่อมบ้านและยานพาหนะ



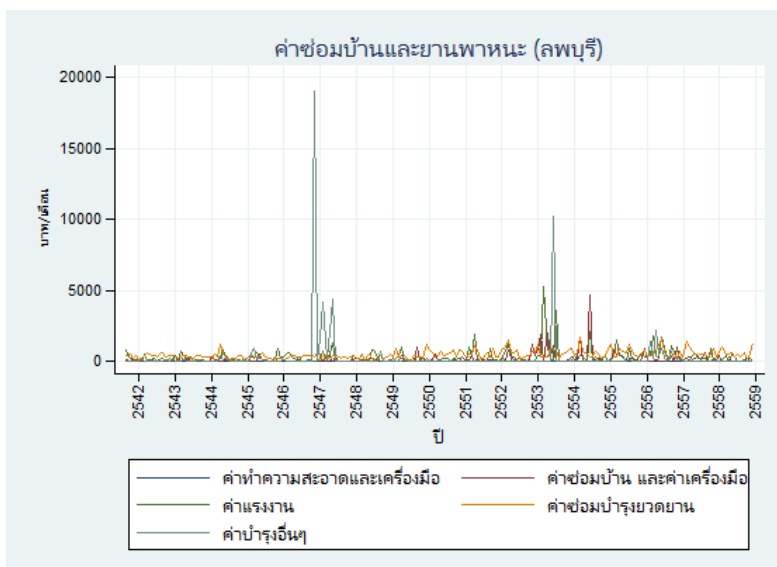
รูปที่ 4.99 : ค่าซ่อมบ้านและยานพาหนะจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

จากรูป 4.99 เป็นการพิจารณาค่าใช้จ่ายในส่วน of ค่าซ่อมบ้านและยานพาหนะ พบว่า ค่าแรงงานที่ใช้ในการซ่อมบ้านมีค่าสูงที่สุด โดยเฉพาะในปี พ.ศ. 2546 ซึ่งจากรายงานเศรษฐกิจและการเงินปี 2546 ของธนาคารแห่งประเทศไทยระบุว่า เศรษฐกิจไทยในปี 2546 เติบโตดี โดยขยายตัวร้อยละ 6.7 เติบโตขึ้นจากร้อยละ 5.4 ในปีก่อน การขยายตัวสูงของภาคอุตสาหกรรม ตลอดจนภาคการก่อสร้างและภาคบริการซึ่งสอดคล้องกับกิจกรรมการลงทุนและการอุปโภคบริโภคภาคเอกชนที่เพิ่มขึ้น ส่งผลให้การจ้างงานในภาคนอกเกษตรขยายตัวดีในอัตราร้อยละ 5.0 อย่างไรก็ตาม แรงกดดันต่อค่าจ้างแรงงานยังไม่ปรากฏเนื่องจากส่วนหนึ่งของการจ้างงานในภาคนอกเกษตรเป็นการดูดซับแรงงานจากภาคเกษตร ซึ่งการจ้างงานในภาคดังกล่าวหดตัวร้อยละ 1.2 ในปีนี้รวมทั้งยังมีแรงงานส่วนเกินอยู่ในขณะที่ค่าซ่อมบำรุงอื่น ๆ มีค่าสูงที่สุดในปี พ.ศ. 2547



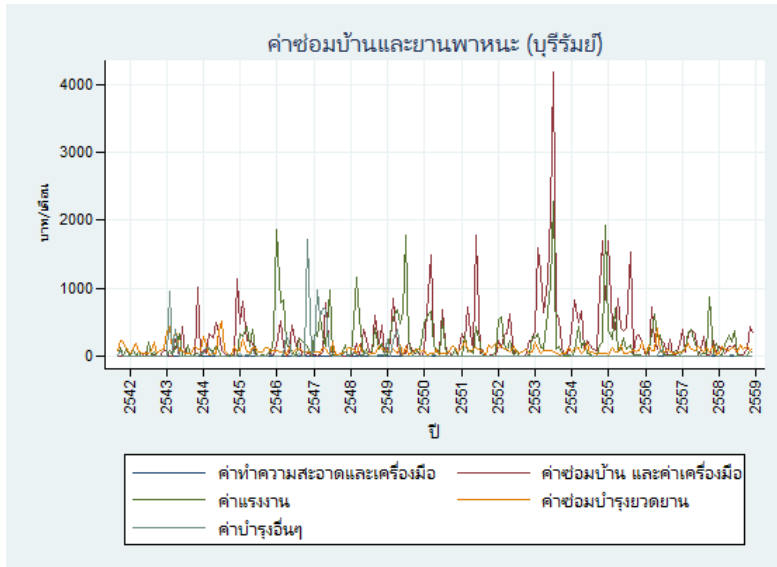
รูปที่ 4.100 : ค่าซ่อมบ้านและยานพาหนะจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 - 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา

เมื่อพิจารณาแยกรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.100 พบว่า ค่าแรงงานที่ใช้ในการซ่อมแซมบ้าน ยังคงมีค่าสูงสุด และยังคงสูงสุดในปี พ.ศ. 2546 เช่นเดียวกับกับในภาพรวม ร่องลงมาเป็นค่าซ่อมบ้าน และเครื่องมือ ตามมาด้วยค่าซ่อมบำรุงรถยนต์ และค่าบำรุงอื่น ๆ ตามลำดับ



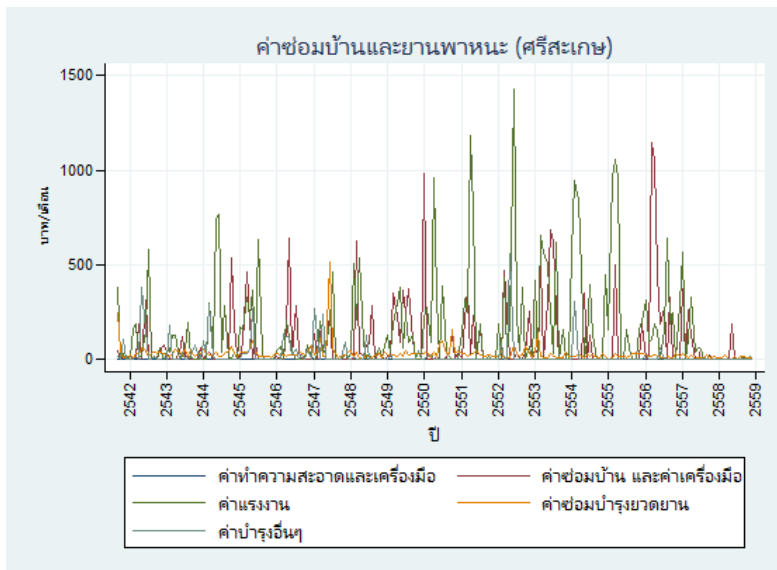
รูปที่ 4.101 : ค่าซ่อมบ้านและยานพาหนะจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 - 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี

ขณะที่ครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี ตามรูปที่ 4.101 พบว่า ค่าบำรุงอื่น ๆ มีค่าสูงมากในปี พ.ศ. 2546 แล้วเพิ่มสูงอีกในปี พ.ศ. 2553 เช่นเดียวกับค่าแรงงานในการซ่อมบ้าน ส่วนค่าซ่อมบำรุงรถยนต์มีค่ารองลงมา ตามมาด้วยค่าซ่อมบ้าน และเครื่องมือ ตามลำดับ



รูปที่ 4.102 : ค่าซ่อมบ้านและยานพาหนะจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์

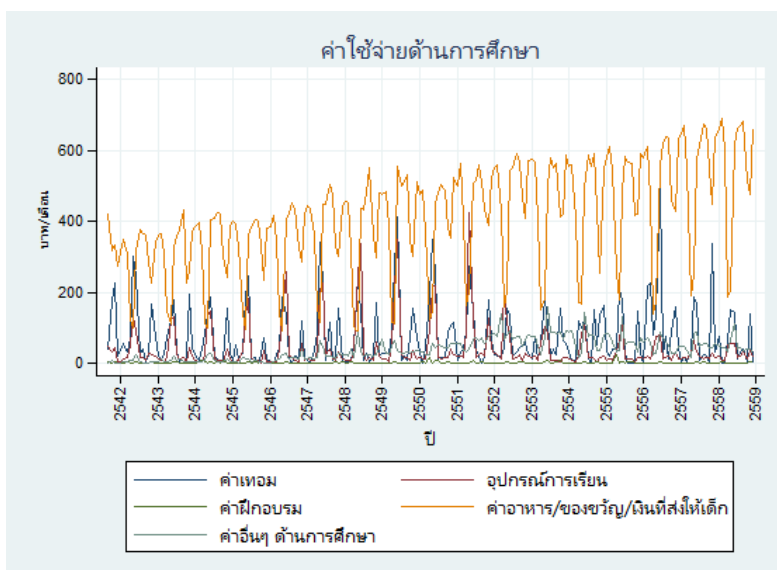
จากรูปที่ 4.102 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์มีค่าซ่อมบ้านและค่าเครื่องมือสูงที่สุด โดยเฉพาะในปี พ.ศ. 2553 รองลงมาเป็นค่าแรงงานในการซ่อมบ้าน ตามมาด้วยค่าบำรุงรถยนต์ และค่าบำรุงอื่น ๆ ตามลำดับ และจากรายงานเศรษฐกิจและการเงินปี 2553 ของธนาคารแห่งประเทศไทย ระบุว่า การใช้จ่ายทั้งในประเทศและการส่งออกที่ดีขึ้น ส่งผลให้การผลิตภาคอุตสาหกรรมขยายตัวร้อยละ 13.9 จากที่หดตัวร้อยละ 6.1 ในปีก่อน ผลักดันให้อัตราการใช้กำลังการผลิตในหลายอุตสาหกรรมตึงตัวขึ้น โดยเฉพาะในหมวดยานยนต์อิเล็กทรอนิกส์เครื่องใช้ไฟฟ้า อาหาร และอุตสาหกรรม เชื้อเพลิงส่งผลให้การลงทุนภาคเอกชนขยายตัวร้อยละ 13.8 หลังจากหดตัวร้อยละ 13.1 ในปีก่อน กิจกรรมทางเศรษฐกิจต่าง ๆ ที่ดีขึ้นทั้งด้านอุปสงค์และด้านอุปทานจากปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจที่เข้มแข็งของไทย ส่งผลให้การขยายตัวทางเศรษฐกิจในปี 2553 ขยายตัวได้ร้อยละ 7.8 แม้เผชิญกับปัจจัยลบหลายด้านตลอดปีทั้งความไม่แน่นอนของเศรษฐกิจโลก ปัญหาการเมืองภายในประเทศความผันผวนของค่าเงินบาท รวมทั้งภัยธรรมชาติต่าง ๆ



รูปที่ 4.103 : ค่าซ่อมบ้านและยานพาหนะจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ

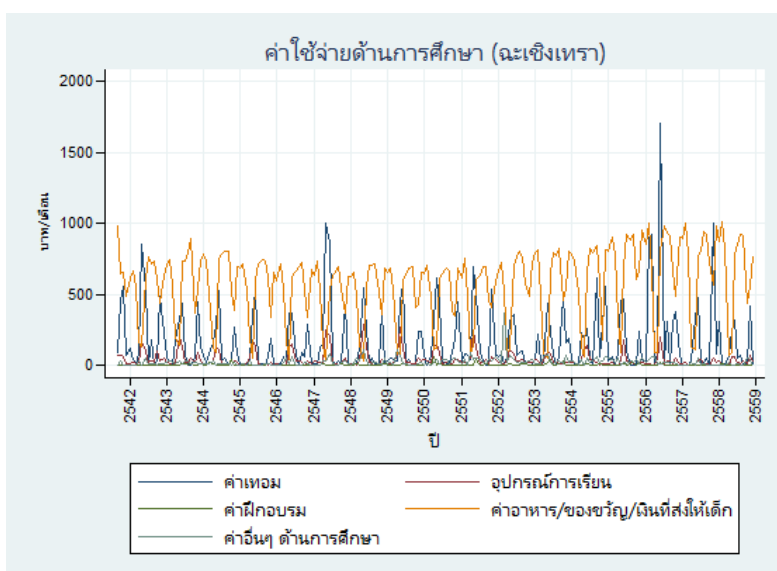
ขณะที่ครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษจากรูปที่ 4.103 พบว่ามีค่าแรงงานในการซ่อมแซมบ้านสูงที่สุด รองลงมาเป็นค่าซ่อมบ้านและเครื่องมือ ตามมาด้วยค่าซ่อมบำรุงรถยนต์ และค่าบำรุงอื่น ๆ ตามลำดับ โดยในปี พ.ศ. 2552 ค่าแรงงานในการซ่อมบ้านมีค่าสูงที่สุด จากรายงานเศรษฐกิจและการเงินปี 2552 ของธนาคารแห่งประเทศไทย ระบุว่า ตลาดแรงงานในปี 2552 ได้รับผลกระทบจากวิกฤตเศรษฐกิจโลก แต่ตลาดแรงงานสามารถปรับตัวได้ดีพอควร โดยในช่วงครึ่งแรกของปีอัตราการว่างงานอยู่ที่ร้อยละ 1.9 ภาคการผลิตที่ได้รับผลกระทบมากที่สุด คือ ภาคอุตสาหกรรม โดยเฉพาะเครื่องใช้ไฟฟ้าและอิเล็กทรอนิกส์ยานยนต์สิ่งทอ และเฟอร์นิเจอร์ ทำให้การจ้างงานในภาคดังกล่าวหดตัวถึงร้อยละ 3.5 เมื่อเทียบกับช่วงเดียวกันปีก่อน ขณะที่ภาคการค้า บริการ และก่อสร้างขยายตัวอยู่ในเกณฑ์ดี สะท้อนความสามารถในการรองรับแรงงานในช่วงวิกฤต อย่างไรก็ตาม ในช่วงครึ่งหลังของปีตลาดแรงงานปรับตัวดีขึ้นตามการฟื้นตัวของเศรษฐกิจ โดยอัตราการว่างงานในช่วงครึ่งหลังของปีลดลงมาอยู่ที่ร้อยละ 1.1 และการจ้างงานในภาคอุตสาหกรรมกลับมาขยายตัวเป็นบวกที่ร้อยละ 0.7 เทียบกับช่วงเดียวกันปีก่อน หากพิจารณาค่าจ้างเฉลี่ยของลูกจ้างในปี 2552 พบว่ายังไม่สร้างแรงกดดันด้านต้นทุนโดยค่าจ้างเฉลี่ยของลูกจ้างในปี 2552 อยู่ที่ 8,694.2 บาทต่อคนต่อเดือน ลดลงร้อยละ 2.5 เทียบกับปีก่อน โดยภาคการผลิตที่ค่าจ้างลดลงมาก ได้แก่ ภาคเกษตรตามราคาสินค้าเกษตรที่ลดลงมากเทียบกับปีก่อน นอกจากนี้ ยังมีภาคการค้า การขนส่ง และโรงแรมและภัตตาคารที่ค่าจ้างลดลงมากตามการชะลอตัวของภาวะการผลิตและการท่องเที่ยวที่ซบเซา

4.3.8 ค่าใช้จ่ายด้านการศึกษา



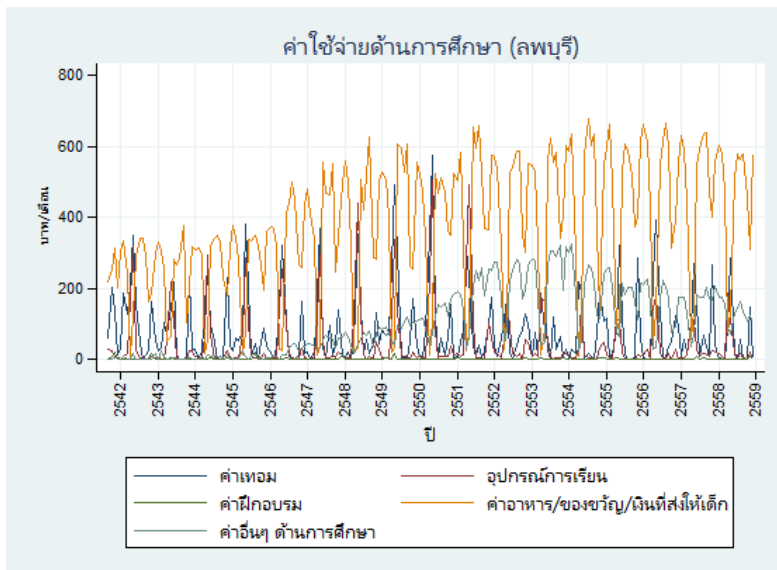
รูปที่ 4.104 : ค่าใช้จ่ายด้านการศึกษาจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

ในส่วนนี้จะพิจารณาค่าใช้จ่ายด้านการศึกษา จากรูปที่ 4.104 พบว่า ค่าอาหาร, ของขวัญ, เงินที่ส่งให้เด็ก ๆ มีค่ามากที่สุดและขึ้นลงตามฤดูกาล รองลงมาเป็นค่าอุปกรณ์การเรียน ค่าเทอม ค่าฝึกอบรม และค่าใช้จ่ายอื่น ๆ ตามลำดับ



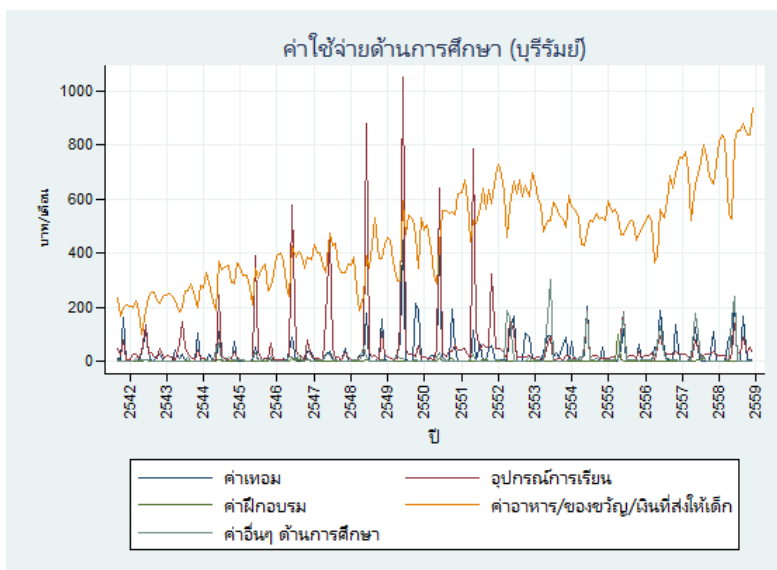
รูปที่ 4.105 : ค่าใช้จ่ายด้านการศึกษาจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา

เมื่อพิจารณาจากรูปที่ 4.105 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีค่าใช้จ่ายด้านอาหาร, ของขวัญ, เงินที่ส่งให้เด็ก ๆ สูงที่สุดและขึ้นลงตามฤดูกาล รองลงมาเป็นค่าเทอม ค่าอุปกรณ์การเรียน ค่าฝึกอบรม และค่าใช้จ่ายอื่น ๆ ตามลำดับ



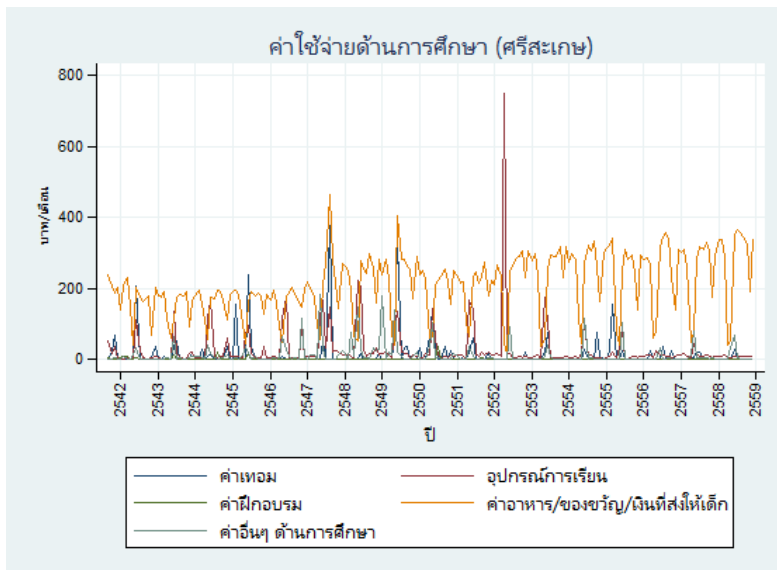
รูปที่ 4.106 : ค่าใช้จ่ายด้านการศึกษาจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี

ส่วนค่าใช้จ่ายด้านการศึกษาของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี จากรูปที่ 4.106 พบว่า มีแนวโน้มการใช้จ่ายเช่นเดียวกับครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา คือมีค่าอาหาร, ของขวัญ, เงินที่ส่งให้เด็ก ๆ สูงที่สุด รองลงมาเป็น ค่าอุปกรณ์การเรียน ค่าฝึกอบรม ค่าเทอม และค่าอื่น ๆ ตามลำดับ



รูปที่ 4.107 : ค่าใช้จ่ายด้านการศึกษาจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์

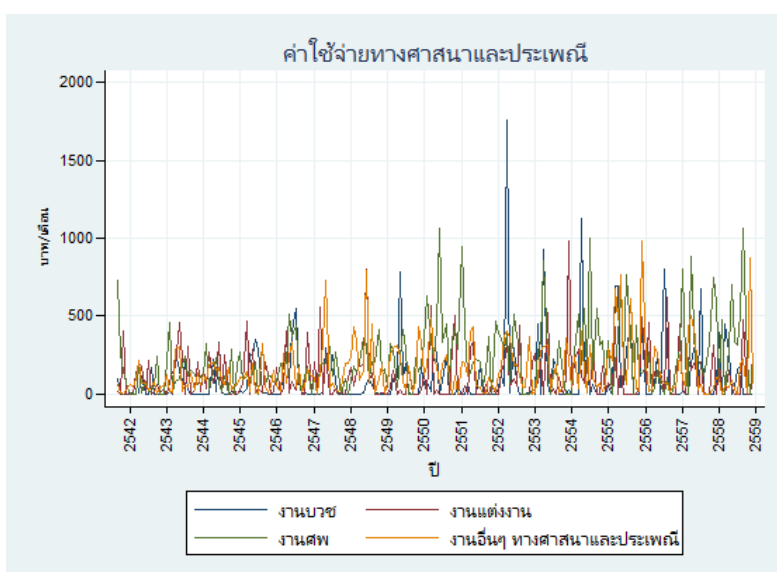
ขณะที่ครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ ตามรูปที่ 4.107 พบว่า ค่าอาหาร, ของขวัญ, เงินที่ส่งให้เด็ก ๆ ยังคงมีค่ามากที่สุดในบรรดาค่าใช้จ่ายด้านการศึกษา แต่กลับพบว่ามีค่าอุปกรณ์การเรียนที่สูงในปี พ.ศ. 2546, 2548, 2549, 2550 และ 2551 ตามลำดับ



รูปที่ 4.108 : ค่าใช้จ่ายด้านการศึกษาจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ

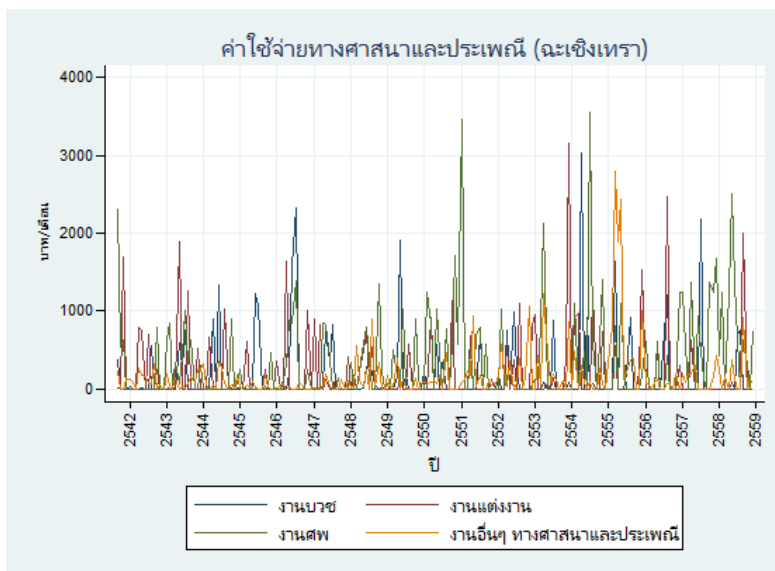
จากรูปที่ 4.108 พบว่า ค่าอาหาร, ของขวัญ, เงินที่ส่งให้เด็ก ๆ มีค่าสูงที่สุด ตามมาด้วยค่าอุปกรณ์การเรียน ค่าเทอม ค่าฝึกอบรม และค่าอื่น ๆ ตามลำดับ นอกจากนี้จะเห็นว่าค่าอุปกรณ์การเรียนมีค่าสูงที่สุดในปี พ.ศ. 2552 ซึ่งในปีนี้ประเทศไทยได้มีการปฏิรูปการศึกษาเป็นครั้งที่ 4 โดยมุ่งเน้นการพัฒนาคุณภาพและมาตรฐานการศึกษา การเพิ่มโอกาสทางการศึกษาและการเรียนรู้ ส่งเสริมการมีส่วนร่วมของทุกภาคส่วน เพื่อให้คนไทยทุกคนได้เรียนรู้ตลอดชีวิต ทั้งในระบบ นอก ระบบ และตามอัธยาศัยอย่างมีคุณภาพ และเท่าเทียมกันในทุกระดับ/ประเภทการศึกษา และถูกเรียกว่าการปฏิรูปในทศวรรษที่ 2 (2552 – 2561) ซึ่งเกิดขึ้นในยุครัฐบาลของนายอภิสิทธิ์ เวชชาชีวะ

4.3.9 ค่าใช้จ่ายทางศาสนาและประเพณี



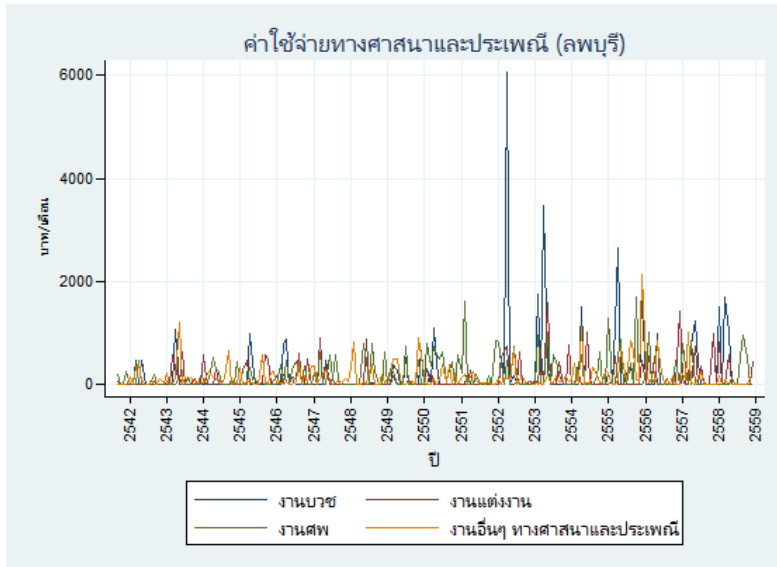
รูปที่ 4.109 : ค่าใช้จ่ายทางศาสนาและประเพณีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

ในส่วนนี้จะพิจารณาค่าใช้จ่ายทางศาสนาและประเพณีของครัวเรือน ตามรูปที่ 4.109 พบว่า ค่าใช้จ่ายมีความผันผวนขึ้น ๆ ลง ๆ ซึ่งอาจขึ้นอยู่กับการจัดกิจกรรมทางศาสนาในแต่ละช่วง โดย ค่าใช้จ่ายด้านงานอื่น ๆ ทางศาสนามีค่าสูงที่สุด ตามมาด้วยงานศพ งานบวช และงานแต่งงาน ตามลำดับ ซึ่งจะเห็นได้ว่าค่าใช้จ่ายงานบวชในปี พ.ศ. 2552 มีค่าสูงที่สุด ในขณะที่ค่าใช้จ่ายงานแต่งงานมีค่าสูงที่สุดในปี พ.ศ. 2553 ซึ่งการที่ค่าใช้จ่ายทางด้านศาสนาและประเพณีมีค่าสูงที่สุดในปีนั้น ๆ อาจไม่ได้เกี่ยวข้องกับสภาพเศรษฐกิจของจังหวัด แต่อาจมาจากครัวเรือนนั้นมีการจัดกิจกรรมทางศาสนาและประเพณีของครัวเรือนเองทำให้ค่าจ่ายในส่วนนี้เพิ่มสูงขึ้น ในขณะที่หากเสียค่าใช้จ่ายทางศาสนาและประเพณีให้กับครัวเรือนอื่น ๆ จะทำให้ค่าลดต่ำลง



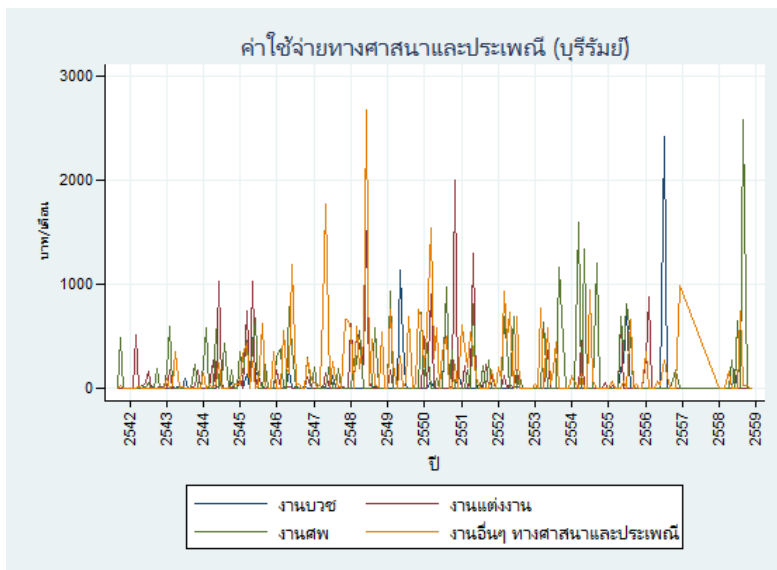
รูปที่ 4.110 : ค่าใช้จ่ายทางศาสนาและประเพณีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา

เมื่อแยกพิจารณาในรายจังหวัด จากรูปที่ 4.110 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามี ค่าใช้จ่ายด้านงานศพสูงที่สุด รองลงมาเป็นงานบวช งานแต่งงาน และงานอื่น ๆ ทางศาสนาและประเพณี ตามลำดับ



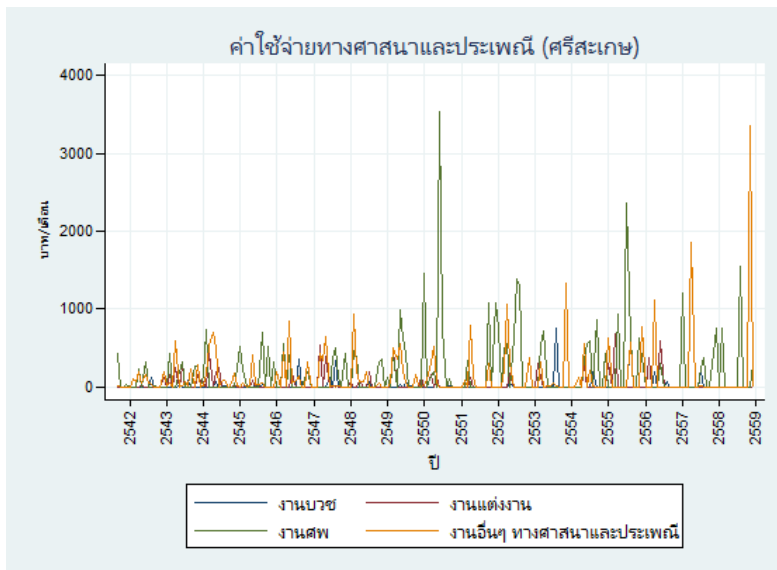
รูปที่ 4.111 : ค่าใช้จ่ายทางศาสนาและประเพณีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี

ขณะที่ครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ ตามรูปที่ 4.111 พบว่ามีค่าใช้จ่ายงานบวชสูงที่สุด ตามมาด้วยงานแต่งงาน งานศพ และงานอื่น ๆ ทางศาสนาและประเพณี ตามลำดับ



รูปที่ 4.112 : ค่าใช้จ่ายทางศาสนาและประเพณีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์

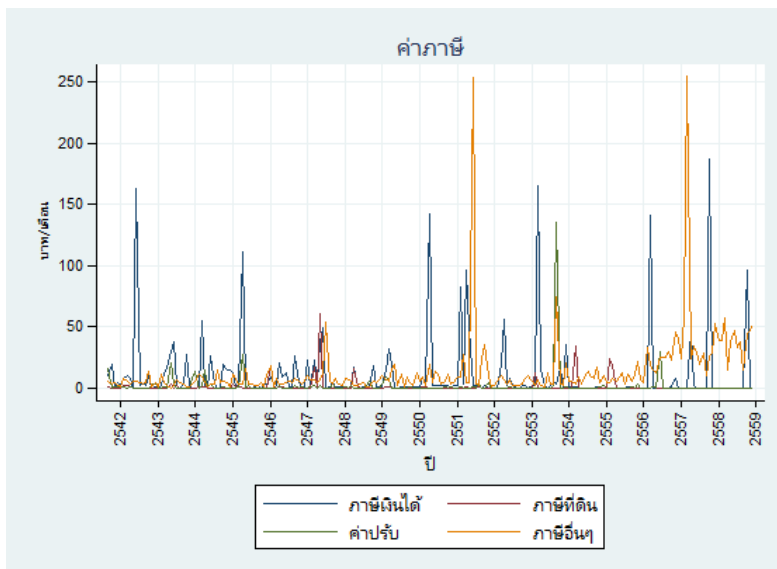
จากรูป 4.112 พบว่า ค่าใช้จ่ายทางศาสนาและประเพณีของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์มีค่าใช้จ่ายด้านอื่น ๆ ทางศาสนาและประเพณีสูงที่สุด รองลงมาเป็นงานแต่งงาน งานศพ และงานบวช ตามลำดับ



รูปที่ 4.113 : ค่าใช้จ่ายทางศาสนาและประเพณีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ

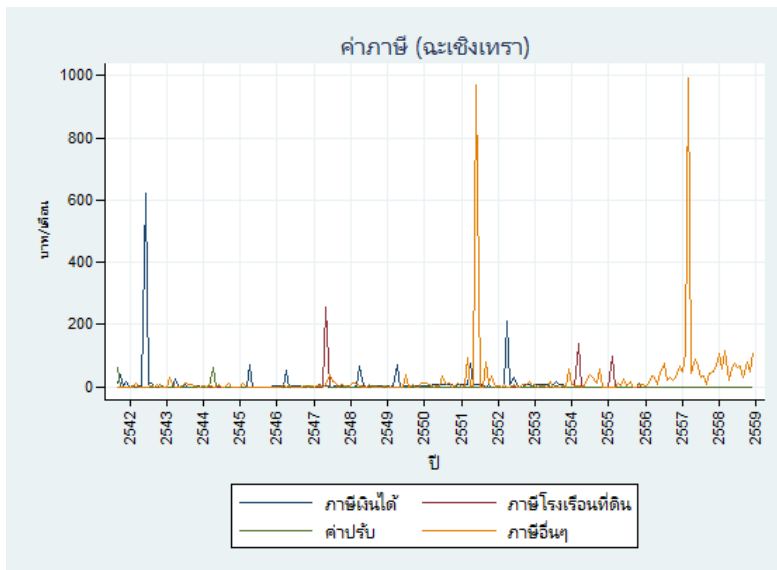
ขณะที่ครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ ตามรูปที่ 4.113 พบว่า ค่าใช้จ่ายงานอื่น ๆ ทางศาสนาและประเพณีมีค่าสูงที่สุด รองลงมาเป็นงานศพ งานแต่งงาน และงานบวช ตามลำดับ

4.3.10 ค่าภาษี



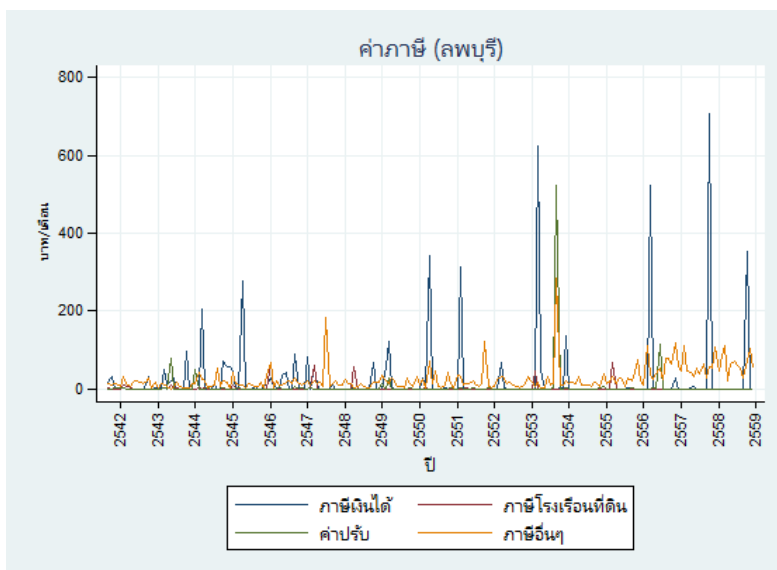
รูปที่ 4.114 : ค่าภาษีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

ในส่วนนี้จะพิจารณาค่าใช้จ่ายด้านภาษี จากรูปที่ 4.114 พบว่า ค่าภาษีส่วนบุคคลมีค่าสูงที่สุด จะเห็นว่าค่าจะขึ้นสูงในช่วงต้นปีซึ่งจะเป็นช่วงที่ต้องเสียภาษี รองลงมาเป็นค่าภาษีอื่น ๆ ซึ่งจะมีช่วงที่มีค่าสูงสุดในปี พ.ศ. 2551 และ 2557 ตามลำดับ ในขณะที่ภาษีที่ดินมีค่าใช้จ่ายรองลงมาตามมาด้วยค่าปรับ ตามลำดับ



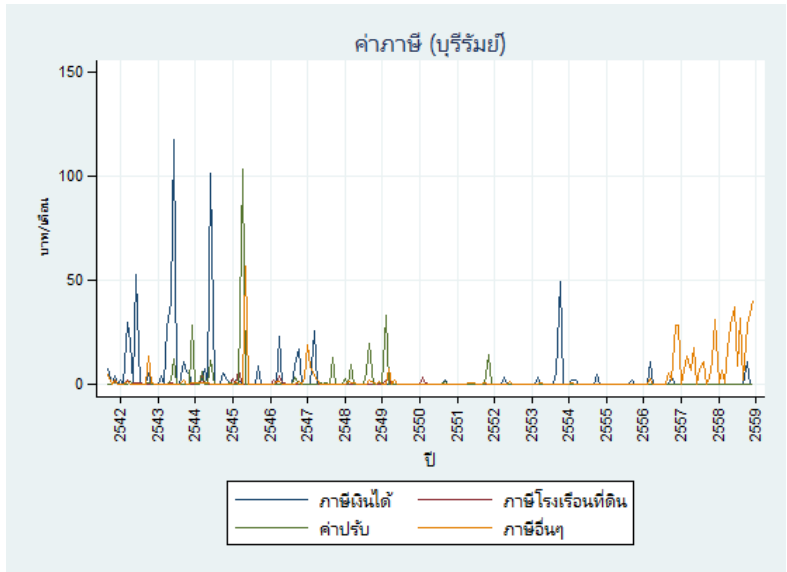
รูปที่ 4.115 : ค่าภาษีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา

ในขณะที่เมื่อแยกดูรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.115 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทราส่วนใหญ่ก็ยังคงมีการจ่ายค่าภาษีส่วนบุคคลในช่วงต้นปีแต่ในปริมาณที่น้อยมาก กลับกันค่าใช้จ่ายด้านภาษีอื่น ๆ เพิ่มสูงขึ้นในช่วงปีหลัง โดยเฉพาะในปี พ.ศ. 2551 และ 2557 ตามลำดับ



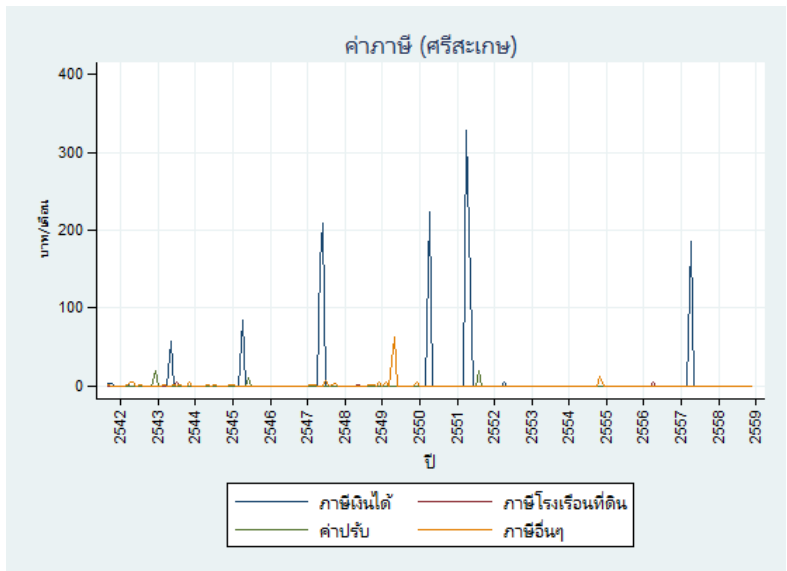
รูปที่ 4.116 : ค่าภาษีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี

จากรูปที่ 4.116 พบว่า ค่าภาษีของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีมีค่าภาษีเงินได้ส่วนบุคคลสูงที่สุด และมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นในช่วงต้นปี รองลงมาเป็นภาษีอื่น ๆ ตามมาด้วยค่าปรับซึ่งมีค่าสูงสุดในปี พ.ศ. 2553 และค่าภาษีที่น้อยที่สุดคือ ค่าภาษีโรงเรือนที่ดิน ตามลำดับ



รูปที่ 4.117 : ค่าภาษีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์

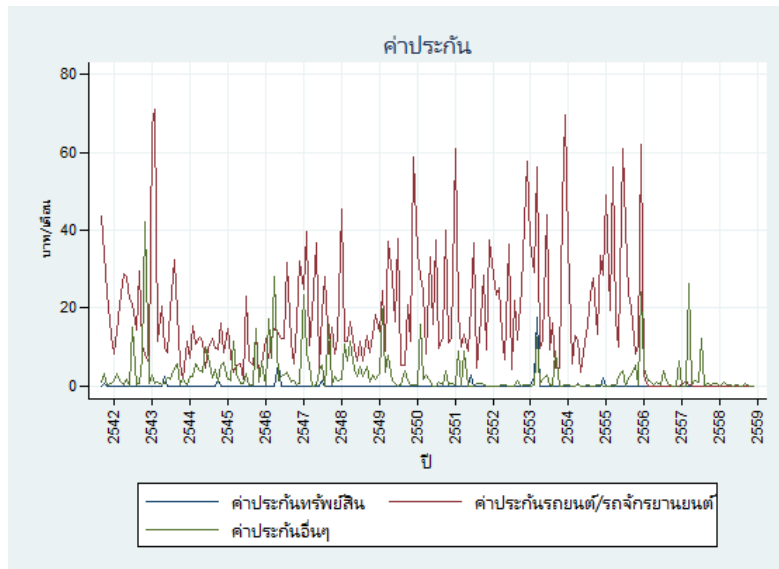
ส่วนค่าภาษีของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ ตามรูปที่ 4.117 พบว่า ค่าภาษีเงินได้ส่วนบุคคล และค่าปรับมีค่าสูง โดยค่าภาษีเงินได้มีค่ามากที่สุดในปี พ.ศ. 2543 และค่าปรับมีค่าสูงสุดในปี พ.ศ. 2545 ขณะที่เมื่อเวลาผ่านไปกลับเป็นค่าภาษีอื่น ๆ ที่มีค่าสูงขึ้น ส่วนค่าภาษีโรงเรือนที่ดินมีค่าน้อยที่สุด



รูปที่ 4.118 : ค่าภาษีจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ

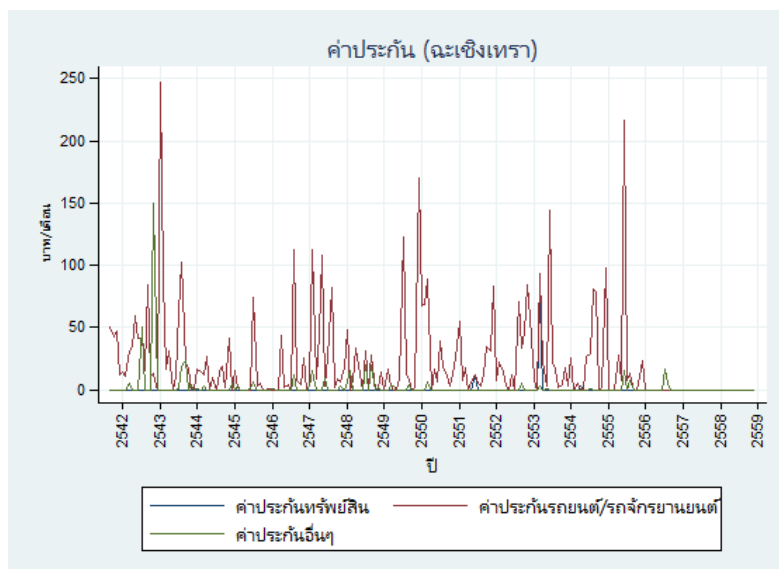
เมื่อพิจารณาค่าภาษีในครัวเรือนจังหวัดศรีสะเกษ ตามรูปที่ 4.118 พบว่า ภาษีเงินได้สูงที่สุด โดยเฉพาะในปี พ.ศ. 2551 รองลงมาเป็นภาษีอื่น ๆ ค่าปรับ และภาษีโรงเรือนที่ดิน

4.3.11 ค่าประกัน



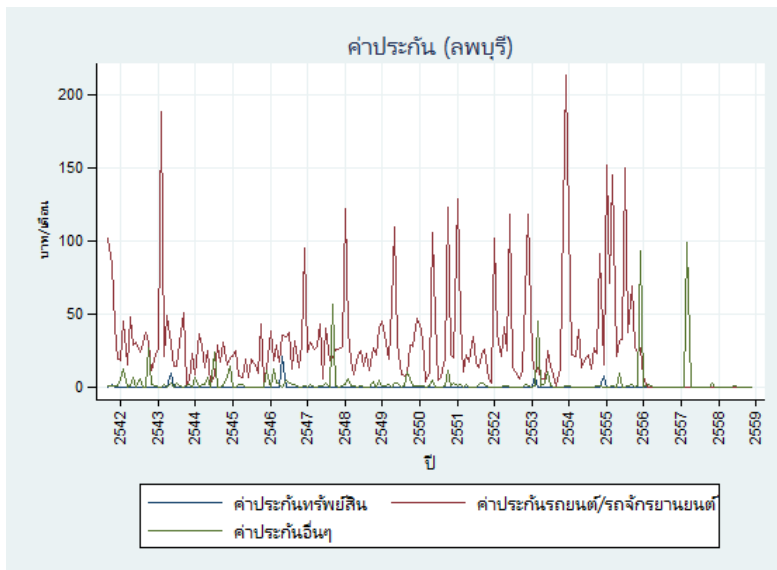
รูปที่ 4.119 : ค่าประกันจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

ในส่วนนี้จะพิจารณาค่าใช้จ่ายด้านการประกันของครัวเรือน จากรูปที่ 4.119 พบว่า ค่าประกันรถยนต์/รถจักรยานยนต์มีค่ามากที่สุด ตามมาด้วยค่าประกันอื่น ๆ และค่าประกันทรัพย์สินตามลำดับ



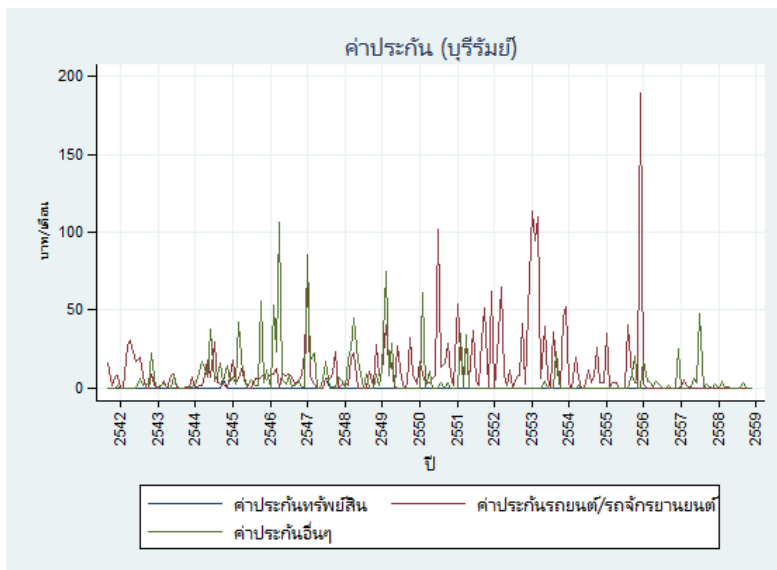
รูปที่ 4.120 : ค่าประกันจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา

เมื่อแยกเป็นรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.120 พบว่า ค่าประกันรถยนต์และรถจักรยานยนต์ของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีค่ามากที่สุด รองลงมาเป็นค่าประกันอื่น ๆ ขณะที่ค่าประกันทรัพย์สินมีค่าน้อยมาก



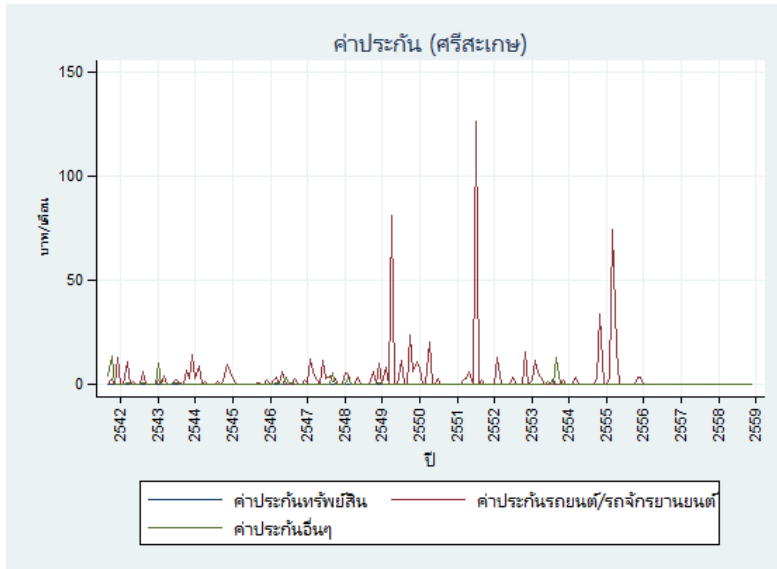
รูปที่ 4.121 : ค่าประกันจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี

ขณะที่เมื่อพิจารณาครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี ตามรูปที่ 4.121 พบว่า ค่าประกันรถยนต์/รถจักรยานยนต์มีค่าสูงที่สุด ตามมาด้วยค่าประกันอื่น ๆ และค่าประกันทรัพย์สิน ตามลำดับ



รูปที่ 4.122 : ค่าประกันจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์

ส่วนค่าประกันของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ ตามรูปที่ 4.122 พบว่า ในช่วงแรก ๆ ค่าประกันอื่น ๆ มีค่าสูงที่สุด แต่ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2550 เป็นต้น ค่าประกันรถยนต์/รถจักรยานยนต์มีค่ามากที่สุด ในขณะที่ค่าประกันทรัพย์สินอื่น ๆ มีค่าน้อยมาก



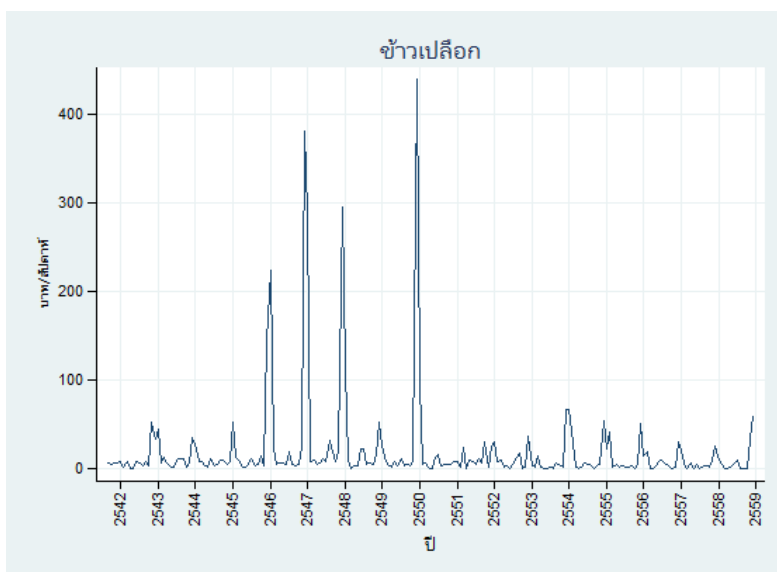
รูปที่ 4.123 : ค่าประกันจากข้อมูล Townsend Thai Monthly Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 ของครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษ

จากรูปที่ 4.123 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษมีค่าประกันรถยนต์/รถจักรยานยนต์สูงที่สุด โดยเฉพาะในปี พ.ศ. 2549, 2551 และ 2555 ตามลำดับ ในขณะที่ค่าประกันอื่น ๆ และค่าประกันทรัพย์สินมีค่าน้อยมาก

4.4 พฤติกรรมการบริโภครายสัปดาห์ของครัวเรือนไทยในชนบท

ในส่วนก่อนหน้านี้นี้เราได้ศึกษาพฤติกรรมการบริโภครายเดือนของครัวเรือนไทยในชนบท ที่แบ่งตามประเภทค่าใช้จ่ายต่าง ๆ ในครัวเรือนที่เน้นการอุปโภค แต่ไม่สามารถแยกรายละเอียดค่าใช้จ่ายที่เน้นด้านการบริโภคโดยเฉพาะอาหารแต่ละประเภทในครัวเรือนได้ ดังนั้น การพิจารณาค่าใช้จ่ายรายสัปดาห์น่าจะสะท้อนการบริโภคทางด้านอาหารของครัวเรือนได้ละเอียดและชัดเจนกว่า โดยสามารถแบ่งการบริโภครายสัปดาห์ได้ตามหมวดดังต่อไปนี้

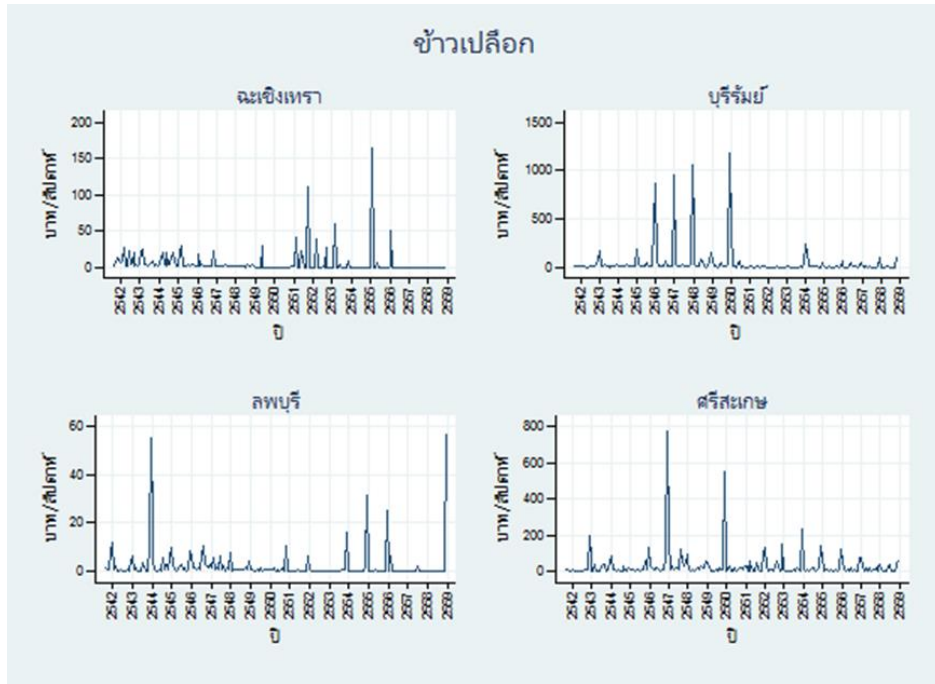
4.4.1 ข้าวเปลือก



รูปที่ 4.124 : ค่าข้าวเปลือกรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

จากรูป 4.124 จะเห็นได้ว่าครัวเรือนมีค่าใช้จ่ายในการซื้อข้าวเปลือกรายสัปดาห์ในปริมาณที่ไม่สูงมากนัก โดยมีค่าใช้จ่ายเฉลี่ยอยู่ที่ 0-40 บาทต่อสัปดาห์ ยกเว้นในปี พ.ศ. 2546, 2547, 2548 และ 2550 ตามลำดับ ซึ่งช่วงในปี พ.ศ. 2546 – 2550 อยู่ในยุคตั้งแต่รัฐบาล พ.ต.ท.ทักษิณ ชินวัตร ถึงรัฐบาลนางสาวยิ่งลักษณ์ ชินวัตร โดยในปี พ.ศ. 2546 มีการขยับราคาปรับจํานำข้าวให้ "สูงกว่าราคาตลาด" เป็นครั้งแรก แต่ครั้งนั้นก็ยังมีการกำหนด "โควต้า" การรับจํานำข้าวจากชาวนาแต่ละราย กระทั่งมารัฐบาลนางสาวยิ่งลักษณ์ ชินวัตร ไม่เพียงการ "รับจํานำข้าวทุกเมล็ด - ไม่มีโควต้า" ยังการันตี "ตันละ 15,000 บาท" ซึ่งสูงกว่าราคาตลาดในขณะนั้นถึง 50% ถึงแม้จะสร้างคะแนนจากชาวนาได้อย่างดีจากการได้รับเงินอย่างเป็นกอบเป็นกำ แต่ด้านหนึ่งก็สร้างภาระต่องบประมาณค่อนข้างมาก

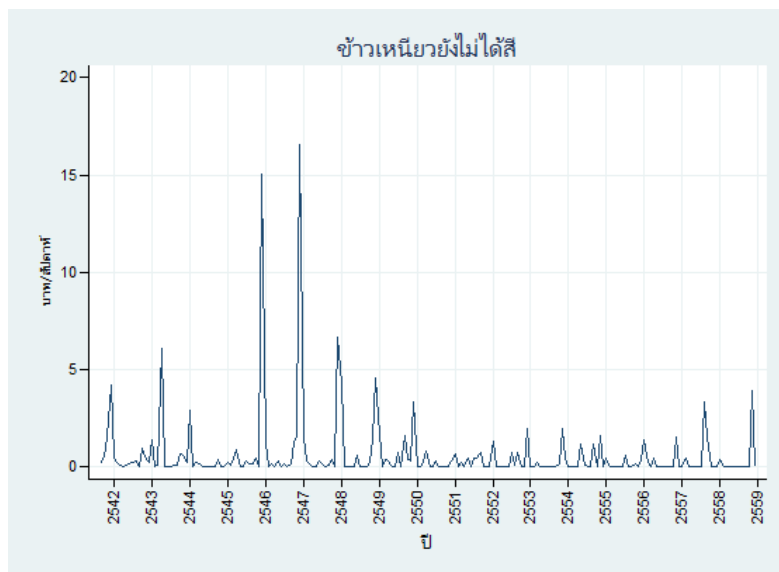
เมื่อนำข้อมูลคณะกรรมการปิดบัญชีมาวิเคราะห์เปรียบเทียบโครงการรับจํานำข้าวของรัฐบาลในแต่ละยุคสมัย พบว่า โครงการรับจํานำข้าวสมัยรัฐบาลนางสาวยิ่งลักษณ์ ชินวัตร ประสบปัญหาขาดทุนสูงที่สุด คิดเป็นมูลค่า 332,372 ล้านบาท เนื่องจากรัฐบาลกำหนดราคาปรับจํานำข้าวเปลือกสูงถึง 15,000 บาทต่อตัน หอมมะลิไม่เกิน 20,000 บาทต่อตัน และเป็นการรับจํานำทุกเมล็ด ทำให้ชาวนานำข้าวเปลือกมาจํานำกับรัฐบาล 36.5 ล้านตัน โดยมีผลเฉลี่ยขาดทุนตันละ 9,116 บาท



รูปที่ 4.125 : ค่าข้าวเปลือกรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

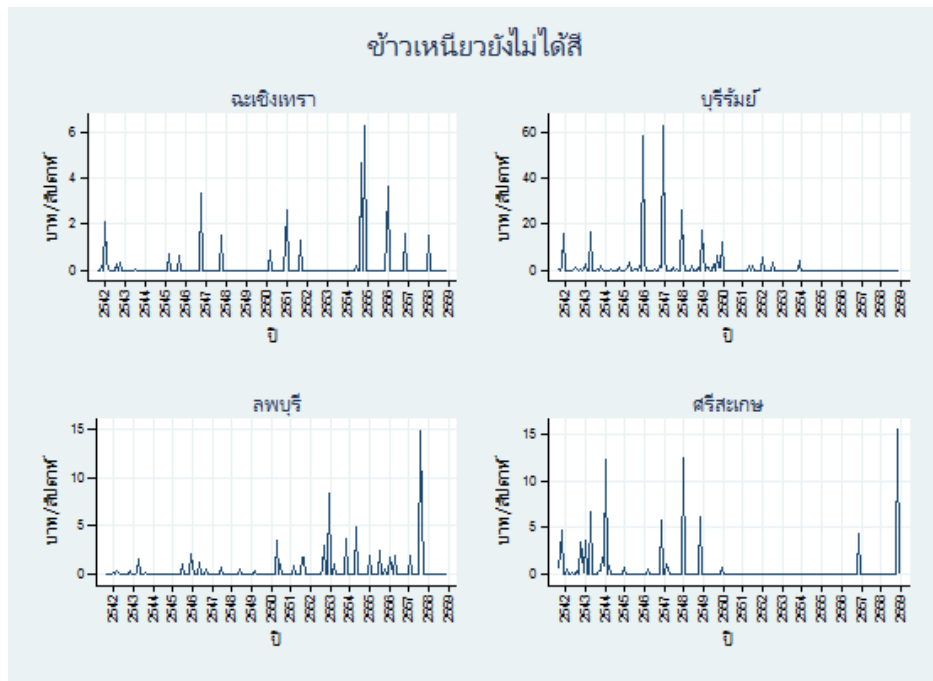
เมื่อแยกพิจารณารายจังหวัด จากรูปที่ 4.125 พบว่า ค่าใช้จ่ายในการซื้อข้าวเปลือกของจังหวัดบุรีรัมย์มีค่าสูงที่สุด รองลงมาเป็นศรีสะเกษ ฉะเชิงเทรา และลพบุรี ตามลำดับ สะท้อนให้เห็นว่าจังหวัดบุรีรัมย์มีความต้องการข้าวเปลือกมากที่สุด โดยเฉพาะในปี พ.ศ. 2550 ส่วนจังหวัดศรีสะเกษมีค่าใช้จ่ายในการซื้อข้าวเปลือกสูงที่สุดในปี พ.ศ. 2547 ในขณะที่ลพบุรีมีความต้องการข้าวเปลือกสูงที่สุดในปี พ.ศ. 2558 และจังหวัดฉะเชิงเทรามีความต้องการข้าวเปลือกมากที่สุดในปี พ.ศ. 2555

4.4.2 ข้าวเหนียวยังไม่ได้สี



รูปที่ 4.126 : ค่าข้าวเหนียวที่ยังไม่ได้สีรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

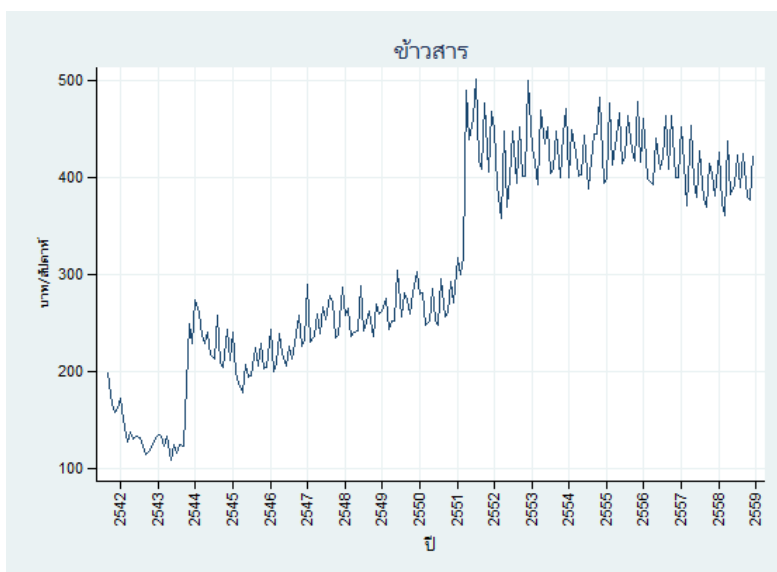
หากดูการบริโภคข้าวเหนียวที่ยังไม่ได้สี จากรูปที่ 4.126 พบว่า ค่าข้าวเหนียวมีค่าสูงในปี พ.ศ. 2546 – 2547 ซึ่งยังอยู่ในช่วงการขยับราคาปรับจํานำข้าวให้ "สูงกว่าราคาตลาด" ทำให้ความต้องการราคาข้าวเหนียวที่ยังไม่ได้สีมีค่าสูงขึ้นในช่วงดังกล่าว แม้จะมีมูลค่าที่ไม่สูงมากนักก็ตาม โดยมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 0-10 บาทต่อสัปดาห์



รูปที่ 4.127 : ค่าข้าวเหนียวที่ยังไม่ได้สีรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

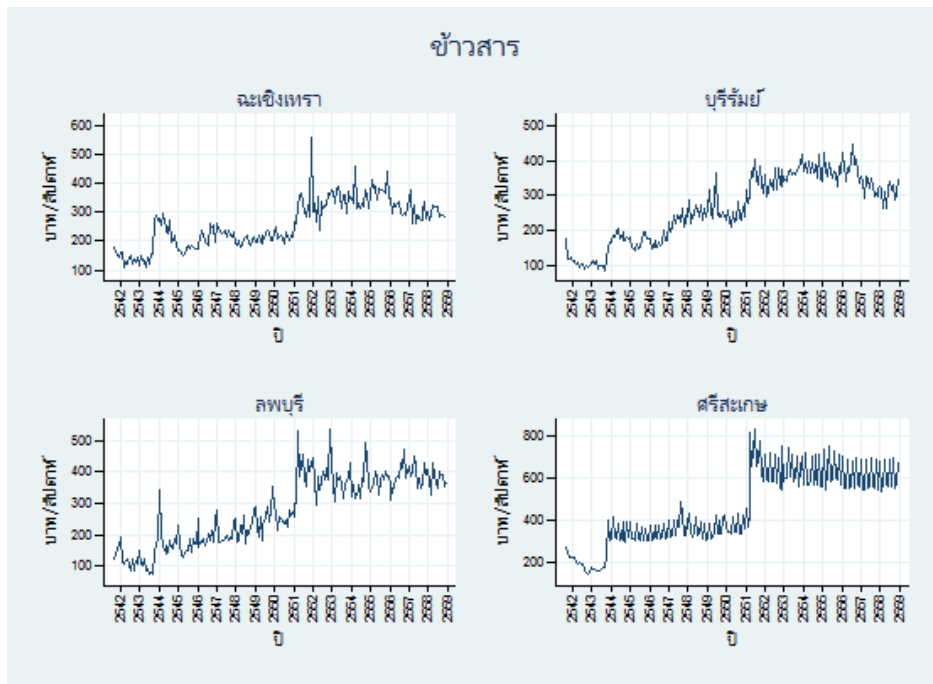
จากรูปที่ 4.127 เมื่อแยกรายจังหวัด พบว่า คราวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์และศรีสะเกษมีค่าข้าวเหนียวที่ยังไม่ได้สีเพิ่มขึ้นในช่วงโครงการรับจํานำข้าว ในขณะที่คราวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทราและลพบุรีมีค่าข้าวเหนียวที่ยังไม่ได้สีสูงขึ้นในช่วงปีหลัง ๆ แสดงให้เห็นว่าคราวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทราและลพบุรีไม่ได้มีการปลูกข้าวเป็นอาชีพหลัก ทำให้พฤติกรรมกรซื้อข้าวเหนียวไม่ได้มีสาเหตุมาจากโครงการรับจํานำข้าวมากนัก

4.4.3 ข้าวสาร



รูปที่ 4.128 : ค่าข้าวสารรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 - 2558

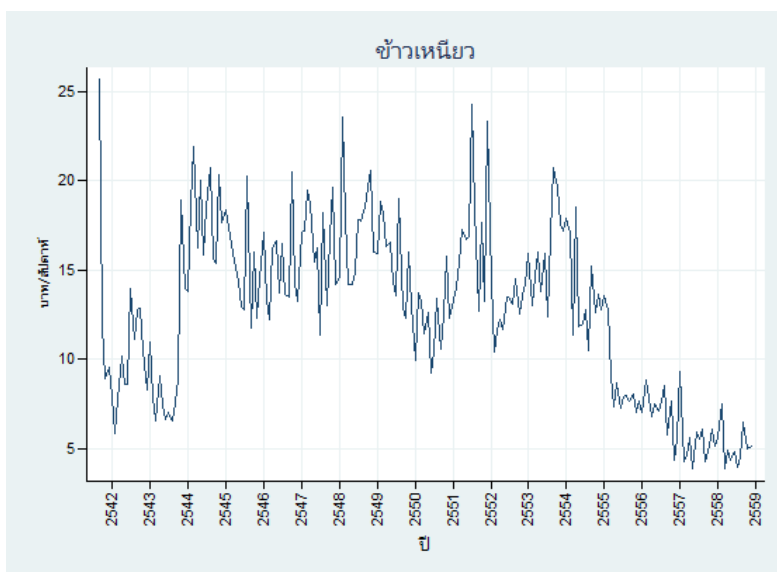
เมื่อพิจารณาการบริโภคข้าวสารของครัวเรือน จากรูปที่ 4.128 พบว่า ค่าข้าวสารมีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้น และสามารถแบ่งได้ออกเป็น 3 ช่วงที่มีราคาใกล้เคียงกัน คือช่วงปี พ.ศ. 2541 - 2543 และ พ.ศ. 2544 - 2549 ตามมาด้วย พ.ศ. 2550-2558 ตามลำดับ ซึ่งในแต่ละช่วงของราคาข้าวสารอาจขึ้นอยู่กับนโยบายการปรับราคาข้าวของรัฐบาลในแต่ละสมัย โดยในปี พ.ศ. 2541 - 2543 มีนายชวน หลีกภัย เป็นนายกรัฐมนตรี ส่วนในปี พ.ศ. 2544 - 2549 มี พ.ต.ท. ทักษิณ ชินวัตร เป็นนายกรัฐมนตรี ขณะที่ในปี พ.ศ. 2550-2558 อยู่ในช่วงวิกฤติการณ์การแบ่งแยกฝ่ายทางการเมืองซึ่งมีนายกรัฐมนตรีเปลี่ยนผ่านหลายสมัยทำให้มีแนวโน้มค่าข้าวสารปรับตัวลดลงเล็กน้อย



รูปที่ 4.129 : ค่าข้าวสารรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

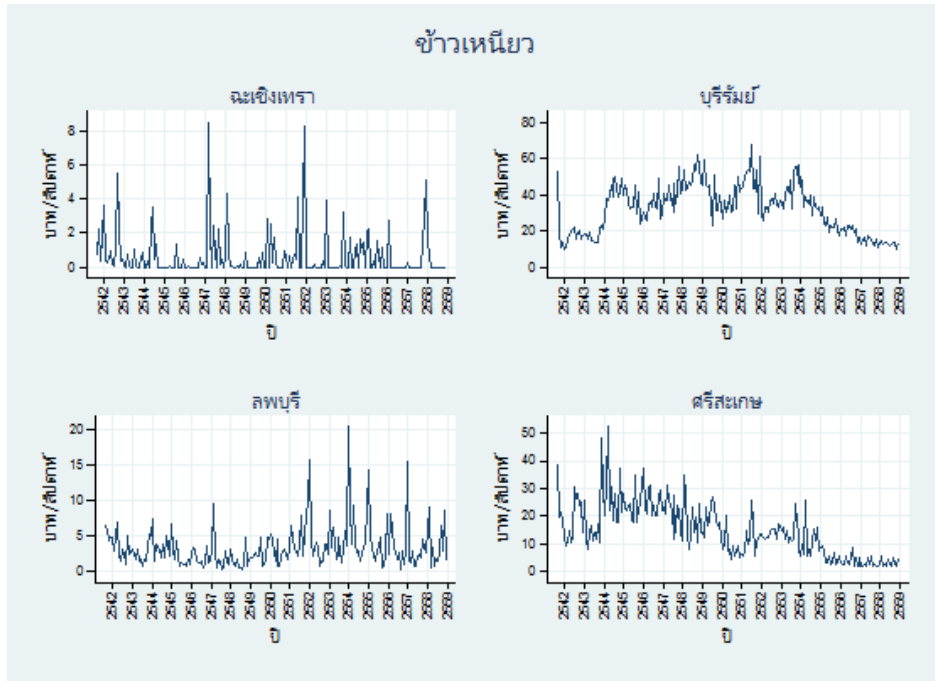
เมื่อแยกดูรายจังหวัด จากรูปที่ 4.129 พบว่า ในแต่ละจังหวัด ค่าข้าวสารยังคงเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องและค่าข้าวสารยังคงแบ่งออกได้เป็น 3 ช่วงเช่นเดียวกับในภาพรวม โดยที่ครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษมีค่าข้าวสารสูงที่สุด รองลงมาเป็นฉะเชิงเทรา ลพบุรี และบุรีรัมย์ ตามลำดับ ซึ่งในปี พ.ศ. 2551 ครัวเรือนทั้ง 4 จังหวัดมีการบริโภคข้าวสารเพิ่มสูงขึ้นอย่างเห็นได้ชัดโดยเฉพาะในจังหวัดศรีสะเกษ ซึ่งจากรายงานของสำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ ระบุว่า ภาวะเศรษฐกิจในไตรมาสที่ 4 ปี 2551 ครัวเรือนมีการใช้จ่ายเพิ่มขึ้นเล็กน้อยร้อยละ 2.2 โดยมีปัจจัยสนับสนุนการใช้จ่ายของครัวเรือน ได้แก่ การจ้างงานยังเพิ่มขึ้น รายได้เกษตรกรที่ยังเพิ่มขึ้นร้อยละ 17.1 และเงินเพื่อที่ปรับตัวลงอยู่ในระดับที่ต่ำทำให้กำลังซื้อของประชาชนปรับตัวดีขึ้น

4.4.4 ข้าวเหนียว



รูปที่ 4.130 : ค่าข้าวเหนียวรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

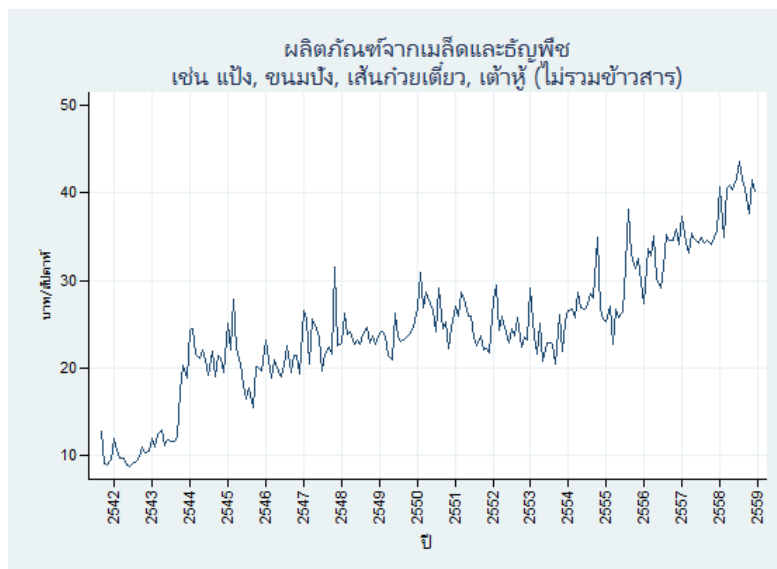
เมื่อพิจารณาการบริโภคข้าวเหนียวของครัวเรือน จากรูปที่ 4.130 พบว่า ค่าข้าวเหนียวสามารถแบ่งออกเป็น 3 ช่วงซึ่งเป็นช่วงเดียวกันกับค่าข้าวสาร คือช่วงปี พ.ศ. 2541 - 2543 และ พ.ศ. 2544 - 2549 ตามมาด้วย พ.ศ. 2550 - 2558 ตามลำดับ นั่นหมายความว่าค่าข้าวเหนียวและค่าข้าวสารปรับราคาขึ้นตามนโยบายของรัฐบาลเช่นเดียวกัน ในขณะที่ราคาข้าวสารจะมีราคาสูงกว่าค่าข้าวเหนียวค่อนข้างมาก ดังนั้นทำให้เราทราบว่าครัวเรือนส่วนใหญ่มีการบริโภคข้าวสารสูงกว่าข้าวเหนียว อีกทั้งค่าข้าวเหนียวมีแนวโน้มที่ลดลงอย่างต่อเนื่อง แสดงให้เห็นว่าการบริโภคข้าวเหนียวของครัวเรือนลดลง



รูปที่ 4.131 : ค่าข้าวเหนียวรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

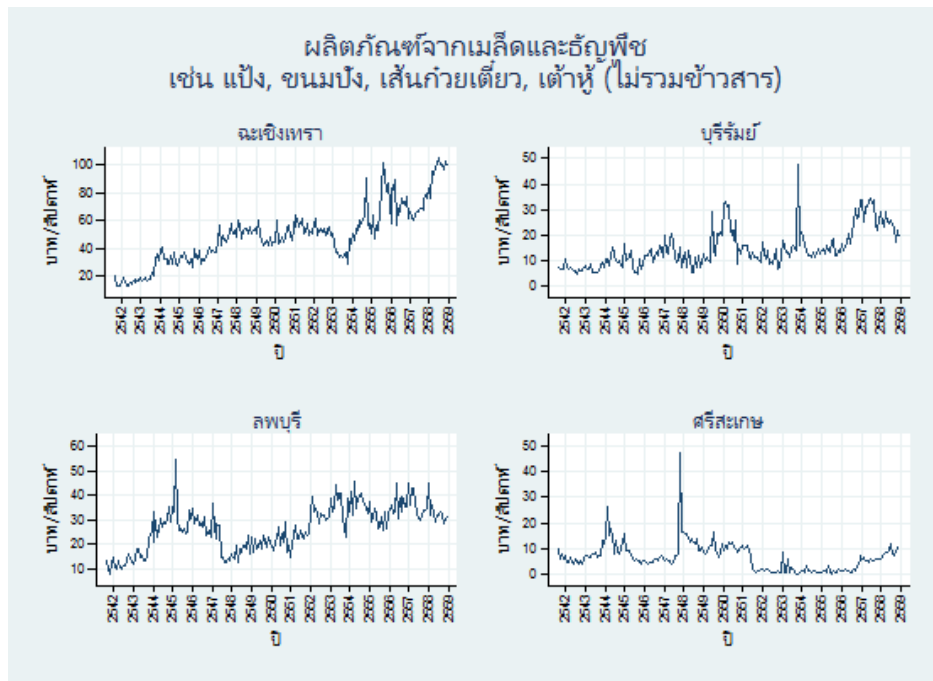
และเมื่อแยกพิจารณาเป็นรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.131 พบว่า คริวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา และลพบุรีมีค่าข้าวเหนียวต่ำกว่าคริวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์และศรีสะเกษ และยังเห็นได้ชัดว่า คริวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทราและลพบุรีมีการบริโภคข้าวเหนียวในปริมาณที่น้อยมาก เมื่อเทียบกับ คริวเรือนในจังหวัดทางภาคตะวันออกเฉียงเหนือ นั่นคือ บุรีรัมย์ และศรีสะเกษ

4.4.5 ผลกระทบจากเมล็ดและธัญพืช เช่น แป้ง ขนมอบ้ง เส้นก๋วยเตี๋ยว เต้าหู้ (ไม่รวมข้าวสาร)



รูปที่ 4.132 : ค่าผลกระทบจากเมล็ดธัญพืชรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

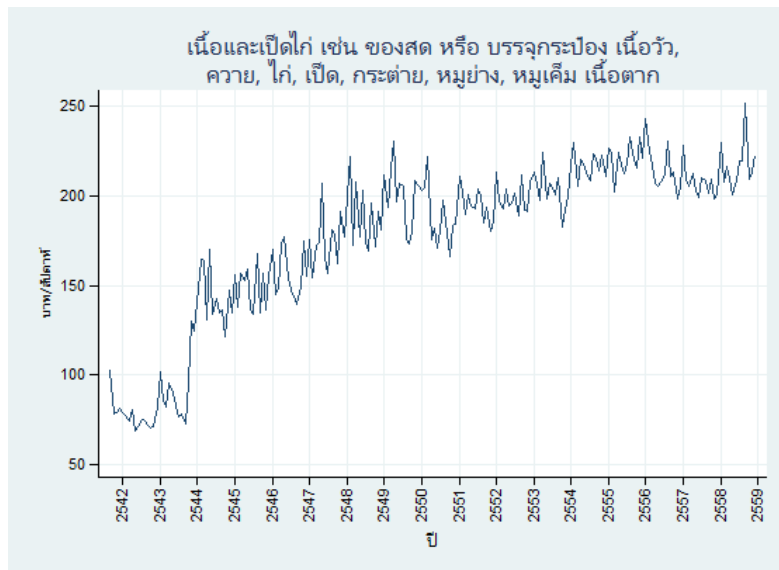
จากรูปที่ 4.132 พบว่า คริวเรือ่นมีการบริโภคผลิตภัณฑ์จากเมล็ดและธัญพืชสูงขึ้นในทุก ๆ ปี นั้นแสดงว่าราคาของเมล็ดและธัญพืช ซึ่งมีทั้ง แป้ง, ขนมอบ้ง, เส้นก๋วยเตี๋ยว, เต้าหู้ เป็นต้น มีราคาสูงขึ้นเรื่อย ๆ แต่คริวเรือ่นก็ยังนิยมบริโภคผลิตภัณฑ์จากเมล็ดและธัญพืชอยู่ โดยมีค่าใช้จ่ายเฉลี่ยอยู่ที่ 30 - 40 บาทต่อสัปดาห์



รูปที่ 4.133 : ค่าผลิตภัณฑ์จากเมล็ดธัญพืชรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตาม จังหวัด

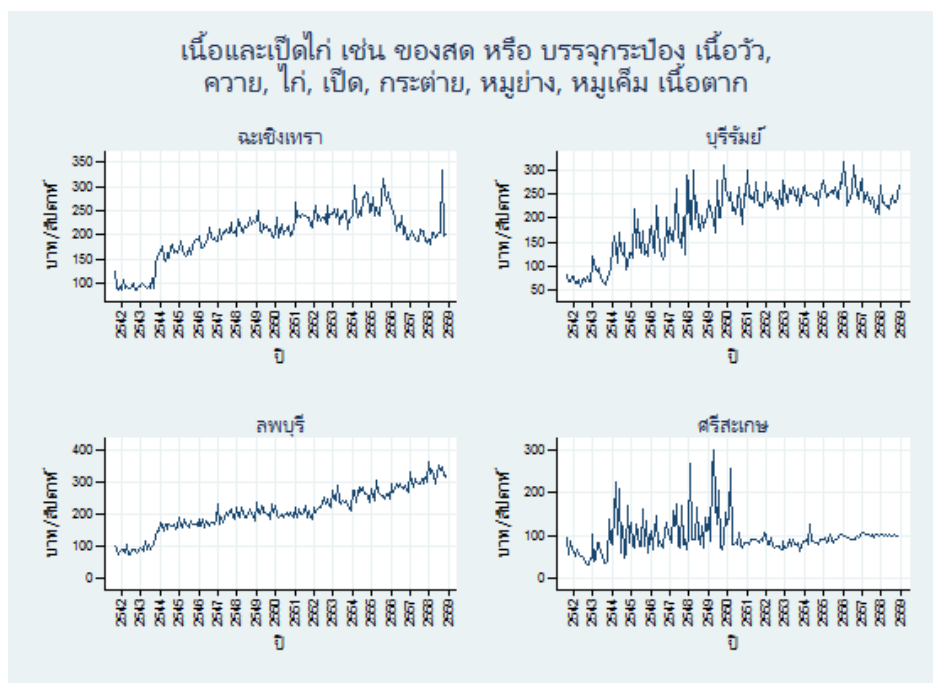
เมื่อแยกพิจารณาในรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.133 พบว่า คริวเรือ่นที่มีการบริโภคผลิตภัณฑ์จากเมล็ดและธัญพืชสูงสุด คือ ฉะเชิงเทรา รองลงมาเป็น ลพบุรี บุรีรัมย์ และศรีสะเกษ โดยแนวโน้มการบริโภคผลิตภัณฑ์จากเมล็ดและธัญพืชของคริวเรือ่นในจังหวัดฉะเชิงเทรา ลพบุรี บุรีรัมย์ สูงขึ้นขณะที่คริวเรือ่นในจังหวัดศรีสะเกษมีการบริโภคผลิตภัณฑ์จากเมล็ดและธัญพืชค่อนข้างคงที่ ยกเว้นในปี พ.ศ. 2548 ที่มีมูลค่าสูงขึ้น

4.4.6 เนื้อและเปิดไก่ เช่น ของสด หรือบรรจุกระป๋อง เช่น เนื้อวัว ควาย ไก่ เป็ด กระจ่าง หมูย่าง หมูเค็ม เนื้อตาก



รูปที่ 4.134 : ค่าเนื้อและเปิดไก่รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

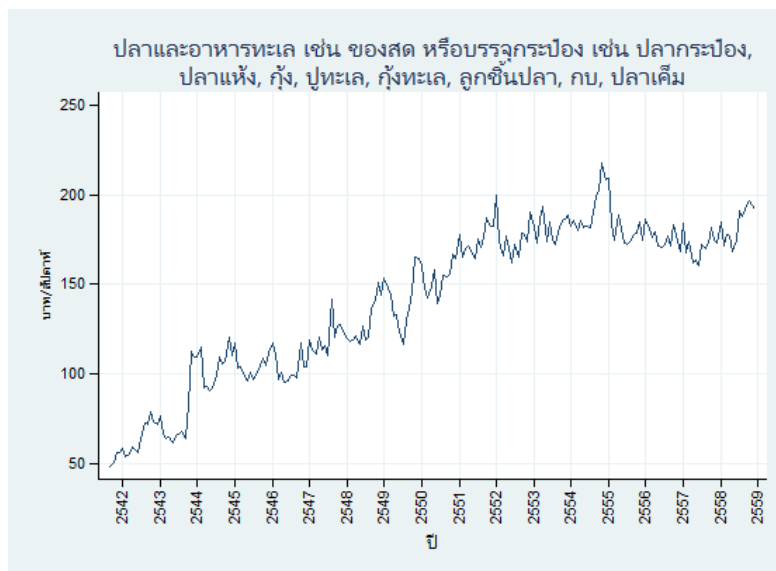
ส่วนการบริโภคเนื้อและเปิดของครัวเรือน ตามรูปที่ 4.134 จะเห็นว่า มีการบริโภคเนื้อและเปิดในปริมาณที่เพิ่มขึ้นทุกปี และมีค่าใช้จ่ายเฉลี่ยสัปดาห์ละ 150 – 250 บาท โดยเฉพาะในปี พ.ศ. 2544 ที่มีค่าใช้จ่ายเพิ่มสูงขึ้นอย่างเห็นได้ชัด



รูปที่ 4.135 : ค่าเนื้อและเปิดไก่รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

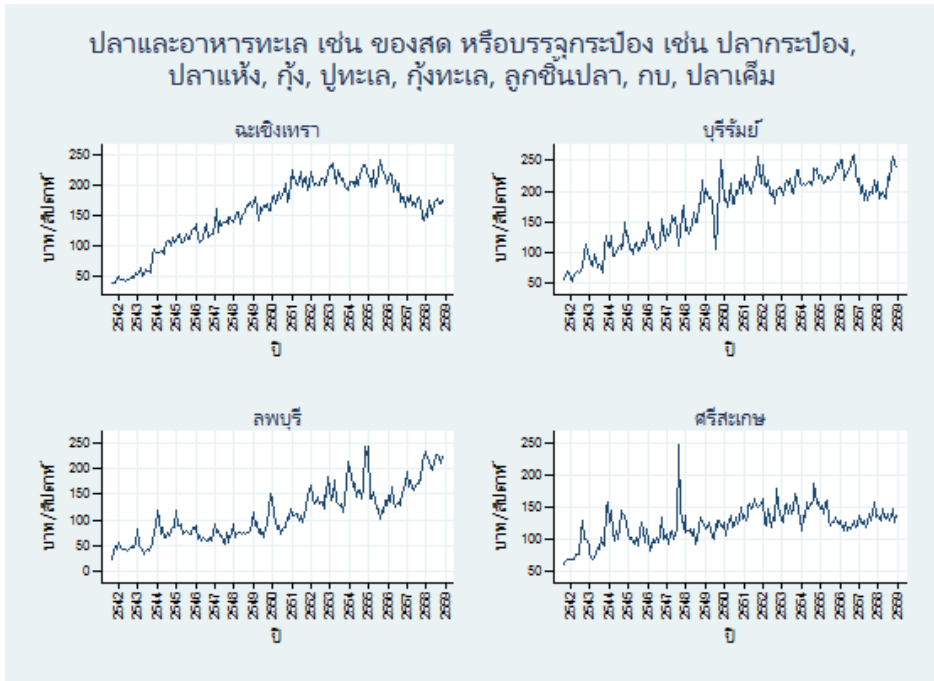
หากพิจารณารายจังหวัด จากรูปที่ 4.135 พบว่า ค่าเนื้อและเปลือกของครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีสูงที่สุด รองลงมาเป็นฉะเชิงเทรา บุรีรัมย์ และศรีสะเกษ ตามลำดับ โดยครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษมีการบริโภคเนื้อและเปลือกเกือบจะคงที่หลังจากช่วงปี พ.ศ. 2551 เป็นต้นไป ในขณะที่ครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีมีการบริโภคเนื้อและเปลือกเพิ่มสูงขึ้นอย่างต่อเนื่องมากกว่าครัวเรือนอีก 3 จังหวัด

4.4.7 ปลาและอาหารทะเล เช่น ของสด หรือบรรจุกระป๋อง เช่น ปลากระป๋อง ปลาแห้ง กุ้ง ปูทะเล กุ้งทะเล ลูกชิ้นปลา กบ ปลาเค็ม



รูปที่ 4.136 : ค่าปลาและอาหารทะเลรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

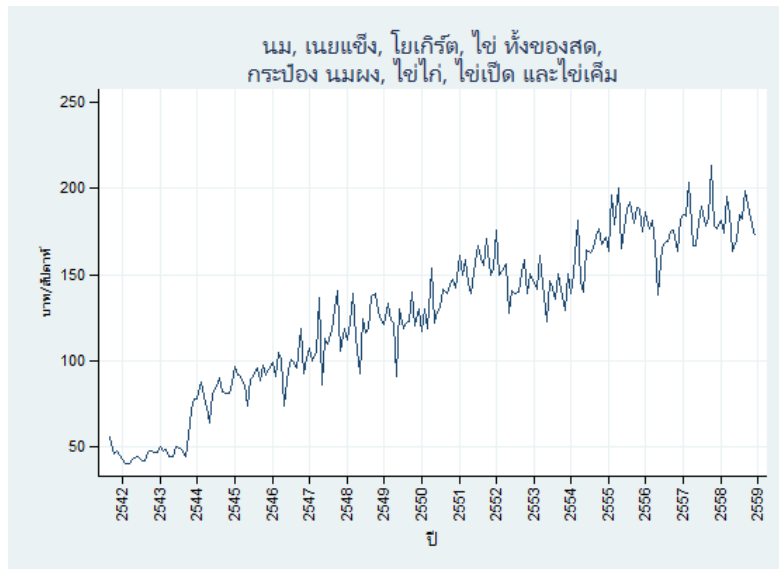
เมื่อพิจารณาการบริโภคปลาและอาหารทะเลของครัวเรือน จากรูปที่ 4.136 พบว่า ครัวเรือนมีการบริโภคปลาและอาหารทะเลในปริมาณที่เพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง ซึ่งจะเห็นได้ชัดว่าในปี พ.ศ. 2554 มีการบริโภคปลาและอาหารทะเลสูงที่สุด



รูปที่ 4.137 : ค่าปลาและอาหารทะเลรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

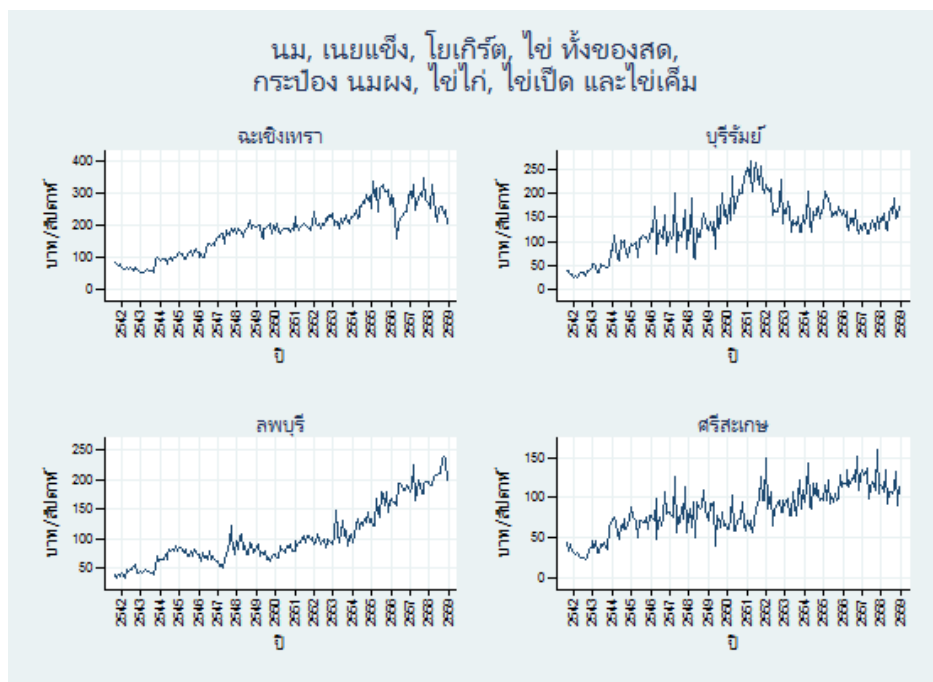
จากรูปที่ 4.137 พบว่า ค่าปลาและอาหารทะเลของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีค่าสูงที่สุด เนื่องจากจังหวัดฉะเชิงเทรามีแม่น้ำบางปะกงไหลผ่าน และชาวบ้านส่วนใหญ่มีรายได้หลักมาจากการประกอบอาชีพเลี้ยงปลาและกุ้ง ทำให้ครัวเรือนนิยมบริโภคปลาและอาหารทะเลมากกว่าจังหวัดอื่น ๆ รองลงมาเป็นครัวเรือนในจังหวัดลพบุรี ซึ่งจะเห็นว่าในช่วงปี พ.ศ. 2554 การบริโภคปลาและอาหารทะเลมีค่าสูงที่สุดและยังทำให้แนวโน้มค่าปลาและอาหารทะเลในภาพรวมสูงขึ้นด้วย จากการศึกษาที่จังหวัดลพบุรีมีแม่น้ำสายสำคัญไหลผ่าน ได้แก่ แม่น้ำป่าสัก แม่น้ำลพบุรี แม่น้ำบางขาม และยังมีแหล่งน้ำขนาดใหญ่คือ เขื่อนป่าสักชลสิทธิ์ ทำให้มีการทำการประมงกระจายไปทั่วจังหวัด ตามมาด้วยการบริโภคปลาและอาหารทะเลของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ และปิดท้ายด้วยครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษซึ่งมีการบริโภคปลาและอาหารทะเลน้อยที่สุด ยกเว้นในปี พ.ศ. 2547 ที่มีมูลค่าการบริโภคปลาและอาหารทะเลเพิ่มสูงขึ้นเกือบ 250 บาทต่อสัปดาห์

4.4.8 นม เนย โยเกิร์ต ไข่ ทั้งของสด หรือกระป๋อง เช่น นมผง ไข่ไก่ ไข่เป็ด และไข่เค็ม



รูปที่ 4.138 : ค่านม เนยแข็ง โยเกิร์ต ไข่ ทั้งของสดและกระป๋อง รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

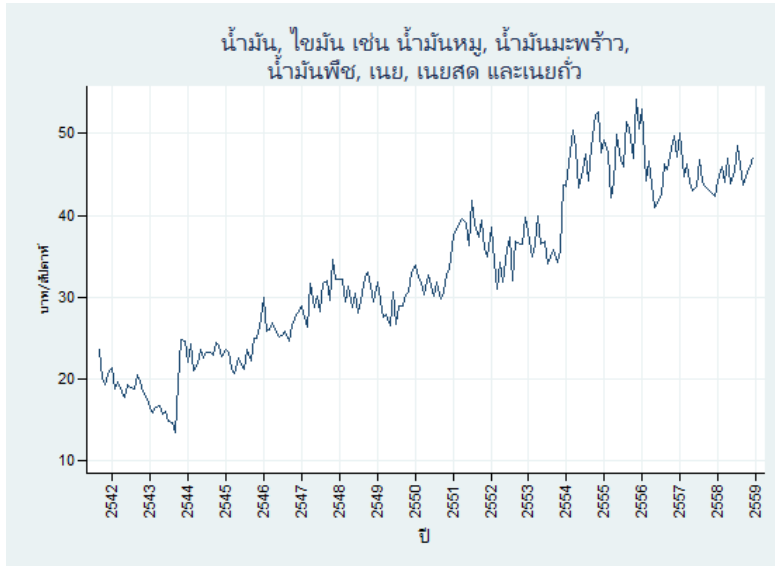
จากรูปที่ 4.138 เมื่อพิจารณาค่านม เนยแข็ง โยเกิร์ต ไข่ ทั้งของสดและกระป๋อง มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง โดยมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 100-200 บาทต่อสัปดาห์ ซึ่งจะเห็นได้ว่าค่านม เนยแข็ง โยเกิร์ต ไข่ มีมูลค่างลดลงมาจากค่าข้าวสาร นั่นคือ คราวเรือ่นมีการบริโภคนม เนยแข็ง โยเกิร์ต ไข่ ในปริมาณที่สูงรองลงมาจากข้าวสาร ตามมาด้วยเนื้อสัตว์ เนื้อปลา และอาหารทะเล ตามลำดับ



รูปที่ 4.139 : ค่านม เนยแข็ง โยเกิร์ต ไข่ ทั้งของสดและกระป๋อง รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

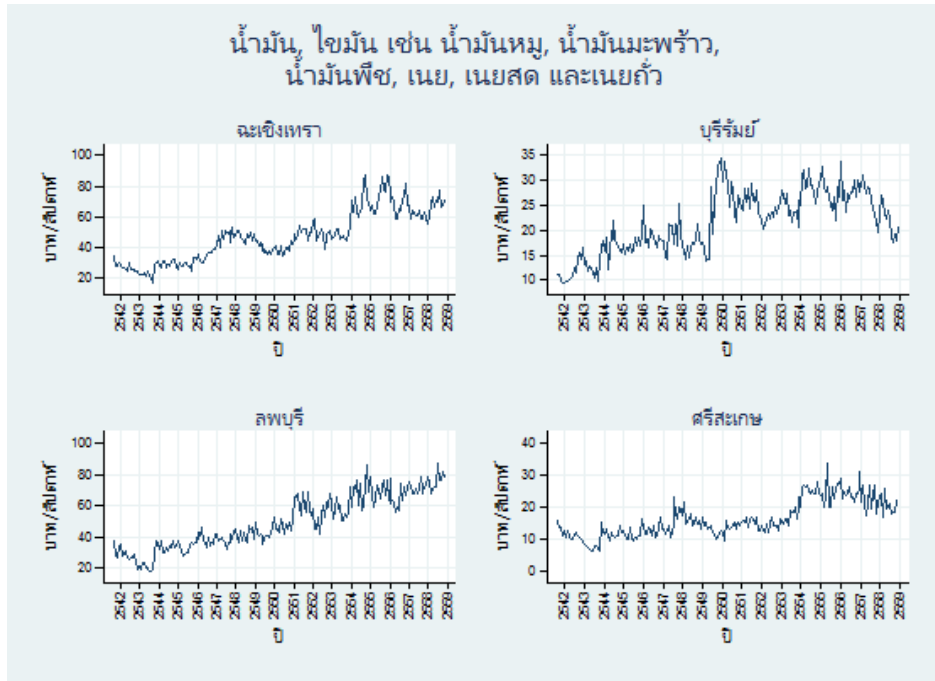
เมื่อแยกพิจารณารายจังหวัด จากรูปที่ 4.139 พบว่า คริวเรือในจังหวัดฉะเชิงเทรา มีการบริโภคนม เนยแข็ง โยเกิร์ต ไข่อายุสูงสุด รองลงมาเป็นคริวเรือในจังหวัดบุรีรัมย์ ลพบุรี และศรีสะเกษ ตามลำดับ โดยที่ค่านม เนยแข็ง โยเกิร์ต ไข่มีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้นในทุก ๆ ปี

4.4.9 น้ำมัน ไขมัน เช่น น้ำมันหมู น้ำมันพระพร้าว น้ำมันพืช เนย เนยสด และเนยถั่ว



รูปที่ 4.140 : ค่าน้ำมันและไขมัน รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

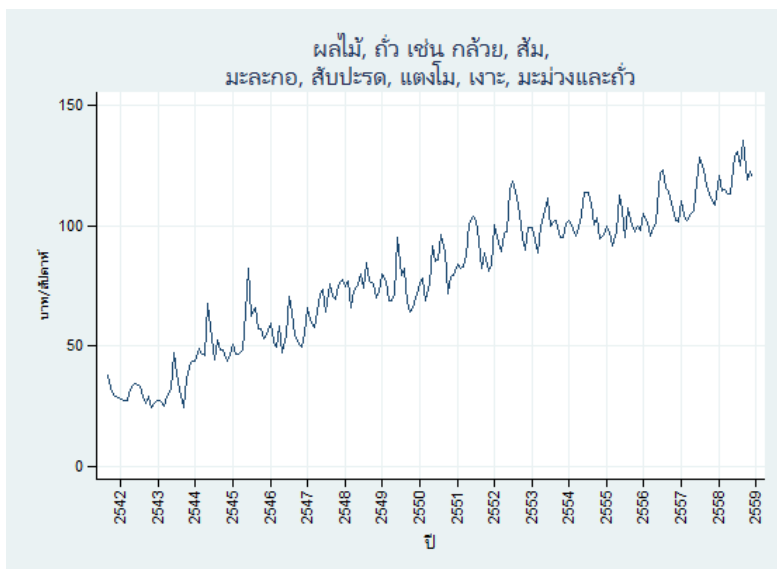
เมื่อพิจารณาการบริโภคน้ำมัน และไขมันของคริวเรือ จากรูปที่ 4.140 พบว่า มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง โดยมีค่าใช้จ่ายเฉลี่ย 30-50 บาทต่อสัปดาห์ นอกจากนี้จะเห็นได้ว่าค่าน้ำมันและไขมันมีการเพิ่มสูงขึ้นในปี พ.ศ. 2543, 2550 และ 2553 ตามลำดับ



รูปที่ 4.141 : ค่าน้ำมันและไขมัน รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

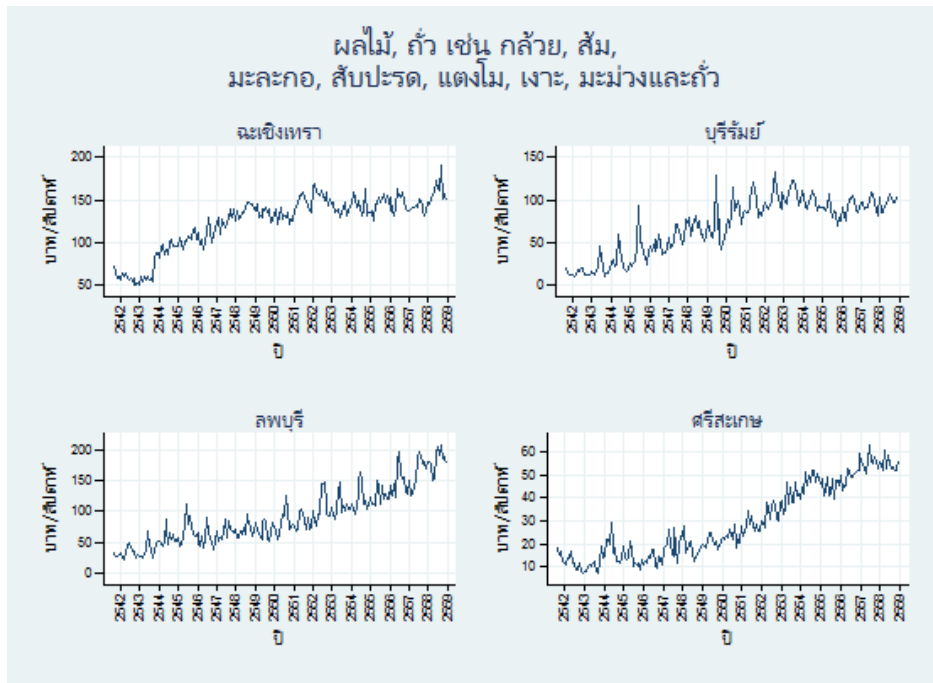
จากรูปที่ 4.141 พบว่า คริวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีค่าน้ำมัน และไขมันในการบริโภคสูงที่สุดเฉลี่ยอยู่ที่ 60-90 บาทต่อสัปดาห์ รองลงเป็นคริวเรือนในจังหวัดลพบุรีซึ่งมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 40-80 บาทต่อสัปดาห์ ในขณะที่คริวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์มีค่าน้ำมัน และไขมันเฉลี่ยอยู่ที่ 20-35 บาทต่อสัปดาห์ ส่วนคริวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษมีค่าไขมัน และน้ำมันเฉลี่ยอยู่ที่ 20-30 บาทต่อสัปดาห์

4.4.10 ผลไม้ ถั่ว เช่น ถั่วลิสง, ถั่ว, มะละกอ, สับปะรด, แตงโม, เงาะ, มะม่วงและถั่ว



รูปที่ 4.142 : ค่าผลไม้และถั่วรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

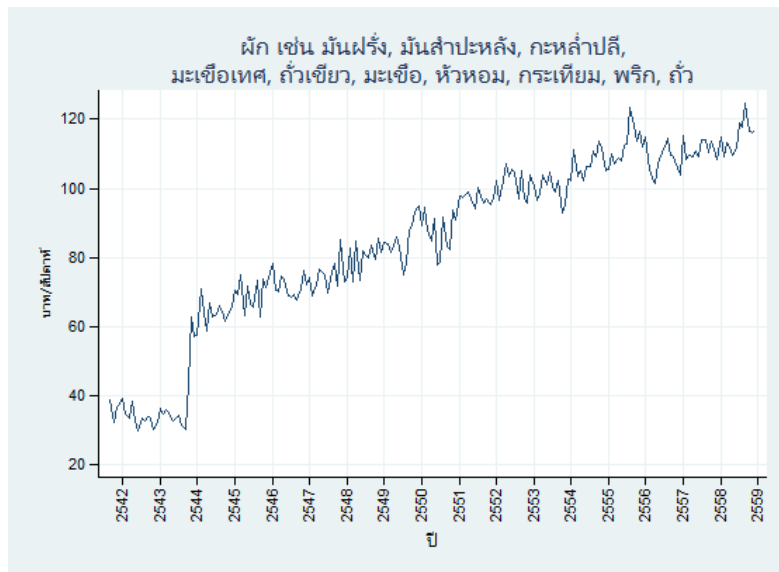
ในส่วนนี้เป็นการพิจารณาค่าใช้จ่ายสำหรับค่าผลไม้ของครัวเรือน จากรูปที่ 4.142 พบว่า ค่าผลไม้มีแนวโน้มสูงขึ้นในทุก ๆ ปี ซึ่งในแต่ละปีจะมีค่าผลไม้ที่ขึ้น ๆ ลง ๆ ที่อาจจะเกิดจากการซื้อผลไม้ตามช่วงฤดูกาล โดยเฉลี่ยการบริโภคผลไม้ของครัวเรือนอยู่ที่ 50-150 บาทต่อสัปดาห์



รูปที่ 4.143 : ค่าผลไม้และถั่วรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

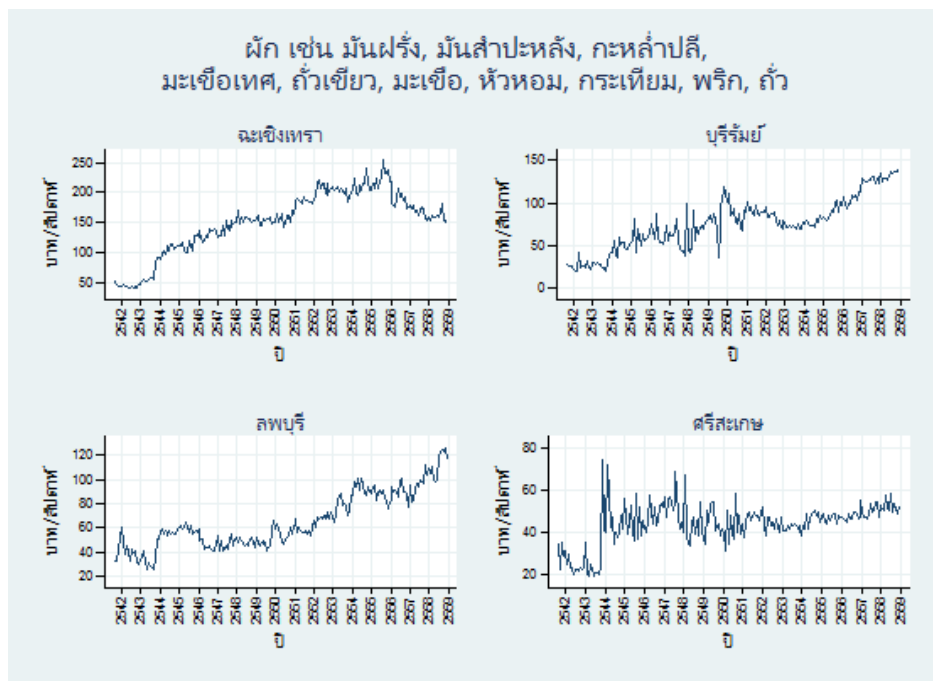
ขณะที่เมื่อแยกรายจังหวัด จากรูปที่ 4.143 พบว่า ครัวเรือนนนทบุรีมีการบริโภคผลไม้มากที่สุด รองลงมาเป็นลพบุรี บุรีรัมย์ และศรีสะเกษ ตามลำดับ และยังพบว่าครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์มีการบริโภคผลไม้สุดเกือบ 150 บาทต่อสัปดาห์ ในปี พ.ศ. 2549

4.4.11 ผัก เช่น มันฝรั่ง มันสำปะหลัง กะหล่ำปลี มะเขือเทศ ถั่วเขียว มะเขือ หัวหอม กระเทียม พริก ถั่ว



รูปที่ 4.144 : ค่าผักต่าง ๆ รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

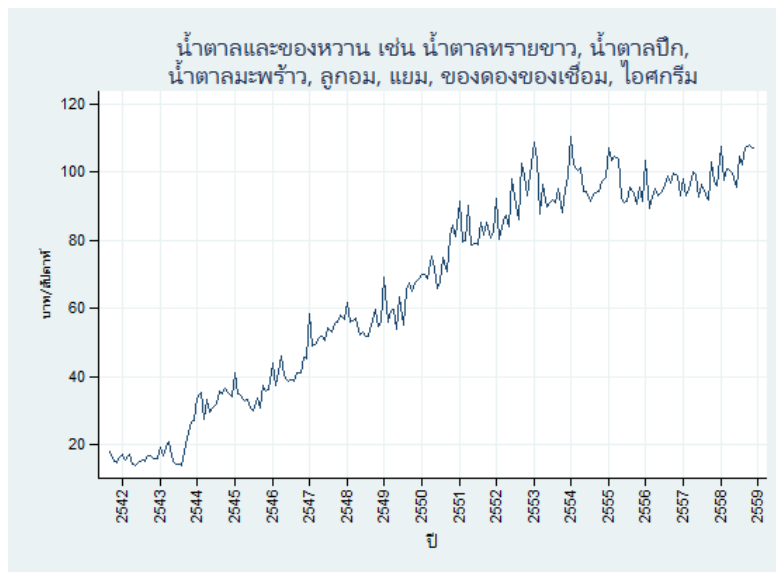
จากรูปที่ 4.144 เป็นการพิจารณาการบริโภคผักต่าง ๆ ของครัวเรือน พบว่า มีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้น และเพิ่มขึ้นอย่างเห็นได้ชัดในปี พ.ศ. 2543 โดยครัวเรือนมีการบริโภคผักเฉลี่ยอยู่ที่ 80-120 บาทต่อสัปดาห์



รูปที่ 4.145 : ค่าผักต่าง ๆ รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

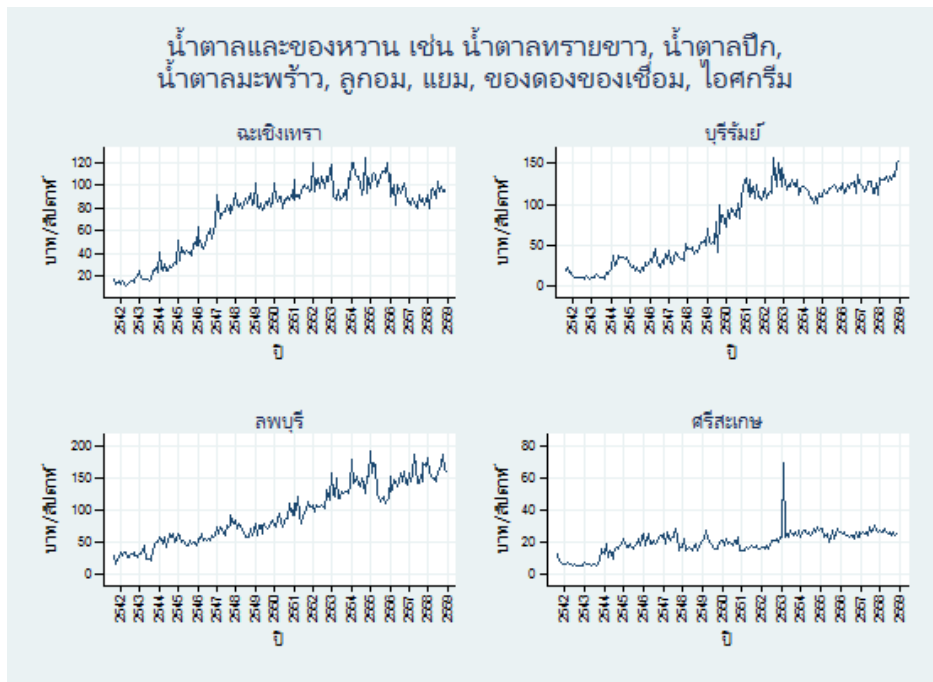
เมื่อแยกเป็นรายจังหวัด จากรูปที่ 4.145 พบว่า ครั้วเรือในจังหวัดฉะเชิงเทรามีการบริโภคผักต่าง ๆ เยอะที่สุดเฉลี่ยอยู่ที่ 100-250 บาทต่อสัปดาห์ ซึ่งหลังจากปี พ.ศ. 2555 การบริโภคผักของครั้วเรือนลดลง รองลงมาเป็นครั้วเรือในจังหวัดบุรีรัมย์ที่มีการบริโภคผักต่าง ๆ เฉลี่ยอยู่ที่ 50-150 บาทต่อสัปดาห์ ถัดมาเป็นครั้วเรือในจังหวัดลพบุรีที่มีการบริโภคผักต่าง ๆ เฉลี่ย 50-120 บาทต่อสัปดาห์ ในขณะที่ครั้วเรือในจังหวัดศรีสะเกษมีการบริโภคผักต่าง ๆ น้อยที่สุดเฉลี่ยอยู่ที่ 40-80 บาทต่อสัปดาห์

4.4.12 น้ำตาลและของหวาน เช่น น้ำตาลทรายขาว น้ำตาลปึก น้ำตาลมะพร้าว ลูกอม แยม ของดองของเชื่อม ไอศกรีม



รูปที่ 4.146 : ค่าน้ำตาลและของหวานรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

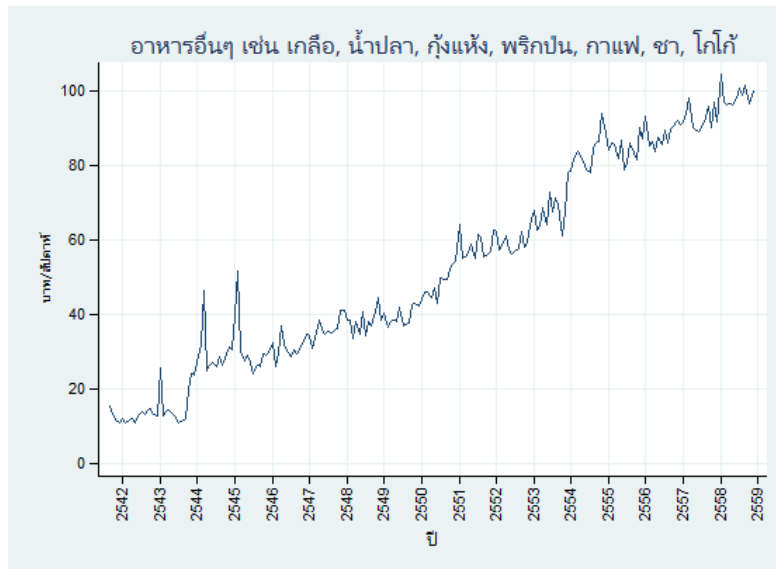
ส่วนนี้จะเป็นการพิจารณาการบริโภคน้ำตาลและของหวานของครั้วเรือ จากรูปที่ 4.146 พบว่า ครั้วเรือมีแนวโน้มบริโภคน้ำตาลและของหวานเพิ่มขึ้น โดยมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 80-120 บาทต่อสัปดาห์ ซึ่งใกล้เคียงกับค่าใช้จ่ายในการบริโภคผักต่าง ๆ ของครั้วเรือ



รูปที่ 4.147 : ค่าน้ำตาลและของหวานรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

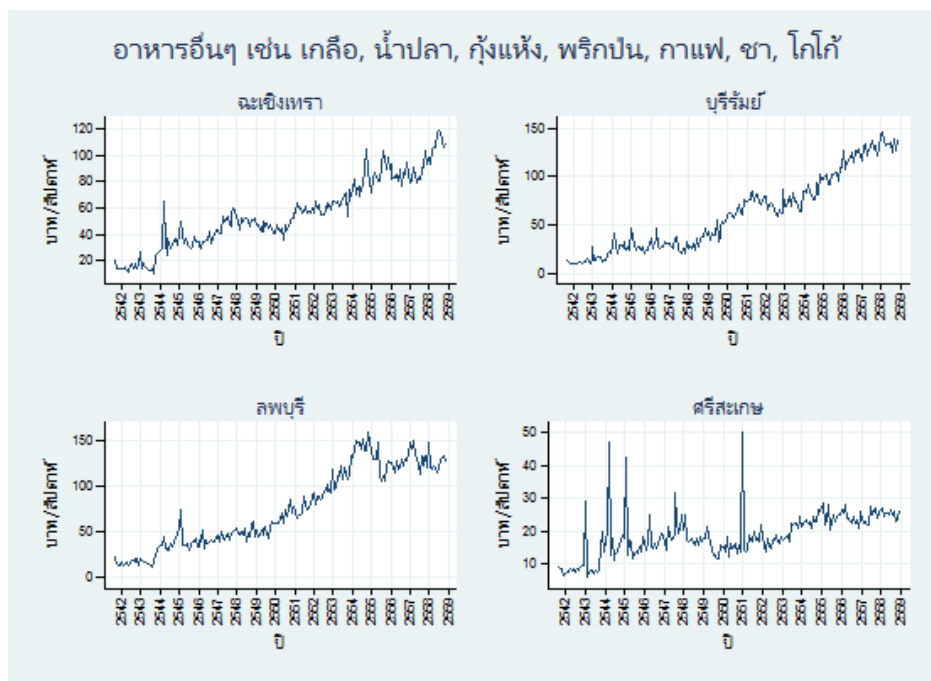
เมื่อแยกพิจารณารายจังหวัดตามรูปที่ 4.147 พบว่า คริวเรือนที่มีการบริโภคน้ำตาลและของหวานมากที่สุดคือ คริวเรือนในจังหวัดลพบุรีโดยมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 100-200 บาทต่อสัปดาห์ รองลงมา เป็นคริวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์โดยมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 100-150 บาทต่อสัปดาห์ ถัดมาเป็นคริวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทราโดยมีการบริโภคน้ำตาลและของหวานเฉลี่ยอยู่ที่ 80-120 บาทต่อสัปดาห์ ลำดับสุดท้ายคือคริวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษที่มีการบริโภคน้ำตาลและของหวานเฉลี่ยอยู่ที่ 20-40 บาทต่อสัปดาห์ แต่ในปี พ.ศ. 2553 กลับมีค่าการบริโภคน้ำตาลและของหวานสูงถึง 60 บาทต่อสัปดาห์

4.4.13 อาหารอื่น ๆ เช่น เกลือ น้ำปลา กุ้งแห้ง พริกป่น กาแฟ ชา โกโก้



รูปที่ 4.148 : ค่าอาหารอื่น ๆ รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

ในส่วนนี้เป็นการพิจารณาการบริโภคอาหารอื่น ๆ หรือเครื่องปรุงต่าง ๆ ของครัวเรือน เช่น เกลือ, น้ำปลา, กุ้งแห้ง, พริกป่น เป็นต้น จากรูปที่ 4.148 พบว่า ครัวเรือนมีการบริโภคเครื่องปรุงต่าง ๆ เพิ่มขึ้นโดยมีการบริโภคเฉลี่ยอยู่ที่ 60-100 บาทต่อสัปดาห์

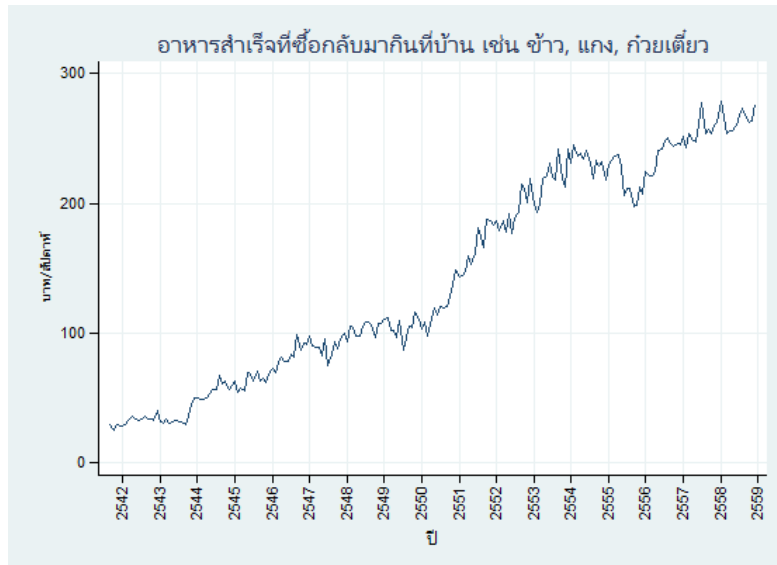


รูปที่ 4.149 : ค่าอาหารอื่น ๆ รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

เมื่อแยกดูรายจังหวัดตามรูปที่ 4.149 พบว่า ครัวเรือนในจังหวัดที่มีการบริโภคเครื่องปรุงต่าง ๆ เยอะที่สุด คือ บุรีรัมย์ รองลงมาเป็นฉะเชิงเทรา ลพบุรี และศรีสะเกษ ตามลำดับ แต่จะเห็นได้ว่า

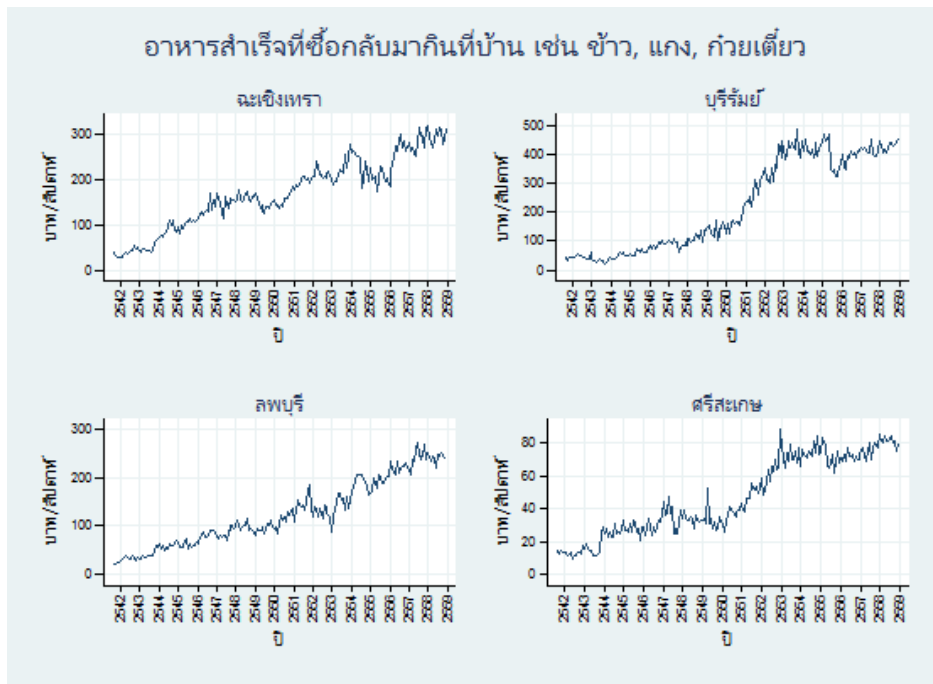
ครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษมีค่าเครื่องปรุต่าง ๆ ขึ้นและลงแบบไม่สม่ำเสมอในช่วงแรก ๆ แต่หลังจากปี พ.ศ. 2551 เป็นต้นไป ค่าเครื่องปรุต่าง ๆ เริ่มมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างสม่ำเสมอ

4.4.14 อาหารสำเร็จที่ซื้อกลับมากินที่บ้าน เช่น ข้าว, แกง, ก๋วยเตี๋ยว



รูปที่ 4.150 : ค่าอาหารสำเร็จที่ซื้อกลับมากินที่บ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

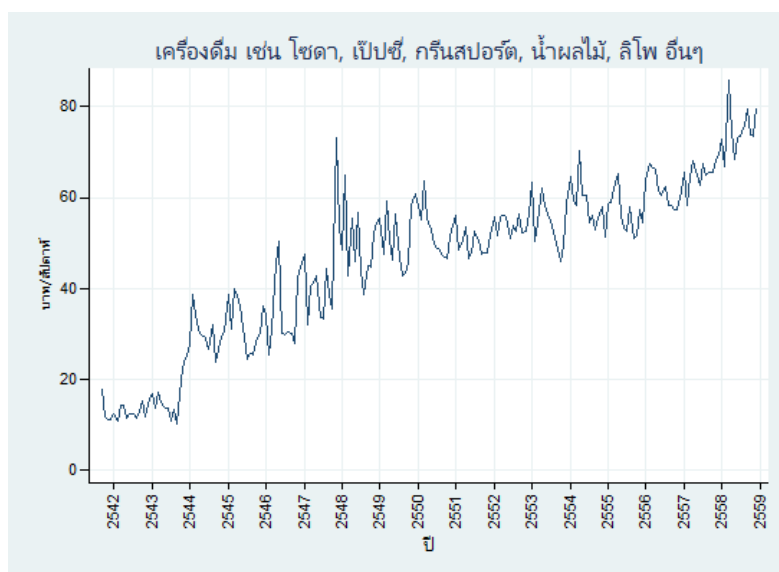
ในส่วนนี้จะพิจารณาการบริโภคอาหารสำเร็จที่ซื้อกลับมากินที่บ้าน จากรูปที่ 4.150 พบว่าครัวเรือนมีการบริโภคอาหารสำเร็จเพิ่มขึ้นโดยมีการบริโภคเฉลี่ยอยู่ที่ 100-300 บาทต่อสัปดาห์ แต่จะเห็นได้ว่า ในปี พ.ศ. 2554-2555 การบริโภคอาหารสำเร็จลดลง อาจเป็นเพราะในช่วงปี 2554 ครัวเรือนได้รับผลกระทบจากเหตุการณ์น้ำท่วมเกือบทุกภาค ทำให้ครัวเรือนต้องปรับเปลี่ยนพฤติกรรมการบริโภค โดยการลดค่าใช้จ่ายอาหาร เครื่องดื่มสำเร็จรูปนอกบ้าน แล้วหันมาซื้ออาหารไปปรุงที่บ้านแทน



รูปที่ 4.151 : ค่าอาหารสำเร็จที่ซื้อกลับมากินที่บ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

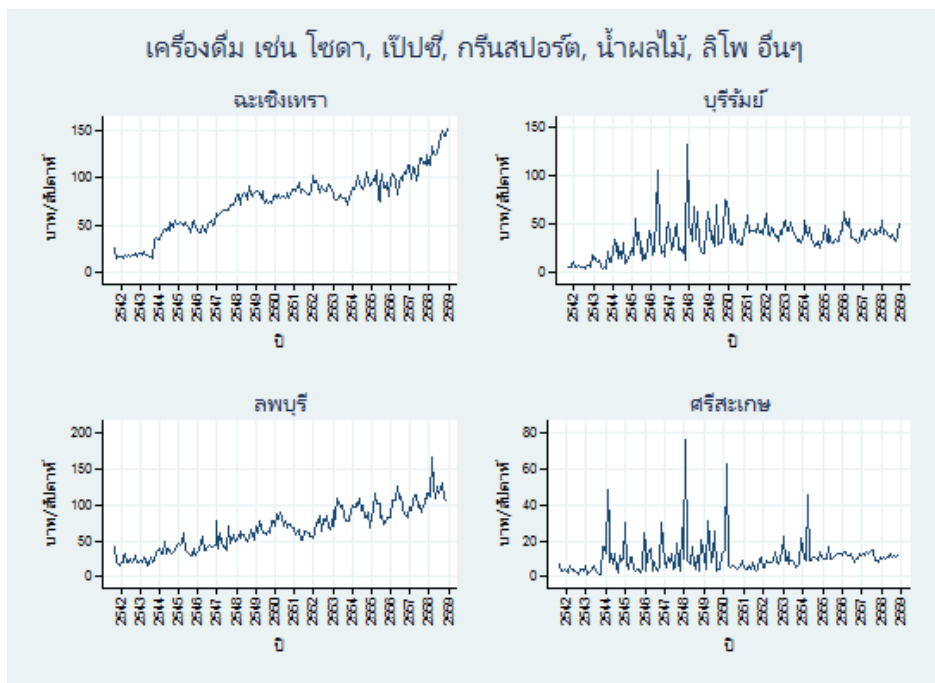
ขณะที่เมื่อพิจารณาแยกรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.151 พบว่า การบริโภคอาหารสำเร็จที่ซื้อกลับมากินที่บ้านของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์มีค่ามากที่สุด โดยเฉลี่ยอยู่ที่ 300-500 บาทต่อสัปดาห์ รองลงมาเป็นฉะเชิงเทรา โดยมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 200-300 บาทต่อสัปดาห์ ตามมาด้วยจังหวัดลพบุรี โดยมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 100-300 บาทต่อสัปดาห์ และสุรินทร์ โดยมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 40-80 บาทต่อสัปดาห์ ตามลำดับ

4.4.15 เครื่องดื่ม เช่น โซดา, เป๊ปซี่, กรีนสปอร์ต, น้ำผลไม้, ลิโพ อื่น ๆ



รูปที่ 4.152 : ค่าเครื่องดื่มรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

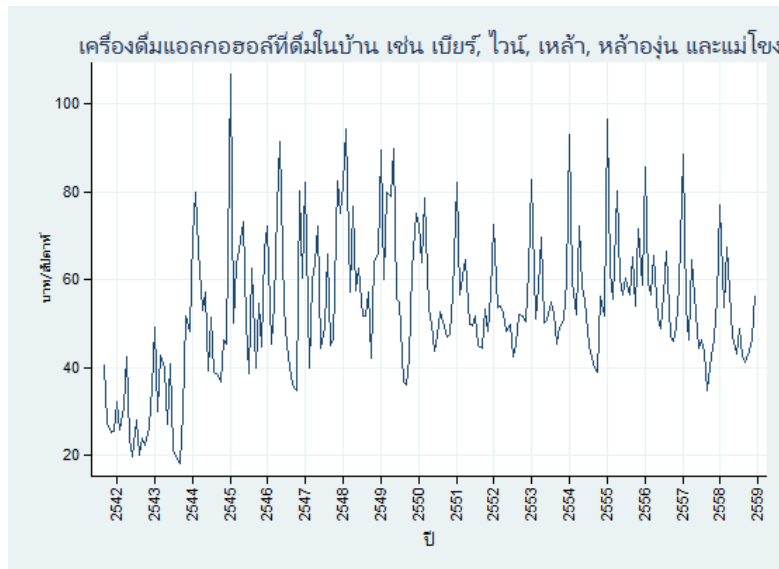
จากรูปที่ 4.152 เป็นการพิจารณาการบริโภคเครื่องตี๋มรายสัปดาห์ของครัวเรือน พบว่าครัวเรือนมีการบริโภคเครื่องตี๋มเพิ่มขึ้น โดยเฉลี่ยอยู่ที่ 40-80 บาทต่อสัปดาห์ ซึ่งในช่วงปลายปี พ.ศ. 2547 ครัวเรือนมีการบริโภคเครื่องตี๋มในปริมาณที่สูงขึ้นอย่างเห็นได้ชัด โดยจากรายงานของศูนย์วิจัยธนาคารกสิกรไทย ระบุว่าในช่วงที่ผ่านมาของปี 2547 ตลาดเครื่องตี๋มชุกกำลังมีการขยายตัวค่อนข้างดีตามปัจจัยทางด้านเศรษฐกิจ โดยเฉพาะการเติบโตของภาคก่อสร้างอสังหาริมทรัพย์ ภาคการค้าและภาคเกษตรกรรม ส่งผลให้เกิดกิจกรรมการขนส่งสินค้าเกษตรกรรมและอุตสาหกรรมขยายตัวต่อเนื่อง ทำให้ปริมาณความต้องการบริโภคเครื่องตี๋มชุกกำลังของกลุ่มผู้ใช้แรงงานทั้งภาคก่อสร้างและการคมนาคมขนส่งมีมากขึ้น ดังจะเห็นได้จากปริมาณการผลิตและการจำหน่ายเครื่องตี๋มชุกกำลังในช่วง 9 เดือนแรกปี 2547 ที่ผ่านมามีทั้งสิ้น 578.2 ล้านลิตร และ 511.1 ล้านลิตรตามลำดับ ปริมาณการผลิตและการจำหน่ายขยายตัวร้อยละ 29.8 และร้อยละ 50.5 ตามลำดับ เมื่อเทียบกับช่วงเดียวกันปีก่อน



รูปที่ 4.153 : ค่าเครื่องตี๋มรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

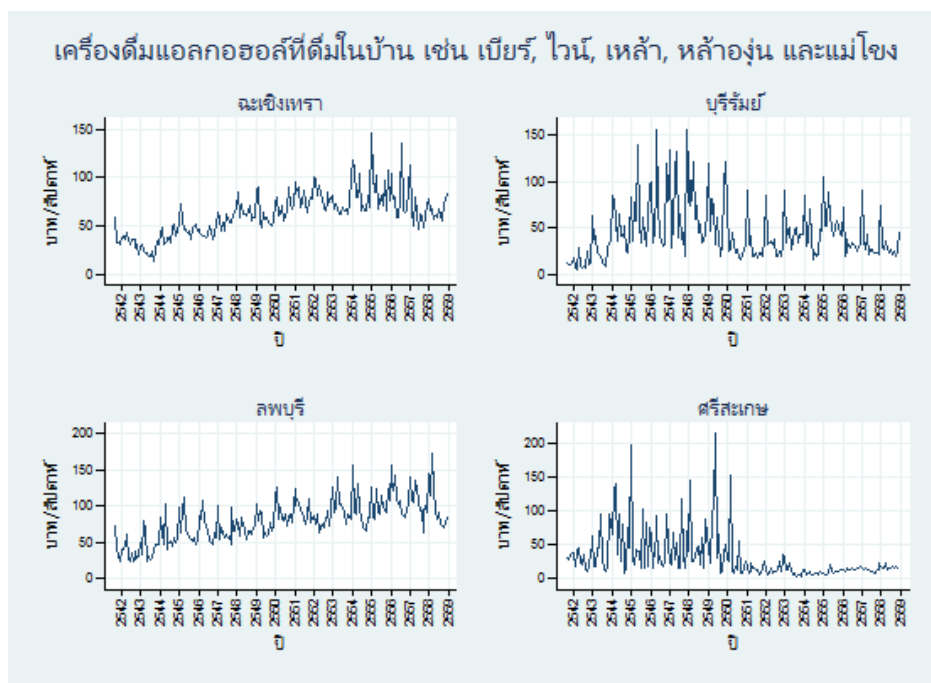
และเมื่อแยกดูรายจังหวัด จากรูปที่ 4.153 พบว่า ในปี พ.ศ. 2547 การบริโภคเครื่องตี๋มของครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์ และศรีสะเกษมีมูลค่าเพิ่มขึ้นอย่างเห็นได้ชัด อาจเป็นไปได้ว่าในปีดังกล่าวครัวเรือนของทั้งสองจังหวัดอยู่ในภาคเกษตรกรรมและแรงงานมากกว่าครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทราและลพบุรี ในขณะที่เมื่อเทียบรายจ่ายของเครื่องตี๋มต่อสัปดาห์ กลับพบว่า ครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีการบริโภคเครื่องตี๋มมากที่สุดโดยเฉลี่ยอยู่ที่ 100-150 บาทต่อสัปดาห์ รองลงมาเป็นครัวเรือนในจังหวัดลพบุรีที่มีการบริโภคเครื่องตี๋มโดยเฉลี่ยอยู่ที่ 50-150 บาทต่อสัปดาห์ ส่วนครัวเรือนในจังหวัดบุรีรัมย์มีการบริโภคเครื่องตี๋มโดยเฉลี่ยอยู่ที่ 50 บาทต่อสัปดาห์ ในขณะที่ครัวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษมีการบริโภคเครื่องตี๋มเฉลี่ยอยู่ที่ 20 บาทต่อสัปดาห์

4.4.16 เครื่องดื่มแอลกอฮอล์ที่ดื่มในบ้าน เช่น เบียร์ ไวน์ เหล้า เหล้าองุ่น และเม็กซิโก



รูปที่ 4.154 : ค่าเครื่องดื่มแอลกอฮอล์ที่ดื่มในบ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

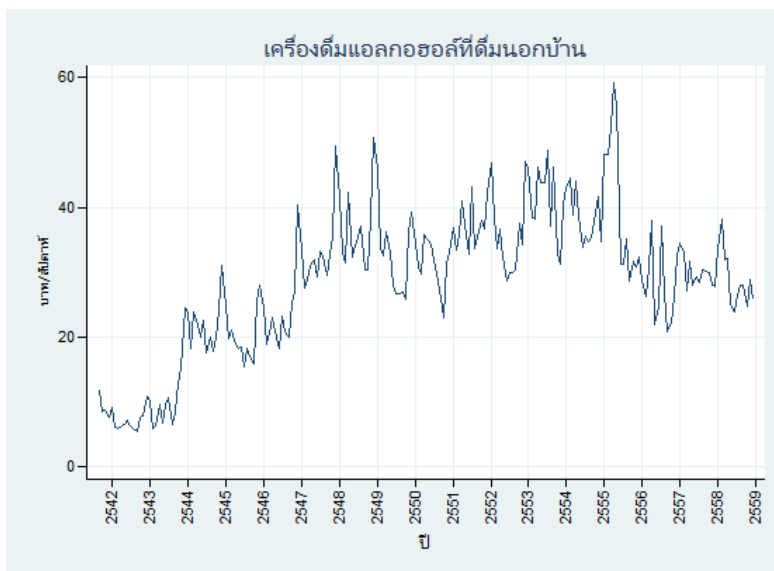
ในส่วนนี้จะเป็นการพิจารณาการบริโภคเครื่องดื่มแอลกอฮอล์ที่ดื่มในบ้าน จากรูปที่ 4.154 พบว่า คร่าวเรือนมีมูลค่าการบริโภคเครื่องดื่มแอลกอฮอล์ขึ้นลงตามวัฏจักร อาจเป็นไปได้ว่าหากคร่าวเรือนมีรายได้มากขึ้นก็จะทำให้คร่าวเรือนมีพฤติกรรมการบริโภคเครื่องดื่มแอลกอฮอล์เพิ่มขึ้นด้วย โดยมีค่าใช้จ่ายเฉลี่ยอยู่ที่ 40-80 บาทต่อสัปดาห์ ซึ่งมีค่าใกล้เคียงกับค่าใช้จ่ายสำหรับเครื่องดื่มทั่วไป



รูปที่ 4.155 : ค่าเครื่องดื่มแอลกอฮอล์ที่ดื่มในบ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

และเมื่อดูการบริโภคเครื่องตี๋มแอลกอฮอล์ที่ตี๋มในบ้านแยกรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.155 พบว่า ครั้วเรือ่นในจังหวัดฉะเชิงเทรา และลพบุรีมีแนวโน้มการบริโภคเครื่องตี๋มแอลกอฮอล์เพิ่มขึ้น ในขณะที่ครั้วเรือ่นในจังหวัดบุรีรัมย์ และศรีสะเกษกลับมีแนวโน้มการบริโภคเครื่องตี๋มแอลกอฮอล์ลดลง ซึ่งอาจเกิดการที่สมาชิกครั้วเรือ่นส่วนใหญ่ในจังหวัดบุรีรัมย์ และศรีสะเกษไม่ได้อยู่ในวัยแรงงาน และอาจมีการย้ายออกเพื่อไปทำงานนอกพื้นที่ ทำให้พฤติกรรมการบริโภคแอลกอฮอล์ไม่ได้สูงมากนัก ซึ่งผู้ที่อยู่ในวัยแรงงานมักจะมีการบริโภคเครื่องตี๋มแอลกอฮอล์สูงกว่าวัยอื่น ๆ เพราะมีรายได้มากกว่าช่วงวัยอื่น ๆ ในขณะที่สมาชิกครั้วเรือ่นในจังหวัดฉะเชิงเทรา และลพบุรีมีการย้ายออกน้อยกว่าทำให้มีสมาชิกในวัยแรงงานมากกว่า ส่งผลให้พฤติกรรมการบริโภคเครื่องตี๋มแอลกอฮอล์ที่ตี๋มในบ้านเพิ่มขึ้น

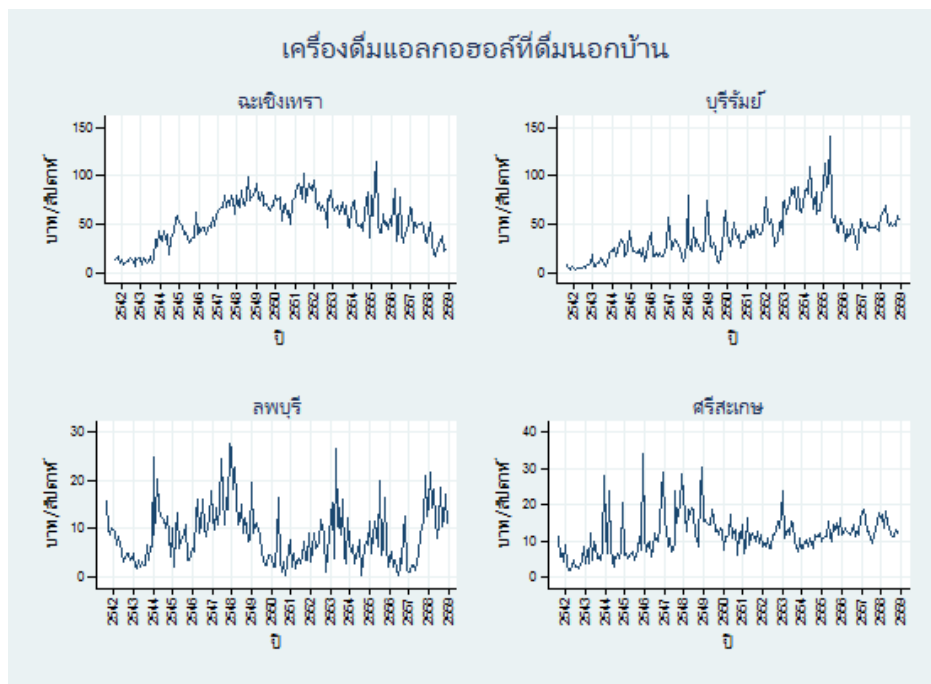
4.4.17 เครื่องตี๋มแอลกอฮอล์ที่ตี๋มนอกบ้าน



รูปที่ 4.156 : ค่าเครื่องตี๋มแอลกอฮอล์ที่ตี๋มนอกบ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

ในขณะที่การบริโภคเครื่องตี๋มแอลกอฮอล์ที่ตี๋มนอกบ้าน ตามรูปที่ 4.156 พบว่า มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นจนถึงกลางปี พ.ศ. 2555 และลดลงอย่างเห็นได้ชัดในปลายปี พ.ศ. 2555 ซึ่งในขณะนั้นกระทรวงสาธารณสุขได้ออกประกาศควบคุมการจำหน่ายเครื่องตี๋มแอลกอฮอล์ถึง 3 ฉบับ โดยเมื่อวันที่ 12 ธ.ค. ที่กระทรวงสาธารณสุข มีการประชุมคณะกรรมการควบคุมเครื่องตี๋มแอลกอฮอล์ครั้งที่ 2/2555 โดย นพ.ประดิษฐ สินธวณรงค์ รัฐมนตรีว่าการกระทรวงสาธารณสุข ให้สัมภาษณ์ภายหลังการประชุม ว่าที่ประชุมเห็นชอบร่างประกาศสำนักนายกรัฐมนตรี 3 ฉบับ ได้แก่ 1) เรื่องกำหนดสถานที่หรือบริเวณห้ามขายเครื่องตี๋มแอลกอฮอล์บนทางสาธารณะตามกฎหมายจราจรทางบก ได้แก่ ช่องทางจราจรบนถนน ไหล่ทาง พุดบาท เพราะจะทำให้เกิดอันตรายตามมาทั้งอุบัติเหตุจราจร และการทำร้ายร่างกาย ยกเว้นที่ส่วนบุคคล หากฝ่าฝืนมีโทษจำคุกไม่เกิน 6 เดือน และปรับไม่เกิน 10,000 บาท หรือทั้งจำทั้งปรับ 2) ห้ามขายเครื่องตี๋มแอลกอฮอล์นอกเวลาที่กำหนดคือ เวลา 11.00 น. ถึง 14.00 น. และตั้งแต่ 17.00 น. ถึง 24.00 น. ยกเว้นการขายในอาคารท่าอากาศยานนานาชาติและสถานบริการตามกฎหมายว่าด้วยสถานบริการ ซึ่งกฎหมายฉบับนี้ ออกแทนประกาศคณะปฏิวัติฉบับที่ 253 พ.ศ. 2515

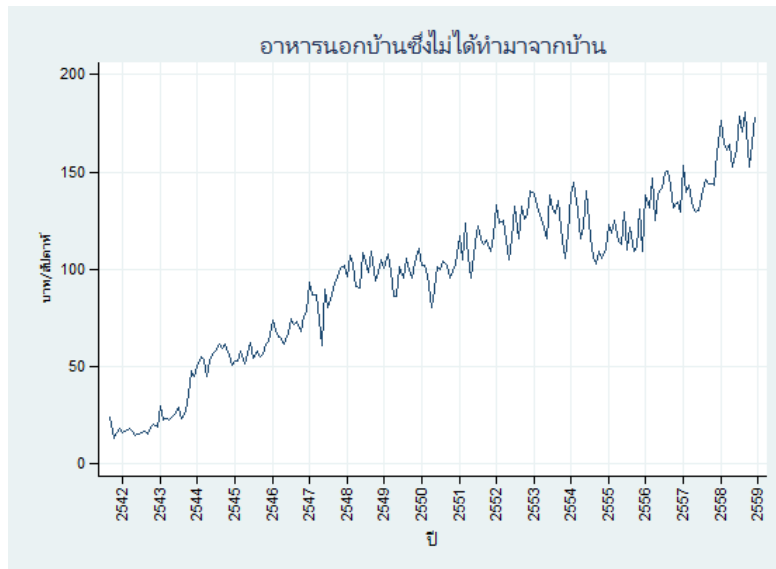
ที่กำลังจะยกเลิกการใช้และตามกฎหมายฉบับใหม่นี้จะเพิ่มโทษผู้กระทำความผิดทั้งที่มีและไม่มีใบอนุญาตหนักขึ้น จากเดิมปรับเพียง 500 บาทเพิ่มเป็นโทษจำคุกไม่เกิน 6 เดือน และปรับไม่เกิน 10,000 บาทหรือทั้งจำทั้งปรับ และฉบับที่ 3 ห้ามขายหรือตีเครื่องตีแอลกอฮอล์ในสวนสาธารณะที่จัดไว้เพื่อการพักผ่อนหย่อนใจของประชาชนโดยทั่วไป ซึ่งอยู่ในความดูแลของราชการ ขยายผลถึงรัฐวิสาหกิจและองค์กรอื่นในกำกับภาครัฐด้วย ผู้ฝ่าฝืนมีโทษจำคุกไม่เกิน 6 เดือน และปรับไม่เกิน 10,000 บาทหรือทั้งจำทั้งปรับ



รูปที่ 4.157 : ค่าเครื่องตีแอลกอฮอล์ที่ตีนอกบ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

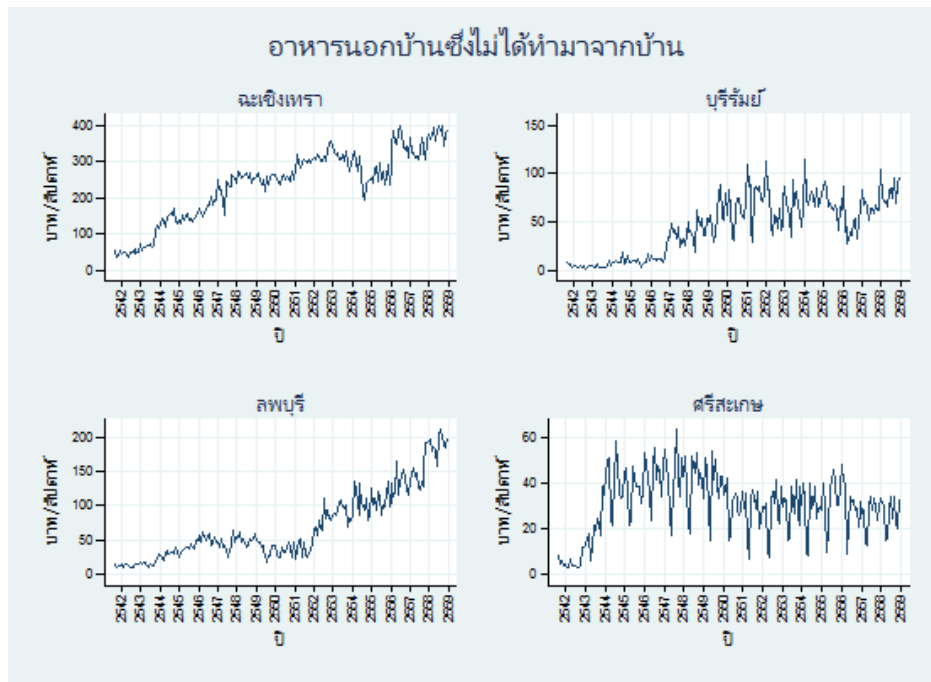
เมื่อแยกพิจารณาในรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.157 พบว่า การบริโภคเครื่องตีแอลกอฮอล์ที่ตีนอกบ้านของทั้ง 4 จังหวัดมีแนวโน้มลดลง โดยครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีการบริโภคเครื่องตีแอลกอฮอล์ที่ตีนอกบ้านมากที่สุด ตามมาด้วยจังหวัดบุรีรัมย์ ศรีสะเกษ และลพบุรี ตามลำดับ

4.4.18 อาหารนอกบ้านซึ่งไม่ได้ทำมาจากบ้าน



รูปที่ 4.158 : ค่าอาหารนอกบ้านซึ่งไม่ได้ทำมาจากบ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

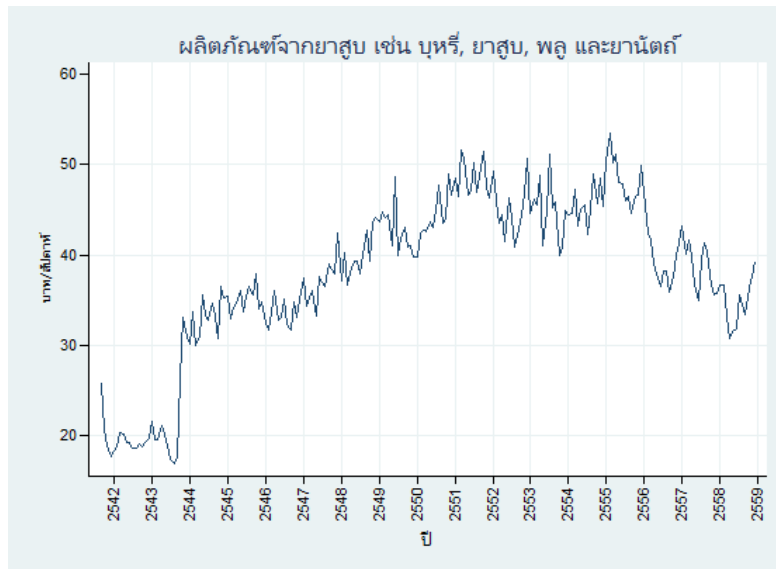
เมื่อพิจารณาตามรูปที่ 4.158 พบว่า การบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือนมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นซึ่งโดยเฉลี่ยอยู่ที่ 100-200 บาทต่อสัปดาห์ โดยจะมีช่วงที่ครัวเรือนมีการบริโภคอาหารนอกบ้านลดลงอย่างเห็นได้ชัดในปี พ.ศ. 2547 และ 2554 ซึ่งในปี 2547 มีการระบาดของไข้หวัดนกทำให้การบริโภคสัตว์ปีกของครัวเรือนลดลงและอาจส่งผลให้การบริโภคอาหารนอกบ้านที่อาจเสี่ยงต่อการติดโรคลดลงเช่นกัน ในขณะที่ในปี 2554 ประสบปัญหาอุทกภัยครั้งรุนแรงในหลายจังหวัดทำให้ระบบเศรษฐกิจของประเทศหยุดการผลิตเพราะโรงงานถูกน้ำท่วม หยุดการเดินทางเพราะไม่สะดวกสบายหยุดการใช้จ่ายเนื่องจากระบบการกระจายสินค้ามีปัญหา จึงเป็นสาเหตุให้ครัวเรือนลดการบริโภคอาหารนอกบ้าน



รูปที่ 4.159 : ค่าอาหารนอกบ้านซึ่งไม่ได้ทำมาที่บ้านรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

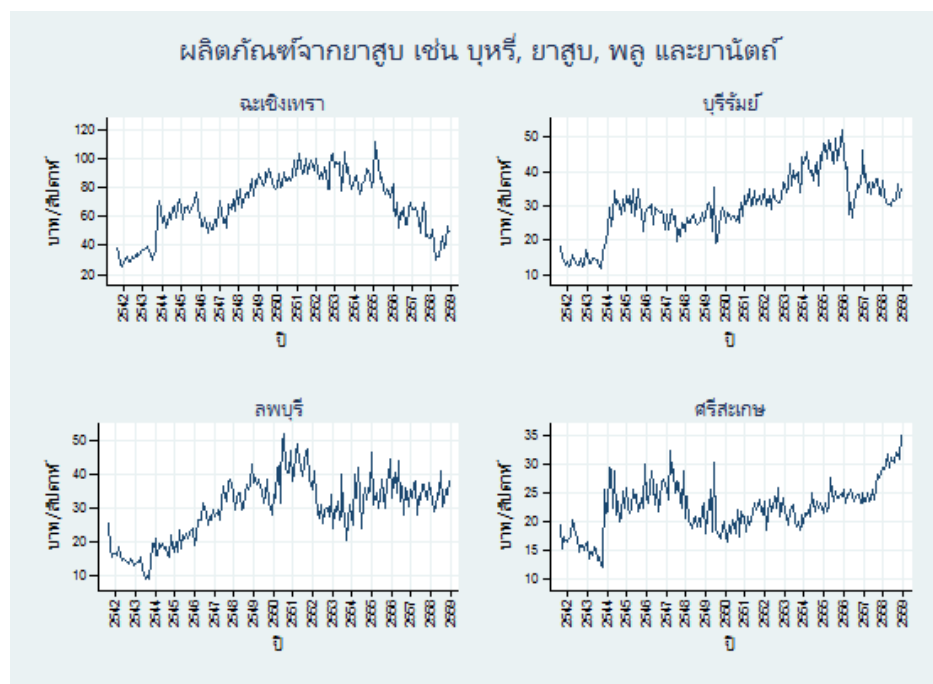
ในขณะที่เมื่อพิจารณารายจังหวัด ตามรูปที่ 4.159 พบว่า คริวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา ลพบุรี บุรีรัมย์ มีการบริโภคอาหารนอกบ้านเพิ่มขึ้น แต่คริวเรือนในจังหวัดศรีสะเกษกลับมีแนวโน้มการบริโภคอาหารนอกบ้านลดลง ซึ่งอาจมีสาเหตุมาจากมีสมาชิกสูงวัยอาศัยอยู่เป็นจำนวนมากทำให้พฤติกรรมการบริโภคอาหารนอกบ้านมีน้อย ซึ่งผู้สูงอายุมักจะชอบบริโภคอาหารที่ทำเองมากกว่า นอกจากนี้ยังพบว่าพฤติกรรมการบริโภคอาหารนอกบ้านของคริวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทราสูงกว่าจังหวัดอื่น ๆ สะท้อนให้เห็นว่ามีสมาชิกในวัยแรงงานสูงกว่าจังหวัดอื่น ๆ เพราะสมาชิกในวัยดังกล่าวมักจะไม่ค่อยมีเวลาในการทำอาหารกินเอง

4.4.19 ผลผลิตกัญชจากยาสูบ เช่น บุหรี่ ยาสูบ พลุ และยานัตถ์



รูปที่ 4.160 : ค่าผลผลิตกัญชจากยาสูบรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

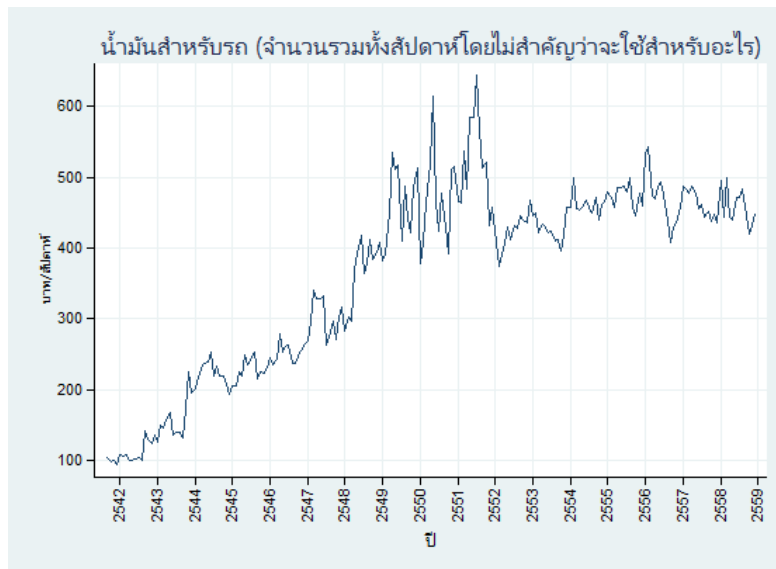
จากรูป 4.160 แสดงถึงการบริโภคยาสูบของครัวเรือน พบว่า ในช่วงแรก ๆ ครัวเรือนมีการบริโภคยาสูบเพิ่มขึ้น แต่กลับมีแนวโน้มลดลงในช่วงกลางปี พ.ศ. 2555 โดยในปีนี้กระทรวงการคลังเสนอให้ปรับขึ้นภาษีสรรพสามิตสุราและยาสูบ โดยปรับขึ้นภาษีบุหรี่ซองละ 6-8 บาท, สุราผสม 120 บาทต่อลิตร, สุราต่างประเทศ 400 บาทต่อลิตร ส่งผลให้บรรดาร้านค้าต่าง ๆ ได้รับผลกระทบเนื่องจากประชาชนบางส่วนได้ลดปริมาณในการซื้อซึ่งจากเดิมที่เคยซื้อบุหรี่ซองละซองก็มีการปรับเปลี่ยนหันมาซื้อแบ่งขายแทน และทำให้ครัวเรือนลดการบริโภคยาสูบลงเรื่อย ๆ ในปีถัดมา



รูปที่ 4.161 ค่าผลผลิตกัญชจากยาสูบรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

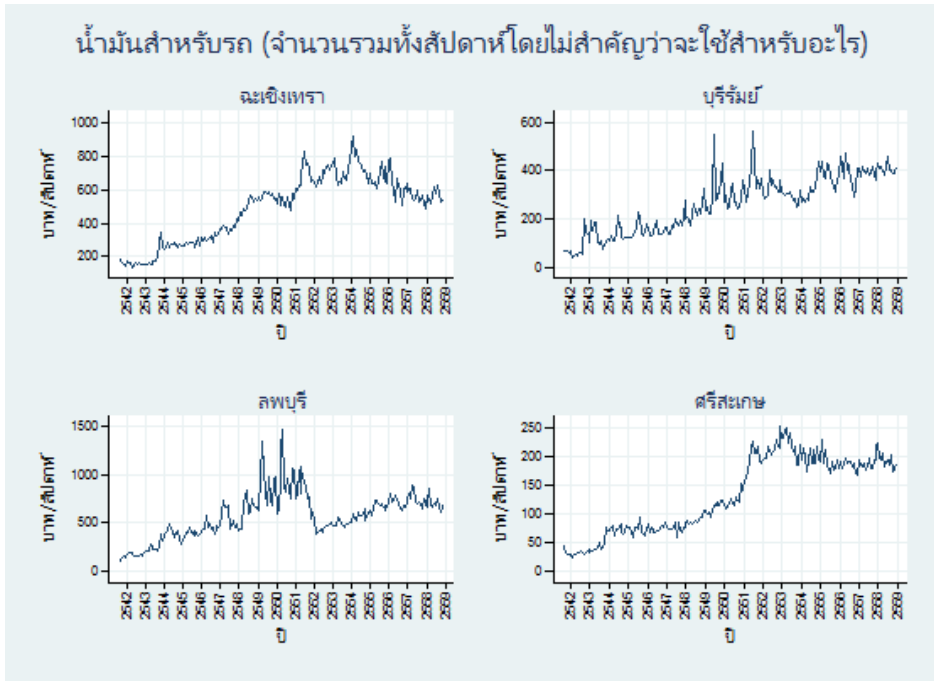
เมื่อแยกดูในรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.161 พบว่า คริวเรือในจังหวัดฉะเชิงเทรามีการบริโภค ยาสูบสูงที่สุดซึ่งตามมาด้วยลพบุรี บุรีรัมย์ และศรีสะเกษ ตามลำดับ โดยคริวเรือในจังหวัด ฉะเชิงเทรามีแนวโน้มบริโภคยาสูบลดลง ในขณะที่คริวเรือในจังหวัดลพบุรี บุรีรัมย์ และศรีสะเกษ กลับมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ซึ่งคริวเรือส่วนใหญ่มีการบริโภคยาสูบเฉลี่ยอยู่ที่ 30-50 บาทต่อสัปดาห์

4.4.20 น้ำมันสำหรับรถ (จำนวนรวมทั้งสัปดาห์โดยไม่สำคัญว่าจะใช้สำหรับอะไร)



รูปที่ 4.162 : ค่าน้ำมันสำหรับรถรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

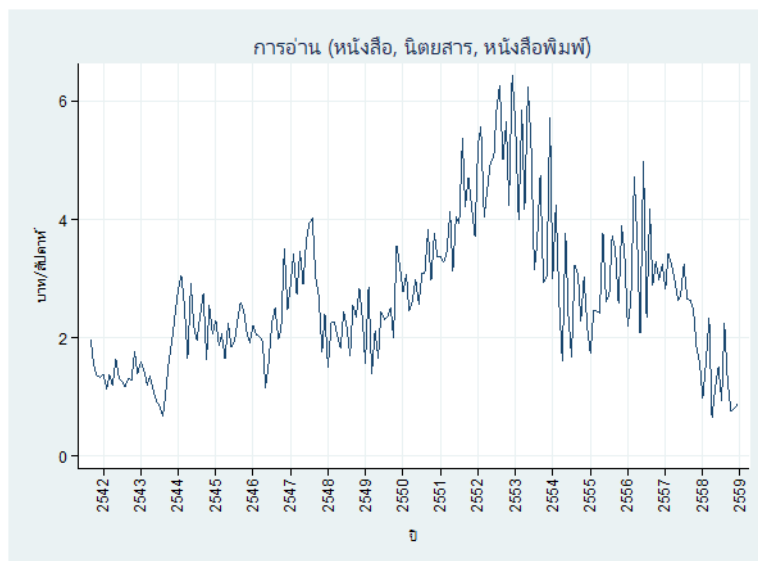
เมื่อพิจารณาตามรูปที่ 4.162 พบว่า คริวเรือมีค่าน้ำมันรถเพิ่มสูงขึ้นจนถึงปี พ.ศ. 2551 และลดลงอย่างเห็นได้ชัดในปี พ.ศ. 2552 โดยในปี 2551 เป็นปีที่ราคาน้ำมันปรับเพิ่มสูงขึ้นและมีราคาแพงที่สุดในประวัติศาสตร์ โดยมีราคาน้ำมันดีเซลลิตรละ 45 บาท เช่นเดียวกับราคาน้ำมันอื่น ๆ ที่แพงขึ้น ภาวะน้ำมันแพงทำให้ต้นทุนด้านพลังงานเพิ่มขึ้นอย่างรวดเร็ว มีผลต่อราคาสินค้าและบริการต่าง ๆ ปรับตัวเพิ่มสูงขึ้นด้วย



รูปที่ 4.163 : ค่าน้ำมันสำหรับรถรายสี่ปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 - 2558 แบ่งตามจังหวัด

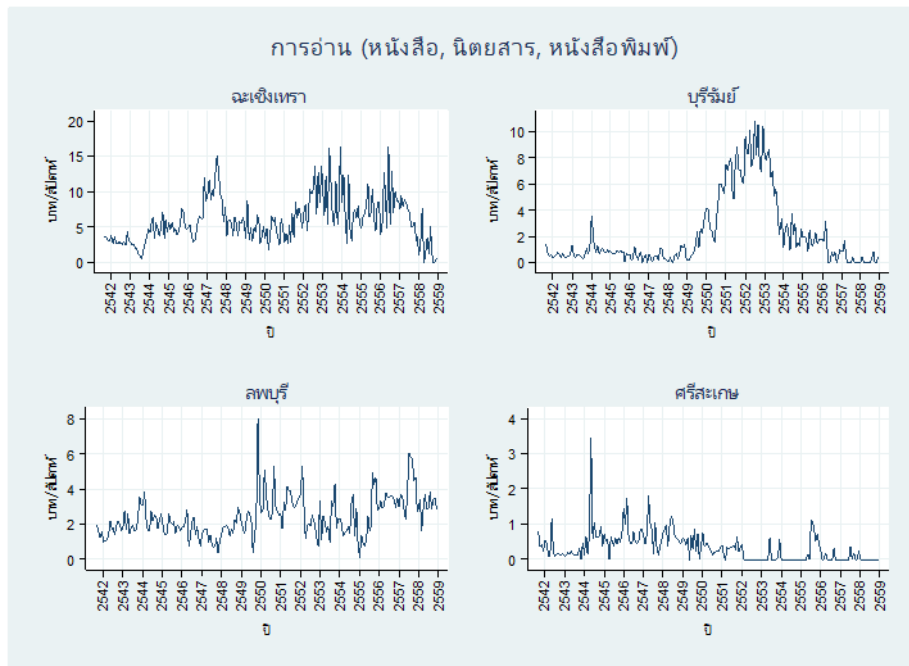
และหากแยกดูรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.163 พบว่า คราวเรือนทั้ง 4 จังหวัดมีแนวโน้มการใช้น้ำมันรถเพิ่มสูงขึ้น และยังเห็นได้ชัดว่าคราวเรือนในจังหวัดลพบุรีมีค่าน้ำมันรถลดต่ำลงในปี พ.ศ. 2551 ซึ่งอาจจะเกิดจากการมีความต้องการใช้น้ำมันรถและค่าใช้จ่ายเฉลี่ยสูงกว่าจังหวัดอื่น ๆ โดยเฉพาะการใช้รถหรือเครื่องจักรสำหรับการทำการเกษตรทำให้มีการใช้น้ำมันรถเฉลี่ยอยู่ที่ 500-1,000 บาทต่อสี่ปี รองลงมาเป็นคราวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรา บุรีรัมย์ และศรีสะเกษ ตามลำดับ

4.4.21 การอ่าน (หนังสือ นิตยสาร หนังสือพิมพ์)



รูปที่ 4.164 : ค่าหนังสือต่าง ๆ รายสี่ปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 - 2558

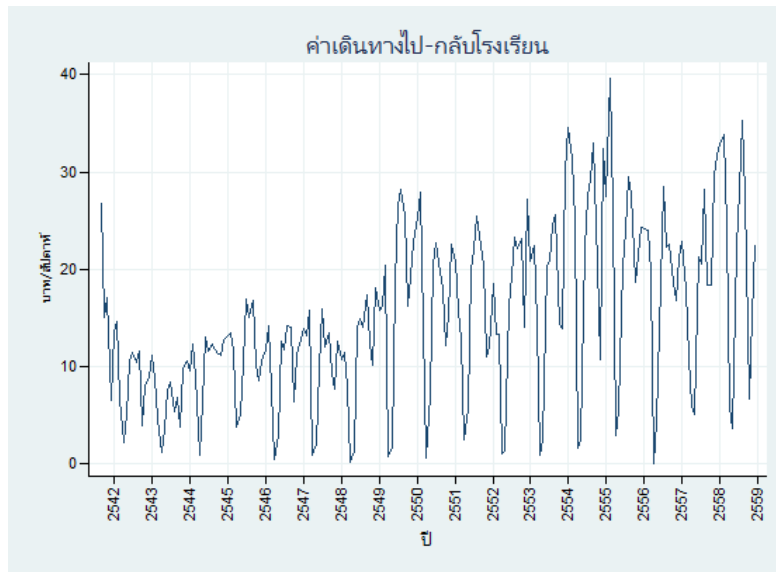
ในส่วนนี้เป็นการพิจารณาค่าใช้จ่ายที่เกี่ยวกับการอ่าน หรือค่านั่งสื่ต่าง ๆ ภายในครัวเรือน จากรูปที่ 4.164 จะเห็นได้ว่าค่าใช้จ่ายด้านการอ่านของครัวเรือนมีแนวโน้มลดลง สะท้อนว่าครัวเรือนไทยมีพฤติกรรมการอ่านน้อยลง โดยเฉพาะในปัจจุบันที่คนส่วนใหญ่เข้าถึงเทคโนโลยีที่ช่วยให้สามารถอ่านข่าวหรือเรื่องราวต่าง ๆ ผ่านทางโทรศัพท์มือถือ หรือแท็บเล็ตได้อย่างสะดวกมากขึ้น ส่งผลให้ค่าใช้จ่ายด้านการอ่านหนังสือลดลง แต่อาจทำให้ค่าโทรศัพท์หรืออินเทอร์เน็ตเพิ่มสูงขึ้นแทน



รูปที่ 4.165 : ค่าหนังสือต่าง ๆ รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

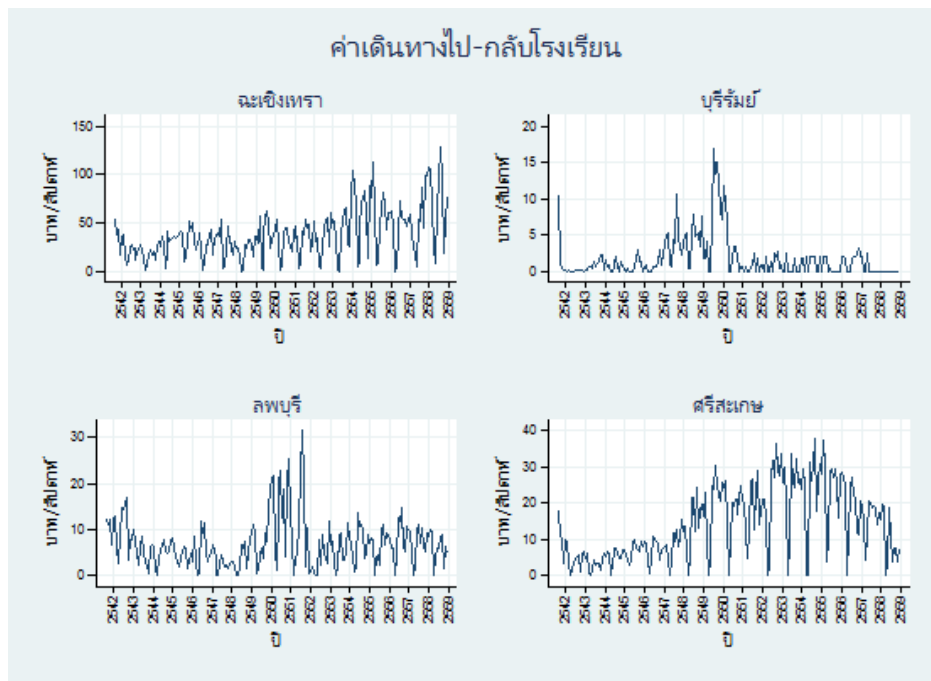
เมื่อแยกรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.165 พบว่า ค่าใช้จ่ายด้านการอ่านของครัวเรือนทั้ง 4 จังหวัด ลดลง โดยค่าใช้จ่ายด้านการอ่านของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีค่าสูงที่สุด ตามมาด้วยบุรีรัมย์ ลพบุรี และศรีสะเกษ ตามลำดับ

4.4.22 ค่าเดินทางไป-กลับโรงเรียน



รูปที่ 4.166 : ค่าเดินทางไป-กลับโรงเรียนรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

และเมื่อพิจารณาค่าเดินทางไปกลับโรงเรียนของสมาชิกในครัวเรือน ตามรูปที่ 4.166 พบว่ามีแนวโน้มขึ้นลงตามวัฏจักร แต่โดยเฉลี่ยค่าเดินทางไปกลับโรงเรียนเพิ่มขึ้นในทุก ๆ ปี โดยมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 10-40 บาทต่อสัปดาห์

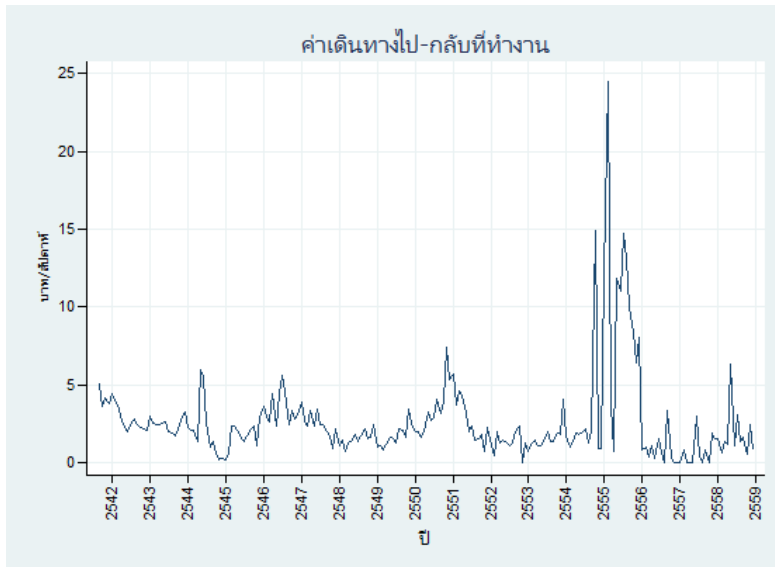


รูปที่ 4.167 : ค่าเดินทางไป-กลับโรงเรียนรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

ขณะที่เมื่อแยกดูรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.167 พบว่า ค่าเดินทางไปกลับโรงเรียนของครัวเรือนในจังหวัดฉะเชิงเทรามีค่าสูงที่สุด เฉลี่ยอยู่ที่ 5-100 บาทต่อสัปดาห์ รองลงมาเป็นจังหวัดศรีสะเกษ มี

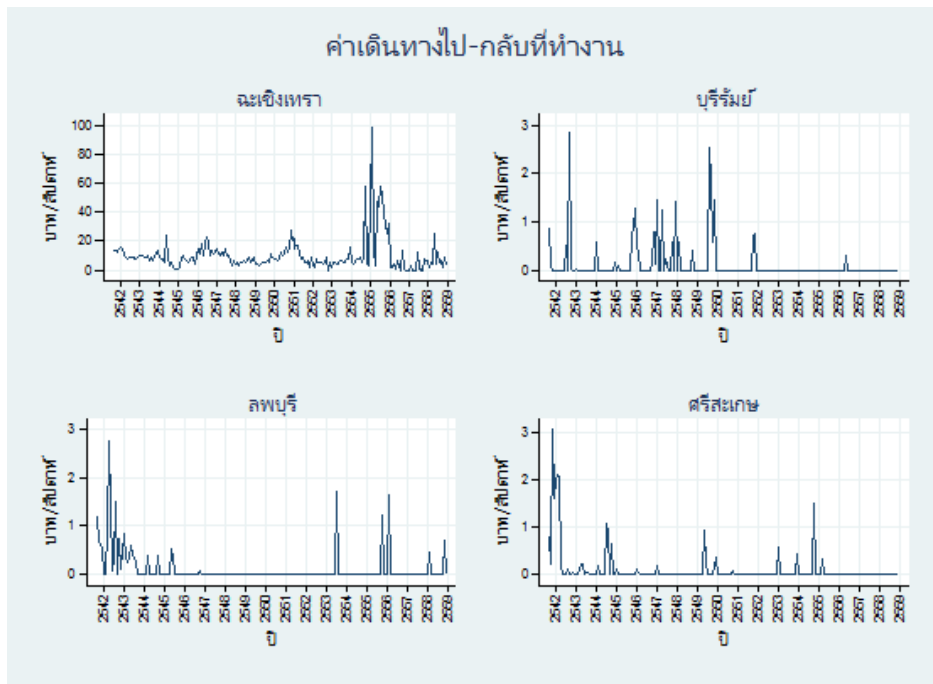
ค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 5-40 บาทต่อสัปดาห์ ตามมาด้วยจังหวัดลพบุรี มีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 5-30 บาทต่อสัปดาห์ และน้อยที่สุดคือจังหวัดบุรีรัมย์ โดยมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 0-15 บาทต่อสัปดาห์

4.4.23 ค่าเดินทางไป-กลับที่ทำงาน



รูปที่ 4.168 : ค่าเดินทางไป-กลับที่ทำงานรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

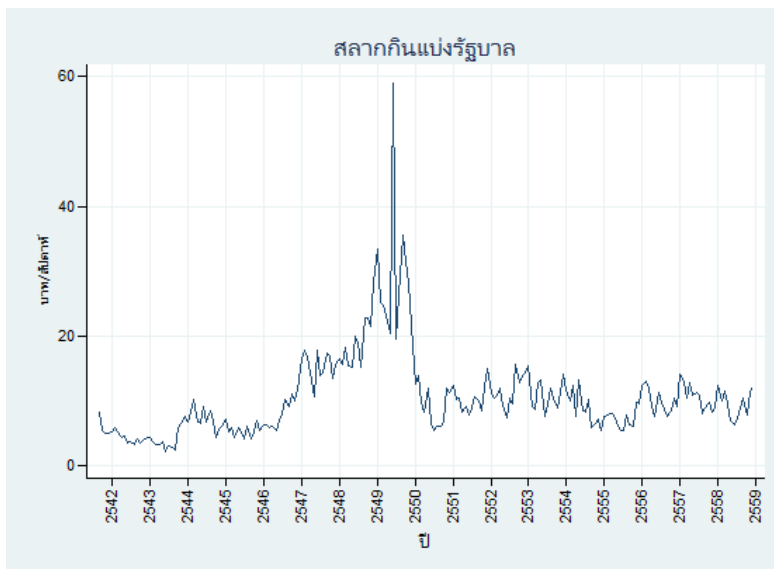
หากดูในส่วนของค่าเดินทางไปกลับที่ทำงานของสมาชิกในครัวเรือน จากรูปที่ 4.168 พบว่ามีค่าใช้จ่ายเฉลี่ยน้อยกว่าค่าเดินทางไปกลับโรงเรียน โดยมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 1-10 บาทต่อสัปดาห์ แสดงว่าสมาชิกครัวเรือนส่วนใหญ่นิยมใช้ยานพาหนะของตนเองในการเดินทางไปทำงานมากกว่าการใช้รถโดยสารสาธารณะ หรืออาจทำงานที่บ้าน หรือใกล้บ้าน ทำให้ไม่จำเป็นต้องมีค่าใช้จ่ายด้านการเดินทางมากนัก



รูปที่ 4.169 : ค่าเดินทางไป-กลับที่ทำงานรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

เมื่อแยกรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.169 พบว่า คริวเรื่อนในจังหวัดลพบุรี บุรีรัมย์ และศรีสะเกษ มีค่าใช้จ่ายด้านการเดินทางน้อยมาก ในขณะที่คริวเรื่อนในจังหวัดฉะเชิงเทราก็มีค่าเดินทางเฉลี่ยคิดเป็น 1-20 บาทต่อสัปดาห์ มากกว่าคริวเรื่อนทั้ง 3 จังหวัด

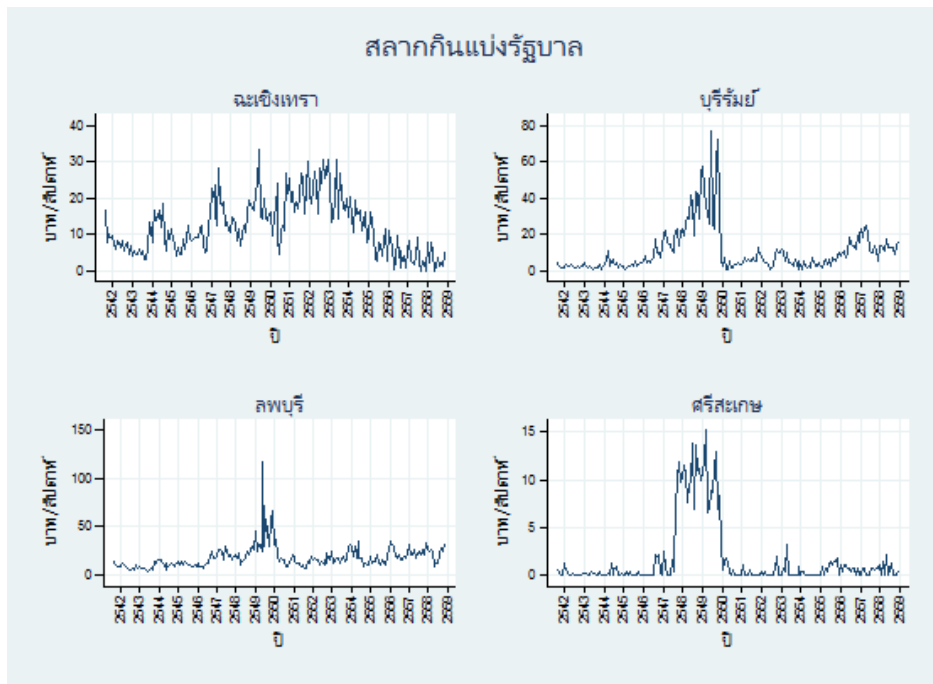
4.4.24 สลากกินแบ่งรัฐบาล



รูปที่ 4.170 : ค่าสลากกินแบ่งรัฐบาลรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

ในส่วนนี้เป็นค่าใช้จ่ายด้านสลากกินแบ่งรัฐบาลหรือที่ชาวบ้านเรียกกันว่า หวยรัฐบาล หรือ หวยบนดิน จากรูปที่ 4.170 พบว่า คริวเรื่อนมีค่าหวยรัฐบาลเฉลี่ยอยู่ที่ 1-20 บาทต่อสัปดาห์ แต่

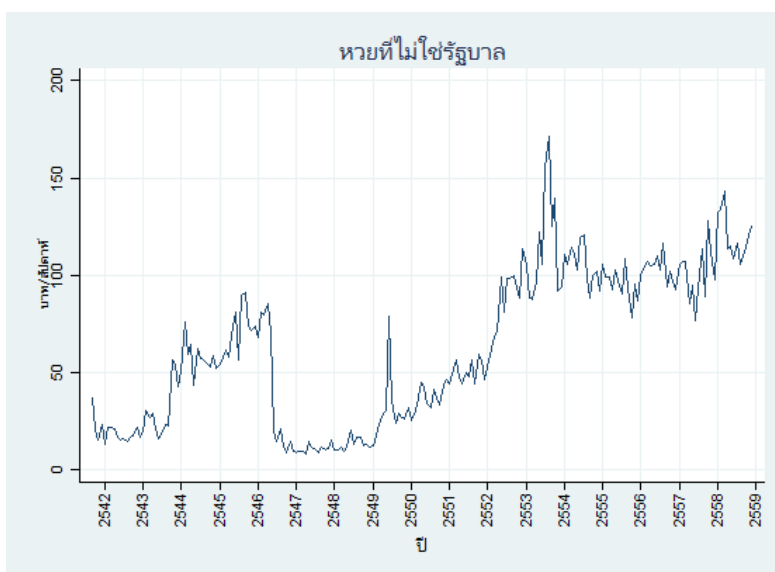
ในช่วงปี พ.ศ. 2547-2550 ค่าหอยรัฐบาลมีค่าเพิ่มสูงขึ้นอย่างชัดเจน ซึ่งในช่วงดังกล่าวเป็นยุคของรัฐบาล พ.ต.ท.ทักษิณ ชินวัตร เป็นนายกรัฐมนตรี



รูปที่ 4.171 : ค่าสลากกินแบ่งรัฐบาลรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

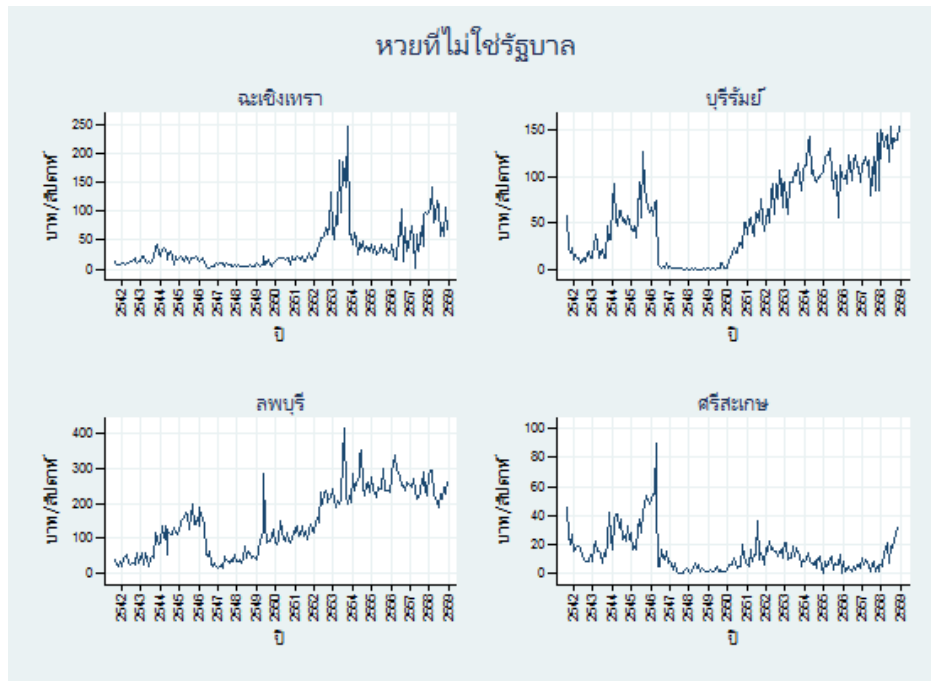
เมื่อแยกดูรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.171 พบว่า ค่าหอยรัฐบาลของทั้ง 4 จังหวัดเพิ่มสูงขึ้นในช่วงเดียวกันกับภาพรวม โดยจังหวัดที่มีค่าหอยรัฐบาลมากที่สุดคือ ลพบุรี รองลงมาเป็นฉะเชิงเทรา บุรีรัมย์ และศรีสะเกษ

4.4.25 หอยที่ไม่ใช่รัฐบาล



รูปที่ 4.172 : ค่าหอยที่ไม่ใช่รัฐบาลรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

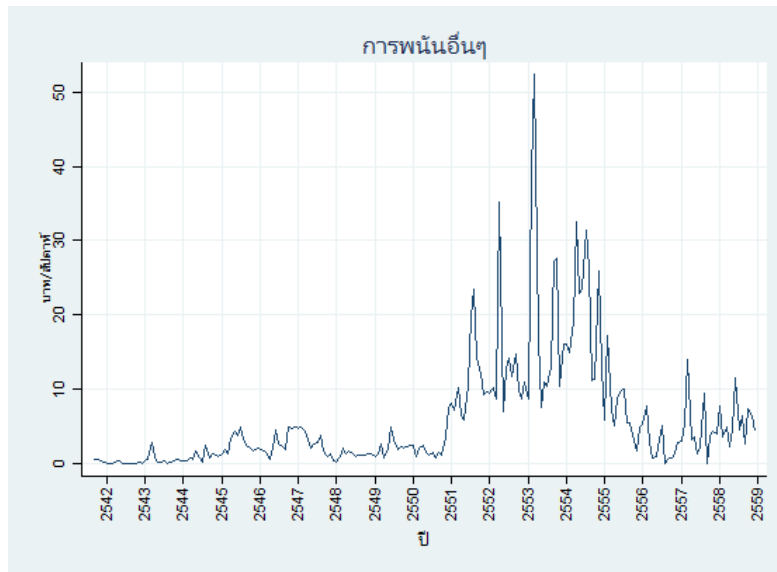
ในขณะที่เมื่อพิจารณาหอยที่ไม่ใช่รัฐบาล ตามรูปที่ 4.172 พบว่า มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น แต่ในขณะเดียวกันกลับมีค่าลดลงในช่วงที่หอยรัฐบาลเพิ่มสูงขึ้น และจะเห็นได้ว่าครัวเรือนมีค่าหอยที่ไม่ใช่รัฐบาลสูงกว่าหอยรัฐบาล ซึ่งมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 10-150 บาทต่อสัปดาห์



รูปที่ 4.173 : ค่าหอยที่ไม่ใช่รัฐบาลรายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

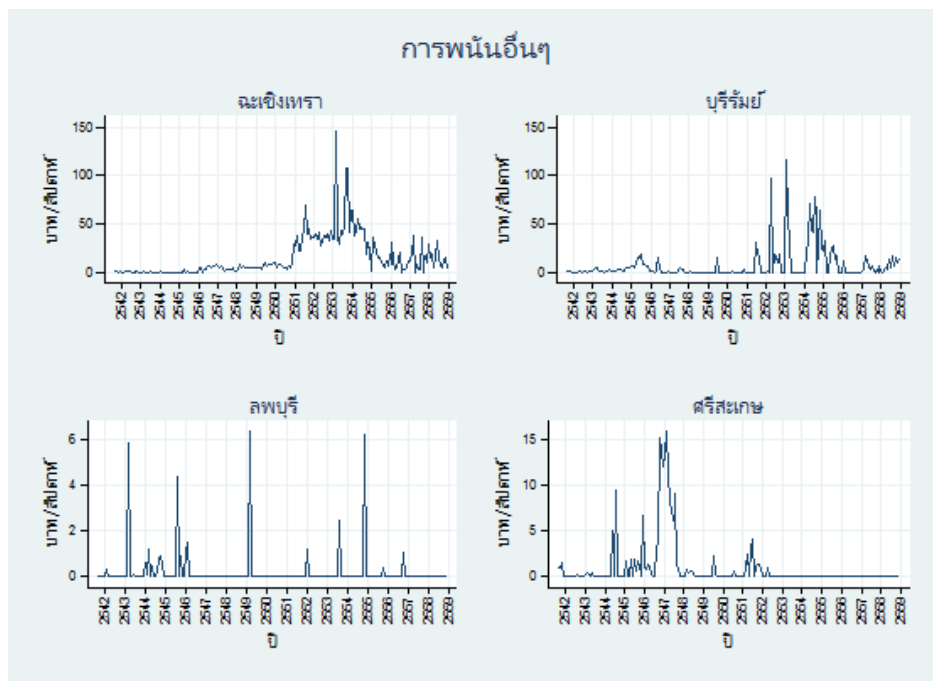
เมื่อแยกรายจังหวัด ตามรูปที่ 4.173 พบว่า ช่วงที่ค่าหอยที่ไม่ใช่รัฐบาลลดลงก็ยังคงเป็นช่วงเดียวกับที่ค่าหอยรัฐบาลเพิ่มขึ้น ซึ่งครัวเรือนจังหวัดลพบุรีมีค่าใช้จ่ายเฉลี่ยสูงสุด อยู่ที่ 10-300 บาทต่อสัปดาห์ รองลงมาเป็นฉะเชิงเทรา บุรีรัมย์ และสุรินทร์ ตามลำดับ

4.4.26 การพนันอื่น ๆ



รูปที่ 4.174 : ค่าการพนันอื่น ๆ รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558

ในส่วนนี้เป็นค่าการพนันอื่น ๆ ของครัวเรือน จากรูปที่ 4.174 พบว่า ในปี พ.ศ. 2551-2555 เป็นช่วงที่ค่าการพนันอื่น ๆ เพิ่มสูงขึ้น โดยเฉพาะในปี พ.ศ. 2553 ที่ค่าการพนันอื่น ๆ เพิ่มสูงมากที่สุด ซึ่งในปีนั้นเป็นช่วงการแข่งขันฟุตบอลโลก ปี ค.ศ. 2010 ครั้งที่ 19 โดยมีเจ้าภาพคือประเทศฝรั่งเศส ซึ่งมีค่าใช้จ่ายเฉลี่ยสูงถึงเกือบ 50 บาทต่อสัปดาห์



รูปที่ 4.175 : ค่าการพนันอื่น ๆ รายสัปดาห์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – 2558 แบ่งตามจังหวัด

เมื่อแยกรายจังหวัด จากรูปที่ 4.175 พบว่า คริวเรือในจังหวัดฉะเชิงเทรามีค่าใช้จ่ายการ
พนักอื่น ๆ สูงที่สุด และยังมีค่าการพนักสูงที่สุดในช่วงฟุตบอลโลกด้วยเช่นเดียวกัน รองลงมาเป็น
บุรีรัมย์ ศรีสะเกษ และลพบุรี ตามลำดับ

บทที่ 5

ผลการดำเนินงาน

ตลอดระยะเวลาการดำเนินงานที่ผ่านมา ตั้งแต่ระยะที่ 1 - ระยะที่ 3 ชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้ เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทยได้ให้การสนับสนุน Townsend Thai Data ให้เกิดการพัฒนาฐานข้อมูล ระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำ (panel data) อย่างต่อเนื่อง อันจะช่วยพัฒนางานวิจัยและองค์ความรู้เกี่ยวกับ เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย รวมถึงกิจกรรมที่เกิดขึ้นภายใต้ชุดโครงการฯ ดังต่อไปนี้

โครงการย่อยต่าง ๆ ภายใต้ชุดโครงการฯ

- ระยะที่ 1

1. โครงการฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม ระยะที่ 1
หัวหน้าโครงการ: ผศ.ดร. วีระชาติ กิเลนทอง
2. โครงการฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม
หัวหน้าโครงการ: ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล
3. โครงการแบบจำลองการเลือกอาชีพ ความไม่สมบูรณ์ของตลาดการเงิน และการค้าระหว่างหมู่บ้าน
ในชนบทของประเทศไทย หัวหน้าโครงการ: ดร.อาชว์ ปวีณวัฒน์
4. โครงการการเปลี่ยนแปลงของความยากจนในชนบทไทย จากกรณีศึกษา Townsend Thai Data
หัวหน้าโครงการ: ดร.อนันต์ ภาวสุทธิไพศิฐ

- ระยะที่ 2

1. โครงการฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม ระยะที่ 2
หัวหน้าโครงการ: คุณสมบัติ ศกุนตะเสถียร
2. โครงการการจัดทำฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร
หัวหน้าโครงการ: ดร.ภัทรพรรณ อดทน
3. โครงการบทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต
หัวหน้าโครงการ: ดร.เนื่อแพร์ เล็กเฟื่องฟู
4. โครงการการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจาก
ข้อมูล Townsend Thai Data หัวหน้าโครงการ: ดร.เขาวนา เพชรรัตน์

- ระยะที่ 3

1. โครงการฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม ระยะที่ 3
หัวหน้าโครงการ: คุณสมบัติ ศกุนตะเสถียร
2. โครงการฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม ระยะที่ 2

หัวหน้าโครงการ: ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล

3. โครงการการจัดทำระบบแสดงผลออนไลน์จากข้อมูลบัญชีครัวเรือน Townsend Thai Data

หัวหน้าโครงการ: ดร.ภัทรพรรณ อดทน

งานวิจัยและบทความที่เกิดขึ้นจากชุดโครงการฯ

- ระยะที่ 1

1. บทความเรื่อง “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการพัฒนาองค์ความรู้ด้านเศรษฐกิจและสังคม: Townsend Thai Data”, ฤกษ์เลิศ สัมพันธ์รักษ์ และ วีระชาติ กิเลนทอง, issue 14/2015, 18 Dec 2015, aBRIDGEd articles
2. บทความเรื่อง “บทเรียนจากกองทุนหมู่บ้าน”, วีระชาติ กิเลนทอง และ กิตติพงษ์ เรือนทิพย์, issue 1/2016, 16 Jan 2016, aBRIDGEd articles
3. บทความเรื่อง “ข้อจำกัดด้านการกู้ยืมและการตัดสินใจเป็นผู้ประกอบการของครัวเรือนไทย”, อาชว์ ปวิณวัฒน์, aBRIDGEd articles
4. บทความเรื่อง “อุปสรรคของการพัฒนาระบบประกันที่สมบูรณ์ในชุมชนชนบทของไทย”, นราพงศ์ ศรีวิศาล, aBRIDGEd articles

- ระยะที่ 2

1. Benjamin Moll, Robert M. Townsend, Victor Zhorin. “Economic Development, Flow of Funds and the Equilibrium Interaction of Financial Frictions.”, Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, June 13, 2017, Vol.114, No.24, P6176-6184.
2. Samphantharak, Krislert and Robert M. Townsend. “Risk and Return in Village Economies.” revised 2017. (Forthcoming in American Economic Journal: Microeconomics).
3. Samphantharak, Krislert, Scott Schuh and Robert M. Townsend. "Integrated Household Surveys: An Assessment of U.S. Methods and an Innovation", Economic Inquiry, 12 October 2017.
4. Joseph P. Kaboski and Robert M. Townsend “The Impact of Credit on Village Economies.” American Economic Journal: Applied Economics 4(2), April 2012: 98-133.
5. Joseph Kaboski and Robert M. Townsend. “A Structural Evaluation of a Large-Scale Quasi-Experimental Microfinance Initiative.” Econometrica 79(5), September 2011: 1357-1406.

6. Adriana de la Huerta. "Microfinance in Rural and Urban Thailand: Policies, Social Ties and Successful Performance," University of Chicago, 2011.
 7. Joseph P. Kaboski and Robert M. Townsend. "Policies and Impact: An Evaluation of Village-Level Microfinance Institutions." Journal of the European Economic Association 3(1), January 2005: 1-50.
 8. Archawa Paweenawat, "Occupational Choice, Financial Frictions, and Trade across Thai Villages", July 2017, working paper.
- **ระยะที่ 3**
 1. Ehrlich, Daniel and Robert M. Townsend. "Spatial Spillovers and Labor Market Dynamics: Village Financial Interventions in Thailand." Working Paper, 2019.
 2. Joaquim, Gustavo, Robert M. Townsend and Victor Zhorin "Optimal Contracting and Spatial Competition among Financial Service Providers" Working Paper, 2019.
 3. Paweenawat, Archawa and Robert M. Townsend. "The Impact of Regional Isolationism: Disentangling Real and Financial Factors." Working Paper, 2019.
 4. Chandrasekhar, Arun, Robert M. Townsend and Juan Pablo Xandri "Financial Centrality and Liquidity Provision." Working Paper, 2018.
 5. Banerjee, Abhijit, Emily Breza, Robert M. Townsend and Diego Vera-Cossio "Access to Credit and Productivity: Evidence from Thai Villages" Working Paper, 2018.
 6. Ji, Yan, and Robert M. Townsend "Bank Branch Expansion vs. International Capital Flows: Integrating Local Spatial Markets with Macro Aggregates" Working Paper, 2017.
 7. เซาวนา เพชรรัตน์ และคณะ, "รูปแบบการผลิตเกษตรของครัวเรือนไทยในชนบท จากข้อมูล Townsend", aBRIDGE Article, ISSUE 10/2019, 15 May 2019.
 8. เนื้อแพรว เล็กเฟื่องฟู และฉัสม สรุงบุญมี, "มองบทบาทของสภาวะครัวเรือนแห่งกลางต่อการพัฒนาคนผ่านฐานข้อมูล Longitudinal ของไทย", aBRIDGE Article, ISSUE 11/2019, 29 May 2019.

กิจกรรมต่าง ๆ ภายใต้ชุดโครงการฯ

- การจัดสัมมนาวิชาการ ในวันจันทร์ที่ 14 ธันวาคม 2558 ณ สถาบันวิจัยเศรษฐกิจป๋วย อึ๊งภากรณ์ ธนาคารแห่งประเทศไทย
ผลที่คาดว่าจะได้รับ
 1. แลกเปลี่ยนความรู้ระหว่างนักวิจัยที่เข้าร่วมสัมมนา

2. เพื่อดูหานักวิจัยที่มีความสามารถเข้าร่วมชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย

ผลการดำเนินงาน

ได้นักวิจัยรุ่นใหม่ที่มีความรู้ความสามารถเพื่อเข้าร่วมชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย

- การจัดประชุมโครงการพัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ในวันอังคารที่ 15 ธันวาคม 2558 ณ ธนาคารแห่งประเทศไทย

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

1. แนะนำและประชาสัมพันธ์ชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย
2. เผยแพร่ผลงานวิจัยที่ใช้ข้อมูล Townsend Thai Data

ผลการดำเนินงาน

มีผู้ทรงคุณวุฒิและนักวิจัยไทยให้ความสนใจเข้าร่วมประชุมรวมทั้งสิ้น 58 ท่าน นอกจากนี้ นักวิจัยหลาย ๆ ท่านยังมีความประสงค์จะนำข้อมูล Townsend Thai Data ไปใช้เพื่อต่อยอดงานวิจัยซึ่งจะก่อให้เกิดประโยชน์ต่อไปในอนาคต



- การจัดประชุมคณะกรรมการกำกับทิศทางการวิจัยชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ครั้งที่ 1/2558 ในวันอังคารที่ 15 ธันวาคม 2558 ณ ธนาคารแห่งประเทศไทย

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

1. กำหนดแนวทางการดำเนินงานและบทบาทหน้าที่ของคณะกรรมการกำกับทิศทางการวิจัยชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย
2. กำหนดกรอบประเด็นวิจัย และแนวทางการประยุกต์ใช้ฐานข้อมูล Townsend Thai Data
3. การจัดทำข้อเสนอแนะเชิงนโยบายและการนำงานวิจัยไปใช้ประโยชน์

ผลการดำเนินงาน

1. กำกับทิศทางกาวิจัยประเด็นที่เกี่ยวข้องกับชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย
 2. ให้คำแนะนำในการจัดทำข้อเสนอแนะทางนโยบายจากงานวิจัยและการดำเนินงานวิจัยไปใช้ประโยชน์ด้านนโยบายอื่น ๆ และให้คำแนะนำเพื่อผลักดันให้ผลงานวิจัยเชิงนโยบายดังกล่าวลงไปสู่หน่วยงานที่เกี่ยวข้องโดยตรง
 3. กำหนดแนวทางในการบริหารจัดการฐานข้อมูล Townsend Thai Data
 4. ให้แนวทางในการดำเนินงานชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทยในภาพรวม
 5. คณะกรรมการฯ ทาบหานักวิจัยที่มีคุณสมบัติ ความสามารถ และมีความสนใจเฉพาะด้านเศรษฐศาสตร์เท่านั้น (มุ่งเน้นไปที่กลุ่มนักเศรษฐศาสตร์รุ่นใหม่) หากมีนักวิจัยด้านอื่น ๆ นอกเหนือจากด้านเศรษฐศาสตร์ที่สนใจจะใช้ข้อมูล Townsend Thai Data เพื่อยื่นข้อเสนอโครงการทางคณะกรรมการฯ จะมีหน้าที่ให้คำแนะนำและประสานงานส่งต่อไปยัง สกว. เพื่อดำเนินการต่อไป
 6. การจัดสัมมนาเสนอผลงานวิจัยของโครงการที่ดำเนินเสร็จสมบูรณ์ ระหว่างนักวิจัย ผู้ทรงคุณวุฒิ ผู้มีส่วนรวมและผู้สนใจ เพื่อระดมความคิดในการพัฒนาต่อยอดหรือขยายผลจากองค์ความรู้ที่ได้เพื่อนำไปสู่การออกแบบนโยบายด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม ตลอดจนวางแผนพัฒนาชุมชนให้เป็นระบบมากขึ้น โดยจะมีการเผยแพร่ผลการวิจัยของชุดโครงการฯ ผ่านเว็บไซต์และการจัดประชุมวิชาการเป็นหลัก
- การประชุมลงพื้นที่ติดตามความก้าวหน้า โครงการฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม ในวันที่ 22 มีนาคม 2559 ณ อำเภอบ้านกรวด จังหวัดบุรีรัมย์

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

ติดตามความก้าวหน้าของโครงการ “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์” 6 เดือนที่ 1 ระหว่างนักวิจัยในโครงการและผู้ให้ทุน (สกว. และ ธปท.) เพื่อรับทราบผลการดำเนินงานของโครงการวิจัย ปัญหาที่เกิดขึ้นและการแก้ไข

ผลการดำเนินงาน

รับทราบผลการดำเนินโครงการและขั้นตอนต่าง ๆ ในการได้มาซึ่งข้อมูล Townsend Thai Micro Monthly Data จากทีมงานในพื้นที่ พร้อมทั้งปัญหาและอุปสรรคที่เกิดขึ้นระหว่างการทำงาน และพิจารณาให้ทุนสนับสนุนโครงการฯ ในงวดถัดไป



- การประชุมการนำเสนอรายงานความก้าวหน้าและข้อเสนอโครงการภายใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ในวันที่ 19 พฤษภาคม 2559 ณ ธนาคารแห่งประเทศไทย **ผลที่คาดว่าจะได้รับ**

1. ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะจากผู้ทรงคุณวุฒิที่มีต่อการดำเนินงานของโครงการในระยะเวลา 6 เดือนแรก เพื่อนำไปปรับปรุงแก้ไขสำหรับการดำเนินงานของโครงการในระยะ 6 เดือนถัดไป
2. ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะที่มีต่อข้อเสนอโครงการที่อยู่ระหว่างการพัฒนาภายใต้ชุดโครงการฯ

ผลการดำเนินงาน

1. การจัดทำรายงานความก้าวหน้าโครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม” และ โครงการ “การศึกษาการค้าระดับหมู่บ้านในไทยโดยใช้แบบจำลองการเลือกอาชีพที่มีความไม่สมบูรณ์ของตลาดการเงิน” ครั้งที่ 1 นำเสนอต่อ สกว. เพื่อพิจารณางบประมาณการดำเนินงานของโครงการในงวดที่ 2
2. การจัดทำข้อเสนอโครงการ “การเปลี่ยนแปลงของความยากจนในชนบทไทย” และข้อเสนอโครงการ “การจัดทำฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร” นำเสนอต่อ สกว. เพื่อพิจารณาอนุมัติการจัดทำโครงการภายใต้ชุดโครงการฯ



- การนำเสนอรายงานความก้าวหน้าของชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ครั้งที่ 1 ต่อคณะกรรมการกำกับทิศทางการวิจัยชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ในวันที่ 3 มิถุนายน 2559 ณ ห้องประชุม 1 ชั้น 14 สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะต่อแผนการดำเนินงานของชุดโครงการฯ ในระยะ 6 เดือนแรก เพื่อนำไปปรับปรุงและพัฒนาการดำเนินงานให้ตรงตามวัตถุประสงค์ของชุดโครงการฯ ในระยะถัดไป

ผลการดำเนินงาน

การจัดทำแผนการดำเนินงานในระยะต่อไปของชุดโครงการฯ โดยกำหนดให้นักวิจัยสามารถยื่นข้อเสนอโครงได้ 2 รอบ คือ เดือนเมษายน และเดือนตุลาคม และการกำหนดหัวข้อหลักในการทำวิจัยภายใต้ชุดโครงการฯ ซึ่งได้รับความเห็นชอบจากคณะกรรมการกำกับทิศทางของชุดโครงการฯ

- การนำเสนอรายงานความก้าวหน้าของชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ครั้งที่ 2 ต่อคณะกรรมการกำกับทิศทางการวิจัยชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ในวันที่ 20 มกราคม 2560 ณ ห้องประชุม 1 ชั้น 14 สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

1. ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะจากผู้ทรงคุณวุฒิที่มีต่อการดำเนินงานของโครงการในระยะเวลา 12 เดือน เพื่อนำไปปรับปรุงแก้ไขสำหรับการดำเนินงานของโครงการในระยะถัดไป
2. ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะที่มีต่อรายงานฉบับสมบูรณ์ของโครงการที่เพิ่งเสร็จสิ้นไป

ผลการดำเนินงาน

1. การจัดทำแผนการดำเนินงานในระยะต่อไปของชุดโครงการฯ
2. การจัดทำรายงานฉบับสมบูรณ์โครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม” และ โครงการ “แบบจำลองการเลือกอาชีพ ความไม่สมบูรณ์ของตลาดการเงิน และการค้าระหว่างหมู่บ้านในชนบทของประเทศไทย ”



- การจัดการอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 1 ในวันที่ 6 กุมภาพันธ์ 2560 ณ ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

นักวิจัยมีความรู้ความเข้าใจและสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และบัญชีครัวเรือนที่จัดทำขึ้นจากฐานข้อมูลดังกล่าวภายใต้โครงการฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคมไปใช้ในงานวิจัยและพัฒนานโยบายได้อย่างถูกต้องมากยิ่งขึ้น

ผลการดำเนินงาน

การจัดอบรมดังกล่าวได้รับความสนใจจากนักวิจัยและผู้ที่เคยขอใช้ข้อมูล รวมทั้งสิ้น 27 ท่าน ซึ่งจะช่วยให้ผู้เข้าร่วมอบรมสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และบัญชีครัวเรือนไปใช้พัฒนางานวิจัยได้อย่างถูกต้อง



- การประชุมการนำเสนอรายงานความก้าวหน้าและข้อเสนอโครงการภายใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ครั้งที่ 3 ในวันที่ 3 พฤษภาคม 2560 ณ ห้องประชุม 1 ชั้น 15 สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย ต่อคณะกรรมการกำกับทิศทางการวิจัยชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

1. ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะจากผู้ทรงคุณวุฒิที่มีต่อการดำเนินงานของโครงการในระยะเวลา 6 เดือนแรก เพื่อนำไปปรับปรุงแก้ไขสำหรับการดำเนินงานของโครงการในระยะถัดไป
2. ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะที่มีต่อข้อเสนอโครงการที่กำลังจะขึ้นสัญญาภายใต้ชุดโครงการฯ

ผลการดำเนินงาน

1. ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะต่อโครงการ “การเปลี่ยนแปลงของความยากจนในชนบทไทย” และโครงการ “การจัดทำฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร” ในระยะ 6 เดือนแรก เพื่อนำไปปรับปรุงการดำเนินงานในระยะถัดไปและการจัดทำรายงานฉบับสมบูรณ์
2. ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะต่อข้อเสนอโครงการเรื่อง “บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคตของสังคมสูงวัย” และข้อเสนอโครงการเรื่อง “การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data” เพื่อนำไปปรับปรุงก่อนการดำเนินงานและขึ้นสัญญาภายใต้ชุดโครงการฯ

- การจัดสัมมนาวิชาการระดับนานาชาติ หัวข้อ “Finance and Development: Data, Research, and Policy Design” ระหว่างวันที่ 8-9 มิถุนายน 2560 ณ ห้องประชุมภัทรรวมใจ อาคาร 2 ชั้น 2 ธนาคารแห่งประเทศไทย

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

แนวคิดของนักวิจัยชั้นนำทั้งในและต่างประเทศ ในประเด็นที่เกี่ยวข้องกับการพัฒนาเศรษฐกิจและบทบาทของภาคการเงิน โดยเน้นถึงความสำคัญของการเก็บข้อมูลสำหรับงานวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม ซึ่งจะมีส่วนช่วยให้ผู้กำหนดนโยบายสามารถออกแบบนโยบายได้อย่างมีประสิทธิภาพ

ผลการดำเนินงาน

การจัดสัมมนาในครั้งนี้ได้รับความสนใจจากนักวิจัย บุคลากรและผู้ที่เกี่ยวข้องจากทั้งหน่วยงานภาครัฐและเอกชนรวมทั้งสิ้นประมาณ 200 กว่าท่าน ซึ่งก่อให้เกิดการสร้างเครือข่ายระหว่างนักวิจัยทั้งในและต่างประเทศ เพื่อร่วมกันระดมความคิดเห็นและพัฒนาผลงานวิจัยในประเด็นที่เกี่ยวกับการพัฒนาเศรษฐกิจและบทบาทของภาคการเงิน



- การประชุมผู้ประสานงานฝ่ายชุมชนและสังคม สกว. ประจำปี 2560 ในวันที่ 9 ตุลาคม 2560

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

เพื่อเป็นกรอบแนวทางในการบริหารจัดการทุนวิจัย และการบริหารองค์กรให้ตอบสนองต่อทิศทางการพัฒนาประเทศ และสอดคล้องกับยุทธศาสตร์ชาติ 20 ปี

ผลการดำเนินงาน

1. สร้างองค์ความรู้เกี่ยวกับการเปลี่ยนแปลงทางสังคม
2. สนับสนุนสร้างความคุ้มครองทางสังคม (social protection) ไม่ให้คนตกเข้าสู่ความยากจนและลดความเหลื่อมล้ำ
3. มุ่งหนุนเสริมการสร้างประสิทธิภาพของกลุ่ม องค์กร ที่ทำงานมิติเศรษฐกิจและสังคม เพื่อเพิ่มขีดความสามารถในการจัดการสังคมอย่างยั่งยืน และปรับเงื่อนไขเชิงโครงสร้างที่กีดทับการพัฒนาของชุมชนและท้องถิ่น

- การจัดการอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 2 ในวันที่ 26 ธันวาคม 2560 ณ ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

นักวิจัยมีความรู้ความเข้าใจและสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และบัญชีครัวเรือนที่จัดทำขึ้นจากฐานข้อมูลดังกล่าวภายใต้โครงการฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคมไปใช้ในงานวิจัยและพัฒนานโยบายได้อย่างถูกต้องมากยิ่งขึ้น

ผลการดำเนินงาน

การจัดอบรมดังกล่าวได้รับความสนใจจากนักวิจัยและผู้ที่เคยขอใช้ข้อมูล รวมทั้งสิ้น 11 ท่าน ซึ่งจะช่วยให้ผู้เข้าร่วมอบรมสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และบัญชีครัวเรือนไปใช้พัฒนางานวิจัยได้อย่างถูกต้อง



- การจัดอบรมการใช้ฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร ในวันอังคารที่ 30 มกราคม 2561 เวลา 9.30 – 11.30 น. ณ ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

นักวิจัยจะได้ใช้ประโยชน์จากข้อมูลรายบุคคลแบบตัวอย่างซ้ำและลดต้นทุนการจัดการข้อมูลแบบตัวอย่างจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร

ผลการดำเนินงาน

การเผยแพร่การใช้โค้ดคำสั่งในการจัดทำฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร



- การประชุมโครงการวิจัยภายใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ครั้งที่ 1/2561 ในวันอังคารที่ 13 กุมภาพันธ์ 2561 เวลา 09.00 – 12.00 น. ณ ห้องประชุม 1 ชั้น 14 สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.)

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

1. ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะจากผู้ทรงคุณวุฒิที่มีต่อการดำเนินงานของโครงการในระยะเวลา 12 เดือน เพื่อนำไปปรับปรุงแก้ไขสำหรับการดำเนินงานของโครงการในระยะถัดไป
2. ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะที่มีต่อรายงานฉบับสมบูรณ์ของโครงการที่เพิ่งเสร็จสิ้นไป

ผลการดำเนินงาน

1. การจัดทำแผนการดำเนินงานในระยะต่อไปของชุดโครงการฯ
2. การแก้ไขข้อเสนอแนะรายงานฉบับสมบูรณ์ของโครงการย่อยต่าง ๆ ภายใต้ชุดโครงการฯ ให้มีความสมบูรณ์มากยิ่งขึ้น

- การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 3 ในวันพฤหัสบดีที่ 16 สิงหาคม 2561 เวลา 13:00 – 16:00 น. ณ ห้องประชุมคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

พัฒนาบุคลากรนักวิจัยในพื้นที่ทางภาคเหนือที่มีศักยภาพให้มีความรู้ความเข้าใจและสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data ไปใช้ได้

ผลการดำเนินงาน

สร้างเครือข่ายนักวิจัยทางภาคเหนือเพื่อให้สามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และบัญชีครัวเรือนไปใช้พัฒนางานวิจัยได้อย่างถูกต้อง



- การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 4 ในวันพฤหัสบดีที่ 23 สิงหาคม 2561 เวลา 13:00 – 16:00 น. ณ ห้องประชุมคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

พัฒนาบุคลากรนักวิจัยในพื้นที่ทางภาคใต้ที่มีศักยภาพให้มีความรู้ความเข้าใจและสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data ไปใช้ได้

ผลการดำเนินงาน

สร้างเครือข่ายนักวิจัยทางภาคใต้เพื่อให้สามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และบัญชีครัวเรือนไปใช้พัฒนางานวิจัยได้อย่างถูกต้อง



- การประชุมโครงการวิจัยภายใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ครั้งที่ 2/2561 ในวันพุธที่ 18 ตุลาคม 2561 เวลา 09.00 – 12.00 น. ณ ห้องประชุม 1 ชั้น 15 สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.)

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

1. ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะจากผู้ทรงคุณวุฒิที่มีต่อการดำเนินงานของโครงการในระยะเวลา 12 เดือน เพื่อนำไปปรับปรุงแก้ไขสำหรับการดำเนินงานของโครงการในระยะถัดไป
2. ข้อคิดเห็นและข้อเสนอแนะที่มีต่อรายงานฉบับสมบูรณ์ของโครงการที่เพิ่งเสร็จสิ้นไป

ผลการดำเนินงาน

1. การจัดทำและแปลหนังสือ Chronicles from the field
2. การจัดทำรายงานฉบับสมบูรณ์โครงการ “บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต”



- การจัดอบรมการใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 5 ในวันพุธที่ 23 มกราคม 2562 เวลา 13:00 – 16:00 น. ณ ห้องปฏิบัติการคอมพิวเตอร์ BS02 คณะบริหารธุรกิจและการบัญชี มหาวิทยาลัยขอนแก่น

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

พัฒนาบุคลากรนักวิจัยในพื้นที่ทางภาคตะวันออกเฉียงเหนือที่มีศักยภาพให้มีความรู้ความเข้าใจ และสามารถนำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data ไปใช้ได้

ผลการดำเนินงาน

สร้างเครือข่ายนักวิจัยทางภาคตะวันออกเฉียงเหนือเพื่อให้นำข้อมูล Townsend Thai Monthly Micro Data และบัญชีครัวเรือนไปใช้พัฒนางานวิจัยได้อย่างถูกต้อง



- การประชุมคณะกรรมการกำกับทิศทางใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ครั้งที่ 1/2562 ในวันศุกร์ที่ 1 กุมภาพันธ์ 2562 ณ ห้องประชุม 1 อาคาร 24 ชั้น 15 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย

ผลที่คาดว่าจะได้รับ

1. กำหนดแนวทางการประชาสัมพันธ์และการสนับสนุนงานวิจัยที่ใช้ Townsend Thai Data
2. กำหนดทิศทางชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย”

ผลการดำเนินงาน

1. ชุดโครงการฯ ยังคงเผยแพร่ข้อมูลให้แก่แก่นักวิจัยต่อไป แม้จะสิ้นสุดชุดโครงการระยะที่ 3 ไปแล้ว
2. ประเด็นวิจัยที่เกี่ยวข้องมีบางประเด็นได้เผยแพร่ผ่านเว็บไซต์ชุดโครงการฯ ส่วนประเด็นวิจัยอื่น ๆ ที่ประชุมจะปรึกษาในครั้งถัดไป
3. ผู้ช่วยนักวิจัยจะต้องมีเวลาเข้ามาศึกษาโครงสร้างข้อมูล Townsend Thai Data กับทีมผู้เชี่ยวชาญ เนื่องจากการอบรมเพียงหนึ่งวันไม่เพียงพอต่อการทำความเข้าใจโครงสร้างฐานข้อมูลทั้งหมดได้ หรือนักวิจัยสามารถจ้างผู้เชี่ยวชาญ เพื่อเป็นผู้ช่วยนักวิจัยในการจัดทำข้อมูลชุดนี้
4. นักวิจัยภายใต้ชุดโครงการฯ จะจัดทำบทความวิจัยฉบับย่อ (aBRIDGED) เผยแพร่ผ่านทางเว็บไซต์สถาบันวิจัยเศรษฐกิจป๋วย อึ๊งภากรณ์ ธนาคารแห่งประเทศไทย ในประเด็นที่น่าสนใจเพิ่มขึ้น
5. ทางชุดโครงการฯ จะจัดทำหนังสือขอขยายระยะเวลาชุดโครงการฯ ออกไปจนถึงเดือนกรกฎาคม 2562 และจะสิ้นสุดในระยษะนี้เท่านั้น

บทที่ 6 บทสรุป

ชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ได้ให้การสนับสนุน Townsend Thai Data ให้เกิดการพัฒนาระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำ (panel data) อย่างต่อเนื่องครบ 20 ปีไปเมื่อเดือนพฤศจิกายน 2560 โดยข้อมูลชุดนี้จะช่วยพัฒนางานวิจัยและองค์ความรู้เกี่ยวกับเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ซึ่งในระยะที่ 3 ของโครงการฯ ได้มีโครงการย่อยที่พัฒนาข้อมูลและประยุกต์ใช้ข้อมูลทั้งหมด 5 โครงการ ได้แก่ (1) โครงการฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม ระยะที่ 3, (2) โครงการบทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต, (3) โครงการการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data, (4) โครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม ระยะที่ 2 และ (5) โครงการระบบวิเคราะห์ข้อมูลจากฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม

นอกจากนี้ ชุดโครงการฯ ยังได้จัดทำสถิติเบื้องต้นของการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรและสภาพเศรษฐกิจของครัวเรือนในชนบทไทย จากฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือน (Household Financial Accounting) เพื่อให้เราเข้าใจถึงสภาพความเป็นอยู่ และปัญหาเศรษฐกิจของครัวเรือนไทยในชนบทที่เกิดขึ้นตลอดระยะเวลาตั้งแต่อดีตจนถึงปัจจุบันเป็นเวลากว่า 16 ปี (พ.ศ. 2542-2558)

อีกทั้ง งานวิจัยและบทความที่เกิดขึ้นจากชุดโครงการนี้ จะช่วยให้เกิดองค์ความรู้และข้อเสนอแนะเชิงนโยบายที่สำคัญต่อประเทศชาติ ซึ่งคณะผู้วิจัยเชื่อว่า ชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทยจะเป็นประโยชน์ต่อนักวิจัยและผู้กำหนดนโยบายของประเทศให้สามารถออกแบบนโยบายโดยอาศัยงานวิจัยเชิงลึกจากฐานข้อมูล Townsend Thai Data ที่มีคุณภาพจนเกิดประสิทธิภาพสูงสุดต่อประเทศได้ นอกจากนี้ คณะผู้วิจัยได้จัดสัมมนาวิชาการระดับนานาชาติ ในหัวข้อ “Finance and Development: Data, Research, and Policy Design” เพื่อเผยแพร่องค์ความรู้และสร้างเครือข่ายกับหน่วยงานต่าง ๆ ทั้งภาครัฐและเอกชนอย่างต่อเนื่องเพื่อให้งานวิจัยเชิงลึกนี้ถูกนำไปใช้ประโยชน์อย่างแท้จริง

เอกสารอ้างอิง

Banerjee, Abhijit, Emily Breza, Robert M. Townsend and Diego Vera-Cossio "Access to Credit and Productivity: Evidence from Thai Villages" Working Paper, 2018.

Chandrasekhar, Arun, Robert M. Townsend and Juan Pablo Xandri "Financial Centrality and Liquidity Provision." Working Paper, 2018.

Ehrlich, Daniel and Robert M. Townsend. "Spatial Spillovers and Labor Market Dynamics: Village Financial Interventions in Thailand." Working Paper, 2019.

Ji, Yan, and Robert M. Townsend "Bank Branch Expansion vs. International Capital Flows: Integrating Local Spatial Markets with Macro Aggregates" Working Paper, 2017.

Joaquim, Gustavo, Robert M. Townsend and Victor Zhorin "Optimal Contracting and Spatial Competition among Financial Service Providers" Working Paper, 2019.

Paweenawat, Archawa and Robert M. Townsend. "The Impact of Regional Isolationism: Disentangling Real and Financial Factors." Working Paper, 2018.

ภาคผนวก ก.

(งานวิจัยและบทความที่ได้จากการประยุกต์ใช้ข้อมูล Townsend Thai Data)



รูปแบบการผลิตเกษตรของ ครัวเรือนไทยในชนบท จากข้อมูล Townsend Thai Data

“ความหลากหลายด้านการผลิตเกษตรของครัวเรือน
ระหว่างปี พ.ศ. 2541-2555”

ISSUE 10 / 2019

15 May 2019

เชาวนา เพชรรัตน์ พรรษชาดา โพธิ์เซ็ด แบลงพร เชื้อนสูงค์
มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

ภาคเกษตรกรรมมีความสำคัญต่อสังคมไทยในชนบทมาเป็นระยะเวลายาวนาน แต่ครัวเรือนเกษตรส่วนใหญ่ยังคงมีปัญหาด้านการผลิต ส่วนหนึ่งมีสาเหตุจากความรู้ที่น้อยและยากจน ส่งผลให้การเกษตรไทยยังเป็นการผลิตแบบรายย่อย มีที่ดินขนาดเล็กเพื่อกำกับ ขาดการวางแผนและจัดการที่เป็นระบบ รูปแบบการผลิตเป็นทางเลือกหนึ่งของเกษตรกรเพื่อช่วยลดความแปรผันของรายได้ บทความนี้นำเสนอการปรับเปลี่ยนรูปแบบการผลิตเกษตรของครัวเรือนไทยในชนบทจากข้อมูล Townsend Thai Data ซึ่งจะเป็นประโยชน์ในการพิจารณาปัจจัยที่ส่งผลให้ครัวเรือนมีการปรับเปลี่ยนรูปแบบการผลิตและประโยชน์ที่เกษตรกรได้รับ ตลอดจนช่วยเพิ่มประสิทธิภาพการดำเนินงานนโยบายเพื่อช่วยเหลือเกษตรกรได้มากขึ้น

การผลิตของครัวเรือนไทยในชนบท

เกษตรกรรมเป็นภาคการผลิตที่สำคัญของประชากรไทยมาเป็นระยะเวลายาวนาน กำลังแรงงานของประเทศที่มีงานทำร้อยละ 35 อยู่ในภาคการเกษตร (12.37 ล้านคน จาก 38.26 ล้านคน) (สำนักงานสถิติแห่งชาติ, 2561) โดยเฉพาะในชนบทของประเทศ ครัวเรือนมีการปลูกพืช เลี้ยงสัตว์ รับจ้างในภาคเกษตร หรือจำหน่ายผลผลิตเกษตรและผลิตภัณฑ์ทางการเกษตรเพื่อหารายได้ยังชีพและเลี้ยงครอบครัว ในภูมิภาคต่าง ๆ ของประเทศ พบว่า ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ มีครัวเรือนประกอบอาชีพด้านการเกษตรกรรมมากที่สุด คือ 2,744,457 ราย การผลิตสำคัญ ได้แก่ ปลูกข้าว มันสำปะหลัง และยางพารา รองลงมา คือ ภาคเหนือ มีครัวเรือนในภาคเกษตร 1,298,468 ราย การผลิตสำคัญ ได้แก่ ปลูกข้าว ลำไย และยางพารา ภาคใต้มีครัวเรือนทำเกษตรกรรม 1,021,479 ราย โดยการผลิตสำคัญ ได้แก่ ปลูกข้าว และยางพารา ขณะที่ภาค

กลางมีครัวเรือน 847,163 ราย ประกอบอาชีพด้านการเกษตร ซึ่งการผลิตสำคัญ ได้แก่ ปลูกข้าว มันสำปะหลัง และยางพารา (สำมะโนการเกษตร, 2556)

การทำเกษตรของไทยส่วนใหญ่เป็นการผลิตแบบรายย่อย ครัวเรือนเกษตรกรจำนวนมากถือครองที่ดินขนาดเล็กเพื่อกำกับ เน้นปลูกพืชเชิงเดี่ยวที่ใช้ระยะเวลาในการเพาะปลูกสั้นเพื่อหารายได้ สำหรับเกษตรกรรายใหญ่ที่เน้นทำการผลิตแบบเฉพาะอย่าง ปลูกพืช/เลี้ยงสัตว์ชนิดใดชนิดหนึ่ง มีอยู่บ้างแต่ไม่มากนัก เกษตรกรจำนวนมากยังคงมีปัญหาในการผลิตด้วยข้อจำกัดด้านที่ดิน ทุน และความรู้ทางการตลาด ทำให้เกษตรกรส่วนใหญ่ยังคงมีรายได้น้อย คือ เฉลี่ยต่ำกว่า 5,000 บาทต่อเดือน ซึ่งคิดเป็นเพียง 1 ใน 3 ของรายได้แรงงานที่ทำงานนอกภาคเกษตร (เฉลี่ยประมาณ 16,000 บาทต่อเดือน) อันสะท้อนให้เห็นถึงสถานการณ์ความเหลื่อมล้ำด้านรายได้ของแรงงานไทย (เสาวณี และพรชนก, 2561)

ข้อคิดเห็นที่ปรากฏในบทความนี้เป็นความเห็นของผู้เขียน ซึ่งไม่จำเป็นต้องสอดคล้องกับความเห็นของสถาบันวิจัยเศรษฐกิจป๋วย อึ๊งภากรณ์

ในอดีตที่ผ่านมาเกษตรกรไทยพยายามปรับเปลี่ยนการผลิตของตนอยู่เสมอ มีพัฒนาการผลิตอย่างต่อเนื่อง ทั้งการผลิตแบบหลากหลายชนิด (output mix) และการผลิตแบบเฉพาะอย่าง (single output) ขึ้นกับความพร้อมด้านปัจจัยการผลิตและความเหมาะสมทางธรรมชาติและสิ่งแวดล้อม รวมถึงการส่งเสริมด้านการผลิตจากหน่วยงานภาครัฐ/เอกชน ซึ่งการพัฒนาความชำนาญในการผลิตสินค้าเกษตรชนิดใดชนิดหนึ่งจะช่วยเพิ่มความชำนาญให้แก่เกษตรกร (farm specialization) ด้วยทักษะความชำนาญและปัจจัยการผลิตที่มีอยู่ เกษตรกรสามารถขยายขนาดการผลิต ส่งผลต่อการประหยัดต่อขนาด (Economy of scale) จากประสิทธิภาพของการใช้ปัจจัยการผลิตและต้นทุนการผลิตที่ลดลง ครัวเรือนเกษตรจะมีโอกาสได้รับรายได้ที่สูงขึ้น ในทางตรงข้าม ความไม่แน่นอนของราคาผลผลิต ปัจจัยการผลิต สภาพภูมิอากาศ และนโยบายส่งเสริมการผลิตจากหน่วยงานภายนอก ได้สร้างแรงจูงใจให้บางครัวเรือนปรับเปลี่ยนการผลิตจากการจัดสรรทรัพยากรเพื่อการผลิตชนิดใดชนิดหนึ่งไปทำการเกษตรหลายประเภท/ชนิดพร้อมกัน (farm diversification) ด้วยความคาดหวังให้มีรายได้มากขึ้นหรือเพียงพอต่อการดำรงชีพ ครัวเรือนจะจัดสรรทรัพยากรที่มีจำกัดนั้นอย่างมีประสิทธิภาพเพื่อให้เกิดประโยชน์สูงสุด

บทความนี้ได้ใช้ข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำรายเดือนของครัวเรือนใน 4 จังหวัด (ลพบุรี ฉะเชิงเทรา บุรีรัมย์ และศรีสะเกษ) จากฐานข้อมูล Townsend Thai Data¹ เพื่อศึกษารูปแบบการผลิตเกษตรของครัวเรือนไทยในชนบทระหว่างปี พ.ศ. 2541 ถึง พ.ศ. 2555

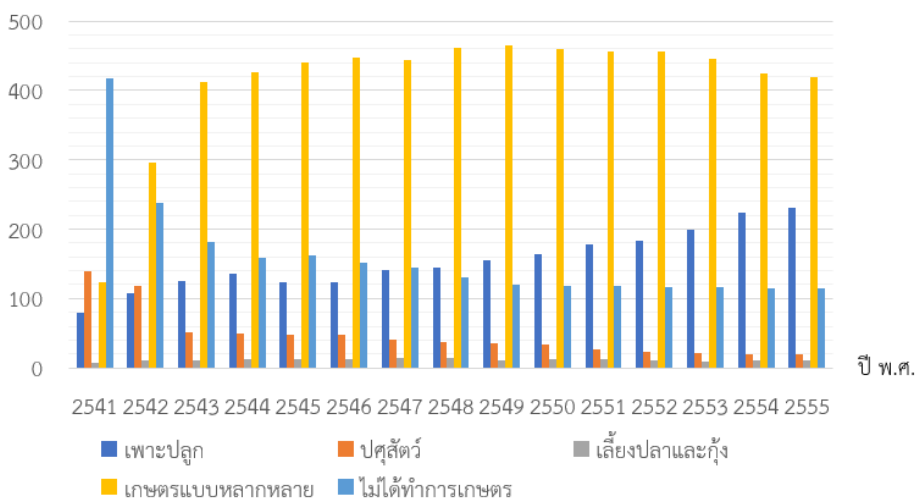
การกำเธรกรรมของครัวเรือนในชนบท

จากข้อมูลครัวเรือน 4 จังหวัด (จำนวน 799 ราย) พบว่า ครัวเรือนมีการดำเนินกิจกรรมทางเศรษฐกิจสำคัญทั้งด้านการเกษตร รับจ้าง ประกอบธุรกิจและค้าขาย ซึ่งจังหวัดศรีสะเกษมีครัวเรือนทำเกษตรกรรมมากที่สุด เฉลี่ยร้อยละ 88.39 รองลงมา คือ จังหวัดบุรีรัมย์ ร้อยละ 84.23 จังหวัดลพบุรี ร้อยละ 82.62 และจังหวัดฉะเชิงเทรา ร้อยละ 63.95 ตามลำดับ โดยเกษตรกรรมที่สำคัญ ได้แก่ การปลูกพืช เลี้ยงปศุสัตว์ และเลี้ยงสัตว์น้ำ (แผนภาพที่ 1)

รูปแบบการผลิตเกษตรของครัวเรือนระหว่างปี พ.ศ. 2541-2555

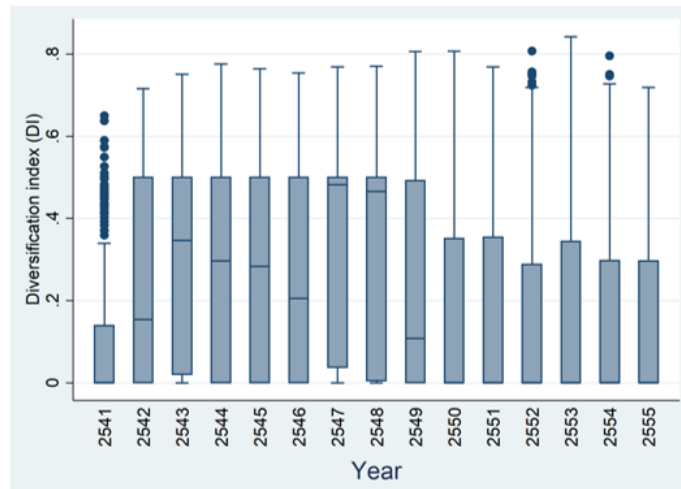
จากการพิจารณารูปแบบการผลิตเกษตรของครัวเรือนด้วยค่าดัชนีการกระจายของชนิดผลผลิต (Diversification Index; DI) ที่คำนวณภายใต้เงื่อนไขสัดส่วนรายได้ผลผลิต พบว่า ในระหว่างปี พ.ศ. 2541-2555 ครัวเรือนใน 4 จังหวัด มี

แผนภาพที่ 1 จำนวนครัวเรือน 4 จังหวัด ระหว่างปี พ.ศ. 2541-2555 แยกประเภทการผลิตเกษตร



ที่มา: คำนวณโดยคณะผู้เขียน

แผนภาพที่ 2 การกระจายตัวของค่าดัชนีความหลากหลายในการผลิตเกษตรของครัวเรือนระหว่างปี พ.ศ. 2541-2555



ที่มา: คำนวณโดยคณะผู้เขียน

รูปแบบการผลิตคล้ายคลึงกัน คือ เน้นทำการผลิตแบบเฉพาะอย่าง โดยครัวเรือนมีค่า DI อยู่ในระดับต่ำกว่า 0.6 ซึ่งในช่วงปี พ.ศ. 2550-2555 (ค.ศ. 2007 - 2012) ครัวเรือนมีค่าดัชนีความหลากหลายในการผลิต (DI) อยู่ระหว่าง 0.0-0.4 น้อยกว่าในช่วงปี พ.ศ. 2541-2549 (ค.ศ. 1998-2006) ที่ค่า DI อยู่ระหว่าง 0.0-0.6 (แผนภาพที่ 2)

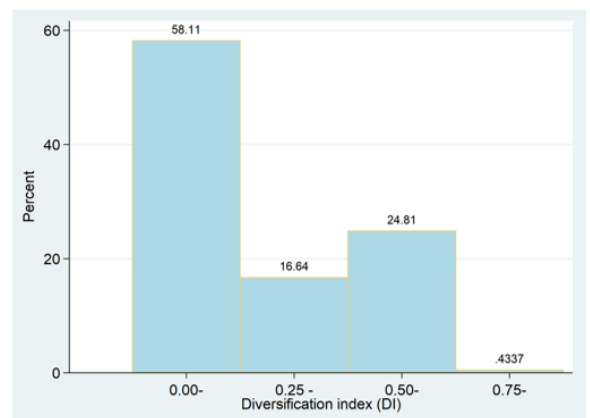
ทั้งนี้ ค่า DI มีค่าได้ตั้งแต่ 0 ถึง 1 กรณีที่ DI มีค่าเข้าใกล้ 1 แสดงว่า ครัวเรือนมีการกระจายความหลากหลายในการผลิตสูง (diversified farming) และกรณีที่ DI มีค่าเข้าใกล้ 0 แสดงว่า ครัวเรือนมีการกระจายความหลากหลายในการผลิตต่ำ (Li, Bellotti, and Komarek, 2016)

เมื่อแบ่งระดับความหลากหลายในการผลิตของครัวเรือน (ค่า DI) ออกเป็น 4 ช่วง คือ 0.00-0.24 (มีความหลากหลายต่ำมาก) 0.25-0.49 (ความหลากหลายต่ำ) 0.50-0.74 (ความหลากหลายกลาง) และ 0.75-1.00 (ความหลากหลายสูง) จะสังเกตได้ว่าตลอดระยะเวลา 15 ปี (พ.ศ. 2541-2555) ครัวเรือนโดยเฉลี่ยร้อยละ 58.11 มีค่าดัชนีความหลากหลายในการผลิต (DI) อยู่ในช่วง 0.00-0.24 คือ มีความหลากหลายในการผลิตต่ำมาก รองลงมาคือ ครัวเรือนร้อยละ 24.81 มีความหลากหลายในการผลิตระดับกลาง (ค่า DI อยู่ในช่วง 0.50-0.74) ครัวเรือนร้อยละ 16.64 มีความหลากหลายในการผลิตระดับต่ำ (ค่า DI อยู่ในช่วง 0.25-0.49)

และครัวเรือนร้อยละ 0.43 มีค่า DI อยู่ในช่วง 0.75-1.00 คือ มีการกระจายความหลากหลายในการผลิตมาก (แผนภาพที่ 3)

สำหรับรายจังหวัดเช่นกันครัวเรือนมีรูปแบบการผลิตเกษตรเป็นไปในทิศทางเดียวกัน คือ ครัวเรือนมากกว่าร้อยละ 50 มีการกระจายความหลากหลายของชนิดผลผลิตต่ำมาก คือ มีค่า DI อยู่ระหว่าง 0.00-0.24 (แผนภาพที่ 4)

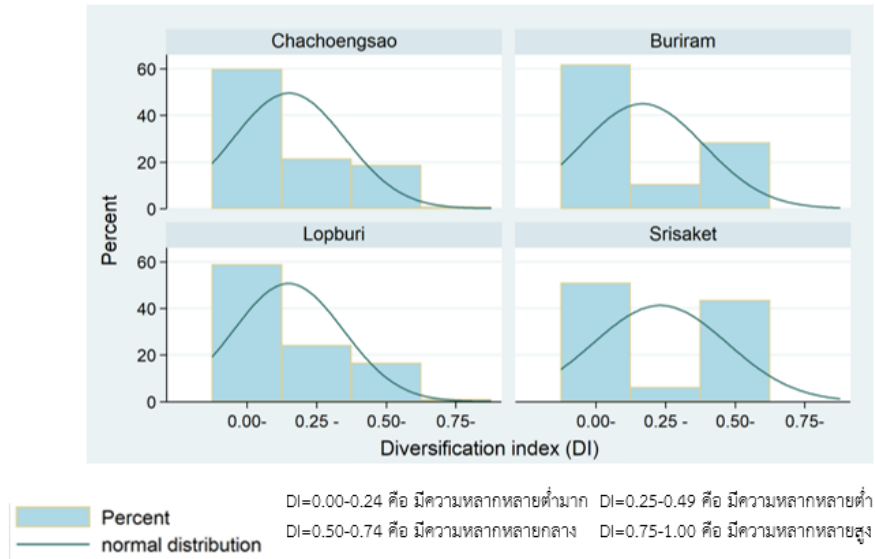
แผนภาพที่ 3 แผนภูมิแท่งแสดงร้อยละของครัวเรือนโดยเฉลี่ย 15 ปี (พ.ศ. 2541-2555) ตามระดับค่าดัชนีความหลากหลายในการผลิตเกษตร



DI=0.00-0.24 คือ มีความหลากหลายต่ำมาก DI=0.25-0.49 คือ มีความหลากหลายต่ำ
DI=0.50-0.74 คือ มีความหลากหลายกลาง DI=0.75-1.00 คือ มีความหลากหลายสูง

ที่มา: คำนวณโดยคณะผู้เขียน

แผนภาพที่ 4 แผนภูมิแท่งและเส้นแจกแจงปกติของระดับความหลากหลายในการผลิตเกษตรของครัวเรือน แยกรายจังหวัด



ที่มา: คำนวณโดยคณะผู้เขียน

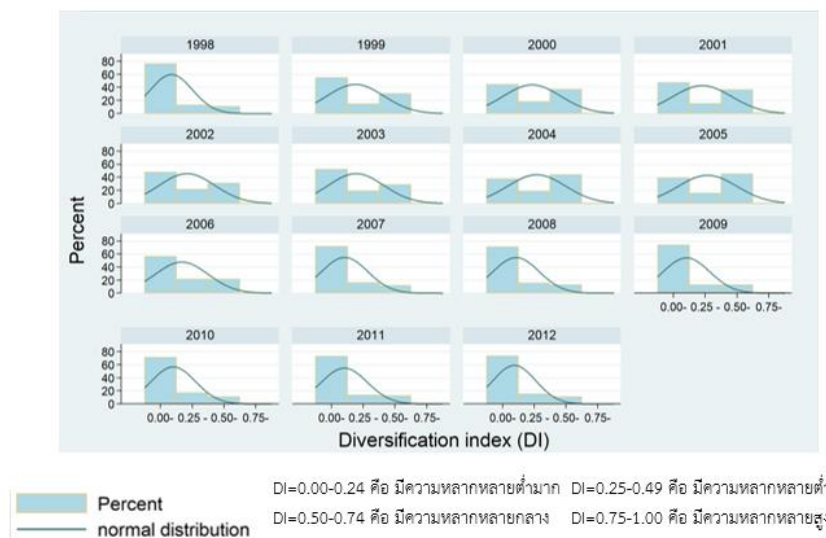
การปรับเปลี่ยนรูปแบบการผลิตของครัวเรือนในช่วง 15 ปี (พ.ศ. 2541-2555)

ระหว่างปี พ.ศ. 2541-2555 ครัวเรือนเกษตรกร 4 จังหวัด มีการทำเกษตรกรรมทั้งแบบเฉพาะอย่างและแบบหลากหลาย โดยในปี พ.ศ. 2541 ครัวเรือนส่วนใหญ่มีการกระจายชนิดผลผลิตน้อย มุ่งผลิตแบบเจาะจงประเภท/ชนิดผลผลิต ทำให้เส้นแจกแจงปกติมีลักษณะเบ้ขวา (a right-

skewed distribution) ณ ระดับค่า DI น้อยกว่า 0.25 (แผนภาพที่ 5)

ต่อมาในช่วงปี พ.ศ. 2542-2549 (ค.ศ. 1999-2006) ครัวเรือนมีการกระจายชนิดการผลิตมากขึ้นบ้างแต่ยังคงอยู่ในช่วงของระดับความหลากหลายต่ำ (ค่า DI อยู่ระหว่าง 0.25-0.49) และในช่วงปี พ.ศ. 2550-2555 (ค.ศ. 2007-2012) ครัวเรือนเกษตรกรจำนวนมากได้ปรับรูปแบบการผลิตจาก

แผนภาพที่ 5 แผนภูมิแท่งและเส้นแจกแจงปกติของระดับความหลากหลายในการผลิตเกษตร ระหว่างปี พ.ศ. 2541-2555 (ค.ศ. 1998 - 2012)



ที่มา: คำนวณโดยคณะผู้เขียน

การผลิตแบบกระจายประเภท/ชนิดผลผลิตกลับมาเป็นการผลิตแบบเน้นเฉพาะอย่างมากขึ้นอีกครั้ง โดยเส้นแจกแจงปกติได้กลับมาสูงในลักษณะเบ้ขวา (a right-skewed distribution) ที่ค่า DI ระดับต่ำมาก (0.00-0.24) อีกครั้ง (แผนภาพที่ 5)

ซึ่งจะเห็นได้ว่าในช่วง 15 ปีที่ผ่านมา ครัวเรือนได้มีการปรับเปลี่ยนรูปแบบการผลิตจากช่วงแรกที่เน้นผลิตแบบเฉพาะอย่าง มาทำการผลิตแบบหลากหลาย และได้ลดความหลากหลายของการผลิตลงอีกครั้งในปีหลัง ๆ

ข้อสรุป

โดยภาพรวมครัวเรือนมีรูปแบบการผลิตเกษตรคล้ายคลึงกัน คือ ครัวเรือนมากกว่าร้อยละ 75 มีความหลากหลายในการผลิตอยู่ในระดับต่ำถึงกลาง (ค่า DI ไม่เกินจาก 0.6) ซึ่งกล่าวได้ว่า ครัวเรือนส่วนใหญ่มีการกระจายความหลากหลายในการผลิตน้อย เน้นทำการเกษตรแบบเฉพาะอย่าง (single output) มากกว่าการผลิตแบบหลากหลาย (diversification) โดยเฉพาะอย่างยิ่งในช่วง 7 ปีหลังของระยะเวลาการศึกษา (ปี พ.ศ. 2549-2555) ครัวเรือน 4 จังหวัด มีการกระจายชนิดการผลิตลดลงหรือได้ลดความหลากหลายของประเภท/ชนิดผลผลิตลง หันไปทำการผลิตแบบเฉพาะอย่างมากขึ้น ซึ่งการเปลี่ยนแปลงที่เกิดขึ้นเป็นผลจากปัจจัยได้หลายด้าน เช่น ความรู้และอายุของสมาชิกครัวเรือน ความพร้อมด้านการเงินและปัจจัยการผลิตของครัวเรือน และการดำเนินนโยบายของภาครัฐ/เอกชน รวมถึงความเหมาะสมของสภาพธรรมชาติและภูมิอากาศ

แม้ในช่วง 15 ปีที่ผ่านมา (พ.ศ. 2541-2555) เกษตรกรไทยได้มีการปรับเปลี่ยนรูปแบบการผลิตอยู่เสมอ ทั้งการผลิตแบบหลากหลายและแบบเน้นเฉพาะอย่าง เกษตรกรส่วนใหญ่ยังคงมีปัญหาด้านการผลิตและรายได้ต่ำ ขณะที่การกระจายความหลากหลายของชนิดผลผลิตเป็นวิธีจัดการความเสี่ยงอย่างหนึ่งที่เกษตรกรสามารถใช้เพื่อลดความไม่แน่นอน/การแปรผันของรายได้ที่เกิดขึ้นจากความผันผวนของราคาสินค้าเกษตร การเปลี่ยนแปลงของสภาพธรรมชาติและภูมิอากาศที่ส่งต่อปริมาณผลผลิต รวมถึงความเสี่ยงจากการดำเนินนโยบายของภาครัฐ/เอกชน ทั้งนี้การทราบถึงรูปแบบการผลิตของครัวเรือน และประโยชน์ที่เกษตรกรได้รับจากการผลิตในรูปแบบต่าง ๆ นั้นจะช่วยให้การดำเนินนโยบายเพื่อส่งเสริม/ช่วยเหลือเกษตรกรเป็นไปอย่างมีประสิทธิภาพมากขึ้น

กิตติกรรมประกาศ

บทความนี้เป็นส่วนหนึ่งของงานวิจัยภายใต้โครงการเรื่อง “การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data” ซึ่งได้รับทุนสนับสนุนจาก สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.) ผู้เขียนขอขอบพระคุณผู้สนับสนุนทุนวิจัยเป็นอย่างสูงไว้ ณ โอกาสนี้

เอกสารอ้างอิง

ชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและออกแบบนโยบาย มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย, ข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำ (Townsend Thai Monthly Survey), 1997 - 2012. สำนักงานสถิติแห่งชาติ. (2561). “ภาวะการทำงานของประชากร”. บทสรุปสำหรับผู้บริหารเดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2561 เสาวณี จันทะพงษ์ และ พรชนก เทพขาม. ธนาคารแห่งประเทศไทย. (2561). “นวัตกรรมเกษตร: ทางออกปัญหาความเหลื่อมล้ำของไทย ตอน 1”. บทวิเคราะห์ทางเศรษฐกิจสายนโยบายการเงิน 10 เมษายน 2561 สำนักงานสถิติแห่งชาติ. (2556). “สำมะโนการเกษตร พ.ศ. 2556”. บทสรุปผู้บริหารสำมะโนการเกษตร พ.ศ. 2556 Lihua Li, Bill Bellotti, and Adam M. Komarek. 2016. “Structural change and agricultural diversification since China’s reforms”. *Bio-based and Applied Economics*, 5(2): 113-130

Topics: Productivity, Development, Others

Tags: Agriculture, Farm diversification, Structural change

¹ สามารถศึกษาที่มาและข้อมูลเบื้องต้นของโครงการ Townsend Thai Project ได้ใน PIER aBRIDGE Issue 14 / 2015 ของ กฤษฎ์เลิศ สัมพันธ์รักษ์ และ วีระชาติ กิเลนทอง (2558) เรื่อง “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการพัฒนาองค์ความรู้ด้านเศรษฐกิจและสังคม: Townsend Thai Data”



มองบทบาทของสภาวะครัวเรือน แห่งกลางต่อการพัฒนาคนผ่าน ฐานข้อมูล Longitudinal ของไทย

“ความเหลื่อมล้ำในเชิงโอกาสของเด็กและสภาวะครัวเรือน
แห่งกลาง”

ISSUE 11 / 2019
29 May 2019

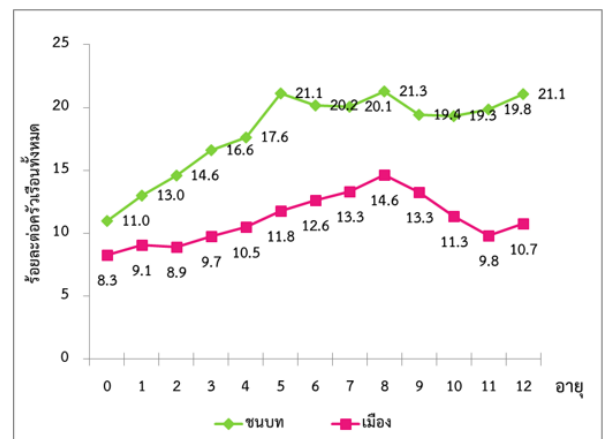
เนื่อแพร เล็กเฟื่องฟู
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ธัญมิชฌม สรุงบุญมี
มหาวิทยาลัยขอนแก่น

บทความชิ้นนี้สรุปจากงานวิจัยของ เนื่อแพร เล็กเฟื่องฟู และ ธัญมิชฌม สรุงบุญมี (2018) ซึ่งทำการประเมินขนาดและรูปแบบของผลกระทบที่เกิดขึ้นจากโครงสร้างของครัวเรือนที่แตกต่างกันต่อการพัฒนาคุณภาพชีวิต โดยเฉพาะในประเด็นสภาวะครัวเรือนแห่งกลางที่พ่อแม่ต้องฝากลูกไว้กับปู่ย่าตายายเพื่อหาโอกาสทางการงานต่างถิ่นฐาน เราวิเคราะห์ผลกระทบดังกล่าวด้วย Townsend Thai Data ที่เป็นลักษณะข้อมูล Longitudinal ที่ช่วยให้สามารถติดตามผลของการอยู่ในครัวเรือนแห่งกลางในช่วงวัยเด็กต่อผลลัพธ์ของคุณภาพชีวิตของเขาเองในปีต่อ ๆ ไป เราพบว่า ครัวเรือนแห่งกลางมีผลเชิงลบต่อการลงทุนทางการศึกษาและการเรียนในโรงเรียนในปีต่อ ๆ ไป ถึงแม้ว่าครัวเรือนแห่งกลางจะได้รับเงินส่งกลับมากกว่าครัวเรือนแบบอื่นก็ตาม

ในประเทศไทยนั้นสัดส่วนของครัวเรือนที่จัดว่าอยู่ในสภาวะครัวเรือนแห่งกลาง (ที่พ่อแม่ไม่ได้อยู่ในพื้นที่ จึงฝากบุตรหลานไว้ให้ปู่ย่าตายายเลี้ยงดู) ได้เพิ่มขึ้นอย่างมากทั้งในสังคมชนบทและสังคมเมือง ผลการสำรวจเด็กและเยาวชน ปี พ.ศ. 2551 โดยสำนักงานสถิติแห่งชาติชี้ไว้ว่า ร้อยละ 16 ของเด็กอายุ 0-4 ปี อาศัยอยู่ในครัวเรือนแห่งกลาง และคิดเป็นร้อยละ 21 ของภาคตะวันออกเฉียงเหนือ เมื่อพิจารณาสัดส่วนของครัวเรือนแห่งกลางตามช่วงอายุของเด็กที่อยู่ในฐานข้อมูล Townsend Thai Annual Survey ที่เป็นข้อมูลแบบติดตามบุคคลตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 - 2558 พบว่า โอกาสที่เด็กในชนบทช่วงอายุก่อน 5 ปี จะอาศัยอยู่ในครัวเรือนแบบแห่งกลางคิดเป็นร้อยละ 11 และเพิ่มขึ้นเป็นร้อยละ 21 ในช่วงประถมศึกษา ซึ่งมีระดับที่สูงกว่าเด็กในสังคมเมือง (จากรูปภาพที่ 1)

รูปภาพที่ 1: ร้อยละของโอกาสที่เด็กวัยต่าง ๆ จะอาศัยอยู่ในครัวเรือนแบบแห่งกลาง



ที่มา : เนื่อแพร เล็กเฟื่องฟู และ ธัญมิชฌม สรุงบุญมี (2018)
หมายเหตุ: คำนวณโดยผู้วิจัยจากฐานข้อมูล Townsend Thai Annual ปี 1997-2015 (rural) และปี 2005-2015 (urban)

ข้อคิดเห็นที่ปรากฏในบทความนี้เป็นความเห็นของผู้เขียน ซึ่งไม่จำเป็นต้องสอดคล้องกับความเห็นของสถาบันวิจัยเศรษฐกิจป๋วย อึ๊งภากรณ์

มีงานวิจัยหลายงานชี้ว่า เด็กที่เติบโตในครัวเรือนที่มีสมาชิกวัยทำงานอาศัยอยู่นอกครัวเรือนน่าจะได้รับประโยชน์จากการได้รับเงินส่งกลับ (remittances) เพื่อช่วยเหลือนำค่าใช้จ่ายต่าง ๆ รวมถึงการลงทุนในทุนมนุษย์ของครัวเรือนในทางกลับกัน งานวิจัยอีกกลุ่มกลับพบว่า การส่งเงินกลับช่วยเพิ่มระดับการบริโภค แต่ไม่ได้เพิ่มขนาดของการใช้จ่ายเพื่อการลงทุนสักเท่าไร ทั้งนี้ บทความเชิงทฤษฎีของเศรษฐศาสตร์ว่าด้วยการจัดการภายในครัวเรือน (intrahousehold economics) ได้ให้แนวคิดไว้ว่า หากครัวเรือนไม่ได้ประกอบไปด้วยสมาชิกครัวเรือนที่มีแนวคิดและรสนิยมเหมือนกันทุกเรื่อง (เราเรียกครัวเรือนแบบนี้ว่า collective household) การเลือกใช้จ่ายรวมทั้งการตัดสินใจด้านการลงทุนของครัวเรือน จึงขึ้นอยู่กับผู้ที่ถือเงินก้อนนั้น ๆ (Chiaporri, 1988, 1992) ดังนั้น การตัดสินใจใช้เงินของปู่ย่าตายายอาจไม่ตรงตามที่พ่อแม่ของเด็กตั้งใจไว้ ทำให้เกิดเป็นข้อสมมุติฐาน (hypothesis) ว่า การลงทุนกับเด็กโดยพ่อแม่จะมีมูลค่าสูงกว่าการลงทุนกับเด็กที่จัดการโดยบุคคลอื่น

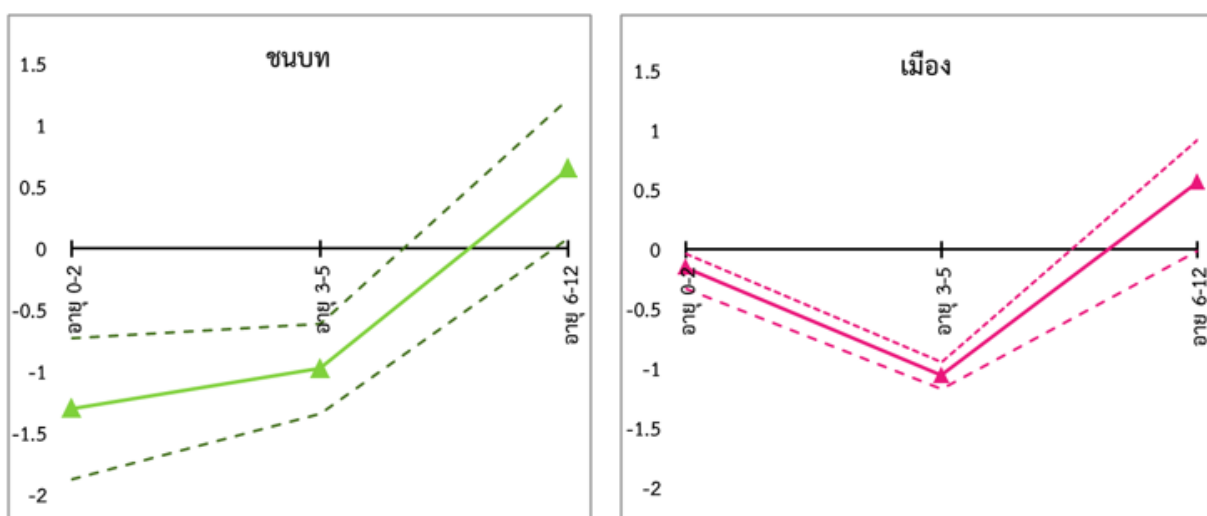
การมีข้อมูลที่ไม่สมบูรณ์ทำให้การหารูปแบบการเลี้ยงดูบุตร ต้องอาศัยการลองผิดลองถูกเพื่อค้นพบวิธีที่ดีที่สุด และพบว่า การปรับตัว และการรับรู้ข้อมูลใหม่ ๆ ส่งผลต่อผลลัพธ์ที่เกิดขึ้นกับเด็กอย่างแท้จริง (Cunha, 2015; Cunha,

Culhane, & Elo, 2013) ณ ปัจจุบันในโลกที่ข้อมูลข่าวสารเข้าถึงได้อย่างรวดเร็ว พ่อแม่จะมีความสามารถในการปรับวิธีการลงทุนในเด็กได้อย่างมีประสิทธิภาพ รวดเร็ว และถูกต้องกว่าคนรุ่นก่อน ๆ และอาจทำให้มูลค่าการลงทุนของพ่อแม่สูงกว่าการลงทุนของปู่ย่าตายาย

เราใช้ตัวแบบเชิงเศรษฐมิติของ Longitudinal data analysis เพื่อวิเคราะห์ผลกระทบของการลงทุนกับเด็กจากการใช้ฐานข้อมูล Townsend Thai Annual Survey ที่มีการติดตามข้อมูลรายบุคคล ทำให้นักศึกษานี้เป็นงานชิ้นแรกที่สามารถตอบคำถามได้ว่า ผลลัพธ์ของการลงทุนในเด็กที่อาศัยอยู่ในครัวเรือนแบบแห่งกลางส่งผลต่อการสะสมทักษะในระยะยาวอย่างไร

ในแต่ละปี ข้อมูลชุดนี้จะทำการสำรวจเด็กรายบุคคล ซึ่งทำให้เราทราบว่า (1) พวกเขาอาศัยอยู่ในครัวเรือนลักษณะแบบใด (2) พวกเขากำลังศึกษาอยู่หรือไม่ (3) ครัวเรือนได้รับเงินส่งกลับเท่าไร (4) มูลค่าที่ครัวเรือนได้ใช้จ่ายเพื่อการเรียนของเด็ก (5) รายรับและรายจ่ายอื่น ๆ ของครัวเรือน และ (6) ลักษณะสำคัญอื่น ๆ ของครัวเรือน เช่น หัวหน้าครัวเรือน อาชีพ เป็นต้น

รูปภาพที่ 2: ผลของการเติบโตในครัวเรือนแบบแห่งกลางในแต่ละช่วงอายุในวัยเด็ก (จำนวนปีที่เรียนสูงสุด)



ที่มา : เนื่อแพร เล็กเฟื่องฟู และ ธัญมัทธม สรุงบุญมี (2018)

หมายเหตุ: เส้นทึบมาจากค่าประมาณสัมประสิทธิ์ของตัวแปรครัวเรือนแบบแห่งกลาง และเส้นประ แสดงค่า confidence interval

ในท้ายที่สุดจะทำให้ทราบว่า เด็กคนดังกล่าว (จากการติดตามตั้งแต่เริ่มต้นจนถึงปี พ.ศ. 2558) มีระดับการศึกษาสูงสุดเท่าไร ทำอาชีพใด และมีเงินเดือนเท่าไร ซึ่งจะนำมาเป็นมาตรวัดเพื่อเปรียบเทียบระดับทุนมนุษย์ระหว่างเด็ก (ในช่วงก่อน 5 ปี) ที่เติบโตมาในครอบครัวแบบสมบูรณ์ และเด็ก (ในช่วงก่อน 5 ปี) ที่เติบโตมาในครอบครัวแบบแห่งกลาง

เราพบว่า เด็กที่โตมาในครัวเรือนแห่งกลางในช่วงวัยก่อนอายุ 5 ปี มีระดับการศึกษาต่ำกว่าเด็กทั่วไปประมาณ 1.27 ปี สำหรับเด็กในชนบท และประมาณ 1.05 ปี สำหรับเด็กในเมือง เมื่อพิจารณาตามช่วงอายุของเด็กที่อยู่ในครัวเรือนแห่งกลางพบว่า เด็กที่อยู่ในช่วงอายุ 0-5 ปี จะได้รับผลกระทบต่อจำนวนปีที่เรียนสูงสุดในเชิงลบมากกว่าเด็กในช่วงอายุ 6-12 ปี ดังรูปภาพที่ 2 ในขณะที่เดียวกันการศึกษาชั้นนี้ยังชี้ว่า ครัวเรือนแห่งกลางจะได้รับเงินส่งกลับที่มีมูลค่ามากกว่าครัวเรือนอื่น ๆ จากการที่พ่อแม่ออกจากบ้านเพื่อหาโอกาสทางเศรษฐกิจที่ดีขึ้นจึงต้องฝากลูกโดยเฉพาะอายุต่ำกว่า 5 ปี ไว้กับปู่ย่าตายาย ก่อให้เกิดการเสียโอกาสในด้านการสะสมทุนมนุษย์ของลูก แม้เงินที่ส่งกลับจะมีมูลค่าสูง แต่กลับไม่เพียงพอที่จะชดเชยช่องว่างทางการสะสมทุนมนุษย์ที่เกิดขึ้น

ผลงานวิจัยชิ้นนี้นำไปสู่ข้อเสนอแนะเชิงนโยบายที่สามารถช่วยลดความเหลื่อมล้ำทางการศึกษาและทางเศรษฐกิจได้ ดังนี้ (1) การวางนโยบายที่ช่วยลดสถานะของเด็กที่ต้องเติบโตในครัวเรือนแบบแห่งกลาง และ (2) นโยบายที่ช่วยลด

ข้อสรุป

การย้ายถิ่นเพื่อแสวงหาโอกาสทางเศรษฐกิจนับเป็นช่องทางสำคัญในการยกระดับฐานะทางเศรษฐกิจของประชากรทั้งในชนบทและในเมือง การวิจัยครั้งนี้ได้พบว่า การแสวงหาโอกาสทางเศรษฐกิจช่วยให้ครัวเรือนดังกล่าวมีรายได้เพิ่มขึ้นจากเงินส่งกลับที่มาจากสมาชิกในครัวเรือนที่ออกไปทำงานต่างพื้นที่ แต่ขณะเดียวกัน เราพบว่าการย้ายถิ่นของสมาชิกครัวเรือนที่อยู่ในวัยสร้างครอบครัวโดยที่ต้องฝากบุตรไว้ให้ญาติผู้ใหญ่เลี้ยงดู กลับมีผลในทางลบต่อการสร้างทุนมนุษย์ของเด็กในครัวเรือนนั้น ทั้งในระยะสั้น และระยะยาว นั่นคือ จากการศึกษาผ่านข้อมูลที่ผู้วิจัยสามารถติดตามบุคคลหนึ่ง ๆ ในหลายช่วงเวลาตั้งแต่เกิดจนโต เราพบว่าการได้รับการศึกษาของเด็กเหล่านี้อยู่ในระดับที่ด้อยกว่าเด็กที่เติบโตมาพร้อมกับพ่อแม่ที่อยู่ครบหน้า ส่วนเงินรายได้ที่ส่งกลับมาช่วยค่าใช้จ่ายในการเลี้ยงดูนั้น ยังไม่เพียงพอที่จะทดแทนบทบาทของพ่อแม่ที่อยู่ดูแลลูกอย่างใกล้ชิด

ผู้วิจัยจึงมองว่าผลการศึกษานี้สอดคล้องกับข้อเสนอแนะเชิงนโยบายสองข้อ ข้อแรกคือนโยบายควรให้การสนับสนุนผู้ปกครองที่เลี้ยงดูเด็ก เช่น ปู่ย่าตายาย ให้พวกเขาได้รับความรู้ ความเข้าใจในการเลี้ยงดูเด็ก พร้อมทั้งเสริมกำลังสนับสนุนอื่น ๆ เช่น การเข้าถึงศูนย์เลี้ยงดูเด็ก ที่เป็นการป้องกันและเสริมสร้างการสร้างเสริมทรัพยากรมนุษย์ได้อย่างดี ทั้งในระยะสั้นและระยะ

ช่องว่างของการลงทุนทางการศึกษาในเด็กที่จำเป็นต้องเติบโตในครัวเรือนแบบแห่งกลาง

การวางนโยบายเพื่อช่วยกระตุ้นเศรษฐกิจที่เหมาะสมนั้น ควรพิจารณาถึงผลต่อการสะสมทุนมนุษย์ในระยะยาว และการจัดการของครัวเรือนที่ลดปัญหาการเกิดครัวเรือนแบบแห่งกลางอย่างลึกซึ้ง นั่นคือ การวางนโยบายต้องคำนึงถึงโครงสร้างของตลาดแรงงานในท้องถิ่น การสร้างเขตเศรษฐกิจต้องคำนึงถึงผลกระทบจากการย้ายออกของแรงงานไปยังเขตเศรษฐกิจ หากการคมนาคมไม่เอื้ออำนวยจะกระตุ้นให้แรงงานย้ายออกแบบกิ่งถาวร ก่อให้เกิดครัวเรือนแบบแห่งกลางเพิ่มขึ้นและอาจมีผลเชิงลบในระยะยาว นอกจากนี้ นโยบายที่ส่งเสริมให้สถานประกอบมีสถานที่รับดูแลเด็ก ก็อาจช่วยเพิ่มโอกาสที่พ่อแม่และลูกจะได้อยู่ร่วมกัน

การให้ความช่วยเหลือแก่เด็กในครัวเรือนที่ด้อยโอกาสจากสภาวการณ์ครัวเรือนแห่งกลางนั้น ไม่ควรจำกัดเฉพาะการสนับสนุนทางการเงินเท่านั้น แต่ควรส่งเสริมความรู้เรื่องการเลี้ยงดูเด็ก งานวิจัยอื่น ๆ ได้แสดงให้เห็นแล้วว่า ผู้ปกครองที่มีอายุน้อยจะสามารถใช้เทคโนโลยีใหม่ ๆ ได้ดีกว่า ส่วนปู่ย่าตายายที่ช่วยดูแลเด็กเล็กนั้นจะได้รับประโยชน์มากขึ้นจากการสนับสนุนในด้านต่าง ๆ ที่เกี่ยวข้องกับการเลี้ยงดู เช่น การให้ข้อมูล การเยี่ยมบ้าน หรือ การฝึกอบรมเกี่ยวกับวิธีการดูแลเด็ก เป็นต้น

ยาว และยังสามารถลดผลเสียของการย้ายถิ่นของพ่อแม่ต่อการศึกษาศึกษาของเด็ก และข้อสองคือนโยบายสร้างการกระจายโอกาสทางเศรษฐกิจไปสู่ชุมชนต่างๆ ที่ทั่วถึงมากขึ้น เพื่อให้มีความจำเป็นน้อยลงในการย้ายถิ่นสำหรับประชากรที่อยู่ในวัยสร้างครอบครัว

เอกสารอ้างอิง

เนื่อแพร เล็กเฟื่องฟู และ ธิญมัทธม สรุงบุญมี (2018), บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต ในชุดโครงการ พัฒนาการความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย สนับสนุนโดยสำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.)

Chiappori, P. A. (1988). Rational household labor supply. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 63-90.

Chiappori, P. A. (1992). Collective labor supply and welfare. *Journal of political Economy*, 100(3), 437-467.

Cunha, F. (2015). Subjective rationality, parenting styles, and investments in children. In *Families in an Era of Increasing Inequality* (pp. 83-94). Springer International Publishing.

Cunha, F., Elo, I., & Culhane, J. (2013). Eliciting maternal expectations about the technology of cognitive skill formation (No. w19144). National Bureau of Economic Research.

Topics: Inequality, Education, Demography

Tags: Skipped-generation, Human Capital, Household Structure

Bank Branch Expansion vs International Capital Flows: Integrating Local Spatial Markets with Macro Aggregates

Yan Ji and Robert M. Townsend

Very preliminary and incomplete

November 6, 2016

Abstract

Financial reforms, as in Thailand, were typically implemented in a package that includes both the deregulation of domestic financial markets and the liberalization of international financial transactions. We develop a high-dimensional dynamic equilibrium model with 1426 spatial markets to understand, evaluate, quantify and separate the impact of these micro and macro-based financial reforms on GDP growth, financial inclusion, inequality, and welfare. In the model, agents make occupation choices, and those who run businesses face three financial frictions including an entry cost to obtain credit, a collateral constraint, and an interest rate spread. Agents optimally hold cash to purchase consumption goods, facing the tradeoff between foregone interests and transaction fees. Banks choose where to open new branches, which reduce both the entry costs and the transaction fees in nearby markets. Capital account liberalization results in capital inflows and lowers the interest rate spread. We calibrate the model using pre-reform data from five distinct datasets as well as roads and exact branch locations mounted on a Geographic Information System. We then evaluate the model's ability to predict branch locations and several micro and macro aspects of the data. Computation of the equilibrium with both supply and demand sides of the market, endogenous distributions of wealth and bank networks, and endogenous wage and interest rates along a transition path is accomplished with a novel numerical algorithm. Counterfactual simulations suggest that both bank expansion and capital account liberalization contribute significantly to GDP growth but through different channels, and as a consequence, they have different implications on income inequality and welfare. From the bank expansion, there is a positive spatial correlation between the welfare change of workers and entrepreneurs as both benefit more if they were previously farther away from bank branches. However, the spatial correlation is negative from the capital account liberalization.

JEL codes: C54, E23, E44, F43, O11, O16, R11, R13

Keywords: financial frictions, local markets, bank expansion, capital flows, spatial equilibrium.

*This draft reflects active work in progress. Please do not cite or circulate without authors' permission.

1 Introduction

1.1 Motivation in the Context of the Literature

The nature of financial liberalization is multifaceted as financial frictions are likely to have various forms, including credit/interest rate controls, entry barriers and operational restrictions in the banking sector, as well as restrictions on international capital flows (Abiad and Mody, 2005). Financial reforms seek to alleviate these obstacles through the deregulation of domestic financial markets and the liberalization of international financial transactions. Although the motivation for these reforms has been attributed to promoting growth in savings, investment, and GDP, lately fostering financial sector policies that promote inclusive growth has been among the foremost concerns of the G20, IMF, and World Bank.

In this paper, we develop a novel dynamic equilibrium model with local spatial markets and heterogeneous agents to understand, evaluate, and quantify the impact of financial reforms on GDP growth, financial inclusion, inequality, and welfare. We thus put both micro and macro aspects on the same page. We apply our model to the rapid economic growth and financial deepening period in Thailand (1986-1996), during which a series of financial liberalization policies were adopted, resulting in fast bank branch expansion and large capital inflows.¹ A main result is that both bank expansion and capital account liberalization contribute significantly to GDP growth but through different channels, and as a consequence, they have different implications on income inequality and welfare. Following the bank expansion, there is a positive spatial correlation between the welfare change of workers and entrepreneurs as both are benefited more if they were previously farther away from bank branches. However, the spatial correlation is negative following capital account liberalization as workers living closer to bank branches obtain relatively smaller welfare gains while entrepreneurs living in these locations experience larger gains due to better credit access.

The consensus in the literature is that resource inflows reduce the cost of capital, triggering a temporary increase in growth and a permanent increase in the level of output (Obstfeld, 1998; Rogoff, 1999; Summers, 2000; Fischer, 2003). However, the empirical evidence about the impact of capital flows on growth is mixed (Prasad et al., 2003; Henry, 2007; Mody and Murshid, 2011). Many studies suggest that international capital flows often stem from differences in financial obstacles across countries. For example, Gourinchas and Jeanne (2013) study the negative correlation between TFP and capital flows and identify a savings puzzle. Buera and Shin (2016) study the differences in the tightness of collateral constraints between the U.S. and emerging market countries. They find that an underdeveloped financial market explains the joint dynamics of TFP and capital flows following economic reforms. Our paper takes a stand on causality and quantifies the effect of capital flows through the length of an estimated structural model with multiple potential obstacles disciplined by the data.

The interest in the nexus between financial development and economic growth dates at least as far back as Schumpeter (1911). A general topic in this literature is whether finance causes growth (see

¹Townsend and Ueda (2010) point out that financial liberalization in Thailand happened earlier according to the actual de facto deregulation. The standard de jure documentation of financial liberalization consists of a chronology of changes in laws regulation, which do not seem to change much in the 1980s. The de facto measures seem to capture Thai financial sector policies better. Following this, we will calibrate the exogenous policy shifts in our structural model using the observed interest rate spread, capital flows, and bank branches.

Levine, 2005, for an excellent review). In the past two decades, numerous cross-country studies, quasi-experimental designs, and randomized control trials have provided ample evidence on a causal effect. For example, King and Levine (1993) present cross-country evidence supporting the view that finance causes growth. Rajan and Zingales (1998) find financial markets reduce the cost of external finance for firms by exploring industry-level cross-country variations in financial development. Beck, Levine and Loayza (2000) retrace the views of Schumpeter (1911) and the growth accounting literature² and find a robust, positive link between financial intermediation and GDP growth. Jayaratne and Strahan (1996) find that following the U.S. intrastate branch reform in 1970s, per capital growth in income and output increases, mainly due to the improvements in the quality of bank lending. A number of articles find that relaxing restrictions on bank expansion promotes the level of entrepreneurship and small businesses (Black and Strahan, 2002; Cetorelli and Strahan, 2006; Kerr and Nanda, 2009). Burgess and Pande (2005) explore a branch opening policy in Indian, and find that branch expansion program significantly increased non-agricultural output and lowered rural poverty. Burgess, Pande and Wong (2005) provide evidence that the Indian social banking program increased lending to the poor. Cole (2009) examines the effect of bank ownership and finds that government ownership initially increased the quantity, but substantially lowered the quality of financial intermediation. Nguyen (2016) provides evidence that bank branch closings result in a persistent decline in local small business lending. Relatedly, many studies investigate the impact of micro finance programs by exploring randomized control trials and quasi natural experiments (Pitt and Khandker, 1998; Karlan and Zinman, 2009; Kaboski and Townsend, 2011, 2012; Banerjee and Duflo, 2014; Banerjee et al., 2015; Attanasio et al., 2015; Augsburg et al., 2015; Crepon et al., 2015; Tarozzi, Desai and Johnson, 2015).

Our paper highlights several channels identified in the aforementioned literature but in a unified framework, which allows us to interpret and compare the relative quantitative implications of different financial reforms. From a methodological perspective, our paper is closely related to the macro-development literature applying micro-founded general equilibrium models to study growth, inequality, and financial sector policies (see Townsend, 2010, for a survey). The models developed in this literature are built on the theoretical framework of Greenwood and Jovanovic (1990), Banerjee and Newman (1993), and Lloyd-Ellis and Bernhardt (2000) among others. For example, Buera and Shin (2013) quantitatively analyze the consequence of a large-scale economic reform, uncovering the role of financial frictions in explaining the common feature of post-reform transitional dynamics of investment rates and TFP in China, Japan, Korean, Malaysia, Singapore, Taiwan, and Thailand.³

These models explicitly incorporate heterogeneity to capture realistic wealth and firm size distributions. However, none consider the differential financial development by geography, which could be important to understand inter-regional capital and labor flows and the differential development of regions (Moll, Townsend and Zhorin, 2016). By contrast, a large literature in industrial organization

²Joseph Schumpeter argued that the financial sector influences economic growth by affecting the allocation of savings and not necessarily by changing the rate of savings. A large development economics literature argues that highly developed financial markets promote growth primarily by raising domestic savings rates and attracting foreign capital (see discussions in King and Levine, 1994; Fry, 1995; Bandiera et al., 2000; Easterly and Levine, 2002)

³Other papers in this literature include the work of Gine and Townsend (2004); Cagetti and Nardi (2006); Townsend and Ueda (2006); Jeong and Townsend (2008); Townsend and Ueda (2010); Amaral and Quintin (2010); Buera, Kaboski and Shin (2011); Greenwood, Sanchez and Wang (2010, 2013); Dabla-Norris et al. (2015)

focuses on spatial competition and builds models with local markets and geographic units. However, the models built in this literature either focus on demand side, e.g., elasticity of demand for products, or supply side, e.g., where to locate stores and firms, but none of them compute the full general equilibrium or analyze the aggregate implications of economic policies. For example, [Seim \(2006\)](#) studies a model for location choices in the video retail industry. [Jia \(2008\)](#); [Holmes \(2011\)](#); [Ellickson, Houghton and Timmins \(2013\)](#); [Zheng \(2016\)](#) study competition and entries in the discount retailing industry with a large number of markets. [Ho and Ishii \(2011\)](#) build a spatial model of retail banking and estimate the cross-price elasticities between bank branches opened in different locations. [Aguirregabiria, Clark and Wang \(2016\)](#) study the role of geographic deposit risk diversification in branch location decisions following the 1994 Riegle-Neal Act. A number of other studies take the firms' locations as given and focus on price/quantity competition, and how elasticities are related to distance ([Pinkse, Slade and Brett, 2002](#); [Smith, 2004](#); [Davis, 2006](#); [Houde, 2012](#)).

Our paper introduces local spatial markets and so we go from the spatial competition literature to a macro general equilibrium model. Our goal is to understand the spatial, distributional implications of financial reforms as well as a micro-founded model of growth. The closest work to ours is from [Felkner and Townsend \(2011\)](#) who develop an equilibrium model with spatial heterogeneity. However, their model does not explicitly consider local markets in a network, instead they incorporate reduced-form geographic variations and take financial deepening as exogenously given.⁴

1.2 An Executive Summary of the Paper with Findings

The paper begins by documenting the spatial patterns in credit access conditions and cash holdings. In 1986, before the financial reforms took impact in Thailand, there was a large variation in credit access conditions across geographic areas. The area around Bangkok and its south and north along the central developed corridor has more commercial bank branches compared to other places. Not surprisingly, these places also have better credit access as a larger fraction of households take bank loans. Moreover, we find suggesting evidence that households living farther away from bank branches tend to hold more cash. The demand for cash is likely motivated to fulfill transactions as for our interested period 1986-1996, most of consumption purchases were in cash while credit card purchases were virtually inexistent.

Motivated by these spatial correlations, we develop a dynamic spatial equilibrium model to rationalize the data and to evaluate the financial reform policies happened during 1986-1996 in Thailand. We

⁴Spatial equilibrium models have also been built in development and international trade literature to analyze trade, migration, enterprise development, and growth, etc. A first generation of models on agglomeration and growth tend to have a small number of locations (typically two), which are basically dynamic extensions of economic geography models (see [Baldwin and Martin, 2004](#), for a survey). However, these models focus on a small number of locations, thus restricting the ability of capturing the richness of the observed economic activity distribution in the data. Recently, there are quantitative papers which introduce the trade structure of [Eaton and Kortum \(2002\)](#) to spatial equilibrium models to explain the geography of development. For example, [Morten and Oliveiral \(2014\)](#) develop a spatial equilibrium model based on [Moretti \(2011\)](#) and quantify the general equilibrium impact of access to roads on migration rates and welfare. [Desmet, Nagy and Rossi-Hansberg \(2015\)](#) develop a dynamic version of the spatial equilibrium as in [Allen and Arkolakis \(2014\)](#) to quantify the gains from relaxing migration restrictions of the world economy. These models, however, do not consider heterogeneous agents in local markets/regions. In our model, there are heterogeneous agents living in heterogeneous markets, which allows us to investigate not only across-market welfare implications, but also within market welfare implications, i.e., between entrepreneurs and workers, and their spatial correlations.

consider two major financial sector policies—capital account liberalization and bank expansion, and take their paths as given when calibrating policy shift parameters. As a consequence of capital account liberalization, there was a surge in capital inflows and a decrease in interest rate spread between the prime lending rate and the deposit rate. As a consequence of the banking sector reform, both commercial banks and BAAC (Bank for Agriculture and Agricultural Cooperatives) rapidly expand their operation network, doubling the number of branches during this period.

A defining feature of our model is having spatially connected local markets and differential financial frictions. Market locations are realistically obtained using the Geographic Information System (GIS) from the location of commercial bank branches in 2011, which generally correspond to the intersections of major highways and the locations of major cities. The distance between each pair of markets is measured by the car travel time from a detailed road network. Markets are the places where commercial banks and BAAC open branches. Therefore, depending on the location of branches, financial service costs vary among agents living in different markets.

In each market, there is a continuum of agents who are different from each other in terms of wealth and talent. Agents are infinitely lived and experience alternating periods of working and leisure. In the working period, agents can freely choose from among three occupations: subsisters, workers, and entrepreneurs. Subsisters receive subsistence income, which can be considered as a reservation wage of working. Workers supply labor and receive the equilibrium wage. Entrepreneurs hire workers and install capital to produce. Each agent has access to a production technology whose productivity depends on talent. Since occupations are chosen to maximize income, in the absence of wealth constraints, talented agents choose to be entrepreneurs and less talented agents supply labor or live as subsisters.

Wealth constraints influence occupation choice because the credit market is imperfect. Motivated by the data, we introduce three types of financial frictions. First, agents have to pay an entry cost in order to obtain credit from banks. We assume that the entry cost increases with the travel time to bank branches to capture the large spatial variation in credit access conditions. Second, agents face collateral constraints in borrowing because the usual contractual form of commercial bank loans in Thailand is collateralized debt. Third, we introduce an interest rate spread between the deposit and lending rate to reflect any sort of intermediation costs. The interest rate spread decreases over time exogenously to match the data, which is part of the consequence of capital account liberalization.

Income accrued during the working period along with the initial wealth is transferred to the leisure period. In the leisure period, agents derive utility from consumption, and the wealth not consumed is transferred to the next working period. The consumption and savings decisions are made to maximize expected life-time utility. We assume that agents have to use cash to purchase consumption goods. Holding cash is costly due to the opportunity cost of foregone interests. However, there is an incentive to hold more cash to economize on the transaction fees because every cash withdrawal requires agents to travel to some bank branches. Motivated by the spatial variation in cash holdings, we assume that the transaction fees increase with the travel time to bank branches. As a result, agents living farther away from bank branches would hold more cash and this relationship is disciplined by the data.

To obtain stationary results, we assume that there are two cohorts of equal measures. In any period, one cohort is working and the other is enjoying leisure. The equilibrium interest rate and

wage are determined to clear the capital and labor market. Specifically, the demand for capital from working-period entrepreneurs is equalized to the supply of capital, which is contributed by the wealth of working-period workers/subsisters, the deposit from leisure-period agents, and international capital flows. The demand for labor from working-period entrepreneurs is equal to the supply of labor from working-period workers.

Our model focuses on the branch opening decisions of commercial banks both because their dominant role in the Thai financial system and because their branching strategy is likely to be driven by market incentive.⁵ Specifically, we assume that commercial banks act as a cartel and choose where to open new branches. The branching choice is made to maximize discounted profit taken as given the number of branches opened in each year from the data and the exogenous locations of BAAC branches. Banks make profit from the markup (i.e., interest rate spread) over the deposit rate on the financial resources channeled to entrepreneurs. BAAC and commercial banks provide the same credit and withdrawal services to agents at the same costs. For markets with both BAAC and commercial bank branches, we assume that they have equal market share of deposit. Therefore, the exogenous BAAC branch locations influence commercial banks' branching choice by affecting their profit but there is no strategic interaction between commercial banks and BAAC.

A major obstacle to our quantitative analysis is computing the dynamic spatial equilibrium. Computation is challenging because it requires solving a combinatorial programming problem to obtain optimal branching choice. The problem is particularly difficult to solve in the current setting, given the large decision space of branching choice. To our knowledge, there is no numerical algorithm that solves our model in polynomial time. Many papers in the spatial competition literature also face a similar problem when estimating a model with discrete location choices. A revealed preference approach developed by Pakes et al. (2015) is typically used to obtain a set of moment inequalities for parameter identification (Jia, 2008; Holmes, 2011; Ellickson, Houghton and Timmins, 2013; Aguirregabiria, Clark and Wang, 2016). This estimation procedure is very tractable because it avoids solving equilibria, i.e., the optimal choice of locations. However, this approach does not apply to our analysis because our goal is to predict the expansion of bank branches and analyze the equilibrium outcomes resulting from different financial reforms.

We therefore approximate the equilibrium by developing a new algorithm. Our approximation algorithm considers a sequential branch opening problem and specifies the agent's savings directly in the utility function (Lloyd-Ellis and Bernhardt, 2000), which is assumed to be Cobb-Douglas. These closed-form savings rates are then calibrated to match the savings rates that would be chosen by forward-looking agents conditional on the same equilibrium transition path. On the bank supply side, we assume that location is opened one by one to maximize current profit internalizing the potential equilibrium effect on prices and aggregate savings. After solving the equilibrium, we check that the branches opened based on this approximation are close to the exact solutions at the provincial level (see Appendix D).

On the agent side, we proceed to solve the savings rates in three stages. In the first stage, we assume

⁵Assuncao, Mityakovy and Townsend (2012) provide evidence that BAAC and commercial banks presumably target different markets in Thailand. BAAC tends to open branches in rural regions to maximize financial access ratio, while commercial banks open branches in wealthy and populous regions to maximize profit. Relatedly, Sapienza (2004) provides evidence that lending from public-sector banks tend to have lower interest rates and target poorer areas.

that every agent has the same weight on savings in the Cobb-Douglas utility function. We solve the equilibrium and calibrate the model parameters using pre intervention data. In the second stage, we allow agents to have different weights on savings, as a function of wealth, talent, and travel time to branches. We calibrate these weights to match the savings rates that would be chosen by forward-looking agents in a steady-state economy based on a guess of branch locations and prices. The equilibrium branch locations and average prices from the first stage are taken as an informative initial guess. We then calibrate and solve the equilibrium branch locations and prices, and iterate multiple times until the guessed branch locations and prices converge to the equilibrium branch locations and the average equilibrium prices. In the third stage, we allow agents to have time-varying, market-specific weights on savings, as a function of wealth and talent. We calibrate these weights to match the savings rates that would be chosen by forward-looking agents in each period based on a guessed path of branch locations and prices along the transition between 1986-1996. The equilibrium path of branch locations and prices from the second stage are taken as an informative initial guess. We then calibrate and solve the equilibrium path of branch locations and prices, and iterate multiple times until the guessed path converges to the equilibrium transition path.

The reason the algorithm has three stages is for implementation purposes. Forming an informative guess of the equilibrium branch locations is difficult because of the large decision space.⁶ It turns out that using the equilibrium branch locations from the previous stage gives a very reliable initial guess that accelerates convergence. Although our agents are “myopic” in the sense of utility being a function of savings, the equilibrium obtained from the third stage coincides with the equilibrium of forward-looking agents. This is because we are exactly matching the savings rates with those of forward-looking agents along the entire transition path by imposing state-dependent weights on savings, which shares the spirit of the algorithm implemented by [Buera and Shin \(2013\)](#).⁷

The model is validated at both the macro and micro level: First, the model can correctly predict most of the bank locations opened by 1996. Second, the model captures a certain amount of spatial variation in entrepreneurship and credit access conditions in 1996. Third, the model can generate macro dynamics consistent with the data over the period 1986-1996, including GDP growth, income inequality, and credit access conditions.

We then use the model to quantify the effect of two financial sector reforms. Our simulation results indicate that both capital account liberalization and bank expansion contribute to GDP growth but they have opposite implications on income inequality, which jointly shapes the Kuznets curve. Among the 67% of cumulative GDP growth generated by the model, 33% is attributed to capital account liberalization and 25% is attributed to bank expansion.

The two financial reforms increase GDP through different channels. Capital account liberalization promotes capital deepening. On the one hand, the influx of international capital flows increases the supply of capital. On the other hand, the reduction in the interest rate spread reduces the cost of capital. Both motivate entrepreneurs to invest more, increasing capital intensity. Since entrepreneurs on average

⁶For example, with 1428 markets in our model, the number of possible guesses is 2^{1428} .

⁷One drawback of this algorithm is that weights on savings that match savings rates of forward-looking agents could change when evaluating counterfactual policies because the counterfactual equilibrium has different paths of branch locations and prices. But we can readjust the savings rates in counterfactual simulations.

have more income than others, increasing their income further leads to higher inequality.

Bank expansion reduces the credit entry cost and the transaction fee. The former constitutes a credit provision channel which promotes GDP growth by allocating capital more efficiently to more talented entrepreneurs; the latter constitutes a deposit mobilization channel which lowers the demand for cash and increases capital base.⁸ We find that credit provision contributes to 17% cumulative GDP growth, larger than the 12% contribution of deposit mobilization. In fact, the relative significance of the two channels depends crucially on the parameters governing the initial financial frictions. That is, the large credit access inequality in 1986 and the small spatial variation in cash holdings imply that the credit channel is relatively stronger compared to the deposit mobilization channel. As a result, income inequality decreases because the dominating credit channel enables relatively poorer agents to obtain credit and earn higher income.

In terms of welfare, bank expansion primarily increases the consumption of agents who were previously excluded from financial intermediation. These agents usually live farther away from bank branches in 1986. By contrast, capital account liberalization mainly benefits agents living closer to bank branches in 1986. This is because agents without credit access do not directly benefit from a larger capital base.

The welfare gains of workers and entrepreneurs are also different. On average, entrepreneurs benefit more from these financial reforms than workers. Bank expansion particularly benefits workers, whose consumption increases by 20%-60% depending on where they live, as opposed to 4.5%-6.5% from capital account liberalization. By contrast, capital account liberalization increases entrepreneurs' consumption by about 260%-380%, as opposed to 80%-260% from bank expansion. There is an interesting spatial correlation between workers' and entrepreneurs' consumption gains. As a consequence of bank expansion, both workers and entrepreneurs are associated with larger increase in consumption if they live farther away from bank branches in 1986. However, in these markets, capital account liberalization results in larger consumption gains for workers but lower consumption gains for entrepreneurs.

2 Data

We conduct our study based on several household surveys and high-quality digital spatial data, precisely rectified in Geographic Information System (GIS). Below we briefly introduce the data.

2.1 Household Surveys and Census Data

The Thai Socio-Economic Survey (SES) is a nationally representative household-level repeated cross-sectional survey conducted by the National Statistical Office (NSO) in Thailand. The first survey was conducted in 1957. Surveys were conducted every five years before 1987, and bi-annually thereafter. SES adopts a clustered random sample stratified by geographic regions over the whole country.

⁸As reviewed by Levine (2005), among other functions, two important ways through which finance promotes growth is by mobilizing deposit and providing credit. Deposit mobilization increases the supply of capital and credit provision directs capital to its best use (Goldsmith, 1969; McKinnon, 1973; Shaw, 1973). Rice and Strahan (2010) provide evidence that relaxed branching restrictions increase credit supply. Egana, Hortacsu and Matvos (2016) estimate the elasticity of insured and uninsured deposits to bank distress.

SES is the only household-level nationally representative survey used in our study. We use the data variable on households' income to construct the national credit access ratio and the annual wage growth rate of workers. We use the data variable on household occupation to construct the fraction of households engaging in entrepreneurial activities.

The Thai Community Development Department (CDD) dataset is a bi-annual census at the village-level collected by the Rural Development Committee (RDC). The data are collected in two steps. In the first step, members of the RDC fill in the questionnaire by themselves using the existing data from the Tambon office. After that, for each village, a meeting with the village headman and village committee is held and the missing information is collected.

CDD provides data for all villages in Thailand, and is used to construct variables characterizing the spatial variation. We use the data variable on occupation to construct the spatial variation in entrepreneurship, and the data variable on credit access conditions to construct the spatial variation in bank credit (and credit access inequality). We combine the data variable on village population with the municipal population obtained from the Thai Population and Housing Census (PHC) to construct the spatial variation in population. We use the data variables on various assets to construct a wealth index used in estimating the spatial wealth distribution in 1986.

The Townsend Thai Survey dataset provides both annual and monthly panels, in addition to the collection of environmental data. The initial annual survey was conducted in 1997, covering 192 villages in the 48 tambons of the four changwats. The monthly surveys were conducted in 16 villages and 4 amphoes. In each village, 40 households are surveyed starting from August, 1998.

Townsend Thai Survey provides household balance sheet information. We use monthly surveys to construct the cash-to-wealth ratio and loan-to-collateral ratio. We use the 1997 annual survey to construct an indicator for occupation persistence.

The Thai Population and Housing Census (PHC) is conducted every decade and contains population and household records with information on whether the respondents are living in municipal or non-municipal area, and their home province, amphoe and tambon code.

We use the data from PHC to estimate the municipal population of each municipal district, which is combined with village population from CDD to construct market size and the spatial variation in population.

The Enterprise Survey of Thailand is a firm-level survey of a representative sample of an economy's private sector conducted by the World Bank in 2006. The survey covers 1043 business firms with a broad range of business environment topics being interviewed, including access to finance, corruption, infrastructure, crime, competition, and performance measures.

We use the enterprise survey of Thailand to calibrate the firm employment distribution.

2.2 High-Resolution Spatial Data

We use high-resolution spatial data on bank locations, digitized major and minor road networks, and political boundaries at different administrative levels.

Road Network is constructed using the GIS data on Thailand's transportation system from Thailand Environment Institute. The data provide spatial geometries of nation-wide road, railroad, future segments and intersections.

We use ArcGIS Network Analyst tool to build the Thailand transportation network after excluding railroad and future road segments. In total, 59238 junctures are connected by 7 types of road. We estimate the average vehicle speed for each type of road based on real time information (see Appendix A). Then we estimate the car travel time for all road segments based on road type and the estimated vehicle speed.

Branch Locations are constructed using data from the Bank of Thailand, the Bank of Agricultural and Agricultural Cooperative, the Telephone Authority of Thailand, the Community Development Center, and several non-traditional financial institutes.

We merge these data to one central table which includes all bank branches' opening dates, closing dates (if ever closed), bank name, branch name, etc. We then pinpoint branch locations in each year using Google map API (see Appendix A).

3 Motivating Facts

In this section, we present several facts in Thailand between 1986-1996 to motivate our study. Subsection 3.1 presents the financial liberalization policies initiated during this period, which liberated capital account and resulted in rapid bank expansion. These policy shifts are taken as exogenously given in our quantitative analysis. Subsection 3.2 offers suggesting evidence on the correlation between cash holdings and the travel time to the nearest bank branch, and the spatial correlation between credit access conditions and bank branch locations. These facts motivate us to develop a spatial equilibrium model featuring geographically differential costs in financial transactions and credit entry barriers.

3.1 Financial Liberalization Policies in Thailand 1986-1996

Between 1986-1996, the Thailand's economy underwent deep structural changes, including the liberalization of its financial sector and the economic integration with global financial and product markets. Since the late 1980s, a series of financial liberalization policies were rapidly adopted. These reform policies were intended to develop a highly functional financial system with efficient financial institutions through the market mechanism. The increased competition surrounding commercial banks could be recognized from the movements of deposit and lending rates. Before the financial liberalization policies adopted in the late 1980s, the prime lending rate to small and medium sized companies differed substantially from the commercial bank's deposit rate. The interest rate spread, measured as the difference between the

prime lending rate and the deposit rate, decreased from about 8% in 1986 to about 2% by the end of 1995 (see panel A of Figure 1).

The Thai government also enacted policies to further open the capital account in the late 1980s and early 1990s. As reviewed in [Alba, Hernandez and Klingebiel \(1999\)](#), during 1986 the tax impediments to portfolio inflows were reduced, in particular for purchasing Thai mutual funds. The most important policy was the aim of fostering the development of Bangkok as a regional financial center by establishing the Bangkok International Banking Facility (BIBF) as an offshore financial market with the benefits from tax and regulatory advantages. This capital account liberalization resulted in a surge in private capital flows and rapid credit growth. Between 1988-1996, Thailand is one of the countries that received the largest capital inflows relative to GDP. As shown in panel B, there were visibly no net capital inflows before 1986. The private capital inflows in Thailand surged in 1988, and increased to some US \$11 billion (13% of GDP) in 1990, where they stabilized until 1993. The capital inflows surged once again between 1994-1995, surpassing US \$21 billion, but declined sharply in 1996 and thereafter due to the financial crisis.

On the other hand, financial policies lead to the expansion of business operations of banks. As of 1987, Thailand's formal financial system consisted of commercial banks, finance companies, credit financier companies, government savings banks, private and government insurance companies, and a number of sectorally and functionally specialized financial institutions. The central players in the Thai financial system are commercial banks which absorb 80.9% of deposits and account for 73.1% of total financial system assets. The second largest players are specialized government banks, known as Bank for Agriculture and Agricultural Cooperatives (BAAC), capturing 9.5% of total financial system deposits and 14.2% of total financial system assets.

The competitive market environment created after financial liberalization gave the financial institutions strong incentives to expand their business operations. Panel C presents the number of branches operated by commercial banks and BAAC in different locations over the period 1981-1996. The number of commercial bank branches was steadily increasing since the late 80s, and was more than doubled by the end of 1996. Importantly, a substantial number of branches were opened in different locations to explore underdeveloped areas. Compared with the expansion of commercial banks, BAAC opened fewer branches during this period. The expansion of bank branch network played an important role in improving the allocative efficiency of capital among entrepreneurs by equalizing access to credit. As documented by [Abiad, Oomes and Ueda \(2008\)](#), the decrease in the dispersion of Tobin's Q indicates that there were substantial improvements in allocating capital in Thailand dating from 1987. On the other hand, the expansion of branch network mobilized savings as shown in the next subsection.

In our quantitative analysis, we take these policy shifts as given and our goal is to quantify the distinct roles played by different policies on growth, inequality, welfare, and credit access conditions through the length of a structural model.

3.2 Credit Access Conditions, Cash Holdings, and Bank Branch Locations

One of the major roles played by banks is to channel financial resources from households to entrepreneurs. We find that credit access conditions vary dramatically across different regions. The Gini measure of

credit access inequality in 1986 is about 0.5. More importantly, there is a significant positive correlation between credit access conditions and bank branch locations (see Figure 2). In areas where commercial banks opened more branches, the fraction of households with access to credit is also higher. These include large areas around the Bangkok metropolitan area and south and north of this area along the central developed corridor of Thailand. By contrast, in the eastern and southern parts of the country, there are less bank branches and poorer credit access conditions. This is reasonable since in Thailand, people living in villages travel to branches to obtain credit or are served by field officers. In either way, this suggests that the cost of credit provision is negatively correlated with the travel time to the nearest bank branch.

For the period 1986-1996 we study in Thailand, small stores in villages usually only accept cash. As documented by [Alvarez, Pawasutipaisit and Townsend \(2011\)](#), 78.5% of consumption purchases are in cash while credit card purchases are virtually inexistent for Thai households in 1999. This suggests that households have large demand for cash, thus the tradeoff emphasized by [Baumol \(1952\)](#) and [Tobin \(1956\)](#) could play an important role in determining cash holdings. In particular, households should hold more cash when the interest rate is low and when the financial transaction cost is high.

Figure 3 provides some suggesting evidence. Immediately after the Thai financial crisis in 1997-1998, the deposit interest rate decreased from 10.6% to 2.0% in five years. This is accompanied by a sharp increase in households' cash holdings, from 17% to 38% (see panel A). In panel B, we show that the cash to wealth ratio is positively correlated with the travel time to the nearest bank branch at the 1% level of significance, using the created variables of household cash holdings and wealth from the Townsend Thai monthly surveys during the period 1998-2011. This correlation seems to imply that households living in villages distant from bank branches were incurring larger transaction costs, which could be considered as some "shoe-leather" costs.⁹

4 Quantitative Model

The spatial correlations between credit access conditions, cash holding, and bank locations motivate us to develop a spatial equilibrium model incorporating differential costs in financial transactions and credit entry barriers in different geographical areas. In this section, we build such a model to rationalize the data and to evaluate the financial reform policies happened during 1986-1996 in Thailand.

4.1 Environment

Time is discrete and denoted by t . The economy consists of N markets, which are connected to each other through road networks. In each market n , there lives a continuum of agents, whose measure (i.e., market size) is constant over time and denoted as P^n .¹⁰

⁹Figure 3 also indicate that households living in these villages hold 20%-25% of their wealth in cash, which are much larger than those in industrialized countries. Explaining the high level of cash holdings in Thailand is beyond the goal of this paper.

¹⁰In the data, the Thai population increased by about 20% during 1986-1996, but the relative market-level population among the markets we defined was virtually unchanged. This means that assuming constant population is innocuous, since neither the simulated strategy of bank expansion nor the macroeconomic statistic (i.e., GDP per capita, income inequality, credit access ratio and inequality) generated by our model is affected by the overall level of population.

There are two kinds of bank branches, opened by commercial banks or BAAC, which provide exactly the same financial services at the same cost. Each market may have no branch, or one branch from commercial banks or BAAC, or both.

4.1.1 Definition of Market

There are 1426 markets, whose locations are geo-proximated by the locations with one or more commercial bank branches opened by 2011. We map BAAC branches to their nearest commercial bank locations.¹¹ In particular, using Google map API, we obtain the village/tambon/municipal name of each commercial bank branch location. For those branches that can be matched directly to any village, the village's location, which is represented as point data in the GIS system, is used to proxy the branch's location. Branches that cannot be matched at the village level are matched to tambons and/or municipal districts (both are geo-units represented as polygon areas in the GIS system). They are assigned to road network intersections according to the procedures elaborated in Appendix A. In 1986, there are 406 markets with commercial bank branches and 343 markets with BAAC branches, among which 171 markets have both commercial bank branches and BAAC branches. The 1020 markets without commercial bank branches in 1986 are the places where commercial banks can open branches looking forward. As we describe in subsection 4.3, given the observed number of new commercial bank branches opened in each year, we allow the bank to choose where to open these branches. Between 1986-1996, 437 commercial bank branches are opened and there are 589 markets without commercial bank branches by 1996.

Figure 4 illustrates the market segmentation and the GIS data in province Buriram. In this province, there are 17 markets with their borders depicted by blue lines. The blue dots represent commercial bank branch locations. In each market, there is a single bank location. The border of the market is determined such that any point inside the market border has the minimum travel time to the bank location within the market relative to other bank locations. Note that the travel time is measured from the road network (the grey solid line), thus it is possible that the Euclidean distance between a point and the bank location in other markets appears shorter on the map. The color of each market represents the market size, estimated to reflect village and municipal population (see below for its estimation).

Agents living in different markets receive financial services (i.e. saving and borrowing elaborated in subsection 4.2) at the nearest bank branch, thus may possibly incur differential transaction costs depending on the spatial distribution of branches. Consider an agent who lives within a market with at least one branch. The travel time from the agent's location to the bank location can be measured from the road network. For tractability, we assume that the travel time within each market is zero, which is equivalent to assuming that all agents are living exactly at the bank location in each market.¹² If the agent lives in a market without a bank branch, then she needs to travel to nearby markets to receive

¹¹Our paper focuses on predicting the expansion of commercial banks due to its dominating role in Thai financial system. Therefore, we only consider locations with commercial bank branches when constructing markets, while ignoring the locations with only BAAC branches.

¹²In principle we can calculate the travel time between villages and the bank location in each market since the village locations are available in the data. However, running the model at the village level requires substantially more computation power as there are about 70,000 villages in Thailand.

financial services. The travel time in this case, is measured by the travel time between the bank location of the market where the agent lives in and the bank location of the market where she receives financial services.

Therefore, essentially our model economy is an abstraction of the real economy with a network of 1426 nodes representing 1426 markets, which are connected by roads (see panel B of Figure 4 for an illustration).

4.1.2 Market Size

We use municipal and village population to proxy the market size P^n . Given the distribution of agents' characteristics, the market size can be considered as a scale factor which proportionately affects bank branches' intermediation profit. We estimate the population of each market using the data on village population from CDD and the data on municipal population from PHC in 1990.¹³

To elaborate, we assign each village's population to its nearest market, as measured by the travel time between the village and the market location. The village population associated with any market is obtained by adding up all the assigned village population. The estimation of municipal population is more involved, since municipal districts are represented as polygon areas in the GIS system.¹⁴ We use the following rule to assign municipal population to markets: For any municipal district, if there are markets located within it, its municipal population is evenly assigned to these markets. Otherwise, its municipal population is assigned to the nearest market, as measured by the travel time between the municipal's geometric center and the market location.

The market size P^n is estimated to be the sum of village and municipal population in market n . We validate that the difference between the estimated market population and the census data is within 5% at both national and provincial levels. Figure 5 presents the estimated market-level population density, showing that regions around Bangkok and in the western part of country are more populous. This indicates that our estimation of population density at the market-level disaggregation is able to capture the population density variation in Thailand.

4.2 Agents

Agents are living indefinitely and there are alternating periods of working and leisure. During working periods, agents choose occupations and supply labor to obtain income. During leisure periods, agents enjoy consumption.¹⁵

¹³We consider the year 1990 since this is the only year in which both surveys were conducted. The CDD survey was conducted bi-annually between 1986-1996, and between 1999-2011. The PHC survey was conducted every decade, in 1990, 2000, and 2010, respectively.

¹⁴An intermediate step is taken to estimate municipal population for each municipal district. PHC records whether a specific respondent lives in municipal or rural community, but provides no information on the specific municipal district. The location code system allows us to know which amphoe the record is belonged to, thus we estimate the municipal population for each municipal district using the following approximation rule. For municipal districts located within amphoes with a single municipal district, the population of the municipal district is estimated to be the municipal population of the amphoe. For municipal districts located in amphoes with more than one municipal districts, the population of each municipal district is estimated to be proportional to its area.

¹⁵The approach of working and leisure dichotomy enables us to capture the endogenous occupation choices and cash holdings in a tractable way without specifically modeling the flow of income. Similar approaches have been adopted by other

In our economy, there are two cohorts of agents of equal measures: One cohort of agents lives in “working period” in period t , and “leisure period” in period $t + 1$, and “working period” in period $t + 2$, ..., and so on. The other cohort of agents lives in “leisure period” in period t , and “working period” in period $t + 1$, ..., and so on. Below we describe the behavior of agents belonged to the former cohort, and the latter cohort’s behavior is symmetric.

Agents are distinguished from each other in wealth b_t and talent z_t . The wealth b_t evolves endogenously, determined by agents’ optimal decisions described below. The talent z_t captures individual characteristics (e.g., human capital and skills, etc) that determine entrepreneurial productivity. It is realized at the beginning of the working period and remains constant until the beginning of the next working period, i.e., $z_{t+1} = z_t$. We assume that z_t follows a Markov process: with probability γ , z_t is drawn from an invariant Pareto distribution $\Gamma(z)$ with tail parameter ρ ; with probability $1 - \gamma$, z_t is equal to z_{t-2} , which is the talent realized in the previous draw. The shock to talent can be interpreted as changes in market conditions that affect the profitability of agents’ skills (Buera and Shin, 2013). We calibrate parameter ρ to match the firm employment distribution. Parameter γ is identified from the frequency of occupation changes.

The initial household wealth distribution in 1986 is estimated using village wealth index. The CDD dataset does not record total wealth data, but it does record various wealth items. With information on these wealth items, we proxy the wealth index using the first principal component vector of three durable assets, including per capita TV ownership per village, per capita motorcycles per village, and per capita pickup vehicles per village. The first principle component best summarizes the variation in the ownership of the three major wealth items across villages. The limited number of villages restricts us from recovering the exact wealth distribution for each market.¹⁶ Therefore, we calibrate the mean wealth index for each market to capture the cross-market wealth dispersion and approximate the within-market wealth dispersion across households using the wealth distribution at the national level.

In particular, we proceed the calibration of market-level wealth distributions in three steps. First, we fit the histogram of all 19519 villages’ wealth index using a double exponential function to estimate the national wealth distribution in Thailand, denoted as $\Psi_0(b)$ (see the solid curve in Figure 6). Then, we assign these villages to their nearest markets, and calculate the mean wealth index for each market, denoted as \bar{b}_n . Finally, we calibrate the wealth distribution in each market n by normalizing the national wealth distribution with the market-level mean wealth index, i.e., $\Psi_0^n(b) = \frac{\bar{b}_n}{\int_0^\infty b \Psi_0(b) db} \Psi_0(b)$ (for example, see the dashed curve in Figure 6). Therefore, the estimated market-level mean wealth index can be considered as a scale factor that tailors the national-level wealth distribution to reflect the cross-market variation in wealth. The estimated initial wealth index captures the fact that areas around Bangkok and the central corridor are wealthier relative to other parts of the country (see Figure 7).

In the following, we illustrate the problems of the working period and the leisure period respectively,

papers in models with financial transaction costs. For example, Jovanovic (1982) assumes that each person markets his capital only at discrete intervals of time, but consumes continuously between intervals. Grossman and Weiss (1983) and Rotemberg (1984) assume that a fixed fraction of the population goes to the bank every other period. Lucas (1990) assumes that three members of a household work on different tasks (collection, consumption, and trading) and meet at the end of the day.

¹⁶The original wealth index data contain 34437 villages, which are indexed by old village IDs. Our estimation requires the use of travel time between villages and markets, which are indexed by new village IDs. Due to the imperfect mapping between new IDs and old IDs, the merged dataset only contains 19519 villages.

and we summarize the timing of events at the end.

4.2.1 Working Period—Occupation Choice and Credit Entry

In the working period, upon the realization of the talent shock z_t , agents can choose from among three occupations: wage subsistence agriculture, work, or enterprise.¹⁷ To begin, subsisters work in the agricultural sector and earn a subsistence return f_t . Workers supply one unit of labor and earn the equilibrium wage w_t . The subsistence return f_t is exogenous, calibrated to match the data as we describe below. The wage w_t is determined endogenously by the labor market clearing condition. Entrepreneurs operate businesses locally, employing workers and capital for production. Business profit is realized at the end of the working period.

Entrepreneurs have access to a production technology, whose productivity depends on talent z_t . The production function is

$$f(k_t, l_t) = z_t(k_t^\alpha l_t^{1-\alpha})^{1-\nu}, \quad (4.1)$$

where $1 - \nu$ is the Lucas span-of-control parameter, representing the share of output going to the variable factors. Out of this, fraction α goes to capital, and $1 - \alpha$ goes to labor. Production exhibits diminishing returns to scale with $\nu > 0$. Capital depreciates by δ after use. Their parameter values are set according to the estimate of [Samphantharak and Townsend \(2009\)](#) and [Paweenawat and Townsend \(2014\)](#).

We assume that workers and subsisters can migrate costlessly and work anywhere in the economy, thus both f_t and w_t are the same across markets. Location matters, however, for entrepreneurs who may demand bank credit as in [Felkner and Townsend \(2011\)](#). To obtain credit, agents have to incur a credit entry cost ϕ , which parsimoniously captures the lump-sum fee or utility loss from obtaining a loan contract ([Greenwood and Jovanovic, 1990](#)).

According to the facts presented in subsection 3.2, the percent of households with credit access is related to the location of bank branches. To capture this, we assume that the credit entry cost increases exponentially with the travel time to the nearest bank branch d_t ,

$$\phi_t = \exp(\kappa d_t) + \eta. \quad (4.2)$$

For agents who are living in markets with bank branches, $d_t = 0$. Otherwise, d_t is estimated from the travel time along the road network between the market where the agent lives in and the nearest market that contains a branch. The exponential function allows us to capture the large credit access inequality across different markets. Intuitively, the parameter κ governs the spatial variation in credit entry costs across different markets and the parameter η controls the overall barrier in credit access. Therefore, these two parameters are identified from the credit access inequality and the average credit access ratio in Thailand.

After paying the credit entry cost, agents can borrow from the bank in that period. The bank lending rate is higher than the deposit rate by a markup χ_t , which is calibrated to match the interest rate spread,

¹⁷As documented by [Townsend \(2011\)](#), in 1976, 30% of population worked as workers, 15% of population owned businesses, and the rest worked in agriculture. In the following years, there was a steady rise in the number of workers and a decline in the number of subsisters.

reflecting any sort of intermediation costs. Moreover, borrowing is restricted by a collateral constraint, $k_t \leq \lambda b_t$.¹⁸ The single parameter $\lambda \geq 1$ parsimoniously captures the degree of financial friction resulting from limited commitment. A special case of $\lambda = 1$ implies that agents cannot borrow. As we state in subsection 3.1, commercial banks play a dominant role in the financial market, whose usual contractual form of loans is collateralized debt. Thus, the collateral constraint introduced here captures the major friction in the financial market. The parameter λ is estimated directly to match the 95th percentile of the loan-to-collateral ratio in the micro data on households loans.

Notice that our model features three sources of financial frictions: the credit entry cost, the intermediation cost, and the collateral constraint. The credit entry cost can be considered as a friction on the extensive margin, which governs the credit access ratio, or the proportion of entrepreneurs who obtain bank credit; while the intermediation cost and the collateral constraint work mainly through the intensive margin, determining the amount of credit offered by the bank. The intermediation cost and the collateral constraint, however, can also affect the credit access ratio since providing entrepreneurs with more cheap credit also motivates them to pay the entry cost.

Denote $o_t = 0, 1, 2$ as the occupation choice and π_t as the income in period t , then

$$\pi_t = \begin{cases} f_t + r_t b_t, & \text{if } o_t = 0 \text{ (subsisters),} \\ w_t + r_t b_t, & \text{if } o_t = 1 \text{ (workers),} \\ \mu_t, & \text{if } o_t = 2 \text{ (entrepreneurs),} \end{cases} \quad (4.3)$$

where r_t is the equilibrium deposit rate in period t , and μ_t represents the income of entrepreneurs, as characterized below.

Note that subsisters and workers co-exist only when $f_t = w_t$. Therefore, the subsistence return f_t can be considered as a reservation wage, below which every potential worker prefers to remain in the subsistence sector. On the other hand, if the equilibrium wage w_t is higher than the subsistence return, no one remains in the subsistence sector. We allow the subsistence income f_t to grow exogenously at the rate g_f . As we describe later in section 6, g_f is calibrated to match the wage growth rate in Thailand between 1976-1986, a preceding period during which there are comparable fractions of labor force working as subsisters or workers. As long as subsisters and workers co-exist, the population proportion of workers and subsisters is determined by the entrepreneurs' demand for labor. Likewise, as the economy develops, the demand for labor may increase to the level beyond which the equilibrium wage becomes higher than the subsistence return. When this happens, subsisters disappear and there are only entrepreneurs and workers. Therefore, entrepreneurs' demand for labor depends on the cost of labor, which is equal to the subsistence return when workers and subsisters coexist. This suggests that we can identify the initial value of subsistence return, f_0 , from the fraction of entrepreneurs in 1986, the initial year of our simulation in which both workers and subsisters are existent.

Denote $g_t = 0, 1$ as the credit entry decision, μ_t^c and μ_t^s as the income of entrepreneurs with and

¹⁸In Buera and Shin (2013) and Moll (2014), this constraint is motivated as arising from a limited commitment problem. Agents can abscond with a fraction of $1/\lambda$ of the rented capital. The only punishment is that they will lose their collateral a and the interest earning on it. In equilibrium, agents do not abscond only if the amount of credit is less than λa . Therefore, the bank is only willing to lend λa if a units of collateral are posted. In our model, we assume that wealth b_t is used as collateral.

without credit, respectively. Entrepreneurs choose to pay the credit entry cost ($g_t = 1$) if $\mu_t^c > \mu_t^s$, thus

$$\mu_t = \max\{\mu_t^s, \mu_t^c\}. \quad (4.4)$$

If entrepreneurs do not borrow, they save the credit entry cost ϕ_t but have to self finance the production. Their income include interest earnings on bank deposit, $r_t(b_t - k_t)$, and production profit, which are the value of output $z_t(k_t^\alpha l_t^{1-\alpha})^{1-\mu}$ net of depreciated capital δk_t and labor cost $w_t l_t$. Hence, entrepreneurs solve

$$\begin{aligned} \mu_t^s &= \max_{l_t, k_t} z_t(k_t^\alpha l_t^{1-\alpha})^{1-\nu} - \delta k_t - w_t l_t + r_t(b_t - k_t) \\ \text{subject to } &k_t \leq b_t. \end{aligned} \quad (4.5)$$

If entrepreneurs choose to borrow, they have to pay the credit entry cost ϕ_t and deposit wealth b_t in the bank as collateral to obtain credit. The bank charges a markup χ_t on the credit provided to entrepreneurs, $k_t - b_t$, over the deposit rate r_t . Thus entrepreneurs solve

$$\begin{aligned} \mu_t^c &= \max_{l_t, k_t} z_t(k_t^\alpha l_t^{1-\alpha})^{1-\nu} - (\delta + r_t)k_t - \chi_t \max\{k_t - b_t, 0\} - w_t l_t + r_t b_t - \phi_t \\ \text{subject to } &k_t \leq \lambda b_t. \end{aligned} \quad (4.6)$$

The constraints in problems (4.5) and (4.6) capture the maximum amount of capital that can be invested in production for entrepreneurs without or with credit access. Note that since talent shock is realized at the beginning of the working period, the agent knows for sure the amount of entrepreneurial income when making occupation choices.

4.2.2 Leisure Period—Consumption, Cash, and Savings

Agents enter the leisure period with wealth $b_{t+1} = b_t + \pi_t$ in period $t + 1$, where π_t is determined by the occupation choice specified in equation (4.3). We assume that income π_t realized in the working period is paid directly to the savings account.¹⁹ Therefore, the beginning-of-leisure-period wealth b_{t+1} is all in the savings account and agents hold no cash when entering the leisure period.

In the leisure period, agents have to decide consumption c_{t+1} , cash holdings m_{t+1} , and savings b_{t+2} . Consumption c_{t+1} is realized continuously and agents have to use cash to fulfill consumption. As in [Baumol \(1952\)](#) and [Tobin \(1956\)](#), agents face a tradeoff from cash holdings, i.e., interest from time deposit like bond or other forms of financial assets and transaction costs. The realized utility is $u(c_{t+1})$ in period $t + 1$. Therefore, although we allow continuous consumption to motivate cash demand, utility only depends on the total amount of consumption in the leisure period as opposed to the consumption flow in standard continuous time models.

We assume that transaction costs are only incurred for withdrawals but not for deposits as in [Baumol \(1952\)](#). The tradeoff between transaction costs and cash holding costs (or foregone interests) is made

¹⁹This assumption is supported by empirical facts in Thailand. For example, [Alvarez, Pawasutipaisit and Townsend \(2011\)](#) find that Thai households make both large deposits and withdrawals within the same month, which is puzzling as both deposits and withdrawals incur financial transaction costs (as in [Baumol, 1952](#); [Tobin, 1956](#)). The authors show that deposits are made by firms for wage payments after a careful review of the data.

clear as follows. At the beginning of the leisure period, agents can withdraw c_{t+1} from the bank by paying a single transaction fee (denoted by ζ_{t+1}) at the cost of foregone interest that would have been earned if c_{t+1} is not all withdrew from the beginning. Alternatively, agents can withdraw multiple times, each with a smaller amount, to save interest earnings but at a cost of paying more transaction fees. In particular, for agents who make N_{t+1} trips to the bank, each time the amount of withdrawal is $\frac{c_{t+1}}{N_{t+1}}$.²⁰ Thus the average cash holdings are $\frac{c_{t+1}}{2N_{t+1}}$, and the total cost is equal to the sum of foregone interest $\frac{r_{t+1}c_{t+1}}{2N_{t+1}}$ and transaction costs $N_{t+1}\zeta_{t+1}$.

Given consumption c_{t+1} , the optimal number of trips N_{t+1} minimizes the cash management cost,

$$\frac{r_{t+1}c_{t+1}}{2N_{t+1}} + N_{t+1}\zeta_{t+1}. \quad (4.7)$$

This yields the optimal number of trips²¹:

$$N_{t+1} = \sqrt{\frac{r_{t+1}c_{t+1}}{2\zeta_{t+1}}}. \quad (4.8)$$

Intuitively, equation (4.8) implies that agents prefer to make more trips to the bank when holding cash is relatively more costly, which happens when the interest rate is higher or the transaction fee is lower. The average cash holdings m_{t+1} is derived as a function of consumption c_{t+1} ,

$$m_{t+1} = \sqrt{\frac{c_{t+1}\zeta_{t+1}}{2r_{t+1}}}, \quad (4.9)$$

which implies that agents' cash holdings increase with the transaction fee and decrease with the interest rate.

To close the leisure-period problem, we provide a micro foundation for the transaction fee ζ_{t+1} . Baumol (1952) attributes this transaction cost as a "broker fee", which represents all non-interest costs of making a cash withdrawal. The empirical result presented in Figure 3 motivates us to interpret this cost as a "shoe-leather" cost, which increases with the travel time to the nearest bank branch, as captured by the following function:

$$\zeta_{t+1} = s \log(1 + d_{t+1}). \quad (4.10)$$

Parameter s governs the cost of holding cash and is calibrated to match the average cash-to-wealth ratio. With dynamic bank expansion, the financial transaction cost ζ_{t+1} is market specific and time varying. Our assumption that agents enter the leisure period with all of their wealth in the savings account implies that agents have to make at least one withdrawal to finance consumption. Concerning the fact that agents living in rural areas might never make any deposits due to the high traveling cost to a bank branch, this assumption may potentially overestimate the quantitative impacts of dynamic

²⁰Notice that an agent withdraws only when she is running out of cash since holding cash is costly and consumption is continuous. Moreover, the amount of withdrawal is equally split among the N_{t+1} trips, as one can prove that asymmetric splitting is not optimal.

²¹Although more realistic, restricting N_{t+1} to be a positive integer requires us to solve a mixed-integer programming problem, which significantly increases computational complexity. Thus for simplicity, we allow N_{t+1} to be real-valued following Baumol (1952).

Given consumption c_{t+1} , initial wealth b_{t+1} , and the number of trips to the bank branch N_{t+1} . We know from the above analysis that during each trip agents withdraw c_{t+1}/N_{t+1} from the bank. Therefore, the amount of deposit after the n th withdrawal is $b_{t+1} - nc_{t+1}/N_{t+1} - n\zeta_{t+1}$, and the average amount of deposit held in the leisure period is

$$\begin{aligned} s_{t+1} &= \sum_{n=1}^{N_{t+1}} \frac{1}{N_{t+1}} \left[b_{t+1} - n \left(\frac{c_{t+1}}{N_{t+1}} + \zeta_{t+1} \right) \right] \\ &= b_{t+1} - \frac{N_{t+1} + 1}{2N_{t+1}} c_{t+1} - \frac{N_{t+1} + 1}{2} \zeta_{t+1}. \end{aligned} \quad (4.12)$$

4.3 The Bank

We focus on commercial banks, and assume that they act jointly as a cartel (hereinafter called the bank). In each period, the bank chooses where to open new branches to maximize discounted profit taking as given BAAC's branch locations, which are calibrated to match the data. This assumption is to some extent unrealistic since there may possibly exist strategic competition among commercial banks operated by different organizations, and between commercial banks and BAAC. Given the model complexity, however, we could not incorporate the dynamic game played by different types of banks.²²

4.3.1 Profit and Branch Opening

The bank makes profit solely from the interest rate spread, χ_t , between the deposit rate and the loan rate. Although the bank's profit may come from other sources, as documented by [Okuda and Mieno \(1999\)](#), even after the financial reform policies, non-interest income earned from investments in securities and various fee businesses were still less than 10% over the period 1985-1994 in Thailand. We take the interest rate spread χ_t as given and calibrate it from the data (see Table 1).

The equilibrium interest rate is adjusted to clear the capital market. As a result, the total amount of savings plus the amount of capital inflows is always equal to the total amount of loans. Therefore, the bank's aggregate profit in period t , Π_t , is equal to the total amount of savings from all markets and capital inflows from abroad multiplied by the interest rate spread χ_t . The amount of savings from

²² [Assuncao, Mityakovy and Townsend \(2012\)](#) find that in Thailand, government development banks and commercial banks have different objective functions. Government development banks prefer to open branches in less populous and more distant locations, while commercial banks tend to open branches in wealthy locations. However, studying their competition for locations is impossible in our large-scale spatial model as the problem solved by [Assuncao, Mityakovy and Townsend \(2012\)](#) is already NP-hard even without heterogeneous agents.

market n is given by:

$$\begin{aligned}
S_t^n = P^n & \left[\underbrace{\iint_{(b,z) \in E_t^n} \max(b - k_t^n(b,z), 0) h_t^n(b,z)_1 dbdz}_{\text{net savings from working-period entrepreneurs}} + \underbrace{\iint_{(b,z)} b h_t^n(b,z)_1 dbdz}_{\text{savings from working-period workers}} \right. \\
& \left. + \underbrace{\iint_{(b,z)} s_t^n(b,z) h_t^n(b,z)_2 dbdz}_{\text{savings from leisure-period agents}} \right]. \tag{4.13}
\end{aligned}$$

where P^n is the market size, E_t^n is the set of working-period entrepreneurs, $s_t^n(b,z)$ is the average amount of savings held by agents of type (b,z) in the leisure period in market n , computed from equation (4.12), $h_t^n(b,z)_1$ and $h_t^n(b,z)_2$ are the joint probability density distributions of wealth and talent in market n of the cohort living in the working period and leisure period, respectively. The market-level savings S_t^n is deterministic since there is no aggregate uncertainty.

Savings S_t^n in market n could be deposited in either the bank or BAAC. To elaborate, note that agents living in market n conduct financial transactions in the nearest bank branch, denoted as market m ($m = n$ if market n has a branch). Therefore, the savings S_t^n from market n are saved in branches opened in market m . To compute the bank's savings collected from market n , there are three cases: (1). if market m only has a commercial bank branch, then all savings in market n are accrued to the bank. (2). if market m only has a BAAC branch, then none of the savings in market n are accrued to the bank. (3). if market m has both a commercial bank branch and a BAAC branch, then we assume that half of the savings in market n are accrued to the bank. Denote Λ^1 , Λ^2 , and Λ^3 as the set of markets for case (1), (2) and (3), respectively. The formula for the bank's total profit in period t is as follows:

$$\Pi_t = \chi_t \left[\sum_{n \in \Lambda^1} S_t^n + \frac{1}{2} \sum_{n \in \Lambda^3} S_t^n + \text{CAPITAL INFLOW}_t \right], \tag{4.14}$$

which is equally distributed to all agents at the end of the period.²³ New branches are opened to maximize discounted profit:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Pi_t. \tag{4.15}$$

We calibrate the bank's initial branch locations in 1986, Ξ_0 , and the number of branch openings in each year, y_t , between 1986-1996 to match the data (see Table 1). The way we set up the bank's branch opening problem implies that there would not be multiple branches opened by commercial banks in the same market. This is because opening a second branch does not change agents' transaction fees, and hence the bank's profit remains the same. In the data, we do observe that there are multiple branches opened in the same market. In fact, this inconsistency is caused by the degree of aggregation. The

²³Both the profit from commercial banks and the profit from BAAC are equally distributed to all agents in each period. This implies that whether international capital flows into commercial banks or BAAC does not matter for our quantitative results.

problem could be avoided if either we define markets at a finer level or allow markets to occupy a measurable area instead of being modeled as a single point. However, there is a trade-off between computation time and the degree of aggregation.

4.3.2 Illustration of Network Effect

Since all markets are connected with each other, there is a network effect in the bank's profit when a new branch is opened. After the bank opens a new branch in market m , not only the savings in market m but also the savings of agents living in nearby markets who find market m has the closest bank branch will increase. There is also a general equilibrium effect from the change in the interest rate and wage which affects savings in all the markets. Let the variables with top symbol \sim denote the values before the bank setting up the new branch, we formalize the change in savings in the following formula:

$$\begin{aligned}
\Pi_t - \tilde{\Pi}_t = & \chi_t \left[\underbrace{\mathbb{1}_{m \in \tilde{\Lambda}^1} (S_t^m - \tilde{S}_t^m) + \mathbb{1}_{m \in \tilde{\Lambda}^2 \cap \Lambda^1} S_t^m + \mathbb{1}_{m \in \tilde{\Lambda}^2 \cap \Lambda^3} \frac{1}{2} S_t^m + \mathbb{1}_{m \in \tilde{\Lambda}^3} (S_t^m - \frac{1}{2} \tilde{S}_t^m)}_{\text{increase in the bank's savings from agents in market } m \text{ where the new branch is opened}} \right. \\
& + \underbrace{\sum_{\substack{n \in \{n: d_t^n < \tilde{d}_t^n\} \\ n \in \tilde{\Lambda}^1, n \neq m}} (S_t^n - \tilde{S}_t^n) + \sum_{\substack{n \in \{n: d_t^n < \tilde{d}_t^n\} \\ n \in \tilde{\Lambda}^2, n \neq m}} S_t^n + \sum_{\substack{n \in \{n: d_t^n < \tilde{d}_t^n\} \\ n \in \tilde{\Lambda}^3, n \neq m}} (S_t^n - \frac{1}{2} \tilde{S}_t^n)}_{\text{increase in savings from agents in adjacent markets who come to the new branch}} \\
& \left. + \underbrace{\sum_{\substack{n \in \{n: d_t^n = \tilde{d}_t^n\} \\ n \in \tilde{\Lambda}^1, n \neq m}} (S_t^n - \tilde{S}_t^n) + \sum_{\substack{n \in \{n: d_t^n = \tilde{d}_t^n\} \\ n \in \tilde{\Lambda}^2 \cap \Lambda^3, n \neq m}} (\frac{1}{2} S_t^n - \tilde{S}_t^n) + \sum_{\substack{n \in \{n: d_t^n = \tilde{d}_t^n\} \\ n \in \tilde{\Lambda}^3, n \neq m}} (\frac{1}{2} S_t^n - \frac{1}{2} \tilde{S}_t^n)}_{\text{change in savings from agents in distant markets due to the general equilibrium effect}} \right]. \tag{4.16}
\end{aligned}$$

The second term in equation (4.16) reflects a network effect. It implies that opening a branch in the market that provides the highest profit from this market alone (as captured by the first term in (4.16) may not be the best choice, since the profit from branches in other markets would also be affected. Hence, when the bank chooses the location of new branches, it has to consider the network structure and the spatial distribution of existing branches. New branches should be opened in the markets that maximize the increase in total savings. We discuss the implication of the network effect in subsection 6.2.1.

4.3.3 Two Channels of Bank Expansion

The expansion of bank branches serves the economy through both deposit mobilization and credit provision. On the one hand, opening new branches reduces agents' cost of obtaining financial services. The reduction in deposit/withdrawn transaction costs enables agents to hold less cash and save more.

This deepens the capital base and thereby more funds can be channeled to entrepreneurs. On the other hand, lower credit entry costs limit the waste of money during credit provision, and enable more entrepreneurs to borrow, which further increases output through capital reallocation. We quantify their respective effects on the dynamics of GDP, inequality, and credit access conditions in subsection 7.2.

4.4 Competitive Equilibrium

Denote $h_0^n(b, z)_1$ and $h_0^n(b, z)_2$ as the initial joint probability density distribution of wealth and talent in market n of agents living in the working period and leisure period, respectively. Given an initial distribution of bank branches Ξ_0 , an exogenous sequence of the number of new branches $\{y_t\}_{t=0}^\infty$ opened in each subsequent period $t \geq 0$, and $h_0^n(b, z)_1$ and $h_0^n(b, z)_2$, a competitive equilibrium consists of allocations $\{c_t^n(b, z), o_t^n(b, z), g_t^n(b, z), k_t^n(b, z), l_t^n(b, z), N_t^n(b, z), m_t^n(b, z)\}_{t=0}^\infty$, sequences of joint distributions of wealth and talent $\{h_t^n(b, z)_1, h_t^n(b, z)_2\}_{t=1}^\infty$ for all n , sequences of the bank branch distribution $\{\Xi_t\}_{t=0}^\infty$, and prices $\{r_t, w_t\}_{t=0}^\infty$, such that,

- (1). Agents of type (b, z) living in market n , optimally choose occupation $o_t^n(b, z)$, credit entry $g_t^n(b, z)$, consumption $(c_t^n(b, z))$, capital $(k_t^n(b, z))$, labor $(l_t^n(b, z))$, number of branch visits $(N_t^n(b, z))$, and average cash holdings $(m_t^n(b, z))$ by solving problem (4.11), given the credit entry costs (ϕ_t^n) and transaction costs (ζ_t^n) specified in equations (4.2) and (4.10).
- (2). The bank opens y_t branches in period t to maximize discounted profit (4.15).
- (3). The equilibrium interest rate r_t is determined by the capital market clearing condition in period t :

$$\begin{aligned} & \sum_n P^n \iint_{(b,z) \in E_t^n} k_t^n(b, z) h_t^n(b, z)_1 dbdz + \sum_n P^n \phi_t^n \iint_{(b,z) \in Fin_t^n} h_t^n(b, z)_1 dbdz \\ & = \sum_n P^n \iint_{(b,z)} b h_t^n(b, z)_1 dbdz + \sum_n P^n \iint_{(b,z)} s_t^n(b, z) h_t^n(b, z)_2 dbdz + \text{CAPITAL INFLOW}_t. \end{aligned} \quad (4.17)$$

where E_t^n is the set of working-period entrepreneurs in period t and market n . Fin_t^n is the set of working-period entrepreneurs who pay the credit entry cost E_t^n in period t and market n . The first term on the RHS of the equation is the amount of capital supplied by working-period agents. The second term on the RHS of the equation is the amount of capital supplied by leisure-period agents, with $s_t(b, z)$ representing the average amount of deposit specified in (4.12).

- (4). The equilibrium wage w_t or the equilibrium population proportion of workers is determined by the labor market clearing condition in period t :

$$\sum_n P^n \iint_{(b,z) \in E_t^n} l_t^n(b, z) h_t^n(b, z)_1 dbdz = \sum_n P^n \iint_{(b,z) \in W_t^n} h_t^n(b, z)_1 dbdz \quad (4.18)$$

where W_t^n is the set of working-period agents with types (b, z) , who choose to be workers in period t and market n . Note that this condition determines the equilibrium population proportion of

workers W_t^n , if the equilibrium wage w_t is the same as the subsistence return f_t ; while it determines the equilibrium wage, if $w_t > f_t$.

- (5). The distribution of wealth and talent $\{h_t^n(b, z)_1, h_t^n(b, z)_2\}_{t=1}^\infty$ evolves according to the equilibrium mapping in all periods $t \geq 0$

$$\begin{aligned} h_{t+1}^n(\bar{b}, \bar{z})_1 &= \int_b \mathbb{1}_{b'=\bar{b}} h_t^n(b, \bar{z})_2 db, \quad \forall n. \\ h_{t+1}^n(\bar{b}, \bar{z})_2 &= \gamma \mu(\bar{z}) \int_{(b,z)} \mathbb{1}_{b'=\bar{b}} h_t^n(b, z)_1 db dz + (1 - \gamma) \int_b \mathbb{1}_{b'=\bar{b}} h_t^n(b, \bar{z})_1 db, \quad \forall n. \end{aligned} \quad (4.19)$$

where b' represents the wealth at the beginning of the next period, and $\mathbb{1}_{b'=\bar{b}}$ is an indicator function which equals to one if $b' = \bar{b}$. Notice that the distributions of working-period and leisure-period alternate from t to $t + 1$. Since agents only draw a new talent at the beginning of the working period, the term with γ only enters the second equation.

5 Computation Strategy

We now propose an approximation algorithm to compute the equilibrium numerically. The model is hard to solve because in each period the bank needs to decide where to open branches. The branch opening decision requires the bank to solve a combinatorial programming problem, which is similar to the knapsack problem in decision science. Therefore, the bank's problem is NP hard and solvable only when the number of markets is small.

In our model, there are $N = 1428$ markets among which $N_0 = 1020$ markets are candidates for new branch locations between 1986-1996. This makes the problem tremendously difficult, as the bank's decision space becomes $\prod_{t=0}^T C_{N_0+y_t-\sum_{s=0}^t y_s}^{y_t}$ if y_t branches are opened in period t between 0 and T . Moreover, the bank's problem interacts with the decisions of heterogeneous agents living in different markets, further increasing the computational complexity. Due to these reasons, we are only able to approximately solve the model by making several simplification assumptions.

5.1 Approximating the Bank's Problem

We approximate the bank's branch opening decisions using the decisions made by a myopic bank which only takes into account the current profit when opening branches. That is, instead of maximizing equation (4.15), the bank maximizes Π_t when deciding where to open branches in period t . This approximation simplifies computation mainly because it allows us to inter-temporally disentangle the bank's problem, reducing the decision space to $\sum_{t=0}^T C_{N_0+y_t-\sum_{s=0}^t y_s}^{y_t}$. However, even in this case, the problem is hard to solve as the bank still faces a huge number of combinations.²⁴

To further simplify the problem, instead of searching for the entire space, we use an iteration method to approximate the optimal allocation. Specifically, in period t , we iterate the following search algorithm

²⁴For example, in 1986, the bank opens 27 branches according to Table 1. Thus there are C_{1020}^{27} possible combinations of new branch locations.

y_t times. In each iteration, we only allow the bank to open one branch, whose location is chosen to maximize total profit in period t based on a guess of the equilibrium interest rate and wage. Then, we check if the guess is consistent with the implied interest rate and wage that clear the market, after the branch is opened. If both the capital and labor markets are clearing, we update the credit entry costs and transaction costs in each market after including the new branch. Then, we move to the next iteration; otherwise, we form new guesses of the interest rate and wage until convergence is attained. This algorithm can be implemented in polynomial time, as the decision space is reduced to $\sum_{t=0}^T \sum_{s=0}^{y_t-1} C_{N_0+y_t-\sum_{s=0}^t (y_s-s)}^1$.

The approximation possibly generates bank locations different from the exact solution because it fails to consider three aspects of the dynamic programming problem. First, the endogenous evolution of wealth distribution over time would change the bank’s branch opening decision. That is, the heterogeneous savings rates would change the relative wealth distribution across markets and equilibrium prices over time, which would in turn change the profitability of branch opening in each market. Second, the branches opened by BAAC in future periods would change the bank’s branch opening decision. This is because BAAC branches attract customers and share profit, which would have differential effects across different markets on the profit that the bank would obtain. Third, the bank’s own future branch openings would also change the relative profitability across different markets, affecting the branch opening decision in the current period. After solving the approximating equilibrium, we assess how incorporating these “forward-looking” behavior would change the bank’s branch opening decisions (see Appendix D). We find that the first two aspects have very small effects on branch opening decisions, and the third one has a very limited effect. Thus, the approximation can roughly capture the branch locations that would be chosen by a forward-looking bank.

5.2 Approximating the Agent’s Problem

In spite of the simplification on the bank’s problem, the agent’s problem is still not tractable. The standard way to calculate the agent’s decision during transitions is to iteratively solve the value functions by backward induction, starting from the steady state. This requires the algorithm to guess and verify the equilibrium objects, including interest rates, wages and branch locations in each period along the transition path. Therefore, the agent’s problem is still NP-hard, even though the bank is myopic because the number of possible guesses of branch locations is $\prod_{t=0}^T C_{N_0+y_t-\sum_{s=0}^t y_s}^{y_t}$.²⁵ To tackle the problem, we propose an approximation algorithm to solve the agent’s optimal decisions.

In our model, the agent has five decision variables: occupation, credit entry, the number of bank visits (i.e., cash holdings), consumption, and savings. The key decision variable is the amount of savings, which governs the inter-temporal wealth evolution. Conditional on a path of savings rates, occupation and credit entry decisions can be solved statically within the working period to maximize income, and the number of bank visits and consumption can be solved statically within the leisure period. The goal

²⁵If the model contains a single market as in Buera and Shin (2013), this algorithm is tractable because we only need to guess and verify equilibrium interest rates and wages. Since both interest rates and wages are continuous variables, efficient algorithms with polynomial complexity can be applied, for example, the bi-section method. The problem of guessing equilibrium branch locations is much more difficult because it is a combinatorial programming problem.

of our approximation algorithm is to closely proxy the savings rates that would be chosen by different agents in different markets.

In the following, we describe the main components of our algorithm. We provide a detailed step-by-step description of our algorithm in Appendix B and present the intermediate simulation results in Appendix E.

5.2.1 Algorithm

The logic behind our algorithm is to begin with a primitive model with myopic savings behavior and gradually modify the savings rates to reflect forward-looking savings behavior, in a way consistent with the equilibrium path of interest rates, wages, and bank locations. Our algorithm proceeds in three stages, which are described below.

Stage 1 We begin by specifying a Cobb-Douglas utility function for the agent as in Lloyd-Ellis and Bernhardt (2000). To elaborate, agents derive utility from consumption c_{t+1} and savings b_{t+2} in the leisure period by maximizing, $c_{t+1}^{1-\omega} b_{t+2}^\omega$, where c_{t+1} is the consumption in period $t + 1$ and b_{t+2} is the amount of savings transferred to period $t + 2$. Parameter ω parsimoniously captures the savings motive and is set to be 0.25 following Jeong and Townsend (2008).²⁶ With the Cobb-Douglas utility function, the agent's working-period and leisure-period problems can be solved separately:

$$\begin{aligned} \max_{o_t, g_t} \quad & b_{t+1} \\ \text{subject to} \quad & b_{t+1} - b_t = (f_t + r_t b_t) \mathbb{1}_{o_t=0} + (w_t + r_t b_t) \mathbb{1}_{o_t=1} + (\mu_t^s \mathbb{1}_{g_t=0} + \mu_t^c \mathbb{1}_{g_t=1}) \mathbb{1}_{o_t=2}. \end{aligned} \quad (5.1)$$

$$\begin{aligned} \max_{c_{t+1}, b_{t+2}, N_{t+1}} \quad & c_{t+1}^{1-\omega} b_{t+2}^\omega \\ \text{subject to} \quad & c_{t+1} + b_{t+2} \leq b_{t+1} + r_{t+1} \left(b_{t+1} - \frac{c_{t+1}}{2} \right) - \frac{r_{t+1} c_{t+1}}{2N_{t+1}} - N_{t+1} \zeta_{t+1}, \\ & N_{t+1}, c_{t+1}, b_{t+2} \geq 0. \end{aligned} \quad (5.2)$$

The agent's consumption in problem (5.2) has a closed-form solution:

$$c_{t+1} = \frac{(1 - \omega) [(1 + r_{t+1}) b_{t+1} - N_{t+1} \zeta_{t+1}]}{1 + r_{t+1} (N_{t+1} + 1) / (2N_{t+1})}. \quad (5.3)$$

Thus equation (5.3) can be solved jointly with equation (4.8) to obtain consumption c_{t+1} and the number of trips N_{t+1} . These closed-form formulas make the agent's problem highly tractable. We calibrate this primitive model to match a set of moments described in section 6 and simulate the model over 1986-1996. We then obtain the equilibrium bank locations, wealth distributions, interest rates, and wages along the whole transition path produced by the primitive model.

²⁶The value of ω will be modified in stage 2 and stage 3 to proxy the heterogeneous savings rates generated by forward-looking behavior. Therefore, setting a different initial value of ω does not affect our simulation results.

Stage 2 Stage 1 essentially solves the equilibrium with myopic agents, who only consider current period utility when making savings decisions. The aggregate implication of the myopic savings behavior is very different because forward-looking agents have heterogeneous savings rates due to the self-financing motive (Buera, Kaboski and Shin, 2011; Moll, 2014). In stage 2, we introduce heterogeneous ω s to proxy the heterogeneous savings rates.

Denote \bar{r} and \bar{w} as the average equilibrium interest rate and wage between 1986-1996 generated by the primitive model in stage 1. Consider an infinitely-lived agent entering working period t with wealth $b_t = b$, talent $z_t = z$, and CRRA utility $u(c) = \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma}$. The agent lives in a market whose travel time to the nearest bank branch is $d_t = d$ and faces the optimization problem (4.11) with $r_t = \bar{r}$ and $w_t = \bar{w}$ for all $t \geq 0$. We solve this problem for different values of (b, z, d) to obtain a function of savings rates in leisure period $t + 1$:

$$\bar{s}_{t+1}(b, z, d) = 1 - \frac{c_{t+1}}{b_{t+1}}. \quad (5.4)$$

Since the agent is infinitely-lived, the savings rate does not depend on time t . Thus we denote $\bar{s}(b, z, d)$ as the savings rate for the agent of type (b, z, d) in any period between 1986-1996. Using formulas (4.8) and (5.3), we derive the value of $\omega(b, z, d)$ such that the myopic agent in stage 1 chooses the savings rate $\bar{s}(b, z, d)$:

$$\omega(b, z, d) = 1 - \frac{(1 + \bar{r}/2)\sqrt{2b[1 - \bar{s}(b, z, d)]} + \sqrt{\bar{r}\zeta(d)}}{(1 + \bar{r})\sqrt{2b/[1 - \bar{s}(b, z, d)]} - \sqrt{\bar{r}\zeta(d)}}, \quad (5.5)$$

where $\zeta(d)$ is given by equation (4.10).

The introduction of state-dependent $\omega(b, z, d)$ captures the heterogeneous savings rates chosen by forward-looking agents. Therefore, by imposing state-dependent $\omega(b, z, d)$ in problem (5.2), we can proxy the savings rates chosen by forward-looking agents in a steady-state economy with interest rate \bar{r} and wage \bar{w} . However, because the agents' behavior is changed after imposing $\omega(b, z, d)$, the new equilibrium prices at the new calibrated parameters will be different, which will in turn imply different state-dependent savings rates and $\omega(b, z, d)$. Thus multiple iterations are conducted to get convergence in savings rates and $\omega(b, z, d)$ as detailed in Appendix B.

Stage 3 Stage 2 essentially captures the savings decisions made by forward-looking agents in a steady-state economy with constant equilibrium interest rate and wage. However, it fails to capture the time-varying savings decisions along the whole transition path between 1986-1996. Specifically, the stage-2 algorithm cannot generate the effect of anticipating a future branch opening on the current savings rate. In stage 3, we introduce time-varying ω s to deal with this issue.

The algorithm we develop is in the spirit of Buera, Kaboski and Shin (2011). We simulate the model with $\omega(b, z, d)$ developed in stage 2 for a sufficiently longer time, keeping the bank distribution, capital inflows, and interest rate spread unchanged after 1996, to reach the economy's steady state. Based on the equilibrium path of interest rates r_t , wages w_t , and bank locations Ξ_t , we solve problem (4.11) for each agent of type (b, z) in each market n to obtain the savings rate $\bar{s}_{t+1}(b, z; n)$. Then using a formula similar to equation (5.5), we derive the time-varying market-specific omegas $\omega_{t+1}(b, z; n)$ such that the myopic agent in stage 1 chooses the savings rate $\bar{s}_{t+1}(b, z; n)$.

As in stage 2, we have to do multiple iterations to get convergence in savings rates, omegas, interest rates, wages, and bank locations in each period. In principle, convergence is hard to obtain because it involves finding fixed points of a high-dimensional object. It is tractable to obtain convergence in our model because the model has two numerical properties.²⁷ First, the bank's branch opening decision is mostly determined by market size and the road network, but is not very sensitive to agents' savings decisions. This implies that when we iterate the values of $\omega_{t+1}(b, z; n)$, bank locations will not be changed much. Second, the sensitivity of savings rates with respect to interest rates and wages is very similar between the stage-2 myopic agent that solves problem (5.2) and the forward-looking agent that solves problem (4.11).²⁸ This implies that when adjusting the prices around the average equilibrium prices (\bar{r} and \bar{w}), the implied ω s would not change much.

6 Calibration and Validation Tests

In this section, we first discuss the calibration of model parameters. Then we conduct several out-of-sample validation tests to check whether the model can match several important characteristics at both the macro and micro level.

6.1 Calibration

We assume that the agent has CRRA utility with parameter $\sigma = 1.5$,

$$u(c) = \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma}. \quad (6.1)$$

We set $\alpha = 0.33$ and $\nu = 0.16$ according to the estimate of Paweenawat and Townsend (2014) using Townsend Thai data.²⁹ Their values are also close to the values used by Buera and Shin (2013) calibrated from the U.S. data. The one-year depreciation rate δ is set to be 0.08 according to the estimate of Samphantharak and Townsend (2009).

The other parameters are calibrated mainly from the data before 1986 (except for those variables that are not available), the year in which nation-wide financial reforms had not started yet. We calibrate the annual discount factor $\beta = 0.9$ to generate an initial interest rate $r_0 = 11.5\%$ consistent with the real interest rate in Thailand in 1986.

²⁷This is our conjecture after conducting several experiments. We are still in the process of implementing the algorithm.

²⁸This is not true in the model of Lloyd-Ellis and Bernhardt (2000) because the savings rate is exactly equal to ω regardless of the interest rate and wage. Although our myopic agents have the same Cobb-Douglas utility function, the savings rates are varying with interest rates and wages due to cash holding motives. As shown in equation (5.3), the interest rate affects consumption through two effects. First, there is an income effect captured by the term $(1 + r_{t+1})b_{t+1}$ in the numerator, whereby agents become wealthier and consume more when the interest rate is higher. Second, there is a substitution effect captured by the term $r_{t+1}(N_{t+1} + 1)/(2N_{t+1})$ in the denominator, as when the interest rate is higher, agents prefer to substitute savings for consumption. At the calibrated parameters, the income effect dominates the substitution effect, so that when the interest rate is higher, agents save a smaller fraction of wealth. This is consistent with the interest rate sensitivity of savings rates chosen by forward-looking agents whose inter-temporal elasticity of substitution is below one.

²⁹In Townsend Thai data, households' production activities are classified as one of the four sectors: business, cultivation, fish and shrimp, or livestock. Cultivation activity is the most labor intensive, while fish and shrimp activity is the least labor intensive. Our calibration relies on the average estimates of the four activities weighted by the number of observations.

As documented by Jeong and Townsend (2007), more than 40% of the total labor force are working as subsisters during the period 1976-1986 and rapid wage rise only occurred in the 90s. Therefore, the wage rate in Thailand over this decade is mainly determined by the subsistence return in the agricultural sector. We thus calibrate the exogenous growth rate of the subsistence return to be $g_f = 0.5\%$ per year in order to match the annual average growth rate of wage income during the decade 1976-1986.

The parameters κ and η are calibrated to match the average nation-wide credit access ratio and the inequality of credit access conditions across markets in 1986. In particular, parameter η enters equation (4.2) additively, and determines the overall credit entry cost. Its value mainly determines the nation-wide credit access ratio. Parameter κ is multiplied by the travel time d_t in equation (4.2), thus it controls primarily the variation in credit access conditions across markets. The value of this parameter is identified to match the Gini measure of credit access inequality.

We construct the nation-wide credit access ratio using SES. The 1986 survey documents whether any member of households has transactions with any formal financial institution in each month, such as commercial banks, savings banks, BAAC, government housing banks, financial companies or credit financiers. We consider a household as having access to credit if it has transactions with any formal financial institution in the previous month. Since SES does not provide a sufficiently large sample to capture the cross-sectional variation in credit access conditions, we use CDD to construct the credit access inequality, proxied by the Gini coefficient (see Figure 2 for the distribution of credit access conditions). In particular, the 1986 CDD census documents credit access conditions at the village level using a dummy variable, which is equal to 1 if the village headman reports to have loans from financial institutions.³⁰ In our calculation, we assume that the whole village population has access to credit if the dummy variable is equal to 1. Otherwise, no one has access to credit.³¹ We then estimate the credit access ratio at the market level by aggregating the credit access information of villages that are nearest to each market.

Parameter s in equation (4.10) captures the transaction fee which is estimated to minimize the discrepancy between the model generated average cash-to-wealth ratio and the actual cash-to-wealth ratio observed in the Townsend Thai survey data during the period 1998-2011 (see Figure 3). We construct total household net wealth as the sum of contributed capital, cumulative savings and insurance indemnity after adjusting for statistical discrepancy. We construct average cash holding using reported monthly flows of cash revenue and expenditure. We assume that households start with zero cash holding at the beginning of the survey year. Cash holding in each subsequent month is constructed using information on cash revenue and cash expenditure. For households with negative cash holding in certain months, we increase their initial cash holding such that the lowest cash holding in subsequent

³⁰The questionnaire asks the village headmen whether anyone in the village has access to credit from each one of several named institutions, including village funds, commercial bank, agricultural cooperatives, and trader or supplier of inputs (as a proxy for the informal).

³¹We use SES instead of CDD data to construct the nation-wide credit access ratio to follow the existing work (Gine and Townsend, 2004; Jeong and Townsend, 2008; Townsend and Ueda, 2010). SES provides a more reliable measure for the national credit access conditions because it is a representative household-level survey. In fact, CDD started to directly record the number of households in each village having access to credit since 1999. By plotting the nation-wide average credit access ratio between 1986-2011, we found a discrete jump in the year 1999, due to the change of measurement in CDD. The nation-wide average credit access ratio computed using CDD data after year 1999 is actually consistent with the SES, confirming that SES gives a more reliable measure.

months is zero.³²

The 1997 Townsend Thai annual survey has 10602 respondents reporting the number of years that household members have been doing the current work. This provides information to identify parameter γ , the probability of talent shocks. A higher value of γ increases the chance of receiving talent shocks, thereby agents are more likely to change occupations. We calibrate the value of γ to match the cumulative distribution of the number of years that households have stayed in their current occupations.

The tail parameter ρ governs the distribution of talent, which affects relative business income and employment among entrepreneurs. This parameter is identified to match the employment share distribution. Following [Dabla-Norris et al. \(2015\)](#), we calculate the proportion of labor force employed by the 20% largest enterprises (sorted by total employment) from the 2006 World Bank Enterprise Survey of Thailand, and the value of ρ is calibrated to match this moment.

The subsistence return in 1986, f_0 , is identified to match the fraction of entrepreneurs in 1986. We construct the fraction of entrepreneurs using SES. There are four broad occupation categories documented in the 1986 survey: wage worker, farmer, nonfarm entrepreneur, and inactive. Following [Gine and Townsend \(2004\)](#), we consider a household as engaging in entrepreneurial activity if the head of the household is listed as a nonfarm entrepreneur. Since workers and subsisters co-exist in 1986 in both the data and model, the subsistence return f_0 is also the labor cost, which determines the profitability of business and entrepreneurship rate. In particular, identification is obtained since a higher value of f_0 increases the labor cost, resulting in a smaller fraction of entrepreneurs.

Households' wealth is normalized by a scale parameter q_w which transforms the wealth index to model units. We calibrate this parameter to equalize the average wealth in the data and the model generated steady-state value in 1986.

Finally, we are left with the collateral constraint parameter λ . In our model, parameter λ captures the maximum possible loan-to-collateral ratio. We use the data on the amount of loan and collateral from the 1997 Townsend Thai annual survey to calibrate its value. After excluding households with negative amounts of collateral or loans, the sample consists of 893 households. However, in the data, some loans are under special contracts which require no collateral. This implies that the value of λ is infinite in our model, which is obviously not informative about the true collateral friction. To deal with measurement errors and filter out such uncollateralized loan contracts, we set $\lambda = 20$ according to the 95th percentile of the loan-to-collateral ratio distribution. We validate that using the 85th or the 90th percentile as the cutoff does not change the quantitative results much. This micro estimate is also consistent with the structural estimate of [Paulson and Townsend \(2004\)](#).³³

Note that the general equilibrium nature requires us to calibrate all eight parameters $\beta, \kappa, \eta, s, \gamma, \rho, f_0$, and q_w jointly to match the relevant moments above. The calibration is conducted on the basis of the estimated wealth distribution, population, travel time, and initial bank distribution in 1986. In each round after a new set of parameters is selected, we first calculate agents' optimal choices in different markets and find the equilibrium interest rate and wage that clear both the capital and labor markets.

³²[Samphantharak and Townsend \(2009\)](#) provide a detailed description on the construction of households' balance sheet using Townsend Thai monthly surveys.

³³[Paulson and Townsend \(2004\)](#) structurally estimate a model with limited liability, moral hazard, and a combination of both constraints using the data of Thailand. In their benchmark case, the estimated λ is 20.8082 with standard error 1.4882.

Then we compute the relevant moments implied by the model and compare them with data (see Figure 9 and Table 2).

6.2 Validation Tests

We now conduct several validation tests to check whether the model can reproduce non-targeted moments and characteristics at both the macro and micro level. We first evaluate our model's ability in predicting the bank's branch opening decisions. Then we show that our model, calibrated mainly using data in 1986, is also able to capture the spatial variation in entrepreneurship and credit access ratios at the micro level in 1996. Finally, we show that our model can generate macro dynamics consistent with the data over the period 1986-1996, including GDP growth, income inequality, and credit access conditions.

6.2.1 Predictions on Bank Expansion

In Figure 10, we present the model-predicted branch locations and the actual branch locations in 1996. In general, our model is successful in capturing most of the branch locations. However, the model fails to predict the cluster of branches opened around the Bangkok metropolitan area, and instead the model predicts more branch openings in the northern and eastern parts of the country. Our model fails to deliver more branch openings in the populous Bangkok metropolitan area, mainly because bank branches have unlimited capacity of serving customers. If as in reality, the service time increases with the number of customers, then the bank should open more branches in populous areas. Moreover, the underlying environment across different markets is the same in our model, which does not capture the fact that Bangkok has advantages in technology relative to other markets, attracting more bank branches. Panel C plots the percent of markets with correct prediction in a density map, overall the model is able to predict at least 60% of bank locations correctly for most areas.

Next, we zoom in on the provincial level and assess the dynamics of bank expansion. For each province, we compute the average discrepancy between the actual branch opening time and the predicted branch opening time. We set the timing difference to 10 years if either there is a branch opened in the data by 1996 but not predicted by the model, or vice versa. A smaller statistic indicates that the province has a better match between the model-predicted and the actual branch locations. In Figure 11 and 12, we report the province corresponding to the 2nd and 8th decile of this statistic. It is shown that even at the provincial level, our model predicts the dynamics of bank expansion quite well. This is remarkable since in each year, our calibration only sets the number of branch openings to match the national data but not for each province.

To further evaluate the model's prediction, we compare the model-predicted branch locations with the prediction of a random assignment model. In the random assignment model, we ask the bank to randomly choose branch locations, which provides a benchmark with "no prediction" power.

We compute the fraction of locations with correct prediction in each year t . Figure 13 compares the prediction's correction ratio of the two models. The dash line refers to the mean correction ratio of the random assignment model for 10000 times simulation. In 1996, about 65% of locations are predicted

correctly. The solid line represents the prediction of the baseline model, which outperforms the random assignment model in every year. In 1996, about 75% of the locations are predicted correctly.

Note that one important feature of our model is that it considers the economy's network structure. When opening branches, the bank takes into account each branch's impact on adjacent markets as shown in equation (4.16). For example, in Figure 14, without taking into the network effect, the bank would open a branch in the three most populous unbanked markets in 1990. However, our model predicts that the bank would instead open a branch in the upper-right market, which has a lower population (with 131033 households) compared to the market below it (with 169914 households). This is because the branch opened in a nearby market (with 172353 households) can already provide financial services at low costs, thus the profit generated from opening an extra branch in the third populous market is small.

6.2.2 Predictions on Spatial Variations and Aggregate Dynamics

Spatial Variations Figure 15 and Figure 16 evaluate the model's ability in generating the observed spatial variation in entrepreneurship rates and credit access conditions across markets at the end of the policy intervention period. Panel As of Figure 15 and 16 present the fraction of households engaging in entrepreneurial activities and the credit access ratio in 1996. Panel Bs compare the model's prediction with data. We use red color to represent the markets whose predicted entrepreneurship rates or credit access ratios are within 10 percentile rank order difference relative to the data. These can be considered as the markets predicted consistently with data. Clearly, our model captures most of the spatial variation in the Bangkok metropolitan area and south and north of this area along the central developed corridor of Thailand. The model over predicts entrepreneurship and credit access ratio in the eastern part of the country as our model incorrectly predicts more branch openings there (see Figure 10).

Overall, the model is able to capture the spatial variation in credit and entrepreneurship in about one third of the markets in Thailand. This is achieved due to three reasons: First, there is a statistically significant spatial correlation indicating that markets with branches or close to branches have higher entrepreneurship rates and credit access ratios. Second, our model is able to reproduce this correlation by specifying the geographical variation in credit entry costs. Third, the model-generated correlation is also roughly consistent with the data, spatially, because the bank branch locations in 1996 are also predicted reasonably well by the model.

Aggregate Dynamics We have shown that our model captures some of the spatial variation in credit access conditions and entrepreneurship. We also expect the model to perform well in generating the aggregate transitional dynamics if these micro variations are important features of the data. Figure 17 compares the model-predicted GDP growth, income inequality, and credit access conditions during the period 1986-1996 with those in the data.

In Thailand, the annual growth rate in real GDP per capita was below 4% in early 1980s. However, during the 1986-1996 period, the real GDP per capita was more than doubled, and the average annual growth rate at 8% even exceeded those neighboring East Asian miracle economies. Existing studies emphasize that factor accumulation, occupation transition, and financial deepening were jointly playing

a vital role in boosting economic output (see e.g., Gine and Townsend, 2004; Townsend and Ueda, 2006; Jeong and Townsend, 2008).

In Panel A, we observe that the movement of simulated GDP growth rate tracks the data. GDP growth accelerates sharply between 1986-1988, due to the sudden surge in capital inflows and bank expansion. The growth rate decreases between 1988-1993, when capital inflows recede, and increases again following a second wave of capital inflows. However, the model-predicted cumulative GDP growth during the decade is 67%, which only explains 57% of the 112% cumulative growth in the data. We attribute the difference partly to the growth in aggregate productivity, which was increased by 33% (measured as TFP based on growth accounting) during this decade but not captured by our model as the talent distribution is fixed over the decade.

Moreover, in terms of the timing of growth, our model generates higher growth rates in early years and lower growth rates in later years. Such a failure is caused by the diminishing returns in bank expansion. In our model, although the bank expands in every year, the impact of expansion on GDP growth is subject to diminishing returns. This is because in general the bank expands to wealthy and populous areas with priority, which constitute larger weights of the economy.

The rapid growth in GDP during this decade was accompanied with increased income inequality. As shown in panel B, the already high income Gini coefficient of Thailand at 0.489 in 1986, was increased to 0.535 in 1992, exceeding the average income Gini coefficient in Latin American and Caribbean countries at 0.502. After 1992, the Gini coefficient gradually decreased to 0.503 in 1996.

Our model is able to generate a Kuznets curve roughly in line with the data. However, the decrease in income inequality is predicted to be two years earlier than what happened in Thailand. In the model, the Gini coefficient starts to increase immediately in 1986, the year in which commercial banks initiated rapid expansion, and begins to fall in 1990. In the data, the Gini coefficient is stable between 1986-1988, increases from 1988 to 1992, and falls thereafter. Moreover, the simulated Gini coefficient is about 0.3 less compared with the data. The model fails to generate enough income inequality mainly due to the absence of two heterogeneity, the heterogeneity in workers' income and the heterogeneity of underlying environment across different markets. Incorporating the fact that entrepreneurs around Bangkok and the central development corridor have access to better technology and favorable market place will increase income inequality but we do not have rich enough data to estimate such heterogeneity.

As a result of financial liberalization policies, savings were mobilized and more households obtained access to credit. Panel C plots the trend of credit access ratio, which was almost stagnant before 1986 but more than doubled from 1986 to 1996, increasing from 10% to 26% in a decade. Financial liberalization not only increased the overall access to credit, but also improved credit access equality across different regions. As shown in Panel D, the Gini coefficient in credit access ratio computed using market-level data was reduced from 0.5 to 0.31 during this decade.

Both trends are well captured by our model. Note that matching the evolution of credit access conditions is not mechanical, although the number of branches opened by commercial banks is calibrated to match the data. This is because our calibration is conducted only to match the credit access conditions in 1986, not to minimize the discrepancy between model and data for the whole period 1986-1996. The quantitative impact of expanding branches on credit access ratio and inequality also depends on

households' characteristics and where commercial banks expand, which are endogenous in our model.

In our model, the improvement in credit access conditions comes from two sources. On the one hand, the expansion of branch network shortens the travel time and reduces the credit entry cost. On the other hand, the decreasing interest rate due to the inflows of international capital incentivizes entrepreneurs to obtain credit and expand their businesses. We analyze these effects in subsection 7.1.

7 Counterfactual Analyses

In this section, we conduct several counterfactual simulation experiments to understand the financial reform policies happened during 1986-1996 in Thailand.³⁴ We first evaluate the contribution of bank expansion and capital account liberalization on GDP growth, income inequality, and credit access conditions. Then, we discuss the welfare and equilibrium implications of these reforms. Finally, we evaluate the role of credit provision and deposit mobilization caused by bank expansion.

7.1 Quantifying the Effect of Two Reforms

During the period 1986-1996, there are two major financial reforms as shown in Figure 1. One is the expansion of commercial banks and the other is the capital account liberalization which reduces the interest rate spread and results in an influx of international capital flows. In this subsection, we quantify the effect of each reform.

We study three counterfactuals: First, we evaluate what would happen if there were no reforms during this period. This experiment enables us to learn the position of Thailand on the previous transition path, and how far it is from the non-intervention steady state. Second, we consider the scenario where the expansion of commercial banks is the only reform initiated during this period by fixing the interest rate spread and capital flows at their initial values in 1986, 6.7% and -0.8% of GDP, respectively. Third, we consider what would happen if there were only capital account liberalization by shutting down completely the expansion of commercial banks and BAAC, i.e., the number of commercial bank and BAAC branches are fixed at 406 and 343 in our simulation, respectively.

7.1.1 Transitional Dynamics

Panel A of Figure 18 presents the simulated dynamics of GDP growth. When there is no reform, GDP growth rate is positive only in the late 80s and the cumulative growth is 6%. The counterfactual simulation indicates that half of the cumulative GDP growth in our baseline (33% out of 67%) is attributed to capital account liberalization. The sharp increase in net capital inflows from -0.8% of GDP in 1986 to 13.0% of GDP in 1990 increases annual GDP growth rate dramatically and reaches its peak of 11% in 1988. After 1990, GDP growth rate starts to decrease and becomes negative, due to receding capital inflows. In fact, the movement of GDP growth rate in the baseline tracks the movement of capital account liberalization counterfactual closely albeit with a milder fluctuation, indicating that capital inflows are the determining factor in generating two peaks in GDP growth rate.

³⁴This section is based on the results of stage-1, we are currently in the process of implementing stage-2 and stage-3 algorithm.

Bank expansion alone increases GDP cumulatively by 25% during this decade, contributing to about one third of the baseline's cumulative growth. The impact on GDP growth is diminishing over time as populated and wealthy markets are occupied with priority, which weigh more in accounting for the country's GDP. Bank expansion promotes GDP growth through two channels, credit provision and deposit mobilization. On the one hand, bank expansion reduces the credit entry cost, especially for the markets located farther from the existing branches. This enables talented entrepreneurs living in these markets to obtain credit, and as a result, capital is more efficiently allocated among entrepreneurs. On the other hand, bank expansion reduces the transaction fee, allowing agents to hold less cash and more savings. This increases the supply of capital, resulting in more investment. We quantify the effect of each channel in the next subsection.

The financial policies during this decade in Thailand increase GDP through both capital deepening and capital reallocation. The deposit mobilization caused by bank expansion along with the influx of international capital flows increases the supply of capital, while the reduction in the interest rate spread lowers the cost of capital. All motivate entrepreneurs to invest more, increasing capital intensity. On the other hand, bank expansion leads to better and equalized credit provision, reallocating capital more efficiently to merited entrepreneurs through the market mechanism.

The equilibrium interest rates and wages are presented in Figure 19. Capital account liberalization increases the supply of capital, as a result, interest rate decreases. Bank expansion increases the supply of capital through the deposit mobilization channel, and increases the demand for capital through the credit provision channel by enabling talented entrepreneurs to obtain credit. At our calibrated parameters, the credit provision channel dominates, thus the interest rate increases after bank expansion. We return to this discussion in the next subsection. Moreover, panel A of Figure 19 reveals that the wage take-off is caused by capital account liberalization. Bank expansion does increase the demand for labor, however, the increase is not sufficient to move all subsisters to the wage/salary sector. As a result, the wage is growing at the exogenous growth rate of the subsistence return, g_f , in the counterfactual with only bank expansion.

Panel B of Figure 18 presents the simulated income inequality. Bank expansion reduces the Gini coefficient, since lower credit entry costs enable less wealthy agents to obtain credit and expand their businesses. By contrast, capital account liberalization exacerbates income inequality. This is because capital inflows increase the supply of capital, reducing the equilibrium interest rate. This, along with a decreasing trend in the interest rate spread, implies a lower cost of capital, which motivates the entrepreneurs with credit access to expand their businesses. Since these entrepreneurs on average have more income than the others, increasing their income further leads to higher inequality.

This suggests that the Kuznets curve in our baseline simulation results from the interaction between the two forces. Capital account liberalization contributes to the initial increase in the Gini coefficient before 1990. In later years, as capital inflows faded, the bank's expansion kicks in with a dominating effect, generating a decrease in income inequality. Our finding complements the existing literature which argues that this Kuznets pattern of income inequality in Thailand coincides with the take off in wage and large movements of labor from the agricultural sector to the wage/salary sector (Gine and Townsend, 2004; Jeong and Townsend, 2008).

Panel C presents the evolution of the overall credit access ratio. Bank expansion and capital account liberalization contribute almost equally by 1996 to the increase in the credit access ratio. However, the credit access ratio in the capital account liberalization counterfactual fluctuates with the amount of capital inflows. The underlying mechanisms are also different. Bank expansion decreases the credit entry cost, which can be considered as relieving the ex-ante cost of credit provision. Capital account liberalization increases the credit access ratio by reducing the cost of capital, an ex-post cost of credit.

Panel D presents the dynamics of the market-level credit access Gini coefficient. Clearly, almost the entire decrease in credit access inequality is caused by bank expansion. Capital account liberalization almost has no impact on credit access inequality although it plays a significant role in determining the evolution of other macroeconomic aggregates. In fact, the decreasing credit access inequality generated by bank expansion partially translates into a decreasing income inequality, as agents from the markets with higher credit entry costs obtain credit and receive higher income.

7.1.2 Welfare Implications

We now study the welfare implication of these financial reforms. We measure individual welfare change based on the consumption increase from 1986 to 1996. The welfare change for each market is obtained by doing aggregation.

Figure 20 plots the average welfare change in the baseline simulation. There are significant difference in welfare change across different markets, ranging from 36% to 168%. Loosely speaking, the markets located farther away from the bank branches in 1986 are more likely associated with larger welfare gains. However, there are also markets located near these bank branches experience large welfare gains, and markets located away from these bank branches experience small welfare gains.

To understand what factors drive the spatial variation in welfare change, we investigate the welfare change under each financial reform policy using the counterfactual simulations described above.

Panel A of Figure 21 presents the welfare change due to bank expansion. It is shown that welfare increases in all markets, however, the magnitude varies across different markets. As bank expansion primarily benefits the regions that are previously excluded from financial intermediation, the markets located farther away from commercial bank branches in 1986 more likely to experience a larger welfare gain, about 56%-91%. The markets associated with the lowest welfare gain are either those already having bank branches in 1986 (around the Bangkok metropolitan area), or those with no bank branches in 1996 (several markets in the northern and southern parts of the central corridor). This is because the financial access conditions in these markets are virtually unchanged, and the small 5% welfare gain is purely caused by the general equilibrium effect.

Panel B of Figure 21 presents the welfare change due to capital account liberalization. In contrast to Panel A, the markets with commercial bank branches in 1986 experience the largest welfare gain relative to other markets, by about 50%; while the markets that are distant from bank branches have about 29% welfare increases.

The two panels in Figure 21 uncover that the spatial variation in welfare change across different markets is jointly shaped by both capital account liberalization and bank expansion. Since the two financial reforms have opposite implications on the spatial distribution of welfare gains, this explains

why we observe the patterns in Figure 20.

7.1.3 Spatial correlation in workers' and entrepreneurs' welfare gains

The welfare gains caused by financial reforms incorporate both workers' and entrepreneurs' welfare change. To elucidate the exact channels and shed light on the within-market redistribution effect, we now zoom in on the welfare change of workers and entrepreneurs.³⁵

We measure the workers' welfare change as the average consumption among workers in 1996 relative to the average consumption among workers in 1986. We measure the entrepreneurs' welfare change similarly. Measuring the welfare change in this way enables us to obtain the improvement in the average standard living of either workers or entrepreneurs. However, note that the measured welfare change does not track the same group of agents between 1986 and 1996, since occupation choice is endogenous in our model. The workers in 1986 may become entrepreneurs in 1996 due to the change in market conditions or individual talent. Similarly, the entrepreneurs in 1986 may also become workers in 1996 due to these exogenous shocks.³⁶

Bank Expansion In Panel A of Figure 22, we plot the change in workers' welfare due to bank expansion. Notably, all workers experience a discernible welfare gain, which amounts to 21%-77% over the decade. Apart from the wage increase during the working period, the increase in the welfare of workers is due to two additional financial channels in the leisure period. First, workers living in markets that are distant from bank branches in 1986 may see their consumption increase due to lower transaction costs after bank expansion. Intuitively, consumption is negatively related to transaction costs because agents need to withdraw cash to purchase consumption goods (see equation 5.3). Second, there is a general equilibrium effect as bank expansion raises the interest rate, which encourages workers to consume more due to the income effect (see footnote 28). The former channel implies that workers living farther away from bank branches in 1986 are more likely to experience larger welfare gains due to the possible larger decrease in transaction costs.

Panel B of Figure 22 plots entrepreneurs' welfare change. The spatial distribution in entrepreneurs' welfare gains is similar to those of workers. That is, entrepreneurs living farther away from bank branches in 1986 are more likely to experience larger welfare gains. However, the magnitude of the spatial variation for entrepreneurs' welfare gains is much larger, ranging from 75% to 273%. This is due to an additional financial channel for entrepreneurs in the working period. Bank expansion reduces the credit entry costs which allows more entrepreneurs to have credit access and make more profit. This

³⁵We do not discuss farmers' welfare change since they are associated with the same level of income as workers, if they are existing in the economy.

³⁶An alternative way to measure workers' welfare change is to focus on workers in 1986 to avoid the selection effect. However, we find that this measurement is not informative about the change in the standard living of workers, since most of the increase in welfare is due to the change in occupation caused by talent shocks. This is because most workers in 1986 are associated with low talent, and mechanically a large fraction of them will be lucky to draw high talent shocks during the decade and become entrepreneurs. Given that entrepreneurs have much higher consumption compared to workers, we would measure a significant increase in workers' welfare attributed to talent shocks, instead of financial reforms. On the other hand, most entrepreneurs in 1986 are associated with high talent, and mechanically a large fraction of them will be unlucky to draw low talent shocks during the decade and become workers. As a result, we would measure a significant decrease in entrepreneurs' welfare regardless of financial reforms.

significantly increases the wealth and consumption for entrepreneurs living farther away from bank branches in 1986, as they were previously excluded from the credit market due to the high entry costs.

Capital Account Liberalization In Figure 23, we present the change in workers' and entrepreneurs' welfare due to capital account liberalization. All workers experience a moderate increase in welfare, by about 4%-7%, due to the higher wage in 1996. By contrast, entrepreneurs experience very large welfare gains, by about 270%-370%, suggesting that capital inflows mainly benefit entrepreneurs.

The spatial distribution in welfare gains is also different for workers and entrepreneurs. As shown in Panel A of Figure 23, workers away from bank branches in 1986 experience larger welfare gains. This is because workers who live farther away from bank branches consume less due to high transaction costs (see equation 5.3). As a result, the uniform increase in the country-wide equilibrium wage would boost their consumption by a larger proportion.

For entrepreneurs, capital account liberalization has an opposite implication on the spatial distribution in welfare gains (see Panel B of Figure 23). The lower deposit rate and interest rate spread incentivize entrepreneurs to invest more capital. However, the ability to expand production scale depends on the location where entrepreneurs operate their businesses. In particular, entrepreneurs living in the markets that are distant from bank branches face high credit entry costs, thus they choose to self finance. As a result, they do not receive the benefits from capital account liberalization. This suggests that entrepreneurs living in the markets closer to bank branches would benefit more from capital account liberalization because of better credit access.

It seems counter intuitive that even entrepreneurs living farther away from bank branches still experience a large welfare increase by about 270% on average. Presumably these entrepreneurs should not benefit from capital account liberalization since they do not borrow from the credit market. In fact, the welfare increase is purely caused by a positive selection effect. The capital inflows increase the supply of capital but not the supply of labor. Therefore, as entrepreneurs living closer to bank branches obtain credit and expand their businesses, the equilibrium wage increases (see Figure 19). The higher equilibrium wage crowds out less talented entrepreneurs out of their businesses, which generates a positive selection effect on average welfare.³⁷

Discussion The analyses above suggest that bank expansion and capital account liberalization have opposite implications on the spatial correlation between workers and entrepreneurs' welfare gains. As shown in Figure 24, bank expansion generates a positive spatial correlation between workers' and entrepreneurs' welfare change; while capital account liberalization generates a negative one.

7.1.4 Equilibrium Effects

In this subsection, we discuss and quantify the effect of policy reforms in partial equilibrium and in general equilibrium. The purpose is to see how the movement in interest rates and wages would affect

³⁷Note that the lower interest rate generates a negative selection effect that encourages less talented agents to start businesses. However, this effect is very small in the markets farther away from bank branches, as entrepreneurs living in these markets choose to self finance. Therefore, in the markets away from bank branches, there is only a positive selection effect on the average welfare of entrepreneurs.

the variables of interest. Table 3 compares the partial-equilibrium and general-equilibrium outcomes of all policy experiments discussed before.

In the baseline simulation, the welfare gain increases from 65.9% to 87.3% when prices are fixed and GDP increases sharply from 67.2% to 92.0%. Income inequality and credit access ratio also increase more in partial equilibrium as the change in Gini coefficient moves from 0.005 to 0.032. These observations are consistent with the movement of prices in Figure 19. The policy reforms initiated during this period raise both wages and interest rates in 1996, which arguably benefit workers. When these general equilibrium effects are excluded, entrepreneurs would face much lower production costs, allowing them to expand their businesses and make more profit.

In the counterfactual of capital account liberalization, we find that the effect on all variables of interest is smaller in partial equilibrium. This is because capital account liberalization includes two policy reforms, capital inflows and decreasing interest rate spread, both affecting the economy by reducing the cost of capital. The capital inflows increase the supply of capital, thus affecting the economy purely through the general equilibrium effect of lowering the interest rate. Therefore, capital inflows would have no effect on the real economy if the interest rate and wage are fixed. The increase in welfare and GDP in partial equilibrium reflects the effect of decreasing interest rate spread.

The counterfactual of bank expansion has a larger increase in welfare and GDP in partial equilibrium. This is because bank expansion induces a higher interest rate as shown in Figure 19. Moreover, wage also increases at the subsistence return between 1986-1996 due to the coexistence of farmers and workers. In partial equilibrium, the two prices are fixed at lower values in 1986, which allows entrepreneurs to face lower production costs and expand businesses. This in turn, increases the income Gini coefficient and the credit access ratio.

7.2 Quantifying the Role of Credit Provision and Deposit Mobilization

The bank's expansion of branch network reduces both the credit entry cost and the transaction fee. The former allows more entrepreneurs to obtain credit and improves the efficiency of capital allocation. The latter mobilizes savings and channels financial resources to the production sector. Figure 25 and 26 compare the simulated spatial distribution of bank credit and deposit in 1986 and 1996. It is clear that after bank expansion, credit almost penetrates to the entire country. The deepening of deposit mobilization is not as significant as credit provision. This is because at our calibrated parameters, the fraction of cash holdings is less sensitive to the travel time to nearest branch according to the data (Figure 3). However, we can still see in Figure 26 that the level of deposit increases in almost every market.

Both credit provision and deposit mobilization have impact on GDP growth and welfare. To separate one from the other, we simulate two counterfactuals with either the credit entry cost or the transaction fee being fixed at its initial value. In one counterfactual, we fix the transaction fee in each market at its value in 1986 (i.e., the travel time d_t in formula (4.10) is fixed). This implies that the expansion of bank branches would only reduce the credit entry cost but not the transaction fee. This isolates the channel of credit provision. In the other counterfactual, we fix the credit entry cost in each market at its value in 1986 (i.e., the travel time d_t in formula (4.2) is fixed). As a result, bank expansion only reduces the transaction fee but not the credit entry cost. This isolates the channel of deposit mobilization.

7.2.1 Transitional Dynamics

We compare the simulated transitional dynamics of each counterfactual with the transitional dynamics of bank expansion. Figure 27 presents the simulation results.

Panel A shows that the channels of credit provision and deposit mobilization have roughly equal contribution to GDP growth during the period 1986-1996. Credit provision generates 17% cumulative GDP growth and deposit mobilization generates 12% during this decade. Notably, we see that the impact of credit provision is small initially in 1986 and reaches its peak with a one year lag. This suggests that the initial nation-wide credit entry cost in 1986 is very high, and it takes a while for bank expansion to improve credit provision.

Panel B shows that credit provision and deposit mobilization have opposite impacts on income inequality. If bank expansion only reduces the transaction fee, income inequality would first rise and then decrease. This is because deposit mobilization affects income inequality through two channels: First, as what capital account liberalization does, it increases the supply of capital and lowers the equilibrium interest rate. Facing a lower cost of capital, entrepreneurs would expand their businesses and make more profit, which exacerbates income inequality. However, different from capital account liberalization, deposit mobilization also increases savings, allowing both entrepreneurs and workers to have more interest earnings. Since interest earnings account for a larger fraction of worker's income, this savings channel reduces income inequality. By contrast, credit provision reduces the income Gini coefficient, as it enables relatively poorer agents to obtain credit and earn higher income.³⁸ Moreover, the movement of income Gini caused by the credit provision channel alone tracks the Gini curve of the fully functioned bank closely (solid line). This indicates that the decreasing part of the Kuznets curve in Figure 17 is mostly driven by the reduction in the credit entry cost.

Panel C shows that the credit provision channel contributes to about two third of the increase in the credit access ratio. However, deposit mobilization has almost no effect on financial inclusion. Panel D offers a consistent finding—almost the entire reduction in credit access inequality is explained by the credit provision channel. This is intuitive since lower the credit entry cost directly incentivizes entrepreneurs to borrow, but deposit mobilization only works indirectly through the change in equilibrium interest rates. Note that although deposit mobilization has a very limited impact on financial inclusion when acting on its own, it amplifies the impact of the credit provision channel. As shown in Panel C, allowing the bank to mobilize savings shifts the dashed line to the solid line, raising the credit access ratio by about 2%. This suggests that the two channels are complementary in boosting the credit access ratio. In fact, reducing the credit entry cost generates an upward pressure on the equilibrium interest rate as entrepreneurs increase their demand for capital. This upward pressure potentially increases the cost of capital and pushes entrepreneurs to stay away from credit, limiting the effect of credit provision on financial inclusion. Deposit mobilization brings an amplification effect precisely because it increases the supply of capital and lowers the equilibrium interest rate, which is especially valued when the credit entry cost is low.

³⁸The credit provision channel captures the reduction in the credit entry cost following bank expansion. Therefore, our model provides a micro foundation for the policy evaluation “reducing the participation cost” considered by [Dabla-Norris et al. \(2015\)](#). The reduction in income inequality is also consistent with their comparative statics.

Figure 28 plots the equilibrium interest rates and wages. As mentioned before, bank expansion does not generate sufficient forces to move subsisters to the wage/salary sector. As a result, the wage is stagnant. Deposit mobilization promotes GDP through the capital deepening channel, by increasing the supply of capital and by lowering the interest rate. Credit provision increases GDP through the capital reallocation channel, by enabling talented entrepreneurs to upgrade the size of their businesses. At the calibrated parameters, the credit provision channel dominates the deposit mobilization channel, resulting in a higher interest rate after bank expansion. We obtain this result because the parameter κ in the credit entry cost (equation 4.2) is calibrated to be a large value in order to match the high credit access inequality in 1986. A larger κ increases the sensitivity of the credit entry cost with respect to the travel time to the nearest bank branch, as a result, bank expansion would have a larger impact on reducing this cost, making the credit provision channel stronger.

7.2.2 Sensitivity Analysis

In Table 4, we conduct a sensitivity analysis to illustrate how the parameters governing the variation in credit entry costs and transaction costs affect the relative importance of the credit provision and the deposit mobilization channels. We consider what would happen after bank expansion if the initial friction due to credit entry costs is larger by increasing κ from its calibrated value 0.45 to 0.8. Column 2 shows that, as bank expansion mitigates this friction through the credit provision channel, the contribution of the credit provision channel also increases from 68% in the benchmark case to 80% while the contribution of the deposit mobilization channel decreases from 48% to 32%. Moreover, when the initial friction in credit entry costs across different markets is large, bank expansion also increases the demand for capital more through the credit provision channel comparing to the benchmark case (44% v.s. 42%). In column 3, we consider what would happen after bank expansion if the initial friction due to transaction costs (i.e., inequality in cash-to-wealth ratio across markets) is larger by increasing s from its calibrated value 0.0051 to 0.01. In this case, the contribution of deposit mobilization increases from 48% to 59% while the credit provision channel becomes less important compared to the benchmark case. Moreover, due to the larger friction in transaction costs in 1986, capital supply (i.e., the total amount of deposit) increases by 10% in 1996, which is 3% larger than what happens in the benchmark case.

Therefore, in principle, the relative significance of credit provision and deposit mobilization depends crucially on parameters governing the initial financial frictions in 1986. That is, the large credit access inequality in 1986 and the small spatial variation in cash holdings jointly imply that the credit channel is relatively stronger compared to the deposit mobilization channel.

8 Conclusion

In this paper, we develop a novel dynamic equilibrium model with local spatial markets in which heterogeneous agents face differential financial frictions. We apply the model to understand, evaluate, and quantify the impact of financial reforms on GDP growth, financial inclusion, inequality, and welfare in Thailand. The model is calibrated using detailed household and GIS data before government intervention, and can match a set of micro and macro aspects of the Thai economy.

We find that both bank expansion and capital account liberalization contribute significantly to GDP growth but have different implications on income inequality and welfare. This is because capital account liberalization impacts the economy through the capital deepening channel while bank expansion not only deepens the capital base but also reallocates capital to more talented entrepreneurs. There is an interesting spatial correlation between workers' and entrepreneurs' consumption gains. As a consequence of bank expansion, both workers and entrepreneurs are associated with larger increase in consumption if they live farther away from bank branches in 1986. However, in these markets, capital account liberalization results in larger consumption gains for workers but lower consumption gains for entrepreneurs.

References

- Abiad, Abdul, and Ashoka Mody.** 2005. "Financial Reform: What Shakes It? What Shapes It?" *American Economic Review*, 95(1): 66–88.
- Abiad, Abdul, Nienke Oomes, and Kenichi Ueda.** 2008. "The quality effect: Does financial liberalization improve the allocation of capital?" *Journal of Development Economics*, 87(2): 270–282.
- Aguirregabiria, Victor, Robert Clark, and Hui Wang.** 2016. "Diversification of geographic risk in retail bank networks: evidence from bank expansion after the Riegle-Neal Act." *RAND Journal of Economics*, 47(3): 529–572.
- Alba, Pedro, Leonardo Hernandez, and Daniela Klingebiel.** 1999. "Financial Liberalization and the Capital Account: Thailand 1988-1997." The World Bank Manuscript.
- Allen, Treb, and Costas Arkolakis.** 2014. "Trade and the Topography of the Spatial Economy." *The Quarterly Journal of Economics*, forthcoming.
- Alvarez, Fernando, Anan Pawasutipaisit, and Robert M. Townsend.** 2011. "Household as Firms: Cash Management in Thai Villages." University of Chicago Working Papers.
- Amaral, Pedro S., and Erwan Quintin.** 2010. "Limited Enforcement, Financial Intermediation, And Economic Development: A Quantitative Assessment." *International Economic Review*, 51(3): 785–811.
- Assuncao, Juliano, Sergey Mityakovy, and Robert M. Townsend.** 2012. "Ownership matters: the geographical dynamics of BAAC and commercial banks in Thailand." Working Papers.
- Attanasio, Orazio, Britta Augsborg, Ralph de Haas, Emla Fitzsimons, and Heike Harmgart.** 2015. "The Impacts of Microfinance: Evidence from Joint-Liability Lending in Mongolia." *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1): 90–122.
- Augsburg, Britta, Ralph De Haas, Heike Harmgart, and Costas Meghir.** 2015. "The Impacts of Microcredit: Evidence from Bosnia and Herzegovina." *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1): 183–203.
- Baldwin, Richard E., and Philippe Martin.** 2004. "Agglomeration and regional growth." In *Handbook of Regional and Urban Economics*. Vol. 4 of *Handbook of Regional and Urban Economics*, , ed. J. V. Henderson and J. F. Thisse, Chapter 60, 2671–2711. Elsevier.
- Bandiera, Oriana, Gerard Caprio, Patrick Honohan, and Fabio Schiantarelli.** 2000. "Does Financial Reform Raise or Reduce Saving?" *The Review of Economics and Statistics*, 82(2): 239–263.
- Banerjee, Abhijit, Esther Duflo, Rachel Glennerster, and Cynthia Kinnan.** 2015. "The Miracle of Microfinance? Evidence from a Randomized Evaluation." *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1): 22–53.

- Banerjee, Abhijit V, and Andrew F Newman.** 1993. "Occupational Choice and the Process of Development." *Journal of Political Economy*, 101(2): 274–98.
- Banerjee, Abhijit V., and Esther Duflo.** 2014. "Do Firms Want to Borrow More? Testing Credit Constraints Using a Directed Lending Program." *Review of Economic Studies*, 81(2): 572–607.
- Baumol, William J.** 1952. "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach." *Quarterly Journal of Economics*, 66: 545–556.
- Beck, Thorsten, Ross Levine, and Norman Loayza.** 2000. "Finance and the sources of growth." *Journal of Financial Economics*, 58(1-2): 261–300.
- Black, Sandra E., and Philip E. Strahan.** 2002. "Entrepreneurship and Bank Credit Availability." *Journal of Finance*, 57(6): 2807–2833.
- Buera, Francisco J., and Yongseok Shin.** 2013. "Financial Frictions and the Persistence of History: A Quantitative Exploration." *Journal of Political Economy*, 121(2): 221 – 272.
- Buera, Francisco J., and Yongseok Shin.** 2016. "Productivity Growth and Capital Flows: The Dynamics of Reforms." *American Economic Journal: Macroeconomics*, forthcoming.
- Buera, Francisco J., Joseph P. Kaboski, and Yongseok Shin.** 2011. "Finance and Development: A Tale of Two Sectors." *American Economic Review*, 101(5): 1964–2002.
- Burgess, Robin, and Rohini Pande.** 2005. "Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment." *American Economic Review*, 95(3): 780–795.
- Burgess, Robin, Rohini Pande, and Grace Wong.** 2005. "Banking for the Poor: Evidence From India." *Journal of the European Economic Association*, 3(2-3): 268–278.
- Cagetti, Marco, and Mariacristina De Nardi.** 2006. "Entrepreneurship, Frictions, and Wealth." *Journal of Political Economy*, 114(5): 835–870.
- Cetorelli, Nicola, and Philip E. Strahan.** 2006. "Finance as a Barrier to Entry: Bank Competition and Industry Structure in Local U.S. Markets." *Journal of Finance*, 61(1): 437–461.
- Cole, Shawn.** 2009. "Financial Development, Bank Ownership, and Growth: Or, Does Quantity Imply Quality?" *The Review of Economics and Statistics*, 91(1): 33–51.
- Corbae, Dean, and Pablo D’Erasmus.** 2014. "Capital requirements in a quantitative model of banking industry dynamics." Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Papers 14-13.
- Crepon, Bruno, Florencia Devoto, Esther Duflo, and William Pariente.** 2015. "Estimating the Impact of Microcredit on Those Who Take It Up: Evidence from a Randomized Experiment in Morocco." *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1): 123–50.

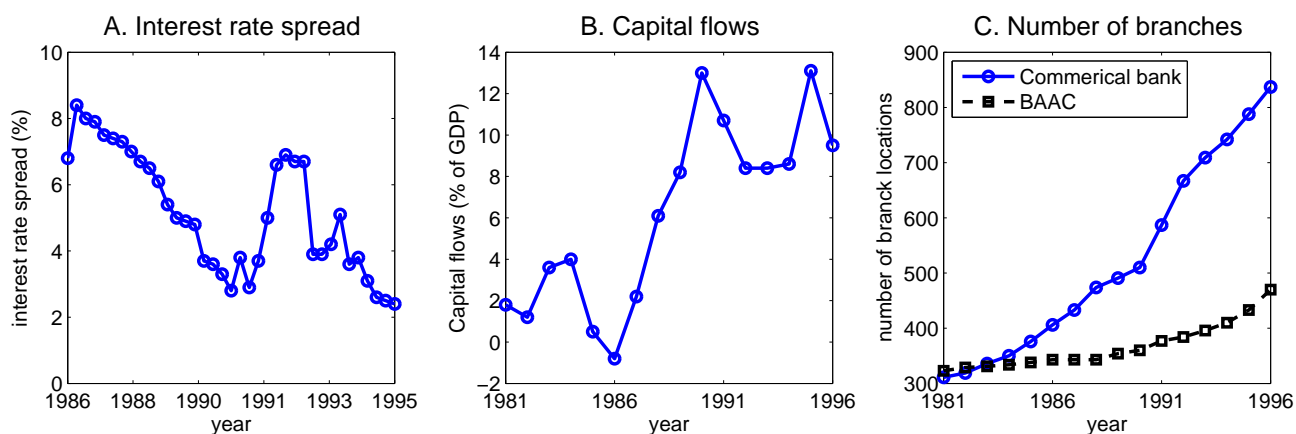
- Dabla-Norris, Era, Yan Ji, Robert M. Townsend, and D. Filiz Unsal.** 2015. "Distinguishing Constraints on Financial Inclusion and Their Impact on GDP, TFP, and Inequality." National Bureau of Economic Research, Inc NBER Working Papers 20821.
- Davis, Peter.** 2006. "Spatial competition in retail markets: movie theaters." *RAND Journal of Economics*, 37(4): 964–982.
- Desmet, Klaus, Dávid Kriszti Nagy, and Esteban Rossi-Hansberg.** 2015. "The Geography of Development: Evaluating Migration Restrictions and Coastal Flooding." National Bureau of Economic Research, Inc NBER Working Papers 21087.
- Easterly, William, and Ross Levine.** 2002. "It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models." In *Economic Growth: Sources, Trends, and Cycles*. Vol. 6 of *Central Banking, Analysis, and Economic Policies Book Series*, ed. Norman Loayza, Raimundo Soto, Norman Loayza (Series Editor) and Klaus Schmidt-Hebbel (Series Editor), Chapter 3, 061–114. Central Bank of Chile.
- Eaton, Jonathan, and Samuel Kortum.** 2002. "Technology, Geography, and Trade." *Econometrica*, 70(5): 1741–1779.
- Egana, Mark, Ali Hortacsu, and Gregor Matvos.** 2016. "Deposit Competition and Financial Fragility: Evidence from the US Banking Sector." *American Economic Review*, forthcoming.
- Ellickson, Paul B., Stephanie Houghton, and Christopher Timmins.** 2013. "Estimating network economies in retail chains: a revealed preference approach." *RAND Journal of Economics*, 44(2): 169–193.
- Felkner, John S., and Robert M. Townsend.** 2011. "The Geographic Concentration of Enterprise in Developing Countries." *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4): 2005–2061.
- Fischer, Stanley.** 2003. "Globalization and Its Challenges." *American Economic Review*, 93(2): 1–30.
- Fry, Maxwell J.** 1995. *Money, interest, and banking in economic development*. Johns Hopkins University Press.
- Gine, Xavier, and Robert M. Townsend.** 2004. "Evaluation of financial liberalization: a general equilibrium model with constrained occupation choice." *Journal of Development Economics*, 74(2): 269–307.
- Goldsmith, Raymond W.** 1969. *Financial Structure and Development*. Yale University Press.
- Gourinchas, Pierre-Olivier, and Olivier Jeanne.** 2013. "Capital Flows to Developing Countries: The Allocation Puzzle." *Review of Economic Studies*, 80(4): 1484–1515.
- Greenwood, Jeremy, and Boyan Jovanovic.** 1990. "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income." *Journal of Political Economy*, 98(5): 1076–1107.
- Greenwood, Jeremy, Juan M. Sanchez, and Cheng Wang.** 2010. "Financing Development: The Role of Information Costs." *American Economic Review*, 100(4): 1875–91.
- Greenwood, Jeremy, Juan Sanchez, and Cheng Wang.** 2013. "Quantifying the Impact of Financial Development on Economic Development." *Review of Economic Dynamics*, 16(1): 194–215.

- Grossman, Sanford, and Laurence Weiss.** 1983. "A Transactions-Based Model of the Monetary Transmission Mechanism." *American Economic Review*, 73(5): 871–80.
- Henry, Peter Blair.** 2007. "Capital Account Liberalization: Theory, Evidence, and Speculation." *Journal of Economic Literature*, 45(4): 887–935.
- Ho, Katherine, and Joy Ishii.** 2011. "Location and competition in retail banking." *International Journal of Industrial Organization*, 29(5): 537–546.
- Holmes, Thomas J.** 2011. "The Diffusion of Wal-Mart and Economies of Density." *Econometrica*, 79(1): 253–302.
- Houde, Jean-Francois.** 2012. "Spatial Differentiation and Vertical Mergers in Retail Markets for Gasoline." *American Economic Review*, 102(5): 2147–82.
- Jayarathne, Jith, and Philip E Strahan.** 1996. "The Finance-Growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation." *The Quarterly Journal of Economics*, 111(3): 639–70.
- Jeong, Hyeok.** 2000. "Sources of Kuznets Dynamics in Thailand."
- Jeong, Hyeok, and Robert M. Townsend.** 2008. "Growth And Inequality: Model Evaluation Based On An Estimation-Calibration Strategy." *Macroeconomic Dynamics*, 12(S2): 231–284.
- Jeong, Hyeok, and Robert Townsend.** 2007. "Sources of TFP growth: occupational choice and financial deepening." *Economic Theory*, 32(1): 179–221.
- Jia, Panle.** 2008. "What Happens When Wal-Mart Comes to Town: An Empirical Analysis of the Discount Retailing Industry." *Econometrica*, 76(6): 1263–1316.
- Jovanovic, Boyan.** 1982. "Inflation and Welfare in the Steady State." *Journal of Political Economy*, 90(3): 561–77.
- Kaboski, Joseph P., and Robert M. Townsend.** 2011. "A Structural Evaluation of a Large-Scale Quasi-Experimental Microfinance Initiative." *Econometrica*, 79(5): 1357–1406.
- Kaboski, Joseph P., and Robert M. Townsend.** 2012. "The Impact of Credit on Village Economies." *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(2): 98–133.
- Karlan, Dean, and Jonathan Zinman.** 2009. "Expanding Microenterprise Credit Access: Using Randomized Supply Decisions to Estimate the Impacts in Manila." Economic Growth Center, Yale University Working Papers 976.
- Kerr, William R., and Ramana Nanda.** 2009. "Democratizing entry: Banking deregulations, financing constraints, and entrepreneurship." *Journal of Financial Economics*, 94(1): 124–149.
- Khan, Aubhik, and Julia K. Thomas.** 2013. "Credit Shocks and Aggregate Fluctuations in an Economy with Production Heterogeneity." *Journal of Political Economy*, 121(6): 1055 – 1107.

- King, Robert G., and Ross Levine.** 1993. "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right." *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3): 717–737.
- King, Robert G., and Ross Levine.** 1994. "Capital fundamentalism, economic development, and economic growth." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40(1): 259–292.
- Krusell, Per, and Anthony A. Smith.** 1998. "Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy." *Journal of Political Economy*, 106(5): 867–896.
- Levine, Ross.** 2005. "Finance and Growth: Theory and Evidence." In *Handbook of Economic Growth*. Vol. 1 of *Handbook of Economic Growth*, , ed. Philippe Aghion and Steven Durlauf, Chapter 12, 865–934. Elsevier.
- Lloyd-Ellis, Huw, and Dan Bernhardt.** 2000. "Enterprise, Inequality and Economic Development." *Review of Economic Studies*, 67(1): 147–68.
- Lucas, Robert E.** 1990. "Liquidity and Interest Rates." *Journal of Economic Theory*, 50: 237–264.
- McKinnon, R.I.** 1973. *Money and Capital in Economic Development*. The Brookings Institution.
- Mody, Ashoka, and Antu Panini Murshid.** 2011. "Growth from International Capital Flows; The Role of Volatility Regimes." International Monetary Fund IMF Working Papers 11/90.
- Moll, Benjamin.** 2014. "Productivity Losses from Financial Frictions: Can Self-Financing Undo Capital Misallocation?" *American Economic Review*, , (forthcoming).
- Moll, Benjamin, Robert Townsend, and Victor Zhorin.** 2016. "Economic Development, Flow of Funds and the Equilibrium Interaction of Financial Frictions." Working Paper.
- Moretti, Enrico.** 2011. "Local Labor Markets." , ed. O. Ashenfelter and D. Card Vol. 4 of *Handbook of Labor Economics*, Chapter 14, 1237–1313. Elsevier.
- Morten, Melanie, and Jaqueline Oliveiral.** 2014. "Migration, roads and labor market integration: Evidence from a planned capital city." Working Papers 20821.
- Nguyen, Hoai-Luu Q.** 2016. "Do Bank Branches Still Matter? The Effect of Closings on Local Economic Outcomes." Working Papers.
- Obstfeld, Maurice.** 1998. "The Global Capital Market: Benefactor or Menace?" *Journal of Economic Perspectives*, 12(4): 9–30.
- Okuda, Hidenobu, and Fumiharu Mieno.** 1999. "What Happened to Thai Commercial Banks in The Pre-Asian Crisis Period: Microeconomic Analysis of Thai Banking Industry." *Hitotsubashi Journal of Economics*, , (40): 97 – 121.
- Pakes, A., J. Porter, Kate Ho, and Joy Ishii.** 2015. "Moment Inequalities and Their Application." *Econometrica*, 83: 315–334.

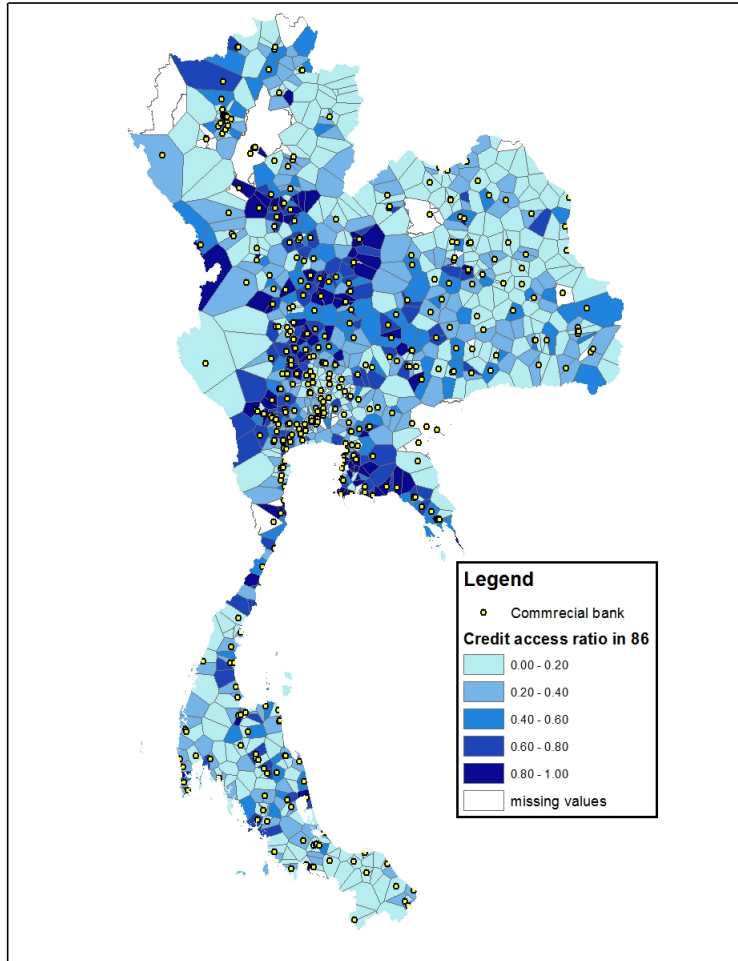
- Paulson, Anna L., and Robert Townsend.** 2004. "Entrepreneurship and financial constraints in Thailand." *Journal of Corporate Finance*, 10(2): 229–262.
- Paweenawat, Archawa, and Robert M. Townsend.** 2014. "Villages as Small Open Economies: Disentangling Real and Financial Factors." Department of Economics, MIT Working paper 04/104.
- Pinkse, Joris, Margaret E. Slade, and Craig Brett.** 2002. "Spatial Price Competition: A Semiparametric Approach." *Econometrica*, 70(3): 1111–1153.
- Pitt, Mark M., and Shahidur R. Khandker.** 1998. "The Impact of Group-Based Credit Programs on Poor Households in Bangladesh: Does the Gender of Participants Matter?" *Journal of Political Economy*, 106(5): 958–996.
- Prasad, Eswar S, Kenneth Rogoff, , Shang-Jin Wei, and Ayhan Kose.** 2003. "Effects of Financial Globalization on Developing Countries; Some Empirical Evidence." International Monetary Fund IMF Occasional Papers 220.
- Rajan, Raghuram G, and Luigi Zingales.** 1998. "Financial Dependence and Growth." *American Economic Review*, 88(3): 559–86.
- Rice, Tara, and Philip E. Strahan.** 2010. "Does Credit Competition Affect Small-Firm Finance?" *Journal of Finance*, 65(3): 861–889.
- Rogoff, Kenneth.** 1999. "International Institutions for Reducing Global Financial Instability." *Journal of Economic Perspectives*, 13(4): 21–42.
- Rotemberg, Julio J.** 1984. "A Monetary Equilibrium Model with Transactions Costs." *Journal of Political Economy*, 92(1): 40–58.
- Samphantharak, Krislert, and Robert M. Townsend.** 2009. *Households as Corporate Firms*. Cambridge University Press.
- Sapienza, Paola.** 2004. "The effects of government ownership on bank lending." *Journal of Financial Economics*, 72(2): 357–384.
- Schumpeter, Joseph.** 1911. *A Theory of Economic Development*. Harvard University Press.
- Seim, Katja.** 2006. "An empirical model of firm entry with endogenous product-type choices." *RAND Journal of Economics*, 37(3): 619–640.
- Shaw, Edward S.** 1973. *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford University Press.
- Smith, Howard.** 2004. "Supermarket Choice and Supermarket Competition in Market Equilibrium." *Review of Economic Studies*, 71(1): 235–263.
- Summers, Lawrence H.** 2000. "International Financial Crises: Causes, Prevention, and Cures." *American Economic Review*, 90(2): 1–16.

- Tarozzi, Alessandro, Jaikishan Desai, and Kristin Johnson.** 2015. "The Impacts of Microcredit: Evidence from Ethiopia." *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1): 54–89.
- Tobin, James.** 1956. "The Interest Elasticity of the Transactions Demand for Cash." *Review of Economics and Statistics*, 66: 241–247.
- Townsend, Robert.** 2010. "Financial Structure and Economic Welfare: Applied General Equilibrium Development Economics." *Annual Review of Economics*, 2(1): 507–546.
- Townsend, Robert M.** 2011. *Financial Systems in Developing Economies: Growth, Inequality and Policy Evaluation in Thailand*. OUP Catalogue, Oxford University Press.
- Townsend, Robert M., and Kenichi Ueda.** 2006. "Financial Deepening, Inequality, and Growth: A Model-Based Quantitative Evaluation." *Review of Economic Studies*, 73(1): 251–293.
- Townsend, Robert M., and Kenichi Ueda.** 2010. "Welfare Gains From Financial Liberalization." *International Economic Review*, 51(3): 553–597.
- Zheng, Fanyin.** 2016. "Spatial Competition and Preemptive Entry in the Discount Retail Industry." Columbia University Working Papers.



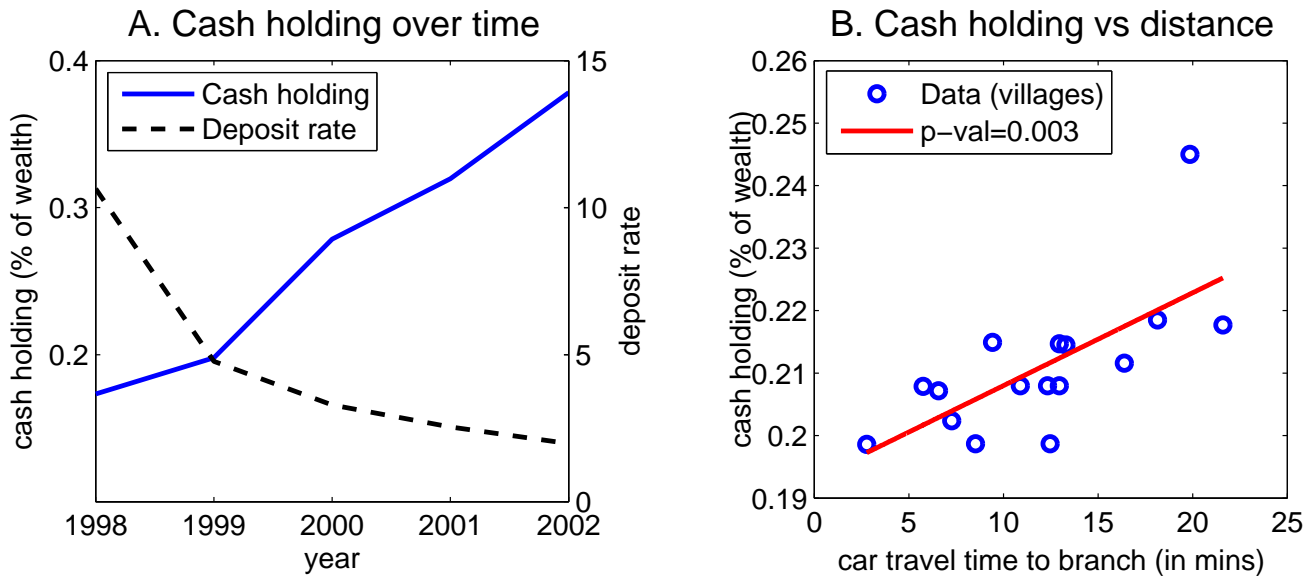
Note: Panel A plots the trend of interest rate spread (prime lending rate minus deposit rate) between 1986-1995. Data are from various issues of *Financial Institutions and Markets in Thailand*, published by Bank of Thailand. Panel B plots capital flows between 1980-1996. Data are from *Alba, Hernandez and Klingebiel (1999, Figure 2)* and the Bank of Thailand. The Bank of Thailand includes nonbank and bank capital flows. The former includes foreign direct investment, portfolio capital, nonresident baht accounts, trade credits, and syndicated borrowing by domestic corporates from overseas financial institutions. The bank flows are resident banks borrowing from overseas sources. Panel C plots the number of commercial bank and BAAC branches opened in different locations. The branch location data are constructed using GIS (see section 2 for details).

Figure 1: The trend of interest rate spread, capital flows, and the number of commercial bank and BAAC branches during 1981-1996.



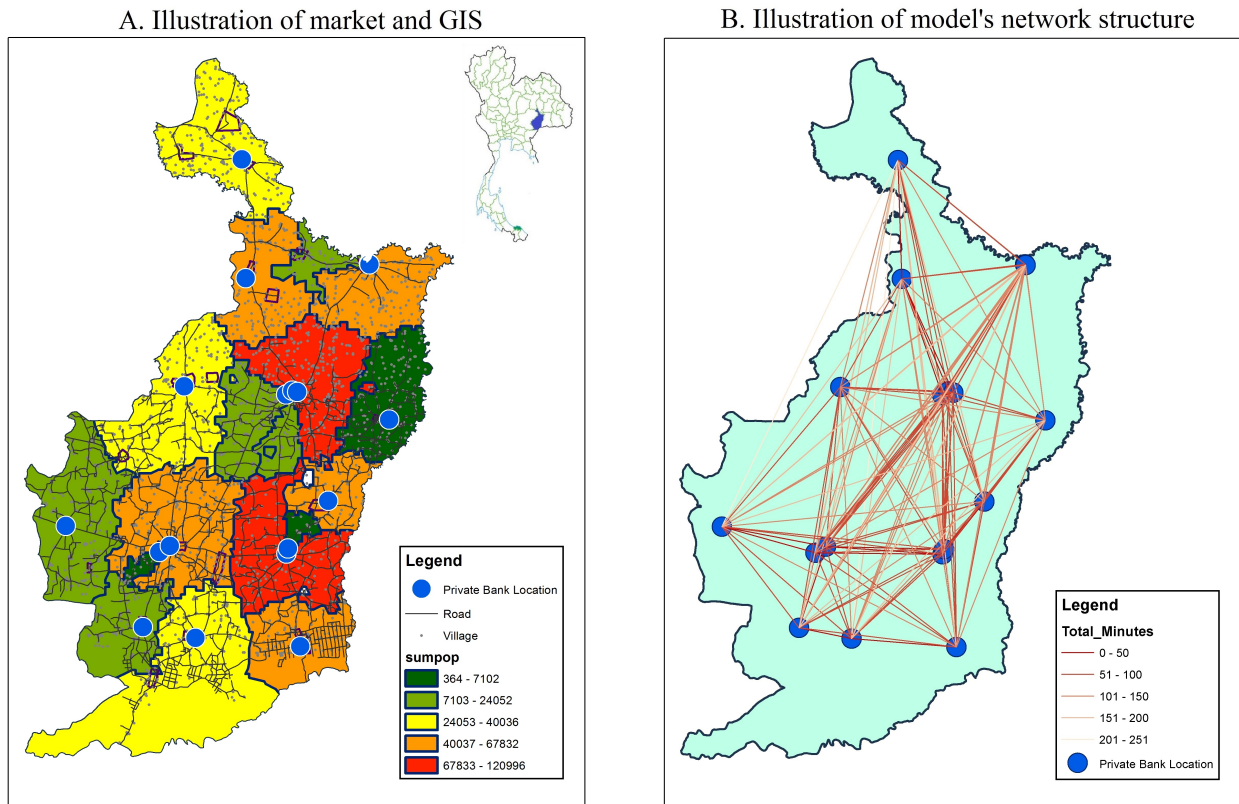
Note: We use CDD to construct the credit access ratio in each village and map them to markets defined in subsection 4.1.1. The CDD census documents credit access conditions at the village level using a dummy variable, which is equal to 1 if the village headman reports to have loans from financial institutions. In our calculation, we assume that the whole village population has access to credit if the dummy variable is equal to 1. Otherwise, no one has access to credit. We then estimate the credit access ratio at the market level by aggregating the credit access information of villages within each market. When calculating the spatial correlation, we use the threshold of 300km to determine spatial neighbors, which maximizes the z-score (an indicator of the intensification of clustering). The country-wide p-value is < 0.0001 computed from Moran's test.

Figure 2: Distribution of credit access ratios and commercial bank branches.



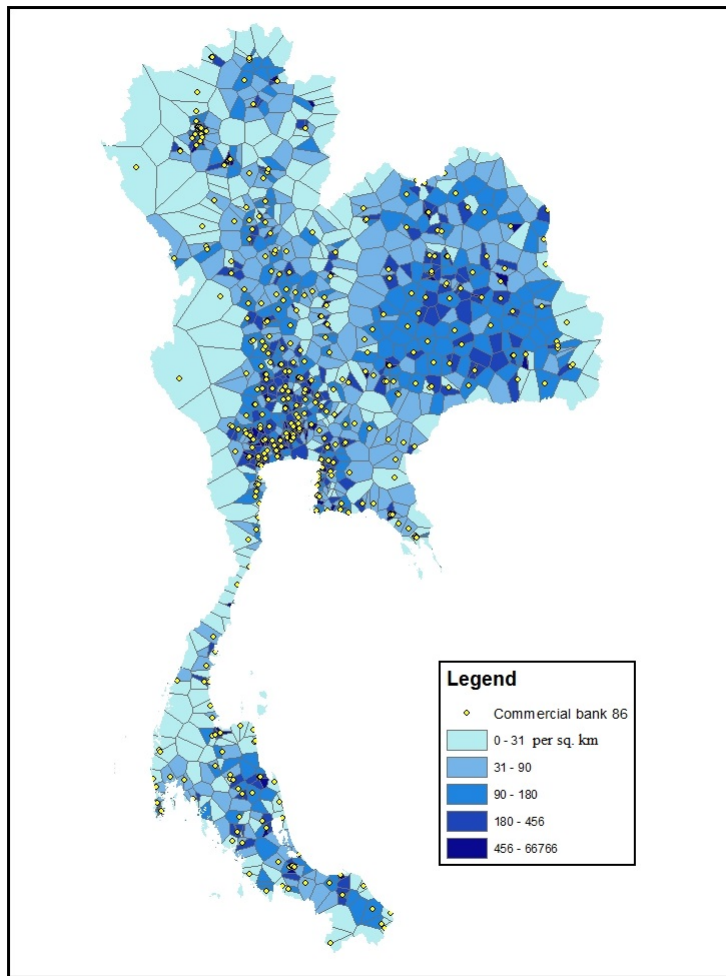
Note: Data are from the Townsend Thai monthly panel surveys, which were conducted in 16 villages for 40 households in each village during 1998-2011. We construct total household net wealth as the sum of contributed capital, cumulative savings and insurance indemnity after adjusting for statistical discrepancy. We construct average cash holdings using reported monthly flows of cash revenue and expenditure. We assume that households start with zero cash holding at the beginning of the survey year. Cash holding in each subsequent month is constructed using information on cash revenue and cash expenditure. For households with negative cash holding in certain months, we increase their initial cash holding such that the lowest cash holding in subsequent months is zero. Panel A plots the average households' cash to wealth ratio among all 16 villages between 1998-2002 against the deposit interest rate, obtained from World Development Indicators (WDI). Panel B plots the average cash to wealth ratio in each village against the car travel time to the nearest bank branch. The percent of wealth held in cash at the village level is calculated as the average households' cash to wealth ratio over this period.

Figure 3: The average cash to wealth ratio for households living in 16 villages during 1998-2011.



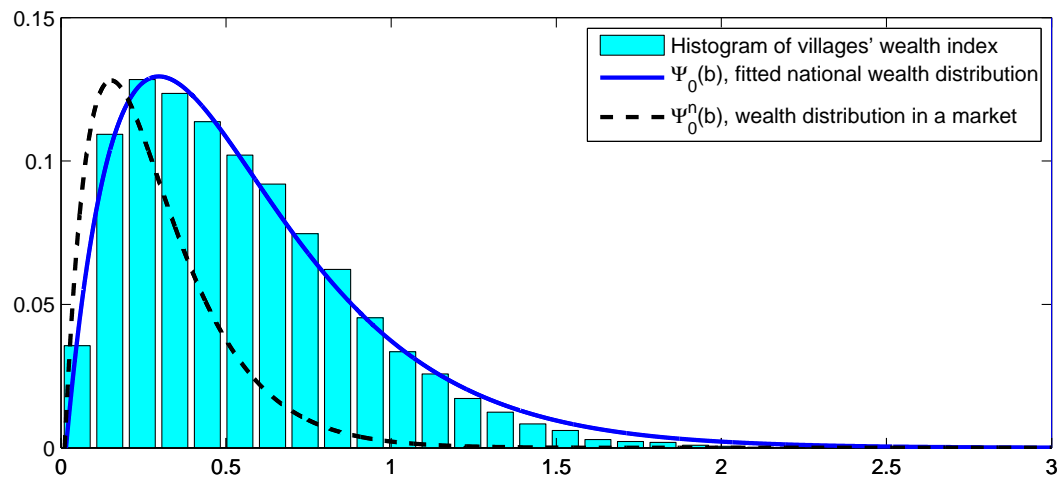
Note: Panel A plots the bank locations, market boundaries, road networks, and population for province Buriram in Thailand using the GIS data. The blue dots represent commercial bank locations and the grey dots represent villages in 2011. The blue lines plot the border of each market. The grey lines represent the road networks. For clarity, we only plotted road types 1-5 (see Table E.1), although when calculating the travel time we consider all road types 1-7. The color of each market represents the market size. Panel B plots the model economy abstracting from Panel A. The blue nodes represent bank locations, and the distance between each pair of nodes is measured using the car travel time from the GIS data.

Figure 4: An illustration of markets and the model's network structure.



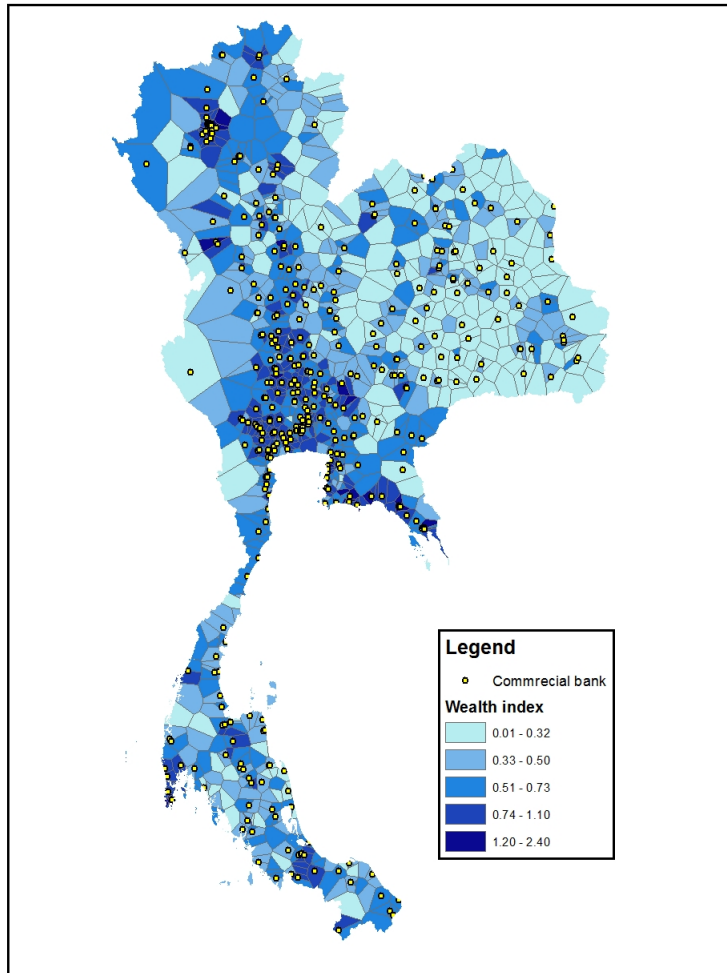
Note: This figure presents the estimated market-level population density. We estimate the population of each market using the data on village population from CDD and the data on municipal population from PHC in 1990. The population density is computed as the population of each market divided by the market's area.

Figure 5: Estimated market-level population density.



Note: This figure presents the histogram of all 19519 villages' wealth index in Thailand. The solid curve is the estimated national wealth distribution by fitting the histogram using a double exponential function. The dashed curve illustrates the shape of the wealth distribution in a particular market whose mean wealth index is 70% of the mean wealth index in Thailand.

Figure 6: Estimation of the wealth distribution.



Note: This figure presents the cross-market variation from the estimation of the market-level wealth index, constructed from the mean village-level wealth index of the nearest villages assigned to each market. Our estimation is based on the wealth index of 19519 villages, which is constructed using the first principal component vector of three durable assets, including per capita TV ownership per village, per capita motorcycles per village, and per capita pickup vehicles per village (Assuncao, Mityakovy and Townsend, 2012).

Figure 7: Estimated initial household cross-market wealth dispersion in 1986.

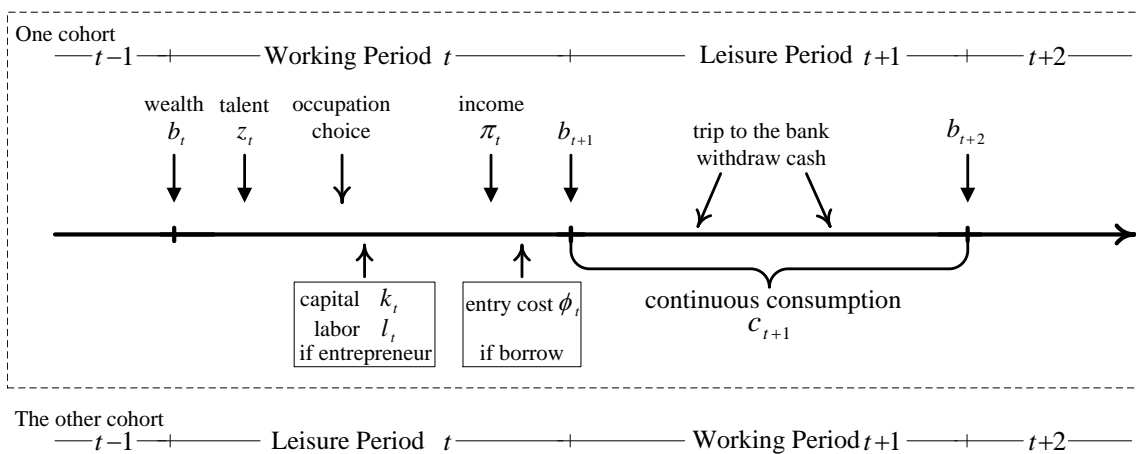
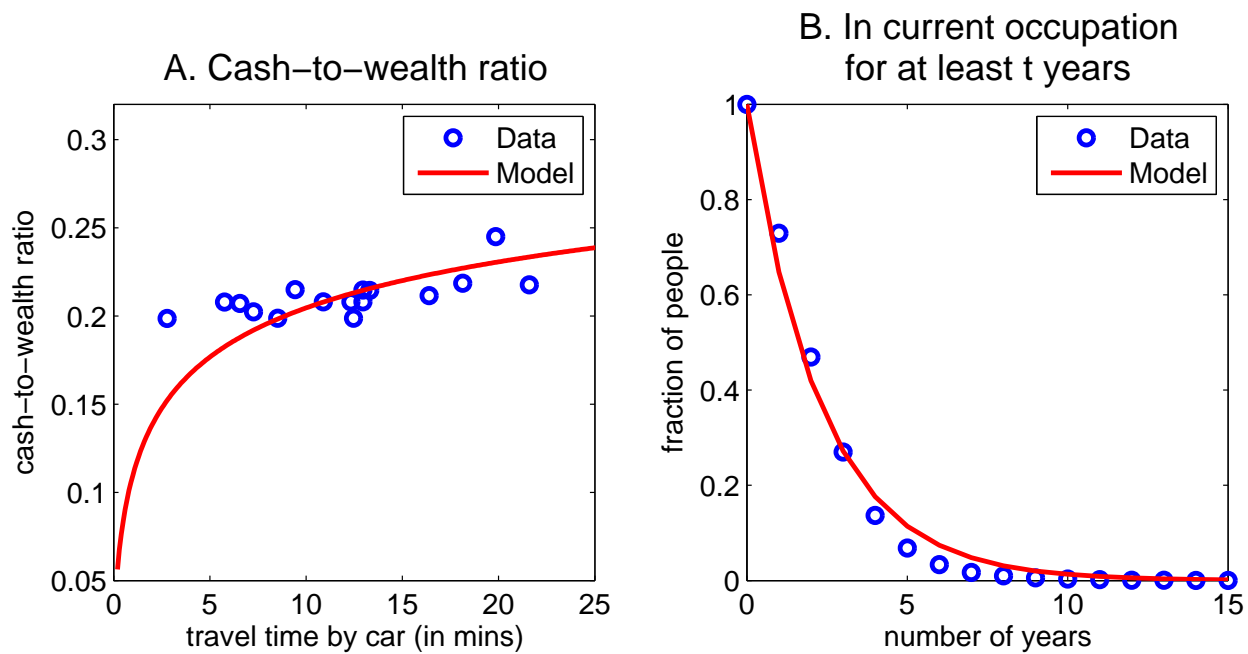
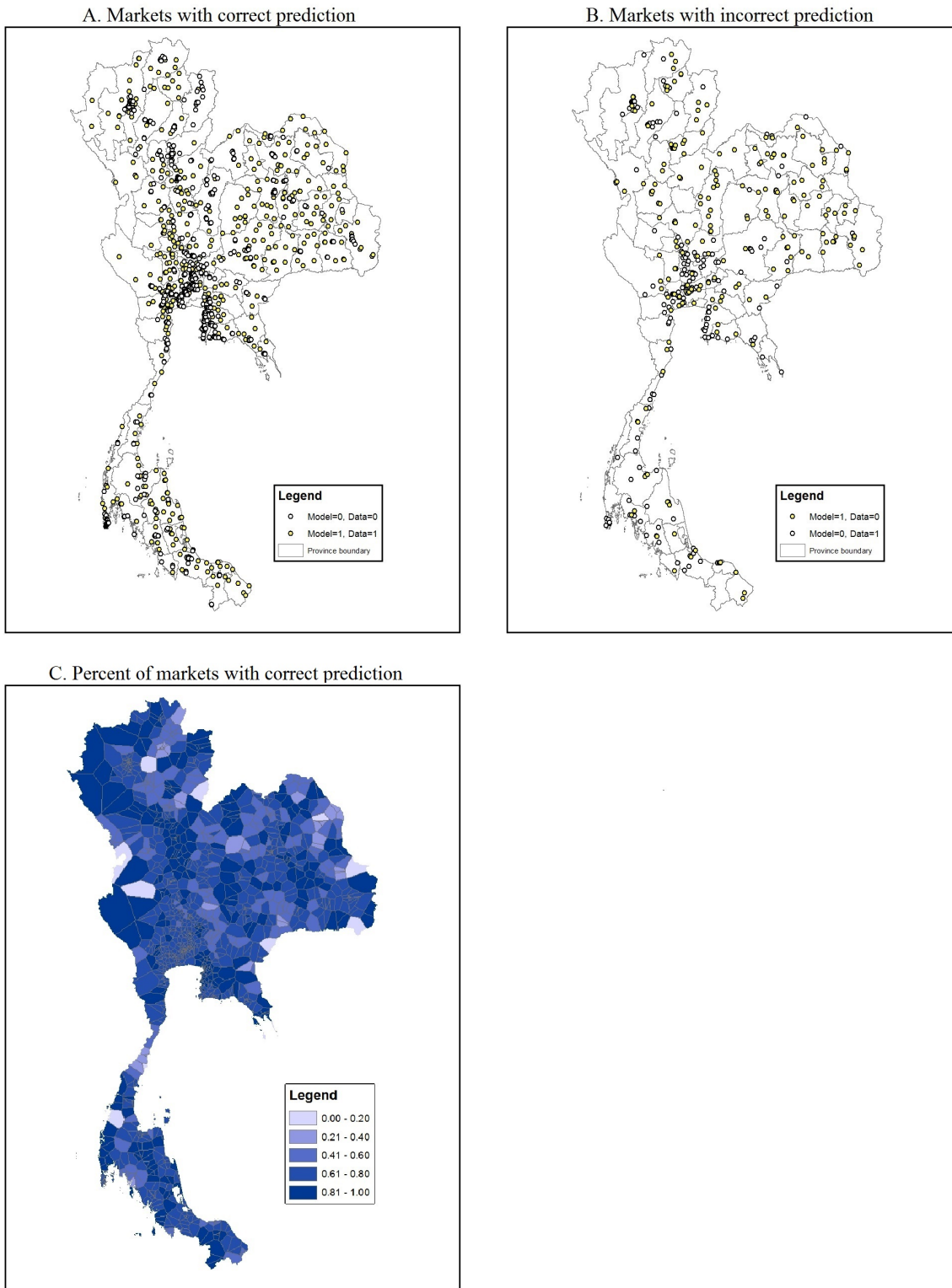


Figure 8: Timing of agents' problem.



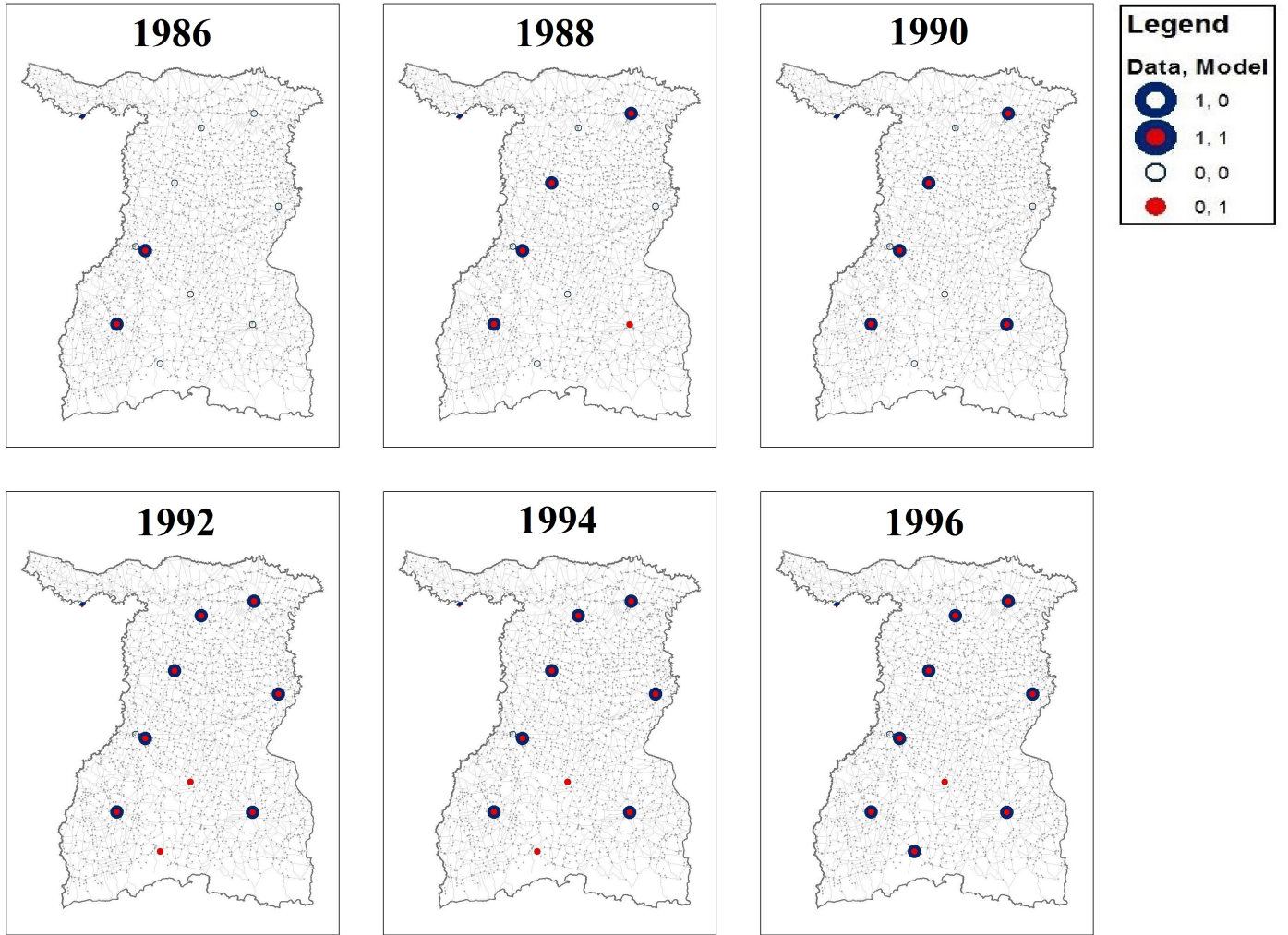
Note: Panel A plots the cash-to-wealth ratio against the car travel time to the nearest bank branch. Panel B plots the fraction of people that has been staying in current occupations for at least t years. In both panels, circles represent the data.

Figure 9: Calibrating parameters s and γ : cash-to-wealth ratio and the persistence of occupation in the model and data.



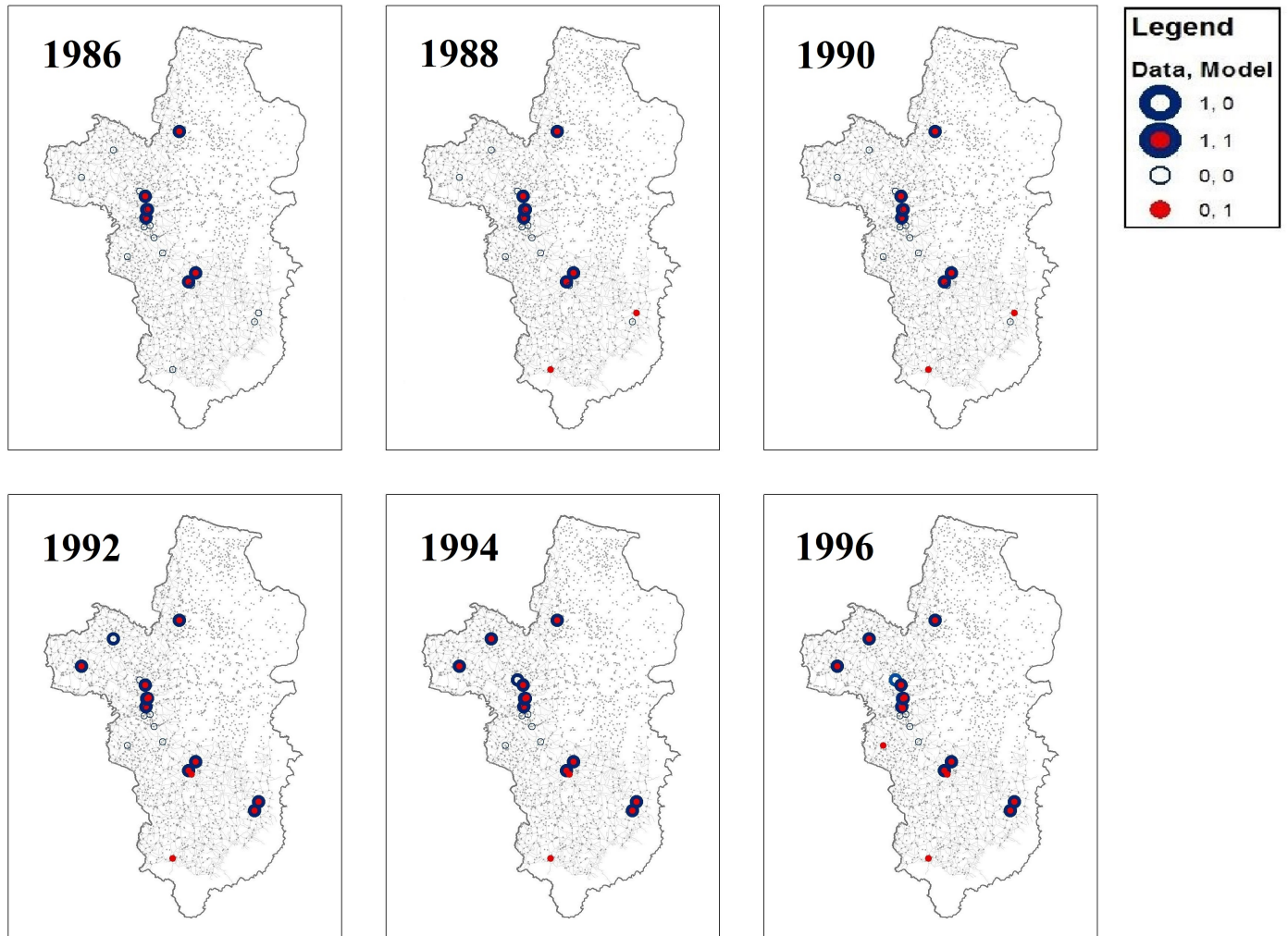
Note: In panel A, we plot the locations where the model's prediction is correct. The solid dots represent the locations with branches in the data, which are also predicted by the model. The hollow dots represent the locations without branches in the data and not predicted by our model. In panel B, we plot the locations where the model's prediction is inconsistent with the data. The hollow dots represent the locations with branches in the data, but not predicted by our model. The solid dots represent the locations where the bank in our model opens branches but not in the data. In panel C, we plot the percent of markets with correct prediction based on the markets within 30km of each bank location.

Figure 10: The distribution of commercial bank branches in 1996: model v.s. data.



Note: This figure compares the model-predicted and actual bank locations from 1986 to 1996 in province Surin. Each market is represented by a hollow circle (0,0). The circle is filled with red color if there is a branch predicted by the model (0,1). The circle is plotted with a thick dark blue edge if there is a branch in the data (1,0). Thus, the circle with a dark blue edge and filled with red color indicates that the model has a prediction consistent with the data (1,1). The average timing discrepancy between model-predicted and actual bank location is 2.9 years in this province.

Figure 11: Model-predicted and actual bank locations in the province (Surin) corresponding to the 2nd decile of the branch opening timing discrepancy.



Note: This figure compares the model-predicted and actual bank locations from 1986 to 1996 in province Ubon-Ratchathani. Each market is represented by a hollow circle (0,0). The circle is filled with red color if there is a branch predicted by the model (0,1). The circle is plotted with a thick dark blue edge if there is a branch in the data (1,0). Thus, the circle with a dark blue edge and filled with red color indicates that the model has a prediction consistent with the data (1,1). The average timing discrepancy between model-predicted and actual bank location is 5.5 years in this province.

Figure 12: Model-predicted and actual bank locations in the province (Ubon-Ratchathani) corresponding to the eight decile of the branch opening timing discrepancy.

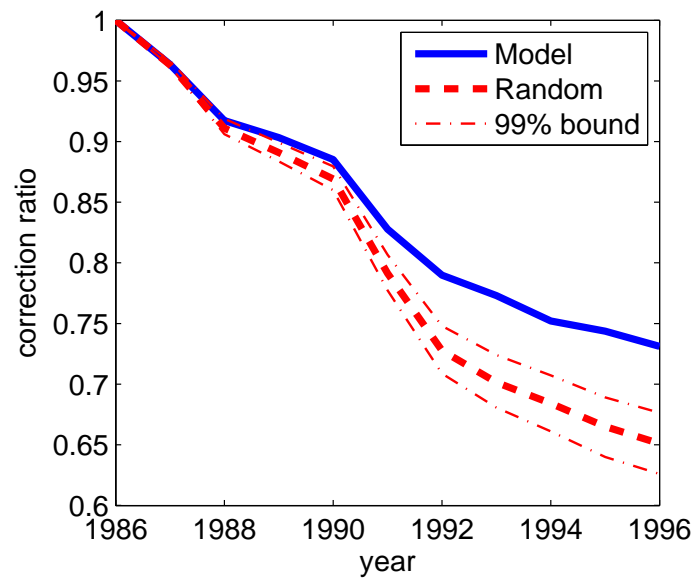
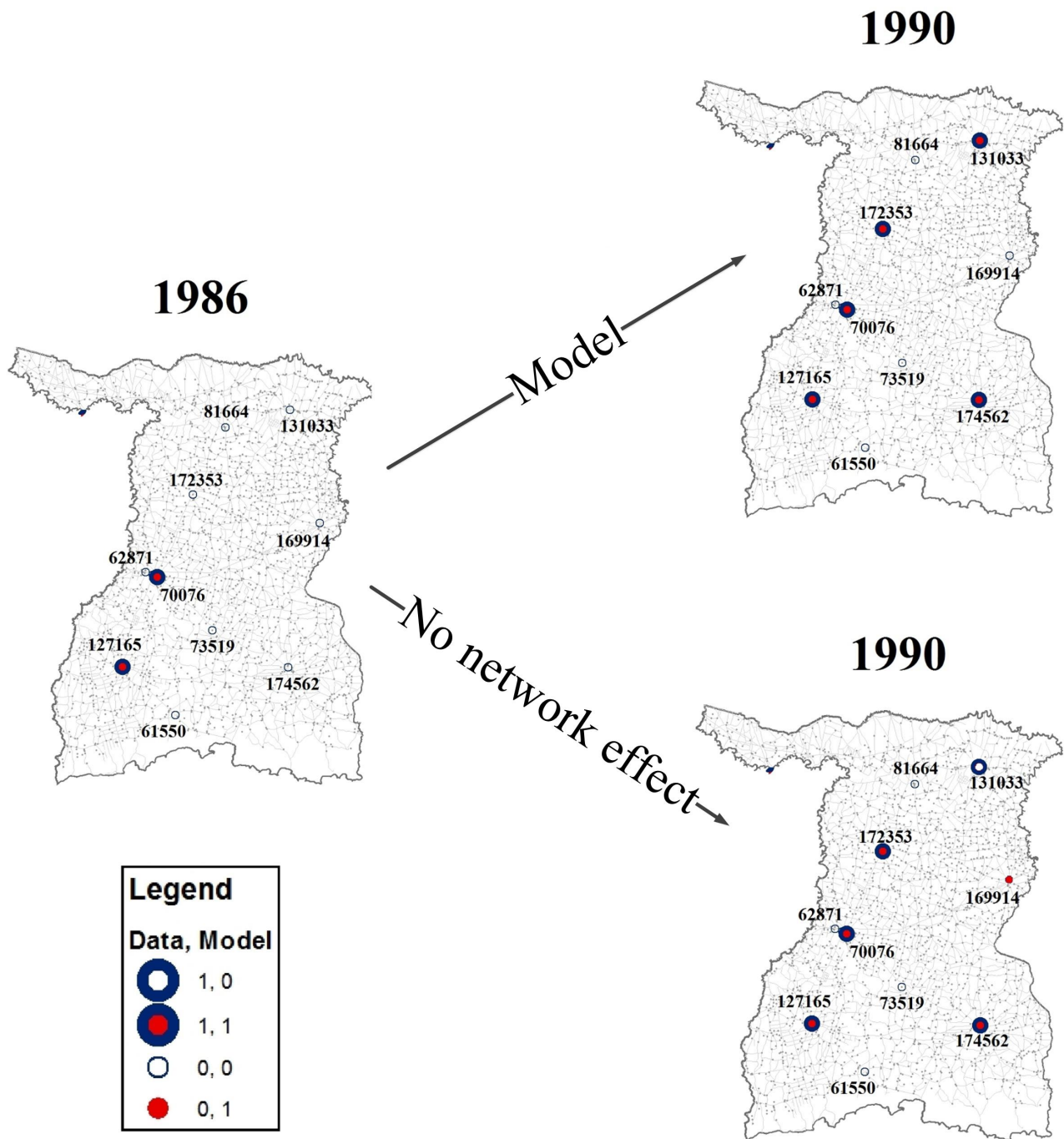
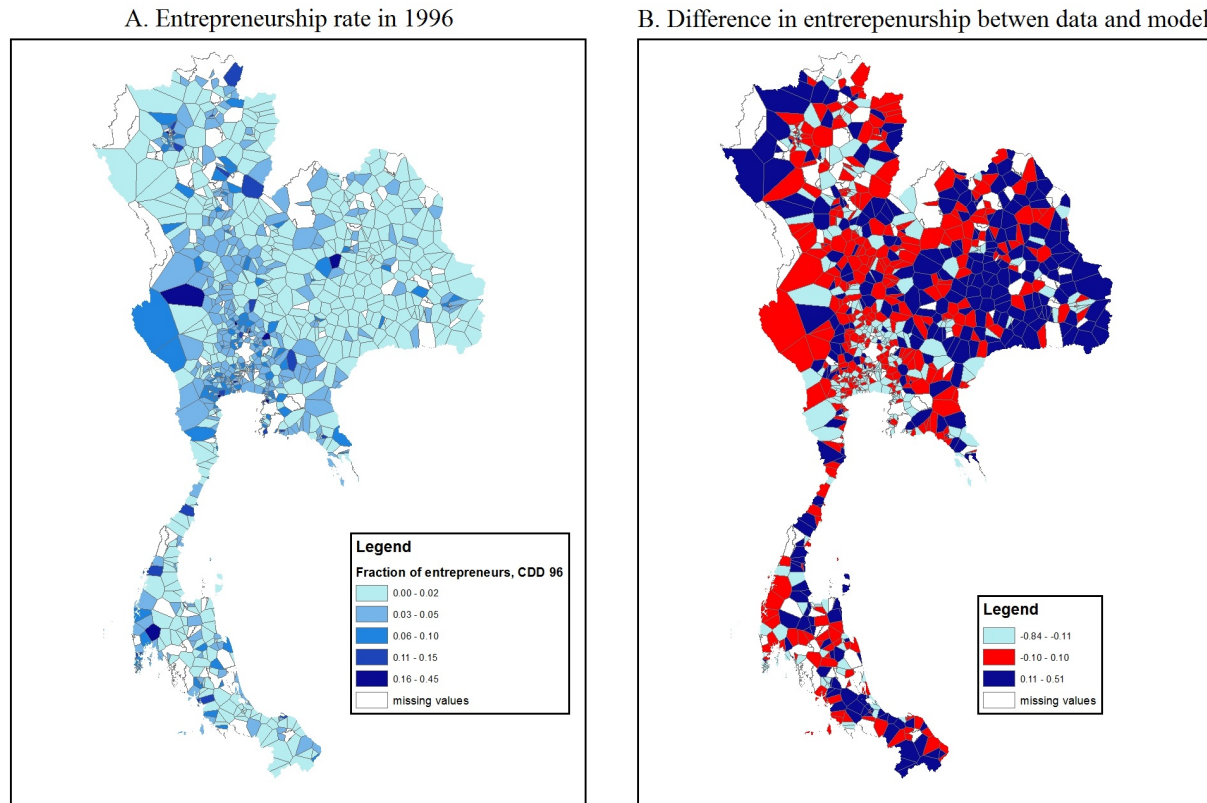


Figure 13: Comparing the prediction correctness on branch locations to a random assignment model. The 99% bound is plotted based on 10000 simulations of the random assignment model.



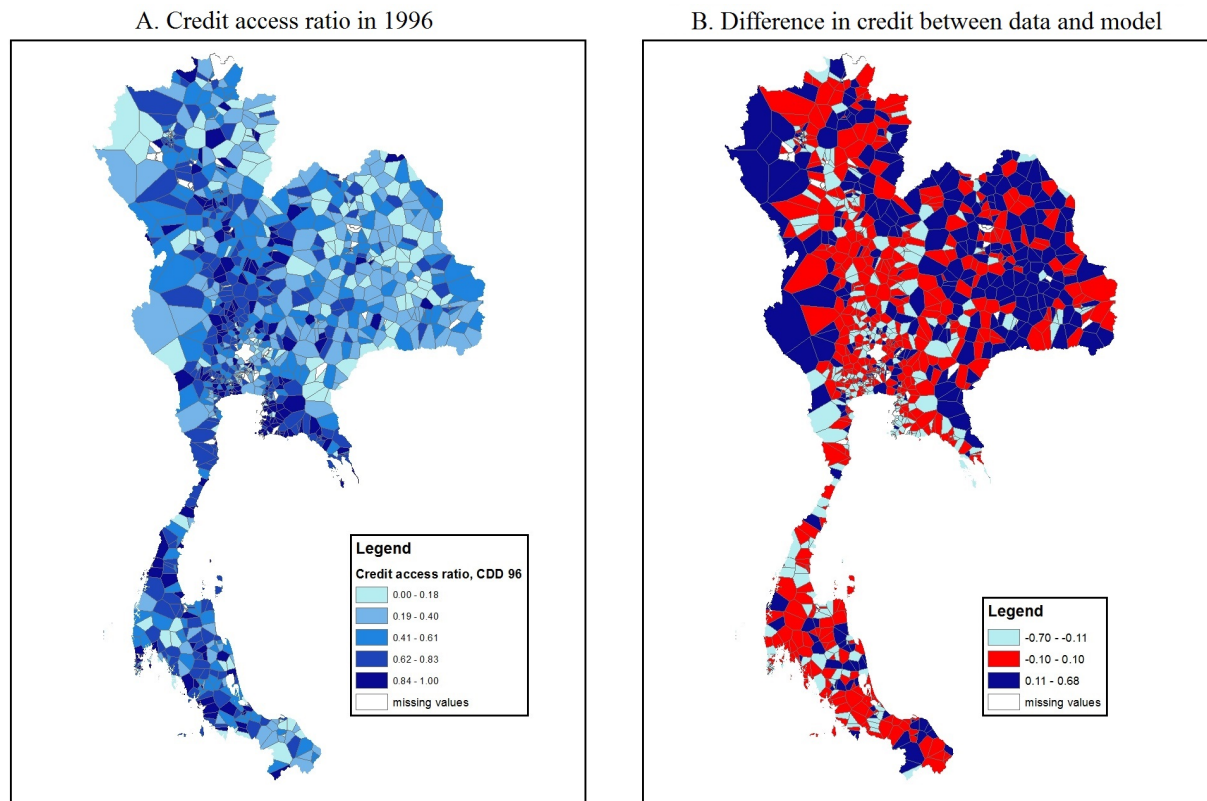
Note: This figure illustrates the difference in branch opening strategies adopted by the bank in our model and the bank without noticing the network effect. Each market is represented by a hollow circle (0,0). The circle is filled with red color if there is a branch predicted by the model (0,1). The circle with a dark blue edge and filled with red color indicates that the model has a consistent prediction with the data (1,1). The numbers around each market represent market population (market size).

Figure 14: An illustration of the network effect on branch openings.



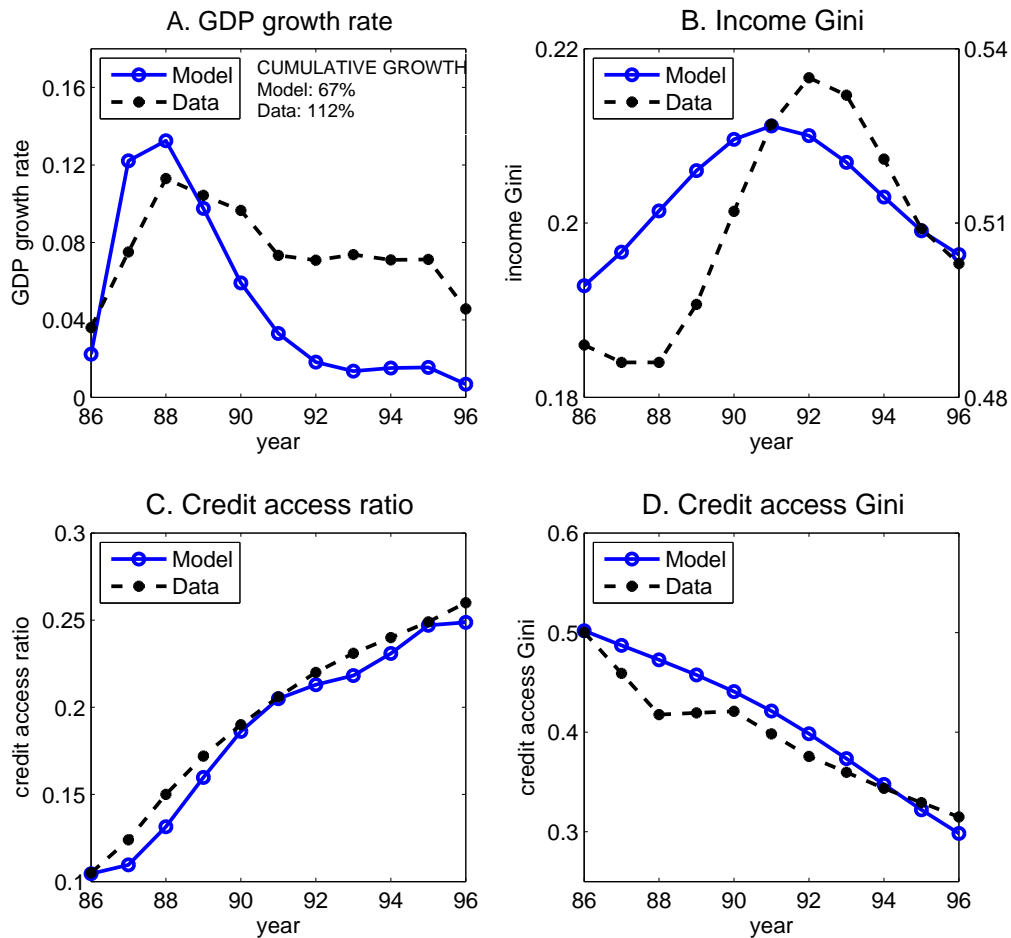
Note: Panel A plots the percent of entrepreneurs at the market level in 1996. We use CDD to construct the percent of entrepreneurs in each village and map them to markets. The CDD census does not document the number of households engaged in entrepreneurial activities in each village. Following [Felkner and Townsend \(2011\)](#), we consider households working in retail and cottage industries as engaged in entrepreneurial activities. [Paulson and Townsend \(2004\)](#) use household-level Townsend Thai data and report that the most common enterprise is a shrimp pond, followed by trader, and then shop, which supports this classification. Panel B presents the difference in entrepreneurship between model and data. Instead of computing the relative difference, we construct the difference in entrepreneurship as the discrepancy in percentile rank of the fraction of entrepreneurs between model and data for each market. Light blue represents the markets where the model under predicts the reality by more than 10 percentile rank order and dark blue represents over prediction by 10 percentile rank order. Red color highlights predictions with percentile rank difference within 10 percentile. We employ the percentile rank difference to deal with the noise in measurement due to the different datasets used in calibration and evaluation. When calibrating model parameters we use the SES dataset, which is a nationally representative household survey. However, the SES dataset does not cover all regions. Thus the data used in constructing the spatial variation are from the CDD survey. The CDD survey is suffered more from measurement errors, as it does not directly document entrepreneurship. For example, in the SES data, 15% of households engage in entrepreneurial activities in 1996, while in CDD, 4.5% of households are entrepreneurs according to our classification.

Figure 15: Prediction on market-level entrepreneurship in 1996.



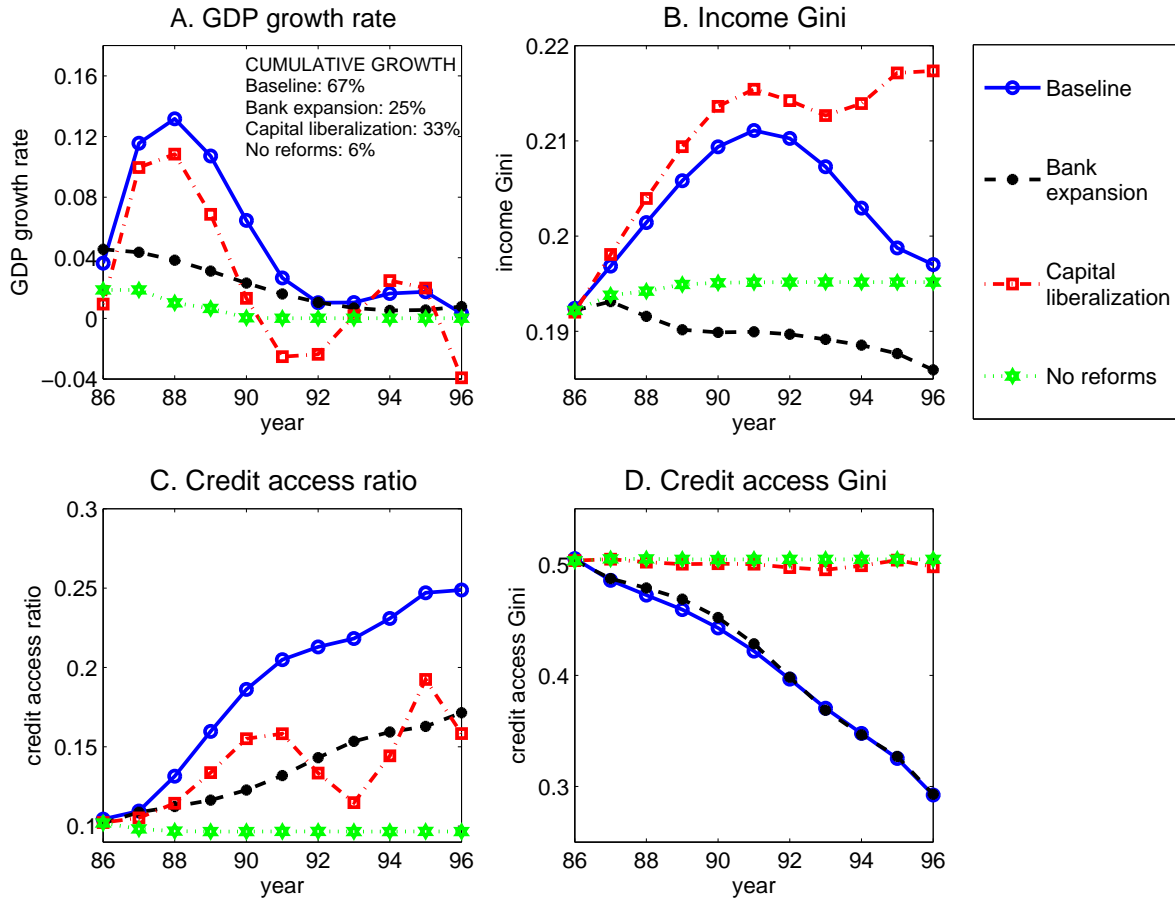
Note: Panel A plots the percent of households with access to credit at the market level in 1996. We use CDD to construct the credit access ratio in each village and map them to markets. The CDD census documents credit access conditions at the village level using a dummy variable, which is equal to 1 if the village headman reports to have loans from financial institutions. In our calculation, we assume that the whole village population has access to credit if the dummy variable is equal to 1. Otherwise, no one has access to credit. We then estimate the credit access ratio at the market level by aggregating the credit access information of villages that are within each market. Panel B presents the difference in credit access ratio between model and data. Instead of computing the relative difference, we construct the difference in credit access ratio as the discrepancy in percentile rank of the credit access ratio between model and data for each market. Light blue represents the markets where the model under predicts the reality by more than 10 percentile rank order and dark blue represents over prediction by 10 percentile rank order. Red color highlights predictions with percentile rank difference within 10 percentile. We employ the percentile rank difference to deal with the noise in measurement due to the different datasets used in calibration and evaluation. When calibrating model parameters we use the SES dataset, which is a nationally representative household survey. However, the SES dataset does not cover all regions. Thus the data used in constructing the spatial variation are from the CDD survey. The CDD survey is suffered more from measurement errors, as it does not directly document credit access conditions for each household. For example, in the SES data, 26% of entrepreneurs have access to credit in 1996, while in CDD, 40% of households have credit access.

Figure 16: Prediction on market-level credit access conditions in 1996.



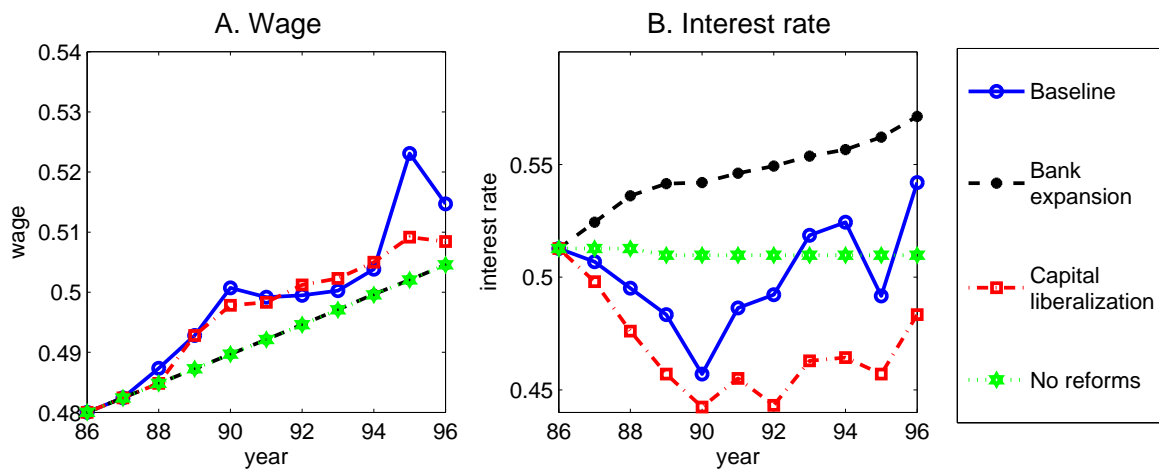
Note: The data series are from the following sources: Per capita GDP growth rate is taken from the World Development Indicators (WDI). Following the calculations of Jeong (2000), we use the SES data on households' income to estimate the Gini coefficient. We use the SES data on households' credit access conditions to construct the credit access ratio. The credit access variable in SES documents whether any member of households has transactions with any formal financial institution in each month, such as commercial banks, savings banks, BAAC, government housing banks, financial companies or credit financiers. We consider a household as having access to credit if she has transactions with any formal financial institution in the previous month. We use the CDD data on village-level credit access conditions to construct the credit access inequality, proxied by the Gini coefficient. In particular, the CDD data over the period 1986-1996 document credit access conditions at the village level using a dummy variable, which is equal to 1 if any household living in the village reports to have loans from financial institutions. In our calculation, we assume that the whole village population has access to credit if the dummy variable is equal to 1. Otherwise, no one has access to credit. We then estimate the credit access ratio at the market level by aggregating the credit access information of villages that are nearest to each market.

Figure 17: GDP, income inequality, credit access ratio and inequality during the period 1986-1996.



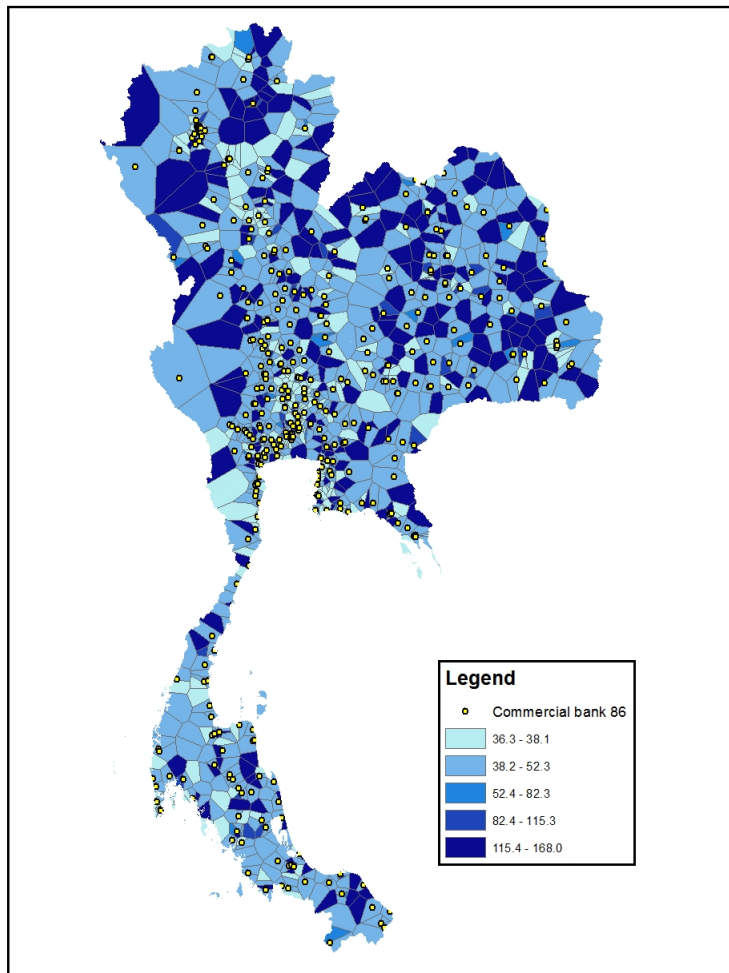
Note: The solid line represents the baseline simulation, where all reforms were in effect. The dashed line represents the counterfactual with only bank expansion. The dash-dotted line represents the counterfactual with only capital account liberalization. The dotted line represents the counterfactual with no reforms.

Figure 18: Counterfactual analysis.



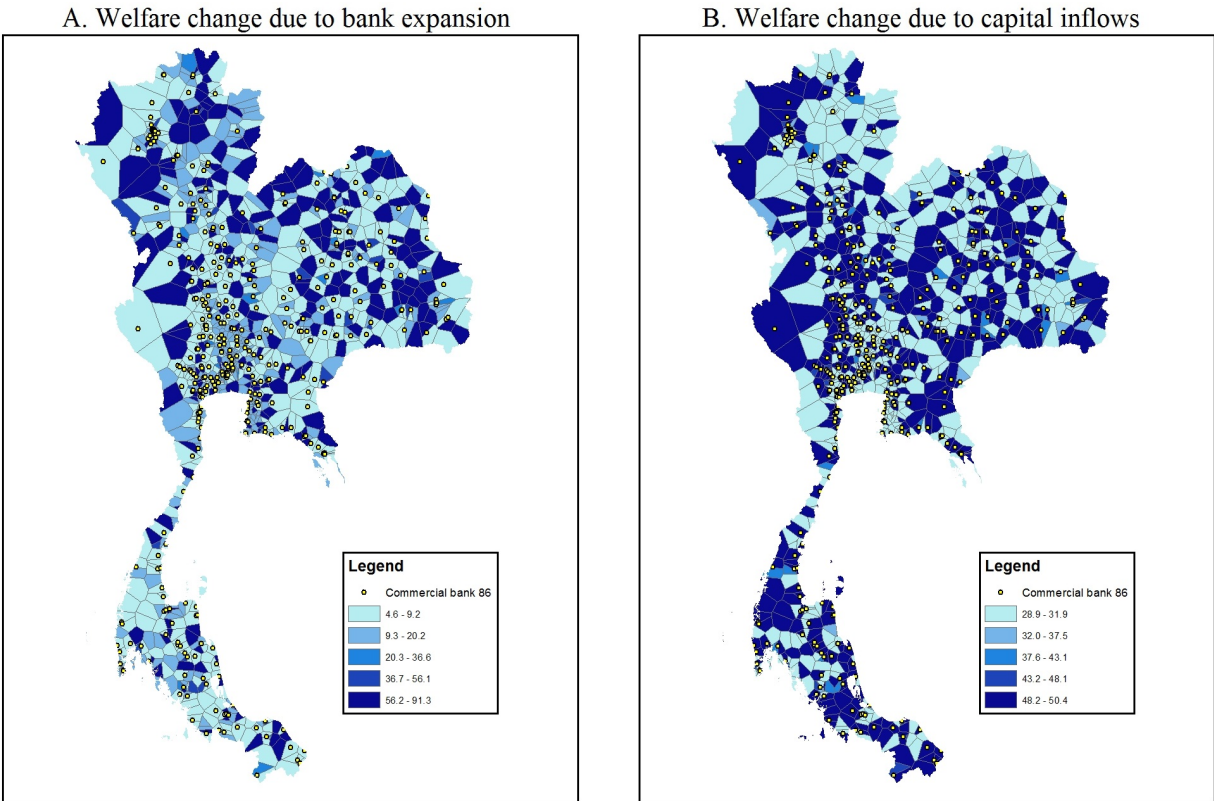
Note: The solid line represents the baseline simulation, where all reforms were in effect. The dashed line represents the counterfactual with only bank expansion. The dash-dotted line represents the counterfactual with only capital account liberalization. The dotted line represents the counterfactual with no reforms.

Figure 19: The dynamics of wages and deposit rates in counterfactual policy analysis.



Note: The yellow dots represent the commercial bank locations in 1986. Darker colors refer to larger increase in welfare.

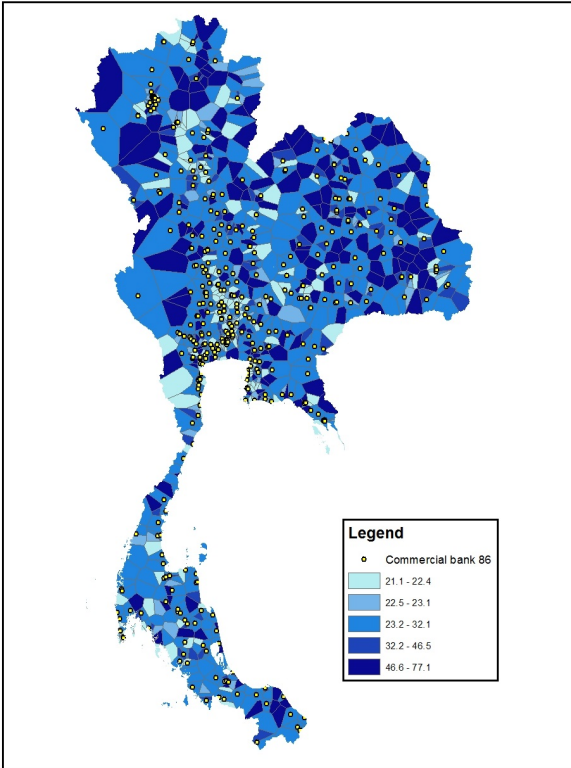
Figure 20: Welfare change in baseline simulation.



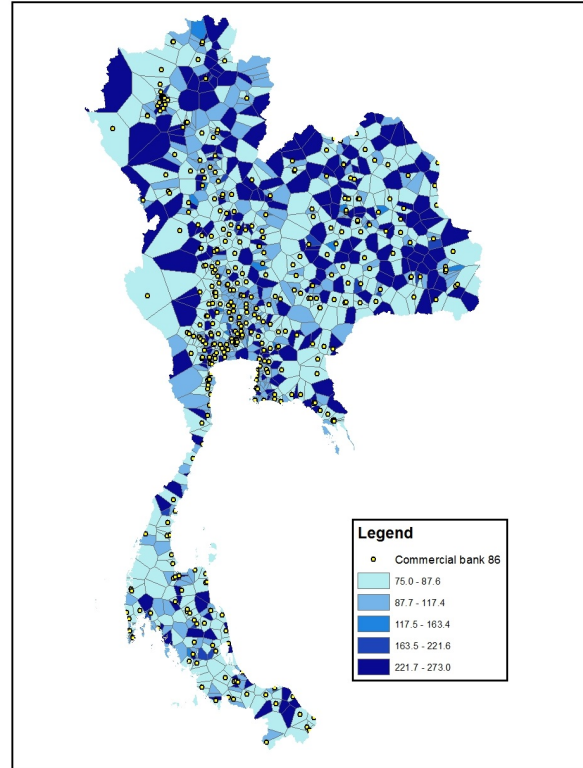
Note: The yellow dots represent the commercial bank locations in 1986. Panel A and B present the welfare change due to bank expansion and capital account liberalization, respectively. In both panels, darker colors refer to larger increase in welfare.

Figure 21: Simulated counterfactual welfare change due to bank expansion and capital account liberalization.

A. Workers' welfare change due to bank expansion

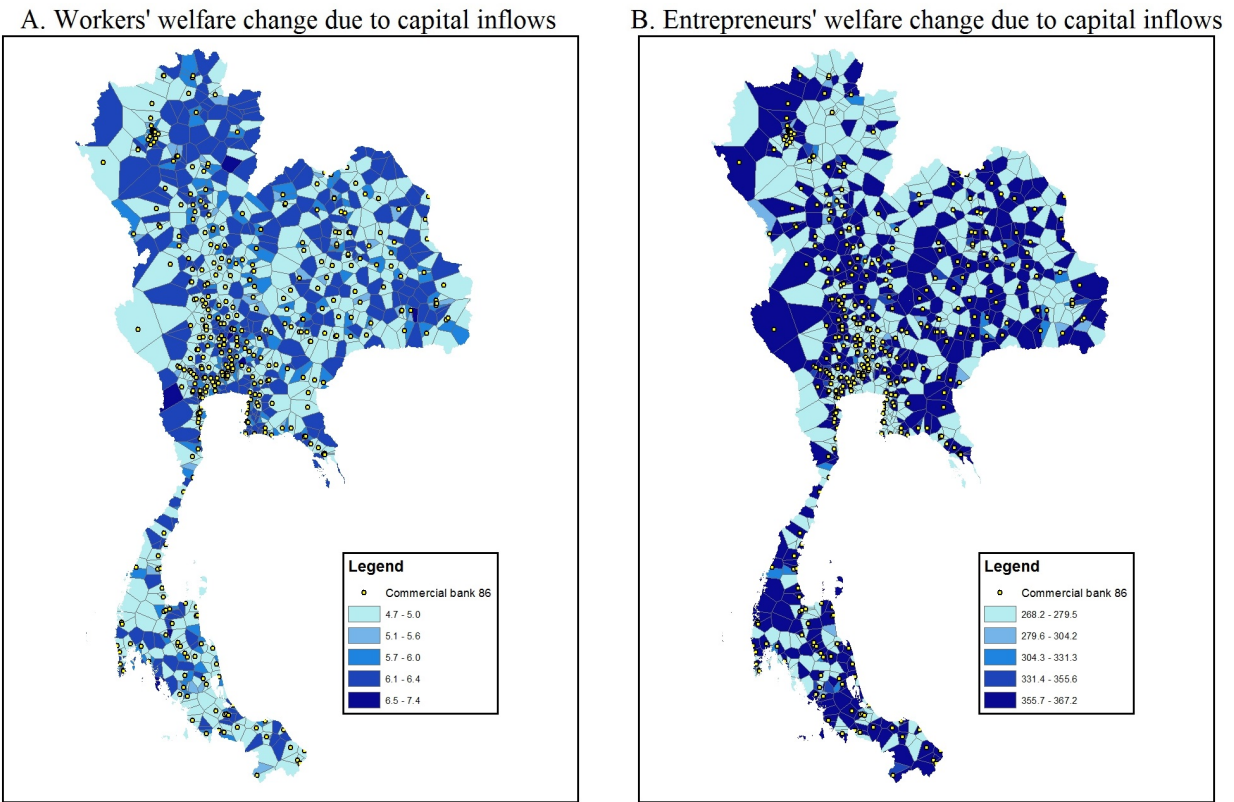


B. Entrepreneurs' welfare change due to bank expansion



Note: The yellow dots represent the commercial bank locations in 1986. Panel A and B present the welfare change for workers and entrepreneurs due to bank expansion. In both panels, darker colors refer to larger increase in welfare.

Figure 22: Simulated counterfactual welfare change for workers and entrepreneurs due to bank expansion.



Note: The yellow dots represent the commercial bank locations in 1986. Panel A and B present the welfare change for workers and entrepreneurs due to capital account liberalization. In both panels, darker colors refer to larger increase in welfare.

Figure 23: Simulated counterfactual welfare change for workers and entrepreneurs due to capital account liberalization.

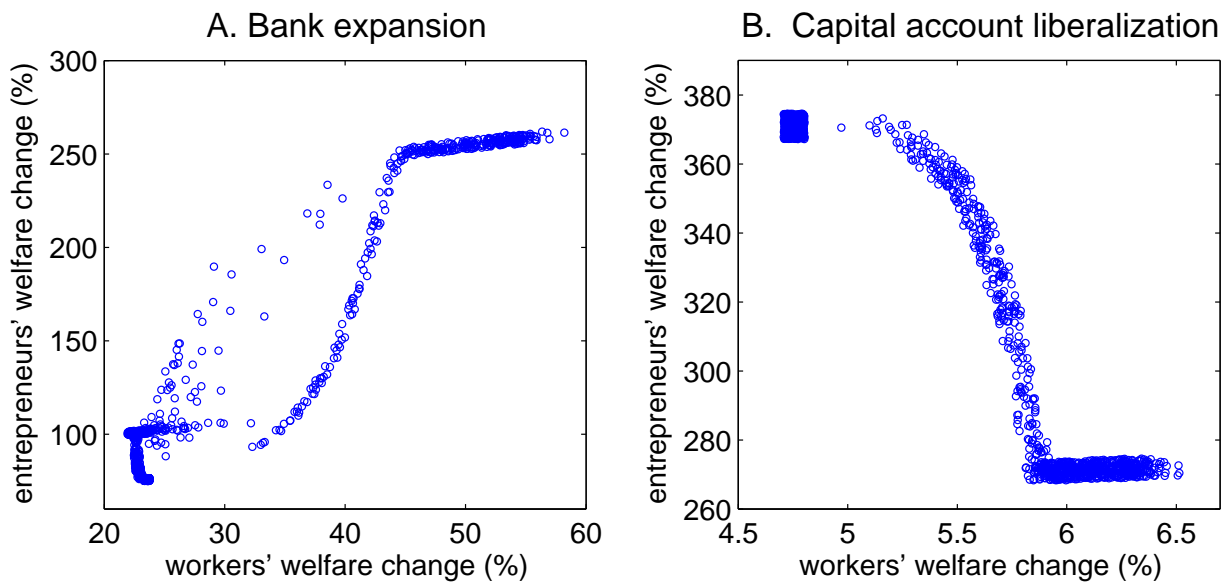
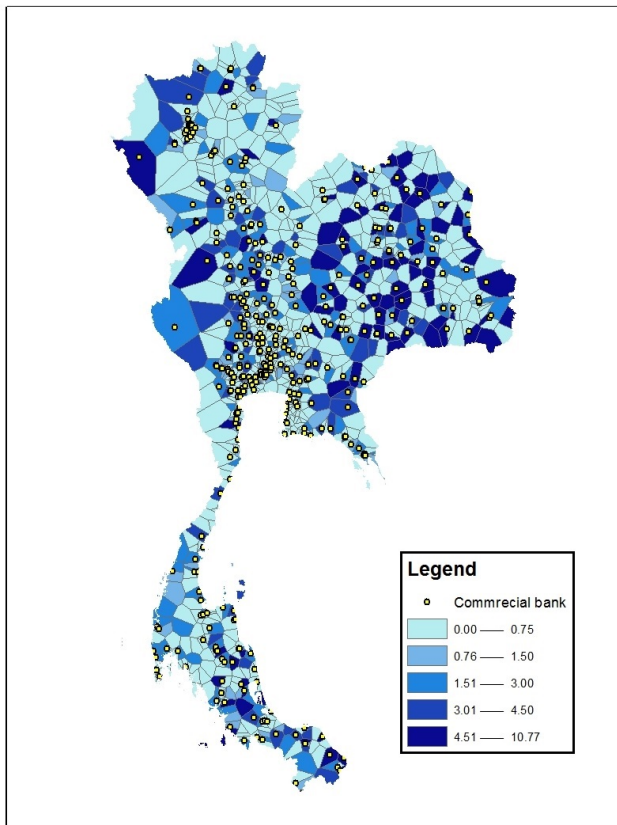
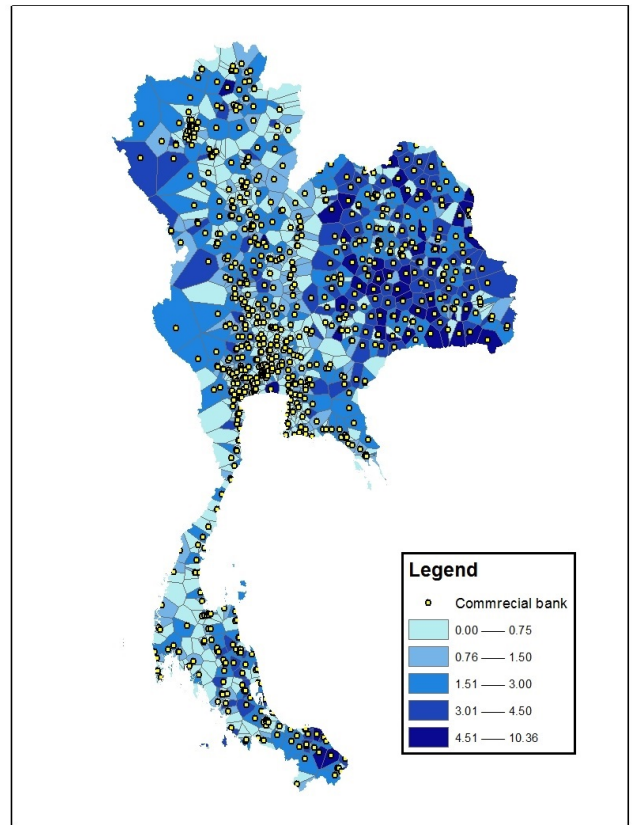


Figure 24: Simulated counterfactual welfare change for workers and entrepreneurs due to capital account liberalization and bank expansion (scatter plot).

A. Bank credit in 1986



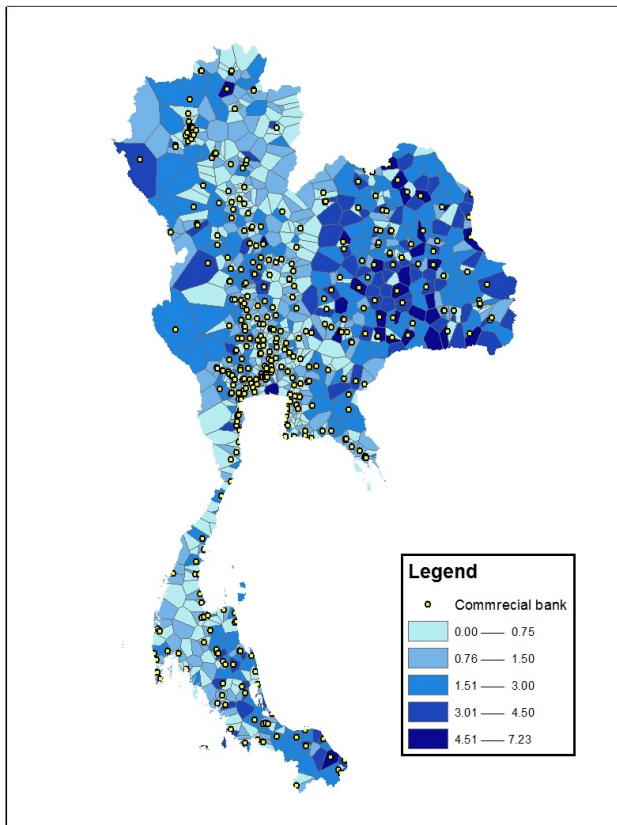
B. Bank credit in 1996



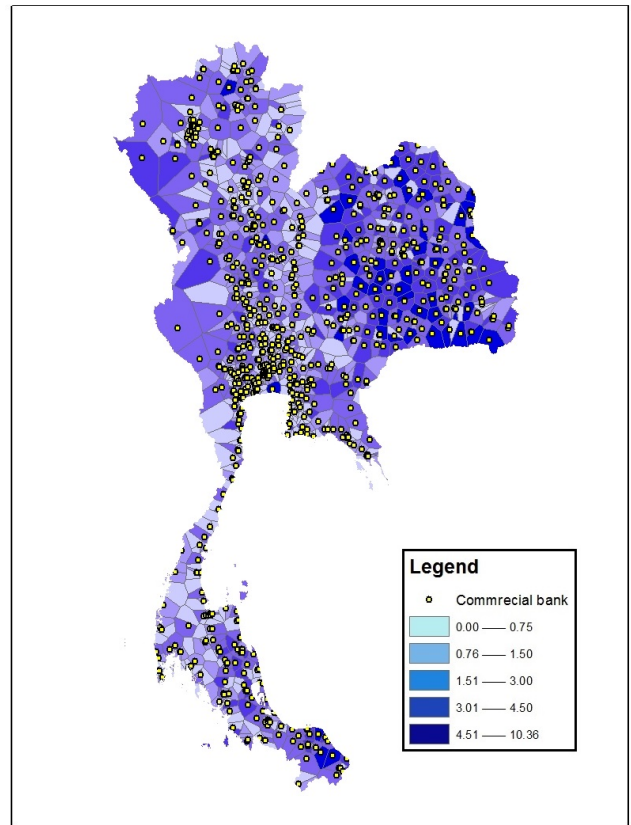
Note: The yellow dots represent the predicted bank locations. Panel A and B present the amount of bank credit at the market level in 1986 and 1996, respectively. In both panels, darker colors refer to higher levels of credit.

Figure 25: Simulated bank credit in 1986 and 1996.

A. Bank deposit in 1986

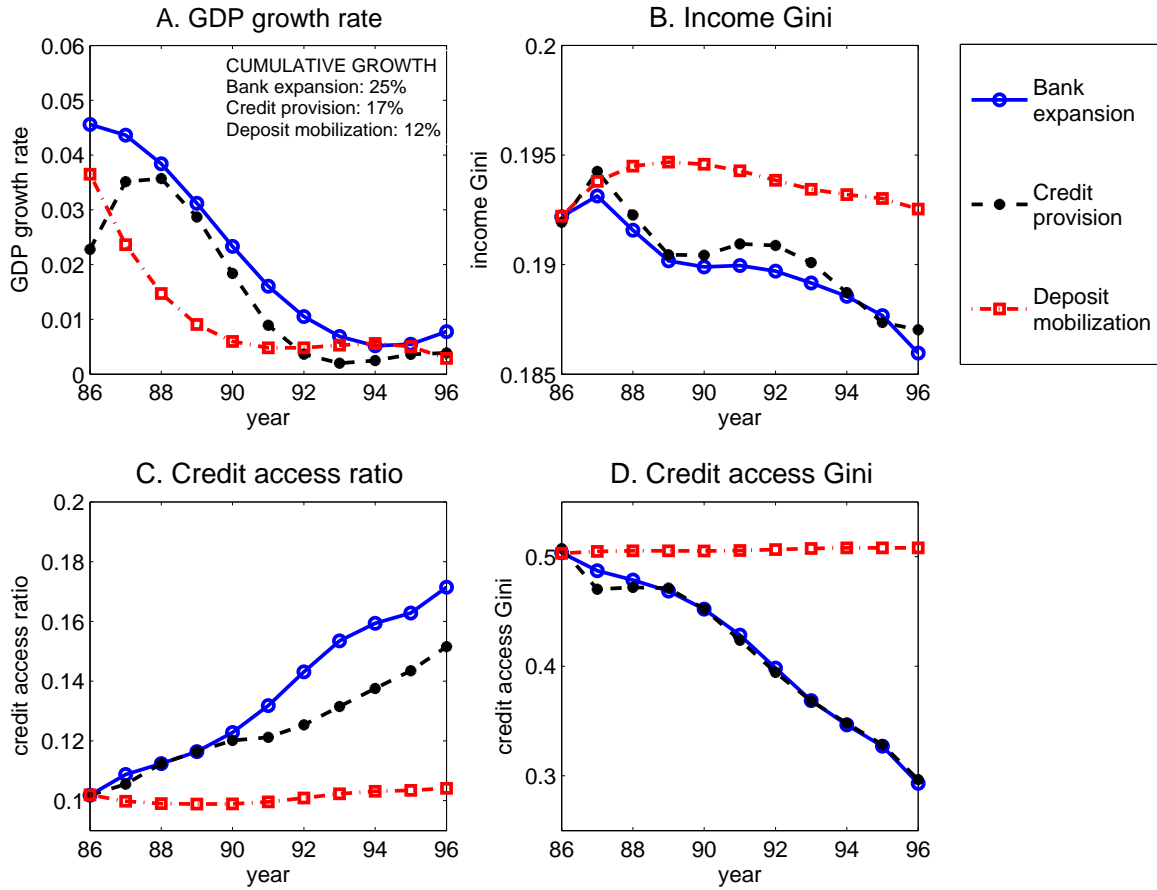


B. Bank deposit in 1996



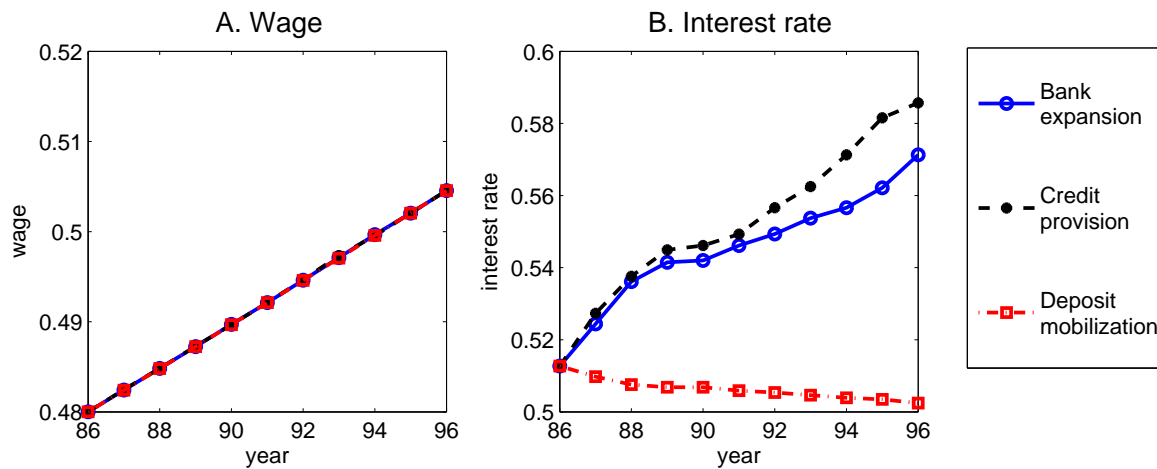
Note: The yellow dots represent the predicted bank locations. Panel A and B present the amount of bank deposit at the market level in 1986 and 1996, respectively. In both panels, darker colors refer to higher levels of deposit.

Figure 26: Simulated bank deposit in 1986 and 1996.



Note: The solid line represents the counterfactual of bank expansion with both credit provision and deposit mobilization channels at work. The dashed line represents the counterfactual with only credit provision, where the transaction fee is fixed at its 1986 value. The dash-dotted line represents the counterfactual with only deposit mobilization, where the credit entry cost is fixed at its 1986 value.

Figure 27: Quantifying the effects of credit provision and deposit mobilization.



Note: The solid line represents the counterfactual of bank expansion with both credit provision and deposit mobilization channels at work. The dashed line represents the counterfactual with only credit provision, where the transaction fee is fixed at its 1986 value. The dash-dotted line represents the counterfactual with only deposit mobilization, where the credit entry cost is fixed at its 1986 value.

Figure 28: The dynamics of wages and deposit rates in deposit mobilization and credit provision.

Table 1: Calibration of policy reform parameters

Parameters	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95
y_t	27	41	17	19	77	80	42	33	46	49
χ_t	7.7	7.5	6.6	5.0	3.4	3.9	6.7	4.3	3.3	2.5
CAPITAL INFLOW _t (% of GDP)	-0.8	2.2	6.1	8.2	13.0	10.7	8.4	8.6	13.1	9.5

Note: The data on net capital flows in each year come from the Bank of Thailand as reported in [Alba, Hernandez and Klingebiel \(1999\)](#). The data on interest rate spreads are from various issues of Financial Institutions and Markets in Thailand, published by Bank of Thailand. The branch location data are constructed using GIS (see section 2 for details).

Table 2: Calibration of model parameters

Target moments	Data	Model	Parameters
Occupation persistence	Figure 9, panel B		$\gamma = 0.352$
Average cash-to-wealth ratio	Figure 9, panel A		$s = 0.0051$
Average credit access ratio	0.105	0.102	$\eta = 1.1$
Credit access inequality	0.500	0.502	$\kappa = 0.45$
Fraction of entrepreneurs	0.15	0.14	$f_0 = 0.48$
Top 20% employment	0.722	0.720	$\rho = 4.7$
Average wealth	0.266	0.266	$q_w = 0.209$
Wage growth rate, 76-86	0.5%	0.5%	$g_f = 0.5\%$
Interest rate in 86	11.5%	11.5%	$\beta = 0.9$
Loan-to-collateral ratio, 95% quantile	20	20	$\lambda = 20$
Estimates from Paweenawat and Townsend (2014)			$\nu = 0.16$
Estimates from Paweenawat and Townsend (2014)			$\alpha = 0.33$
Estimates from Samphantharak and Townsend (2009)			$\delta = 0.08$

Table 3: Evaluation of financial reforms in partial equilibrium and general equilibrium.

		Welfare	GDP	Income	Credit Access	
		(%)	(%)	Gini	Ratio (%)	Gini
Baseline	GE	65.9	67.2	0.005	14.4	-0.213
	PE	87.3	92.0	0.032	14.9	-0.219
Capital liberalization	GE	42.1	32.8	0.025	5.6	-0.006
	PE	34.3	26.5	0.019	1.6	-0.005
Bank expansion	GE	24.0	24.9	-0.006	7.0	-0.210
	PE	52.2	56.3	0.011	7.4	-0.212
No reforms	GE	4.2	5.7	0.003	-0.5	0.001
	PE	4.3	5.4	0.002	-0.5	0.002

Note: In this table, we report the change in welfare, GDP, income inequality, and credit access conditions between 1986-1996 due to various policies in partial equilibrium and general equilibrium, respectively. The baseline simulation considers all reforms happened during this period together. The capital liberalization counterfactual simulates the reform with capital inflows and lower interest rate spread by fixing the number of commercial banks and BAAC at their initial values in 1986. The bank expansion counterfactual simulates the expansion of commercial banks and BAAC by fixing the interest rate spread and capital flows at their initial values in 1986. For each counterfactual simulation, we consider both general equilibrium with endogenously determined deposit rates and wages, and partial equilibrium in which deposit rates and wages are fixed at their initial values in 1986. All the variables of interest are calculated using their 1986 values as reference points. The welfare column reports the percent change in average welfare between 1986-1996. The GDP column reports the percent change in GDP between 1986-1996. The income Gini column reports the arithmetic difference in income Gini coefficient between 1986-1996. The columns for credit access ratio and credit access Gini report the arithmetic difference in credit access ratio and Gini coefficient between 1986-1996.

Table 4: Sensitivity analysis of the credit provision and deposit mobilization channels.

		Benchmark	Higher κ	Higher s
		$\kappa = 0.45, s = 0.0051$	$\kappa = 0.8$	$s = 0.01$
Credit provision	Increase in capital demand	42%	44%	41%
	% contribution in GDP growth	68%	80%	63%
Deposit mobilization	Increase in capital supply	7%	7%	10%
	% contribution in GDP growth	48%	32%	59%

Note: In this table, we report the contribution of the credit provision and the deposit mobilization channel to the increase in GDP caused by bank expansion between 1986-1996. We compute the % contribution in GDP growth for credit provision as the ratio of the cumulative GDP growth between 1986-1996 caused by the credit provision channel alone and by bank expansion (For example, for the benchmark case, the number 68% is obtained from $\frac{17\%}{25\%} = 68\%$). Similarly, we compute the % contribution in GDP growth for deposit mobilization using the cumulative GDP growth cause by the channel deposit mobilization alone. We also report the increase in capital demand in partial equilibrium (i.e., interest rates and wages are fixed at the 1986 level) caused by the channel of credit provision and the increase in capital supply caused by the channel of deposit mobilization between 1986-1996. Column 1 reports the benchmark case based on the calibrated parameters in Table 2. Column 2 reports the simulation results with higher initial inequality in credit entry costs, $\kappa = 0.8$ and column 3 reports the simulation results with higher initial inequality in transaction costs, $s = 0.01$.

Appendix

A Supplemental Information on Data

A.1 Road types

We estimate the average car travel speed for different types of roads in Thailand using GIS (see Table E.1). The speed information is used to estimate the car travel time along the road network between each pair of markets. For villages that are not located on any road, we assign them to the nearest road and calculate travel time based on the traveling speed of footpath, 15 km/hour.

A.2 Branch Locations

We obtain the village/tambon/municipal name of each branch location using Google map API. For those branches that can be matched directly to any village, the village's location, which is represented as point data in the GIS system, is used to proxy the branch's location. Branches that cannot be matched at the village level are matched to tambons and/or municipal districts (both are geo-units represented as polygon areas in the GIS system). They are assigned to road network intersections according to the following procedures:

- (i) For each branch, find the region within which the branch is located. In particular, if the branch is mapped to either a tambon or a municipal district, the polygon area of the tambon or the municipal district is considered as the associated region. If the branch is mapped to both a tambon and a municipal district, the overlapping area of the two polygons is considered as the associated region.
- (ii) For the entire economy, find all the road intersections.
- (iii) For each intersection, find all the roads that are connected to it. We assign a weight to each type of road as eight minus the road's code number (see Table E.1). Thus, for example, the highest level of road with code 1, has the highest weight 7. The weight of each intersection is calculated as the sum of all connecting roads' weights. The weights represent the relative importance of intersections in terms of connecting major roads.
- (iv) For each region defined in step (i), find all the branches that are belonged to the region. The location of the first branch opened in this region is assigned to the intersection with the highest weight, and the location of the second opened branch is assigned to the intersection with the second highest weight, and so on. We also require the branches opened by the same bank to be at least 500 meters apart from each other.

B Numerical Algorithm

In this appendix section, we present the numerical algorithm. In subsection B.1, we present the main algorithm that solves our model. As we discuss in section 5, the main algorithm includes approximations

of the bank's branch opening decisions and the agent's utility maximization problem. The latter is implemented in three stages. In stage 1, the agents' problem is solved by setting $\omega = 0.25$ in the Cobb-Douglas utility function. In stage 2, the agents' problem is solved using calibrated state-dependent $\omega(b, z, d)$. In stage 3, the agents' problem is solved using calibrated time-varying and market specific $\omega_t(b, z, n)$. In subsection B.2, we present the algorithm that solves ω s in stage 2 and stage 3.

B.1 Main Algorithm

The hardware we use to solve the model is a 32-core server, Dell PowerEdge R910. The main code is written in Matlab and the computationally intensive parts (including computing the evolution of distributions and the choice of branch locations) are written in C++ with parallelization. The number of wealth grids is set to be 500 on the support $[0, 10]$. We use 250 evenly divided wealth grids on $[0, 1]$ and $[1, 10]$, respectively, as the nonlinearity is large when wealth is small. The Pareto distribution is truncated at the value corresponding to the 99.5% cumulative distribution function. The number of talent grids is 20, evenly distributed on the support of the truncated Pareto distribution.

Starting in period $t_0 = 0$, we solve the problem in the following steps.

INITIALIZATION

- (1). Consider period $t = t_0$. Initialize the bank's branch locations in period t using the bank's branch locations in period $t - 1$ (i.e., no expansion).

BANK EXPANSION

- (2). Using the following subroutine to find the most profitable unbanked location n^* for opening a branch. For each market n_0 not yet having a branch in period t , suppose that a branch is opened, then:
 - (a) Compute the credit entry costs $\tilde{\phi}_t^n(n_0)$ and transaction costs $\tilde{\zeta}_t^n(n_0)$ in each market n .
 - (b) Guess the interest rate $\tilde{w}_t(n_0)$ using the bisection method.
 - (c) Guess the wage $\tilde{r}_t(n_0)$ using the bisection method.
 - (d) For each pair of (b, z) in each market n , solve agents' working-period problem (4.3-4.6) to maximize income, and obtain $\tilde{\delta}_t^n(b, z; n_0)$, $\tilde{g}_t^n(b, z; n_0)$, $\tilde{k}_t^n(b, z; n_0)$, and $\tilde{l}_t^n(b, z; n_0)$.
 - (e) For each pair of (b, z) in each market n , solve agents' leisure-period problem (5.2) to maximize utility, and obtain $\tilde{c}_t^n(b, z; n_0)$, $\tilde{N}_t^n(b, z; n_0)$, and $\tilde{m}_t^n(b, z; n_0)$.³⁹
 - (f) Compute aggregate capital supply and demand using distributions $h_t^n(b, z)_1$ and $h_t^n(b, z)_2$ and the computed policy functions. Check the capital market clearing condition (4.17).
 - If it is satisfied, go to step (g); otherwise, go to step (c).
 - (g) Compute aggregate labor supply and demand using distributions $h_t^n(b, z)_1$ and $h_t^n(b, z)_2$ and the computed policy functions. Check the capital market clearing condition (4.18).
 - If it is satisfied, go to step (h); otherwise, go to step (b).

³⁹Problem (5.2) is solved using different ω s in different stages of our approximation algorithm. The values of ω are chosen according to Appendix B.2.

- (h) Compute the bank's profit $\tilde{\Pi}_t(n_0)$ using equation (4.14).
- (3). Open a branch at $n^* = \operatorname{argmax}_{n_0} \tilde{\Pi}_t(n_0)$ in period t .
- (4). Repeat steps (2) – (3) y_t times, so that y_t branches are opened by the bank in period t .

TRANSITION TO $t + 1$

- (5). Based on the policy functions and equilibrium prices computed in the last iteration of step (3), using equation (4.19) to compute the joint distribution of agents' wealth and talent in each market n in period $t + 1$.
- (6). Set $t_0 = t_0 + 1$, and go to step (1).

B.2 Algorithm for Savings Rates Approximation

In this subsection, we present the algorithm that calibrates parameter values and the heterogeneous ω in stage 2 and 3.

B.2.1 Stage-2

- (1). Guess the average equilibrium interest rate \bar{r} and wage \bar{w} between 1986-1996, and the values of parameters $\gamma, s, \eta, \kappa, f_0, \rho, q_w, \beta$. The initial guess uses values from stage-1 simulation.
- (2). For each grid of talent z , wealth b , and travel time d^{40} , we solve problem (4.11) to obtain the savings rates, $\bar{s}(b, z, d)$. Note that the travel time affects the entrepreneurs' profit μ^c and the transaction fee ζ in problem (4.11). For each d , we initialize the value functions using $V(b, z) = \frac{b^{1-\sigma}}{1-\sigma}$, and do 40 iterations to get convergence in $V(b, z)$.
- (3). Calculate $\omega(b, z, d)$ using formula (5.5).
- (4). Calibrate parameters $\gamma, s, \eta, \kappa, f_0, \rho, q_w, \beta$ to match the moments presented in section 6. In this step, the model needs to be solved multiple times in order to match the moments. When solving the model, implement the main algorithm in subsection B.1 with step (e) being executed using $\omega(b, z, d)$ for agents of type (b, z) living in a market whose current travel time to the nearest bank branch is d .
- (5). Check if the calibrated parameters $\hat{\gamma}, \hat{s}, \hat{\eta}, \hat{\kappa}, \hat{f}_0, \hat{\rho}, \hat{q}_w, \hat{\beta}$ and the new average equilibrium prices \bar{r}', \bar{w}' , match the guess in step (1). If not, go to step (1) and form a new guess.

B.2.2 Stage-3

- (1). Guess the equilibrium prices $\{r_t, w_t\}_{t=0}^{t=T}$, bank locations $\{\Xi_t\}_{t=0}^{t=10}$, and the values of parameters $\gamma, s, \eta, \kappa, f_0, \rho, q_w, \beta$. The bank locations, capital flows, and interest rate spreads between $t = 10$ and $t = T$ are fixed at the values at $t = 10$. The initial guess uses values from stage-2 simulation. The simulation period in stage 1 and stage 2 is from $t = 0$ to $t = 10$, corresponding to the period between 1986-1996. In stage 3, we set $T = 50$ to ensure that the model economy will eventually reach the steady state.

⁴⁰We use 400 grids for travel time between 0 and 200 minutes. The grid length is 0.2 minute on $[0, 50]$, and 1 minute on $[51, 200]$.

- (2). In each market, we solve the value functions of problem (4.11) in steady state, $V_T(b, z; n)$, based on the steady-state prices $\{r_T, w_T\}$ and the branch locations at $t = 10$. We conduct 40 iterations to get convergence in $V_T(b, z; n)$.
- (3). Solve the value functions $\{V_t(b, z; n)\}_{t=0}^{t=T-1}$ and the savings rates $\{s_t(b, z; n)\}_{t=0}^{t=T-1}$ of problem (4.11) by doing backward induction.
- (4). Calculate $\omega_t(b, z; n)$ using a formula similar to (5.5).
- (5). Calibrate parameters $\gamma, s, \eta, \kappa, f_0, \rho, q_w, \beta$ to match the moments presented in section 6. In this step, the model needs to be solved multiple times in order to match the moments. When solving the model, implement the main algorithm in subsection B.1 with step (e) being executed using $\omega_t(b, z; n)$ for agents of type (b, z) living in market n .
- (6). Check if the calibrated parameters $\hat{\gamma}, \hat{s}, \hat{\eta}, \hat{\kappa}, \hat{f}_0, \hat{\rho}, \hat{q}_w, \hat{\beta}$ and the new equilibrium prices $\{r'_t, w'_t\}_{t=0}^{t=T}$, bank locations $\{\Xi'_t\}_{t=0}^{t=10}$, match the guess in step (1). If not, go to step (1) and form a new guess.

C Thai Financial Crisis

In this section, we check how the model performs after 1996, during the Thai financial crisis. Figure E.1 shows that our model predicts a larger drop in GDP during the Thai financial crisis 1997-1999. This is mainly caused by the withdraw of capital flows from 10% of GDP to 9% of GDP.

D Evaluation of the Goodness of Approximation

In this appendix section, we assess the goodness of the approximation algorithm that solves the bank's branch opening decisions detailed in subsection 5.1.

We conduct two semi-forward-looking experiments. In one experiment, we assume that the bank considers the information on future prices, distributions, and BAAC branch locations when choosing branch locations. In the other experiment, we assume that the bank not only considers the information in future periods but also its own actions in future periods when choosing branch locations. Because the second experiment involves solving an NP-hard combinatorial programming problem, we only solve the problems for provinces with a relatively small number of markets. We find that anticipating future prices, distributions, and BAAC branch locations would have little effect on the bank's branch opening decisions. Anticipating the bank's own action would have limited effect on the branch opening decisions in most provinces, but in some provinces, there is a relatively large difference.

D.1 Experiment 1

In the first experiment, we allow the bank to anticipate the equilibrium wage, interest rate, wealth distribution, and BAAC branch locations that would happen in the future when choosing branch locations. However, for tractability, we do not solve these equilibrium objects, instead we set their values according to the baseline simulation in section 6.2.

In this experiment, the bank is pseudo forward looking in the sense that it does not anticipate its own branch opening decisions in the future, from period $t + 1$ to period $T + 1$, when opening branches in period t . Therefore, the bank essentially maximizes (4.15) by choosing branch locations in period t , conditional on no future branch openings. By comparing the resulting branch opening decisions with our baseline simulation, this experiment checks how anticipation of future economic environment would change the branch locations.

Panel A of Figure E.2 plots the histogram for the difference in branch opening time between the bank in this experiment and the bank in our baseline approximation. It shows that in most locations, branch opening times are exactly consistent in the two simulations. In panel B, we report the histogram for the absolute discrepancy in branch opening time, averaged at the provincial level. In most provinces, the average discrepancy is smaller than 0.5 years.

Figure E.3 further illustrates that the small difference in branch opening decisions is mainly due to the anticipation of future BAAC locations. In Panel A, we allow the bank to anticipate future BAAC locations, but not equilibrium prices and distributions.⁴¹ In Panel B, we allow the bank to anticipate future equilibrium prices and distributions but not BAAC locations. The comparison shows that the major difference in branch opening decisions between the bank in experiment 1 and the bank in our baseline approximation is caused by future BAAC locations. The bank anticipating future BAAC locations is less likely to open a branch in a market if that market will be occupied by a BAAC branch in the near future, since half of the savings would be collected by the BAAC branch. By contrast, the bank in our baseline approximation may choose to open a branch there if the market generates highest profit in the current period.

In principle, whether BAAC branch locations could be anticipated should have a large effect on the bank's decision. However, this does not happen in our model because as argued by [Assuncao, Mityakovy and Townsend \(2012\)](#), BAAC and commercial banks presumably target different markets in Thailand. BAAC tends to open branches in rural regions to maximize financial access ratio, while commercial banks open branches in wealthy and populous regions to maximize profit.

Panel B implies that anticipating future equilibrium prices and distributions does not play a big role. Intuitively, the equilibrium prices would not have a big impact on branch choice since they arguably affect all markets altogether instead of making some markets more favorable for branch expansion.

D.2 Experiment 2

In this experiment, we allow the bank to anticipate both the future economic environment as it does in the first experiment, and the impact of its own future actions on the change of savings. That is, we consider a fully forward-looking bank making branch opening decisions. However, as we discuss in section 5, the optimal branch opening decisions are solutions to an NP-hard combinatorial programming problem, which is tractable only when the decision space is small. Therefore, we conduct our second experiment at the provincial level. Specifically, we solve the branch opening decisions for each province separately

⁴¹We assume that the bank uses the equilibrium prices and distributions in current period for all future periods when calculating profit.

while taking branches in other provinces as given. Then, we compare the difference in predicted branch locations between the bank in this experiment and the bank in our baseline approximation.

However, even at the provincial level, the problem is not tractable for some provinces due to the large number of possible combinations (see Table E.2). We therefore restrict our comparison to the 49 provinces with less than 1 million possible combinations. Figure E.4 presents the results. Panel A plots the histogram for the absolute discrepancy in branch opening time, averaged at the provincial level. It shows that anticipating the bank's own future branch openings does change the branch opening decisions in some markets. Our baseline approximation does not generate a very different prediction, because more than 60% of the provinces have the average discrepancy below 1 year.

Next we investigate whether the small difference in branch opening decisions between the bank in experiment 2 and the bank in our baseline approximation is driven by selection biases. The concern here is that we are only able to compute relatively small provinces with fewer than 1 million combinations. To check whether there is a systematic bias in average timing discrepancy, we plot the histogram of the number of combinations for provinces whose average timing discrepancy is less than 1 year and those with more than 1 year discrepancy, in panel B and panel C respectively. We do not detect a clear systematic bias as there are comparable big and small markets in both panels. In fact, the correlation between the number of combinations and the average timing discrepancy is -0.029 , which suggests that provinces with a larger number of combinations are more likely to be better approximated by our baseline algorithm.

E Intermediate Simulation Results

In this appendix, we report the simulation results for each step of the approximation algorithm that solves the agent's problem detailed in subsection 5.2.

TBA...

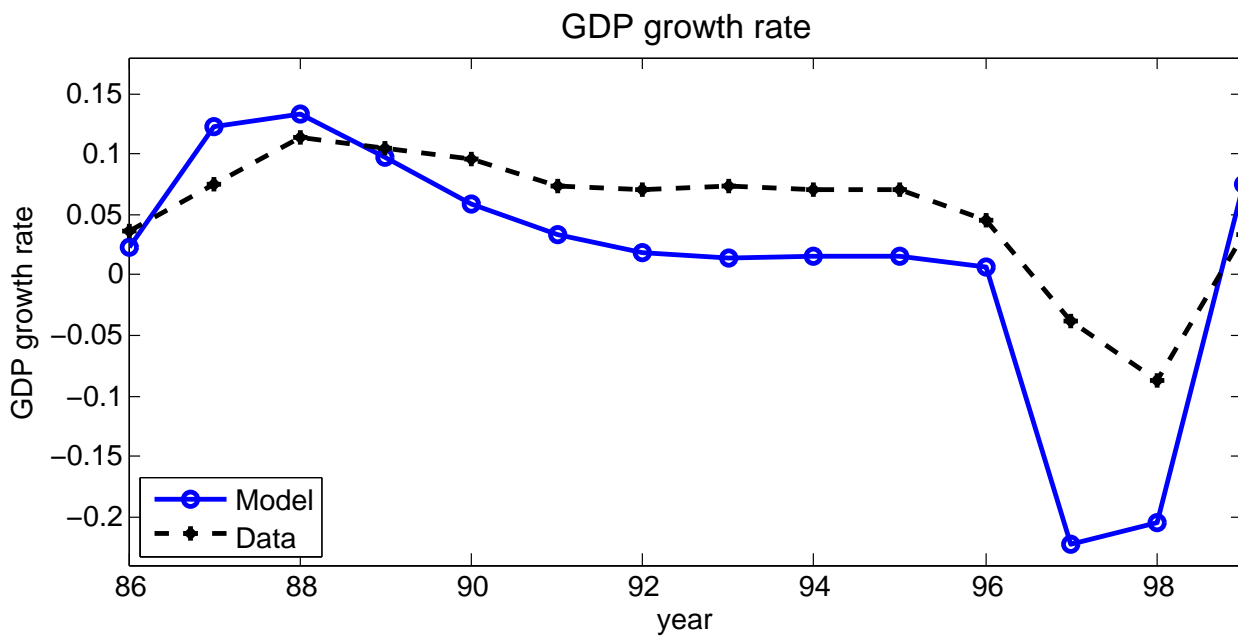
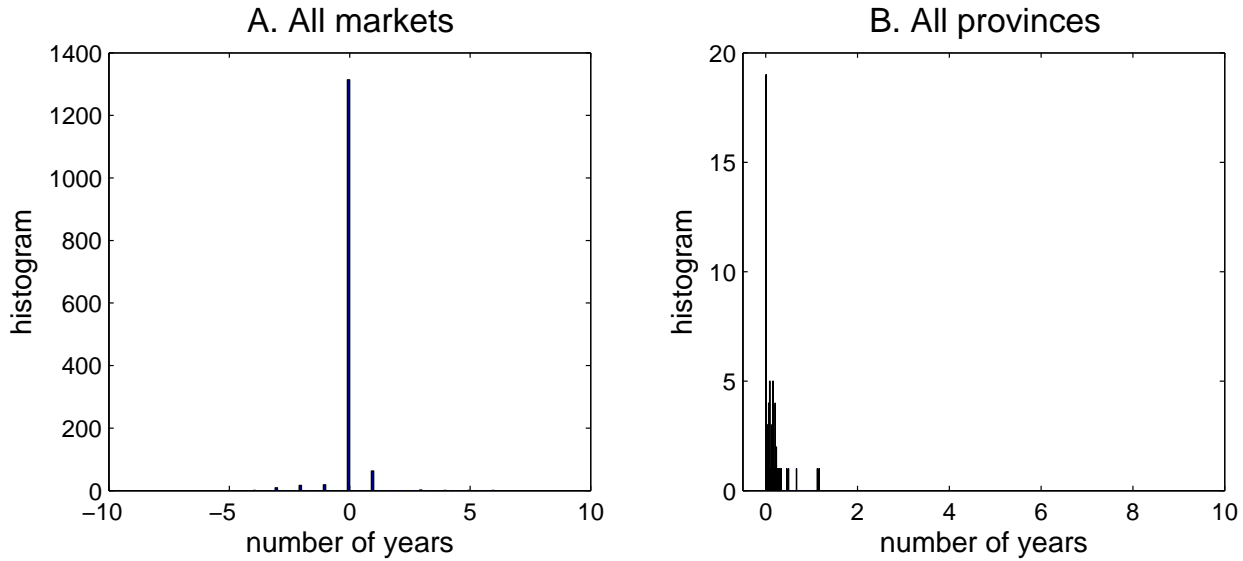
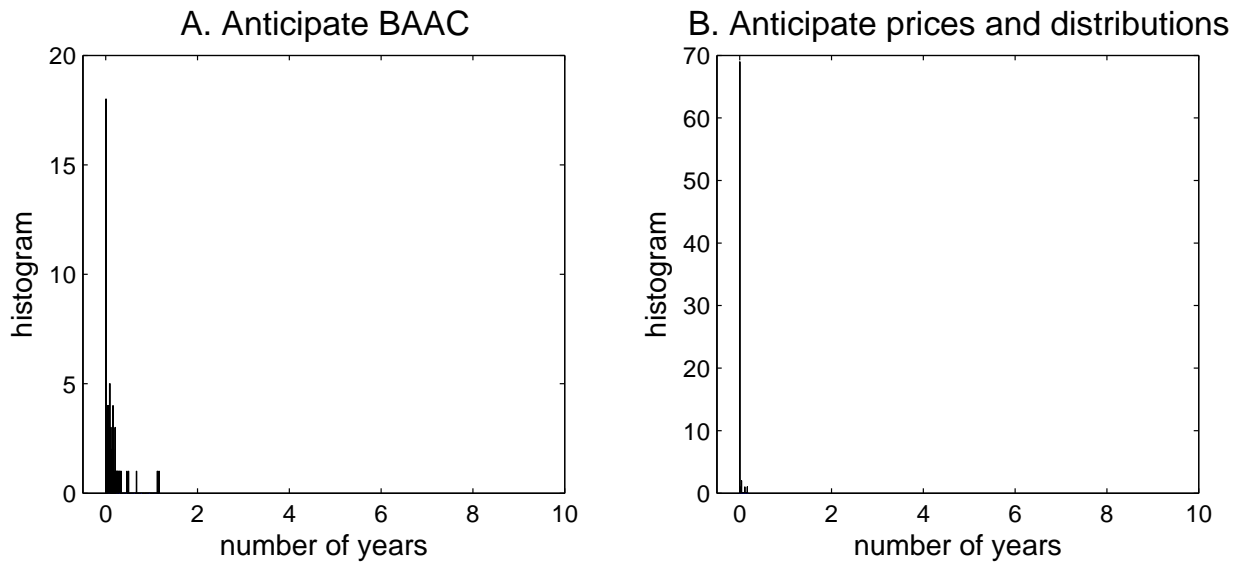


Figure E.1: GDP growth during the period 1986-1999.



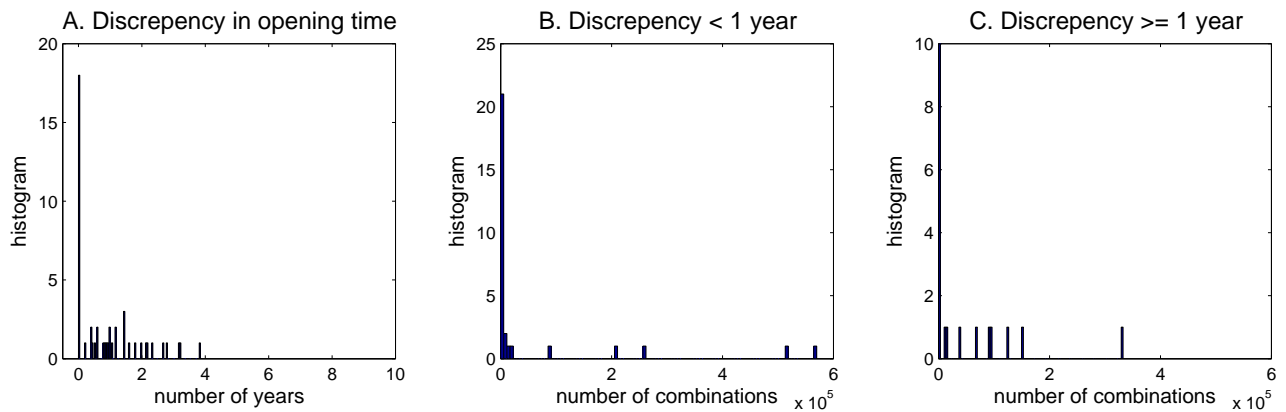
Note: This figure compares the difference in branch opening time between the bank in experiment 1 and the bank in our baseline approximation. In experiment 1, we allow the bank to anticipate the equilibrium wage, interest rate, wealth distribution, and BAAC branch locations that would happen in the future when choosing branch locations. Panel A plots the histogram of the difference in branch opening time between the bank in experiment 1 and the bank in our baseline approximation. It shows that in most locations, branch opening times are exactly consistent in the two simulations. Panel B plots the histogram of the absolute discrepancy in branch opening time, averaged at the provincial level. In most provinces, the average discrepancy is smaller than 0.5 years.

Figure E.2: Comparing the difference in branch opening decisions between the bank in experiment 1 and the bank in our baseline approximation.



Note: This figure separately considers the role of anticipating future BAAC locations and future equilibrium wage, interest rate, and wealth distribution. Panel A plots the histogram of the absolute discrepancy in branch opening time, averaged at the provincial level, between the bank anticipating future BAAC locations and the bank in our baseline approximation. Panel B plots the histogram of the absolute discrepancy in branch opening time, averaged at the provincial level, between the bank anticipating future equilibrium wage, interest rate, and wealth distribution and the bank in our baseline approximation.

Figure E.3: Comparing the difference in branch opening decisions between the bank in experiment 1 (two sub-experiment) and the bank in our baseline approximation.



Note: This figure compares the difference in branch opening time between the bank in experiment 2 and the bank in our baseline approximation. In experiment 2, we allow the bank to anticipate the equilibrium wage, interest rate, wealth distribution, BAAC branch locations, and its own branch opening decisions in the future, when choosing branch locations. We solve the combinatorial problem at the provincial level for provinces with fewer than 1 million possible combinations. Panel A plots the histogram of the absolute discrepancy in branch opening time, averaged at the provincial level. Panel B and panel C plot the histogram of the number of combinations for provinces whose average timing discrepancy is less than 1 year and those with more than 1 year discrepancy.

Figure E.4: Comparing the difference in branch opening decisions between the bank in experiment 2 and the bank in our baseline approximation.

Table E.1: Road type and the estimated average car travel speed

Code	Road type	Average speed (km/hour)
1	All weather: hard surface, two or more lanes wide	45
2	All weather: loose or light surface, two or more lanes wide	38
3	All weather: hard surface, one lane wide	38
4	All weather: loose or light surface, one lane wide	30
5	Fair or dry weather: loose surface	25
6	Cart track	20
7	Footpath, trail	15

Table E.2: The number of combinations at provincial level

Num. of combinations	Num. of provinces
<100	20
<10 ³	27
<10 ⁴	33
<10 ⁵	42
<10 ⁶	49
<10 ⁹	61
<10 ¹²	69
<10 ¹⁵	73
<10 ¹⁷	75

NBER WORKING PAPER SERIES

FINANCIAL CENTRALITY AND LIQUIDITY PROVISION

Arun G. Chandrasekhar
Robert Townsend
Juan Pablo Xandri

Working Paper 24406
<http://www.nber.org/papers/w24406>

NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH
1050 Massachusetts Avenue
Cambridge, MA 02138
March 2018

We thank Ben Golub, Matthew Jackson, and Juan Passadore for helpful discussions as well as seminar participants at NYU, Princeton, SAET Faro, Minnesota, MIT, and various other seminars and conferences. Chandrasekhar is grateful for support from the National Science Foundation GFRP and Townsend is grateful for support from the NICHD. The views expressed herein are those of the authors and do not necessarily reflect the views of the National Bureau of Economic Research.

NBER working papers are circulated for discussion and comment purposes. They have not been peer-reviewed or been subject to the review by the NBER Board of Directors that accompanies official NBER publications.

© 2018 by Arun G. Chandrasekhar, Robert Townsend, and Juan Pablo Xandri. All rights reserved. Short sections of text, not to exceed two paragraphs, may be quoted without explicit permission provided that full credit, including © notice, is given to the source.

Financial Centrality and Liquidity Provision

Arun G. Chandrasekhar, Robert Townsend, and Juan Pablo Xandri

NBER Working Paper No. 24406

March 2018

JEL No. D14,E44,G01,L14,O16

ABSTRACT

We study an endowment economy in which agents face income risk, as if uncertain returns on a portfolio, and agents can only make transfers in states when they are actively participating in the market. Besides income risk, agents also have limited and stochastic market access, with a probability distribution governed by an underlying social network. While network connections may serve to dissipate shocks, they may also provide obstacles to the sharing of risk, as when participation frictions are generated through the network.

We identify and quantify the value of key players in terms of whether they are likely to be able to smooth the resulting market participation risk and how valuable that smoothing would be when they are there. We define financial centrality in economic terms, given the model, as the ex ante marginal social value of injecting an infinitesimal amount of liquidity to the agent.

We show that the most financially central agents are not only those who trade often – as in standard network models – but are more likely to trade when there are few traders, when income risk is high, when income shocks are positively correlated, when attitudes toward risk are more sensitive in the aggregate, when there are distressed institutions, and when there are tail risks. We extend our framework to allow for endogenous market participation. Observational evidence from village risk sharing network data is consistent with our model.

Arun G. Chandrasekhar
Department of Economics
Stanford University
579 Serra Mall
Stanford, CA 94305
and NBER
arungc@stanford.edu

Juan Pablo Xandri
Department of Economics
Princeton University
Fisher Hall, Office 212
Princeton, NJ 08544
jxandri@princeton.edu

Robert Townsend
Department of Economics, E52-538
MIT
77 Massachusetts Avenue
Cambridge, MA 02139
and NBER
rtownsen@mit.edu

FINANCIAL CENTRALITY AND LIQUIDITY PROVISION

ARUN G. CHANDRASEKHAR[‡], ROBERT M. TOWNSEND[§], AND JUAN PABLO XANDRI^{*}

ABSTRACT. We study an endowment economy in which agents face income risk, as if uncertain returns on a portfolio, and agents can only make transfers in states when they are actively participating in the market. Besides income risk, agents also have limited and stochastic market access, with a probability distribution governed by an underlying social network. While network connections may serve to dissipate shocks, they may also provide obstacles to the sharing of risk, as when participation frictions are generated through the network.

We identify and quantify the value of key players in terms of whether they are likely to be able to smooth the resulting market participation risk and how valuable that smoothing would be when they are there. We define *financial centrality* in economic terms, given the model, as the ex ante marginal social value of injecting an infinitesimal amount of liquidity to the agent.

We show that the most financially central agents are not only those who trade often -- as in standard network models -- but are more likely to trade when there are few traders, when income risk is high, when income shocks are positively correlated, when attitudes toward risk are more sensitive in the aggregate, when there are distressed institutions, and when there are tail risks. We extend our framework to allow for endogenous market participation. Observational evidence from village risk sharing network data is consistent with our model.

JEL CLASSIFICATION CODES: D14, E44, G01, L14, O16

KEYWORDS: Financial networks, networks, market participation, liquidity injection

1. INTRODUCTION

We focus on a measure of financial centrality and the identification of key players in financial markets in environments in which disruptions to markets take the form of shocks to market participation.

These shocks are consistent with the foundations of several types of models that are widely used to think about financial markets. The first class of models include search frictions with bilateral and stochastic matching as in [Duffie et al. \(2005\)](#), and, in particular, directed search models in which subsets of agents group together facing a tradeoff between offers and matching

Date: March 15, 2018.

We thank Ben Golub, Matthew Jackson, and Juan Passadore for helpful discussions as well as seminar participants at NYU, Princeton, SAET Faro, Minnesota, MIT, and various other seminars and conferences. Chandrasekhar is grateful for support from the National Science Foundation GFRP and Townsend is grateful for support from the NICHD.

[‡]Stanford University. Email: arungc@stanford.edu.

[§]Massachusetts Institute of Technology. Email: rtownsen@mit.edu.

^{*}Princeton University. Email: jxandri@princeton.edu.

rates as in [Armenter and Lester \(2015\)](#). The second class of models include market participation models used in finance and monetary economics, in particular, when the number and composition of traders who can deal with one another is stochastic as in [Kiyotaki and Wright \(1989\)](#), [Trejos and Wright \(1995\)](#), [Freeman \(1996\)](#) and [Green and Zhou \(2002\)](#), [Santos and Woodford \(1997\)](#). We focus especially on the resulting risk of thin markets, as this is a particular concern to the traders individually and to overall social welfare. Putting this another way, we focus not only on liquidity shocks but also insurance against them. Broker dealers are such key traders in the private sector, as in [Cocco et al. \(2009\)](#) where relationships among dealers with less correlated shocks allows insurance against shortage of funds in the reserve maintenance period.

Much of the financial network literature posits unanticipated shocks which can hit the balance sheet of selected traders ex-post and focuses how these adverse shocks may spread through the financial system via the network. Empirical studies on such networks include [Upper and Worms \(2004\)](#), [Bech and Atalay \(2010\)](#), [Boss et al. \(2004\)](#), [Cohen-Cole et al. \(2013\)](#), [Craig and Von Peter \(2014\)](#), [Cont et al. \(2013\)](#), [Langfield et al. \(2014\)](#), [Jaramillo \(2012\)](#), and others. The economic and/or network theory is developed in [Allen and Gale \(2000\)](#), [Freixas et al. \(2000\)](#) and [Eisenberg and Noe \(2001\)](#), and more recently in [Gai and Kapadia \(2010\)](#), [Battiston et al. \(2012\)](#), [Acemoglu et al. \(2015\)](#), and [Elliott et al. \(2014\)](#). See [Allen and Babus \(2009\)](#) and [Summer \(2013\)](#) for surveys.

Many of the papers in this literature, motivated by the financial crisis, are concerned with how the pattern of connections and obligations across banks could induce contagion. In this sense interconnectedness is viewed as problematic and indeed financial systems are being regulated accordingly, identifying institutions regarded as systematically important and implementing requirements that have the intent of limiting their size and/or limiting the exposure of the market to them, as in risk capital and liquidity ratios. But as [Summer \(2013\)](#) notes, many of the models of this literature miss the intuition provided by the standard risk sharing model. A shock to a highly interconnected system might be more easily dissipated because it can be absorbed by more parties ([Acemoglu et al., 2010](#); [Elliott et al., 2014](#)). This idea was key in the original work of [Allen and Gale \(2000\)](#); when they allow a complete contract structure, they do not get contagion, as they note. Thus the actual network of exposures may be conducive to the sharing of idiosyncratic risk.

On the other hand, depending on how it is modeled, the network structure may provide an obstacle to risk-sharing and leave agents exposed ([Ambrus et al., 2010](#)). Indeed in key examples, we link the network structure to the way stochastic market participation shocks are generated. We can then distinguish across institutions or traders by their position in a network, and we show that financial centrality matters. However, our notion of ex-ante financial centrality, associated with a constrained Pareto outcome in the face of these market shocks, is different from the typical graph-theoretic definitions of network centrality and those implemented in the empirical literature. For us degree centrality, eigenvalue centrality, betweenness, closeness, and other measures of network centrality are potentially different from the correct measure of

financial centrality in our risk sharing environment. For example, degree centrality matters less if being in such a central position and likely to be in the market means that it brings many others to the market at the same time. Likewise, if market participation is limited, key players are those that bring liquidity to the market, that is, are those who are likely to be around precisely when the the number of traders is small.

More specifically, as trade is inherently limited by participation frictions, idiosyncratic shocks do not typically net to zero. Thus there can be considerable market risk: idiosyncratic shocks are a source of aggregate risk, especially when markets are thin. Hence, the value of a trader has to do with being around to mitigate this risk, being able to trade with others at key times. Concavity is key for us as individuals and societies are risk averse and hence care about this risk ex-ante. As a result, we show that our measure of financial centrality features risk aversion, prudence, and the coefficient of variation of income. We then identify and quantify value of key players in terms of whether they are likely to be able to smooth the resulting market participation risk and how valuable that smoothing would be when they are there.

The centralized planning problem that delivers Pareto optimal allocations is the problem of maximizing a Pareto weighted sum of ex-ante expected utilities subject to shock contingent resource and to market participation constraints. Financial centrality of an agent i is then the increment in ex ante social value, an increase in the objective function of planner, derived from injecting liquidity to i ex-ante – that is,

$$FC_i := \text{Marginal Social Value of giving } \epsilon > 0 \text{ to } i \text{ whenever she can trade.}$$

The first order conditions with respect to this liquidity epsilon, when ϵ is driven to zero, is then the value of liquidity and the correct measure of financial centrality of each trader i . It is, again, the expectation of the joint product of the value of liquidity as the shadow price in the resource constraint and the participation indicator of that player i .

We generalize the results to incorporate heterogeneity in ex-ante Pareto weights, heterogeneity in means and in variances of liquidity shocks, correlation across shocks, and differential risk aversion. We also allow all agents to see in advance an aggregate shock that contains information about both market participation and income risk. This serves as a reduced form way to capture that fact that the importance of a player can depends on aggregate market conditions. To summarize results in this more general context, the most financially central agents are those who trade often; are more likely to trade when there are few traders; more likely to trade when income risk is high, and income shocks are positively correlated; more like to trade when attitudes towards risk are more sensitive in the aggregate (high average risk aversion); more likely to trade with “distressed” institutions; and trade when there are tail risk, macro shocks which co-determine both income and risk characteristics but also limited participation -- a shock to cross sectional dispersion, spirit of Lehman type events.

We also consider a Walrasian, decentralized interpretation of our measure of financial centrality. In an ex-ante securities market, agents will buy and sell claims to receive and give

income transfers contingent on subsequent market participation shocks and contingent on subsequent income draws for those in a market. In equilibrium prices of securities will be such that net excess demand for securities is zero. These Arrow Debreu securities are priced by the Lagrange multiplier on the resources constraint or, roughly, by the marginal utility of consumption. Thus we can determine the value of a bundled-security associated with the name of the trader i as a security paying off one unit whenever i is in the market. All agents can buy and sell these security bundles, and they have prices which correspond to the expected product of i being in the market and the shadow price of resources at those times. Hence this is fully equivalent with the measure of financial centrality we described earlier.

More generally Pareto weights of traders can differ. The preceding discussion was normative: we had considered how a planner with given preferences should measure the relative importance of increasing the endowment of agents whenever they are able to trade. We then turn to an alternative, positive approach. We study whether in some feasible, standard solution concepts, agents with higher centrality get rewarded with higher consumption. In a model with CARA utility and Gaussian shocks, this translate into having a higher Pareto weight in the planner's representation of the consumption allocation. We show that if the solution concept is Nash bargaining, then there is a positive linear relationship between the Pareto weight of an agent in the planner's problem and her financial centrality measure. Similarly, with Kalai-Smorodinsky bargaining, we show that the representing Pareto weights depends on the aforementioned market thickness terms that affect financial centrality (such as market size when the trader is present, volatility, and so on).

We apply this perspective to the data. In an observational analysis, we investigate whether there is empirical content in our theoretical approach. Using the Townsend Thai village data with a panel over 15 years, we look at 338 households across 16 villages where we have detailed data on consumption, income, and transactions across villagers. We use whether a household has reported making or receiving a transfer to any other household in a given month as a measure of being active in the network in a given period. Our positive analysis under Nash or Kalai-Smorodinsky bargaining suggest that those who participate when the market is thin (few active trader, greater volatility) should receive higher Pareto weights in the planner's representation. We use the panel to estimate a household fixed-effect of consumption to estimate a monotonically increasing function of the Pareto weight. We then regress this fixed effect on variables that capture whether the market has few traders in months when the household is active and whether the market has more income volatility when the household is active. We show that, indeed, a one standard deviation increase in market thinness by either measure corresponds to roughly a 0.1 standard deviation increase in the consumption fixed effect, which is consistent with the theory.

For the most part, we take as given the exogenous stochastic process which operates through networks to generate market participation shocks. In this sense our markets and the observed linked, networked structures are exogenous. We also make the assumption of independence between income shocks and market participation shocks, mainly for pedagogy, in order to

separate two distinct effects that a liquidity injection may have on social welfare. However we show how we can make market participation endogenous, yet retain in the centrality formula the earlier results, but also add to the formula this new, endogeneity part. So there are two pieces. The first, which we dub the *risk sharing effect*, measures how an additional dollar given to agent i propagates through the economy, taking the market participation process as given. The second effect, which we call the *participation effect*, measures how giving an additional dollar to agent i changes the (endogenous) participation decision by all agents in the economy.

For the participation effect, there is a related literature. Chang and Zhang (2016) develops a dynamic model of network formation in over-the-counter markets in which traders choose with whom to connect as well as whether to remain active in each period. Traders with higher trading needs optimally choose to match with traders with lower needs for trade, and this endogenously generates a core-periphery market structure. Other papers with endogenous network formation include Babus (2016), Franklin et al. (2009), Hojman and Szeidl (2008), Gale and Kariv (2007) and Farboodi (2015). See Jackson (2008) for a review.

To understand the participation effect in our model in greater detail, consider the following pedagogical example. Suppose every individual first gets a signal about the income draws (both hers and of other agents in the economy) before income is realized. Then, given the signal, the agent decides whether or not to access the market at some fixed cost. The endogenous choices of the agents to participate will correlate participation with income draws. We show in a general environment with endogenous market participation, how to characterize financial centrality. It remains the same as with exogenous participation, plus an extra term. This extra term weights, by percent change in the market participation decision of each agent, the Pareto-weighted utilities of all agents. Essentially, taking endogenous participation into account makes an agent more central if the liquidity injection to the agent corresponds to an increase in participation configurations where more valuable agents enter the market.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 2 presents the baseline environment. We define our notion of financial centrality in Section 3. Section 4 computes financial centrality under our core assumptions. We extend our environment in five ways, allowing for heterogeneous endowment distributions, heterogeneous preferences, correlated market participation and income draws, and heterogeneous Pareto weights in Section 5 and we compute financial centrality in each case. Section 6 then extends our environment to one in which agents endogenously choose to participate, as until now the model has maintained an exogenous participation process. We explore several stylized market formation processes in Section 7. In Section 8 turns to a positive analysis of the determination of Pareto weights in the planner's representation of the consumption allocation. We study Nash bargaining and Kalai-Smorodinsky bargaining solution concepts to show that agents with higher centrality get rewarded with higher consumption. We then turn to the Townsend Thai data to demonstrate (observational) patterns in the data that are consistent with our framework in Section 9. In Section 10, we study two extensions that depart from the centralized market perspective we have considered previously.

First, we look at the case of having multiple segmented markets and second, we study financial centrality when the consumption is not allocated by the planner. Section 11 is a conclusion.

2. ENVIRONMENT

2.1. Setup. We consider an endowment economy with a set $I = \{1, \dots, n\}$ of agents and one good. We study a one period economy, but this can be easily generalize to multiple periods. Agents face idiosyncratic income risk, where $y = (y_1, \dots, y_n)$ denotes the vector of income realizations for all agents in the economy, which we assume are drawn from some distribution $F(y)$. In most applications, we will assume income draws are independent across agents, but this needs not be the case. Let $\mu_i = \mathbb{E}(y_i)$ and $\sigma_i^2 = \mathbb{E}(y_i - \mu_i)^2$. Agents have expected utility preferences, with utility function $u_i(c_i)$, which we assume to be strictly increasing, strictly concave, and sufficiently smooth (i.e., all derivatives exist). We will also assume that $u'''(c) > 0$, making agents prudent. Risk aversion can vary with wealth.

The leading example in this paper (as in much of the finance literature) is an environment with CARA preferences and Gaussian income shocks:

$$u_i(c_i) = -r_i^{-1} \exp(-r_i c_i) \text{ and } y \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma).$$

This parametrization will prove useful to obtain closed form expressions in Section 5.

The only point of departure with the usual risk sharing environment is on trading opportunities, or *market participation*. Not every agent is present in the market in every state; only a random set of agents gets access to the market, which can be thought of as a meeting place where they can trade. If agents don't have access to this market, they are in autarky and have to consume their endowment.¹

Formally, let $\zeta \in \{0, 1\}^n$ be the market participation vector, which we model as a shock to the consumption set of agents. That is, if $\zeta_i = 0$ then $c_i = y_i$. However, if $\zeta_i = 1$, then consumption and income do not have to coincide as agents can make transfers at such states. The relevant state, in the Arrow and Debreu sense of enumerating all shocks and indexing the commodity space by them, is then $s = (y, \zeta) \in S := \mathbb{R}_+^n \times \{0, 1\}^n$. A *feasible consumption allocation* is a function $c(s) = (c_i(s))_{i \in I}$ such that, for every $s = (y, \zeta)$, $c_i(s) = y_i$ whenever $\zeta_i = 0$ and it is resource feasible: i.e., $\sum_i \zeta_i c_i \leq \sum_i \zeta_i y_i$ for all s .

State s is drawn from a probability distribution $P(y, \zeta)$ which is common knowledge among agents, and we assume it to be discrete for most proofs, for expositional simplicity. This is a primitive of our baseline environment, which models, in reduced form, the market participation process, be it as in classical search models (as in Duffie et al. (2005)), directed search (as in Armenter and Lester (2015)), or random matching (as in Kiyotaki and Wright (1989); Trejos and Wright (1995), etc). Our baseline model will assume that market participation is drawn independently from the income distribution (i.e., $y \perp \zeta$). However, we generalize this in Section 6.

¹In Section 10 we explore a model with several segmented markets, and show how to map all of the results of this special model to the general case.

Suppose the optimum can be determined as if there were a “planner” who tries to choose among resource feasible allocations to maximize a linear welfare functional, with Pareto weights vector $\lambda \in \mathbb{R}_+^n$, effectively choosing $c(s)$ to solve:

$$(2.1) \quad V := \max_{(c_i(\cdot))_{i=1,\dots,n}} \mathbb{E}_s \left\{ \sum_{i=1}^n \lambda_i u_i [c_i(s)] \right\}$$

subject to

$$(2.2) \quad \sum_{i=1}^n \zeta_i c_i(s) \leq \sum_{i=1}^n \zeta_i y_i(s) \text{ for all } (y, \zeta)$$

and

$$c_i(s) = y_i \text{ for all } s = (y, \zeta) : \zeta_i = 0.$$

2.2. Discussion. Our basic environment is easily generalized, so the model is more applicable than might seem a priori. First of all, we can index by time, with long or even infinite horizon. We can entertain Markov process on shocks. Our timeline can be divided into sub-periods: traders meet in a market for two or more periods before the next market participation draw (and we allow both implementation via bilateral links of a multi-person outcome as well as borrowing and lending with risk contingencies within the longer period). We are featuring one good but we can easily generalize the notation and allow commodity vectors over goods. Then there would be a sequence of resource constraints (market clearing), one for each good; utility functions still strictly concave though. Likewise we can reinterpret goods as securities, endowments as portfolios, and derive the marginal liquidity valuations for each asset separately, one at time, for each trader i . Trivially, our setting could be partial equilibrium with prices of all goods, or assets, fixed outside, as in a small open economy, one market at a time, or one village at a time. In this case value functions would be strictly concave over a selected numeraire good, taking outside prices as given. Finally its easy to allow preference shocks rather than endowment shocks.

Though dynamics could easily be incorporated throughout most of the paper, we spare the reader the requisite notation. In particular we would have to keep track of histories when we endogenize market participation, in Section 6.

3. FINANCIAL CENTRALITY

3.1. Centrality as the Marginal Value of Liquidity. We consider a thought experiment: increasing the endowment of a subset of agents $J \subseteq I$, across all values of income, whenever they can trade. That is, the policy consists of offering a “credit line” but really a transfer, contingent only on participation and without any repayment obligations,. More formally, $t = (t_j)_{j \in J} \geq 0$ changes the income process for agent $j \in J$ to $\hat{y}_j(s) = y_j + \zeta_j t_j$ for all $s = (\zeta, y)$. This is a commitment to a named trader j without knowing what situation the trader will be in. The planner has $T > 0$ units of consumption to finance these transfers.

If $V(t)$ is the maximization problem's value function, with income process $y_j = \hat{y}_j$, the planner would choose $t = (t_j)_{j \in J} \geq 0$ to solve

$$(3.1) \quad \max_{t \in \mathbb{R}_+^{\#J}} V(t) \text{ s.t. } \sum_{i \in J} t_j \leq T.$$

Note that $V(t)$ here is a general value function, which could come from the corresponding to the solution V of program (2.1), but this not required. We can define financial centrality generally in this way.

Definition 3.1. We define *financial centrality* of agent $i \in I$ as

$$FC_i := \frac{\partial V(t)}{\partial t_i} \Big|_{t=0},$$

i.e., the increment in value for the planner of providing liquidity to agent i whenever she can trade.

The next proposition is one of the main arguments to use financial centrality as the relevant relative importance measure of providing liquidity to each agent in the margin.

Proposition 3.1. *Suppose $V(\cdot)$ is concave and differentiable at $t = 0$. Moreover, suppose $\exists i \in J$ such that $FC_i > FC_j$ for all $j \in J \sim \{i\}$. Then, there exist $\hat{T}_J > 0$ such that if $T \leq \hat{T}_J$ the unique solution $t^* = (t_j^*)_{j \in J}$ to program (3.1) is $t_i^* = T$ and $t_j^* = 0$ for all $j \in J \sim \{i\}$.*

The intuition behind Proposition 3.1 relies on the fact that if V is differentiable at $t = 0$, then it is approximately a linear function, and hence it is locally maximized by allocating all the resources to the agent with highest marginal value, given by our notion of financial centrality.

Proof. See Appendix A. □

We next develop a useful formulation of financial centrality, in terms of the multipliers of the maximization problem in 2.1. Let $\hat{q}(y, \zeta)$ be the Lagrange multiplier for the first condition, and define an auxiliary useful multiplier vector

$$(3.2) \quad q(y, \zeta) : \hat{q}(y, \zeta) := q(y, \zeta) P(y, \zeta),$$

and let $\gamma_i(s)$ be the corresponding Lagrange multiplier for the non negativity constraint $c_i \geq 0$. The Lagrangian for 2.1 is then

$$(3.3) \quad \mathcal{L} = \mathbb{E}_s \left\{ \sum_{i \in I} \lambda_i u_i [c_i(s)] + q(s) \zeta_i [y_i - c_i(s)] + \gamma_i(s) c_i(s) \right\}$$

In the baseline model, we assume market participation is independent from income draws. In this case, financial centrality can be expressed using the envelope theorem on program 2.1.

Proposition 3.2. *Suppose $\zeta \perp y$, and let $q(s)$ and $\gamma_i(s)$ be the multipliers of Lagrangian 3.3 for Program 2.1. If for all $i \in I$ and $s \in S$ we have $c_i(s) > 0$ whenever $\zeta_i = 1$, then*

$$(3.4) \quad FC_i = \mathbb{E}_s \{ \zeta_i q(s) \}.$$

If not, then $FC_i = \mathbb{E}_s \{ \zeta_i [q(s) + \gamma_i(s)] \}$

Proof. We use the classical envelope theorem on a variation of program 2.1, changing the income of agent i to $\hat{y}_i = y_i + \zeta_i t_i$. Then, the envelope theorem implies

$$\frac{\partial V}{\partial t_i} \Big|_{t=0} = \mathbb{E}_s \left[\zeta_i \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial y_i} \times \frac{\partial y_i}{\partial t_i} \right] = \mathbb{E}_s \{ \zeta_i [q(s) + \gamma_i(s)] \}.$$

If $c_i(s) > 0$ for almost all s , then complementary slackness implies $\gamma_i(s) = 0$ for almost all s , and hence $\mathbb{E}_s \{ \zeta_i \gamma_i(s) \} = 0$, proving the desired result. \square

The multiplier $q(s)$ is, of course, the marginal value of consumption, at the (constrained) efficient allocation $c_i(\cdot)$. As we will see below, when defining a Walrasian equilibrium in an Arrow Debreu economy defined on this environment, $q(s)$ will correspond to the equilibrium price of the Arrow Debreu security that pays only at state s . As such, equation 3.4 is effectively the price of a fictitious asset that pays 1 consumption unit whenever $\zeta_i = 1$, using $q(s)$ as its pricing kernel.

As we noted above, $V(\cdot)$ need not only reflect the Program 2.1. Consider a modification where we have constrained efficiency. So we add to Program 2.1 some additional constraint, that

$$\Xi(c, y, \zeta) \leq 0 \text{ for all } (y, \zeta) : \zeta_i = 1.$$

This function represents some (arbitrary) frictions in consumption allocations and transfers. For instance it could represent constraints as to who is able to make (how much) transfers to whom. In this case, financial centrality would be

$$FC_i = \mathbb{E}_s \left\{ \zeta_i [q(s)] + p(s) \cdot \frac{\partial \Xi(s)}{\partial y_i} \right\},$$

where $p(s)$ is the Lagrange multiplier of the friction constraints.

3.2. Decentralization as Arrow Debreu Economies with Exogenous Market Participation. In this section, we introduce a natural candidate for implementation of the Planners optimal consumption allocation: a Walrasian equilibrium with transfers. We present the Second Welfare Theorem for this setting, showing that any constrained Pareto optimal allocation can be implemented by one such equilibria (with suitably chosen lump sum transfers) and we show how equilibrium prices for Arrow Debreu securities correspond to the shadow values of resource constraints in the planner's problem (a classical result in implementation theory). As a side product, the proof gives us a different interpretation to our centrality measure; namely, the financial centrality of agent i would be the price (on the implementing Walrasian Equilibrium with transfers) of an asset that pays off only when agent i has market access.

We consider an Arrow Debreu economy, where agents can buy and sell claims on income and consumption, contingent on the configuration of the market and the nature of income shocks. However, agents cannot buy or sell income claims that will pay off at states where they are unable to trade (since there is no physical way to make such transfers), which we formalize as “consumption space shocks” (as in Mas-Colell et al. (1995)). Formally, let $A_{\hat{s}}$ denote the Arrow Debreu (AD) asset² that pays 1 unit of the consumption good if the state is $s = \hat{s}$, and nothing if $s \neq \hat{s}$, and $a_i(\hat{s}) \in \mathbb{R}$ the demand of asset $A_{\hat{s}=s}$ by agent i . Consumption for agent i at state $s = (y, \zeta)$ is then $c_i(s) = y_i + a_i(s)$. The market participation constraint can be introduced by imposing a *physical constraint*: whenever $\zeta_i = 0$ we must have $a_i(s) \in \{0\}$ (i.e. agents cannot trade in assets that they will not be able to be present in the market to clear the trades ex-post).

To simplify proofs and exposition, we consider cases where there is only a countable number of possible income shocks, so that $S = \prod_i (Y_i \times \{0, 1\})$ is also countable, and where $P(s \in S) > 0$ for all $s \in S$. Given an Arrow Debreu prices $\hat{r}(s)$ for each A_s , and a vector of transfers $\tau = (\tau_i)_{i \in I}$ such that $\sum_{i \in I} \tau_i = 0$, agents choose consumption and asset purchases to maximize expected utility, given her budget constraint:

$$(3.5) \quad \max_{\{c_i(s), a_i(s)\}} \mathbb{E}_s \{u_i [c_i(s)]\}$$

$$(3.6) \quad s.t : \begin{cases} c_i(s) = y_i(s) + a_i(s) & \text{for all } s \in S \\ a_i(s) = 0 & \text{for all } s \in S : \zeta_i = 0 \\ \sum_{s \in S} a_i(s) \hat{r}(s) \leq \tau_i. \end{cases}$$

As we did when defining the Lagrange multipliers for the planning problem, we normalize the price function as $r(s) = \hat{r}(s) / P(s)$, changing the budget constraint in the consumer problem as

$$(3.7) \quad \mathbb{E}_s [a_i(s) r(s)] := \sum_{s \in S} a_i(s) r(s) P(s) \leq \tau_i.$$

A *Walrasian equilibrium with transfers* τ is a triple $(c, a, r) = (\{c_i(s), a_i(s)\}_{i \in I, s \in S}, \{r(s)\}_{s \in S})$ such that

- $\{c_i(s), a_i(s)\}_{s \in S}$ solves 3.5 with budget constraint 3.7 for all $i \in I$, given (normalized) prices $r(s) = \hat{r}(s) / P(s)$ and transfers $\tau = (\tau_i)_{i \in [n]}$,
- asset markets clear: $\sum_{i \in I} a_i(s) = 0$ for all $s \in S$,³ and
- consumption good markets clear: $\sum_{i \in I} \zeta_i c_i(s) \leq \sum_{i \in I} \zeta_i y_i$ for all $s \in S$.

A *Walrasian Equilibrium* is an equilibrium (c, r) with no transfers ($\tau = 0$). In Proposition 3.3 below, we show a version of the First and Second Welfare Theorems for this economy, which is

²Formally, $A_{\hat{s}}(s) = \begin{cases} 1 & \text{if } s = \hat{s} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$ is the return matrix of the AD security paying only at state \hat{s}

³If $\exists \bar{s} \in S : P(\bar{s}) = 0$, then we can interpret this condition as imposing the constraint that $a_i(\bar{s}) = 0$ for all $i \in I$ (i.e. agents cannot trade in probability zero events)

just an application of the classical welfare theorems to this environment (See Mas-Colell et al. (1995)). This can be qualified as a welfare theorem with “constrained efficiency”, since the constraint that lack of market access (i.e. $\zeta_i = 0$) implies autarkic consumption is interpreted as a physical constraint (i.e., a social planner could not change an inactive agent’s consumption either).

Proposition 3.3 (Welfare Theorems). *Suppose $\zeta \perp y$. Take a Planners problem 2.1 with Pareto Weights $\lambda \in \Delta^I$, and an optimizing allocation $c = (c_i(s))_{i \in I, s \in S}$, with normalized Lagrange multipliers $q(s)$ (as defined in 3.2). Then, (c, r) is a Walrasian Equilibrium with Transfers τ , where $r(s) = q(s)$ for all $s \in S$ and $\tau_i = \mathbb{E}_s \{[c_i - y_i(s)] q(s)\}$. On the other hand, if (c, r) is such an equilibrium with transfers τ , then \exists Pareto Weights $\lambda \in \Delta^I$ such that c is the allocation solving Planners problem 2.1 (where we again have $q(s) = r(s)$).*

Proof. See Appendix A. □

An important Corollary of Proposition 3.3 (and most classical proofs of Second Welfare Theorems in various settings) is that it gives us an explicit formulation for the equilibrium AD security prices at the implementing equilibrium, which coincide with the shadow values $q(s)$ at the resource constraint at each state s . But then, since we can interpret this economy as one with complete markets (once we interpret market participation shocks as consumption sets shocks) $r(s) P(s)$ is a *pricing kernel*, which greatly simplifies the pricing of additional assets, if available to the market. More explicitly, if we add to this economy, on top of the AD securities offered, an asset with return payoff function $\rho(s) \in \mathbb{R}$, its (no arbitrage) equilibrium price in this economy would be

$$\text{Price} = \mathbb{E}_s [\rho(s) \times r(s)] := \sum_{s \in S} \rho(s) r(s) P(s).$$

Using the results from 3.3, we can then show that financial centrality can be thought as the equilibrium price of an asset (which we dubbed personalized debt) with return payoff matrix $\rho^i(s) = 1$ if $s : \zeta_i = 1$.

Corollary 3.1. *Suppose $y \perp \zeta$ and let (c, r) be the Walrasian equilibrium with transfers $\tau = (\tau_i)_{i \in I}$ that implements the Planner’s Problem 2.1 optimal allocation c with Pareto weights $\lambda \in \Delta$. Then*

$$FC_i(\lambda) = \sum_{s \in S} \rho^i(s) \hat{r}(s) = \sum_{s \in S} \rho^i(s) r(s) P(s).$$

That is, financial centrality is the price of a personalized debt asset implementing Walrasian Equilibrium with transfers.

Of course, there is a mapping between a Walrasian Equilibrium without transfers and its corresponding utilitarian planner representation, with its Pareto weight vector λ . Two special cases are of interest.

In the benchmark case of CARA preferences and Gaussian income draws, assuming constrained efficient allocations are implemented without lump sum transfers, we obtain a fixed

point equation mapping the primitives of the model (income distribution moments and preferences) to the Pareto weights of the Planner’s Problem which we derive in Appendix B.

We also show that in the case where the Planner has uniform Pareto weights (i.e., $\lambda_i = 1/n$ for all i), preferences are identical and shocks are i.i.d Gaussian variables, then the Planner’s problem can be implemented by a Walrasian Equilibrium with no transfers with $q(s) = \exp(-r\bar{y}_\zeta)$ and $c_i(s) = \zeta_i\bar{y}_\zeta + (1 - \zeta_i)y_i$, where $\bar{y}_\zeta := \frac{1}{n_\zeta} \sum_{j \in [n]} \zeta_j y_j$ is the mean income of agents in the market, and $n_\zeta := \sum_{j \in I} \zeta_j$ is the market size at state s . Moreover, the price of personalized debt is simply $FC_i = \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \exp\left(\gamma \frac{\sigma^2}{2}\right) \right\}$.

3.3. Market Participation within a Network. An important object in our environment is the vector of market participation shocks. We have modeled it with some reduced form distribution $P(\zeta)$, which we take as a fundamental of the model. Our main objective is to provide, for any such a participation process, a measure of financial centrality for a planner tasked with maximizing social welfare. We now investigate how can we map data on trades and social and financial networks, into this environment.

In many contexts researchers and policymakers have data on economic networks. One approach consists of leveraging this and modeling the market participation process as a function of the network data available:

$$\zeta \sim F(\cdot \mid \text{Network}).$$

The network generates parameters that are fundamental to the market “matching” process. For example, suppose one and only one trader in the network is chosen as a seed. For simplicity say everyone chosen with equal probability. Next, once a seed is specified, there is a probability distribution governed by the graph as to which traders will show up in the market match. One can think of this as if invitations are passed stochastically through the network, for instance, starting from the seed. Of course this allows special cases in which these seed probabilities are trader specific, or even one of the agents could always be the seed, as if deterministic.

The data available depends on the application. The data may include the invitation process itself, i.e. who was the seed and who was contacted. Alternatively, we may only see outcomes in terms of time varying participation in the market. These considerations matter for identification and parameterization of particular structures, if we see the process. Otherwise, one can use the histogram of market participation as the fundamental.

We give two distinct examples. The first example is as described in [Hendershott and Madhavan \(2015\)](#) in CDS securities in corporate bonds. It is neither completely centralized nor entirely bilateral. At a point in time a trader (our seed) has a need to change its financial position and initiates a request for trade, posting on a financial platform an invitation for specified other named individuals to participate in an auction of limited duration. These messages may or may not capture the attention of their targets, depending on what they are doing at the time, i.e. paying attention to the monitor or not. Equivalently, the initiator may or may not be in a good position, in terms of her ability to attract traders. There are various versions of these technologies, becoming increasing common and blurring the distinction between OTC

and centralized markets. For example one of distinguishing factors in Market Axess is the inclusion of a large base of dealers, investment managers and alternative market participants in the same trading pool. Tradeweb Markets builds and operates electronic over-the-counter marketplaces with voice, electronic, and hybrid platforms.

The second example is described by [Li and Schürhoff \(2014\)](#) for municipal bonds, and it appears at first blush to allow bilateral links, only, but this impression is misleading, which is why we feature it here. The data source is the proprietary Transaction Reporting System audit trail from the MSRB, municipal bond transactions, over 15-year period from February 1998 to December 2012. There are identifiers for the dealer firms intermediating each trade and also for customer trades, in which case the data identify the dealer buying and the dealer selling the bond. Municipal bond dealers intermediate round-trip trades not only by taking the bond into inventory for a time but rather asking the seller to wait until a matching buyer is found. In an example round-trip transaction, an investor sells bonds to a dealer and then the dealer sells the same bonds to another investor or other dealers. Thus there are intermediation chains consistent of these bilateral links, and these can extend up to seven dealers .

In this sense the bilateral model is not as restrictive as it seems. That is, our multilateral market model can be implemented as a series of bilateral trades. As in [Allen and Gale \(2000\)](#), [Alvarez and Barlevy \(2015\)](#), suppose a “transaction chain” is realized:

$$i_1 \begin{array}{c} \longleftrightarrow \\ \text{trades with} \end{array} i_2 \begin{array}{c} \longleftrightarrow \\ \text{trades with} \end{array} \dots \begin{array}{c} \longleftrightarrow \\ \text{trades with} \end{array} i_k.$$

That is agents transfers $t_{i,i+1}$ and $t_{i+1,i}$. and the net transfers . With decentralized agreement up front, agents only need to know they are currently paired and the consensus, the overall target consumption. See [Appendix C](#) for proofs and a more detailed exposition.

Much in this spirit is [Ambrus et al. \(2017\)](#), which considers the effect of local information constraints in risk-sharing networks. They assume individuals only observe the endowment realizations of their neighbors, and bilateral risk-sharing arrangements can only depend on this commonly observed information. They derive necessary and sufficient conditions for Pareto efficiency under these constraints, and provide an explicit characterization of Pareto efficient arrangements under CARA utilities and normally distributed endowments. With independent endowments, a local equal sharing rule is shown to be optimal.

4. COMPUTING FINANCIAL CENTRALITY: A BASELINE CASE

In this section, we continue to assume that income realization and market participation shocks are independent. We relax this in [Sections 5 and 6](#). Under this assumption, the financial centrality measure can be further decomposed as

$$FC_i = \mathbb{E}_\zeta \{ \zeta_i \mathbb{E}_y [q(y, \zeta) \mid \zeta] \} = \mathbb{E}_\zeta \{ \zeta_i \times \mathbb{E}_y [q(y, \zeta)] \}.$$

This is particularly useful in a number of cases, where market fundamentals depend only on aggregate statistics of market size and volatility, rather than the identities of the agents trading.

We will assume, throughout the rest of the paper, that $\lim_{c \rightarrow 0} u'_i(c) = +\infty$ for all $i \in I$, so we always have $c_i(s) > 0$ whenever $\zeta_i = 1$ and $\sum \zeta_j y_j > 0$.

The main benchmark we consider is one with homogeneous preferences, independent and identically distributed income draws, and an utilitarian planner. Such an environment has all agents being virtually identical in almost all aspects, except their relative positions through market participation shocks ζ . If agents have different financial centrality in this setting, it can only come from their heterogeneity in their positions in the financial network, which is the new dimension we introduce in this paper.

Formally, we assume $u_i(\cdot) = u(\cdot)$ for all $i \in I$ and $\{y_i\}$ are independent and identically distributed where $\mathbb{E}_y(y) = \mu$ and $\text{var}(y) = \sigma^2$. Our aim will be to get a closed form approximation to $q(s)$. Two quantities will become particularly important in our analysis: the number of agents that are able to trade and the average income of agents that are able to trade. Therefore let

$$n_\zeta := \sum_{i=1}^n \zeta_i$$

denote the number of agents that are able to trade and

$$\bar{y}(s) := \frac{1}{n_\zeta} \sum_{i=1}^n \zeta_i y_i$$

as the average income of agents able to trade. In this very simple case, we get the following approximation.

Proposition 4.1. *Suppose $u_i = u$ and $\lambda_i = 1/n$ for all i , and income draws are independent and identically distributed across agents. Then $q(s) = u'[\bar{y}(s)]$, $c_i(s) = \zeta_i \bar{y}(s) + (1 - \zeta_i) y_i$. Moreover, if u is analytic (which imply Taylor expansions are valid) then we can approximate*

$$(4.1) \quad FC_i \approx \mathbb{E}_\zeta \left[\zeta_i u'(\mu) \left(1 + \gamma \frac{\sigma^2}{n_\zeta} \right) \right]$$

where $\gamma = (1/2) u'''(\mu) / u''(\mu)$.

The approximation of financial centrality given in Proposition 4.1 gives us a summary of the relevant moments of the market participation process, for the purpose of calculating financial centrality. Note that we can rewrite equation 4.1 as

$$FC_i \approx u'(\mu) \mathbb{P}(\zeta_i = 1) \times \left[1 + \gamma \sigma^2 \mathbb{E} \left(\frac{1}{n_\zeta} \mid \zeta_i = 1 \right) \right].$$

What matters here is the variance of mean income, which is the relation between income volatility (σ^2) and market size $n(\zeta)$, giving us the only relevant moment of the distribution of ζ and income volatility σ^2 .

Proof. The first order conditions of Program 2.1 with Lagrangian defined in 3.3 with respect to $c_i(s)$ whenever $\zeta_i = 1$ is $\lambda_i u'_i[c_i(s)] = q(s)$ (without taking into account the non-negativity constraint over consumption). Therefore, if $\lambda_i = \lambda_j = 1/n$ for all $i, j \in [n]$ and $u_i = u$ for all i ,

we then get that if $\zeta_i = \zeta_j = 1$ then $c_i(s) = c_j(s)$ (i.e. all agents participating in the market have equal consumption). Therefore, using the resource constraint, we obtain $c_i(s) = \bar{y}(s)$ whenever $\zeta_i = 1$, and obviously $c_i(s) = y_i$ otherwise. The first order condition also implies then that $q(s) = u'[\bar{y}(s)]$.

To obtain the approximation, we provide a heuristic proof: we first make a second order Taylor approximation $g(y) := u'(y)$ around $y = \mathbb{E}(y) = \mu$:

$$u'(\bar{y}) \approx u'(\mu) + u''(\mu)(\bar{y} - \mu) + \frac{u'''(\mu)}{2}(\bar{y} - \mu)^2$$

and then take expectations, we have

$$\mathbb{E}[u'(\bar{y}(s)) | \zeta] \approx u'(\mu) + u''(\mu)\mathbb{E}(\bar{y} - \mu | \zeta) + \frac{1}{2}u'''(\mu)\mathbb{E}[(\bar{y} - \mu)^2 | \zeta] = u'(\mu) + \frac{1}{2}u'''(\mu)\sigma^2/n(\zeta),$$

using the facts that $\mathbb{E}(\bar{y}) = \mu$ and that $\mathbb{E}(\bar{y} - \mu)^2 = \sigma^2/n(\zeta)$ if income draws are i.i.d. Reorganizing this expression, we get the desired result. \square

This shows that centrality can be decomposed into two pieces. Financial centrality is higher when (1) the agent has a higher probability of trading ($P(\zeta_i = 1) \uparrow$) and (2) the market size conditional on the agent entering is smaller. Finally, the degree to which each of these matters can depend on the mean income, degree of risk aversion, degree of prudence (convexity of marginal utility of consumption, which governs precautionary savings), and variability of income (measured by the coefficient of variation). For example with log utility $\gamma = \frac{1}{\mu^2}$, with CES utility $u = \frac{c^{1-\rho}-1}{1-\rho}$ we get $\gamma = \frac{\rho(1+\rho)}{2\mu^2}$, and with CARA preferences we have $\gamma = \frac{r^2}{2}$. As a technical aside, Taylor expansions around the mean are not always valid. See [Loistl \(1976\)](#) and [Levy and Markovitz \(1979\)](#) for a discussion. For example, if $u = -r^{-1}\exp(-rc)$, the approximation at $y = \mu$ is always valid.

In the particular example of the CARA and Normal model, we get an exact expression for financial centrality. Under homogeneity of preferences and an utilitarian planner, we have $c_i(s) = \bar{y}(s)$ whenever $\zeta_i = 1$, and $q(s) = u'[\bar{y}(s)] = \exp[-r\bar{y}(s)]$. Since $y_i \sim_{i.i.d} \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ we have that $\bar{y}(s) | \zeta \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2/n(\zeta))$. Therefore

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\zeta_i q(s)] &= \mathbb{E}_{y,\zeta} \{ \zeta_i \exp[-r\bar{y}(s)] \} = \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \exp \left(-r\mu + \frac{r^2}{2} \frac{\sigma^2}{n(\zeta)} \right) \right\} \\ &= \underbrace{\exp(-r\mu)}_{u'(\mu)} \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \exp \left[\gamma \frac{\sigma^2}{n(\zeta)} \right] \right\} \end{aligned}$$

where, as we saw before, $\gamma = u'''(\mu)/2u'(\mu) = r^2/2$.

5. FINANCIAL CENTRALITY IN MORE GENERAL ENVIRONMENTS

In this section, we develop expressions for financial centrality in more general environments. First, we add agent-specific heterogeneity in volatility. Second, we add heterogeneity in Pareto weights in the planner's problem. Third, we add heterogeneity in agent-specific income. Fourth, we relax the common preferences assumption. And fifth, we allow income

draws to be correlated with market participation via shocks to fundamentals. In each of these cases we derive the formula for financial centrality and call attention to the changes, if any, to our core characterization. The basic formulation in each case stays the same, with minor changes per relaxation, as we add them sequentially. Proofs of all statements can be found in the appendix.

5.1. Volatility. Our first extension adds agent-specific heterogeneity. We suppose agents' income distributions have a common mean μ and idiosyncratic variance that is possibly correlated $\text{var}(y_1, y_2, \dots, y_n) = \Sigma_{n \times n}$. In this case let us define the average variance in the market $\bar{\sigma}_\zeta^2 := \frac{1}{n_\zeta} \sum_{i,j} \zeta_i \zeta_j \sigma_{i,j}$.

We show that

$$(5.1) \quad FC_i \approx \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i u'(\mu) \left(1 + \gamma \times \frac{\bar{\sigma}_\zeta^2}{n_\zeta} \right) \right\}.$$

What this implies is that agents are more central if they are more likely to trade when (1) income volatilities are higher ($\sigma_i^2 \uparrow$) and (2) trading agents have positively correlated income shocks ($\sigma_{ij} > 0$).

To see the intuition, consider for example a risk sharing model where agents can only meet pairwise. If the planner was able to choose the meeting distribution, he would pair agents with $\sigma_{ij} < 0$ to smooth the income shocks. If $\sigma_{ij} > 0$ then both agents do very well or poorly, exacerbating risk. Thus agents that are present whenever this happens are more valuable.

5.2. Pareto weights. Our next extension maintains the heterogeneity in volatility from before, but now introduces heterogeneity in Pareto weights. To make things simple consider either CES preferences, $u(c) = c^{1-\rho} - 1/1 - \rho$, or CARA preferences: $u(c) = -\frac{1}{r} \exp(-rc)$.

We show that

$$(5.2) \quad FC_i \approx \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i u'(\mu) \times \bar{\lambda}_\zeta \times \left(1 + \gamma \frac{\bar{\sigma}_\zeta^2}{n_\zeta} \right) \right\},$$

where the new term is now the average Pareto weight of trading agents.

In the CARA case, $\bar{\lambda}_\zeta := \left(\prod_i \lambda_i^{\zeta_i} \right)^{1/n_\zeta}$ is the geometric mean of the Pareto weights of agents in the market. In the CES case, $\bar{\lambda}_\zeta := \left(\frac{1}{n_\zeta} \sum_i \zeta_i \lambda_i^{1/\rho} \right)^\rho$ is the L^p -mean (or Dixit-Stiglitz aggregator) of Pareto weights. In either case, the main result is that agents who are there when the average agent is more important to the planner are more central, which is intuitive.

5.3. Expected income. Now we turn to the case where we will introduce heterogeneity in expected income as well. We will maintain our previous extensions. To make things tractable, let us consider homogeneous CARA preferences, with $u(c) = -\frac{1}{r} \exp(-rc)$ and we assume that $y \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$, with Σ a symmetric, positive definite variance-covariance matrix.

In this case we can write

$$(5.3) \quad FC_i = \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \times \exp(-r\bar{\mu}_\zeta) \times \bar{\lambda}_\zeta \times \exp\left(\gamma \times \frac{\bar{\sigma}_\zeta^2}{n_\zeta}\right) \right\}$$

where $\bar{\mu}_\zeta := \frac{1}{n_\zeta} \sum_i \zeta_i \mu_i$ is the average income of trading agents. This extension teaches us that agents are more central if the average agent in the market has a lower endowment in expectation when the agent in question is in the market.

5.4. Preferences. We take our previous assumptions and add to this preference heterogeneity, with $u_i(c) = -r_i^{-1} \exp(-r_i c)$. It is useful to write $\bar{r}_\zeta := \left(\frac{1}{n_\zeta} \sum_{i:\zeta_i=1} \frac{1}{r_i}\right)^{-1}$ and $\hat{\lambda}_\zeta := \left(\prod_{i:\zeta_i=1} \lambda_i^{\bar{r}_\zeta/r_i}\right)^{\frac{1}{n_\zeta}}$. In this case the formulation becomes

$$(5.4) \quad FC_i = \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \times \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{\mu}_\zeta) \times \hat{\lambda}_\zeta \times \exp\left(\frac{\bar{r}_\zeta^2}{2} \times \frac{\bar{\sigma}_\zeta^2}{n_\zeta}\right) \right\}.$$

Again, we see that agents are more central if the degree of risk aversion when the agent is in the market is higher, which once again captures a sort of generalized notion of market thinness.

5.5. Aggregate shocks to fundamentals. Throughout this section and the paper thus far, we have assumed that income is orthogonal to market participation. We now relax this assumption. Assume that agents observe shocks to income volatility and expected income to certain agents. We maintain CARA utility as before with heterogeneous risk aversion parameters and a jointly normal income distribution with heterogeneous mean, variance, and covarying income draws.

To begin with, there is an aggregate (fundamental) shock $z \in Z$ with some distribution $G(z)$. This fundamental shock affects preferences expected income $\mu(z)$, income variance $\Sigma(z)$, preferences $u_i(c, z) = -\frac{1}{r_i(z)} \exp(-r_i(z)c)$, and even the Social Planner's preferences $\lambda(z)$.

Income is modeled as $y = \mu(z) + \Sigma(z)x$, where $x \perp (z, \zeta)$ and is such that $x_i \sim_{i.i.d} N(0, 1)$. Market participation can be drawn as $\zeta | z \sim F(\zeta | \mu(z), \Sigma(z), r(z), \lambda(z))$. With these assumptions, income is Gaussian, and $(y | z) \perp (\zeta | z)$. The conditional independence will buy us a simple characterization.

The generalized version of centrality is

$$FC_i = \mathbb{E}_{z, \zeta} \left\{ \zeta_i \times \exp[-\bar{r}_\zeta(z) \bar{\mu}_\zeta(z)] \times \bar{\lambda}_\zeta(z) \times \exp\left[\frac{\bar{r}_\zeta^2(z)}{2} \times \frac{\bar{\sigma}_\zeta^2(z)}{n_\zeta}\right] \right\}$$

where the market averages $(\bar{r}_\zeta, \bar{\mu}_\zeta, \bar{\lambda}_\zeta, \bar{\sigma}_\zeta^2)$ are functions of market fundamentals $z \in Z$. As expected, the intuitions from the previous exercises remain, now operationalized through the co-movements between ζ_i and z .

6. ENDOGENOUS PARTICIPATION

Until now the participation has been exogenously determined. We relax that assumption in this section, allowing agents' choices to determine whether or not they participate. This not only correlates y and ζ through this endogenous decision making process, but changes the financial centrality expression as well. We characterize financial centrality in an extremely general form that works when there is heterogeneity in Pareto weights, preferences, and income distributions (as before) but also works when there is a causal link between income draws and market participation. There is an extra term, captured by the (endogenously determined) score function that captures how the probability of showing up to trade responds to the liquidity injection policy, which we refer to as the *trade subsidy effect*: how marginally increasing income in states that the agent trades in, increases both the likelihood that the agent trades and the concurrent market participation decisions of other agents, as well as how this increases welfare.

The pedagogical example we provide is one with private information and endogenous market participation. Consider a simple situation where every individual first gets a signal about the income draws (both hers and of other agents in the economy) before they are realized. After receiving this signal, the agent decides whether or not to access the market at fixed cost, assuming that, in equilibrium, agents have common knowledge both of every agents' equilibrium market participation decision and of the consumption allocation (as a function of the realized state). We can clearly see that the endogenous choices of the agents to participate end up correlating y and ζ , since market participation is a function of the private information agents have (about y) and this information is obviously correlated with income draws. Throughout this section, we will focus on the case of discrete income shocks, Y .

6.1. Example: Private Information and Costly Market Access. In our example, the consumption allocation $c = (c_i(s))_{i \in I, s \in S}$ is common knowledge, but agents can only observe (objective) private information about both income shocks $y \in \mathbb{R}^n$, and about other agents information. We encode beliefs and higher order beliefs about income shocks and information using a *type space* structure, a modeling device introduced by [Harsanyi \(1967\)](#). Formally, we model agents' beliefs with a *signal structure* (or a *common prior type space*) $\mathcal{Z} = \{(Z_i, \beta_i : Z_i \rightarrow \Delta(Y \times Z_{-i}))_{i \in I}, \beta_0\}$ where $z_i \in Z_i$ is the agent's signal (or *type*). Here this represents the information she observes before observing the draw of $s = (y, \zeta)$. $\beta_0 \in \Delta(Y \times \prod_i Z_i)$ is a common prior distribution over income shocks and signals and $\beta_i(\cdot | z_i)$ is the conditional belief distribution over income shocks and signals of other agents, derived from β_0 using Bayes rule.⁴ Because Y is assumed to be finite and the choice set for every agent is binary, we can focus also only on finite signal spaces. We also add the constraint that $\text{marg}_Y \beta_0 = F$ (i.e., the marginal distribution over income shocks coincide with the true distribution of shocks). Based on its type, agent i decides whether or not to access the market at some disutility cost, $\kappa_i > 0$.

⁴That is, for all (y, z_i, z_{-i}) we have $\beta_i(y, z_{-i} | z_i) = \frac{\beta_0[y, (z_i, z_{-i})]}{\sum_{\hat{z}_i} \beta_0[y, (\hat{z}_i, z_{-i})]}$.

The timing is as follows:

- (1) Income shocks $y \in \mathbb{R}_+^n$ is drawn according to $F(y)$.
- (2) Agents observe only $z_i \in Z_i$, which are jointly drawn with probability

$$(6.1) \quad \mathbb{P}(z | y) = \beta_0(y, z) / \sum_{\hat{y} \in Y} \beta_0(\hat{y}, z).$$

- (3) Agents decide whether to access the market ($\zeta_i = 1$) or not, given their private information $z_i \in Z_i$.
- (4) State $s = (y, \zeta)$ is publicly observed, and agents consume according to allocation $c(s)$.

To characterize the agents' market participation decisions, they need to form beliefs over the vector of income draws and market participations. We will model this as a game, where agent's strategies are the mappings from information to market participation. The natural solution concept here is the Bayesian Nash Equilibrium (BNE): a profile of functions $\zeta_i^* : Z_i \rightarrow \{0, 1\}$ ⁵ is a BNE if and only if, for all $i \in I$ and all $z_i \in Z_i$

$$\text{if } \zeta_i^*(z_i) = 1 \implies \mathbb{E}_s \{u_i[c_i(s)] | \zeta_i = 1, z_i\} - \kappa_i \geq \mathbb{E}_s \{u_i(y_i) | z_i\}$$

where the expectations for each agent is taken with respect to the probability measure

$$\mathbb{P}(s = (y, \zeta) | z_i) := \sum_{y \in Y} \sum_{j \neq i} \left[\sum_{z_j \in Z_j : \zeta_j^*(z_j) = \zeta_j} \beta_i(y, z_{-i} | z_i) \right].$$

Given a signal structure \mathcal{Z} and a BNE profile $\zeta^* = (\zeta_i^*(\cdot))_{i \in I}$, we can then derive an ex-ante equilibrium distribution over states $s = (y, \zeta)$ as

$$\mathbb{P}(s = (y, \zeta)) = \mathbb{P}(y) \sum_{z \in Z : \zeta_i^*(z_i) = \zeta_i \forall i \in I} \mathbb{P}(z | y),$$

using (6.1). This would be the measure used by the Social Planner when measuring financial centrality, since she has to integrate over agents' signals from an ex ante perspective, according to the assumed common prior distribution β_0 .

6.2. A General Derivation of financial centrality with Endogenous Market Participation. In this section we formally define, in this setting, what we mean by endogenous market participation environments. Intuitively, an environment has endogenous market participation if the income draw is an exogenous variable, and then the market participation distribution is then determined by this draw. Formally, is an environment with the following timeline: (1) income distribution is drawn $y \sim F(y)$ (as seen before), and then (2) market participation is drawn according to $\zeta \sim \mathbb{P}(\zeta | y)$.

Of course, this type of environment generally has the property that $\zeta \not\perp y$. Of course, any joint distribution for $s = (y, \zeta)$ can be decomposed in this manner: what makes an environment have endogenous market participation is that y is exogenous to market participation ζ . Keeping

⁵We focus on pure strategies for simplicity of exposition.

the example in mind, recall that in general, without endogenous participation, our notion of financial centrality thus far has been

$$FC_i = \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial y_i} = \mathbb{E}_s [\zeta_i q(s)]$$

where we used the fact that the joint distribution of $s = (y, \zeta)$ did not change when an agent received an increase in her endowment. However, when market participation is a choice that can depend on endowments, then there might be precisely such an effect.

We can show that in this case that there is a natural extension, with a second term reflecting the effect that changing the endowment of an agent has on market participation.

Proposition 6.1. *Suppose the environment has endogenous market participation, and that $c(\cdot)$ solves 2.1. Then financial centrality as defined in 3.1 can be written as:*

$$FC_i := \mathbb{E}_s [\zeta_i q(s)] + \mathbb{E}_s \left\{ \left[\sum_{j \in I} \lambda_j u_j(c_j(s)) \right] \mathbf{S}_i(\zeta | y) \right\}$$

where $\mathbf{S}_i(\zeta | y) := \frac{\partial \log P(\zeta | y)}{\partial y_i}$ is the score of the likelihood function $P(\zeta | y)$ with respect to y_i .

The first term is as before, but the second term looks at a Pareto and utility weighted change in the equilibrium probability of configuration of participation. Basically, by adding z_i to i , the term looks at the percent change in the probability of each participation configuration weighted by a Pareto-weighted utility term. So holding fixed our notion of centrality without taking the endogenous participation's effect on the configuration likelihoods, this notion of centrality makes an agent more central if the liquidity injection corresponds to an increase in participation configurations where more valuable agents enter.

Proof. For simplicity of exposition, assume a finite state space (i.e., y is a discrete random variable), so the Lagrangian is

$$\mathcal{L} = \sum_{y \in Y} \sum_{\zeta \in \{0,1\}^n} \left[\sum_{j \in I} \lambda_j u_j(c_j) + \hat{q}(y, \zeta) \sum_{j \in I} \zeta_j (y_j - c_j) \right] P(\zeta | y) P(y).$$

Using the envelope theorem, we get that

$$\begin{aligned} FC_i &= \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial y_i} \\ &= \sum_{y \in Y} \sum_{\zeta \in \{0,1\}^n} \zeta_i \hat{q}(y, \zeta) P(\zeta | y) P(y) \\ &\quad + \sum_{y \in Y} \sum_{\zeta \in \{0,1\}^n} \left[\sum_{j \in I} \lambda_j u_j(c_j) + \hat{q}(y, \zeta) \sum_{j \in I} \zeta_j (y_j - c_j) \right] \frac{\partial P(\zeta | y)}{\partial y_i} P(y) \end{aligned}$$

and using the facts that $q(y, \zeta) = \hat{q}(y, \zeta) / P(y, \zeta)$ and complementary slackness implies

$$\hat{q}(y, \zeta) \sum_{i \in V} \zeta_i (y_i - c_i) = 0$$

for all (y, ζ) . We can simplify this expression as

$$FC_i = \mathbb{E}_{y, \zeta} \{ \zeta_i q(y, \zeta) \} + \mathbb{E}_{y, \zeta} \left\{ \sum_{j \in I} \lambda_j u_j(c_j) \underbrace{\frac{\partial P(\zeta | y_i)}{\partial y_i} \frac{1}{P(\zeta | y_i)}}_{:= \mathbf{S}_i(\zeta | y_i)} \right\}$$

proving the desired result. \square

In the model proposed in subsection 6.1, we assume that the credit line policy $t = (t_j)_{j \in J}$ from section 3.1 is common knowledge among agents, and hence the policy has no effect on the information agents have access to. It does, however, affect the relative utility of market access. That is, the market access strategy (given transfer $t_i \geq 0$) is

$$(6.2) \quad \zeta_i^*(\theta_i | t) = 1 \iff \mathbb{E}_s \{ u_i [c_i(y_i + t_i, y_{-i}, \zeta)] - u_i(y_i) | \theta_i \} \geq \kappa_i.$$

If $c_i(\cdot)$ is a weakly increasing in own endowment (e.g.: $c_i(s) = \bar{y}_\zeta$ in an environment with an utilitarian planner, and agents with homogeneous preferences) the transfer t_i acts as a subsidy for market participation, increasing the set of signals θ_i for which condition 6.2 is satisfied. However, since the transfer policy is assumed to be common knowledge, this also affects the market participation decisions of other agents. If c_i is weakly increasing for all agents (e.g. also $c_i(s) = \bar{y}_\zeta$) then other agents also have higher incentives to access the market, since it is more likely that i will be trading, and i is more valuable, since i increases aggregate income whenever she trades. We summarize this result in the following corollary.

Corollary 6.1. *Take the model of Private Participation and Costly Market Access of Section 6.1, and $\lambda \in \Delta^n$. If the allocation $c(\cdot)$ solving 2.1 is non-decreasing in y , then $FC_i > \mathbb{E}_s [\zeta_i q(s)]$.*

6.3. Team Production Environments. Another type of endogenous market participation considers a setting where market participation shocks are determined exogenously first and then the income distributions for agents with market access depend on the identities of those trading. Formally, the timing on the resolution of uncertainty would be as follows: (1) Market participation ζ is drawn according a distribution $G(\zeta)$; (2) Income distribution is drawn from $y \sim F(y | \zeta)$. A leading example of such an environment is one of *team production*. Agents without market access draw income from their autarky income distribution $y_i \sim F_i(y_i)$. However, once agents are drawn together to form a market, income is drawn jointly, and then agents can divide aggregate income draws amongst them in any feasible consumption allocation.

Models like this also show correlation between market participation and income. However, it is straightforward to see that in such models, financial centrality is simply $FC_i = \mathbb{E}_s \{ \zeta_i q(s) \}$ as before. This is simply because the injection policy of giving an injection to agent i has no effect on the market participation distribution, since it is assumed here to be exogenous to income draws. But unlike the baseline model, income and market participation are now not

independent, and the expectation has to be calculated over market participation and income shocks jointly.

7. MARKET FORMATION PROCESS

Throughout the paper we have characterized financial centrality abstractly without modeling explicitly the market formation process. In this section we briefly provide a few examples of market making or matching models which are admittedly stylized, but intended to be pedagogical and in certain contexts applicable.

In the homogeneous case, since

$$(7.1) \quad FC_i \propto \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \left(1 + \frac{\gamma}{n(\zeta)} \right) \right\}$$

we need to calculate $\mathbb{E} \left\{ \frac{1}{n(\zeta)} \mid \zeta_i = 1 \right\}$ and $\mathbb{P}(\zeta_i = 1)$. Here we propose some examples of these market making processes.

7.1. Warm-up: Degree Model. The first example imagines a network where in every period, a single node is chosen as a host and all of its neighbors are activated to trade.

Let $g = (I, E)$ denote the network with E the set of edges and $g_{ij} = 1 \{ij \in E\}$. For simplicity this is an undirected, unweighted graph and assume each node has a self-loop ($g_{ii} = 1$). Let $d_i := \sum_j g_{ij}$ denote the degree of node i and let $N_i := \{j \in I : g_{ij} = 1\}$ denote the neighborhood of i .

Market participation is drawn as follows. With probability $z_i = \frac{1}{n}$, each agent is selected to be the host. Then $\zeta_i = 1$ and also $\zeta_j = 1 \{j \in N_i\}$. We can compute financial centrality as

$$FC_i = \frac{1}{n} \left\{ d_i + \gamma \sum_j \frac{g_{ij}}{d_j} \right\}.$$

Agents who have larger neighborhoods are more central (from the d_i term), but in particular agents that have neighbors who have smaller neighborhoods are more central (from the $\frac{1}{d_j}$ term). The notion of centrality derived from this model may be quite different from traditional notions of centrality, such as betweenness, Bonachich, or eigenvector centrality, among others. In Figures 7.1a and 7.1b, we compare two agents i and j in different parts of a large network (so n is the same for both of them). Observe that agent j in Figure 7.1b is more central than the one in Figure 7.1a, i , according to most commonly used centrality measures, since she can reach more agents in the same number of steps (higher eigenvector centrality, for example). However, the agent j is less financially central than i , since (a) it has the same probability of having market access, but (b) the markets she has access to are bigger (in the first order stochastic dominance sense) to those that agent i reaches, and is hence less important. This is because of the logic of consumption variance reduction: a dollar given to the agent i will reduce consumption variance a lot more than agent j .

7.2. General Poisson Models. The second example generalizes the above. Let $z_i \in [0, 1]$ denote the probability that an agent gets selected as the host. Then let \mathbf{p} denote a matrix

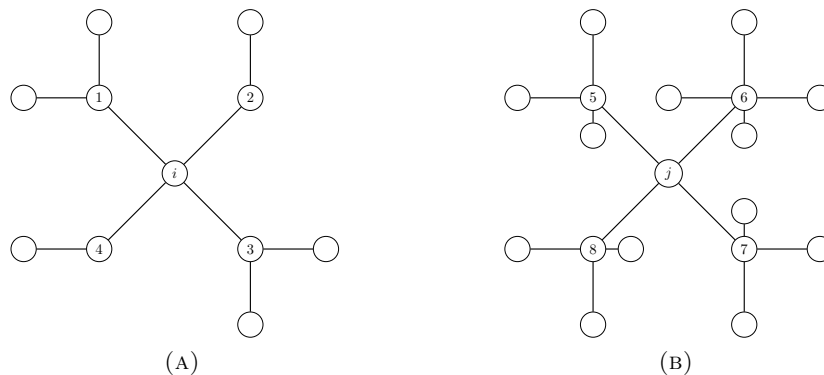


FIGURE 7.1. Two agents in a large network, i and j , in Panels (A) and (B) respectively. Standard measures of centrality would typically treat j as being more central than i , ceteris paribus, since they have the same degree and j 's neighbors' degrees are higher. Our notion of financial centrality ranks $FC_j < FC_i$.

with entries $\mathbf{p}_{i,j}$ denoting the probability that j is in the market when i is the host, which is independent across j . We set $\mathbf{p}_{i,i} = 1$.

This nests some obvious special cases. For example, in the degree model above, $\mathbf{p} = g$. Another example is an invitations model, where each host sends out an invitation to all the other network members which arrives with probability that declines in the network distance δ_{ij} between i and j . Then $\mathbf{p}_{i,j} = \alpha^{\delta_{ij}}$ for some probability α (Jackson and Wolinsky, 1996).

It is useful to define an individual specific parameter, which is the expected number of individuals in the trading room when i is selected as host, ν_i . This can be computed as $\nu_i := \sum_j \mathbf{p}_{i,j}$. To characterize financial centrality, we need to know the expected sizes of the trade rooms when i is host and conditional on i being in the room, integrating across the other possible hosts. Two auxiliary random variables will be very useful in the rest of the section: $\mathbf{n}_{-i} = (n_\zeta - 1) \mid i \text{ is host}$, and $\mathbf{n}_{-j,i} = (n_\zeta - 2) \mid j \text{ hosts \& } \zeta_i = 1$. This means that whenever i hosts, market size is $n_\zeta = 1 + \mathbf{n}_{-i}$, and whenever j hosts, and we condition on i accessing the market, then market size is $n_\zeta = 2 + \mathbf{n}_{-j,i}$. This auxiliary random variables have range from 0 to $k \in \{n - 1, n - 2\}$, and based on our assumptions, we have

$$\mathbf{n}_{-i} \sim \sum_{k \neq i} \text{Bernoulli}(\mathbf{p}_{i,k}) \text{ and } \mathbf{n}_{-j,i} \sim \sum_{k \notin \{j,i\}} \text{Bernoulli}(\mathbf{p}_{j,k}),$$

where these Bernoulli distributions are independent, with success probabilities strictly less than 1.⁶ These distributions are also called *Poisson Binomial distributions*, and have been extensively studied in the literature. We will write $X \sim PB(\mathbf{p})$ with $p = (p_1, p_2, \dots, p_k)$ the vector of success probabilities of each Bernoulli trial. This distribution, in some cases, can be

⁶Exact and approximation methods for calculating expectations of market sizes are sensitive to the assumption of interior (i.e., in $(0, 1)$) success probabilities. This is the reason for the need to define the random variables \mathbf{n}_{-i} and $\mathbf{n}_{-j,i}$.

well approximated by a Poisson distribution.⁷ In this model, we have that $\mathbf{n}_{-i} \sim PB(\mathbf{P}_i)$ and $\mathbf{n}_{-ji} \sim PB(\mathbf{P}_{-j,i})$ where $\mathbf{P}_i = (\mathbf{p}_{i,k})_{k \neq i} \in [0, 1]^{n-1}$ and $\mathbf{P}_{-j,i} = (\mathbf{p}_{j,k})_{k \notin \{i,j\}} \in [0, 1]^{n-2}$. These random variables are useful to write our approximation to financial centrality as

$$\begin{aligned} FC_i &\approx \hat{FC}_i := \mathbb{P}(\zeta_i = 1) \times \left[1 + \gamma \mathbb{E} \left(\frac{1}{n_\zeta} \mid \zeta \right) \right] \\ &= p_i \left[1 + \gamma z_i \mathbb{E} \left(\frac{1}{1 + \mathbf{n}_{-i}} \right) + \gamma \sum_{j \neq i} z_j \mathbb{E} \left(\frac{1}{2 + \mathbf{n}_{-ji}} \right) \right], \end{aligned}$$

where $p_i = \mathbb{P}(\zeta_i = 1)$. Therefore, we need to calculate the inverse moments $\mathbb{E}(1/1 + X)$ and $\mathbb{E}(1/2 + X)$ for n Poisson Binomial random variables; $X = \mathbf{n}_{-i}$ and $X = \mathbf{n}_{-ji}$ for all $j \neq i$. [Hong \(2013\)](#) provides a general survey on the commonly used methods to calculate explicitly the probability function of Poisson Binomial distributions, using either recursive or Discrete Fourier Transform methods, which are fairly fast even with large n .⁸ We also survey results (starting with [Le Cam \(1960\)](#)) that show that if the expected number of successes of a Poisson Binomial distribution is sufficiently low (corresponding in this case with low expected market sizes), then it can be well approximated by a Poisson distribution.⁹ In the context of this model, it means that if $\mathbb{E}(\mathbf{n}_{-i}) = \nu_i - 1$ is small (relative to n), then we can approximate $\mathbf{n}_{-i} \sim \text{Poisson}(\nu_i - 1)$ and $\mathbf{n}_{-ji} \sim \text{Poisson}(\nu_{-ji})$, where $\nu_{-ji} = \mathbb{E}(n_{-ji}) = \sum_{k \notin \{i,j\}} \mathbf{p}_{jk} = \nu_j - \mathbf{p}_{ji} - 1$.

If $X \sim \text{Poisson}(\nu - 1)$, then $\mathbb{E}(1 + X)^{-1} = m_1(\nu) := [1 - \exp(1 - \nu)] / (\nu - 1)$ and $\mathbb{E}(2 + X)^{-1} = m_2(\nu) := [1 - m_1(\nu)] / (\nu - 1)$, both strictly decreasing functions of $\nu \geq 1$. Using these formulas, we can then approximate \hat{FC}_i by:

$$\hat{FC}_i \approx p_i \times \left\{ 1 + \gamma z_i m_1(\nu_i) + \gamma \sum_{j \neq i} z_j m_2(\nu_j - \mathbf{p}_{j,i}) \right\}.$$

This shows the following. First, nodes with a larger expected reach as measured by ν_i are more central (as long as n is large enough relative to γ). Second, nodes that have larger expected inverse room size when they are hosts are more central. Third, i is more central when $\mathbf{p}_{j,i}$ increases, particularly when ν_j is small. So when j tend to invite small rooms as hosts, but i is likely to be in such a j 's room, then i is more valuable.

⁷[Le Cam \(1960\)](#) provided bounds on the error of approximation, which were improved by [Stein \(1986\)](#); [Chen \(1975\)](#), and [Barbour and Hall \(1984\)](#); [Sason \(2013\)](#) show that if \hat{X} is the poisson approximation (with mean $\lambda = \sum_i p_i$, then $d_{TV}(X, \hat{X}) \leq (1 - e^{-\lambda}) \sum_i p_i^2 / \lambda$, where $d_{TV}(\cdot)$ denotes the total variation distance. This approximation will then typically be valid when its expected value is not too large.

⁸[Chen and Liu \(1997\)](#) show stable (i.e. non-alternating) methods are $O(n^2)$, which would make the calculation of financial centrality of a given agent be $O(n^3)$. Discrete Fourier Methods are usually much faster ([Fernández and Williams \(2010\)](#)). See [Hong \(2013\)](#) for a general survey on the existing exact and approximating methods.

⁹This is not the only approximation studied in the literature. In models where the expected market size is high, Gaussian approximations behave rather well (see [Volkova \(1996\)](#), [Hong \(2013\)](#)). If success probabilities are similar (i.e. the variance $\sigma_p^2 := n^{-1} \sum_i (p_i - \bar{p})^2$ is small enough) then approximation to a Binomial distribution is fairly accurate ([Ehm \(1991\)](#); [Barbour et al. \(1992\)](#))

A special case are symmetric models, where $z_i = 1/n$ for all i and $\mathbf{p}_{i,j} = \mathbf{p}_{j,i}$ (e.g. the model $\mathbf{p}_{i,j} = \alpha^{\delta(i,j)}$, since distance is symmetric). In this case

$$FC_i = \frac{1}{n} \nu_i \left\{ 1 + \gamma \times \frac{1}{n} m_1(\nu_i) + \gamma \sum_{j \neq i} \frac{1}{n} m_2(\nu_j - \mathbf{p}_{j,i}) \right\}.$$

This has the advantage that the centrality of agent i depends solely on the expected market size of each agent (as a host) that she gets connected to, and the probability that she connects to them. The marginal value of the inverse room size effect when i is the host, proportional to $\nu_i \times m_1(\nu_i)$, declines in ν_i if and only if $\nu_i \geq 2.79$ (there is a positive effect in $P(\zeta_i = 1)$, but an offsetting negative effect in $m_1(\nu_i)$)

If we want to calculate centrality exactly, we can still use the calculation of the exact pdf of \mathbf{n}_{-i} and \mathbf{n}_{-ji} to get the exact Financial Centrality. For example, in the CARA+normal model with homogeneous preferences and independent and identically distributed income draws, we know that $FC_i = \mathbb{E}_{\zeta} \{ \zeta_i \exp(\gamma/n_{\zeta}) \}$, which can be decomposed as

$$FC_i = p_i \left\{ z_i \mathbb{E} \left[\exp \left(\frac{\gamma}{1 + \mathbf{n}_{-i}} \right) \right] + \sum_{j \neq i} z_j \mathbb{E} \left[\exp \left(\frac{\gamma}{2 + \mathbf{n}_{-ji}} \right) \right] \right\}$$

and then be calculated explicitly using the distributions for \mathbf{n}_{-i} and \mathbf{n}_{-ji} .

7.3. Transaction Chains. In the Poisson models, for $j \neq k \neq i$, note that $\zeta_j \perp \zeta_k$ conditional on i hosting. But trading groups may be determined dynamically, along a chain of meetings. In this case the study of random walks on graphs provides the right vocabulary to capture this.

We can model this in a simple way, though the analytic characterization is hard to come by. Let $(z_i)_{i \in [n]}$ denote the probabilities that each node is the host, let $(p_{ij})_{i,j \in [n]}$ denote the probability that i meets j , and let β be the probability that at each stage the chain continues. With complementary probability $1 - \beta$, the chain terminates exogenously. However, the chain also terminates if an agent is revisited (and hence no new agents are added to the market)..

This process, at termination, determines the size of the trading room. While it is easy to describe, and easy to simulate, it is hard to analytically compute moments for the distribution of $\frac{1}{n_{\zeta}}$ (Aldous and Fill, 2002; Durrett, 2007), even if chains are not terminated upon revisiting an agent. This is because what matters is the number of distinct agents in the market, not just the number of steps the chain makes (which, in that case, would simply follow a Geometric random variable). In the special case with large n , $z_i = 1/n$, $\beta = 1$ (no random exogenous termination) and $p_{ij} = 1/d_i$ (i.e. uniform random walk, with equal probability among first degree neighbors) and g comes from an Erdős-Renyi process, Tishby et al. (2017) get closed form expressions for the distribution of chain length (or market size in our setup), showing that it follows a product of an exponential and a Rayleigh distribution¹⁰

¹⁰This, of course, can be adapted by allowing $\beta \in (0, 1)$.

8. (CONSTRAINED) EFFICIENT SOLUTION CONCEPTS DETERMINING PARETO WEIGHTS

The analysis so far has been *normative*: that is, how a planner with given preferences should measure the relative importance (in terms of marginal increase in welfare) of increasing the endowment of agents whenever they are able to trade. In this section, we propose an alternative, *positive* approach. We want to investigate whether in some feasible solution concepts, agents with higher centrality get *rewarded* by higher consumption, which in the CARA model with normally distributed income, translates into a higher Pareto weight in the planner's representation of the consumption allocation. We focus on this environment throughout this section.

We first show that if the solution concept is cooperative Nash bargaining, then there is a positive linear relationship between the representing Pareto weight of an agent and her financial centrality measure. However, as we saw in Section 5, financial centrality is itself a function of the Pareto weights vector, which makes the determination of the representing Pareto weights vector a fixed point equation problem. Secondly, we study the Kalai-Smorodinsky bargaining solution, which unlike the Nash bargaining solution, does not explicitly depend on the financial centrality of the agents. However, the representing Pareto weights (which, again, map into higher consumption for the agent in the CARA preferences environment) does depend on moments that typically make financial centrality of an agent higher, such as smaller market sizes conditional on the agent being trading.

8.1. Nash Bargaining. Suppose agents decide the social contract by bargaining among themselves. Agents receive an expected utility $U_i = \mathbb{E}[u_i(c_i(s))]$ in a contract. If they reject the proposed social contract, then agents get their "disagreement point", or autarky value, $U_i^{aut} = \mathbb{E}_{y_i}[u_i(y_i)]$. The social contract is the choice of a feasible consumption allocation $c(s) = \{c_i(s)\}_{s=(y,\zeta)}$. If the bargaining process satisfies Pareto optimality, linearity in utilities and independence of irrelevant alternatives, then the optimal contract solves

$$\max_{c(s)} \prod_{i \in I} \{\mathbb{E}_s \{\zeta_i u_i [c(s)] + (1 - \zeta_i) u_i (y_i)\} - \mathbb{E}_{y_i} [u_i (y_i)]\}^{\alpha_i}$$

subject to $\sum_i \zeta_i c_i(s) \leq \sum_i \zeta_i y_i$, for some vector α such that $\sum_i \alpha_i = 1$ and $\alpha_i \geq 0$. This is equivalent to solve the following program

$$\begin{aligned} & \max_{c(s)} \sum_{i \in I} \alpha_i \ln \{\mathbb{E}_s \zeta_i [u_i (c_i(s)) - u_i (y_i)]\} \\ & s.t : \sum_{i \in I} \zeta_i c_i(s) \leq \sum_{i \in I} \zeta_i y_i \text{ for all } (y, \zeta). \end{aligned}$$

The first order conditions of this problem are

$$\frac{\alpha_i}{\mathbb{E}_s \zeta_i [u_i (c_i(s)) - u_i (y_i)]} u' (c_i(s)) = q(s)$$

where, again, $q(s)$ are the Lagrange multipliers of the resource constraints. Therefore, the equivalent Pareto weight in the Planner's problem is exactly

$$\lambda_i = \frac{\alpha_i}{\mathbb{E}_s \zeta_i [u_i(c_i(s)) - u_i(y_i)]}$$

In the next proposition, we investigate the fix point equation for the CARA normal model.

Proposition 8.1. *Suppose $u_i(c) = -r_i^{-1} \exp(-r_i c)$ and $y \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$. Then, the Pareto weights associated with the Nash bargaining solution with bargaining weights $\alpha \in \Delta^n$ satisfy the following fix point equations:*

$$(8.1) \quad \lambda_i = \frac{\alpha_i r_i + FC_i(\lambda)}{p_i \exp\left(-r_i \mu_i + \frac{r_i^2}{2} \sigma_i^2\right)} \text{ for all } i.$$

Proof. See Appendix A. □

This proposition shows why the Nash Bargaining Solution is a nice application in our setting. In the fixed point equation, holding everything else fixed, agents with higher financial centrality have also higher Pareto weights (which, of course, is the result of a fixed point equation). This suggests that, if agents bargain over risk sharing contracts, holding autarky as a threat point of the negotiation, then agents with higher centrality should have higher portions of aggregate income.

In particular, for the symmetric Nash bargaining solution ($\alpha_i = 1$) and homogeneous preferences and i.i.d income, we get that the representing Pareto weights are not uniform ($\lambda_i \neq 1/n$) but rather satisfy

$$(8.2) \quad \ln(\lambda_i) = \kappa + \ln[r + FC_i(\lambda)] - \ln(p_i)$$

so the heterogeneity in the market participation process has a bite, unlike (as we saw above) the Walrasian equilibrium with the same preferences.

8.2. Kalai-Smorodinsky Bargaining. The second most used bargaining solution in the literature is the Kalai-Smorodinsky solution. It also gives closed form solutions to Pareto weights, and are expressed as a function of fundamentals of the environment, rather than a fixed point equation.

The most important parameter in the *bliss point*. The bliss point for agent i , \bar{U}_i is defined as the utility she would achieve if she consumed all the available income in the market in every state where she can trade, and only her own income otherwise:

$$\bar{U}_i := \mathbb{E}_{\zeta, y} \left[\zeta_i u_i \left(\sum_j \zeta_j y_j \right) + (1 - \zeta_i) u_i(y_i) \right]$$

and $\bar{U} = (\bar{U}_1, \bar{U}_2, \dots, \bar{U}_n)$. Likewise, the disagreement point \underline{U}_i is the value of autarky in this environment for each agent

$$\underline{U}_i := \mathbb{E}_{y_i} [u_i(y_i)]$$

and $\underline{U} := (\underline{U}_1, \underline{U}_2, \dots, \underline{U}_n)$. The Kalai-Smorodinsky solution consists on finding the linear combination of \bar{U} and the \underline{U} that lies on the Pareto frontier of the utility possibility set; i.e.,

find $\alpha \in [0, 1]$ such that $\alpha \bar{U} + (1 - \alpha) \underline{U} \in \mathbb{P}(\mathcal{U})$, and the solution is $U^* = \alpha \bar{U} + (1 - \alpha) \underline{U}$. Since $\bar{U} > \underline{U}$, the Kalai-Smorodinsky solution here would be

$$\max_{\alpha \in [0, 1], \{c_i(y, \zeta)\}_{i \in I}} \alpha$$

subject to

$$\begin{cases} \mathbb{E}_{y, \zeta} [\zeta_i u_i(c_i(y, \zeta)) + (1 - \zeta_i) u_i(y_i)] \geq \alpha \bar{U}_i + (1 - \alpha) \underline{U}_i & \text{for all } i \\ \sum \zeta_i c_i(y, \zeta) \leq \sum \zeta_i y_i & \text{for all } (\zeta, y). \end{cases}$$

One of the most attractive properties of the Kalai-Smorodinsky solution is that the Pareto weights derived from it have a closed form formula, and is not a fixed point equation (as in the Nash Bargaining solution case).

Proposition 8.2. *If the risk sharing contract is the Kalai-Smorodinsky solution over the utility possibility set, then the Pareto weights associated with the solution are*

$$\lambda_i = \frac{1}{\mathbb{E}_s \{ \zeta_i [u_i(Y(s)) - u_i(y_i)] \}}$$

where $Y(s) = \sum_j \zeta_j y_j$ is the aggregate income in state $s = (y, \zeta)$. If $u_i(c) = -r_i^{-1} \exp(-r_i c)$ and $y \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$, then

$$\lambda_i = \frac{\beta}{p_i \times \mathbb{E}_\zeta \left\{ \exp\left(-r\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right) - \exp\left[n_\zeta\left(-r\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)\right] \mid \zeta_i = 1 \right\}}$$

where $\beta = r / (-r\mu + \sigma^2/2)$.

Proof. See Appendix A. □

Corollary 8.1. *In the CARA normal model, with homogeneous preferences and i.i.d income shocks, if $\mu > \frac{r}{2}\sigma^2$, then Lagrange multiplier are decreasing (in the FOSD sense) in market size.*

Unlike Nash Bargaining, Pareto weights in this environment have a closed form solution, so comparative statics are easier to interpret, and the comparative statics are the same as the one suggested by the Nash Bargaining fixed point equations.

9. AN EMPIRICAL EXAMPLE

We now take our perspective to the data. The goal of this section is to demonstrate, with an observational analysis, that there is empirical content in our theoretical approach. We make no causal claims here. We look at the Townsend Thai village data over 15 years, and we focus on 338 households across 16 villages where we have detailed data on consumption, income, and transactions across villagers (Samphantharak and Townsend, 2010). In particular, in this setting we have variation in the number of transactions per time period. We use whether a household has reported making or receiving a transfer to any other household in the given month as a measure of being active in the network in a given period.

Our theory suggests that nodes that provide more value, those with higher measures of financial centrality, are exactly those that are in the market when the market is thin (in a generalized sense including few active traders and greater per-trader-volatility in income).

We proceed in two steps. First, we need a measure that reflects $FC_i = \frac{\partial V}{\partial \lambda_i}$. As we show in subsections 8.1 and 8.2, if Pareto weights are determined by Nash bargaining or Kalai-Smorodinsky bargaining, then a more financially central individual i has a higher Pareto weight λ_i . So, though we do not observe financial centrality, we can use observations on consumption in panel data to obtain an estimate of a function for each agent i which is monotonically increasing in the Pareto weight λ_i . Specifically we obtain the household fixed-effect of consumption, using only active periods:

$$c_{ivt} = \alpha_i + \beta y_{ivt} + \delta_{tv} + \epsilon_{ivt}$$

where t is indexing a set of active periods, α_i is a household fixed-effect, and δ_{tv} is a village-by-time fixed effect. Under CARA utility the α_i is a monotone function of Pareto weights λ_i .

We also know from our theory the crucial components in our financial centrality measure, market thinness. So we next compute a measures of market thinness for each household by factor,

$$\rho_i^\zeta := \text{cov}_t \left(\zeta_{it}, \frac{1}{n_{vt}} \right) \text{ and } \rho_i^\sigma := \text{cov}_t (\zeta_{it}, \bar{\sigma}_t),$$

where n_{vt} is the number of active participants in period t in a village v , computed from the transfers data as mentioned, and where $\bar{\sigma}_t^2 := \frac{1}{n_{\zeta t}} \sum_{i,j} \zeta_{it} \zeta_{jt} \hat{\sigma}_{i,j,t}$ is an estimate of the volatility at period t , where $\hat{\sigma}_{i,j,t}$ is the measured covariance between households i and j 's income.

Finally we check on the relationship of these two pieces, implied Pareto weights and crucial components of financial centrality, by running a multi-variate regression

$$\alpha_i = \beta_0 + \beta_1 \rho_i^\zeta + \beta_2 \rho_i^\sigma + X_i' \beta_3 + u_i$$

where X_i is a polynomial of wealth. Our theory suggests that $\beta_1 > 0$ and $\beta_2 > 0$. We note that this is an observational claim, but it is not mechanical: that those who are present exactly when the market is thin tend to receive a greater mean consumption, even conditional on wealth, is consistent with our model.

Table 1 presents the results. Columns 1-2 and 4-5 include each measure of market thinness when the agent enters one-by-one and columns 3 and 6 include them together. Columns 1-3 include no subsequent controls, whereas columns 4-6 include a third-degree polynomial in wealth. We see a one-standard deviation increase in the tendency to enter when the market is thin in numbers is associated with a corresponding 0.095 standard deviation increase in mean consumption (column 1). Similarly, a one-standard deviation increase in the tendency to enter when the market is thin in the sense of high volatility is associated with a corresponding 0.103 standard deviation increase in the mean consumption (column 2). These estimates are stable to being jointly included (column 3), as well as when we include wealth controls.

TABLE 1. Do Pareto weights correlate with measures of market thinness when the agent is active?

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	α_i	α_i	α_i	α_i	α_i	α_i
ρ_i^c	0.095** (0.041)		0.112** (0.045)	0.078* (0.041)		0.093** (0.044)
ρ_i^σ		0.103** (0.050)	0.118** (0.051)		0.121** (0.051)	0.131** (0.052)
Observation	338	338	338	338	338	338
R-squared	0.016	0.018	0.040	0.060	0.074	0.088
Controls	None	None	None	Wealth	Wealth	Wealth

Notes: Robust standard errors in parentheses. The dependent variable is a (mean zero, standardized) Pareto weight estimate of a given household, obtained from using the vectors of household fixed effects from a regression of consumption on household income. Regressors are each standardized as well. Wealth controls includes a third-degree polynomial in household wealth. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Taken together, the results are consistent with a story where agents have determined Pareto weights through a bargaining process, and those who have higher weights and therefore higher financial centrality are precisely those who tend to be active traders when the market is thin either in terms of numbers of individuals or volatility. Our results are, of course, observational and merely suggestive.

10. EXTENSIONS

In this section we study two extensions that depart from the class of environments we study. One of the most seemingly important restrictions on the models studied so far is the existence of *centralized markets*: agents either are in autarky or have market access and can trade with any other agent that also has market access. While the bilateral trading chains introduced in subsection 3.3 relaxes this interpretation, it maintains the possibility that any agent is reachable to any other, through a finite sequence of trades, as long as both have market access. In this Section 10.1 we introduce a generalization of the basic environment, allowing for the existence of several *segmented markets* working in parallel, where agents can only trade among a subset of all agents who have market access. We show that the basic definitions and formulas of financial centrality still hold, if we reinterpret having “market access” to be present in the market where the agent being injected with liquidity is trading at.

Another important assumption, maintained throughout this paper, is that the Social Planner evaluating the marginal value of injected liquidity also is able to implement the allocation $c(\cdot)$ that maximizes her expected utility. However, a relevant case is one where the planner can only influence the economy by the liquidity injection policies introduced in proposed in Section 3.1, and cannot directly choose the allocation herself. This would be the case when the allocation is chosen according to some other solution concept, like Walrasian Equilibrium, multi-player

bargaining games, and so on. In such situations, the social planner would have to take the consumption allocation as given when measuring the marginal effects of injecting liquidity in this economy. In Section 10.2 we study financial centrality measures under the assumption that the consumption allocation is Pareto optimal, which implies that there exist some representing social preferences (i.e., Pareto weights) for which it would be optimal. We then obtain similar expressions for financial centrality, which now incorporates a term relating the Pareto weights of the Social Planner with the representing Pareto weights of the allocation.

10.1. Segmented Markets . We consider an environment with the same income shocks and preferences, but one where agents may gain access to random, segmented markets. Formally, a *market segmentation* is a partition $\pi = \{m_1, m_2, \dots, m_r\}$ over the set of agents I ; i.e., $\cup_{m \in \pi} m = I$ and $m \cap m' = \emptyset$ for all $m \neq m'$. In this alternative environment, the relevant state of nature is now $s = (y, \pi)$, where π is the *market segmentation state*, with probability distribution $P(s)$. We refer to each $m \in \pi$ as a *market* at state s . Let \mathcal{P} be the set of all partitions of I that have positive probability under $P(s)$. We denote $m(i, \pi) \in \pi$ to be the market (at segmentation π) where i is able to trade. If $m(i, \pi) = \{i\}$ we say i is in autarky at π , and otherwise we say i has *market access* at π . Segmented markets now modify the definition of feasibility of allocations. We say that an allocation $c = (c_i(s))_{i \in I}$ is feasible if and only if, for all $s = (y, \pi)$ and all $m \in \pi$ we have $\sum_{i \in m} c_i(s) \leq \sum_{i \in m} y_i$. Clearly, class of environments embeds the *Single Market Environments* studied before – i.e., markets where any partition π in the support is made up of a single multi-agent market $m_u(\pi) \subseteq I$ with $\#m_u(\pi) \geq 1$, and everyone else being in autarky, and hence we can summarize the state by $s = (y, \zeta)$ where $\zeta_i = 1 \iff i \in m_u(\pi)$. In general, for a given partition π we write $\zeta_i^m \in \{0, 1\}$ for the indicator of whether i has access to market m .

Given Pareto weights $\lambda \in \Delta$ and agent $i \in I$, the planner's problem value function of injecting liquidity $t_i \geq 0$ to agent i is $V^s(t_i) := \max_{(c_j(y, \pi))_{j \in I}} \mathbb{E}_s \left\{ \sum_{j \in I} \lambda_j u_j [c_j(s)] \right\}$ subject to $\sum_{j \in m} c_j(s) \leq \sum_{j \in m} y_j + t_i \zeta_i^m$ for all $s = (y, \pi)$ and all $m \in \pi$. Financial centrality is now defined in the same as before, for this value function. Intuitively, a planner needs to integrate also over all possible market segmentations in order to assess the marginal value of the liquidity injection policy for agent i , since the shadow value of the injection will depend on the market agent i is trading at. We show that the financial centrality measure follows the same formula as in the centralized markets environments, in a “virtual single market economy” where having market access is understood as being able to trade with the agent of interest.

Definition 10.1. Take a segmented market economy \mathcal{E} , with distribution over states $\mathbf{P}(y, \pi)$. Define \mathcal{E}_i to be a *virtual single market economy* where all agents have identical preferences over consumption, and the distribution over outcomes $\tilde{\mathbf{P}}(y, \zeta)$ is given by:

$$(10.1) \quad \tilde{\mathbf{P}}(y, \zeta) = \mathbf{P} \left((y, \pi) \in Y \times \mathcal{P} : \begin{cases} (1) : j \in m(i, \pi) \text{ for all } j : \zeta_j = 1 & \text{and} \\ (2) : \#m(i, \pi) > 1 \end{cases} \right),$$

i.e., an agent $j \neq i$ has market access on economy \mathcal{E}_i only when she is able to trade (i.e., in the same market) with agent i in \mathcal{E} .

Proposition 10.1 asserts that financial centrality in a segmented markets economy, follows the same “asset pricing formula” we had in Proposition 3.4, but on the virtual single market economy \mathcal{E}_i . The proof is quite straightforward, and simply generalizes the proof of Proposition 3.4, and is therefore omitted.

Proposition 10.1. *Suppose $y \perp \pi$. Let \mathcal{E} be a segmented markets economy and $i \in I$. Then, for any $\lambda \in \Delta$, the financial centrality for agent i coincides with the financial centrality of agent i in the virtual single market economy \mathcal{E}_i . That is,*

$$FC_i := \frac{\partial V^s(t)}{\partial t_i} \Big|_{t=0} = \mathbb{E}_{\tilde{\mathbf{P}}_{s=(y,\zeta)}} \{ \zeta_i q(s) \}$$

where $\mathbb{E}^{\tilde{\mathbf{P}}}(\cdot)$ is the expectation taken w.r.t measure $\tilde{\mathbf{P}}$ defined in 10.1.

Intuitively, financial centrality only deals with the effect of the increase in agent’s i endowment, which can only impact those agents who can trade with her. Because of separability of the planner’s preferences over different agents consumptions, the marginal welfare effect on the segmented markets i is trading on have no effect on the welfare evaluation of other segmented markets at the same time. Therefore, whether agents not trading with i are either trading among themselves, or in autarky, is irrelevant when evaluating the policy. Moreover, any two states with generate the same segmented market for agent i are equivalent from the point of view of the planner when evaluating this policy. This result is easily generalized for endogenous market participation economies.

10.2. Passive Planners. In this section, we consider the original environment, but assume the consumption allocation is a primitive of the model (e.g., being determined by a Walrasian Equilibrium). In this setup, the Social Planner can only influence the allocation by making the proposed liquidity injections of Section 3.1. If the social planer has preferences given by $V = \mathbb{E}[\sum \lambda_i u_i(c_i)]$, and agents consume according to a (differentiable) allocation $c(\cdot)$, financial centrality would be defined as:

$$FC_i = \mathbb{E}_s \left\{ \zeta_i \sum_{j:\zeta_j=1} \lambda_j u'_j [c_j(s)] \frac{\partial c_j}{\partial y_i}(s) \right\}.$$

An important case is where $c(\cdot)$ is a (constrained) Pareto optimal allocation; i.e., there exists a *representing Pareto weight* vector φ such that $c(\cdot)$ solves problem 2.1 with φ instead of λ . Also, let $q(s)$ be the usual normalized lagrange multiplier of the resource constraint at state s , for this φ - planner problem. It is easy to show (see Appendix A) that financial centrality in this setting is

$$(10.2) \quad FC_i = \mathbb{E}_s \left\{ \zeta_i q(s) \left[\sum_{j:\zeta_j=1} \rho_j \frac{\partial c_j(s)}{\partial y_i} \right] \right\},$$

where $\rho_j := \lambda_j/\varphi_j$ ¹¹.

A special case is when the consumption allocation satisfies $\partial c_j/\partial y_i = n_\zeta^{-1}$ whenever $\zeta_j = \zeta_i = 1$. This is the case in the CARA model with homogeneous preferences, even if income draws are not Normal (see Appendix A). Whenever this happens, equation 10.2 can be simplified to

$$FC_i = \mathbb{E}_s \left\{ \zeta_i q(s) \times \bar{\rho}_\zeta \right\},$$

where $\bar{\rho}_\zeta = n_\zeta^{-1} \sum \zeta_j \rho_j$ is the arithmetic mean of the Pareto weights ratio, and $q(s)$ is the Lagrange multiplier in the Pareto problem with weights φ . In the CARA-Normal model this then translates into

$$FC_i = \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \bar{\varphi}_\zeta \exp(-r\bar{\mu}_\zeta) \exp\left(\frac{r^2 \bar{\sigma}_\zeta^2}{2 n_\zeta}\right) \times \bar{\rho}_\zeta \right\},$$

which is the same formula as in Section 5.3, but with an extra term, $\bar{\rho}_\zeta := n_\zeta^{-1} \sum \zeta_j (\lambda_j/\varphi_j)$, the (arithmetic) mean of relative Pareto weights. Another important case where $\partial c_j/\partial y_i = n_\zeta^{-1}$ is an environment where agents are homogeneous preferences and identical and independently distributed random draws. If the allocation comes from a Walrasian equilibrium, we know that the representing Pareto weight is $\varphi_j = 1$ for all j (see Proposition B.2), and therefore $FC_i = \exp(-r\mu) \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \exp\left(\frac{r^2 \sigma_\zeta^2}{2 n_\zeta}\right) \times \bar{\lambda}_\zeta \right\}$, where $\bar{\lambda}_\zeta := n_\zeta^{-1} \sum \zeta_j \lambda_j$ is now the arithmetic mean of the Pareto weight of the social planner. In the baseline case of Section 4, with homogeneous preferences, i.i.d. income draws and a representing Pareto weight $\varphi_j = 1$ for all j (so $c_i = \bar{y}$ if $\zeta_i = 1$) we can approximate the centrality measure to $FC_i \approx \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \left(1 + \gamma \frac{\sigma_\zeta^2}{n_\zeta}\right) \bar{\lambda}_\zeta \right\}$, which resembles the centrality measure obtained in Subsection 5.2 for CES and CARA preferences.

11. CONCLUSION

In a number of economic environments, agents in a market share risk, but there is heterogeneity in market access, in the ability to participate in exchange. This is true of financial markets with search frictions and stochastic matching with limited and stochastic market participation financial and monetary models. This is observed in risk-sharing village networks, among other settings. A common, standard model with market participation shocks is used to address the question of how one measures an agent's importance. We define the financial centrality of an agent as the marginal social value of injecting an infinitesimal amount of liquidity to that agent.

We show that the most valued agents are not only those who trade often, but are more likely to trade when there are few traders, when income risk is high, when income shocks are positively correlated, when attitudes toward risk are more sensitive in the aggregate, when there are distressed institutions, and when there are tail risks.

We extend our framework to allow for endogenous market participation. Finally, we provide observational evidence from village risk-sharing network data consistent with our model: that

¹¹Of course, when $\lambda = \varphi$ we have $\rho_j = 1$ for all j , and since $\sum_{j:\zeta_j=1} \partial c_j(s)/\partial y_i = 1$ for all $s : \zeta_i = 1$, we recover the usual formula in this case.

the agents that receive the greatest share of the pie are indeed those who are not simply well-connected, but are active precisely when the market is otherwise thin.

Addressing this issue is important for both theory, data, and policy. It allows us to pinpoint both who is providing the greatest marginal value and how one may want to intervene and provide marginal liquidity. .

REFERENCES

- ACEMOGLU, D., M. A. DAHLEH, I. LOBEL, AND A. OZDAGLAR (2010): “Bayesian Learning in Social Networks,” .
- ACEMOGLU, D., A. OZDAGLAR, AND A. TAHBAZ-SALEHI (2015): “Systemic risk and stability in financial networks,” *The American Economic Review*, 105, 564–608.
- ALDOUS, D. AND J. FILL (2002): “Reversible Markov chains and random walks on graphs,” .
- ALLEN, F. AND A. BABUS (2009): “Networks in Finance,” in *Network-based Strategies and Competencies*, ed. by P. Kleindorfer and J. Wind, 367–382.
- ALLEN, F. AND D. GALE (2000): “Financial contagion,” *Journal of Political Economy*, 108, 1–33.
- ALVAREZ, F. AND G. BARLEVY (2015): “Mandatory Disclosure and Financial Contagion,” .
- AMBRUS, A., W. Y. GAO, AND P. MILÁN (2017): “Informal Risk Sharing with Local Information,” .
- AMBRUS, A., M. MOBIUS, A. SZEIDL, AND L. CENTER (2010): “Consumption risk-sharing in social networks,” *NBER Working Paper*.
- ARMENTER, R. AND B. R. LESTER (2015): “Excess Reserves and Monetary Policy Normalization,” *FBR of Philadelphia Working Paper*.
- BABUS, A. (2016): “The formation of financial networks,” *The RAND Journal of Economics*, 47, 239–272.
- BARBOUR, A. D. AND P. HALL (1984): “On the rate of Poisson convergence,” *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, 95, 473–480.
- BARBOUR, A. D., L. HOLST, AND S. JANSON (1992): *Poisson Approximation*, Oxford Studies in Probability 2, Oxford: Clarendon Press.
- BATTISTON, S., D. D. GATTI, M. GALLEGATI, B. GREENWALD, AND J. E. STIGLITZ (2012): “Liaisons dangereuses: Increasing connectivity, risk sharing, and systemic risk,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36, 1121–1141.
- BECH, M. L. AND E. ATALAY (2010): “The topology of the federal funds market,” *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 389, 5223–5246.
- BOSS, M., H. ELSINGER, M. SUMMER, AND S. T. 4 (2004): “Network topology of the interbank market,” *Quantitative Finance*, 4, 677–684.
- CHANG, B. AND S. ZHANG (2016): “Endogenous market making and network formation,” .
- CHEN, L. H. Y. (1975): “Poisson Approximation for Dependent Trials,” *The Annals of Probability*, 3, 534–545.

- CHEN, S. X. AND J. S. LIU (1997): “Statistical Applications of the Poisson-Binomial and Conditional Bernoulli Distributions,” *Statistica Sinica*, 7, 875–892.
- COCCO, J. F., F. J. GOMES, AND N. C. MARTINS (2009): “Lending relationships in the interbank market,” *Journal of Financial Intermediation*, 18, 24 – 48.
- COHEN-COLE, E., A. KIRILENKO, E. PATAcCHINI, J. FOUQUE, AND J. LANGSAM (2013): “Strategic interactions on financial networks for the analysis of systemic risk,” *Handbook on Systemic Risk*, 1, 306–326.
- CONT, R., A. MOUSSA, E. SANTOS, J. FOUQUE, AND J. LANGSAM (2013): “Handbook on systemic risk,” *Network structure and systemic risk in banking systems*. Cambridge University Press, Cambridge, 327–368.
- CRAIG, B. AND G. VON PETER (2014): “Interbank tiering and money center banks,” *Journal of Financial Intermediation*, 23, 322–347.
- DUFFIE, D., N. GÂRLEANU, AND L. H. PEDERSEN (2005): “Over-the-Counter Markets,” *Econometrica*, 73, 1815–1847.
- DURRETT, R. (2007): *Random graph dynamics*, vol. 200, Cambridge university press Cambridge.
- ECHENIQUE, F. AND A. WIERMAN (2012): “Finding a Walrasian Equilibrium is Easy for a Fixed Number of Agents,” in *Proceedings of the 13th ACM Conference on Electronic Commerce*, New York, NY, USA: ACM, EC ’12, 495–495.
- EHM, W. (1991): “Binomial approximation to the Poisson binomial distribution,” *Statistics & Probability Letters*, 11, 7 – 16.
- EISENBERG, L. AND T. H. NOE (2001): “Systemic risk in financial systems,” *Management Science*, 47, 236–249.
- ELLIOTT, M., B. GOLUB, AND M. O. JACKSON (2014): “Financial Networks and Contagion,” *American Economic Review*, 104, 3115–53.
- FARBOODI, M. (2015): “Intermediation and Voluntary Exposure to Counterparty Risk,” .
- FERNÁNDEZ, M. AND S. WILLIAMS (2010): “Closed-form expression for the poisson-binomial probability density function,” *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 46, 803–817.
- FRANKLIN, A., A. BABUS, AND E. CARLETTI (2009): “Financial Crises: Theory and Evidence,” *Annual Review of Financial Economics*, 1, 97–116.
- FREEMAN, S. (1996): “The payments system, liquidity, and rediscounting,” *The American Economic Review*, 1126–1138.
- FREIXAS, X., B. M. PARIGI, AND J.-C. ROCHET (2000): “Systemic risk, interbank relations, and liquidity provision by the central bank,” *Journal of money, credit and banking*, 611–638.
- GAI, P. AND S. KAPADIA (2010): “Contagion in financial networks,” in *Proceedings of the Royal Society of London A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, The Royal Society, vol. 466, 2401–2423.
- GALE, D. M. AND S. KARIV (2007): “Financial networks,” *The American economic review*, 97, 99–103.

- GREEN, E. J. AND R. ZHOU (2002): “Dynamic monetary equilibrium in a random matching economy,” *Econometrica*, 70, 929–969.
- HARSANYI, J. C. (1967): “Games with incomplete information played by ?Bayesian? players, I–III Part I. The basic model,” *Management science*, 14, 159–182.
- HENDERSHOTT, T. AND A. MADHAVAN (2015): “Click or Call? Auction versus Search in the Over-the-Counter Market,” *The Journal of Finance*, 70, 419–447.
- HOJMAN, D. A. AND A. SZEIDL (2008): “Core and periphery in networks,” *Journal of Economic Theory*, 139, 295–309.
- HONG, Y. (2013): “On computing the distribution function for the Poisson binomial distribution,” *Computational Statistics & Data Analysis*, 59, 41 – 51.
- JACKSON, M. O. (2008): *Social and Economic Networks*, Princeton University Press.
- JACKSON, M. O. AND A. WOLINSKY (1996): “A strategic model of social and economic networks,” *Journal of economic theory*, 71, 44–74.
- JARAMILLO, M. (2012): “The spatial geography of teacher labor markets: Evidence from a developing country,” *Economics of Education Review*, 31, 984–995.
- KIYOTAKI, N. AND R. WRIGHT (1989): “On money as a medium of exchange,” *Journal of Political economy*, 97, 927–954.
- LANGFIELD, S., Z. LIU, AND T. OTA (2014): “Mapping the UK interbank system,” *Journal of Banking & Finance*, 45, 288–303.
- LE CAM, L. (1960): “An approximation theorem for the Poisson binomial distribution.” *Pacific J. Math.*, 10, 1181–1197.
- LEVY, H. AND H. MARKOVITZ (1979): “Approximating Expected Utility by a Function of Mean and Variance,” *The American Economic Review*, 69, 308–317.
- LI, D. AND N. SCHÜRHOFF (2014): “Dealer networks,” .
- LOISTL, O. (1976): “The erroneous approximation of expected utility by means of a Taylor’s series expansion: analytic and computational results,” *The American Economic Review*, 66, 904–910.
- MAS-COLELL, A., M. D. WHINSTON, J. R. GREEN, ET AL. (1995): *Microeconomic theory*, vol. 1, Oxford university press New York.
- NEGISHI, T. (1960): “Welfare economics and existence of an equilibrium for a competitive economy,” *Metroeconomica*, 12, 92–97.
- SAMPANTHARAK, K. AND R. M. TOWNSEND (2010): *Households as corporate firms: an analysis of household finance using integrated household surveys and corporate financial accounting*, 46, Cambridge University Press.
- SANTOS, M. S. AND M. WOODFORD (1997): “Rational asset pricing bubbles,” *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 19–57.
- SASON, I. (2013): “Improved lower bounds on the total variation distance for the Poisson approximation,” *Statistics & Probability Letters*, 83, 2422 – 2431.
- STEIN, C. (1986): “Approximate Computation of Expectations,” *Lecture Notes-Monograph Series*, 7, i–164.

- SUMMER, M. (2013): “Financial Contagion and Network Analysis,” *Annual Review of Financial Economics*, 5, 1–38.
- TISHBY, I., O. BIHAM, AND E. KATZAV (2017): “The distribution of first hitting times of randomwalks on Erdős–Rényi networks,” *Journal of Physics A: Mathematical and Theoretical*, 50, 115001.
- TREJOS, A. AND R. WRIGHT (1995): “Search, bargaining, money, and prices,” *Journal of political Economy*, 103, 118–141.
- UPPER, C. AND A. WORMS (2004): “Estimating bilateral exposures in the German interbank market: Is there a danger of contagion?” *European Economic Review*, 48, 827–849.
- VOLKOVA, A. Y. (1996): “A Refinement of the Central Limit Theorem for Sums of Independent Random Indicators,” *Theory of Probability & Its Applications*, 40, 791–794.

APPENDIX A. PROOFS

Proof of Proposition 3.1. Since $V(t)$ is concave, this program is convex, and satisfies Slater’s condition if $T > 0$, and hence the Kuhn-Tucker conditions of this program are both necessary and sufficient. The Lagrangian of program 3.1 is $\mathcal{L}(t, \eta, \nu) = V(t) + \eta(T - \sum_{j \in J} t_j) + \nu_j t_j$. Kuhn-tucker conditions are

- (1) $V_j(t) + \nu_j = \eta$ for all $j \in J$, where $V_j = \partial V / \partial t_j$
- (2) $\nu_j t_j = 0$ for all $j \in J$
- (3) $\nu_j \geq 0$ for all $j \in J$
- (4) $\eta(T - \sum_{j \in J} t_j) = 0$ and $\eta \geq 0$

Propose the following solution: $t_i^* = T$, $t_j^* = 0$ for all $j \neq i$, $\eta = V_i(t^*)$ and $\nu_j = \eta - V_j(t^*)$. Since V is differentiable, its partial derivatives are continuous around $t = 0$. Therefore, $\exists \hat{T}_J > 0$ such that for all $t \in \tau = \{t : \sum_{j \in J} t_j < \hat{T}_J \text{ and } t_j \geq 0 \text{ for all } j \in J\}$ we have $V_i(t) > V_j(t)$ for all $j \in J \sim \{i\}$ (since $FC_i > FC_j$). Therefore, if $T < \hat{T}$, a solution $t^* \in \tau$, and therefore we have $V_i(t^*) > V_j(t^*)$ for all j , and hence $\nu_j = \eta - V_j(t^*) = V_i(t^*) - V_j(t^*) > 0$; i.e. t^* satisfies the Kuhn-Tucker conditions. To prove uniqueness, suppose there exists another solution $\hat{t} : \sum_{j \in J} \hat{t}_j < \hat{T}$ and $\exists k \neq i$ with $\hat{t}_k > 0$. If that was the case, then $\eta = V_k(\hat{t})$. But because $\sum_{j \in J} \hat{t}_j < \hat{T}$ we also have that $V_i(\hat{t}) > V_k(\hat{t})$. Therefore, $V_i(\hat{t}) + \nu_i \geq V_i(\hat{t}) > V_k(\hat{t}) = \eta$, violating condition (1). Therefore, the only solution to 3.1 is $t = t^*$ \square

Proof of Proposition 3.2. Using the envelope theorem, and letting $q(s)$ be the Lagrange multipliers of the original program, we get the result. \square

Proof of Proposition 3.3. We will focus on allocations where $c_i(s) > 0$ for all $s = (y, \zeta) : \zeta_i = 1$ for simplicity. Since 3.5 is a convex optimization problem and $u(\cdot)$ is strictly concave and differentiable, Kuhn Tucker conditions are necessary and sufficient to characterize the optimum. This is also true for the planner’s problem 2.1. Let $\mu_i > 0$ be the lagrange multiplier of the AD

budget constraint in 3.6 (this constraint will always be binding). The first order conditions of the consumer problem with respect to $a_i(s)$ at states $s = (y, \zeta) : \zeta_i = 1$

$$(A.1) \quad u'_i[c_i(s)]P(s) = \mu_i r(s) \text{ for all } s : \zeta_i = 1 \text{ where } c_i(s) = y_i(s) + a_i(s)$$

where $c_i(s) = y_i(s) + a_i(s)$. Also see that the choice of $a_i(s)$ is superfluous in the consumer's problem if $c_i(s) = 0$ for all $s : \zeta_i = 0$, and that the budget constraint can be written as $\sum \zeta_i c_i(s) r(s) \leq \sum \zeta_i y_i r(s)$. Hence $c = (c_i(s))_{i \in I, s \in S}$ is a Walrasian equilibrium with transfers allocation if $\exists \mu_i > 0 \forall i \in I$ such that conditions A.1 and the resource constraint 2.2 are satisfied, and such that $c_i(s) = y_i$ for all $s : \zeta_i = 0$. The corresponding Walrasian Equilibrium has $a_i(s) = c_i(s) - y_i$, $r(s) = (1/\mu_i) u'_i[c_i(s)]P(s) > 0$ and $\tau_i = \sum_s a_i(s) r(s) = (1/\mu_i) \mathbb{E}_s \{[c_i(s) - y_i] u'_i[c_i(s)]\}$.

Doing the same exercise for the planner's problem 2.1, we get that a consumption allocation $c_i(s)$ solves the planner's problem with Pareto Weights $\lambda \in \Delta$ if and only if it satisfies the resource constraint 2.2 for all $s \in S$, $c_i(s) = y_i$ for all $s : \zeta_i = 0$ and all $i \in I$, and satisfies for all $i \in I$:

$$(A.2) \quad \lambda_i u'_i[c_i(s)] = q(s) \text{ for all } s : \zeta_i = 1$$

where $q(s)$ is the (normalized) lagrange multiplier of the resource constraint at state s .

Therefore, a Walrasian Equilibrium with transfers consumption allocation c will also be the solution to the Planner's Problem 2.1 with Pareto Weights $\lambda_i = 1/\mu_i$. Likewise, for given $\lambda \in \Delta$, the solution to the Planner's Problem 2.1 will be a Walrasian Equilibrium with transfers if we take $\mu_i = 1/\lambda_i$. Moreover, the implementing price function $r(s)$ and transfers τ_i satisfy:

$$(A.3) \quad r(s) = (1/\mu_i) u'_i[c_i(s)]P(s) = q(s)P(s)$$

$$\tau_i = \mathbb{E}_s \{[c_i(s) - y_i] q(s)\}$$

since $1/\mu_i = \lambda_i$. □

Proof of Subsection 5.1. We use the same approximation around $y = \mu$ of Proposition 4.1, but now we have that $\mathbb{E} \{(\bar{y} - \mu)^2 | \zeta\} = \frac{1}{n_\zeta^2} \sum_{i:\zeta_i=1} \sum_{j:\zeta_j=1} \sigma_{ij} = \frac{1}{n_\zeta} \bar{\sigma}_\zeta^2$ as defined above. Following the same steps of the proof of Proposition 4.1 we get to equation 5.1 □

Proof of Subsection 5.2. Take the case of CES preferences: $u(c) = (c^{1-\rho} - 1)/(1 - \rho)$. The first order conditions of planner program 2.1 are now

$$\lambda_i c_i^{-\rho} = q(s) \iff c_i(s) = \lambda_i^{1/\rho} q(s)^{-1/\rho}$$

Putting this equation in the resource constraint of state s , and solving for $q(s)$ we get

$$q(s)^{-1/\rho} \sum \lambda_i^{1/\rho} = n_\zeta \bar{y} \iff q(s) = \left(\frac{1}{n_\zeta} \sum_{j:\zeta_j=1} \lambda_j^{1/\rho} \right)^\rho \bar{y}^{-\rho}$$

so $q(s) = \bar{\lambda}_\zeta \times u'(\bar{y}_\zeta)$, where $\bar{\lambda}_\zeta$ is the LP norm of λ_ζ . We then use the approximation of subsection 5.1 to get the desired result.

For CARA preferences, the first order conditions are

$$\lambda_i \exp(-rc_i) = q(s) \iff rc_i = \ln(\lambda_i) - \ln[q(s)]$$

Again, using this equation in the resource constraint of state s , we solve for $q(s)$ in the same manner as before:

$$\begin{aligned} \frac{1}{r} \sum_{j:\zeta_j=1} \ln(\lambda_j) - n_\zeta \frac{1}{r} \ln[q(s)] &= n_\zeta \bar{y}_\zeta \iff q(s) = \exp \left[\frac{1}{n_\zeta} \sum_{j:\zeta_j=1} \ln(\lambda_j) - r \bar{y}_\zeta \right] \\ &= \underbrace{\exp \left(\frac{1}{n_\zeta} \sum_{j:\zeta_j=1} \ln(\lambda_j) \right)}_{:=\bar{\lambda}_\zeta} \times \underbrace{\exp(-r \bar{y}_\zeta)}_{:=u'(\bar{y}_\zeta)} \end{aligned}$$

so $q(s) = \bar{\lambda}_\zeta u'(\bar{y}_\zeta)$ where now $\bar{\lambda}_\zeta$ is the geometric mean of Pareto weights in the market. From here on, we follow the proof of the result of subsection 5.2. \square

Proof of Subsections 5.3 and 5.4. We follow the previous proof above, now with heterogeneous preferences. The first order condition now implies that $r_i c_i = \ln(\lambda_i) - \ln[q(s)]$. Again substituting this equation into the resource constraint in state s , we obtain

$$\sum_{j:\zeta_j=1} r_j^{-1} \ln(\lambda_j) - \sum_{j:\zeta_j=1} r_j^{-1} \ln[q(s)] = n_\zeta \bar{y}$$

and using the definitions $\bar{r}_\zeta = \left(\frac{1}{n_\zeta} \sum \zeta_j \frac{1}{r_j} \right)^{-1}$ and $\hat{\lambda}_\zeta := \exp \left(\frac{1}{n_\zeta} \sum \zeta_j \frac{\bar{r}_\zeta}{r_j} \ln(\lambda_j) \right)$, we can rewrite this as

$$\frac{1}{n_\zeta} \sum_{j:\zeta_j=1} \frac{\bar{r}_\zeta}{r_j} \ln(\lambda_j) - \ln[q(s)] = \bar{r}_\zeta \bar{y} \iff$$

$$(A.4) \quad q(s) = \hat{\lambda}_\zeta \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y}_\zeta)$$

Since $\zeta \perp y$ we have that $\exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y}_\zeta) \mid \zeta$ is independent of $\hat{\lambda}_\zeta \mid \zeta$. Moreover, because $y \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$ we know that $\bar{y} \mid \zeta \sim \mathcal{N}(\bar{\mu}_\zeta, \frac{1}{n_\zeta} \bar{\sigma}_\zeta^2)$, where $\bar{\mu}_\zeta := \frac{1}{n_\zeta} \sum \zeta_j \mu_j$ and $\bar{\sigma}_\zeta^2 := \frac{1}{n_\zeta} \sum \zeta_j \zeta_k \sigma_{jk}$ as we defined before. Using the moment generating function of the Normal Distribution, we obtain

$$(A.5) \quad \mathbb{E}_y \left[\exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y}_\zeta) \mid \zeta \right] = \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{\mu}_\zeta) \exp \left(\frac{\bar{r}_\zeta^2 \bar{\sigma}_\zeta^2}{2 n_\zeta} \right)$$

Using equation A.5 in the definition of financial centrality, we obtain:

$$FC_i = \mathbb{E}_\zeta \{ \zeta_i \mathbb{E}_y [q(y, \zeta) \mid \zeta] \} = \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \mathbb{E}_y \left[\hat{\lambda}_\zeta \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y}_\zeta) \mid \zeta \right] \right\} =$$

$$(A.6) \quad = \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \hat{\lambda}_\zeta \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{\mu}_\zeta) \exp\left(\frac{\bar{r}_\zeta^2 \bar{\sigma}_\zeta^2}{2 n_\zeta}\right) \right\}$$

proving the desired result of subsection 5.4. Subsection 5.3 is the special case where $r_i = r$, which implies that $\bar{r}_\zeta = r$ and $\hat{\lambda}_\zeta = \bar{\lambda}_\zeta$, the simple geometric average of Pareto weights. \square

Proof of Proposition 8.1. In the first order conditions of the planner's problem we have

$$\lambda_i \exp(-r_i c_i) = \bar{\lambda}_\zeta \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y})$$

so

$$-\frac{1}{r_i} \exp(-r_i c_i) = -\frac{\bar{\lambda}_\zeta}{r_i \lambda_i} \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y})$$

Hence

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_s [\zeta_i u_i(c_i(s))] &= -\frac{1}{r_i \lambda_i} \mathbb{E}_s [\zeta_i \bar{\lambda}_\zeta \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y})] \\ &= -\frac{1}{r_i \lambda_i} \mathbb{E}_\zeta \left[\zeta_i \bar{\lambda}_\zeta \exp\left(-\bar{r}_\zeta \bar{\mu} + \frac{\bar{r}_\zeta^2 \bar{\sigma}_\zeta^2}{2 n_\zeta}\right) \right] \\ &= -\frac{1}{r_i \lambda_i} FC_i. \end{aligned}$$

Moreover

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_s [\zeta_i u_i(y_i)] &= -\frac{1}{r_i} \mathbb{E}_s [\exp(-r_i y_i)] \\ &= -\frac{1}{r_i} \mathbb{E}_\zeta \left[\zeta_i \exp\left(-r_i \mu_i + \frac{r_i^2 \sigma_i^2}{2}\right) \right] \\ &= -\frac{1}{r_i} \underbrace{\mathbb{P}(\zeta_i = 1)}_{:= p_i} \exp\left(-r_i \mu_i + \frac{r_i^2 \sigma_i^2}{2}\right). \end{aligned}$$

This means

$$\mathbb{E}_s \{ \zeta_i [u_i(c_i(s)) - u_i(y_i)] \} = \frac{1}{r_i} p_i \exp\left(-r_i \mu_i + \frac{r_i^2 \sigma_i^2}{2}\right) - \frac{1}{r_i \lambda_i} FC_i$$

and so

$$\begin{aligned} \lambda_i &= \frac{\alpha_i r_i}{\frac{\lambda_i}{\lambda_i} p_i \exp\left(-r_i \mu_i + \frac{r_i^2 \sigma_i^2}{2}\right) - \frac{1}{\lambda_i} FC_i} \iff \\ \lambda_i &= \frac{\lambda_i \alpha_i r_i}{\lambda_i p_i \exp\left(-r_i \mu_i + \frac{r_i^2 \sigma_i^2}{2}\right) - FC_i} \iff \lambda_i p_i \exp\left(-r_i \mu_i + \frac{r_i^2 \sigma_i^2}{2}\right) - FC_i = \alpha_i r_i \iff \\ \lambda_i &= \frac{\alpha_i r_i + FC_i(\lambda)}{p_i \exp\left(-r_i \mu_i + \frac{r_i^2 \sigma_i^2}{2}\right)} \end{aligned}$$

as we wanted to show. In the first order conditions of the planner's problem we have

$$\lambda_i \exp(-r_i c_i) = \bar{\lambda}_\zeta \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y})$$

so

$$-\frac{1}{r_i} \exp(-r_i c_i) = -\frac{\bar{\lambda}_\zeta}{r_i \lambda_i} \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y}).$$

Hence

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_s [\zeta_i u_i(c_i(s))] &= -\frac{1}{r_i \lambda_i} \mathbb{E}_s [\zeta_i \bar{\lambda}_\zeta \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y})] \\ &= -\frac{1}{r_i \lambda_i} \mathbb{E}_\zeta \left[\zeta_i \bar{\lambda}_\zeta \exp\left(-\bar{r}_\zeta \bar{\mu} + \frac{\bar{r}_\zeta^2}{2n_\zeta} \bar{\sigma}_\zeta^2\right) \right] \\ &= -\frac{1}{r_i \lambda_i} FC_i. \end{aligned}$$

Moreover

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_s [\zeta_i u_i(y_i)] &= -\frac{1}{r_i} \mathbb{E}_s [\exp(-r_i y_i)] = -\frac{1}{r_i} \mathbb{E}_\zeta \left[\zeta_i \exp\left(-r_i \mu_i + \frac{r_i^2}{2} \sigma_i^2\right) \right] \\ &\quad - \frac{1}{r_i} \underbrace{\mathbb{P}(\zeta_i = 1)}_{:=p_i} \exp\left(-r_i \mu_i + \frac{r_i^2}{2} \sigma_i^2\right). \end{aligned}$$

Therefore

$$\mathbb{E}_s \{\zeta_i [u_i(c_i(s)) - u_i(y_i)]\} = \frac{1}{r_i} p_i \exp\left(-r_i \mu_i + \frac{r_i^2}{2} \sigma_i^2\right) - \frac{1}{r_i \lambda_i} FC_i$$

and so

$$\begin{aligned} \lambda_i &= \frac{\alpha_i r_i}{\frac{\lambda_i}{\lambda_i} p_i \exp\left(-r_i \mu_i + \frac{r_i^2}{2} \sigma_i^2\right) - \frac{1}{\lambda_i} FC_i} \iff \\ \lambda_i &= \frac{\lambda_i \alpha_i r_i}{\lambda_i p_i \exp\left(-r_i \mu_i + \frac{r_i^2}{2} \sigma_i^2\right) - FC_i} \iff \lambda_i p_i \exp\left(-r_i \mu_i + \frac{r_i^2}{2} \sigma_i^2\right) - FC_i = \alpha_i r_i \iff \\ \lambda_i &= \frac{\alpha_i r_i + FC_i(\lambda)}{p_i \exp\left(-r_i \mu_i + \frac{r_i^2}{2} \sigma_i^2\right)} \end{aligned}$$

as we wanted to show. \square

Proof of Proposition 8.2. The Lagrangian is

$$\mathcal{L} = \alpha + \sum \mu_i \left\{ \mathbb{E}_{y,\zeta} [\zeta_i u_i(c_i) + (1 - \zeta_i) u_i(y_i)] - \alpha \bar{U}_i - (1 - \alpha) \underline{U}_i \right\} + \sum_{\zeta,y} q(y, \zeta) \zeta_i (y_i - c_i) \mathbb{P}(y, \zeta)$$

with multipliers $(\mu_i)_{i=1:n}$ and $(q(y, \zeta) \mathbb{P}(y, \zeta))_{y,\zeta}$. First order conditions are

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha} = 1 - \mu_i (\bar{U}_i - \underline{U}_i)$$

since $\alpha \in (0, 1)$ (the bliss point cannot be feasible) then, to get an interior solution, we must have $\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha} = 0 \iff \mu_i = 1 / (\bar{U}_i - \underline{U}_i)$. The first order conditions with respect to consumption are

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_i(y, \zeta)} \Big|_{\zeta_i=1} = 0 \iff \mu_i u'_i(c_i) P(y, \zeta) = q(y, \zeta) P(y, \zeta)$$

therefore, in the planer representation, this equivalent to the Pareto weights being

$$\lambda_i = \mu_i = \frac{1}{\bar{U}_i - \underline{U}_i}.$$

In the CARA Normal model, let $Y := \sum \zeta_j y_j$. Since $y \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$, we have $Y \mid \zeta \sim \mathcal{N}(\sum \zeta_j \mu_j, \sum_{i,j} \zeta_i \zeta_j \sigma_{ij})$. Therefore

$$\mathbb{E}_y \left[u_i \left(\sum_i \zeta_j y_j \right) \mid \zeta_i = 1 \right] = -\frac{1}{r} \mathbb{E}[\exp(-rY)] = -\frac{1}{r} M_Y(-r)$$

and $M_Y(t) = \exp(\mu_Y t + \frac{t^2}{2} \sigma_Y^2) = \exp(-r\mu_Y + \frac{r^2}{2} \sigma^2) = \exp(-r \times n_\zeta \bar{\mu}_\zeta + \frac{r^2}{2} \sum \sigma_{ij})$. In the i.i.d case, $M_Y(t) = \exp(-rn_\zeta \mu + \frac{r^2}{2} \sigma^2 n_\zeta) = \exp[n_\zeta(-r\mu + \gamma)]$ and the autarky value is $\mathbb{E}_y[u(y_i)] = -\frac{1}{r} M_{y_i}(-r) = \exp(-r\mu + \frac{r^2}{2} \sigma^2)$

Therefore

$$\begin{aligned} \bar{U}_i - \underline{U}_i &= \mathbb{E} \left\{ \zeta_i \left[u_i \left(\sum_{j:\zeta_j=1} y_j \right) - u_i(y_i) \right] \right\} = p_i \mathbb{E}_{y, \zeta} \left\{ u_i \left(\sum_{j:\zeta_j=1} y_j \right) - u_i(y_i) \mid \zeta_i = 1 \right\} \\ &= p_i \times \left\{ \exp \left[n_\zeta \left(-r\mu + \frac{r^2}{2} \sigma^2 \right) \right] - \exp \left(-r\mu + \frac{r^2}{2} \sigma^2 \right) \right\} \end{aligned}$$

proving the desired result. \square

Proofs of Subsection 10.2. First, we want to show equation 10.2. For that, we use again the first order conditions of planner's problem 2.1 but with representing pare-to weights $\varphi \geq 0$: $\varphi_j u'_j(c_j(s)) = q(s) \iff \lambda_j u'_j(c_j(s)) = \rho_j q(s)$ where $\rho_j = \lambda_j / \varphi_j$. Using this in the original definition of centrality in this setup, we get

$$\begin{aligned} FC_i &= \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \sum_{j:\zeta_j=1} \lambda_j u'(c_j(s)) \frac{\partial c_j(s)}{\partial y_i} \right\} = \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \sum_{j:\zeta_j=1} \rho_j q(s) \frac{\partial c_j(s)}{\partial y_i} \right\} \\ &= \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i q(s) \sum_{j:\zeta_j=1} \rho_j \frac{\partial c_j(s)}{\partial y_i} \right\}, \end{aligned}$$

showing the desired result. Also, because the resource constraint is always binding at every state s , we have the identity $\sum_{j:\zeta_j=1} c_j(s) = \sum_{j:\zeta_j=1} y_j$, which at states $s : \zeta_i = 1$ implies that $\sum_{j:\zeta_j=1} \partial c_j(s) / \partial y_i = 1$. Therefore, if $\lambda = \varphi$, then $\rho_j = 1 \forall j$, $q(s)$ is the multiplier for the Pareto problem with Pareto weights $\lambda = \varphi$ and hence, $FC_i = \{\zeta_i q(s)\}$, like we had above. \square

and (2) the resource constraint

We now study the special case of the CARA+Normal model with homogeneous preferences and a representing Pareto weight vector φ . We know (see B) that in this model, $c_j(s) = r^{-1} \ln(\varphi_j/\bar{\varphi}_\zeta) + \bar{y}$, where $\bar{\varphi}_\zeta = \exp(n_\zeta^{-1} \sum \zeta_j \ln \varphi_j)$. This then means that whenever $\zeta_i = \zeta_j = 1$, we have $\partial c_j(s)/\partial y_i = n_\zeta^{-1}$. Moreover, we also showed that in this environment, $q(s) = \bar{\varphi}_\zeta \exp(-r\bar{y})$. Therefore, using 10.2 we get $FC_i = \mathbb{E}_s \left\{ \zeta_i \bar{\varphi}_\zeta \exp(-r\bar{y}) \times \bar{\rho}_\zeta \right\}$, where now $\bar{\rho}_\zeta := n_\zeta^{-1} \sum \zeta_j \rho_j$ is the arithmetic mean of relative Pareto weights. Using the assumption $y \perp \zeta$, we can then rewrite it as

$$\mathbb{E}_s \left\{ \zeta_i \bar{\varphi}_\zeta \exp(-r\bar{\mu}_\zeta) \exp\left(\gamma \frac{\bar{\sigma}_\zeta^2}{n_\zeta}\right) \times \bar{\rho}_\zeta \right\}.$$

APPENDIX B. WALRASIAN EQUILIBRIUM WITHOUT TRANSFERS

Following the definitions in Subsection 3.2, and given a (normalized) price function $r \in \Delta(S)$, we can simplify the consumer's problem by just choosing consumption to maximize utility, given only one "expected" budget constraint. Formally, agent $i \in \{1, \dots, n\}$ solves

$$(B.1) \quad \begin{aligned} V_i(q) &:= \max \mathbb{E}_s \{ \zeta_i u_i [c_i(s)] + (1 - \zeta_i) u_i (y_i) \} \\ &\text{subject to: } \mathbb{E}_s [\zeta_i c_i(s) r(s)] \leq \mathbb{E}_s [\zeta_i y_i r(s)] \end{aligned}$$

As we did when defining the Lagrange multipliers for the planning problem, we normalize the price function as $q(s)P(s) = \hat{q}(s)$, where \hat{q} is the actual price measure. A Walrasian equilibrium is a pair $(c, q) = \left(\{c_i(s)\}_{i \in I, s \in S}, \{q(s)\}_{s \in S} \right)$ such that

- $\{c_i(s)\}_{s \in S}$ solves B.1 given prices $q(s)$
- and markets clear at all states: $\sum_i \zeta_i c_i(s) \leq \sum_i \zeta_i y_i$. for all $s = (y, \zeta)$

Proposition ?? implies there exist a vector λ such that the equilibrium allocation solves the planning problem 2.1, and such that the normalized prices satisfy $r(s) = q(s)$, where $q(s)$ are the normalized lagrange multipliers of the resource constraint at state s . Following Negishi (1960) and more recently Echenique and Wierman (2012), we can then solve for the equilibrium allocation by finding the Pareto weights that satisfy the budget constraints for all agents. Formally, let $c_i^*(s | \lambda)$ be the optimal consumption allocation in the planning problem with weights λ , and $q^*(s | \lambda)$ the Lagrange multipliers (normalized by the probabilities of each state). Then, a Pareto weight vector λ corresponds to a Walrasian equilibrium allocation if and only if

$$(B.2) \quad \mathbb{E}_s [\zeta_i c_i^*(s | \lambda) q^*(s | \lambda)] = \mathbb{E}_\zeta [\zeta_i y_i q^*(s | \lambda)] \text{ for all } i = 1, 2 \dots n$$

The next proposition characterizes the Pareto weights equation for the CARA normal case

Proposition B.1. *Suppose $u_i(c) = -r_i^{-1} \exp(-r_i c)$ and $y \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$. Let $\bar{r}_\zeta := \left(\frac{1}{n_\zeta} \sum \zeta_i r_i^{-1} \right)^{-1}$ be the harmonic mean of risk aversion in market ζ , and $\bar{\lambda}_\zeta := \exp \left[\frac{1}{n_\zeta} \sum_i \zeta_i (\bar{r}_\zeta / r_i) \ln(\lambda_i) \right]$ be the average Pareto weight in the market, weighted by the relative risk aversion. Also, let $\Sigma_{i,\zeta} := \sum_j \zeta_j \sigma_{ij}$. Then the Pareto weight vector λ solving B.2 satisfies:*

$$(B.3) \quad \ln(\lambda_i) = \frac{\mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \left[\ln(\bar{\lambda}_\zeta) + \left(r_i \mu_i - \bar{r}_\zeta \bar{\mu}_\zeta \right) - \frac{\bar{r}_\zeta}{n_\zeta} \left(r_i \Sigma_{i,\zeta} - \bar{r}_\zeta \bar{\sigma}_\zeta^2 \right) \right] \eta(s) \right\}}{\mathbb{E}_\zeta \{ \zeta_i \eta(s) \}}$$

for $i = 1, \dots, n$, where $\eta(s) := \bar{\lambda}_\zeta \exp \left(-\bar{r}_\zeta \bar{\mu}_\zeta + \frac{\bar{r}_\zeta^2}{2} \frac{\bar{\sigma}_\zeta^2}{n_\zeta} \right)$.

Proof. From the first order conditions under CARA preferences, we get

$$(B.4) \quad \lambda_i \exp(-r_i c_i) = q(s) \iff c_i = \frac{1}{r_i} \ln(\lambda_i) - \frac{1}{r_i} \ln(q(s))$$

and that

$$q(s) = \bar{\lambda}_\zeta \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y}) = \bar{\lambda}_\zeta \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y})$$

Using the first order conditions again, whenever $\zeta_i = 1$ we get

$$(B.5) \quad c_i(s) = \frac{\ln(\lambda_i/\bar{\lambda}_\zeta)}{r_i} + \frac{\bar{r}_\zeta}{r_i} \bar{y}(s)$$

□

Then, the value of the consumption allocation, at prices $q(s)$ is

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_s \{ \zeta_i c(s) q(s) \} &= \mathbb{E}_s \left[\zeta_i \frac{\ln(\lambda_i)}{r_i} q(s) \right] - \mathbb{E}_s \left\{ \zeta_i \frac{\ln(\bar{\lambda}_\zeta)}{r_i} q(s) \right\} + \mathbb{E}_s \left\{ \zeta_i \frac{\bar{r}_\zeta}{r_i} \bar{y}(s) q(s) \right\} = \\ &= \frac{1}{r_i} \ln(\lambda_i) FC_i(\lambda) - \frac{1}{r_i} \mathbb{E}_s \left\{ \zeta_i \bar{\lambda}_\zeta \left[\ln(\bar{\lambda}_\zeta) + \bar{r}_\zeta \bar{y} \right] \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y}) \right\} \end{aligned}$$

where $\mathbb{E}_y(-\bar{r}_\zeta \bar{y}) = \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{\mu}_\zeta + \frac{\bar{r}_\zeta^2 \bar{\sigma}_\zeta^2}{2})$ as we have seen before. Moreover

$$\mathbb{E}_s [\bar{r}_\zeta \bar{y} \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y})] = \mathbb{E}_\zeta \left[\left(\bar{r}_\zeta \bar{\mu}_\zeta - \frac{\bar{r}_\zeta^2 \bar{\sigma}_\zeta^2}{n_\zeta} \right) \exp \left(-\bar{r}_\zeta \bar{\mu}_\zeta + \frac{\bar{r}_\zeta^2 \bar{\sigma}_\zeta^2}{2 n_\zeta} \right) \right]$$

On the other hand, the value of agent i 's income stream is

$$w_i = \mathbb{E}_\zeta [\zeta_i y_i q(s)] = \mathbb{E}_s \left\{ \zeta_i \bar{\lambda}_\zeta y_i \exp[-\bar{r}_\zeta \bar{y}(s)] \right\}$$

Using the moment generating function $M_y(t) = \mathbb{E}_y[\exp(t'y)] = \exp(t'\mu + \frac{1}{2}t'\Sigma t)$, we get $\mathbb{E} [y_i \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y}_\zeta)] = \frac{\partial M}{\partial t_i} \Big|_{t = -\frac{\bar{r}_\zeta}{n_\zeta} \mathbf{1}}$ where $\mathbf{1}$ is a vector of 1's, so that $t'y = \bar{r}_\zeta \bar{y}$. This then implies that $\mathbb{E}_y [y_i \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{y})] = \left(\mu_i - \frac{\bar{r}_\zeta}{n_\zeta} \Sigma_{i,\zeta} \right) \exp(-\bar{r}_\zeta \bar{\mu}_\zeta + \frac{\bar{r}_\zeta^2 \bar{\sigma}_\zeta^2}{2n_\zeta})$, where $\Sigma_{i,\zeta} := \sum_j \zeta_j \sigma_{ij}$. Putting all this results together, we can write the budget constraint as

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_s [\zeta_i (c_i - y_i) q(s)] = 0 &\iff r_i^{-1} \ln(\lambda_i) FC_i(\lambda) - r_i^{-1} \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \bar{\lambda}_\zeta \left[\ln(\bar{\lambda}_\zeta) - \bar{r}_\zeta \bar{\mu}_\zeta + \frac{\bar{r}_\zeta^2 \bar{\sigma}_\zeta^2}{n_\zeta} \right] \exp \left(-\bar{r}_\zeta \bar{\mu}_\zeta + \frac{\bar{r}_\zeta^2 \bar{\sigma}_\zeta^2}{2n_\zeta} \right) \right\} \\ &= \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \bar{\lambda}_\zeta \left(\mu_i - \frac{\bar{r}_\zeta}{n_\zeta} \Sigma_{i,\zeta} \right) \exp \left(-\bar{r}_\zeta \bar{\mu}_\zeta + \frac{\bar{r}_\zeta^2 \bar{\sigma}_\zeta^2}{2n_\zeta} \right) \right\} \iff \\ \ln(\lambda_i) FC_i(\lambda) &= \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \bar{\lambda}_\zeta \left[\ln(\bar{\lambda}_\zeta) + \left(r_i \mu_i - \bar{r}_\zeta \bar{\mu}_\zeta \right) - \frac{\bar{r}_\zeta}{n_\zeta} \left(r_i \Sigma_{i,\zeta} - \bar{r}_\zeta^2 \bar{\sigma}_\zeta^2 \right) \right] \exp \left(-\bar{r}_\zeta \bar{\mu}_\zeta + \frac{\bar{r}_\zeta^2 \bar{\sigma}_\zeta^2}{2n_\zeta} \right) \right\} \end{aligned}$$

See that the denominator $\mathbb{E}_\zeta \{ \zeta_i \eta(s) \} = FC_i$. Also, because $\lambda \in \Delta$, we have $\ln(\lambda_i)$ and $\ln(\bar{\lambda}_\zeta) < 0$, which implies that if we could, somehow, increase FC_i without affecting the numerator of the right hand side of B.3, would increase λ_i in the fixed point equation. An important corollary of Proposition B.1 is the proof of Proposition 3.2, since we would have $\bar{r}_\zeta = r_i = r$ for all ζ , and the fact that incomes are identically distributed and independent imply $\bar{\sigma}_\zeta^2 = \sigma^2$, $\bar{\mu}_\zeta = \mu$ and $\Sigma_{i,\zeta} = \sigma^2$. This simplifies the fixed point equation as

$$\ln(\lambda_i) FC_i(\lambda) = \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \bar{\lambda}_\zeta \ln(\bar{\lambda}_\zeta) \exp \left(-r\mu + \frac{r^2 \sigma^2}{2 n_\zeta} \right) \right\}$$

to which a solution is $\lambda_i = 1/n$. We summarize this result in Proposition B.2

Proposition B.2. *Suppose $u_i(c) = -r^{-1} \exp(-rc)$ and $y_i \sim_{i.i.d} \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$. Then $\lambda_i = 1/n \forall i$ solves B.2, and hence $FC_i(\lambda) = \exp(-r\mu) \mathbb{E}_\zeta \left\{ \zeta_i \exp\left(\frac{r^2 \sigma^2}{2 n \zeta}\right) \right\}$.*

APPENDIX C. TRANSACTION CHAINS

A simple transaction chain is a set of agents that can only trade with adjacent agents. Namely, there is a set of agents $J = \{i_1, i_2, \dots, i_k\} \in I$ (which are selected randomly), such that i_j can trade only with agents i_{j-1} and i_{j+1} , for $j \in \{0, 1, \dots, k\}$ (except for the first agent i_1 , who can only trade with i_2 , and the last member i_k , who can only trade with i_{k-1}). Suppose

- (1) Each agent has an endowment of $y_j \geq 0$.
- (2) Agent j can make or receive transfers $\hat{T}_{j,h} \in \mathbb{R}$ for $h \in \{j-1, j+1\}$, which might be such that $\hat{T}_{j,h} + y_j < 0$ (i.e. giving agent h more than the endowment she has at the moment of the transaction). If $\hat{T}_{j,h} > 0$ it means that j sends resources to agent h , while $\hat{T}_{j,h} < 0$ means that j receives resources from k . The budget constraint that j faces is then

$$T_{j,j-1} + T_{j-1,j} + T_{j,j+1} + T_{j+1,j} \leq y_j$$

If we define $T_{j,h}$ as net transfers instead of gross transfers, then $T_{j,j+1} = -T_{j+1,j}$. Therefore, we can work only with the net transfers $T_j = T_{j,j+1}$ for agents $j = 1, 2, \dots, k-1$. Therefore the budget constraint is, for every $j = 1, \dots, k-1$

$$T_j \leq y_j + T_{j-1}$$

- (3) There is a clearing house that, at the end of the day, settle all transactions. That is, payments are settled simultaneously, once all transactions are agreed upon.

Without loss of generality, let's assume $i_j = j$, so that $C = \{1, 2, \dots, k\}$. A consumption profile of the agents in the chain C , is a description of consumption amounts $c = (c_1, c_2, \dots, c_k)$. A consumption bundle is feasible if and only if

$$\sum_{i=1}^k c_i = \sum_{i=1}^k y_i$$

We say that a consumption bundle is *transfer-feasible* \iff it is feasible and there exist transfers $\{T_{i,j}\}_{i=1}^n$ such that

$$c_j = y_j + T_{j-1} - T_j \geq 0$$

and

$$\sum_{j=1}^{k-1} (T_{j-1} - T_j) = 0$$

In order to be able to define this objects for all j , we set $T_{1-1} = T_{k,k+1} = 0$. Therefore, for $i = 1$

$$c_1 = y_1 - T_2$$

and for $i = k$

$$c_k = y_k + T_{k-1}$$

For such a consumption allocation, we say the sequence of net transfers $\{T_j\}$ *implements the allocation* c . The (rather obvious) result is that the set of feasible consumption profiles

is equal to the set of transfer feasible allocations. This then implies that by modeling the interactions among agents as trades “as if” everyone was trading with each other is just an useful representation.

So, the basic assumptions in this environment is that (1) agents can only trade bilaterally with adjacent agents (with a predetermined order) in the chain and (2) promises to pay (i.e. net transfers) have to be settled jointly, after all trades have been agreed upon. This is the most important assumption; which abstracts away from leverage or run-away constraints (which would limit the short-run deficits agents can have in any given moment). In Proposition C.1 we show that, if we allow agents to run short-run deficits (until the end of the day, where all transactions are settled), than any feasible consumption allocation among k agents can be implemented by a trading chain (in no particular order of agents).

Proposition C.1. *Let $c = (c_i)_{i=1}^{i=k}$ be a feasible consumption allocation (so $\sum_i c_i = \sum_i y_i$). Then, the net transfers T_j defined as*

$$(C.1) \quad T_j = T_{j \rightarrow j+1} := \sum_{i=1}^{i=j} (y_i - c_i)$$

implement c . Moreover, the following gross transfers implement c

$$\hat{T}_{j \rightarrow j+1} = \max \{0, T_j\} \quad \text{and} \quad \hat{T}_{j+1 \rightarrow j} = \max \{0, -T_j\}$$

so either $\hat{T}_{j \rightarrow j+1} = T_j > 0$ and $\hat{T}_{j+1 \rightarrow j} = 0$, or $\hat{T}_{j \rightarrow j+1} = 0$ and $\hat{T}_{j+1 \rightarrow j} = -T_j \geq 0$

Proof. The fact that $\sum_{j=1}^k (T_{j-1} - T_j)$ comes from equation C.1: we have

$$T_{j-1} - T_j = \sum_{i=1}^{i=j-1} (y_i - c_i) - \sum_{i=1}^{i=j} (y_i - c_i) = c_j - y_j$$

and hence

$$\sum_{j=1}^k (T_{j-1} - T_j) = \sum_{j=1}^k (c_j - y_j) = 0$$

since c is feasible. The consumption attained for each agent is

$$\hat{c}_j = y_j + T_{j-1} - T_j = y_j + (c_j - y_j) = c_j$$

i.e. it achieves the target consumption allocation. □

APPENDIX D. ENDOGENOUS MARKET PARTICIPATION: MATCHING PROBABILITY CHOICE

We briefly set up another example of endogenous market participation, without fully analyzing it, which concerns moral hazard. Here assume that y is realized and every agent i observes only z_i , an imperfect signal about y (i.e., $z_i \sim \pi_i(z_i | y)$ for some conditional cdf π_i). Given this private information, agents simultaneously choose the probability of accessing the market, denoted by $p_i(z_i) \in [0, 1] = \mathbb{P}(\zeta_i = 1)$. Agents have to pay a disutility cost $\psi(p)$, where ψ is strictly increasing and convex.

Given the profile of functions $(p_i : Z_i \rightarrow [0, 1])_{i=1}^n$, the joint probability of market participation, given income draws, is given by

$$\mathbb{P}(\zeta | z) = \prod_{i=1}^n [p_i(z_i)]^{\zeta_i} [1 - p_i(z_i)]^{1-\zeta_i}.$$

Then consumption is realized according to a feasible consumption allocation $\hat{c}(s) = \zeta_i c_i(s) + (1 - \zeta_i) y_i$, where $c_i(\cdot)$ is an (eqm) feasible allocation. For this example, we leave unspecified the choice of the consumption allocation, and it is only assumed that the consumption allocation as a function of the state $s = (y, \zeta)$ is common knowledge among agents.

Agents preferences (given $p_i(\cdot)$) are

$$\begin{aligned} U_i(y_i, p_i | (p_j(\cdot))_{j \neq i}) &= p_i \mathbb{E}_{t-i, s} \left\{ \sum_{\zeta_{-i}} \prod_{j \neq i} [p_j(z_j)]^{\zeta_j} [1 - p_j(z_j)]^{1-\zeta_j} u_i[c_i(y_i, y_{-i}, \zeta_i = 1, \zeta_{-i})] | z_i \right\} \\ &+ (1 - p_i) u_i(y_i) \\ &- \psi(p_i) \end{aligned}$$

As in the private information example in section Again the solution concept is the BNE, with $p^*(t) = (p_i^*(z_i))_{i \in N}$ such that for all i and all $y_i \in Y$:

$$p_i^*(z_i) \in \operatorname{argmax}_{p_i \in [0, 1]} U_i \left(y_i, p_i | \{p_j^*(\cdot)\}_{j \neq i} \right).$$

The Impact of Regional Isolationism: Disentangling Real and Financial Factors

Archawa Paweenawat

Robert M. Townsend[†]

April 22, 2019

[†] Paweenawat, Puey Ungphakorn Institute for Economic Research. Townsend, Massachusetts Institute of Technology. Paweenawat gratefully acknowledges financial support from the Thailand Research Fund. Townsend gratefully acknowledges research support from the University of Thai Chamber of Commerce, the Thailand Research Fund, the Bank of Thailand, the Eunice Kennedy Shriver National Institute of Child Health and Human Development (NICHD) (grant number R01 HD027638), and the Consortium on Financial Systems and Poverty at the University of Chicago (funded by Bill & Melinda Gates Foundation under grant number 51935). The opinions expressed in this paper are those of the authors and should not be attributed to the Puey Ungphakorn Institute for Economic Research or the Bank of Thailand.

Abstract

Recently, there is a pressure for isolation policies both within the United States and among the EU members. The pressure arises due not only to the difference between regions in the U.S. and/or countries in the EU, but also to the difference across their population which affect the gains and losses from economic integration, both real as from trade in a common market and financial as in a monetary financial union. To get a better understanding of this pressure, one would need a model of trade and capital flows that takes into account the difference between individuals in a region and differences across regions. There is also a need for detail data at the individual and aggregated level, which often are not available. In this paper, we use unique long-panel data of households in Thailand, and from these data, we construct the household financial accounts, the village economic accounts, and the village balance of payments account. We also provide stylized facts on factor prices, factor intensities, financial obstacles, and village openness document differences across regions. Finally at the national level it is clear there is co-mingled variation in trade via devaluations and in finance via policies toward off shore bank and within-country financial infrastructure.

We develop a heterogeneous-agent/occupational-choices/trade model with financial frictions carefully built up and calibrated around micro and regional facts, that is, at both the individual level and the aggregate level. Then, we conduct two counterfactual policy experiments. In the first counterfactual experiment, we distinguish the effects of trade from the effects of capital flows. More specifically, we determine what would happen if we allow the prices of goods to change as in baseline scenario while keep borrowing limits and interest rates constant, and vice versa. In the second counterfactual experiment, we determine the effect of isolation policies that impede trade and/or capital flows across regions. We find through these counterfactual experiments that both real and financial factors are at play, that there are differences across regions in impact even when (policy) movements in variables such as interest rates and relative prices, which are exogenous to the regions, are common; impacts can be large, and vary with policy; and impacts are significant heterogeneous with both gains and losses and non-monotone movement across wealth classes and occupations, even allowing for occupation shifts which apriori might have mitigated impact.

1. Introduction

The contemporary rise of populist pressures leading movement away from trade and financial liberalization hardly needs elaboration. The US has renegotiated NAFTA with quotas and mention a concern with exchange rate manipulation. The US has pulled out of the Trans-Pacific Partnership (TPP), and in the midst of sanctions on China. The EU works at maintaining the monetary union while debating financial integration across countries, while Britain is pulling out of the trade union, Brexit. Within countries, Spain deals with regional pressures, especially Catalan pressures for separation. It is easy to imagine that concerns about increasing inequality can lead to internal within countries policies, some of which in the US target individual states. What impact would these have?

Ironically developing countries, at least until recently, were more prone toward liberalization than restrictions and one can see countries become more open in trade and financial flows, both externally and internally. Still the same question is raised. One seeks to disentangle the impact of real factors (movement in sectoral relative prices which determine production and trade) and financial factors (lower interest rates, more liberal credit/asset ratios) on households running farm/business projects or providing wage labor in diverse heterogeneous, small village economies that in turn are somewhat open to trade and capital flows. Likewise what if these had not been allowed to happen, if internal domestic restrictions on trade and financial flows had been imposed.

In this paper, we proceed in steps taking advantage of unusual data for Thailand: use the pre-existing complete financial accounts from a comprehensive, integrated survey for the surveyed households (income, balance sheet, and cash flow statement); create the village economic SNA and balance of payments accounts from detailed balance sheets and income statements available; generate stylized facts on within village heterogeneity in wealth and productivity; generate stylized facts on cross region variation in factor prices, factor intensities, financial obstacles, and openness; compare these to national events and numbers; construct a two-sector occupation-choice/trade/financially-constrained open economy model for each of the regions, ground carefully around the observed micro and regional heterogeneity, estimate/calibrate key parameters and unobserved variables, different across the diverse regions; simulate and judge model performance against the data; disentangle the contribution of real or financial factors by freezing one group or the other at their initial values and

comparing to the baseline simulations; and imposing real and financial frictions, wedges, one at a time. We find through these counterfactual model-based exercises that the impact of real and financial factors can be heterogeneous and large, generating both gains and losses and non-monotone impact across wealth classes and occupations even allowing for occupation shifts. We are able to map and quantify impacts back on to featured case study households.

In more detail, the Townsend Thai surveys are stratified random samples covering rural and semi-urban areas of the Kingdom. We use the monthly data from January 1999 to December 2005, annualized, so 6 years in total. We have a reasonably large sample of households for each village, and we aggregate up to the county level (the four randomly selected villages for each county). Two counties are in the agrarian northeast and two others relatively near Bangkok and the industrialized central core. These economies reflect the diversity within the country, e.g., the Northeast not only specializes in agriculture but also has relative less real capital. Likewise, the Northeast tends to be less open to trade flows. The country as a whole has experienced a recovery from the financial crisis, falling real interest rates, rising wages, movement in relative prices, balance of payments deficits and surplus, and financial institution innovation include the establishment of the world's largest micro financial intervention.

From these data, we utilize Samphantharak and Townsend (2009) who created the balance sheet, income statement, and statement of cash flows for each of the households/businesses and follow the steps of the Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce, to create the village economic accounts. In particular, we create the production account, appropriation account, savings-investment account, and balance of payments accounts. We are mindful that our data are not perfect, in particular, there can be sampling error and we cannot distinguish the source (village production or import) of all consumption data. We also need to decide in the end which variables to feature and use in the model, that is, real capital vs. financial assets such as cash, what to do with land, etc. Still, all in all, we are not aware of comparable panel data sets at this level of disaggregation.

In terms of stylized facts, we look at the value of outstanding loans and the loan/wealth ratios, which as anticipated have been increasing, especially in the Northeast, the declining price of manufactured goods relative to agriculture, declining and converging real interest rates, rising and

diverging real wages especially in the Central region, rising wage to interest rates, labor-intensive agricultural production and capital-intensive manufacturing production, evidence of credit constraints in terms of divergence of the marginal product of capital (high for low wealth households) and varying degrees of openness.

Next, we follow much of the literature and create an occupational choice, wage-earner vs. enterprise model (see for example, Lloyd-Ellis and Bernhardt, 1999; and its empirical implementation in Giné and Townsend, 2003; Jeong and Townsend, 2008; as well as a growing influential literature such as Buera et al., 2011; Buera and Kaboski, 2012; and Song et al., 2011) but with two sectors, for production of the labor-intensive good and the capital-intensive good, respectively. In this model, wealth distribution plays a key role, not only in the determination of interest income but also through household-varying borrowing limits (the usual indebtedness or collateral ratios). Wealth evolution is determined by within-period earnings savings rates in cash and capital taken from the data. Labor endowments are fixed and common over households and time, and the wage rate is determined by the local demand and supply for labor. Local economies are entirely open to capital and can borrow and lend at outside-determined interest rates. In sum, in this model, borrowing limits and relative prices determine jointly the occupational choices and equilibrium wage rates.

To calibrate the model, we act as if interest rates are accurately measured and taken as given (small open economy). We do not believe we see accurate measures of either local relative prices or borrowing limits. The relative prices are determined at sector-level, but the goods in the capital-intensive and labor-intensive sectors vary by region and the available price indices are not sufficiently disaggregated and so do not reflect local variation nor shipping costs. Borrowing limits are an approximation to implicit and formal credit contracts which are not modeled in detail here. Thus, these two variables are calibrated, to match the sectoral profit shares and the wage rate, respectively. We are able to match perfectly the wage rate and profit shares.

To judge the performance of the model, we compare the model's predictions on occupations, income, and wealth with those of the actual households in Townsend Thai data. We do a reasonable job predicting the occupational choices and the levels of total income and fixed assets of our sampled households.

We run some counterfactual exercises, namely, freezing real (relative prices) and then financial factors (interest rates and borrowing limits) at their initial values, with the other variables (financial and then real, respectively) free, comparing in turn to the baseline simulations where both real and financial factors are allowed to vary to match the wage and profit shares we see in the data. When only financial factors are allowed to vary in Lop Buri, for example, the profit share of the capital-intensive sector is higher, whereas when we vary only relative prices the profit share is lower. Under either scenario of these counterfactual, the wage rate is higher than what we observe in the data.

In a more austere counterfactual, we impose trade frictions or financial frictions on the economy, one at a time. When trade frictions are imposed, the price of imported goods must increase in relative to that of exported goods. So, it matters if the economy was initially importing labor-intensive (or capital-intensive goods), raising the price of the factor which is used relatively intensively in that good. The counterfactual with trade frictions can thus cause the wage to drop (increase), if for example, the price of the labor-intensive good is lowered (raised), with the lost demand for exports. Of course, similar arguments can be made for capital-intensive goods. When financial frictions are imposed, the interest rate will decrease (increase) if the economy had been exporting savings/lending (or borrowing from abroad), so to speak. Thus, owners of capital suffer large losses (or gains).

Finally, our model shows the heterogeneous effects on the households' welfare. In these exercises, whether the households are better off or worse off also depend on where they are in terms of ability and wealth. For example, if trade frictions increase the price of capital-intensive goods relative to the price of labor-intensive goods. This will, in turn, lower the wage rate. Then, the high-ability high-wealth households, who were entrepreneurs in the capital-intensive sector, will benefit from trade frictions. On the other hand, both the low-ability households, who were wage-earners, and the very-high-ability households, who were entrepreneurs in the labor-intensive sector, will be worse off.

A related point an interest rate increase can have different effects by occupation, in particular capital intensive entrepreneurs will be negatively affects more than labor intensive entrepreneurs. We

do see variation across provinces in the number of capital intensive entrepreneurs so the impact will of the rate rise will be different.

2. Literature Review

We have a lot in common with the widely cited, seminal review of Goldberg and Pavcnik (2007), not only in the topic we study but also in the overall conclusions. Goldberg and Pavcnik study the impact of reductions in tariff barriers, arguing for a causal link between trade openness and changes in inequality. But they also believe that by the 1990's increased capital flows from financial liberalization were playing a co-determining role. They found this worrisome for research purposes, as one is no longer look at the impact of trade alone. We thus emphasize our attempt to disentangle (through measurement and the model) real trade factors from financial factors. We also study the impact on particular regional economies over a period of time, one region at a time, rather than cross sectional comparisons. We do have the panel data from a continuously implemented survey to do this. Goldberg and Pavcnik also abstract from the growth channel and macro dynamics. We in contrast do have some endogenous wealth dynamics and hence time-varying impacts, but on the other hand, we abstract from TFP growth; however, we do have variation in TFP across firms and regions, and this plays a leading role in our model. Finally, we do identify several, diverse channels through which trade and financial openness can have impact. As Goldberg and Pavcnik (2007) and Feenstra (2008) emphasize the popular notion that relatively abundant factors in a country would be aided by exports and the consequent increase in factor prices turned out to be naïve; the standard Heckscher–Ohlin predictions turn out to be naïve in the context of our model, and data, as well. Their conclusion, and ours, is that attempts to understand, anticipate or alleviate the distributional effects of within-country openness need to be grounded in a careful study of regional circumstances. We document this extensively.

More recent papers continue to try to exploit exogenous policy variation in conjunction with theory. Brambilla et al. (2012) study exports, export destinations, and skill utilization by firms. Using the exogenous changes in exports and export destinations brought about by an Argentine 1999 devaluation, they find that Argentine firms exporting to high-income countries hired a higher

proportion of skilled workers and paid higher average wages than other exporters (to non-high-income countries) and domestic firms. We too are using exogenous policy variation, in particular, variation in credit in the data associated with a government financial intervention (though other things were happening at the same time – we use our model to sort this out).

On the other hand, unlike Brambilla et al. (2012) we do not focus at all on skills variation within the labor sector, nor the source of demand for those exports. We do have heterogeneity among firms in a given sector in terms of productivity, but not on exporting or not per se. There is of course a large and growing literature emphasizing this kind of heterogeneity, for example, Bustos (2011), Melitz (2003), and Verhoogen (2008). Indeed, as reviewed by Harrison (2010), the poor performance of the Stolper–Samuelson mechanism, has led Feenstra and Hanson (1996), Helpman et al. (2011), Frías et al. (2012), and Burstein et al. (2015) to study different channels through which trade effects the distribution of earnings: outsourcing, labor market frictions, quality upgrading, or capital-skill complementarity. Here we take a different tact and incorporate financing frictions into a 2x2 HO model. This is another way to overturns the Stolper–Samuelson mechanism, a point made rather dramatically in Antràs and Caballero (2009) in their model of North-South trade and globalization, though their study was not empirical.

As in the recent paper Fajgelbaum and Khandelwal (2016), we complement a literature which views the distributional impact of international trade as one of the central tasks to be pursued by international economists. Fajgelbaum and Khandelwal (2016) find that trade has relatively adverse effects for low-income consumers in more than half of the countries that they consider and that the distributional effects of trade are often large relative to the aggregate effects. They focus on the demand side and heterogeneity in demand elasticities. We shut down that mechanism entirely and focus instead on the cross-sectional distribution of welfare gains and losses associated with varying factor endowments, varying factor intensities across sectors, and household-specific credit constraints related to wealth. As with a labor mobility literature, we find that occupation shifts can play a role in mitigating adverse impact, or facilitating gains, but the distribution of gains and losses even with this mechanism in place can also be heterogeneous and large.

In emphasizing local within-country impacts associated with initial conditions, our paper shares much in common with Autor et al. (2013). They find impacts on local labor markets from rising Chinese import substitutes (unemployment, lower labor force participation, and reduced wages), and account for up to one quarter of declines in manufacturing employment. We too find impacts on factor prices and occupation, for us from changes in relative prices arguably associated with international and interregional trade. We show in fact relative prices of manufacturing and agricultural goods do move considerably in the time period we study. Related is McLaren and Hakobyan (2016), who find using US Census data for 1990–2000 at a quite disaggregated level the NAFTA-induced effects on US wages by industry and by geography, measuring each industry’s vulnerability to Mexican imports and each locality’s dependence on vulnerable industries. They find large distributional effects (larger than aggregate welfare effects estimated by other authors). Related in turn are the earlier papers of Topalova (2007), who constructed an employment-weighted average tariff for each Indian district to identify the differential effects of local labor-market shocks on different locations. Kovak (2010) uses a similar technique for Brazil. These studies indicate significant location-specific effects of trade shocks on wages, which of course implies mobility costs of some sort for workers that prevent them from arbitraging wage differences across locations. We too make these explicit assumptions about the local labor market, and we too document effects on wages. We go beyond these papers in taking an explicitly structural approach, which in turn allows us to conduct a number of counterfactual exercises. Though we stop short of introducing heterogeneity in labor skills, the matching of labor to task and worker-specific capital, we do allow heterogeneity across those running firms. Though we do not have direct costs of adjustment, we do have credit constraints that can prevent expansion in scale. We do find already with what in the model now enormous heterogeneity in impact.

There is of course increasing interest in using structural models to understand the impacts of policy shocks. Donaldson and Hornbeck (2016) study the impact of railroads in American growth using a “market access” approach based on Eaton and Kortum (2002). Morten and Oliveira (2018) uses the same approach to study economic integration in Brazil with new roads connecting to the new capital city, and Bryan and Morten (2018) study aggregate productivity effects of migration in

Indonesia. Allen and Arkolakis (2014) feature a versatile general equilibrium framework to study the spatial distribution of economic activity.

Other studies incorporate dynamics and study the impact of trade shocks on labor markets, such as reductions in tariffs associated with NAFTA or the China import shock. Caliendo and Parro (2015) study a multi-sector multi-country model of the impact of NAFTA. Lyon and Waugh (2018) study the impact of the China shock in the US, motivated by Dorn et al. (2013) study mentioned earlier. There are tradeoffs in modeling and techniques in solving for the general equilibrium that have a lot to do with how the heterogeneity is allowed to enter the problem.

Caliendo and Parro (2015) use the Dekle-Eaton-Kortum dynamic technique with perfect foresight that allows a certain kind of aggregation – shares remain constant across equilibria with a measured counterfactual policy variable changes the levels. Lyon and Waugh (2018) feature discrete choice across value functions and differ from the former literature by studying an economy in which households face labor income shocks, incomplete markets, and partial self-insurance. The cost of this departure is that they are unable to incorporate the geographic and sectoral detail due to computational complexities. In this latter tradition, Itskhoki and Moll (2018) allow dynamic occupation choice of households running firms or providing labor, both with savings and borrowing, with credit constraints on firms as a linear function of wealth. If there is no persistence in randomly drawn productivities, this allows an aggregation in that macro variables are simple sums of the micro level variables. But if productivity shocks have some persistence, as in Moll (2014), then new techniques are needed. Though in Moll the new state variables are the shares of wealth at various productivities. Pecuniary fixed costs subtracted from consumption can cause problems, as well. Sraer and Thesmar (2018) show that scaling up small scale experiments for an entire economy remains tractable if and only if the revenue to capital ratio is independent of general equilibrium conditions, which happens if the sources of distortions are homogeneous of degree one and production functions are Cobb-Douglas. Otherwise the modeler as analyst has to keep track of the joint distributions of wealth and talent in solving for the general equilibrium, which though doable in some contexts, as noted, can lead to computational hard if not infeasible problems in others.

In this paper, we take a different track. Rather than tie our hands and limit individual and regional heterogeneity so that we can solve for the general equilibrium of the entire economy, we free ourselves by considering counterfactual experiments for small open regional economies. We calibrate local economies using data from the observed equilibrium path. Relative to this baseline, general equilibrium effects would show up as changing wedges on the relative price of goods and changing interest rates. We study the impact of such changes. These changes could be generated from these general equilibrium macro effects or from local restrictive policies. From the point of view of the local economy, it does not matter. We can thus feature substantial, realistic individual and local heterogeneity. This results in simultaneous gains and losses across groups, highly nonlinear and non-monotone impacts with sign changes, and orders of magnitude of which can be substantial.

What we are doing has an analogy to work in macro, in assessing the impact of monetary policy. For example, Auclert (2018) distinguishes an earnings heterogeneity channel from unequal income gains, a Fisher channel from unexpected inflation, and an interest rate exposure channel from real interest rate changes. The inflation channel is explored by Doepke and Schneider (2006), who measure the balance sheet exposures of various sectors and groups of households in the United States to different inflation scenarios. Auclert (2018) uses 2010 Italian survey containing a self-reported measure of MPC (Jappelli and Pistaferri, 2014); the 1999–2013 waves of the U.S. Panel Survey of Income Dynamics, (Blundell, Pistaferri, and Preston, 2008); and the 2001–2002 waves of the U.S. Consumer Expenditure Survey, together with a method that exploits the randomized timing of tax rebates as a source of identification for MPC (Johnson, Parker, and Souleles, 2006). Likewise, Kaplan and Violante (2014) focus on heterogeneity in MPC distinguishing liquid and illiquid assets in the Survey of Consumer Finances. We emphasize that all work is in partial equilibrium, as is our paper, providing key building blocks.

Likewise, in the US at the community level, there is increasing interest in and work on understanding local heterogeneity. This was given impetus by Mian and Sufi (2014), then followed by Hurst et al. (2016) and a literature trying to see if and how to distinguish local from macro shocks. Autor et al. (2013) can be thought of in this way, too. Beraja et al. (2018) using detailed loan-level data shows that regional differences in housing equity affect refinancing and spending responses to

interest rate cuts and also that these effects vary over time with changes in the regional distribution of house price growth.

Auclert (2018), Moll, Kaplan, and Violante (2018), and Beraja (2018), go on to write down equilibrium models of the entire economy to gauge impact of policy change. But of course this last step is layered on top of their micro findings. Our focus in this paper is on documenting analogue micro building blocks, allowing heterogeneous policy impacts across households. Subsequent work can build on the micro underpinnings we provide here.

3. Townsend Thai Data

The data used in this paper comes from the monthly household-level panel survey, which is a part of the larger Townsend Thai project. The monthly survey was conducted in two provinces in the Central region, Chachoengsao and Lop Buri, and in two provinces in the Northeast region, Buri Ram and Si Sa Ket. In each province, counties (tambons) are randomly picked, and then four villages in each county were chosen at random, as well. For the chosen county of the monthly survey, approximately 45 households per each of the four villages of the county are sampled at random. The survey began in August 1998 with the baseline survey, which collects the data on the status of the sampled household, including household's composition, wealth, and the occupations of its members. Then, in the monthly resurvey, the same households are being interviewed for any activities within the household, including changes in its wealth, inputs, outputs, and any income received during the past month. The resurvey was started in September 1998. The results reported in this paper are drawn from an 84-month period (months 5-88). This period covers from January 1999 to December 2005.

At the beginning of the survey, there are, again, approximately 45 households per village. However, during the 88-month period covered in our survey, the migration of village resident is unavoidable.¹ For every household in our survey that moves out of the village, a replacement household is added. However, for the purpose of constructing the village accounts, we decide to use the balanced panel data and consider only households that stay for the entire 88-month period.

¹ We do observe the migration at individual and household levels. However, as will be shown below, there are persistent differences in wage rates across regions. According to the data from the Community Development Department (CDD), the fraction of households with migrants during 1988–1999 was between 22–32%.

Villages in the Central provinces are relatively richer than villages in the Northeast provinces. The average net worth of households in Chachoengsao and Lop Buri in 1999 are approximately \$112,000 and \$46,000, respectively, while the average net worth of households in Buri Ram and Si Sa Ket are approximately \$22,600 and \$18,600, respectively. Villages in the Central also participate more in the capital-intensive production activities (e.g., operating fish and/or shrimp ponds, raising livestock, etc.), while villages in the Northeast focus on the labor-intensive activities (e.g., being rice farmers or wage workers).

4. Financial Statements of Individual Households

Samphantharak and Townsend (2009) propose a framework to create balance sheets, income statements, and statements of cash flow for households in developing countries. As they point out, many households in developing countries not only behave as consumers, supplying factors of production and consuming output, but also as firms in production activities. Conceptualizing a household as an analogue to a corporate firm, they use and modify the standards of corporate financial accounting to create household financial statements. We base what we do on these financial accounts, and so summarize briefly here.

4.1 Constructing Household Financial Statements

Even though we view a household as analogous to a corporate firm, various issues need to be considered when constructing the household financial statements from a household survey. These issues arise mainly because of the differences in the characteristics of a household versus a corporate firm. Modifications of the financial accounts are needed. The issues include in-kind finance, multi-period production, storage and inventory, livestock, depreciation, insurance embedded in loans, gift and transfer, and home-produced consumption. Covering each of these in detail would take us astray so we simply reference Samphantharak and Townsend (2009) and also Pawasutipaisit et al. (2010) for these details.

4.2 Balance Sheet

The balance sheet provides the information on a household's wealth at any point in time. On one side is the composition of the household's assets which equal to the household's liabilities and net wealth on the other side. The household's assets include current assets, such as cash, inventory, or deposits at financial institutions, and fixed assets, including land.

4.3 Statement of Income and Retained Earnings

The statement of income and retained earnings provides information about a household's income over a period of time. The right column lists the sources of household's revenues. The left column shows how the household's revenues are distributed. The household's net income equals the difference between total revenues and total expenses.

4.4 Statement of Cash Flow

The difference between cash flow and income as above is the accrual method. In the latter expenses are booked at the time of sale of output, for example. In the cash flow statement, one simply has inflows and outflows of cash associated with expenses and income. The two methods are close, though not identical when annualizing the data, as we do here.

4.5 Financial Statements of Example Households

Here in this section we both illustrate the financial statements by looking at particular example households. We will also come back to these particular households when we look at the impact of the trade and financial counterfactuals we consider.

4.5.1 Household A

For the first example, we consider a typical working household in Lop Buri. In 1999, this household consisted of a male household head, his wife, and a four-years-old daughter. The household head was 38 years old, while his wife was 34 years old. Both the household head and his wife only have the

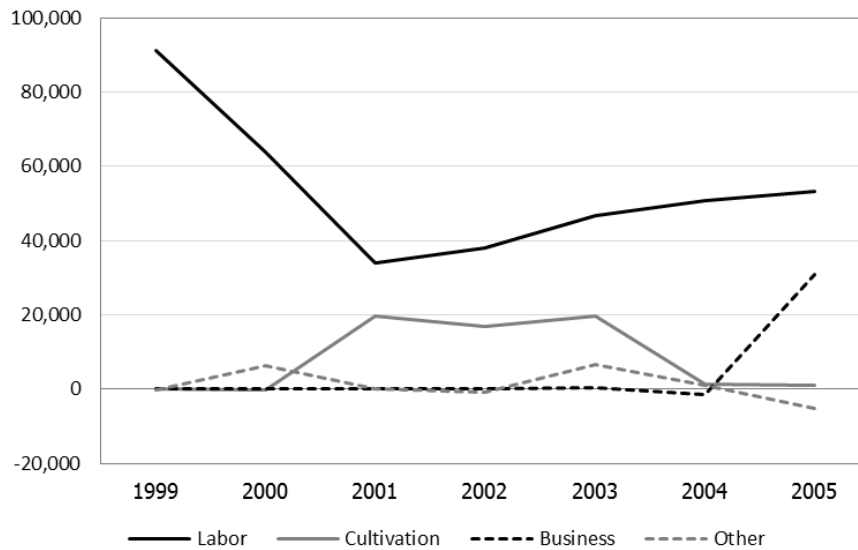
primary-level education (4 years and 6 years, respectively). In 2000, this household has another daughter.

In 1999, both adult members worked at a shoe-making factory. Later that year, the household head switched to work as a construction worker. In the next year, the wife moved to work at a garment company making knitted dresses. Since 2001, both adult members have changed their jobs several times. This pattern is quite common in Thai rural villages and suggests high job mobility among Thai wage workers. This household also raised a small flock of chickens and ducks. In 2001, this household branched out to cultivation activity and grew chili. And in 2005, this household invested in a friend's cantaloupe farm. However, labor income is always the main source of this household income. Table 1 reports the statement of income and retained earnings of this household in 1999. Figure 1 shows the composition of household A's income over time.

Table 1 – Statement of income and retained earnings of household A

Uses		Sources	
Expenses from production		Revenues from production	
Cultivation	0	Cultivation	0
Livestock	181	Livestock	340
Fish and shrimp	0	Fish and shrimp	0
Business	0	Business	0
Labor	0	Labor	91,150
Other	730	Other	260
Interest expense	10,000	Interest revenue	0
Depreciation	3,435	Capital gains	0
Insurance premium	0	Less: Capital losses	0
Property tax	0	Insurance indemnity	0
Net income before tax			
Income tax	0		
Consumption	54,076		
Savings	23,329		
Charges against total revenue	91,750	Total Revenue	91,750

Figure 1 – The composition of household A’s income over time



In 1999, the average value of fixed assets of this household is 159,251 Baht (69,251 Baht excluding land). Household A is ranked at the 24th percentile by the value of fixed assets (the 33rd percentile if land is excluded). Therefore, household A has relatively low wealth by the Lop Buri’s standard. Table 2 reports the average balance sheet of this household in 1999. Household A held most of its wealth in land and household assets.

Figure 2 shows the composition of household A’s wealth level over time. In early years (1999–2002), household A’s liability level is quite stable, and the increase in household A’s asset level comes from the increase in household A’s savings. From 2003, on the other hand, household A also uses loans to finance its asset accumulation. Table 3 reports the statement of cash flow of household A.

Table 2 – Balance sheet of household A

Assets		Liabilities and net wealth	
Current assets		Current liabilities	
Financial assets		Account payable	0
Cash	22,992	Other borrowing	37,417
Account receivable	0	Household's net wealth	
Other lending	0	Contributed capital	118,192
Deposits	5,560	Current retained earnings	50,779
ROSCA (net position)	14,125	Gifts (net transfer)	-1,602
Inventories	1,777		
Prepaid insurance	0		
Livestock	1,081		
Fixed assets			
Household assets	69,251		
Agricultural assets	0		
Business assets	0		
Land and other fixed assets	90,000		
Total assets	204,786	Total liabilities and net wealth	204,786

Figure 2 – The composition of household A's wealth

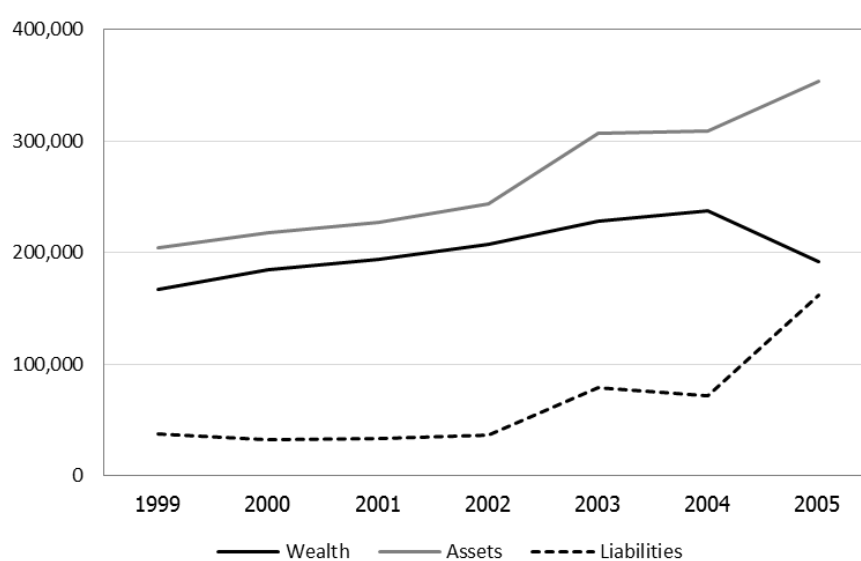


Table 3 – Statement of cash flow of household A

Change in cash holding	-11,479
Cash flow from production	84,096
(+) Income from production	87,447
(+) Depreciation of assets	3,435
(+) Change in account payable	0
(-) Change in account receivable	0
(-) Change in inventory	-40
(-) Consumption of household production	-6,746
(-) Net capital gains from production	-90
Cash flow from financing, investment, & consumption	-95,575
(+) Net capital gains from financial assets	0
(-) Capital expenditure on fixed assets	-10,795
(+) Net interest income	-10,000
(-) Tax expenditure	0
(-) Consumption expenditure	-47,330
(-) Insurance premium	0
(-) Capital expenditure on livestock	250
(-) Change in deposit at financial institutions	-940
(-) Change in ROSCA position	-10,750
(-) Lending	0
(+) Borrowing	-14,000
(+) Net gifts and transfer	-2,010
(+) Change in contributed capital	0
(+) Insurance indemnity	0
Statistical discrepancy	0
Change in cash holding from balance sheet	-11,479

4.5.2 Household B

Next, we consider another household in Lop Buri. The members of this household are a male household head, his wife, a seven-years-old daughter, and a two-years-old son. Both the household head and his wife are relatively young (30 years old and 26 years old, respectively). The household

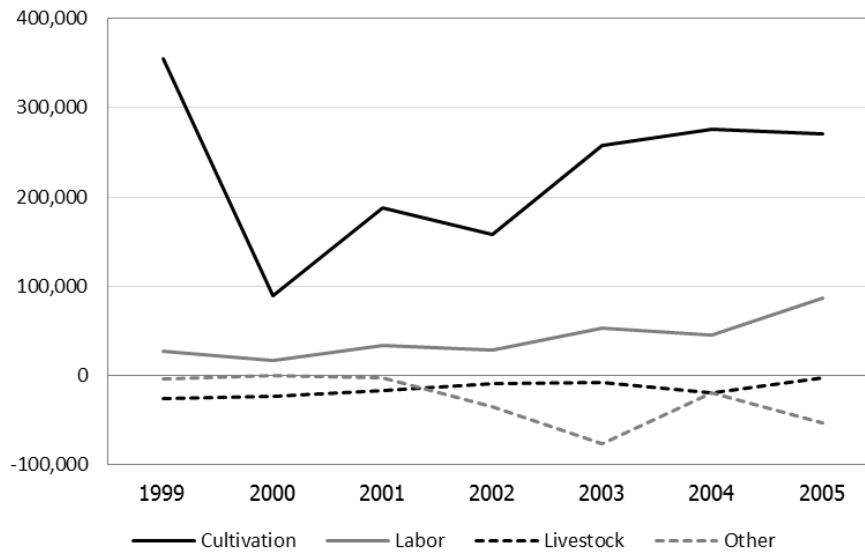
head has a lower-secondary education (9 years), while his wife has a primary education. The daughter is in the kindergarten, while the son is not in school yet.

The main source of income of this household is the cultivation activity. In early years, the crops grew by this household include corn, sunflower, and peanut. In later years, this household also diversify its crops to include chili and cotton. Both adult members also work occasionally as wage workers in their neighbors' farms. Moreover, this household also raised cattle (i.e., beef cows) but faced losses in most years. Table 4 reports the statement of income and retained earnings of household B in 1999. Figure 3 shows the composition of household B's income over time.

Table 4 – Statement of income and retained earnings of household B

Uses		Sources	
Expenses from production		Revenues from production	
Cultivation	14,717	Cultivation	370,000
Livestock	25,898	Livestock	0
Fish and shrimp	0	Fish and shrimp	0
Business	0	Business	0
Labor	1,000	Labor	28,540
Other	4,070	Other	50
Interest expense	47,627	Interest revenue	0
Depreciation	9,535	Capital gains	0
Insurance premium	700	Less: Capital losses	0
Property tax	0	Insurance indemnity	0
Net income before tax			
Income tax	0		
Consumption	65,301		
Savings	229,742		
Charges against total revenue	398,590	Total Revenue	398,590

Figure 3 – The composition of household B’s income over time



In 1999, the average value of this household’s fixed assets is 486,067 Baht (191,150 Baht excluding land), and household B is ranked at the 40th percentile by the value of fixed assets (the 64th percentile if land is excluded). Therefore, household B has medium wealth by the Lop Buri’s standard. Table 5 shows the average balance sheet of this household in 1999. Household B holds most of its wealth in land, livestock, and agricultural assets, respectively.

Figure 4 shows the composition of household B’s wealth level over time. Similar to that of household A, the liability level of household B is quite constant from 1999 to 2004, and the increase in household B’s asset level comes from the increase in household B’s savings. Also, household B uses loans to finance its investment in 2005. The statement of cash flow of household B is shown in Table 6.

Table 5 – Balance sheet of household B

Assets		Liabilities and net wealth	
Current assets		Current liabilities	
Financial assets		Account payable	0
Cash	70,936	Other borrowing	185,550
Account receivable	0	Household's net wealth	
Other lending	0	Contributed capital	840,679
Deposits	6,266	Current retained earnings	-68,660
ROSCA (net position)	89,480	Gifts (net transfer)	-1,249
Inventories	90,677		
Prepaid insurance	0		
Livestock	212,893		
Fixed assets			
Household assets	68,239		
Agricultural assets	122,911		
Business assets	0		
Land and other fixed assets	294,917		
Total assets	956,319	Total liabilities and net wealth	956,319

Figure 4 – The composition of household B's wealth

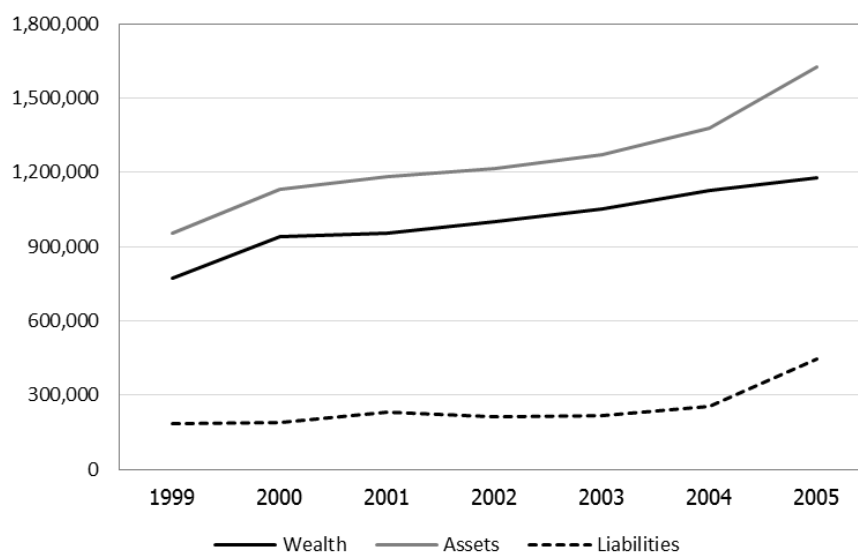


Table 6 – Statement of cash flow of household B

Change in cash holding	-76,344
Cash flow from production	-26,034
(+) Income from production	369,269
(+) Depreciation of assets	9,535
(+) Change in account payable	0
(-) Change in account receivable	0
(-) Change in inventory	-401,328
(-) Consumption of household production	-3,509
(-) Net capital gains from production	0
Cash flow from financing, investment, & consumption	-50,310
(+) Net capital gains from financial assets	0
(-) Capital expenditure on fixed assets	-42,670
(+) Net interest income	-47,627
(-) Tax expenditure	0
(-) Consumption expenditure	-61,792
(-) Insurance premium	-700
(-) Capital expenditure on livestock	9,200
(-) Change in deposit at financial institutions	189
(-) Change in ROSCA position	-12,000
(-) Lending	0
(+) Borrowing	107,400
(+) Net gifts and transfer	-2,310
(+) Change in contributed capital	0
(+) Insurance indemnity	0
Statistical discrepancy	0
Change in cash holding from balance sheet	-76,344

4.5.3 Household C

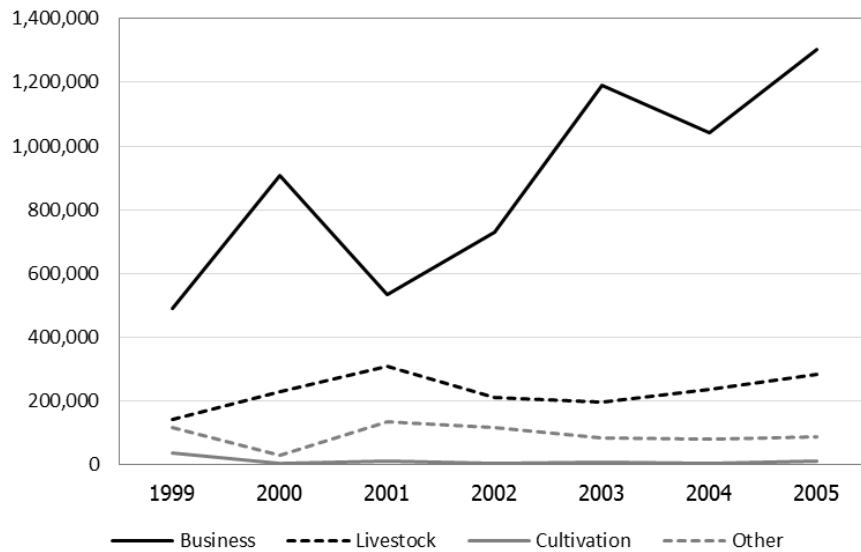
As the last example, we consider another entrepreneurial household in Lop Buri. In 1999, this household consists of a male household head, his wife, a fourteen-years-old son, a ten-years-old son, and a three-years-old daughter. Both the household head and his wife are 36 years old and have 8 years of education. In 1999, the elder son is in grade 8, while the younger son is in grade 3. In 2001, the elder son moves to a school in another province for three years before coming back in 2004.

This household receive income from several activities. The primary source of income of this household is its business, which is making compressed straw. The secondary source of this household's income is livestock (i.e., dairy cows and chickens). Household C also received a small amount of income from boarders and from cultivation (i.e., growing grass). Table 7 reports the statement of income and retained earnings of household C in 1999. Figure 5 shows the composition of household C's income over time.

Table 7 – Statement of income and retained earnings of household C

Uses		Sources	
Expenses from production		Revenues from production	
Cultivation	5,928	Cultivation	41,600
Livestock	406,591	Livestock	548,772
Fish and shrimp	0	Fish and shrimp	0
Business	310,149	Business	801,120
Labor	70	Labor	12,000
Other	710	Other	105,200
Interest expense	4,500	Interest revenue	19,550
Depreciation	53,841	Capital gains	0
Insurance premium	0	Less: Capital losses	0
Property tax	0	Insurance indemnity	0
Net income before tax			
Income tax	0		
Consumption	142,170		
Savings	604,284		
Charges against total revenue	1,528,242	Total Revenue	1,528,242

Figure 5 – The composition of household C’s income over time



In 1999, the average value of household C’s fixed assets is 5,519,800 Baht (1,094,300 Baht excluding land), and household C is ranked at the 98th percentile by the value of fixed assets by both measures (including and excluding land). Therefore, household C has very high wealth. Table 8 reports the average balance sheet of this household in 1999. Household C holds most of its wealth in land, followed by livestock, agricultural assets, and household assets. The level of household C’s liabilities is insignificant relative to its wealth (see figure 6), suggesting that household C finances most of its investment using savings. Table 9 reports the statement of cash flow of household C.

Table 8 – Balance sheet of household C

Assets		Liabilities and net wealth	
Current assets		Current liabilities	
Financial assets		Account payable	0
Cash	365,886	Other borrowing	150,000
Account receivable	0	Household's net wealth	
Other lending	40,833	Contributed capital	6,467,045
Deposits	99,385	Current retained earnings	345,964
ROSCA (net position)	29,483	Gifts (net transfer)	-11,908
Inventories	20,382		
Prepaid insurance	0		
Livestock	875,330		
Fixed assets			
Household assets	520,380		
Agricultural assets	573,920		
Business assets	0		
Land and other fixed assets	4,425,500		
Total assets	6,951,101	Total liabilities and net wealth	6,951,101

Figure 6 – The composition of household C's wealth

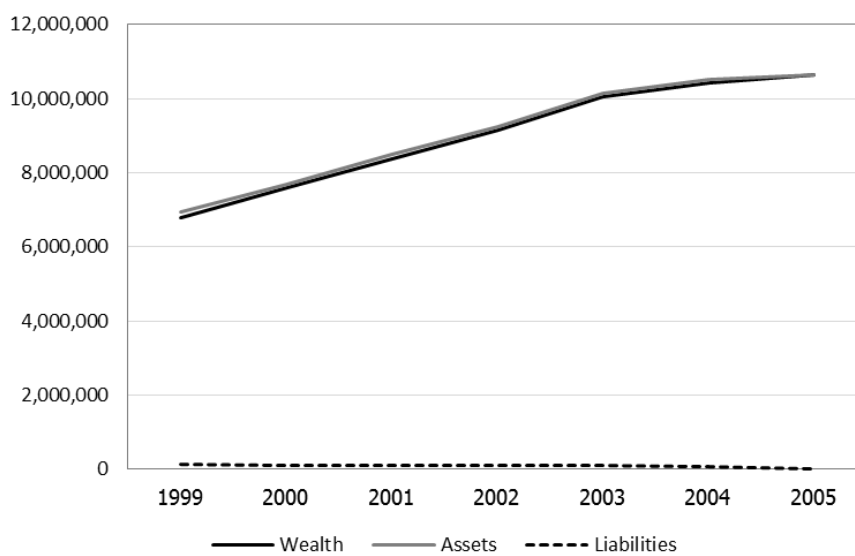


Table 9 – Statement of cash flow of household C

Change in cash holding	447,068
Cash flow from production	990,154
(+) Income from production	859,393
(+) Depreciation of assets	53,841
(+) Change in account payable	0
(–) Change in account receivable	0
(–) Change in inventory	81,804
(–) Consumption of household production	–4,884
(–) Net capital gains from production	0
Cash flow from financing, investment, & consumption	–543,086
(+) Net capital gains from financial assets	0
(–) Capital expenditure on fixed assets	–273,900
(+) Net interest income	15,050
(–) Tax expenditure	0
(–) Consumption expenditure	–137,286
(–) Insurance premium	0
(–) Capital expenditure on livestock	117,000
(–) Change in deposit at financial institutions	6,450
(–) Change in ROSCA position	800
(–) Lending	–60,000
(+) Borrowing	–200,000
(+) Net gifts and transfer	–11,200
(+) Change in contributed capital	0
(+) Insurance indemnity	0
Statistical discrepancy	0
Change in cash holding from balance sheet	447,068

4.6 Technology

In Townsend Thai data, households' production activities can be classified as one of the four sectors; business, cultivation, fish and shrimp, or livestock. The revenues and expenses of these activities, plus the labor revenue and expense, are recorded in the financial accounts introduced earlier in this section.

The production activities are also different across provinces. Villages in Chachoengsao have diverse sources of income, including operating fish and shrimp ponds, livestock, cultivation, and labor income. Cultivation, livestock, and labor income are the main sources of income for villages in Lop Buri. Labor income is the main source of income for villages in Buri Ram until 2002, when the income from businesses becomes equally large. For Si Sa Ket, the main sources of income are cultivation, labor income, and businesses.

Even within the activities defined above, there are differences in household activities across provinces, especially for cultivation and business activities. For example, many households in Lop Buri grew corn, while those in Buri Ram grew rice. Household businesses could also range from operating a food stall or a small grocery store to selling trucks and tractors. All these differences could lead to the productivity difference across provinces. However, when we estimate the production function, we decide to group household's production activities into four broadly-defined activities (i.e., business, cultivation, fish and shrimps, and livestock) for the purpose of fitting into the model. And we pick the two most-common activities, namely business and cultivation, to represent the two sectors in our model.

We estimate the production function of each activity using the following specification:

$$\ln(Y_{it}) = \delta_K \ln(K_{it}) + \delta_L \ln(L_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

where Y_{it} denotes the output of household i in period t , and K_{it} and L_{it} denote the capital and the labor used by household i in period t . The error term ε_{it} captures the household i -specific productivity in period t . We allow the household's production function to have decreasing returns to scale (DRS), and therefore, there are positive entrepreneurial rents.²

If the households in our data expand their production size when they observe positive productivity shocks, the levels of capital and labor might be correlated with the error term and the OLS estimators could be biased. Therefore, we use the estimation method in Levinsohn and Petrin (2003) to obtain the consistent estimators and use the level of intermediate input as a proxy variable.

² On the other hand, if we impose the constant-returns-to-scale technological constraint, then only the most productive producers will produce, until they reach their borrowing limits. Then, the second most productive producers will take over, and so on. Although, in this case, the more productive producers could also have positive profits.

Table 10 reports the estimation results. Cultivation activity is the most labor-intensive, while fish and shrimp activity is the least labor-intensive.

Table 10 – Estimation of production functions

	Cultivation	Business	Livestock	Fish & Shrimp
δ_K	0.2313 (0.0390)	0.3061 (0.0975)	0.3099 (0.1967)	0.5306 (0.1892)
δ_L	0.4564 (0.0375)	0.3922 (0.0873)	0.2260 (0.1052)	0.0660 (0.0963)

Note: Standard errors are in parentheses.

To estimate sector-average TFP and household's entrepreneurial ability, we start by estimating household-specific TFP from the regression residual as follows:

$$a_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} \quad (2)$$

where a_i denotes the log TFP of household i . Then, we decompose the household-specific TFP into the sector-average TFP and the household's entrepreneurial ability, i.e.,

$$a_i = \bar{a} + z_i \quad (3)$$

where z_i is assume to have a normal distribution with mean zero and standard deviation σ_z .³ Table 11 reports the sector-average TFP and σ_z for each activity.

Table 11 – Estimated sector-average TFP and ability dispersion

	Cultivation	Business	Livestock	Fish & Shrimp
\bar{a}	4.1244	3.7464	4.6071	3.1648
σ_z	0.8409	0.9644	1.4057	1.8448

³ We assume that a household's entrepreneurial ability, z_i , is common to all production activities. In our case studies, if a household participates in more than one activities and have multiple estimated z_i , we pick the highest one. Of course, the multiple z_i suggest that we should have used Roy's model. However, we cannot estimate productivities for sectors a household was never in.

4.7 Household Wealth

In the model, the distribution of capital endowment is assumed to follow the distribution of fixed assets excluding land in the data. If we don't take out land, the wealth level of households will be too high, and most of the household's capital will be lent out (in the model). This is partly because according to the estimated production function, the marginal product of capital is quite low, and the villages face high interest rates in early years. So, it's better to just lend capital to someone else than using them in production activity.

The initial distribution of household's capital is assumed to follow Gamma distribution:

$$f(x; k, \theta) = x^{k-1} \frac{e^{-x/\theta}}{\theta^k G(k)} \quad (4)$$

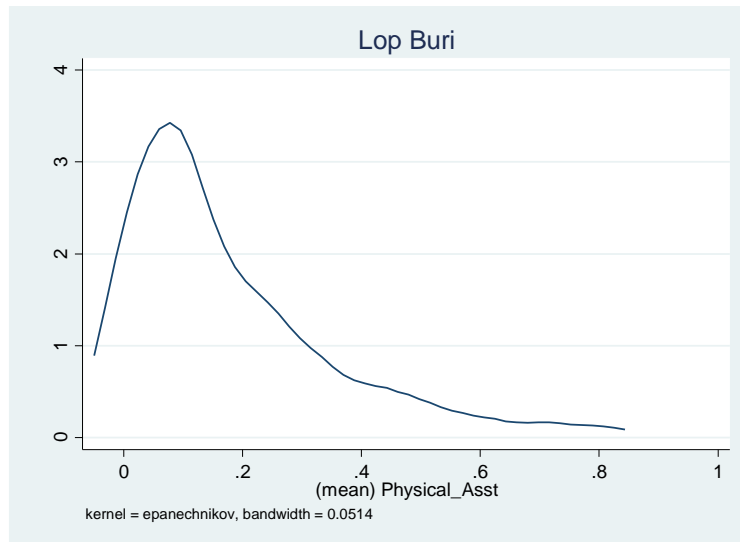
where $G(\cdot)$ is Gamma function. We calibrate the distribution parameters, k and θ , to match the distribution of household's fixed assets in 1999. The calibrated values for k and θ are 2.6205 and 0.08267, respectively. Figure 7 compares the actual initial distribution of household's fixed assets in Lop Buri data and the calibrated distribution in the model.

To put our case-study households in the Lop Buri context, household A is an average-ability household ($z_i = 0$) with very low initial capital level (i.e., at the 10th percentile of the distribution). Household B is a high-ability household ($z_i = 1.58\sigma$) with intermediate initial capital level (i.e., at the 50th percentile of the wealth distribution). And household C is a very high ability household ($z_i = 2.07\sigma$) with very high wealth (i.e., at the 99th percentile of the wealth distribution).⁴

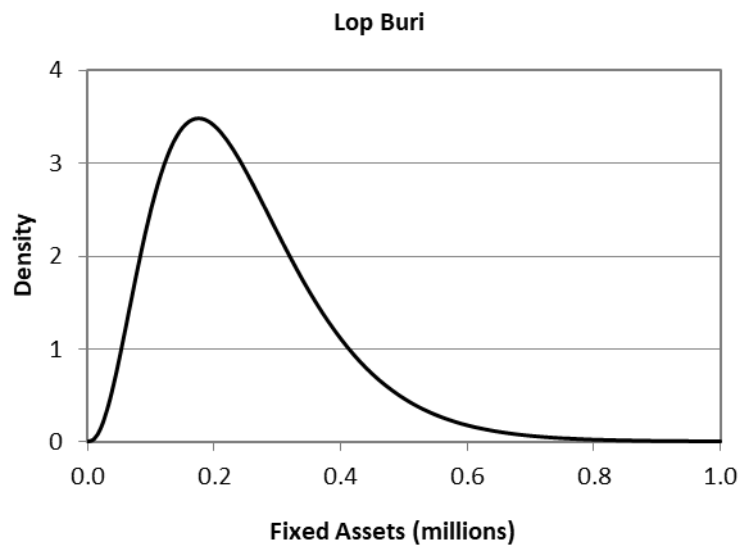
⁴ We have tested and found that, in the Townsend Thai data, the initial level of household's wealth or household's fixed assets are mostly uncorrelated with the level of household's ability.

Figure 7 – The distributions of household’s fixed asset in Lop Buri in 1999

(a) Actual distribution



(b) Calibrated distribution



4.8 Financial Frictions and Borrowing Limits

Pawasutipaisit and Townsend (2011) find the strong differences in marginal products across households in the Townsend Thai data, high for low wealth households, which points toward the existence of financial frictions. Due to an imperfect financial market, the amount of capital than an entrepreneur can utilize depend on the level of his own capital. We will assume that an entrepreneur i whose capital level is W_{it} cannot use the capital in his production activity during period t more than

$\eta_t W_{it}$. In other words, we assume that an entrepreneur i can borrow at most $(\eta_t - 1)$ times of his capital level.

Suppose in each period, households consume according to the following consumption function

$$C_{it} = C^* + \gamma(\pi_{it} - C^*).$$

where C_{it} denotes the consumption of household i in period t , π_{it} denotes the net income (profit) of household i in period t , and C^* denotes the subsistent level of consumption. Household i then put a fraction ω of its savings in cash and invest the rest in fixed assets.⁵ The values of C^* , γ , and ω are estimated to match the patterns of consumption, cash holding, and investment at the provincial level. More specifically, we first estimate the consumption function above using the provincial-level income and consumption over 7-year period. Then, we calculate ω from the ratio of savings in cash to investment in fixed assets at the provincial level. The estimated values of C^* , γ , and ω for Lop Buri are 54,099, 0.1989, and 0.6462, respectively. The numbers suggest that, on average, the subsistent consumption level of households in Lop Buri is 54,099 baht per year, the marginal propensity to consume is approximately 20%, and the average household in Lop Buri saves approximately 65% of its unconsumed income in cash as oppose to in fixed assets.

Figure 8 compares the predicted level of consumption based on the estimated consumption function above with the actual consumption level of the households in our case studies. The results suggest that the case-study households tend to save more (consume less) than the provincial-average household.

⁵ This allocation would be optimal for a household maximizing the within-period utility function, $U = (C_{it} - C^*)^\gamma (i_{it}^K)^\alpha (i_{it}^{Cash})^\beta$, where i_{it}^K denotes the household's investment in fixed assets, i_{it}^{Cash} denotes the household's savings in cash, and $\omega = \frac{\beta}{\alpha + \beta}$, assuming that $\pi_{it} > C^*$.

Figure 8 – Actual and predicted consumption levels of case-study households

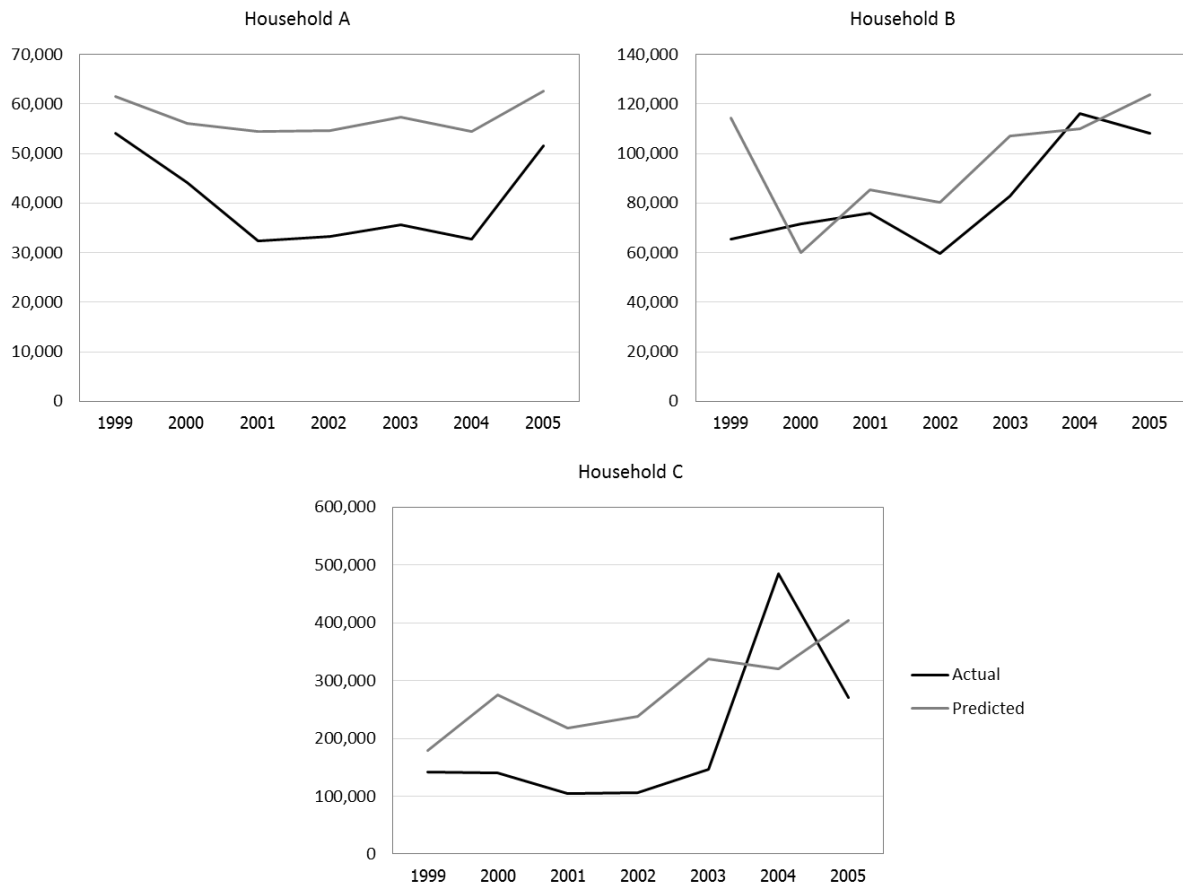


Figure 9 shows the average value of outstanding loans at village level in each province. Figure 10 shows the average value of loan-to-wealth ratios at village level in each province. The values of outstanding loans have been increasing, including, the year of the million-baht fund intervention. Indeed, the loan-to-wealth ratios have been increasing in Northeast provinces. This pattern suggests that the households in Buri Ram and Si Sa Ket have indeed gained better access to credit market over time. On the other hand, the loan-to-wealth ratios in Central provinces are relatively flat. We thus treat loan to wealth ratios as something we try to explain rather than as an exogenous policy shock.

Figure 9 – Average liabilities per household

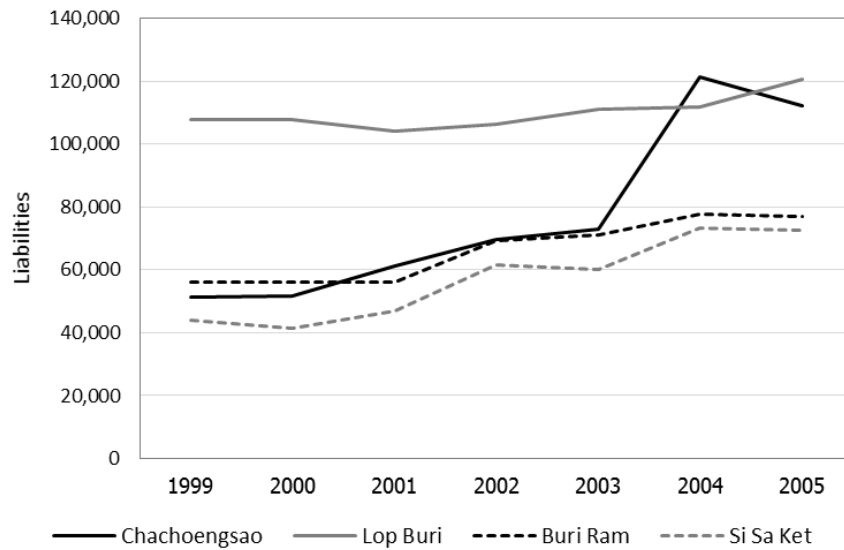


Figure 10 – Loans-to-wealth ratio at the provincial level

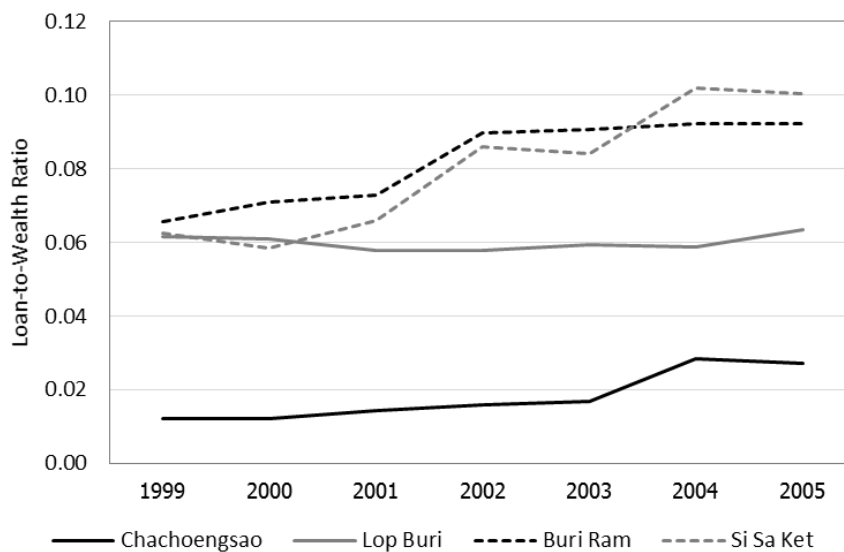


Figure 11 shows the loan-to-wealth ratios of the case-study households. The loan-to-wealth ratios of household A and household B are much higher than the provincial-average level, except for those in 2005. On the other hand, household C who has higher wealth has lower loan-to-wealth ratio than the provincial average.

Figure 11 – Loan-to-wealth ratios of the case-study households

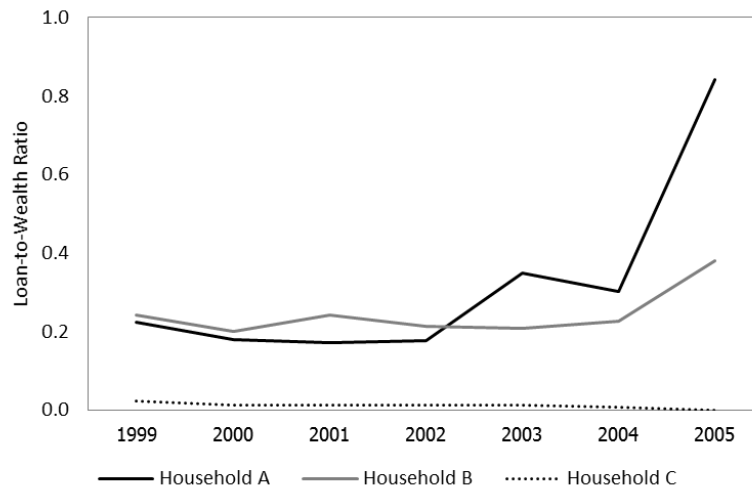
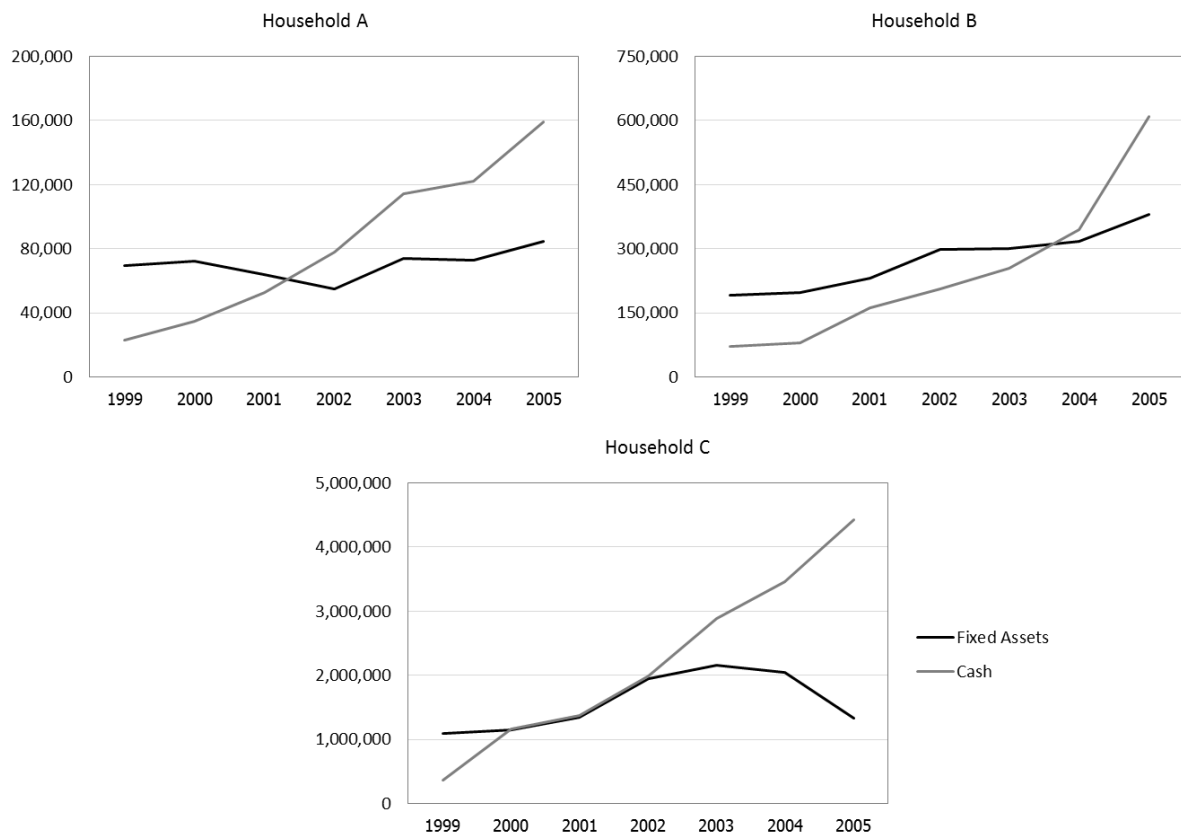


Figure 12 shows the movements in fixed assets and cash holdings of the case-study households over time. The results confirm the provincial pattern that cash holdings grow faster than fixed assets.

Figure 12 – Fixed assets and cash holdings of the case-study households



5. Constructing Village Economic Accounts

Here in this section, we show how to create village level income and product accounts. This will serve the dual purpose of understanding what is happening at the village aggregated level (i.e., where the data come from) and also assessing the impact of counterfactuals at the village aggregated level.

To create the village economic accounts, we follow the method described in US Department of Commerce (1985) for constructing the national economic accounts. Each village is considered as a nation. And, as in Samphantharak and Townsend (2009), each household is considered as a business firm. Therefore, to create economic accounts of a household that will be used in the accounts for a village, we follow the steps in creating economic accounts of a business firm from the firm's financial statements. First, we create these economic accounts for each household, one at a time. Then, we create village economic accounts by consolidating all the (sampled) household economic accounts together.

In our survey, when a household reports a transaction, it also reports the name and the village of the person/institution with whom/which it made the transaction. Therefore, we can categorize the transactions as intra-village and inter-village transactions and distinguish these when we aggregate.

5.1 Some Special Issues for Village Economic Accounts

In the case of national economic accounts, after the accounts of all business firms have been created, one can aggregate them up to get the accounts of the business sector. Since the output of one firm is usually used as the input of other firms, the entries for a net transaction between two business firms cancel. Therefore, only investments in business sector and transactions between business sector and other sectors remain.

Similarly, village economic accounts can be created by adding the accounts for all households together. However, not all intra-village transactions will cancel. The residual in intra-village transaction stems from at least three sources. First, in village accounting, households play two roles, as producers and as consumers. In the production account, only the transactions related to products sold by one household in the village and used as inputs by other households in the village would cancel. If the products sold by one household in the village are consumed or used as investments by

other households in the village, their transactions will remain in the production account. Second, sampling error can also create the residual in intra-village transaction. One might miss a pivotal or large household; say one playing the role of intermediary or so substantial that its (unmeasured) transactions are a big part of the village average.⁶ Finally, there is conventional measurement error, though if this is i.i.d. over households and the number of sampled households is large, this latter part would be small.

5.1.1 Issue Concerning Consumption

Even though we can categorize most transactions in our survey into intra-village and inter-village, this is not the case for consumption since unfortunately the survey instruments do not ask about trading partners in consumption transactions. Hence, and it's quite unfortunate, we cannot distinguish directly between consumption of village products and consumption of imported goods. However, we can indirectly estimate the consumption of village products by assuming that households in our survey are perfectly representative, as if either we had a representative subsample or we sampled all of them. Since the village's products sold within the village must be either consumed or invested, and since we know the value of village's products sold within the village and the value of investment of village's products, we can estimate the value of consumption of village's products as:

$$\text{Consumption of village's products} = \text{Village's products sold within the village} - \text{investment of village's product.}$$

5.1.2 Issue Concerning Labor Income

In national economic accounts, wages and salaries that households receive from business firms are not considered as households' production but as business firms' production.⁷ Again, business firms are envisioned as the main producers in the economy, while households provide the factors of production (such as labor, but also capital via lending, and so on) and buy produced goods for consumption. The only production within the household sector is when a household provides services directly to other

⁶ We searched for such households and could not find one.

⁷ There are some exceptions though. For example, households paid as consultants are treated as businesses.

households such as child care and cleaning. This is counted as consumption of the recipient household and income of the producing/supplying household.

In Thai villages, most households also play the role of business firms and engage in production activity as single proprietors. And the distinction between household and firm accounts is difficult to make even for narrower wage-earning households. Consider the case in which household A receives a wage payment from household B. If the labor service provided by household A is used in the production activity of household B, this wage payment should in principle be considered as household B's production. On the other hand, if the labor service provided by household A is for household B's consumption or investment, e.g., a carpenter repairing a house or a mechanics repairing an equipment, this wage payment should be considered as household A's production.

In the survey, when a household member receives labor income, the counterparty (employer's) name and location are recorded. However, sometimes, we do not have information on what is the activity. Therefore, we cannot distinguish between two cases discussed above.

Consequently, we consider all labor income as the income from household production as if the household were a proprietor supplying labor services. Indeed, all households are regarded as business firms, and their products include labor services. In sum, when household A receives labor income from household B, we consider as household A supplies its product (labor service) to household B, and the transaction is recorded as household A's production.

5.1.3 Owner-Occupied Housing

In national economic accounts, the service flow from owned-housing is also recorded as household's consumption and income, usually measured at an implicit market rental rate. Thus, the service that a household in our survey receives from its own house should ideally be included in consumption and income. However, the estimation of a market rental rate cannot be straight-forwardly obtained from the household survey. Consequently, the current village accounts do not yet include the value of owner-occupied housing.

5.2 Creating Economic Accounts of a Typical Household

5.2.1 Production Account

First, we construct the production account, which is related to the statement of income (see Table 12). To create the production account from the statement of income, we first subtract the cost of materials and services used in production from both sides. Note this expense includes wages paid (to service contractors). Then, we also subtract the non-production revenue (i.e., interest revenue, capital gains net of capital losses, or insurance indemnity) from both sides. In this account, we introduce a term called “profits”, which is defined as net income before tax less net capital gains and less insurance indemnity. In other words, “profit” is the household’s earnings from production.

Table 12 – Creating production account from statement of income

Statement of income	
Uses	Sources
Expenses from production	Revenues from production
Interest expense	Interest revenue
Depreciation	Capital gains
Insurance premium	<i>Less:</i> Capital losses
Property tax	Insurance indemnity
Net income before tax	
Charge against revenue	Total revenue
Production account	
Uses	Sources
Interest expense	Revenues from production
<i>Less:</i> Interest revenue	<i>Less:</i> Expenses from production
Insurance premium	
Property tax	
Profit	
Net income before tax	
<i>Less:</i> Capital gains	
<i>Plus:</i> Capital losses	
<i>Less:</i> Insurance indemnity	
Charge against output	Output

The sum of terms on the sources side equals to the output, which is the value added from production activities (but again for us value added does not include paid labor expenses). The terms on the uses side are charges against output, which show where the output goes (disposition into factor payments).

In the model, entrepreneurial profit will be net of capital cost (including own capital), but the agent will also get capital compensation from the capital he owns. In the data, we did not subtract off the cost of own capital from entrepreneurial profit. So, we will over-estimate the profit from entrepreneurial activity, though the total income for the household is the same. This is also true for unpaid labor from household members, overestimating profit but underestimating labor income.

5.2.2 Appropriation Account

The appropriation account shows how a household distributes its profits. As in Table 13, we can create the appropriation account from the statement of retained earnings. The statement of retained earnings has the net income before tax as the source of funds and has corporate income tax, dividend paid, and addition to retained earnings as the uses of funds. From the net income before tax, we can create profit, which are earnings from production, by subtracting of capital gains (net of capital losses) and insurance indemnity from both sides.

On the uses side, we define the term “undistributed profit” to be equal to retained earnings less net capital gains and less insurance indemnity.

Table 13 – Creating appropriation account from statement of retained earnings

Statement of retained earnings	
Uses	Sources
Income tax	Net income before tax
Consumption	
Current retained earnings	
Distribution of net income	Net income before tax

Appropriation account	
Uses	Sources
Income tax	Profit
Consumption	Net income before tax
Undistributed profit	<i>Less:</i> Capital gains
Current retained earnings	<i>Plus:</i> Capital losses
<i>Less:</i> Capital gains	<i>Less:</i> Insurance indemnity
<i>Plus:</i> Capital losses	
<i>Less:</i> Insurance indemnity	
Distribution of profit and savings	Profit

5.2.3 Saving-Investment Account

Table 14 shows the construction of the saving-investment account, which considers the changes in household's assets and liabilities. To create the saving-investment account, we start from the changes of items in the balance sheet. Then, we add the depreciation of fixed assets (from the statement of income) to both sides and subtract the change in current liabilities from both sides.

On the left side of the saving-investment account is gross investment, which is the change in current assets plus the change in fixed assets (before depreciation) less the change in liabilities. On the right side is gross saving, which equals to the change in household's net wealth (before depreciation).

Table 14 – Creating saving-investment account from changes in balance sheet

Change in balance sheet	
Uses	Sources
Change in financial assets	Change in current liabilities
Cash	Account payable
Deposits	Other borrowing
Account receivable	Change in household's net wealth
ROSCA (net position)	Contributed capital
Other lending	Gifts
Change in prepaid insurance	Current retained earning
Change in inventories	
Change in livestock	
Change in fixed assets	
Distribution of net income	Change in liabilities and net wealth
Saving-investment account	
Uses	Sources
Change in financial assets	Change in household's net wealth
Change in prepaid insurance	Contributed capital
Change in inventories	Gifts
Change in livestock	Current retained earning
Change in fixed assets	
Plus: Depreciation	
Less: Change in current liabilities	
Gross investment	Gross savings

5.3 Village Economic Accounts

Next, we create village economic accounts by aggregating the economic accounts of every household in the village. Tables 15–17 and Tables 18–20 show the economic accounts of representative villages in Lop Buri and in Buri Ram, respectively. The numbers shown are per-household, averaged over 7-year period.

Table 15 – Production account of a village in Lop Buri

Production account			
Uses		Sources	
Depreciation	12,714	Revenues from production	192,923
Net interest		<i>Less:</i> Expenses from production	82,330
Interest expense			
To within village	776		
To other villages	6,542		
<i>Less:</i> Interest revenue			
From within village	1,455		
From other villages	732		
Insurance premium	241		
Property tax	136		
Profit			
Net income before tax	93,223		
<i>Less:</i> Capital gains	1,043		
<i>Plus:</i> Capital losses	191		
<i>Less:</i> Insurance indemnity	0		
Charge against output	110,593	Output	110,593

Table 16 - Appropriation account of a village in Lop Buri

Appropriation account			
Uses		Sources	
Income tax	127	Profit	
Consumption	54,848	Net income before tax	93,223
Undistributed profit		<i>Less:</i> Capital gains	1,043
Current retained earnings	38,248	<i>Plus:</i> Capital losses	191
<i>Less:</i> Capital gains	1,043		
<i>Plus:</i> Capital losses	191		
Distribution of profit	92,371	Profit	92,371

Table 17 – Saving-investment account of a village in Lop Buri

Saving-investment account			
Uses		Sources	
Change in financial assets		Change in village net worth	
Within village	-14,873	Change in contributed capital	
With other villages	55,150	Within village	-347
Change in inventories		With other villages	-835
Within village	33,730	Net transfer	
With other villages	-36,804	Within village	-2,843
Change in livestock		With other villages	24,435
Within village	2,195	Current retained earnings	38,248
With other villages	2,546	Depreciation	12,714
Change in fixed assets			
Within village	610		
With other villages	26,502		
Plus: Depreciation	12,714		
Less: Change in liabilities			
Within village	1,238		
With other villages	-353		
Gross investment	71,373	Gross savings	71,373

Table 18 – Production account of a village in Buri Ram

Production account			
Uses		Sources	
Depreciation	5,822	Revenues from production	229,115
Net interest		<i>Less:</i> Expenses from production	168,239
Interest expense			
To within village	2,502		
To other villages	4,271		
<i>Less:</i> Interest revenue			
From within village	1,397		
From other villages	173		
Insurance premium	317		
Property tax	9		
Profit			
Net income before tax	54,280		
<i>Less:</i> Capital gains	5,024		
<i>Plus:</i> Capital losses	269		
<i>Less:</i> Insurance indemnity	0		
Charge against output	60,876	Output	60,876

Table 19 - Appropriation account of a village in Buri Ram

Appropriation account			
Uses		Sources	
Income tax	0	Profit	
Consumption	46,551	Net income before tax	54,280
Undistributed profit		<i>Less:</i> Capital gains	5,024
Current retained earnings	7,729	<i>Plus:</i> Capital losses	269
<i>Less:</i> Capital gains	5,024		
<i>Plus:</i> Capital losses	269		
Distribution of profit	49,525	Profit	49,525

Table 17 – Saving-investment account of a village in Buri Ram

Saving-investment account			
Uses		Sources	
Change in financial assets		Change in village net worth	
Within village	924	Change in contributed capital	
With other villages	25,639	Within village	-128
Change in inventories		With other villages	239
Within village	-5,019	Net transfer	
With other villages	1,852	Within village	6,226
Change in livestock		With other villages	13,148
Within village	-2,117	Current retained earnings	7,729
With other villages	-3,207	Depreciation	5,822
Change in fixed assets			
Within village	5,824		
With other villages	7,409		
Plus: Depreciation	5,822		
Less: Change in liabilities			
Within village	1,631		
With other villages	2,461		
Gross investment	33,036	Gross savings	33,036

Figure 13 shows the dynamic movements of villages' output over time. Each line represents the output from each village. The outputs of villages in Chachoengsao have been decreasing over time, while the outputs of the villages in the three other provinces have been increasing. Figure 14 plots the average share of village's income in each province. Based on the estimated factor intensity as above, and to review, we classified cultivation as labor-intensive and classify running business, operating fish and shrimp ponds, and livestock as capital-intensive. The results suggest that, in Chachoengsao, the share of income from capital-intensive sector decreases over time, while the share of labor income increases over time. In Buri Ram, the share of income from capital-intensive sector increases over time and the share of income from labor-intensive sector decreases over time. In Lop Buri and Si Sa Ket, the shares of incomes are flat.

Figure 13 – Villages' output (scale varies by provinces)

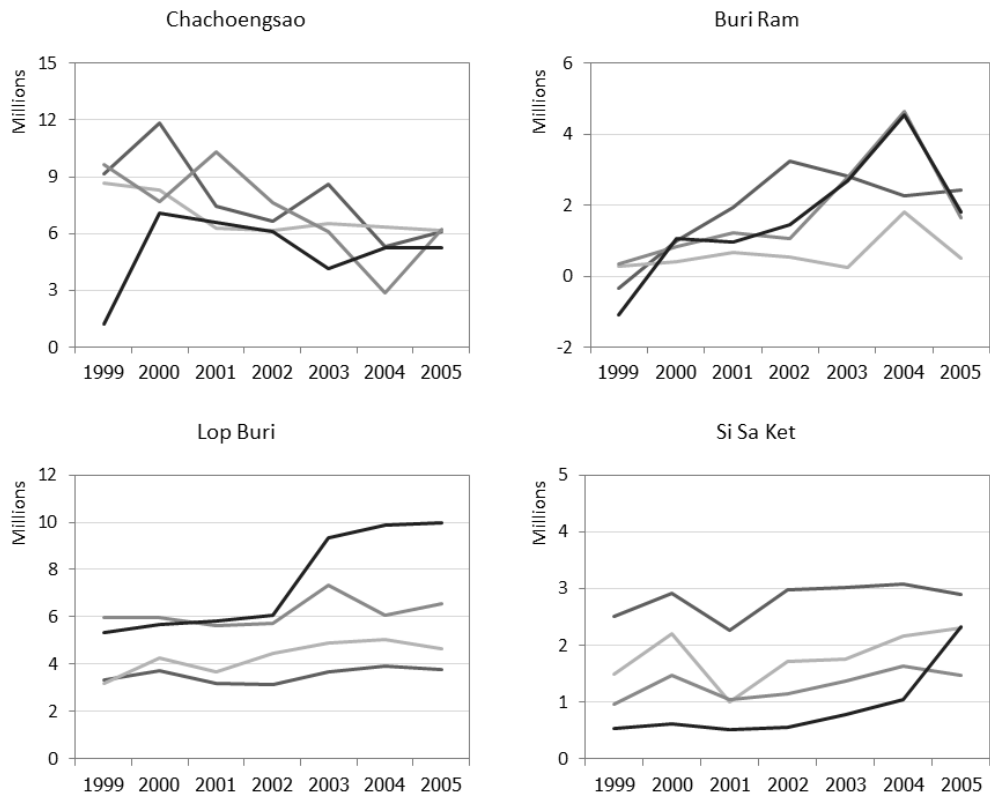
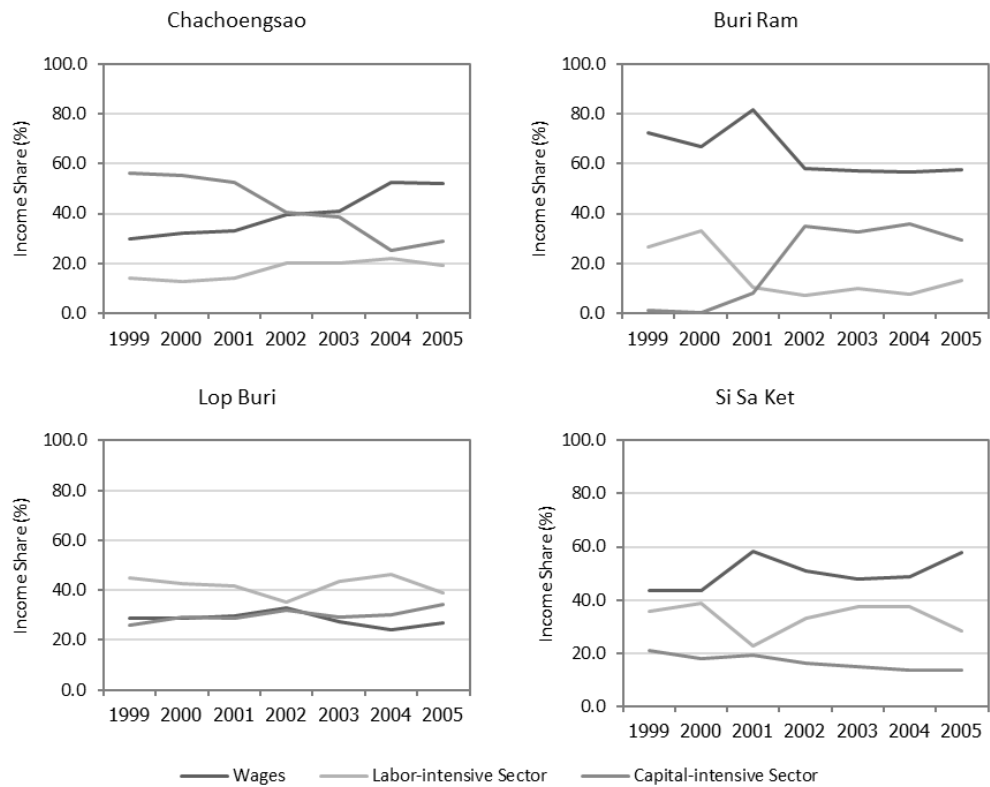


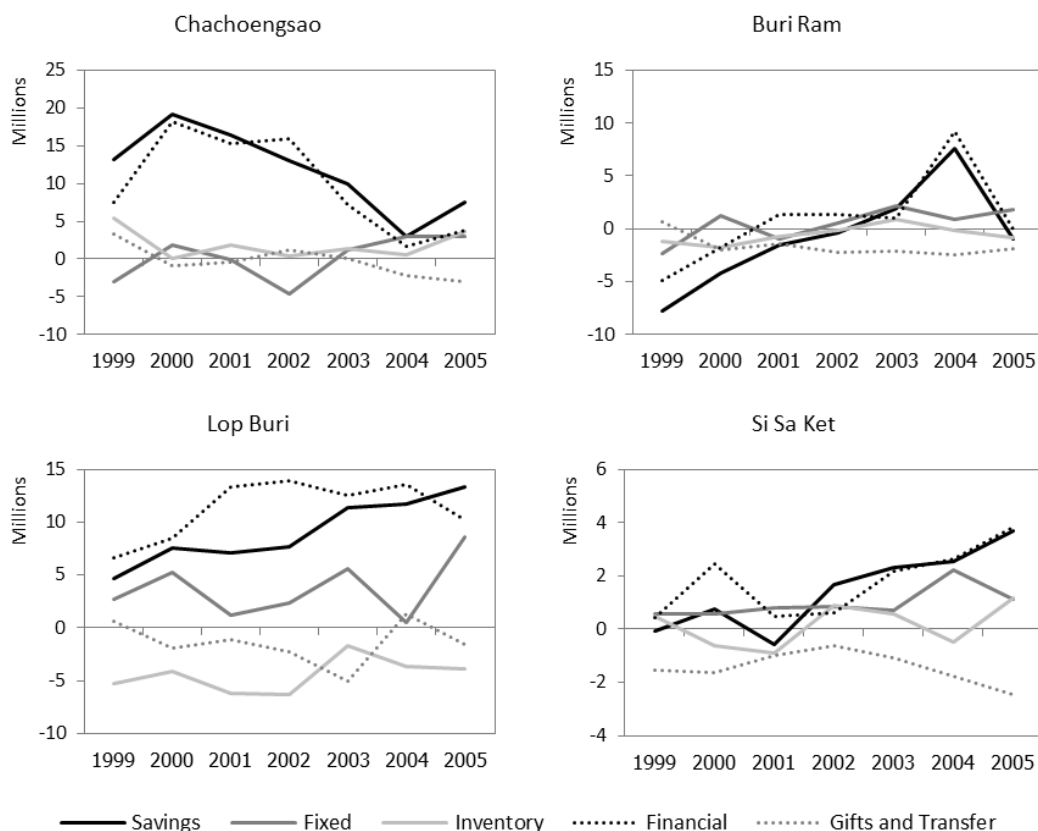
Figure 14 – Share of village's income



The village's saving-investment account tells us how the village allocates its wealth. When a village has positive savings (i.e., it consumes less than its income), its wealth increases. As mentioned at the individual level, a village can allocate its savings in inventories (including livestock), financial assets (cash, deposits, lending, etc.), fixed assets, or giving as gifts (and other contributed capital).⁸ We construct the gifts such that the positive sign means the village gives out gifts.

Figure 15 shows how each village allocates its savings (plus gifts) annually. The line representing financial assets moves closely with the line representing village's savings. This pattern appears in every village, suggesting that, at a high frequency, the village keeps its wealth in the form of financial assets. But capital is also co-moving.

Figure 15 – Allocation of village's savings (scale varies by provinces)



⁸ In the saving-investment account, we separate gifts from other contributed capital. Gifts represent the transfers from one household to another household. Contributed capital represents the situation when a member of a household moves out and takes some assets with him. However, in this presentation, we group them together.

6. Village Balance of Payments Accounts

Village balance of payments accounts can be constructed from village economic accounts. As discussed earlier, we are able to separate the transactions into two different groups; within-village and across-village. A within-village transaction is the transaction between two village residents. An across-village transaction is the transaction between a village resident and a non-resident.

To illustrate the within- vs. across-village transactions, we use the following examples. Suppose a household buys 500-baht worth of fertilizer from a store located within the village. This transaction will enter that particular household's financial statement as a within-village 500-baht increase in inventory of input and a within-village 500-baht decrease in cash. Similarly, suppose a household sells 1,000-baht worth of rice to someone residing in another village. This transaction will enter that household's financial statement as an across-village 1,000-baht increase in cash and an across-village 1,000-baht decrease in finished-goods inventory.

An across-village increase in fixed assets could be (i) an import of fixed assets, (ii) a re-acquisition of claims on village fixed assets previously held by a village non-resident, or (iii) an acquisition of claims on a fixed asset located in another village. An example of the first case is an import of machine used in production. An example of the second case is a purchase of land located within the village from a village non-resident. An example of the third case is a purchase of land located in another village from a village non-resident. We use the residential status of the trading partner to distinguish the type of transaction. Also, as discussed above, labor earnings of village residents are considered village production even when employment is outside the village.

Similar to those of the nation, village balance of payments consists of the trade balance, current account, capital account, financial account, and cash reserve. The trade balance records the exports net of the imports of goods (including the ownerships of fixed assets) and services between village residents and nonresidents. The current account measures the transactions of goods, services and transfers between village residents and nonresidents. In other words, the current account equals the trade balance plus net factor income (interest earned abroad) and transfers to village residents.

The financial account⁹ measures the transactions of financial assets between village residents and nonresidents (though for this cash is treated as a residual and measured separately). Financial assets include bank deposits, accounts payable, accounts receivables, lending, and borrowing. The capital account measures the changes in ownerships of assets due to the migration of household members.

The balance of payments identity is

$$\text{Current Account} + \text{Capital Account} + \text{Financial Account} + \text{Change in Cash Reserve} = 0.$$

Note, as is standard, that a current account surplus is associated with a capital+financial account deficit.

Figure 16 shows the balance of payments, accumulated to the provincial level, in four provinces. The current account surplus of villages in Chachoengsao is decreasing, while the current account surpluses of villages in Lop Buri and Si Sa Ket are increasing. The current account balance of villages in Buri Ram increases in every year except for 2005.

The scale of balance of payments accounts in village economies is large, compared to the scale of international economic accounts. . For example, a village in Chachoengsao has current account surplus 66% of its gross village product on average. In comparison, Thailand has current account deficits around 6.7% of its GDP in the pre-1997 crisis and has current account surplus around 4.5% of its GDP in the post-crisis period. The United States has run current account deficits at 4.6% of its GDP on average during the last 10 years. There are international norms for reasonable balance of payment deficits, presumably based on cumulative experience.

⁹ By the current standard for national balance of payments accounts, the capital account includes both the capital account and the financial account in our framework.

Figure 16 – Village balance of payments

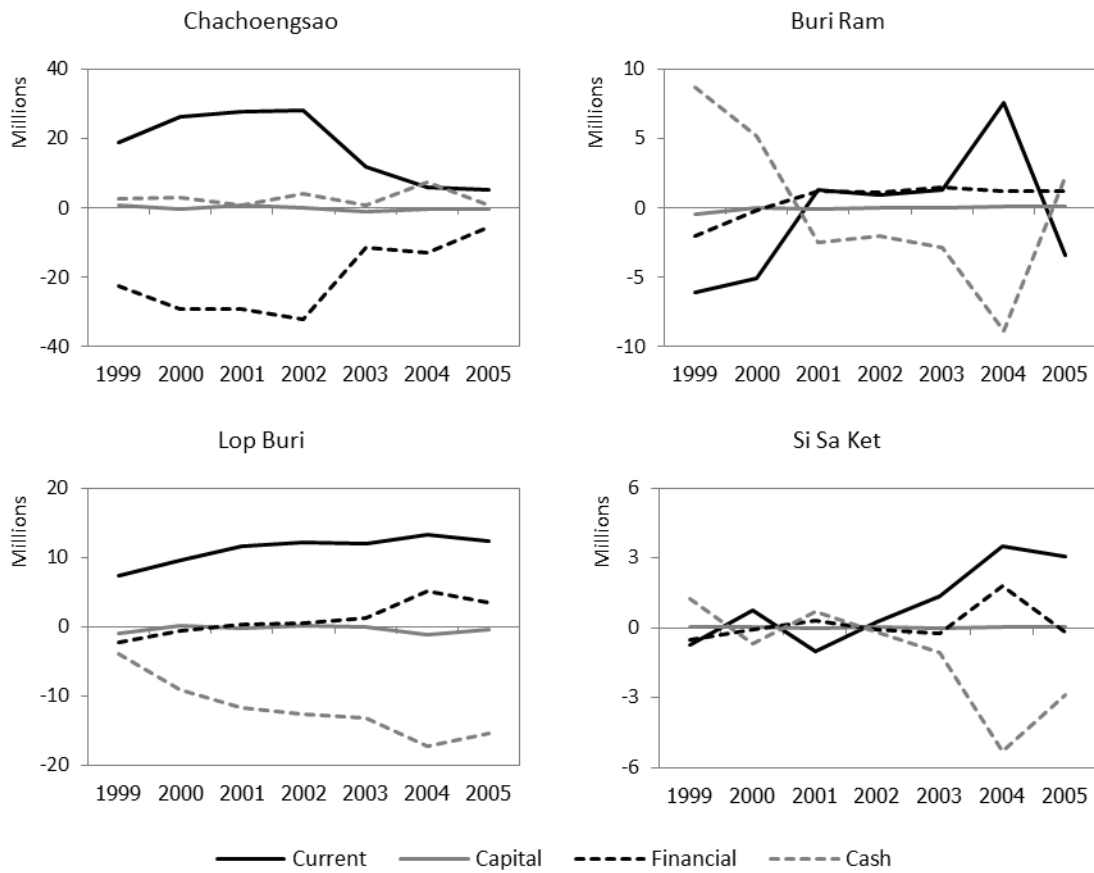
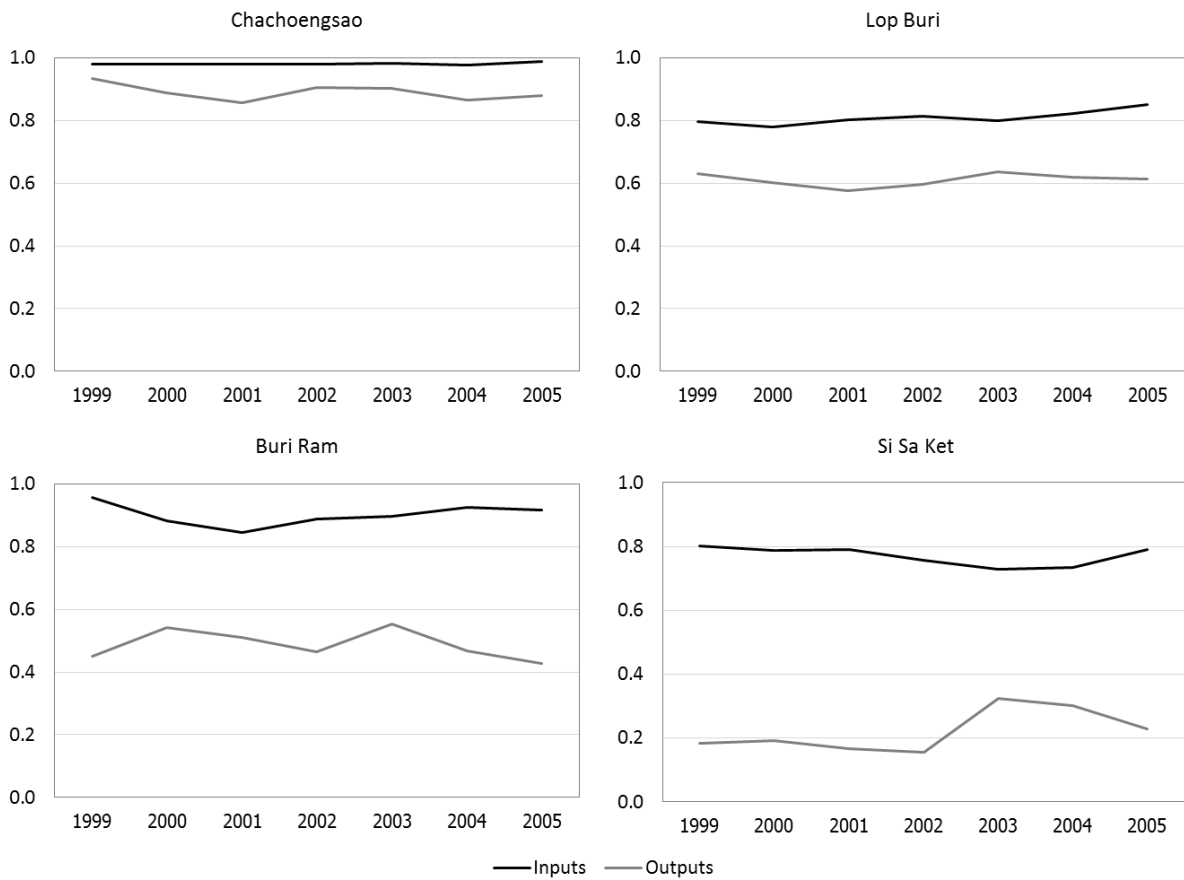


Figure 17 shows the average village openness levels within each province. The black line represents the share of inputs purchased from outside the village, and the grey line represents the share of outputs sold to other villages. Overall, the Central villages are more open than the Northeast villages.

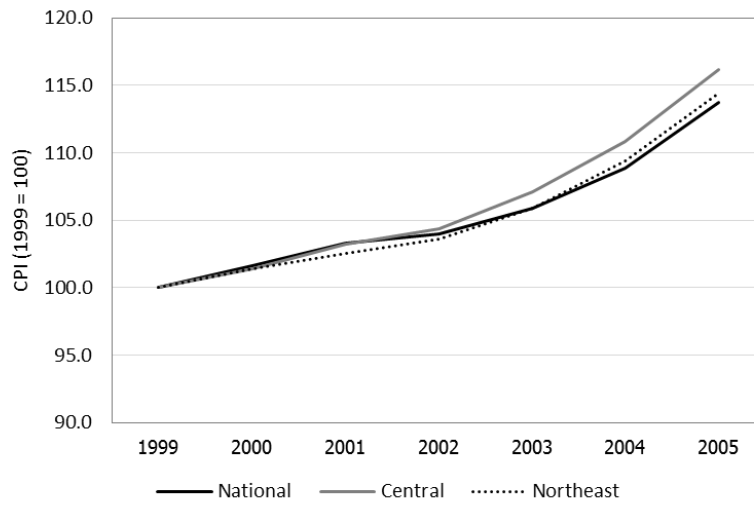
Figure 17 – Village openness levels



6.1 Price Indices, Inflations, and Relative Prices

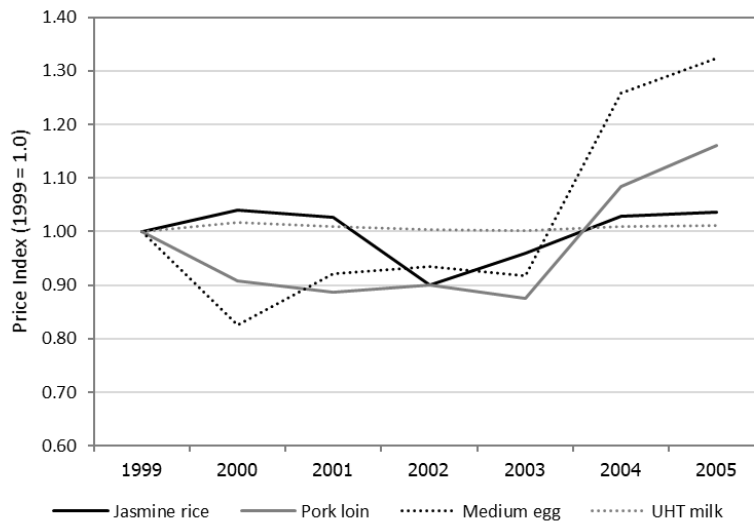
The national and regional consumer price indices are shown in Figure 18. All price indices increase over time. The price level in the Northeast region increases faster than the price level in the Central region. The model will be in real terms so we use the inflation data to adjust interest rates and make nominal values real.

Figure 18 – National and regional consumer price indices



Source: Ministry of Commerce; Authors' calculation

Figure 19 – Price indices of labor-intensive and capital-intensive goods

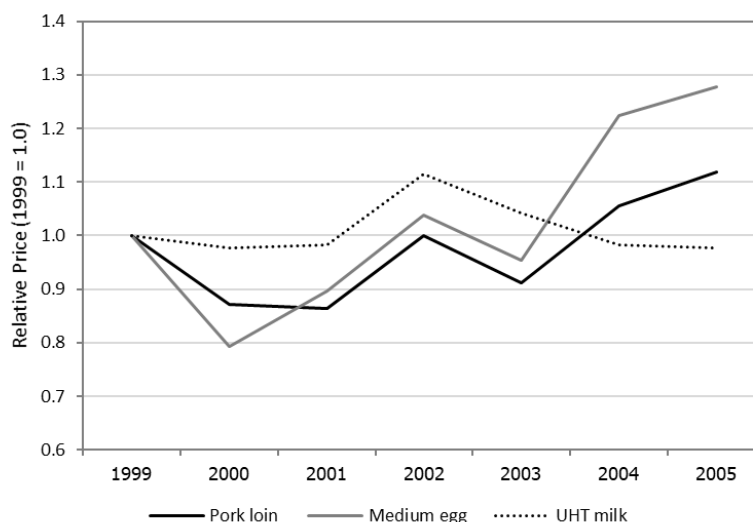


Source: Ministry of Commerce; Authors' calculation

Figure 19 shows the retail price indices of the product from cultivation (Jasmine rice) and the products from livestock (pork loins, eggs, and milk). We use the price index of cultivation product to represent the price of labor-intensive goods in our model and use the price index of the products from

livestock to represent the price of capital-intensive goods.¹⁰ Figure 20 shows the relative price (i.e., the ratio of the price of livestock to the price of crops). We find that the relative price of capital intensive goods is increasing.

Figure 20 – Prices of capital-intensive goods relative to the price of Jasmine rice



Source: Ministry of Commerce; Authors' calculation

We are however unable to show province level figures given the great heterogeneity across provinces already documented. So, we treat the relative price of capital to labor intensive goods as something we try to infer through the lens of other observables.

6.2 Factor Prices

Figures 21 and 22 show the median real wage rates and the median real interest rates in four provinces in the Townsend Thai survey. To get the real interest rate, we subtract off the expected (realized) regional inflation from the nominal interest rate. To get the real wage rate, we normalize the nominal wage rate with the regional price index.

¹⁰ In the data, the income sources for “capital-intensive” sector are fish and shrimp ponds, livestock, and businesses. Certainly, none of them involve the traditional manufacturing sector. We don’t think fish and shrimp ponds are good representative since they are active in only one province and declining. For business, most of household businesses are either in service sector (e.g., barber shop) or small-scale production (e.g., food stroll), or local grocery shop. Therefore, it is hard to choose the price index that represents goods from business sector. Livestock is the only activity that we can find the related price index.

Figure 21 – Median real wage rates

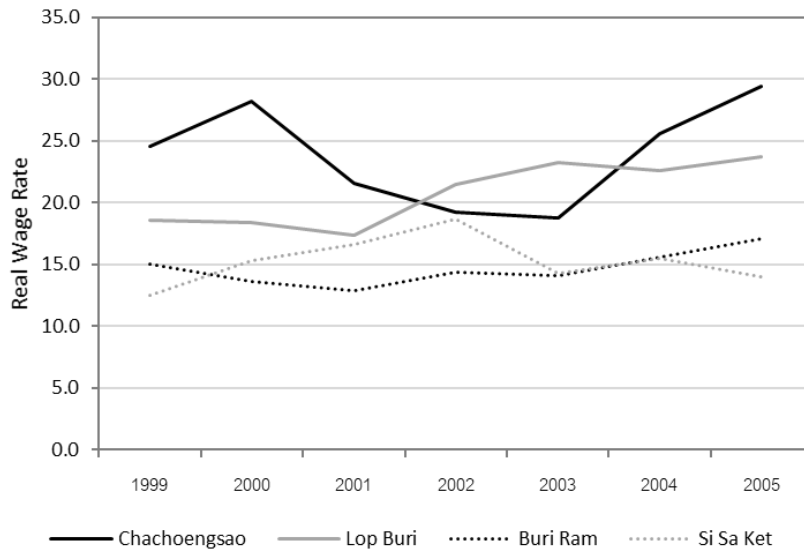
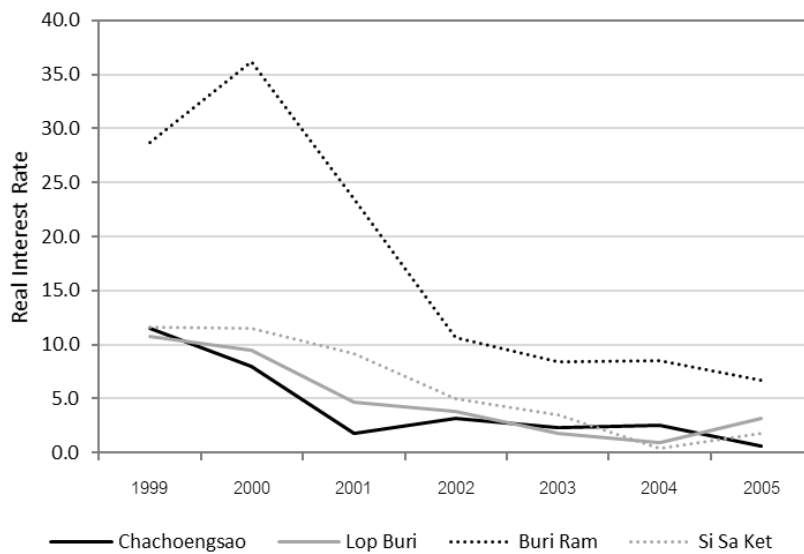


Figure 22 – Median real interest rates

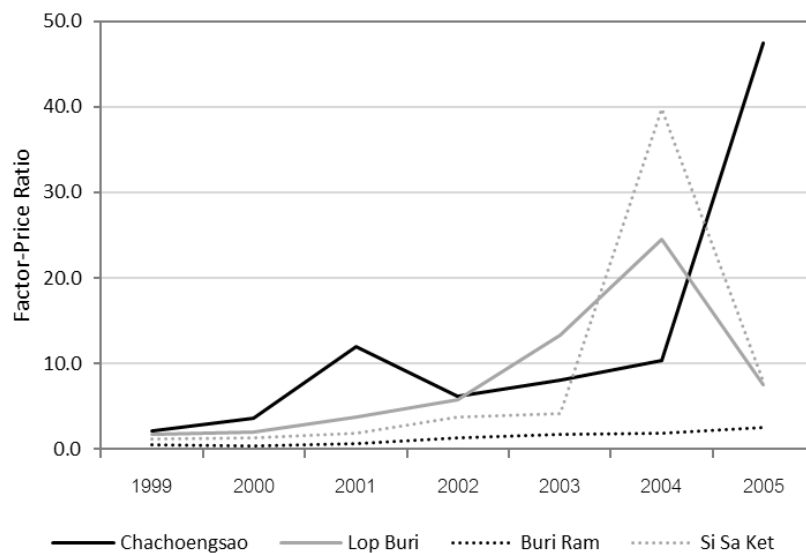


First, consider the levels of factor prices. The real interest rates are lower in the Central provinces and the wage rates are lower in the Northeast provinces. We now turn to the movements of factor prices over time. Real wage rates in the Central provinces have been increasing, while real wage rates in the

Northeast provinces remain constant. On the other hand, real interest rates in the Northeast provinces have converged to those in the Central provinces in recent years.

Figure 23 shows the ratios of factor prices in four provinces. The wage-interest ratio increases fastest in Chachoengsao, due mainly to the increasing wage rate in the last two years. Lop Buri also experience the increasing factor-price ratio due to the increasing wage rate. While the change in the factor price ratio in Si Sa Ket is about the same size as Lop Buri, it is driven by the lower interest rate. Buri Ram has the smallest change in the factor price ratio. These lead to the divergence of factor price ratio across provinces.

Figure 23 – Ratio of factor prices



7. Thai National Economy

Since the financial crisis in 1997, Thailand went through a considerable change in its financial environment, from the devaluation of Thai baht in 1997, to the decision to change from the Monetary Targeting framework to the Inflation Targeting framework in 2000, to the introduction of one-million-baht village funds in 2001, which is one of the largest microfinance program in the world.¹¹

In July 1997, the Thai government decided to change its exchange rate policy from fixed to a managed float. The exchange rate then increased from the pre-float level at 25 baht per US dollar to more than 50 baht per US dollar in January 1998. The reference exchange rate is shown in Figure 24. Two vertical dash lines indicate the period consider in this paper (1999–2005). The crisis hit Thailand the hardest in 1998, when Thai gross domestic product dropped 10.51% from the previous year. The movement of the Thai GDP over time is shown in Figure 25. The unemployment rate rose to the level of 4.35% in 1998, before it continuously declined (see Figure 26).

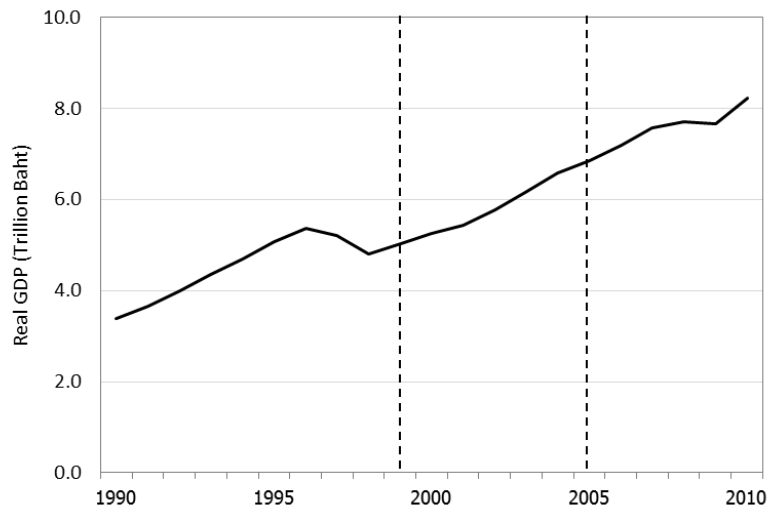
Figure 24 – Reference exchange rates



Source: Bank of Thailand

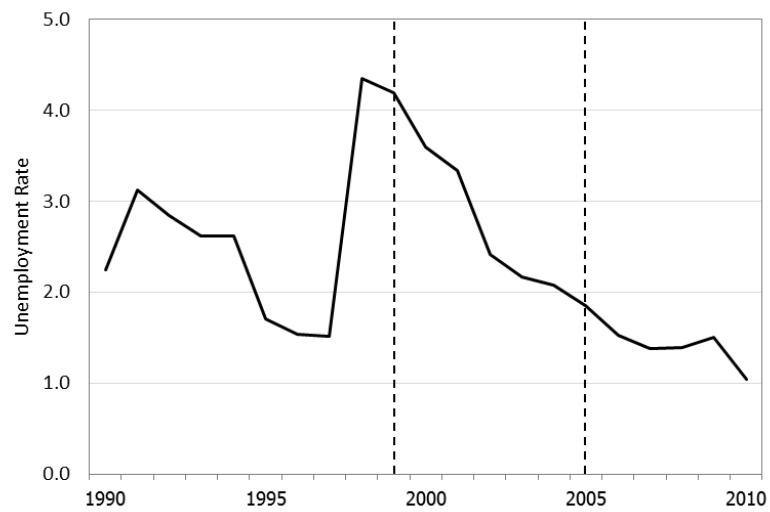
¹¹ As reported in Kaboski and Townsend (2011), the size of the initial funds of this program is about 1.5 percent of the Thai GDP in 2001.

Figure 25 – Thai quarterly GDP



Source: National Economic and Social Development Board

Figure 26 – Unemployment rate

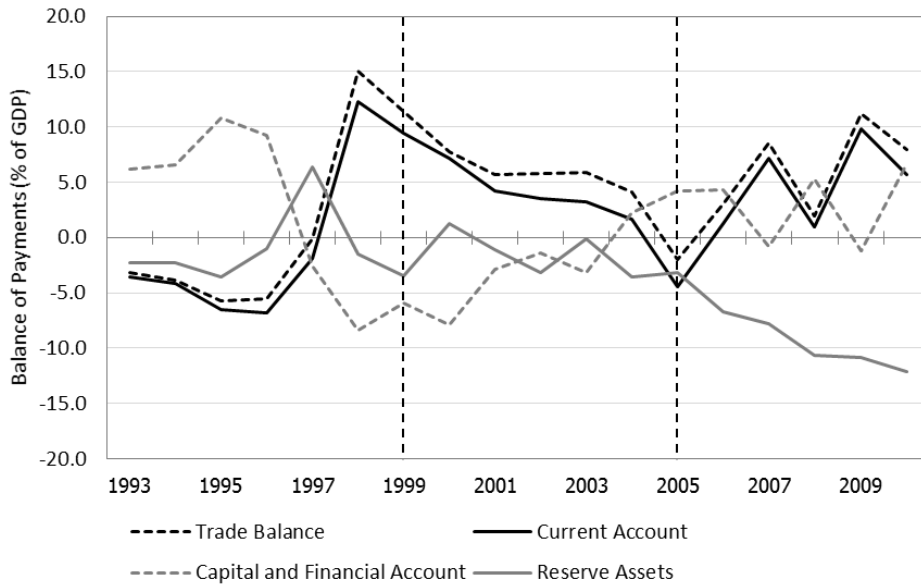


Source: National Statistical Office of Thailand

The balance of payments of Thailand is shown in Figure 27. Before the crisis, Thailand consistently ran a trade deficit financed by foreign capital inflows. After the crisis, it faced a sharp reversal of foreign capital inflows. The exporting sectors have been benefited from the depreciation of Thai baht, and Thailand has run a trade surplus since 1998. In addition to the trade balance, we also look at Thailand's level of openness to trade. We use the standard openness measure, namely the ratio of

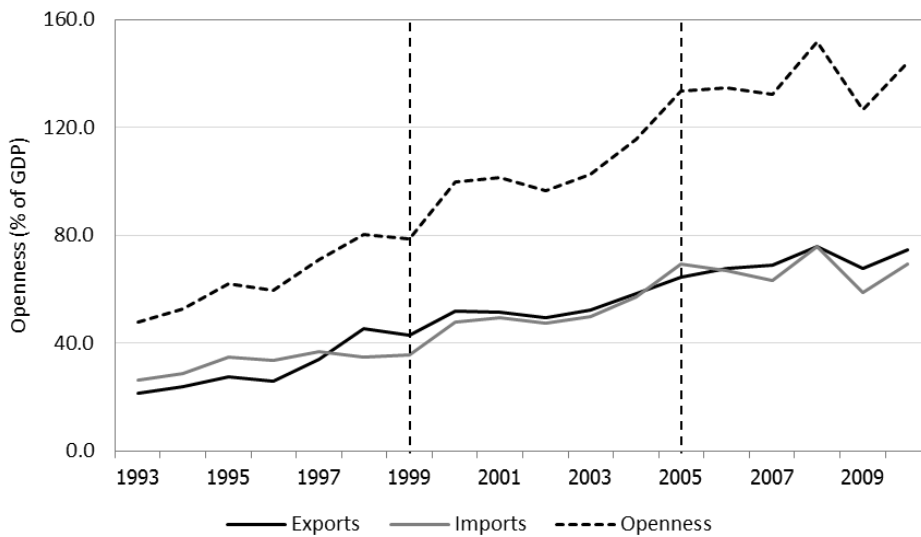
exports and imports to GDP. The openness level has been increasing over time, driven by the increases in both export and import shares (see Figure 28).

Figure 27 – Balance of payments accounts



Source: Bank of Thailand

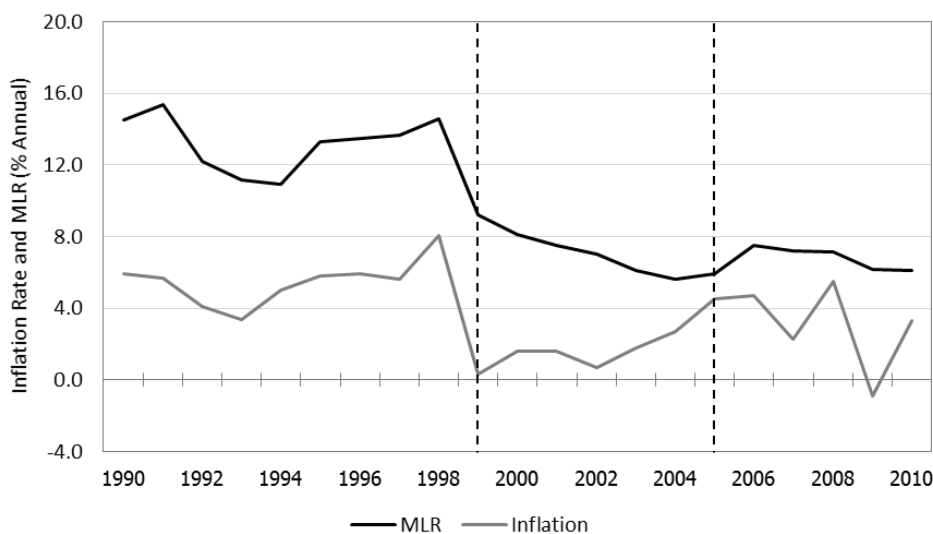
Figure 28 – Openness level



Source: Bank of Thailand

Under the Inflation Targeting framework, the Bank of Thailand has managed to keep the inflation rate well below the level under the previous regime. As a result, the interest rate has also come down during the same period (as in and consistent with the rest of the world). Figure 29 shows the headline inflation and the interest rate in Thailand from 1990 to 2011.

Figure 29 – Headline inflation and interest rate



Source: Bank of Thailand

8. The Model

Consider a two-good two-factor trade model with financial friction. The two factors of production are labor and capital. And there are two production sectors, which differ in their factor intensity. Let a denote the labor-intensive sector and let m denote the capital-intensive sector. In this economy, there is a continuum of infinitesimal agents who are different in their wealth level and in their “entrepreneurial ability”. In each period, agents choose to be a wage worker or choose to run a business as an entrepreneur in one of the two sectors. An entrepreneur utilizes the factors of production and produces consumption goods. A worker provides inelastic labor supply¹² \bar{L} at the market wage rate w_t . We assume that workers can move freely across sectors but cannot move across

¹² The estimated wage elasticities in the data are quite low (see Bonhomme et al., 2012).

regions. There is in fact nontrivial migration but on the other hand real wages do not converge in the data. Interest rates do

8.1 Preference, Entrepreneurial Ability, and Technology

To review, agent i consumes according to the following consumption function

$$C_{it} = C^* + \gamma(\pi_{it} - C^*)$$

where C_{it} is the total consumption of agent i in period t , C^* is the subsistent level of consumption, and π_{it} is the total income of agent i in period t . The total consumption of agent i is the combination of consumption of goods a and m according to the following function

$$C_{it} = \left(\frac{C_{it}^a}{\mu} \right)^\mu \left(\frac{C_{it}^m}{1-\mu} \right)^{1-\mu}$$

where C_{it}^a is agent i 's consumption of goods a in period t , C_{it}^m is agent i 's consumption of goods m in period t , and μ is the parameter capturing the share of spending on goods from sector a . We currently assume that $\mu = 0.5$.¹³ Since we model our village as small-open economies, the supply of goods from each sector is determined by the global relative price and not by the local demand for each good. Therefore, the equilibrium outcomes of our model are not sensitive to this parameter. The exceptions are the counterfactual example and the autarkic counterfactual example, in which the supply of each goods must equal its local demand. And since the consumption share affects the local demand for each good, it also affects the equilibrium outcomes in these counterfactual exercises.

Agents accumulate their wealth by holding a fraction ω of their savings in cash and investing the rest in capital, which is produced by combining goods a and m according to the production function

$$\Delta K_{it} = \left(\frac{I_{it}^a}{\mu} \right)^\mu \left(\frac{I_{it}^m}{1-\mu} \right)^{1-\mu}$$

¹³ While we could use the detailed information about the composition of household consumption in the data to determine consumption shares, but this remains to be completed. In the model, we use cultivation for labor-intensive sector and we use for livestock, fish and shrimp, and business for capital-intensive sector. When we look at consumption data, we have the consumption of food and non-food, which includes the spending on gas, electricity, clothing, etc. Therefore, we need to decide what to do with the consumption of goods which are not related to the village's production.

where ΔK_{it} is the new capital produced, I_{it}^a is agent i 's investment of goods a in period t , and I_{it}^m is agent i 's investment of goods m in period t . The price of capital q is therefore equal to

$$q = (p_a)^\mu (p_m)^{1-\mu}$$

where p_a is the price of goods a and p_m is the price of goods m . The capital will be use as the numéraire and, therefore, $q = 1$.

8.2 Occupational Choice

An entrepreneur i in sector a with owned capital W_{it} and ability z_i solves the following maximization problem:¹⁴

$$\max_{(K_{it}, L_{it})} p_a A_i K_{it}^{\alpha_K} L_{it}^{\alpha_L} - r_t K_{it} - w_t L_{it}$$

subject to the borrowing constraint

$$K_{it} \leq \eta_t W_{it}.$$

Let $\pi_t^a(W_{it}, z_i)$ denote the net profit of an entrepreneur i in sector a with owned capital W_{it} and ability z_i in period t . Similarly, an entrepreneur i in sector m with owned capital W_{it} and ability z_i solves the following maximization problem:

$$\max_{(K_{it}, L_{it})} p_m B_i K_{it}^{\beta_K} L_{it}^{\beta_L} - r_t K_{it} - w_t L_{it}$$

subject to the borrowing constraint

$$K_{it} \leq \eta_t W_{it}.$$

And let $\pi_t^m(W_{it}, z_i)$ denote the net profit of an entrepreneur i in sector m with owned capital W_{it} and ability z_i in period t .

As discussed in section 4, with the DRS production function, there exists an optimal business size for each entrepreneur. On the other hand, if the production function has a constant return to scale, only the most productive producers will produce until they reach their borrowing limit. Then, the second-most productive producers will take over, and so on.

Therefore, we can summarize the within-period income of agents in each group as follows:

¹⁴ As discussed in section 4, we assume that a household's entrepreneurial ability is common across all production activities.

$$\pi_t(W_{it}, z_i) = \begin{cases} w_t \bar{L} + r_t W_{it} & \text{for a worker} \\ \pi_t^a(W_{it}, z_i) + r_t W_{it} & \text{for an entrepreneur in sector } a \\ \pi_t^m(W_{it}, z_i) + r_t W_{it} & \text{for an entrepreneur in sector } m \end{cases} \quad (8.1)$$

The models with occupational choice and borrowing constraints, like this one, are quite standard in development economic literature (see, for example, Lloyd-Ellis and Bernhardt, 2000, or Buera, Kaboski, and Shin, 2011).

8.3 Markets for Capital and Labor

In this model, we assume that the market for capital is completely open and the market for labor is completely closed. In equilibrium, the wage rate w_t adjusts so that the local demand for labor equals the local supply of labor. This assumption might seem extreme at first. However, it is not unreasonable in practice. As supporting evidence, Figures 17 and 18 show that the differences in interest rates across provinces become smaller over time, while the differences in wage rates do not.

We assume that each household is endowed with 3,461 units of labor per year. This number comes from the Townsend Thai data, in which the median number of household members whose age above 15 is 2.4, and from Thai macro data, in which 69.34% of population aged 15 or above work full-time.¹⁵

We calibrate the capital endowment across households to match the distribution of household's fixed assets in 1999. Then, we use the cash-to-fixed-asset ratio in 1999 to approximate the initial cash holding in the model. We also assume that the initial distribution of household's capital is uncorrelated with household's ability.

8.4 Mechanics of the Model

Borrowing limits and relative prices will jointly determine the occupational choices and the equilibrium wage rate. An increase in borrowing limit will increase the demand for capital and labor for the constrained entrepreneur. This will, in turn, increase the real wage rate.

¹⁵ There is very little difference in the demographics across provinces.

The effect of increasing the borrowing limit on the number of workers vs. entrepreneurs is less obvious. On the one hand, an increase in borrowing limit increases the size and the profits of the constrained entrepreneurs. On the other hand, increasing wage rate makes being a worker become more attractive. An increase in borrowing limit also benefits the entrepreneurs in sector m (capital-intensive) more than the entrepreneurs in sector a (labor-intensive).

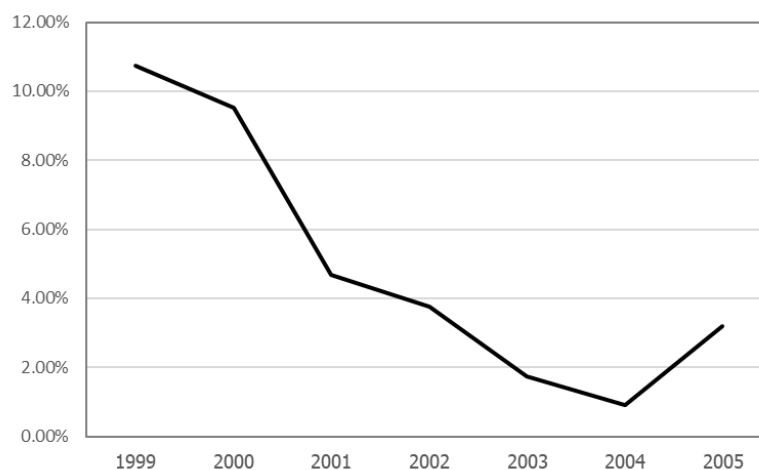
An increase in relative price, p_m/p_a will increase the benefit of entrepreneurs in sector m relative to those in sector a . As entrepreneurs switch from sector a to sector m , the demand for labor will decrease. This is because sector a is labor-intensive, while sector m is capital-intensive. Finally, the decreased demand for labor will lower the real wage rate.

9. Calibration

9.1 Calibration Exercises

As we envisioned this model as a trade model with occupational choice subject to financial constraints, the obvious exogenous variables are the interest rate, the relative price of goods, and the borrowing limit. To summarize what we have mentioned in the introduction and along the way, for the interest rate, we believe we have a good measure of the interest rate in the data, the observed value. Figure 30 shows the real interest rates in Lop Buri, which we will use as the model's parameters.

Figure 30 – Real interest rates in Lop Buri



For the relative price and the borrowing limit, we don't think we have very good measures of them. The relative prices are determined at sector-level, but the goods in the capital-intensive and labor-intensive sectors vary by region and the available price indices are not sufficiently disaggregated and so do not reflect local variation nor shipping costs. Borrowing limits are approximation to implicit and formal credit contracts which are not modeled in detail here. Therefore, we calibrate the relative price against the profit share from each sector and the borrowing limit against the wage rate.

9.1.1 Calibration Procedure for the Dynamics

In each year, we then adjust the borrowing limit and the relative price jointly to match (i) the real wage rate observed in the data, and (ii) the share of entrepreneurial profits from sector a and sector m .

Figure 31 compares the calibrated borrowing limit from the model with the loan-to-wealth ratio of the median household in Lop Buri. The result suggest that the borrowing limit moves closely with the loan-to-wealth ratio with an exception in years 1999-2000, which is right after the Asian Financial Crisis. Figure 32 shows the calibrated relative prices in Lop Buri. The price of the capital-intensive goods increases, in relative to the price of the labor-intensive goods, during 1999–2001 and decreases since 2002. The calibrated relative price in this baseline scenario could also include trade costs and other frictions. However, neither the results in this baseline scenario nor those in subsequent counterfactual exercises are affected by these unobserved initial trade frictions. We will discuss more about this in section 10.

Figures 33 and 34 compare the actual and the calibrated real wage rates and the actual and the calibrated shares of profits from the capital-intensive sector, respectively. With two calibrated variables (i.e., borrowing limit and relative price), we can exactly match the two target variables (i.e., wage rate and share of profits).

Figure 31 – Calibrated borrowing limits and loan-to-wealth ratios

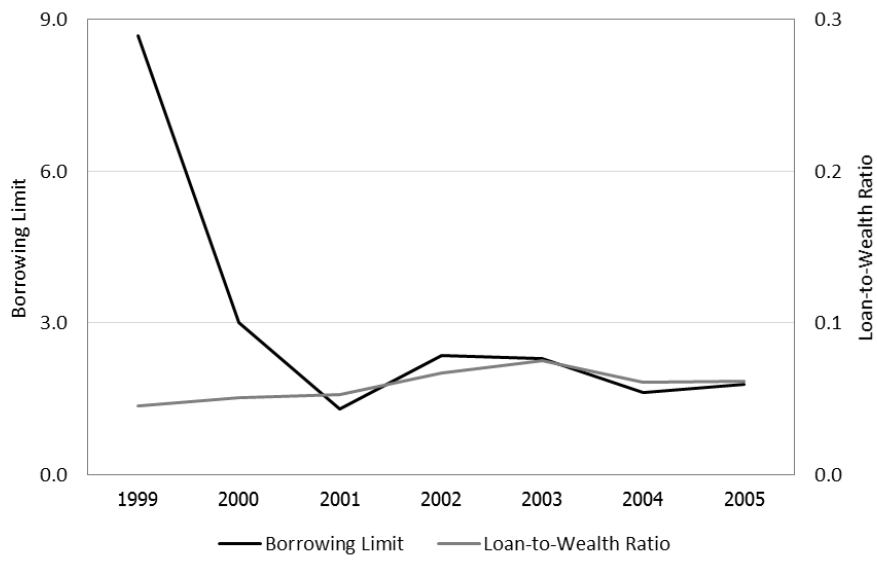


Figure 32 – Calibrated relative prices

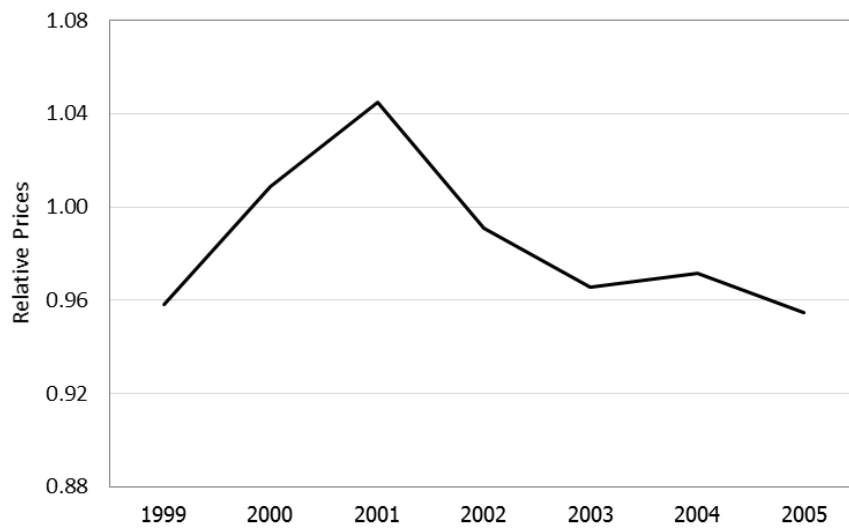


Figure 33 – Real wage rates

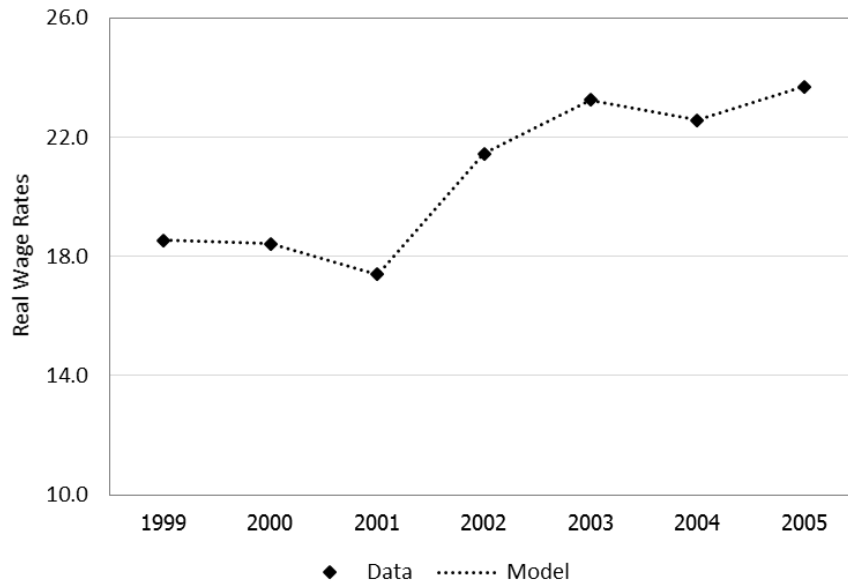
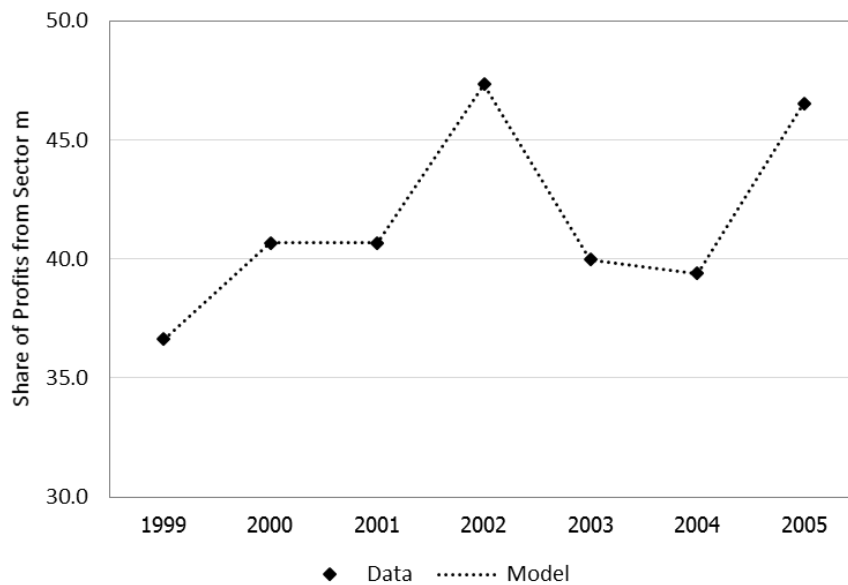


Figure 34 – Shares of profits from sector m



9.1.2 Calibration Result

Figure 35 shows the occupational choices from the calibrated model in Lop Buri in 1999. The horizontal axis represents the initial wealth of the household, while the vertical axis represents the household's entrepreneurial ability. The lines in the figures are the boundaries of the sets of

households who choose certain occupations. A household can choose to become a worker, an entrepreneur in the labor-intensive sector a , or an entrepreneur in the capital-intensive sector m . We also distinguish a financially-constrained entrepreneur, whose business could benefit from expansion, from an unconstrained entrepreneur, whose business is at the optimal size. For example, a financially-constrained entrepreneur in the labor-intensive sector will be labeled as “constrained a ”. The model predicts that the households with medium-to-low ability will choose to be workers regardless of their wealth level. The households with high ability will be entrepreneurs. The household’s choice on sector is determined by the household’s ability rather than the household’s wealth level.

Figure 35 – Occupational choices in Lop Buri in year 1999

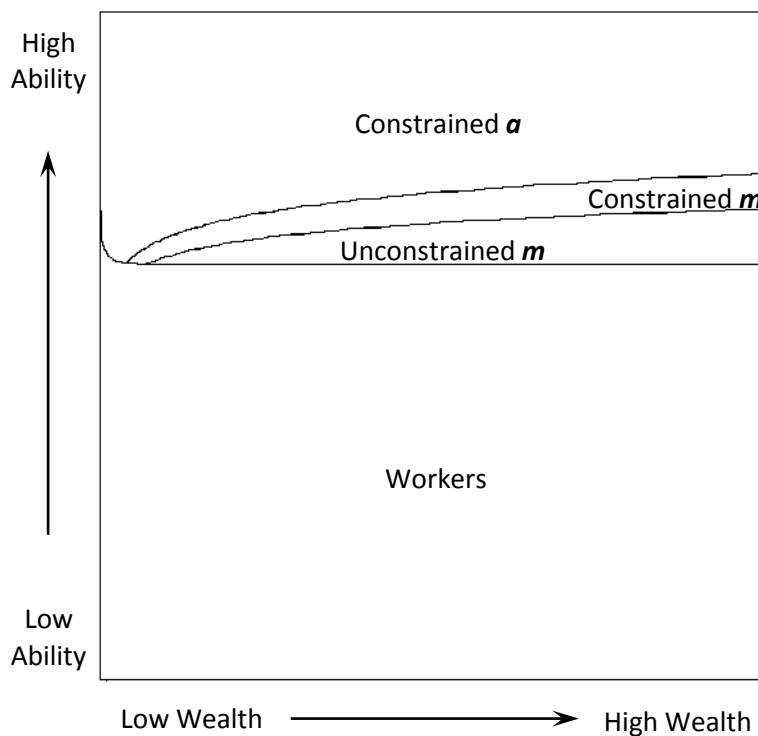
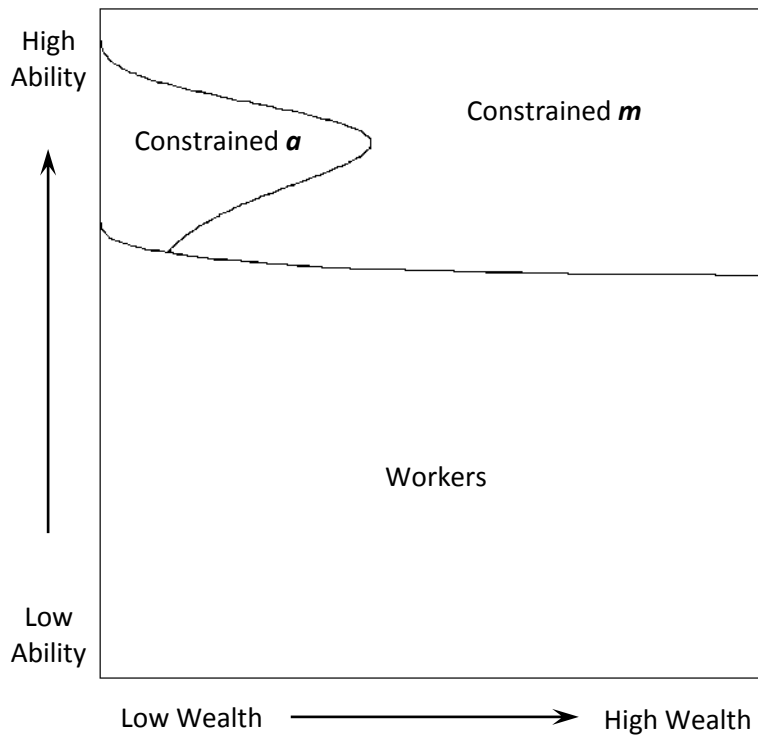


Figure 36 shows the occupational choices from the calibrated model in Lop Buri in 2005. Again, the households with medium-to-low ability will choose to be workers regardless of their wealth level. However, for the households with high ability, their wealth will determine the sector in which they choose to be entrepreneurs. The households with low wealth will choose the labor-intensive sector a , while the households with high wealth will choose the capital-intensive sector m .

Figure 36 – Occupational choices in Lop Buri in year 2005



9.1.3 Evaluating the Performance of the Model

In this section, we evaluate the performance of the calibrated model by comparing the predicted values of income, consumption, fixed assets, and cash holdings with those in the data. Figure 37 compares the predicted and the actual values of output per households of villages in Lop Buri. The model can predict the levels reasonably well; the average outputs per households in the data over the 7-years period is 146,140 Baht vs. the predicted value of 146,031 Baht. Figure 38 compares the actual and the predicted values of consumption per household in Lop Buri. The model can also predict the level reasonably well (average 66,472 Baht actual vs. 73,462 Baht predicted).

Figure 37 – The comparison of the actual and the predicted values of output

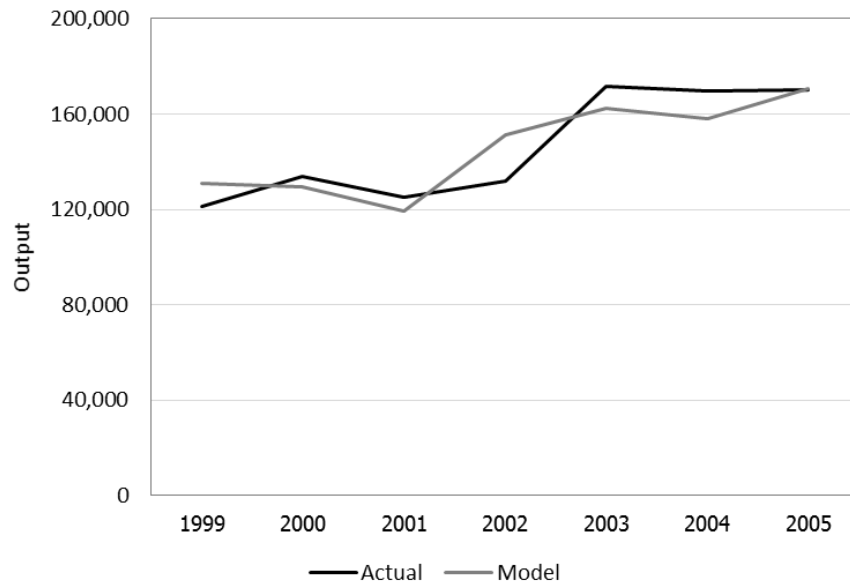
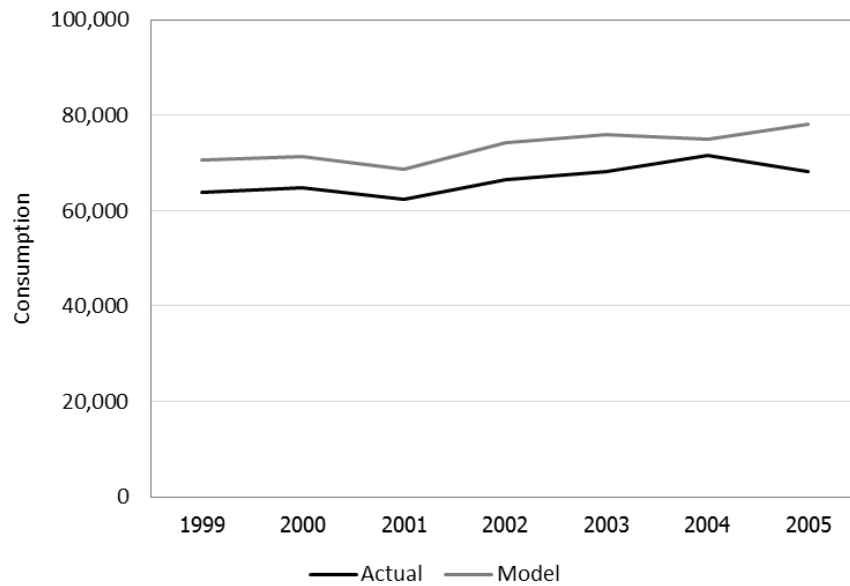


Figure 38 – The comparison of the actual and the predicted values of consumption



The comparison of the actual and the predicted values of fixed assets per household in Lop Buri is shown in Figure 39. Again, the model can capture both the level (average 270,030 Baht actual vs. 263,826 Baht predicted) and the growth of fixed assets remarkably well. Lastly, figure 40 compare the

actual and the predicted values of cash holding per household in Lop Buri. The model slightly underestimates the change in cash holding.

Figure 39 – The comparison of the actual and the predicted values of fixed assets

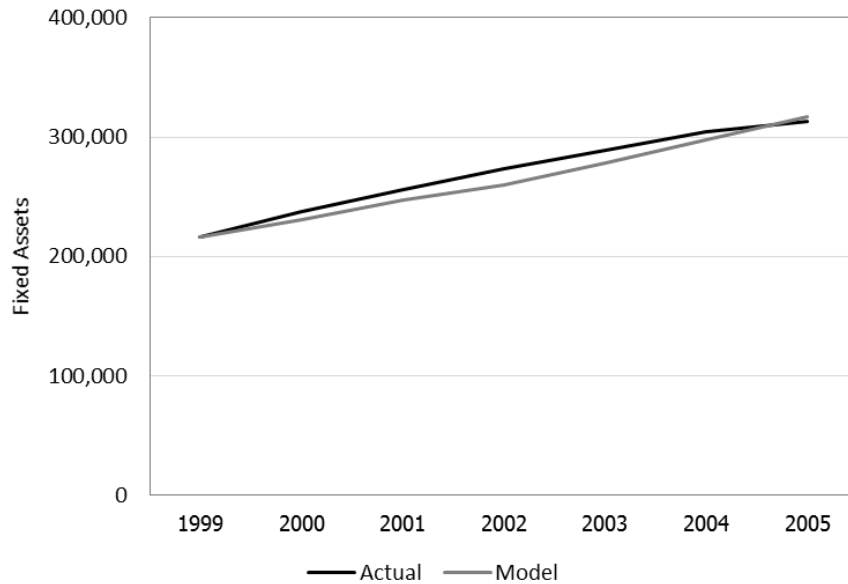


Figure 40 – The comparison of the actual and the predicted values of cash holdings

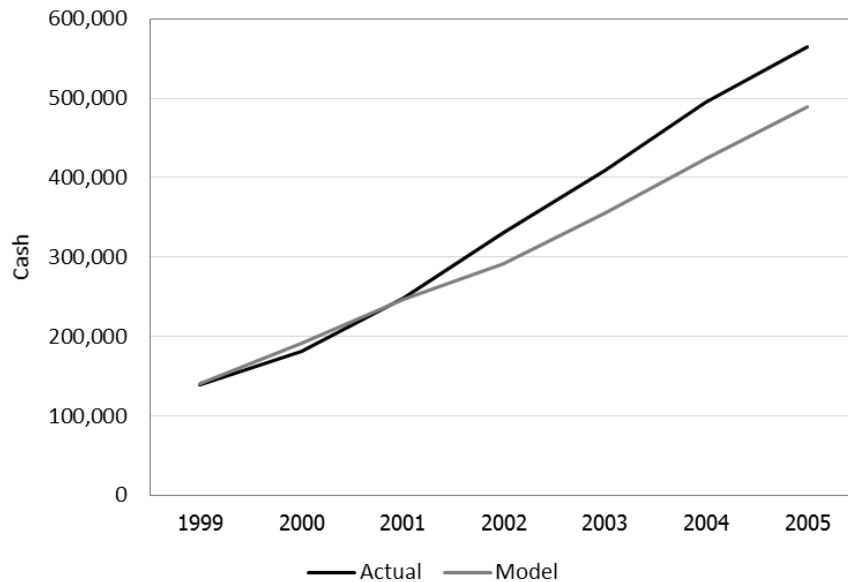
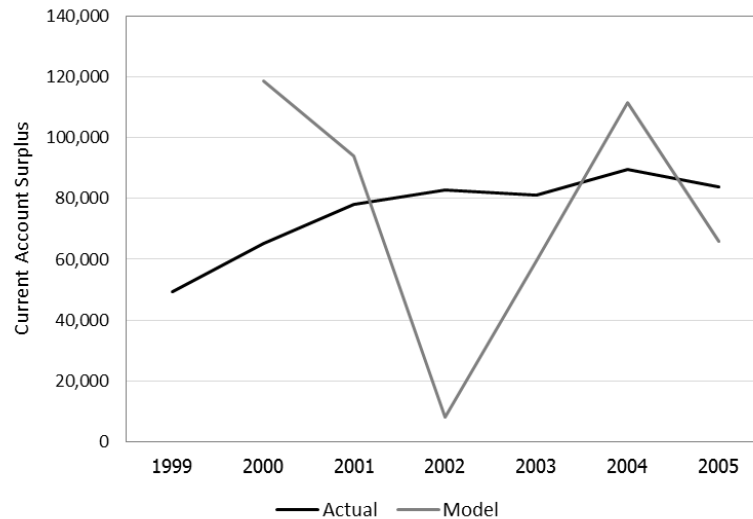


Figure 41 compares the actual and the predicted current account balances in Lop Buri. Again, the model can capture the average level of current account surplus reasonably well (80,206 actual vs.

76,273 predicted). However, the model predicts that the current account surplus fluctuates much more than what we observe in the data.

Figure 41 – The comparison of the actual and the predicted current account balances



9.2 The Model through the Lens of Illustrative Micro Data – Our Case Studies

We compare the model’s prediction on households’ occupation, income, and wealth with those in the data for our case-study households.

9.2.1 Household A

Recall that household A is an average-ability household with very low initial capital level. As a result, the model’s prediction is that this household would always be a worker, which is confirmed in the data (see Table 21). Figures 42 and 43 compare the actual income and consumption of household A with those predicted by the model. The model can predict the average income of household A reasonably well (75,568 predicted vs. 70,188 actual) but over-predicts the average consumption level (58,369 predicted vs. 40,528 actual).

Table 21 – Household A’s main source of income and the predicted occupation

Year	Data	Model
1999	Worker	Worker
2000	Worker	Worker
2001	Worker	Worker
2002	Worker	Worker
2003	Worker	Worker
2004	Worker	Worker
2005	Worker	Worker

Figure 42 – Actual income and predicted income of household A

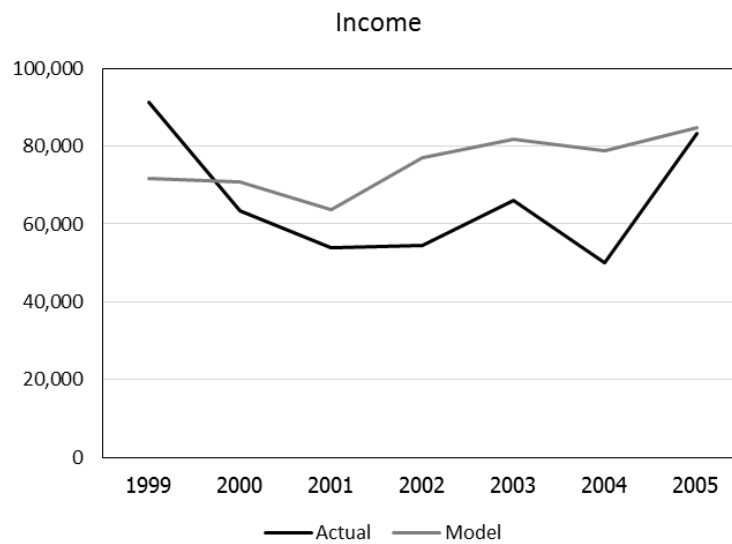
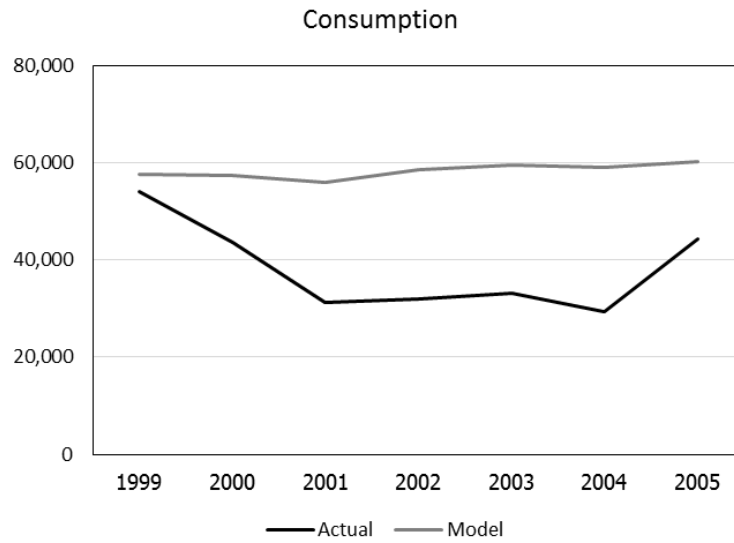


Figure 43 - Actual consumption and predicted consumption of household A



Figures 44 and 45 compare the actual value of fixed assets and cash holding of household A with those predicted by the model. The model can capture the overall growth rate of fixed assets reasonably well, while it under predicts the growth rate of cash holding.

Figure 44 – Household A’s actual value of fixed assets and the predicted value

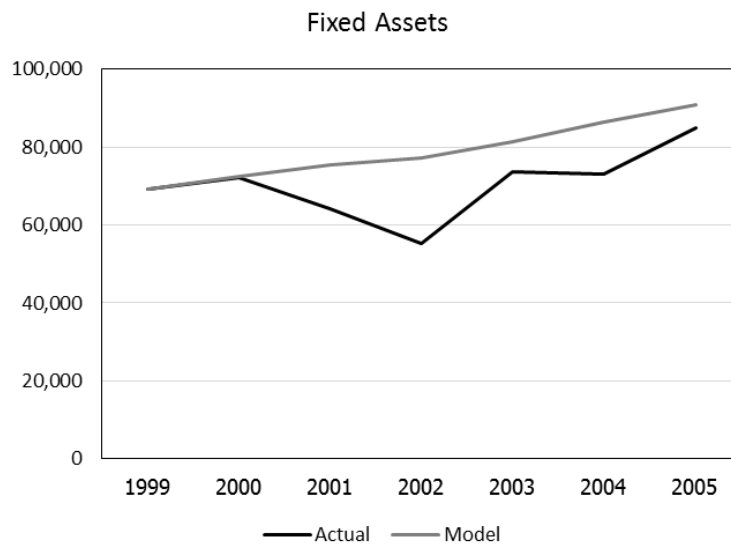
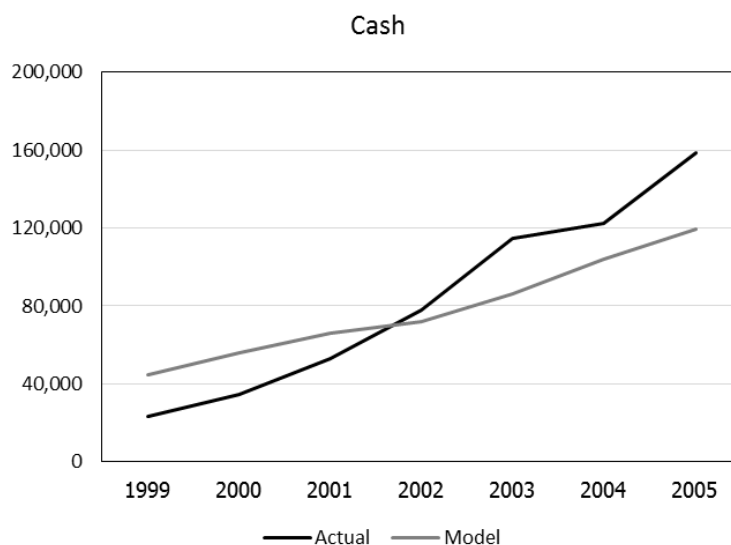


Figure 45 – Household A’s actual value of cash holding and the predicted value



9.2.2 Household B

Household B is a high-ability household with intermediate initial capital level. In the data, the main source of income for this household is cultivation activity, which is labor intensive. However, the model predicts that this household would choose to be an entrepreneur in the capital-intensive sector.

Table 22 – Household B’s main source of income and the predicted occupation

Year	Data	Model
1999	Cultivation	Capital-intensive
2000	Cultivation	Capital-intensive
2001	Cultivation	Capital-intensive
2002	Cultivation	Capital-intensive
2003	Cultivation	Capital-intensive
2004	Cultivation	Capital-intensive
2005	Cultivation	Capital-intensive

Figures 46 and 47 compare the actual income and consumption of household B with those predicted by the model. The model can predict the average level of consumption reasonably well (83,542 predicted vs 82,763 actual), but under-predict the average level of income (202,126 predicted vs.

271,208 actual). Moreover, the model cannot capture the fluctuation in income and consumption level, possibly due to the lack of income shock in the model.

Figure 46 – Actual income and predicted income of household B

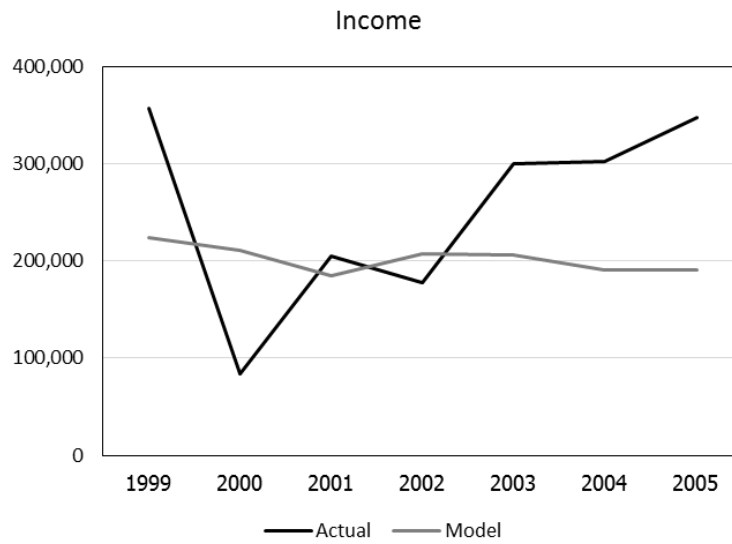
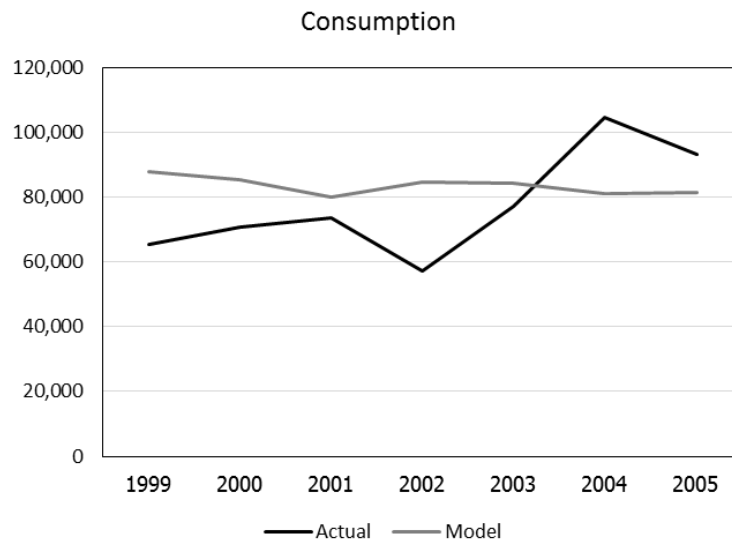


Figure 47 – Actual consumption and predicted consumption of household B



Figures 48 and 49 compare the values of household B's fixed assets and cash holding in the data with those predicted by the model. Similar to the case of household A, the model can capture the overall growth rate of fixed assets reasonably well, while it under predicts the growth rate of cash holding.

Figure 48 – Household B's actual value of fixed assets and the predicted value

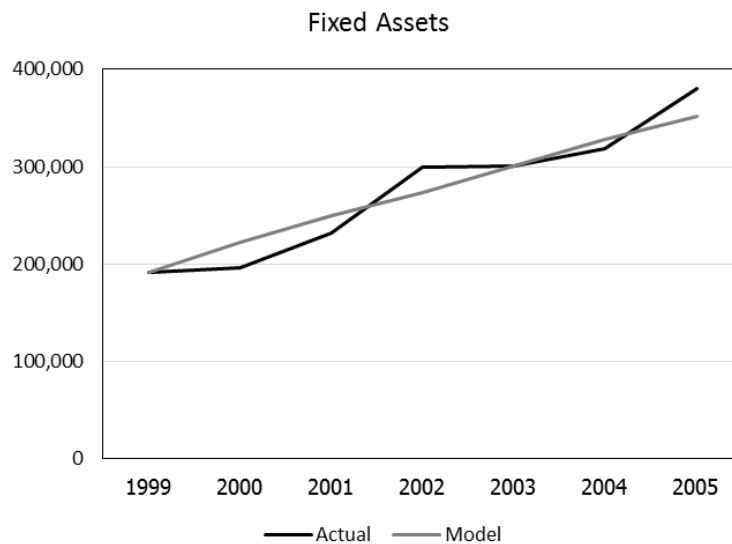
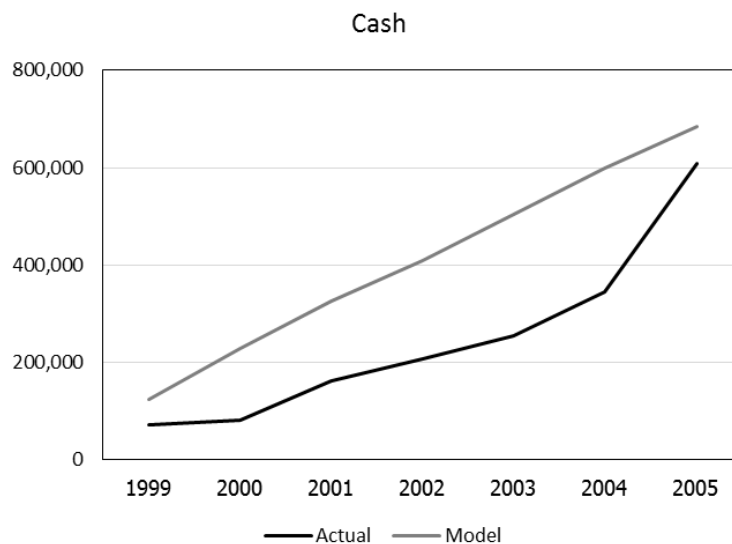


Figure 49 – Household B's actual value of cash and the predicted value



9.2.3 Household C

Household C is a very high ability household with very high wealth. In the data, the main source of income for this household is business activity, which is capital intensive. And, the model correctly predicts that this household would choose to be an entrepreneur in the capital-intensive sector.

Table 23 – Household C’s main source of income and the predicted occupation

Year	Data	Model
1999	Business	Capital-intensive
2000	Business	Capital-intensive
2001	Business	Capital-intensive
2002	Business	Capital-intensive
2003	Business	Capital-intensive
2004	Business	Capital-intensive
2005	Business	Capital-intensive

Figures 50 and 51 compare the actual income and consumption of household C with those predicted by the model. The model can predict the average level of income reasonably well (1,055,052 predicted vs 1,117,568 actual), but over-predict the average level of consumption (253,189 predicted vs. 184,561 actual). Moreover, the model cannot capture the fluctuation in income and consumption level, possibly due to the lack of income shock in the model.

Figures 52 and 53 compare the values of household C’s fixed assets and cash holding in the data with those predicted by the model. The model can capture the overall growth rate of cash holdings reasonably well, while it over predicts the growth rate of fixed assets.

Figure 50 – Actual income and predicted income of household C

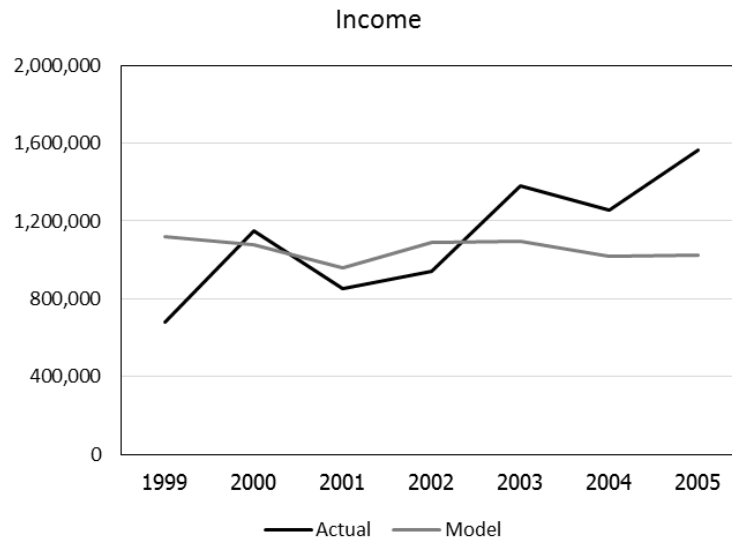


Figure 51 – Actual consumption and predicted consumption of household C

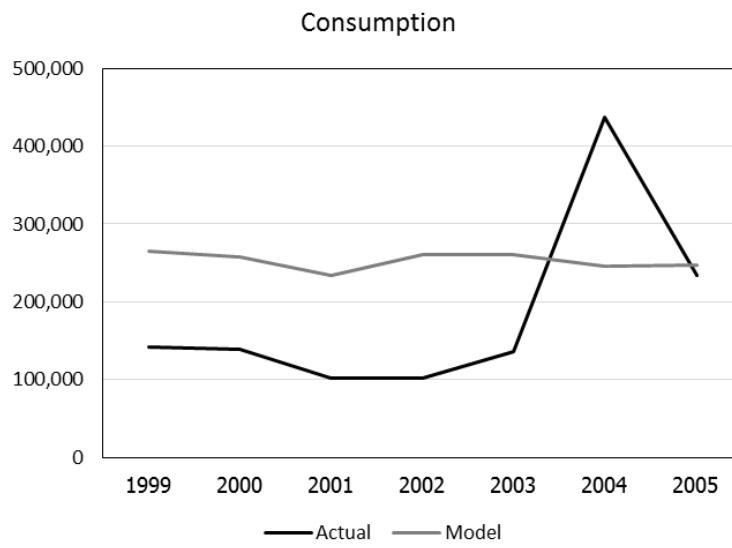


Figure 52 – Household C’s actual value of fixed assets and the predicted value

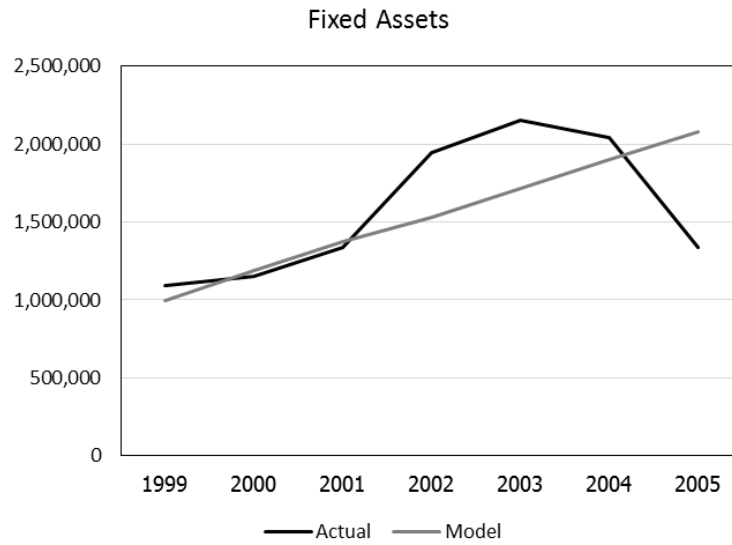
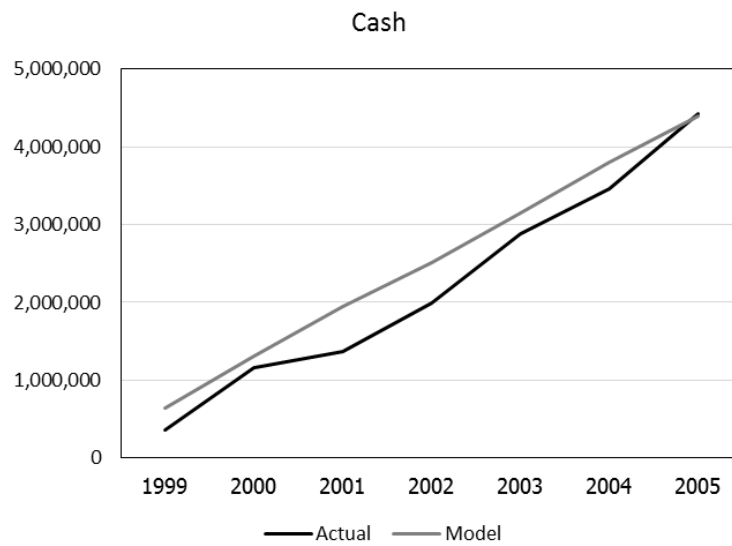


Figure 53 – Household C’s actual value of cash and the predicted value



10. Counterfactual Exercise

10.1 Introduction

In this section we consider two counterfactual exercises. In the first exercise, we try to distinguish the effects of real and financial factors by keeping one factor at the initial level and varying another factor. In the second exercise, we consider the effects of shutting down the trade market, the financial

market, or both. Then, we predict what would happen to our case-study households in these counterfactual scenarios.

10.2 Disentangling Real and Financial Factors

In this exercise, we freeze the relative price at the initial 1999 level and vary the financial variables (i.e., the interest rate and the borrowing limit) using the calibrated values from the baseline scenario. Then, we freeze the financial variables at the initial 1999 levels and vary the relative price instead. Hence, we are disentangling real and financial forces behind the movement over time through the lens of the model.

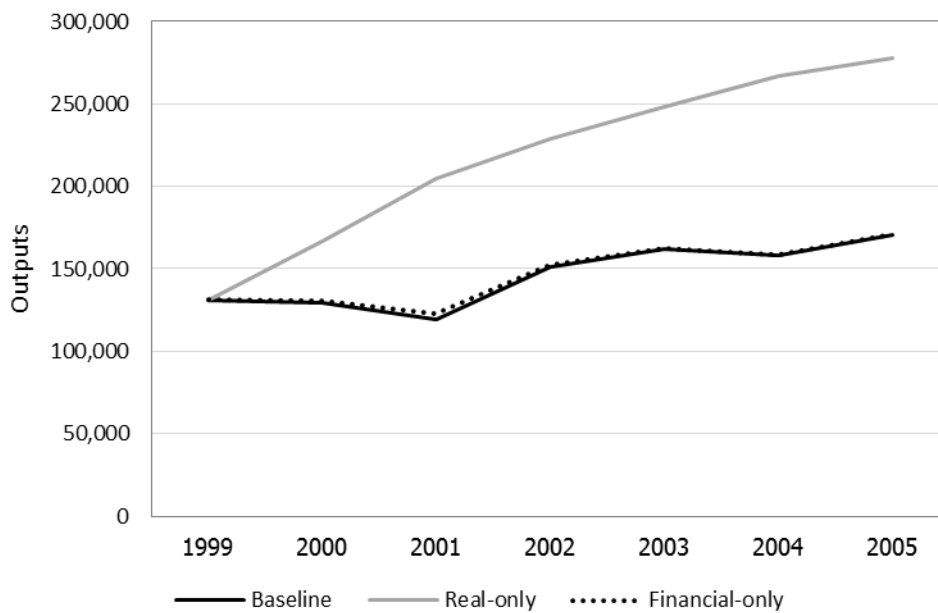
10.2.1 Lop Buri

Figure 54 compares the outputs in the baseline scenario with those in counterfactual scenarios. The black line shows the outputs in the baseline scenario, where both real and financial factors are in effect. The grey line shows the outputs in the counterfactual scenario where only the real factor (i.e., relative price) is considered. Thus, the difference between the black line and the grey line shows the effect of financial factors (i.e., interest rate and borrowing limit). The dotted line shows the outputs in the counterfactual scenario where only the financial factors (i.e., borrowing limit and interest rate) are considered, and the difference between the black line and the dotted line shows the effect of real factor.

In Lop Buri, both interest rates and borrowing limits decrease over time (see Figures 30 and 31). These changes have opposing effects on outputs. On the one hand, lower interest rates increase entrepreneurial profits and the optimal size of businesses. Therefore, outputs should be higher. On the other hand, lower borrowing limits decrease entrepreneur's ability to borrow and the size of businesses of the constrained entrepreneurs. As a result, outputs should be lower. The results in Figure 54 suggest that the effect of borrowing limits dominates as the output is lower in the baseline scenario (which includes the effect of financial factors) than in the "Real-only" counterfactual exercise (which excludes the effect of financial factors).

The relative price in Lop Buri increases in the first three years and decreases in the last four years. Moreover, the changes in relative price are relatively small (i.e., within 5% range). The result suggests that the effect of relative prices is small since the dotted line lies almost on top of the black line.

Figure 54 – Outputs in baseline and counterfactual scenarios in Lop Buri

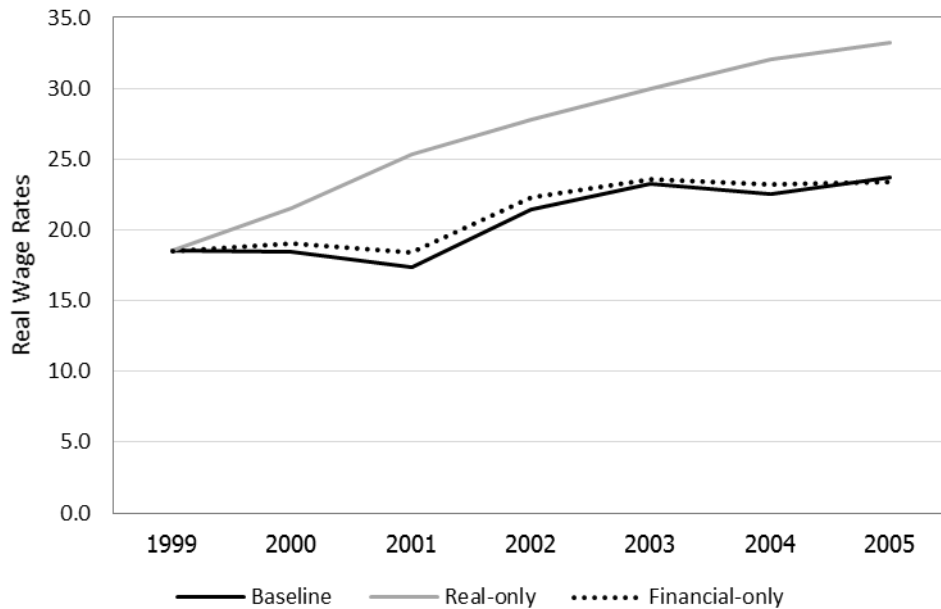


The changes in interest rates and borrowing limits also have opposing effects on wage rates. On the one hand, lower interest rates increase the amount of capital used and raises the marginal product of labor. Thus, wage rates should be higher. On the other hand, lower borrowing limits decrease economic activity which lowers the demand for labor, and wage rates as well. The result in Figure 55 suggests that, as in the case of outputs, the effect of borrowing limits dominates.

The level of relative prices in 2000–2004 are higher than the 1999-level. As a result, the change in relative prices should have a negative effect on wage rates. This is because the higher relative price will increase the profits of entrepreneurs in sector m in relative to the profits of entrepreneurs in sector a . As the entrepreneurs move from the labor-intensive sector a to the capital-intensive sector m , the aggregate demand for labor decreases, and so are the relative prices. The result

in Figure 55 confirms this prediction as the wage rates in the “financial-only” counterfactual scenario are higher than the wage rates in the baseline scenario between 2000 and 2004.

Figure 55 – Real wage rates in baseline and counterfactual scenarios in Lop Buri

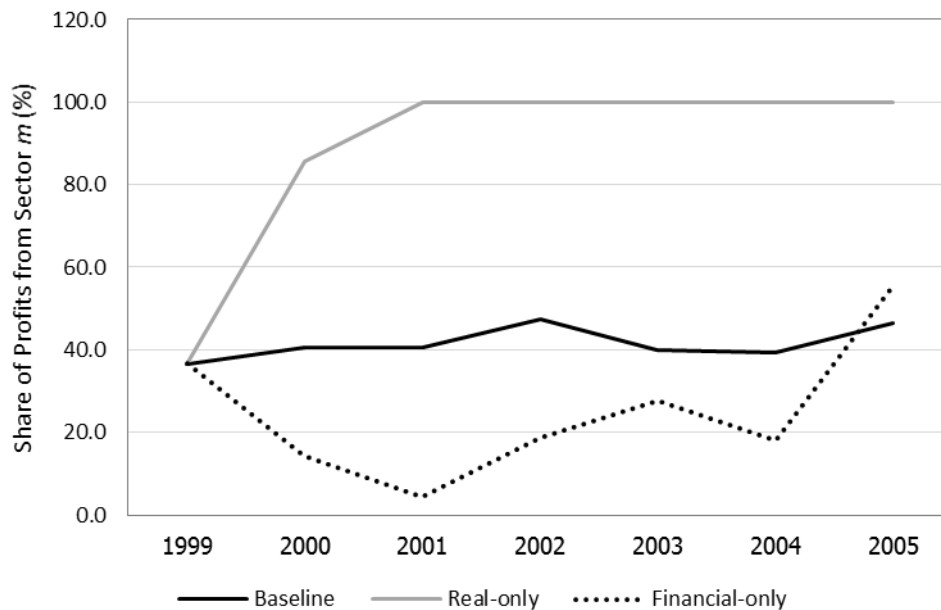


Changes in interest rates and borrowing limits also have opposing effects on the share of profits from each sector. On the one hand, decreasing interest rates benefit the capital-intensive sector m more than the labor-intensive sector a . Therefore, the shares of profits from sector m should increase. On the other hand, lowering borrowing limits affect the constrained entrepreneurs in sector m more than those in sector a , since sector m is more capital-intensive. As a result, the shares of profits from sector m should decrease. Figure 56 compares the shares of profits from sector m in Lop Buri in the baseline scenario with those in counterfactual scenarios. Again, the result suggests that the effect from lowering borrowing limits dominates since the shares of profits from sector m in the baseline scenario are lower than those in the “Real-only” counterfactual scenario.

The effect of the changes in relative prices on the shares of profits from sector m is straightforward. The relative prices in 2000–2004 are higher than the 1999-level. Therefore, the shares of profits from sector m should also be higher in this period. On the other hand, the relative

price in 2005 is lower than the 1999-level. Therefore, the share of profits from sector m should be lower in this year. The result in Figure 56 confirms this prediction.

Figure 56 – Shares of profits from sector m in baseline and counterfactual scenarios
in Lop Buri



10.3 Trade and Financial Frictions

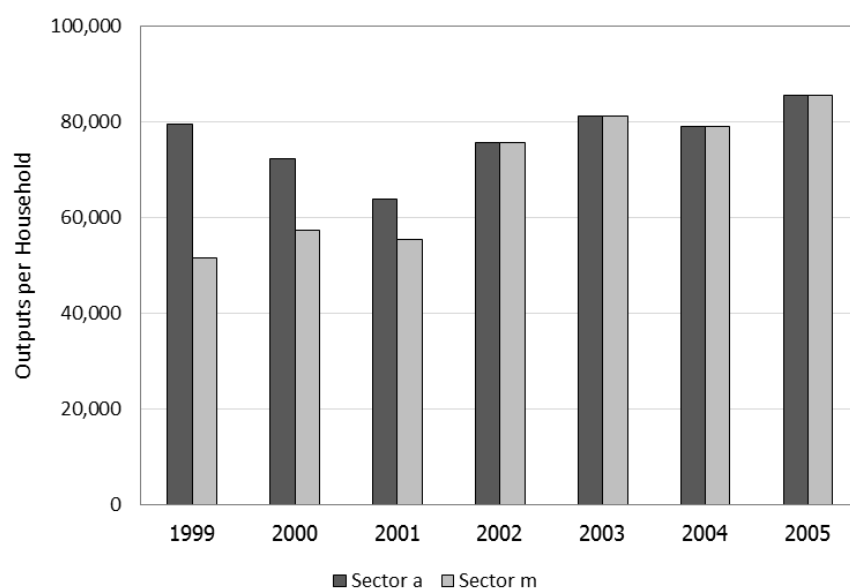
In the second counterfactual exercise, we consider the effects of frictions on trade and financial channels, one at a time. For trade frictions, we impose the iceberg-type trade costs on the imported goods. The effect of trade costs on relative prices will depend on the type of good that a village imports. For example, if a village imports goods a and exports goods m , we assume that trade frictions will lower the relative price by 1%. On the other hand, if a village exports goods a and imports goods m , we assume that trade frictions will increase the relative price by 1%.

For financial frictions, we assume that if a village resident lends to non-village resident, there is a 1% transaction tax. On the other hand, lending to another village resident is risk free. Therefore, financial frictions by keeping more funds at home will lower the local equilibrium interest rate if a village is a net lender.

10.3.1 Lop Buri

Since the village in Lop Buri always exports the labor-intensive goods a and imports the capital-intensive goods m under baseline scenario, trade friction will increase the price of goods m in relative to the price of goods a . Figure 57 shows the value for outputs from each sector in the counterfactual scenario with trade frictions. The level of output from labor-intensive sector a is higher than the level of output from capital-intensive sector m in the first three years. This results suggests that a village in Lop Buri can still export goods from sector a despite trade frictions in these years. On the other hand, imposing trade frictions totally shut down trade channel for this village in the last four years. Therefore, the equilibrium relative prices in the last four years are the one that equalize the local demand for and the local supply of goods from each sector. Figure 58 compares the equilibrium relative prices in the baseline scenario with those in the counterfactual scenario with trade frictions.¹⁶

Figure 57 – The value of outputs in the counterfactual scenario with trade frictions



¹⁶ As discussed in section 9, the relative price under baseline scenario could already include existing trade costs and other frictions. However, these existing trade frictions will not qualitatively affect our counterfactual results. See, for example, suppose that the baseline price of 0.96 in 1999 is already include 2% trade costs. Since this village exports goods a in baseline 1999, the “world” relative price is likely to be 2% lower (i.e., $p_m/p_a = 0.94$). For the counterfactual exercise, in which we impose a 1% trade friction on top of the existing frictions, the village’s relative price would be 0.97, which is similar to the level in our current counterfactual exercise. Thus, the counterfactual results remain unchanged.

Figure 58 – The equilibrium relative prices in the baseline scenario and in the counterfactual scenario with trade frictions

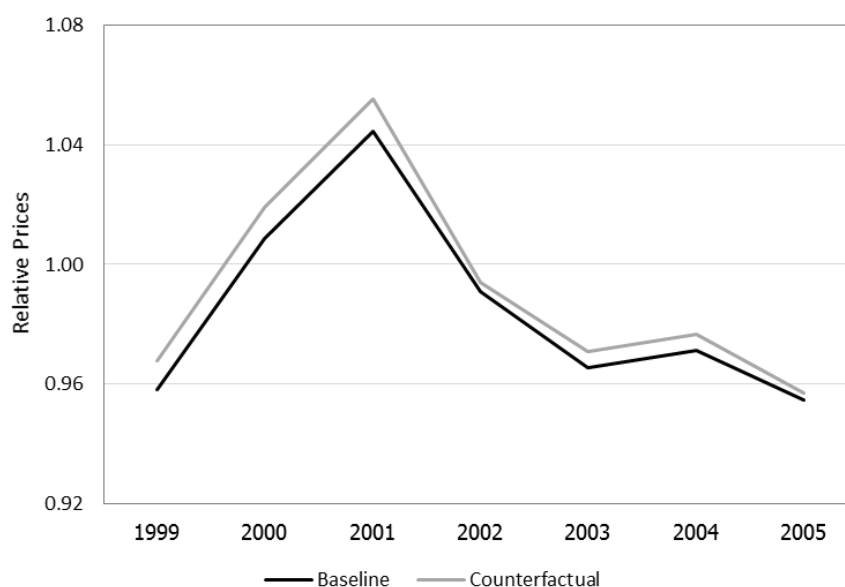


Figure 59 shows the local demand for and the local supply of capital in the counterfactual scenario with financial frictions. The local supply of capital exceeds the local demand for capital in all years. Therefore, the local interest rates will be lower than the global ones due to financial frictions. We compare the equilibrium interest rates in the baseline scenario and those in the counterfactual scenario with financial frictions in Figure 60.

Figure 59 – The local demand for and the local supply of capital in the counterfactual scenario with financial frictions

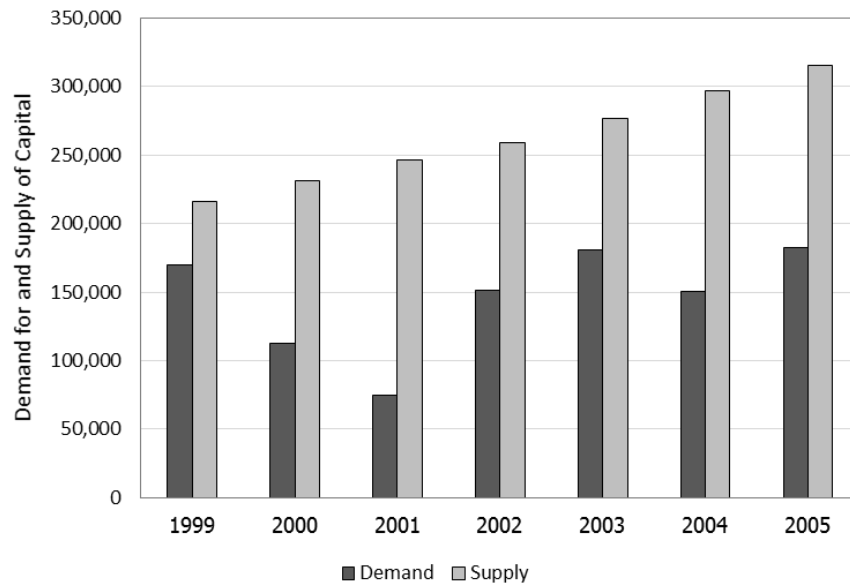


Figure 60 – The equilibrium interest rates in the baseline scenario and in the counterfactual scenario with financial frictions

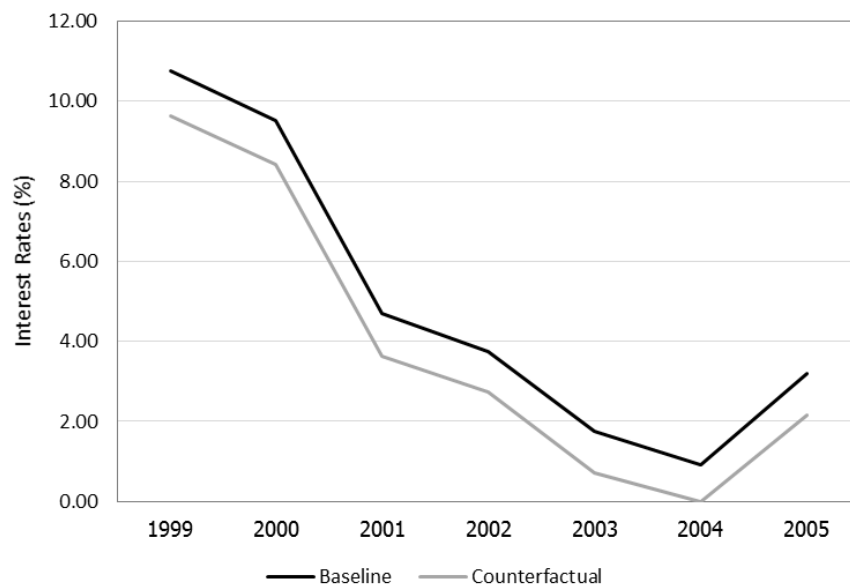
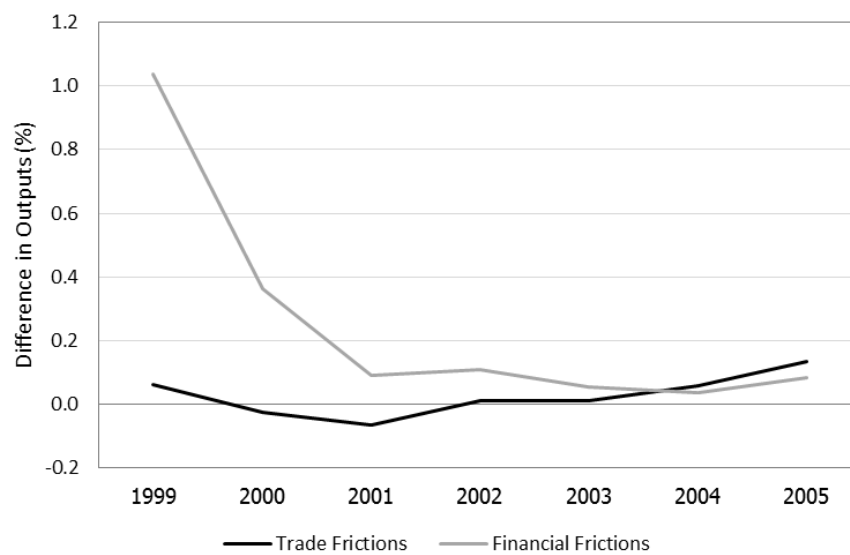


Figure 61 shows the differences between the levels of outputs in both counterfactual scenarios and those in the baseline scenario. While the 1% trade frictions are enough to drive the village into

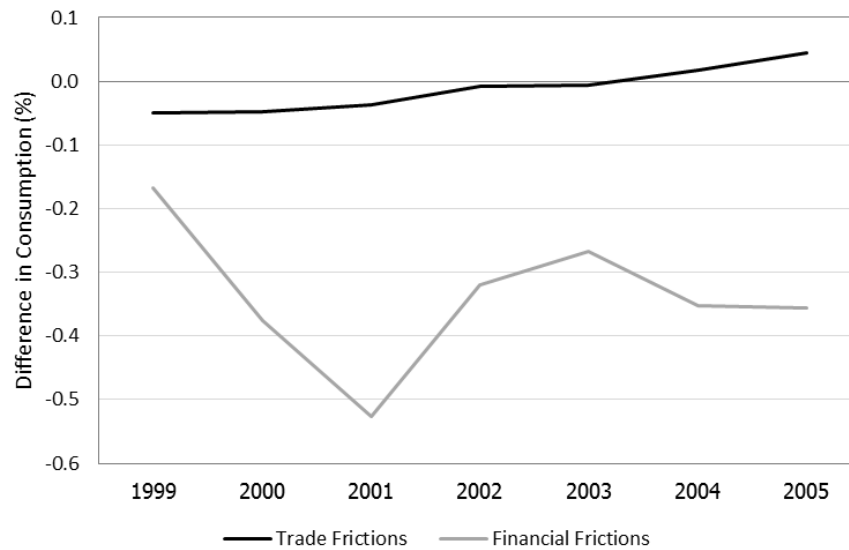
autarky, their effect on the level of outputs is quite small. In the counterfactual scenario with financial frictions, the levels of outputs are higher than those in the baseline scenario in all years and the difference pattern resembles the pattern of borrowing limits. This is because this village is the net lender in all years. Thus, financial frictions lower the local interest rates which, in turn, lead to entrepreneurs using more capital and producing more outputs. The size of the outputs increase will depend on how much more entrepreneurs can borrow, which is determined by the borrowing limits.

Figure 61 – Differences in output levels between counterfactual scenarios and the baseline scenario



The differences between the consumptions levels in counterfactual scenarios and those in the baseline scenario is reported in Figure 62. As in the case of outputs, trade frictions have small effect on the average consumption level. Financial frictions have negative effects on consumption levels through the lower interest income.

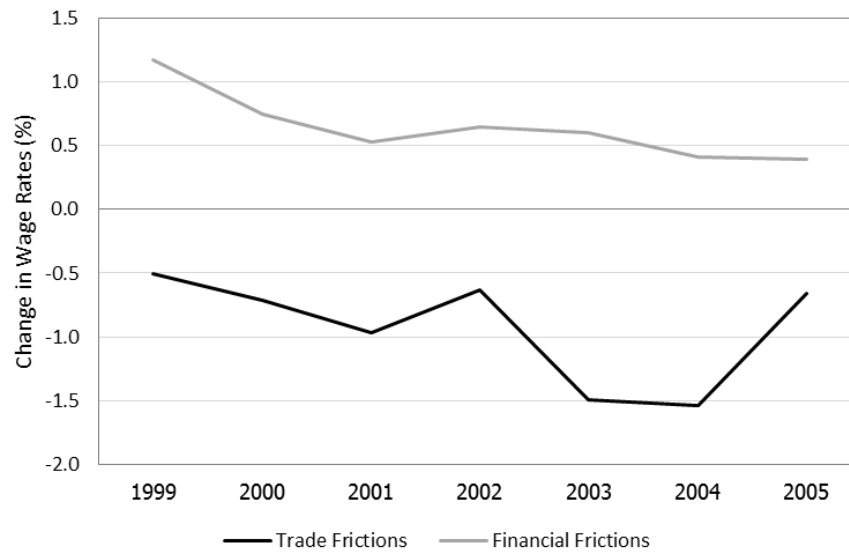
Figure 62 – Differences in consumption levels in counterfactual scenarios



Both frictions have considerable impacts on wage rates (Figure 63) but in the opposite directions. In the counterfactual scenario with trade frictions, wage rates are lower than those in the baseline scenario. Note that trade frictions increase relative prices in this village. As a result, the marginal entrepreneurs will move from the labor-intensive sector a to the capital-intensive sector m . Therefore, the local demand for labor decreases, and so do the wage rates.

In the counterfactual scenario with financial frictions, the lowered interest rates raise the marginal product of labor. Thus, the local demand for labor increases, and so do the wage rates.

Figure 63 – Differences in wage rates in counterfactual scenarios



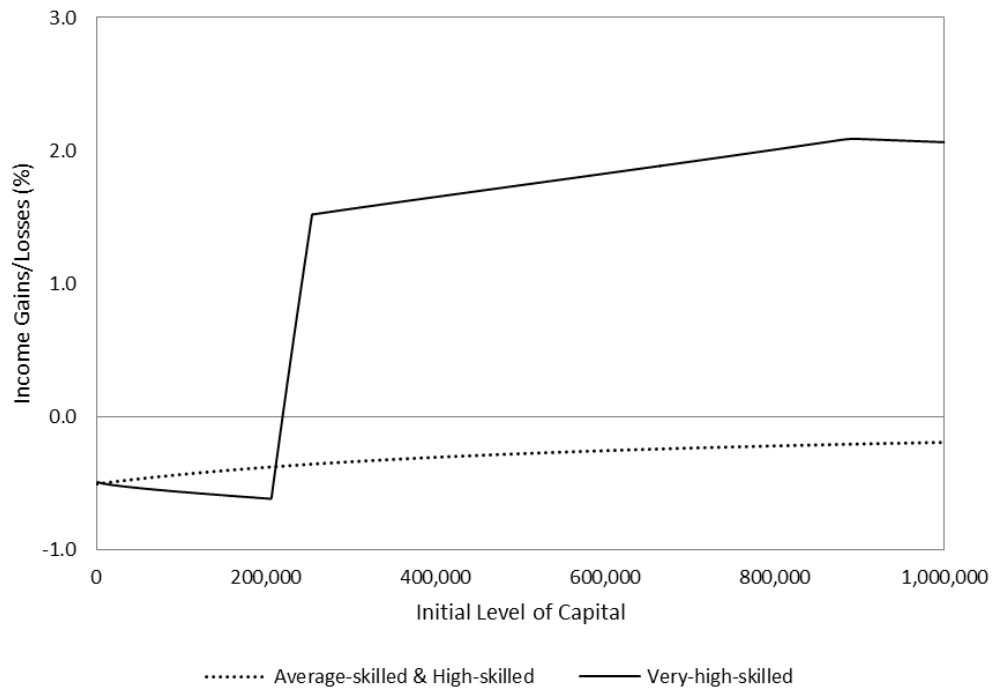
10.3.2 Effects on Households' Occupation and Income

(A) Counterfactual Exercise with Trade Frictions

Finally, we return to our main theme and consider the effects of the counterfactual exercise on the income of agents. Figure 64 shows the income difference between the baseline scenario and the counterfactual exercise with trade frictions in Lop Buri in year 1999. To show that the effect of trade frictions could be different across heterogeneous households, we compare three groups of households which have different ability levels; the average-skilled group ($z_i = 0$), the high-skilled group ($z_i = \sigma$), and the very-high-skilled group ($z_i = 2\sigma$). The vertical axis shows the welfare gains and losses measured as the changes in households' total income. The horizontal axis shows the value of households' capital in 1999.

The dotted line shows the change in income of average-skilled and high-skilled households. Since they choose to be wage-workers in both the baseline scenario and the counterfactual exercise, welfare loss reflects the change in wage income as a fraction of households' total income. For wealthier households, welfare loss becomes smaller since the fraction of interest income becomes bigger.

Figure 64 – Income gains and losses from trade frictions in Lop Buri in 1999



The solid line show the change in income of very-high-skilled households. For them, the effect of trade frictions on households' income is more non-monotonic. We can separate the very-high-skilled entrepreneurs into three groups. The first group consists of households with low wealth (i.e., those with initial capital less that 206,000 baht). The second group consists of households with medium wealth (i.e., those with initial capital between 206,000 and 254,000 baht). And households with high wealth (i.e., those with initial capital more than 254,000 baht) belong to the third group.

The first group of very-high-skilled households choose to be entrepreneurs in labor-intensive sector in both the baseline scenario and the counterfactual exercise. For this group, their total income decreases because trade frictions lower the price of labor-intensive goods.

The second group switch from being entrepreneurs in the labor-intensive sector in the baseline scenario to being entrepreneurs in the capital-intensive sector in the counterfactual exercise. We observe a positive relationship between the change in welfare and household's initial wealth for this group.

The third group of very-high-skilled households choose to be entrepreneurs in capital-intensive sector in both the baseline scenario and the counterfactual exercise. For this group, their total income increases because trade frictions raise the price of capital-intensive goods.

Figure 65 - Income gains and losses from trade frictions in Lop Buri in 2002

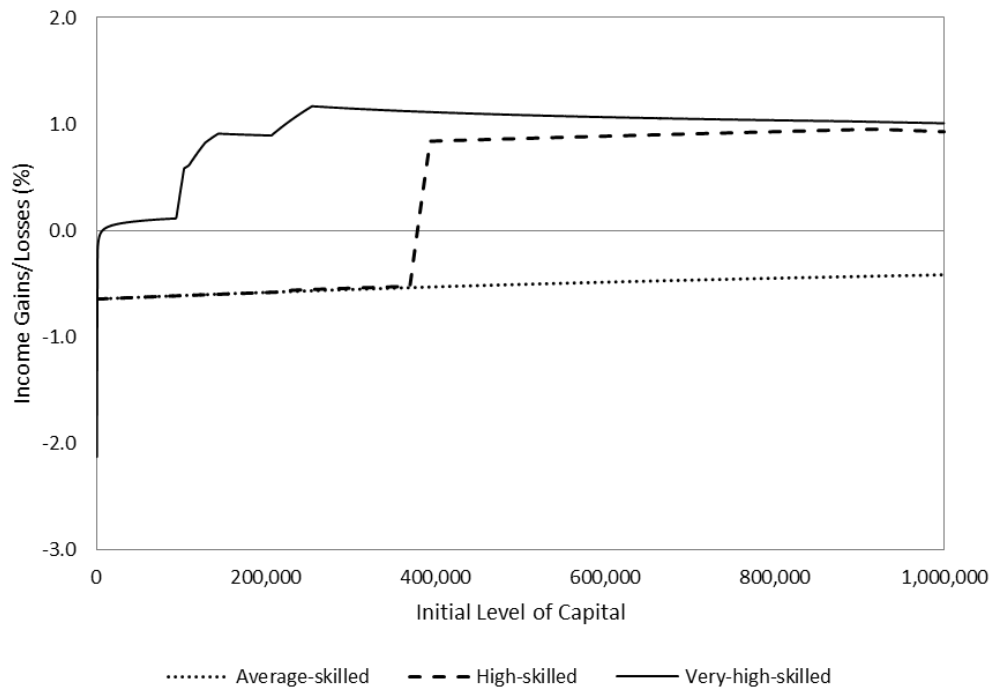


Figure 65 shows the income difference between the baseline scenario and the counterfactual exercise with trade frictions in Lop Buri in year 2002. Again, average-skilled households choose to be wage-workers in both the baseline scenario and the counterfactual exercise, and the welfare loss reflects the decrease in wage rate.

For high-skilled households, we can separate them into three groups. First, households with low initial wealth (with initial capital less than 370,000 baht) choose to be workers in both between the baseline scenario and the counterfactual exercise and have welfare loss from the lower wage rate. Second, households with medium initial wealth (with initial capital between 370,000 and 395,000 baht) switch from being wage-workers in the baseline scenario to being entrepreneurs in the capital-intensive sector. The welfare of household in this group increases in wealth level. Third, households

with high wealth (with initial capital more than 395,000 baht) choose to be entrepreneurs in capital-intensive sector in both the baseline scenario and the counterfactual exercise. Welfare gain of households in this group reflects the increase in the price of capital-intensive goods.

For very-high-skilled households, welfare change in 2002 reflects not only the occupational switch in 2002, but also the effects from previous years through the change in 2002 wealth level. This result in the highly non-linear pattern of welfare gains/losses.

(B) Counterfactual Exercise with Financial Frictions

Figure 66 shows the income difference between the baseline scenario and the counterfactual exercise with financial frictions in Lop Buri in year 1999. In the counterfactual exercise, the interest rate is lower than the baseline scenario, while the wage rate is higher. These changes in factor prices have opposing effect on the welfare of average-skilled and high-skilled households, who always choose to be wage-workers. On the one hand, higher wage rate raises their wage income. On the other hand, lower interest rate lowers their interest income. Therefore, households with very low initial wealth enjoy welfare gain since the effect from higher wage rate dominates, while households with higher initial wealth face welfare loss since the effect from lower interest rate dominates.

Very-high-skilled households always choose to be entrepreneurs (except for the poorest one, who chooses to be worker) in both the baseline scenario and the counterfactual exercise. Therefore, the effects from changing factor prices on their income are in the opposite directions from those on wage-workers, i.e., they enjoy lower interest rate but hurt from higher wage rate. The result in figure 48 suggests that the benefit from lower interest rate outweighs the cost of higher wage rate for most households. And those with higher wealth, who used more capital, benefit more from lower interest rate.

Figure 66 – Income gains and losses from financial frictions in Lop Buri in 1999

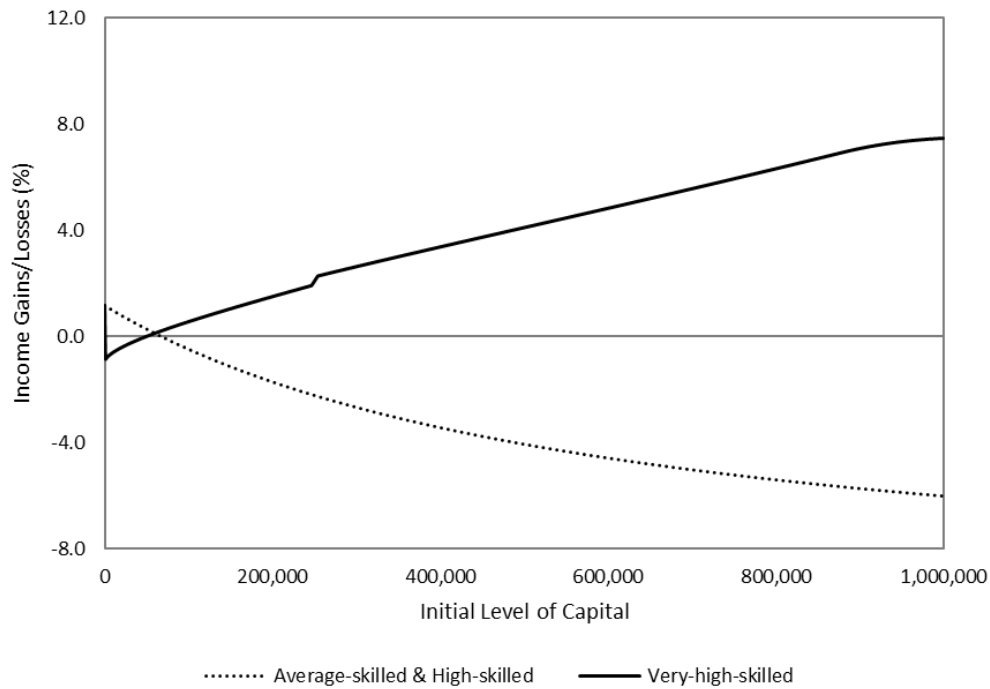
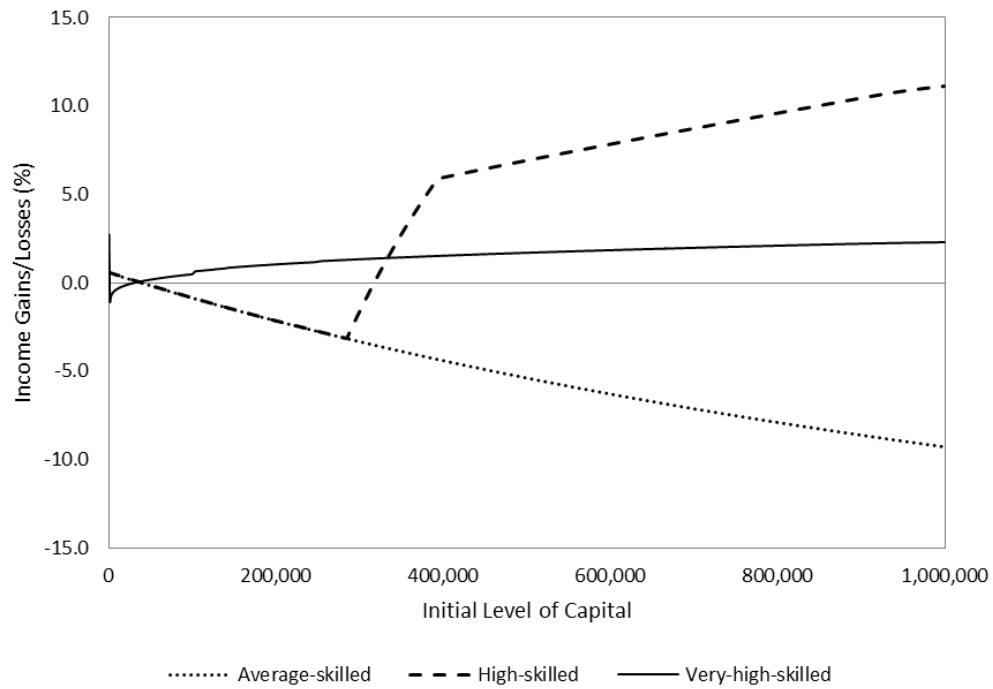


Figure 67 shows the income difference between the baseline scenario and the counterfactual exercise with financial frictions in Lop Buri in year 2002. Again, average-skilled households choose to be wage-workers in both the baseline scenario and the counterfactual exercise, and the welfare loss reflects the decrease in interest income.

For high-skilled households with low wealth, they also choose to be wage-workers in both the baseline scenario and the counterfactual exercise and, therefore, face the same welfare gain/loss as the average-skilled households. For those with medium wealth level (i.e., initial level of capital between 285,000 and 394,000 baht), they choose to switch from being workers in the baseline scenario to being entrepreneurs in the capital-intensive sector in the counterfactual exercise. For this group of households, welfare gain increases with their wealth level.

Again, for very-high-skilled households, they always choose to be entrepreneurs and the result suggests that the benefit from lower interest rate outweighs the cost of high wage rate for most households.

Figure 67 – Income gains and losses from financial frictions in Lop Buri in 2002



Besides the effects of shutting down trade channel and financial channel on income level, we also look at the effects on income inequality across households and find that the effects are small.

10.4 Case Studies

10.4.1 Household A

Table 24 reports the occupational choices of household A in baseline and counterfactual scenarios. In baseline scenario and all counterfactual scenarios, this household always chooses to be a worker.

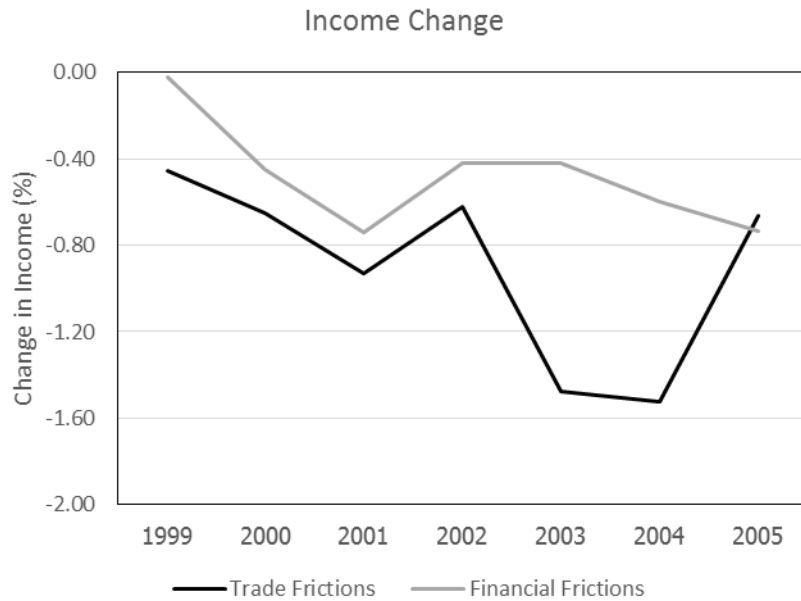
Table 24 – Occupational choice of household A in baseline and counterfactual scenarios

Year	Baseline	Trade frictions	Financial frictions
1999	Worker	Worker	Worker
2000	Worker	Worker	Worker
2001	Worker	Worker	Worker
2002	Worker	Worker	Worker
2003	Worker	Worker	Worker
2004	Worker	Worker	Worker
2005	Worker	Worker	Worker

Figure 68 reports the differences between the net incomes of household A in counterfactual scenarios and those in baseline scenario. Since household A always chooses to be a worker, two sources of this household's income are wages and interest from savings. And thus, its income will depend only on the wage rate and the interest rate. In the counterfactual scenario with trade frictions, wage rates are lower than those in baseline scenario while interest rates are the same. As a result, the net incomes of household A in the counterfactual scenario with trade frictions are lower than those in baseline scenario.

In the counterfactual scenario with financial frictions, wage rates are higher than those in baseline scenario, but interest rates are lower. Since the net incomes of household A in the counterfactual scenario with financial frictions are lower than those in baseline scenario, this result suggests that the changes in interest income are larger than the changes in labor income. The change in household A's consumption has similar pattern as the change in income.

Figure 68 – Change in the net income of household A in counterfactual scenarios



10.4.2 Household C

Table 25 reports the occupational choices of household C in baseline and counterfactual scenarios. In baseline scenario and all counterfactual scenarios, this household always chooses to be an entrepreneur in the capital-intensive sector.

Table 25 – Occupational choice of household C in baseline and counterfactual scenarios

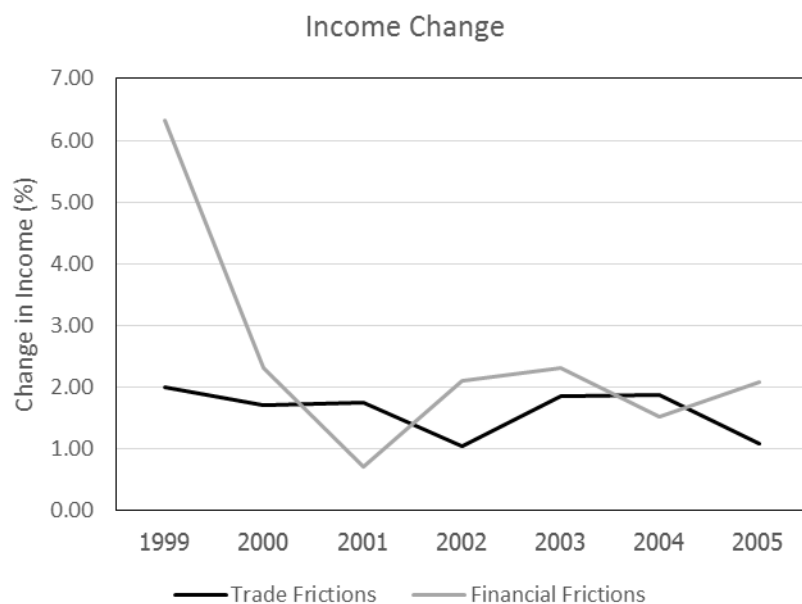
Year	Baseline	Trade frictions	Financial frictions
1999	Capital-intensive	Capital-intensive	Capital-intensive
2000	Capital-intensive	Capital-intensive	Capital-intensive
2001	Capital-intensive	Capital-intensive	Capital-intensive
2002	Capital-intensive	Capital-intensive	Capital-intensive
2003	Capital-intensive	Capital-intensive	Capital-intensive
2004	Capital-intensive	Capital-intensive	Capital-intensive
2005	Capital-intensive	Capital-intensive	Capital-intensive

Figure 69 reports the differences between the net incomes of household C in counterfactual scenarios and those in baseline scenario. Since household C always chooses to be an entrepreneur in the capital-

intensive sector, all the equilibrium prices (wage rates, interest rates, and relative prices) affect the net income of household C. In the counterfactual scenario with trade frictions, the relative prices of capital-intensive goods are higher than those in the baseline scenario. In addition, the wage rates are lower. Both of these changes increase the profits of entrepreneurs in the capital-intensive sector. Therefore, the net income of household C in the counterfactual scenario with trade friction is higher than those in the baseline scenario.

In the counterfactual scenario with financial frictions, wage rates are higher than the baseline scenario, while interest rates are lower. The benefit of lower interest rates outweighs the cost of higher wage rates, as can be seen from the higher net income of household C in the counterfactual scenario. Again, the change in household C's consumption has similar pattern as the change in income.

Figure 69 – Change in the net income of household C in counterfactual scenarios



The changes in income and consumption of household B are similar to those of household C and, therefore, omitted in the interest of brevity.

11. Buri Ram

In this section, we will briefly describe villages in Buri Ram and compare them with those in Lop Buri. We will also discuss the possible similarities and differences in the outcome of the counterfactual exercises in these two provinces.

First, Buri Ram is less capital abundant in comparison to Lop Buri. Figure 69 shows the initial distribution of fixed assets in Lop Buri and Buri Ram. It is clear that households in Buri Ram have less capital than households in Lop Buri. The relative scarcity of capital in Buri Ram also reflects in factor prices. Figure 70 compares the interest rates and the wage rates in Lop Buri and Buri Ram. Not surprisingly, the capital-abundant Lop Buri has lower interest rates and higher wage rate than the labor-abundant Buri Ram.

Figure 69 – Initial distribution of fixed assets in Lop Buri and Buri Ram

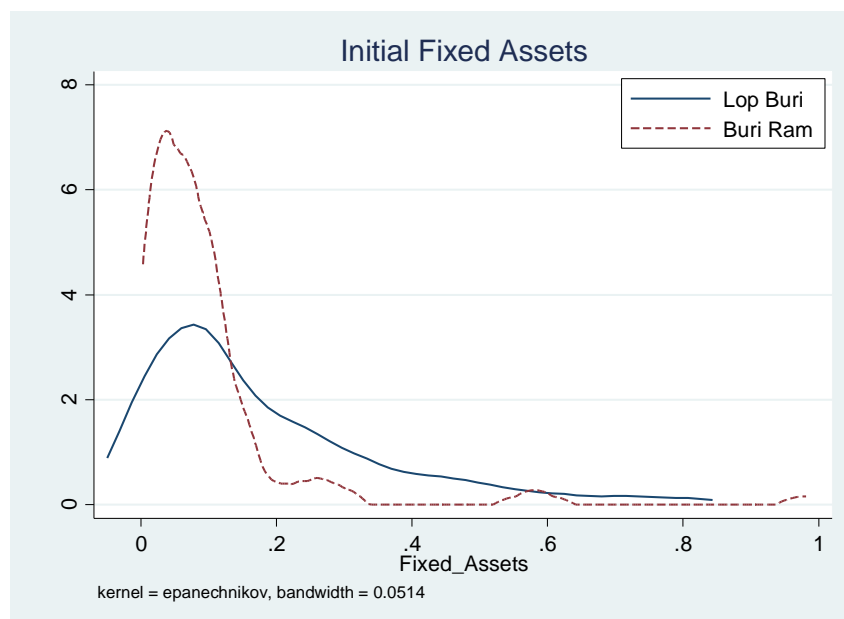


Figure 70 – Comparison of interest rates and wage rates in Lop Buri and Buri Ram

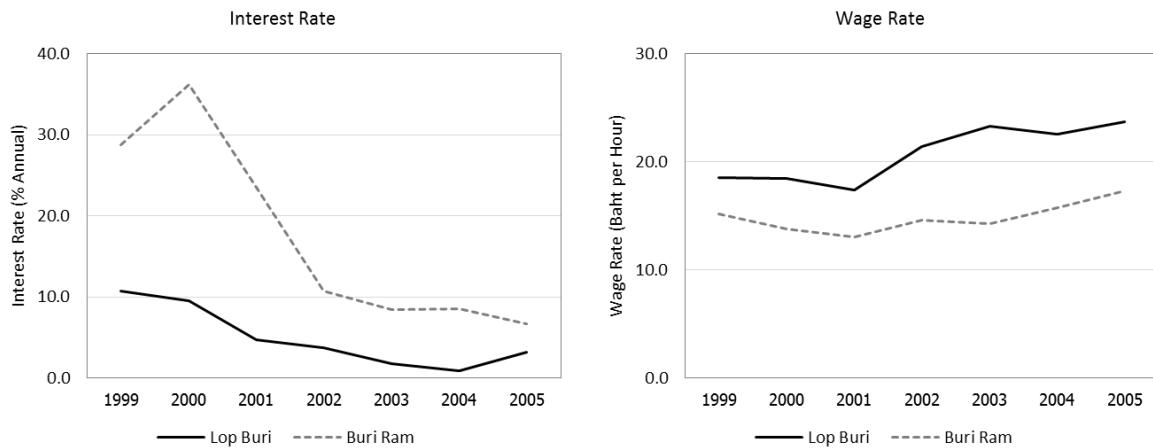
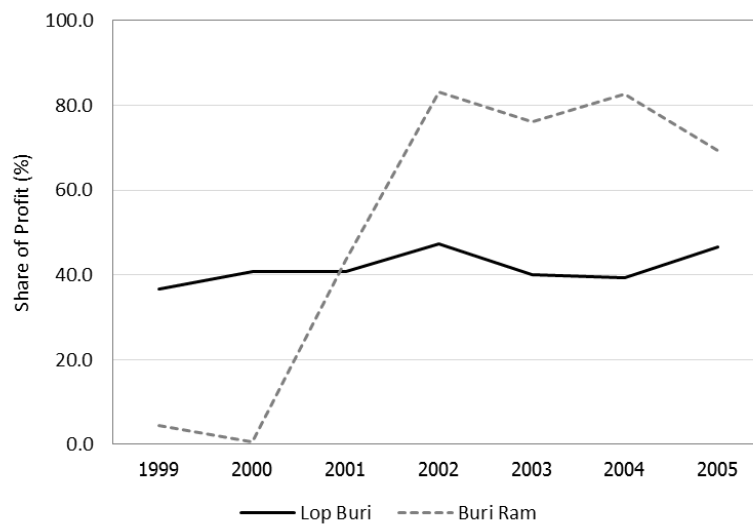


Figure 71 – Share of profit from the capital-intensive activities



The differences in factor endowments and factor prices across provinces also affect the production activities within the villages. The standard Heckscher-Ohlin model predicts that villages in the Central would have an advantage in producing the capital-intensive goods, while for villages in the Northeast, the labor-intensive goods. We do observe such patterns, at least in the early years. In 1999–2000, almost all of the profit in Buri Ram come from labor-intensive activities.¹⁷ On the other hand, capital-intensive activities account for 40% of the profit in Lop Buri. However, the share of capital-intensive

¹⁷ We define growing crops as the labor-intensive activity and define operating fish/shrimp ponds, raising livestock, or operating household businesses as the capital-intensive activities.

profit in Buri Ram increases significantly since then, reaches the Lop Buri level in 2001 and accounts for 80% of the profit in Buri Ram since 2002. This change happens at the same time as the sharp drop of the interest rate in Buri Ram. Thus, the calibration results of Buri Ram would provide a more-dynamic picture of transition economies.

The difference in occupational compositions between Lop Buri and Buri Ram will also lead to the different outcome in counterfactual exercises. For example, suppose that a village in Buri Ram is also a net lender. In the counterfactual exercise, financial frictions will lower the local interest rate, as in Lop Buri. The interest decrease will have different effects on households with different occupation (i.e., workers, labor-intensive entrepreneurs, capital-intensive entrepreneurs). More specifically, capital-intensive entrepreneurs will be benefitted more than labor-intensive entrepreneurs. On the other hand, workers will be negatively affected from the lower interest rate due to the loss in interest income. And, for example, if Buri Ram has less capital-intensive entrepreneurs than Lop Buri (as in 1999–2000), it could be affected less. Therefore, counterfactual exercises in Buri Ram could illustrate different outcomes of trade and financial frictions.

12. Conclusions

In this paper, we disentangle the impacts of real and financial factors on village economies. To do so, we start by developing a two-factor two-sector trade model with occupational choices and financial frictions. Then, we calibrate our model using both the macro-level stylized facts of Thai economy and the micro-level household data. The calibrated model can perfectly match the village-level stylized facts (i.e., wage rate and the share of profit from each sector).

Then, we evaluate the calibrated model by comparing the occupational choices, income, and wealth level predicted by the model with those in the data. The model can predict the occupational choices of high-ability and low-ability particularly well. However, the model under-predicts entrepreneurs with intermediate ability. Moreover, the model can predict the average-level of household income but fails to predict the change in income due to the lack of income shocks in the model.

Lastly, we conduct two counterfactual experiments. In the first counterfactual experiment, we disentangle the impacts of real and financial factors by keeping one factor at the initial level and varying the others. In the second counterfactual experiment, we impose frictions on trade or on capital flows, one at a time. The results suggest that the impact of frictions on real and financial factors can be significant and heterogeneous, generating both gains and losses and non-monotone impact across wealth classes and occupations (even allowing for occupation shifts).

References

- Allen, Treb, and Costas Arkolakis. 2014. "Trade and the Topography of the Spatial Economy." *Quarterly Journal of Economics* 129 (3): 1085–1140.
- Antràs, Pol, and Ricardo J. Caballero. 2009. "Trade and Capital Flows: A Financial Frictions Perspective." *Journal of Political Economy* 117 (4): 701–744.
- Arkolakis, Costas, Arnaud Costinot, and Andrés Rodríguez-Clare. 2010. "Gains from Trade under Monopolistic Competition: A Simple Example with Translog Expenditure Functions and Pareto Distributions of Firm-Level Productivity." Working Paper.
- Auclert, Adrian. 2018. "Monetary Policy and the Redistribution Channel." Working Paper.
- Autor, David H., David Dorn, and Gordon H. Hanson. 2013. "The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States." *American Economic Review* 103 (6): 2121–2168.
- Beraja, Martin. 2018. "Counterfactual Equivalence in Macroeconomics." Working Paper.
- Beraja, Martin, Andreas Fuster, Erik Hurst, and Joe Vavra. 2018. "Regional Heterogeneity and the Refinancing Channel of Monetary Policy." Working Paper.
- Blundell, Richard, Luigi Pistaferri, and Ian Preston. 2008. "Consumption Inequality and Partial Insurance." *American Economic Review* 98 (5): 1887–1921.
- Bonhomme, Stéphane, Pierre-André Chiappori, Robert M. Townsend, and Hiroyuki Yamada. 2012. "Sharing Wage Risk." Working Paper.
- Brambilla, Irene, Daniel Lederman, and Guido Porto. 2012. "Exports, Export Destinations, and Skills." *American Economic Review* 102 (7): 3406–3438.
- Bryan, Gharad, and Melanie Morten. 2018. "The Aggregate Productivity Effects of Internal Migration: Evidence from Indonesia." Working Paper.
- Buera, Francisco J., and Joseph P. Kaboski. 2012. "The Rise of the Service Economy." *American Economic Review* 102 (6): 2540–2569.
- Buera, Francisco J., Joseph P. Kaboski, and Yongseok Shin. 2011. "Finance and Development: A Tale of Two Sectors." *American Economic Review* 101 (5): 1964–2002.

- Buera, Francisco J., and Yongseok Shin. 2013. "Financial Frictions and the Persistence of History: A Quantitative Exploration." *Journal of Political Economy* 121 (2): 221–272.
- Burstein, Ariel, Eduardo Morales, and Jonathan Vogel. 2015. "Accounting for Changes in Between-Group Inequality." NBER Working Paper No. 20855.
- Bustos, Paula. 2011. "Trade Liberalization, Exports, and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinian Firms." *American Economic Review* 101 (1): 304–340.
- Caliendo, Lorenzo, Maximiliano Dvorkin, and Fernando Parro. 2018. "Trade and Labor Market Dynamics: General Equilibrium Analysis of the China Trade Shock." Working Paper.
- Caliendo, Lorenzo, and Fernando Parro. 2015. "Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA." *Review of Economic Studies* 82 (1): 1–44.
- Doepke, Matthias, and Martin Schneider. 2006. "Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth." *Journal of Political Economy* 114 (6): 1069–1097.
- Fajgelbaum, Pablo D., and Amit K. Khandelwal. 2016. "Measuring the Unequal Gains from Trade." *Quarterly Journal of Economics* 131 (3): 1113–1180.
- Fitzgerald, Doireann. 2012. "Trade Costs, Asset Market Frictions, and Risk Sharing." *American Economic Review* 102 (6): 2700–2733.
- Frías, Judith A., David S. Kaplan, and Eric Verhoogen. 2012. "Exports and Within-Plant Wage Distributions: Evidence from Mexico." *American Economic Review* 102 (3): 435–440.
- Giné, Xavier, and Robert M. Townsend. 2004. "Evaluation of Financial Liberalization: A General Equilibrium Model with Constrained Occupation Choice." *Journal of Development Economics* 74 (2): 269–307.
- Goldberg, Pinelopi Koujianou, and Nina Pavcnik. 2007. "Distributional Effects of Globalization in Developing Countries." *Journal of Economic Literature* 45 (1): 39–82.
- Helpman Elhanan, Oleg Itskhoki, and Stephen Redding 2011. "Trade and Labor Market Outcomes." NBER Working Paper No. 16662.
- Hurst, Erik, Benjamin J. Keys, Amit Seru, and Joseph S. Vavra. 2016. "Regional Redistribution through the U.S. Mortgage Market." *American Economic Review* 106 (10): 2982–3028.

- Itskhoki, Oleg, and Benjamin Moll. 2018. "Optimal Development Policies with Financial Frictions." Working Paper.
- Jappelli, Tullio, and Luigi Pistaferri. 2014. "Fiscal Policy and MPC Heterogeneity." *American Economic Journal: Macroeconomics* 6 (4): 107–136.
- Jeong, Hyeok, and Robert M. Townsend. 2008. "Growth and Inequality: Model Evaluation Based on an Estimation-Calibration Strategy." *Macroeconomic Dynamics* 12 (S2): 231–284.
- Johnson, David S., Jonathan A. Parker, and Nicholas S. Souleles. 2006. "Household Expenditure and the Income Tax Rebates of 2001." *American Economic Review* 96 (5): 1589–1610.
- Kaboski, Joseph P., and Robert M. Townsend. 2011. "A Structural Evaluation of a Large-Scale Quasi-Experimental Microfinance Initiative." *Econometrica* 79 (5): 1357–1406.
- Kaplan, Greg, Benjamin Moll, and Giovanni L. Violante. 2018. "Monetary Policy According to HANK," *American Economic Review*, 108 (3): 697–743.
- Kaplan, Greg, and Giovanni L. Violante. 2014. "A Model of the Consumption Response to Fiscal Stimulus Payments," *Econometrica*, 82 (4): 1199–1239.
- Kovak, B. K. (2010): "Regional Labor Market Effects of Trade Policy: Evidence from Brazilian Liberalization." Working Paper, Carnegie Mellon University.
- Levinsohn, J. and A. Petrin (2003): "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables," *Review of Economic Studies*, 70(2), 317–341.
- Lloyd-Ellis, H. and D. Bernhardt (2000): "Enterprise, Inequality and Economic Development," *Review of Economic Studies*, 67(1), 147–168.
- Lyon, S. G. and M. E. Waugh (2018): "Quantifying the Losses from International Trade," Working Paper.
- McLaren, J. and S. Hakobyan (2016): "Looking for Local Labor Market Effects of NAFTA," *Review of Economics and Statistics*, 98(4): 728–741.
- Melitz, M. (2003): "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity," *Econometrica*, 71(6): 1695–1725.
- Mian, Atif, and Amir Sufi. 2014. "What Explains the 2007–2009 Drop in Employment?" *Econometrica*, 82 (6): 2197–2223.

- Moll, Benjamin. 2014. "Productivity Losses from Financial Frictions: Can Self-Financing Undo Capital Misallocation," *American Economic Review*, 104 (10): 3186–3221.
- Morten, Melanie, and Jaqueline Oliveira (2018): "The Effects of Roads on Trade and Migration: Evidence from a Planned Capital City," Working Paper.
- Olley, G. Steven, and Ariel Pakes (1996): "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica*, 64(6), 1263–1297.
- Pawasutipaisit, Anan, Archawa Paweenawat, Krislert Samphantharak, Narapong Srivisal, and Robert M. Townsend (2010): "Constructing Financial Statements from Integrated Household Surveys: Questionnaires to Computer Code," Technical Note.
- Pawasutipaisit, Archawa, and R. M. Townsend (2011): "Wealth Accumulation and Factors Accounting for Success," *Journal of Econometrics*, 161(1), 56–81.
- Paweenawat, Archawa and Robert M. Townsend (2012): "Village Economic Accounts: Real and Financial Intertwined," *American Economic Review*, 102(3), 441–446.
- Samphantharak, Krislert and Robert M. Townsend (2009): *Households As Corporate Firms: An Analysis of Household Finance Using Integrated Household Surveys and Corporate Financial Accounting*, Econometric Society Monographs. Cambridge University Press.
- Song, Zheng, Kjetil Storesletten, and Fabrizio Zilibotti (2011): "Growing Like China," *American Economic Review*, 101(1), 196–233.
- Sraer, David, and David Thesmar. 2018. "A Sufficient Statistics Approach for Aggregating Firm-Level Experiments," NBER Working Paper No. 24208.
- Topalova, Petia. (2007): "Trade Liberalization, Poverty and Inequality: Evidence from Indian Districts." Chapter 7 in Ann Harrison (ed.) *Globalization and Poverty*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 291–336.
- US Department of Commerce. Bureau of Economic Analysis. (1985): *An Introduction to National Economic Accounting*. Methodology Paper Series MP-1. Washington, DC: GPO.
- Verhoogen, Eric. (2008): "Trade, Quality Upgrading and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector," *Quarterly Journal of Economics*, 123(2): 489–530.

Optimal Contracting and Spatial Competition among Financial Service Providers

Gustavo Joaquim ^{*} Robert Townsend [†] Victor Zhorin ^{‡§}

May 21, 2019

Abstract

We present a contract-based model of industrial organization for markets characterized by information and other frictions (Moral Hazard, Adverse Selection, Limited Commitment etc) and different market structures (Monopoly, Oligopoly, Competition), the latter driven by spatial costs, logit errors, and number of financial service providers. Our methods work in a variety of settings and links to recent literature: changes in the number of bank branches in the US or China, experiments varying intermediation in Kenya, and competition of local relationship banks with less-informed national banks. Model simulations show the sensitivity of difference-in-difference statistics to the interaction of contracting frictions and market structure. We derive a likelihood estimator for the structural parameters that determine contracting frictions and market structure and apply this to the Townsend Thai data on entrepreneurs with secondary data on bank locations. Reducing spatial costs by 50% is equivalent to increasing consumption by 4.85%, which we compare to other policies. But crucially, we also establish methods that do not need to specify both frictions and market structure., depending on the counterfactual of interest and available data.

^{*}MIT, e-mail: gpgj@mit.edu

[†]MIT and NBER, Corresponding author: rtownsen@mit.edu

[‡]University of Chicago, e-mail: vzhoring@chicago.edu

[§]We thank Nikhil Agarwal, Varadarajan Chari, David Donaldson, Glenn Ellison, Amy Finkelstein, Thomas Holmes, Ariel Pakes, Christopher Phelan, Michael Whinston, and seminar participants at Minneapolis Fed, MIT, Harvard, University of California/Berkeley-Haas, Yale, ASSA and SAET conferences for very useful comments. We gratefully acknowledge research support from the Thailand Research Fund, the Bank of Thailand, Eunice Kennedy Shriver National Institute of Child Health and Human Development (NICHD) (grant number R01 HD027638), the John Templeton Foundation (grant number 12470), the Consortium on Financial Systems and Poverty at the University of Chicago (funded by Bill & Melinda Gates Foundation under grant number 51935), the Centre for Economic Policy Research (CEPR) and the Department for International Development (DFID) under grant MRG002_1255, and the BFI through the Macro Financial Modelling Fellowship.

1 Introduction

Market power in intermediaries is a relevant in a myriad of settings. From the geographical branch deregulation in China ([Gao et al. \(2019\)](#)), to the effect of closing branches in the US ([Nguyen \(2018\)](#)), and to the farmers in West Africa ([Bergquist \(2017\)](#)). Moreover, changing information regimes and innovation are increasingly more relevant. For instance recent advances in the financial technology (FinTech) sector have allowed peer-to-peer lending platforms to rapidly enter into the traditional financial intermediation space. According to [Wolfe and Yoo \(2018\)](#), a substantial fraction (26.7%) of peer-to-peer loan volume substitutes for small commercial bank personal loan volume.

All of these interventions and experiments are characterized by the fact that the contracting between agents and intermediaries is complex, and intermediaries have some market power. We first focus on the environment of a simple model to show that reduced form evidence can be challenging to interpret with contracting and market power in intermediation. First, in simple a model with risky production where Financial Service Providers (FSPs) can offer both credit and insurance, it is challenging to infer welfare changes from changes in moments of observables - e.g., production and consumption - when contracts offered by FSP change with the intervention. Second, the introduction of a screening system that moves an economy from adverse selection to full information can have different effects on welfare depending on the level of competition in the intermediation market. With adverse selection, the FSPs does not know how to differentiate the entrepreneurs, and thus it cannot extract the rents it would otherwise in a full information case.

Our context is illustrative but the problem is general. Typically, key sectors in the economy are characterized by contracting frictions and varied degrees of competition among contract providers. Salient examples are health care, finance and insurance. However, although economists have long been interested in problems of competition and, *separately*, contracting, there are few frameworks that consider of these questions together. We provide a more extensive literature review below. Settings where the products offered have inherent risk, unobserved types or are dynamic, can be challenging to understand without a specific framework. Yet, at the same time, parts of the system can be identified without imposing much structure, depending on the counterfactuals of interest. The conceptual framework makes that clear, too.

Motivated by these examples, and others, this paper develops a framework to solve, estimate and apply models of simultaneous competition and contracting. We apply this to some, though not all, of the example settings and use the other settings to address conceptual issues. We *solve* a contract-based model of industrial organization that allows us to consider in a unified way both different information frictions (moral hazard, adverse selection, both) and a variety of market structures (monopoly, imperfect competition etc.). The model has implications for profits and market share of contract providers and for the distribution of consumption, income

and capital of agents in the economy. This allows us to use a likelihood method to *estimate* the deep parameters of the economy. We show how our framework can be *applied* to analyze the impact of the spread of the banks and increased financial access in advanced and emerging market countries. Our larger objective in this paper is to develop a tool kit, an operational empirical framework.¹

As an overview of our method, we construct a theoretical framework focused on utilities generated by contracts rather than the contracts themselves. This draws on a theory literature using promised utilities as a key state variable (Green (1987), Spear and Srivastava (1987)). Once we define the model in terms of utilities, most of the usual toolbox of competition is at our disposal. The framework is then divided in two building blocks: the utilities and profits frontier and the market structure. The frontier, as in Karaivanov and Townsend (2014), represents the profits of a contract provider for a given level of utility of the client. Then, in the next step, the market structure pins down the market share of a contract provider given the utilities a given contract provider and its competitors are offering. The division of the model into these two building blocks is not only pedagogical, but makes economic sense: changes in contracting frictions only alter the initial frontier block and all strategic interactions are contained in the market structure block.

For more detail about the model, we analyze contracting between a group of entrepreneurs and a set of financial intermediaries. Entrepreneurs in the model are risk-averse households running small and medium enterprises (SME) in need of external credit and insurance. Financial Intermediaries are risk-neutral banks that provide contracts for households and compete with each other. The financial regimes we consider: full information (complete insurance / perfect credit); unobserved effort (moral hazard) but with complete information on types; limited commitment to repay loans (limited commitment) and unobserved types (adverse selection). The market structure we consider is based on a demand system where SMEs have, in addition to the basic spatial structure, idiosyncratic preferences for intermediaries that generate logit market shares. In the framework proposed, it is possible to guarantee existence and uniqueness of the Nash equilibrium among intermediaries. This Nash equilibrium can be easily computed numerically through an iterative algorithm.

Typically banks in developing countries (and in banking deserts in the US) are geographically sparsely located, with relatively few branches and few banks operating in a given area. Travel to branches is non trivial in terms of time, repeated customer visits, and visits of credit officers to the field. We thus concentrate on bank lending and competition among relatively few banks - though in some settings this cost is effectively reduced with the entry of national level e-platforms. The actual structure of observed bank contracts (credit and insurance arrangements

¹That is, our ultimate goal is to do for industrial organization and contract theory what Doraszelski and Pakes (2007) did for industrial organization and steady state dynamics. So we do not shy away from reporting what we know about computation.

for SMEs) is not simple, i.e. does not fit the stylized contracts of theory, of borrowing at interest with collateral and fixed term payments, with presumed repayment but allowing for default. Instead, typical contracts offered by banks (and some P2P platforms) represent a blend of credit and insurance, e.g, loans are rolled over, some interest is forgiven, and indeed there are well known and explicit contingencies under which an effective indemnity is paid and some or all of principal is written off (as if paid with the indemnity) . In sum, our formulation is not only more flexible, it is more realistic, and it matches real observable outcomes (income, savings, consumption etc.) to the model.

We conduct several counterfactual exercises in our model to understand the terms of loans offered and how each contracting friction and the market structure affects the equilibrium contracts and real outcomes. We focus first on the results for full information and moral hazard/limited commitment.² Using a spatial model as [Hotelling \(1929\)](#), [D'Aspremont et al. \(1979\)](#), [Prescott and Visscher \(1977\)](#), we provide several numerical results. First, we illustrate how changes in the equilibrium utilities changes real outcomes - such as production and consumption - in a heterogeneous way across SMEs that are spatially separated. Second, local competition among providers can significantly increase utilities, yet interestingly, more so under moral hazard and limited commitment than under full information. Third, reduction in spatial costs can increase or decrease welfare of SMEs, as it creates local monopolies, which are able to charge more for financial services. Forth, we show that the way market shares changes when contracts (and utilities) change is a key determinate of welfare. If SMEs are not likely to change FSPs based on which contracts they offer (either through regulation, lack of financial literacy etc.), more competition or reduction in spatial costs are not effective to increase welfare and reduce the financial costs. These exercises are not only useful to understand the inner workings of the model, but they illustrate important mechanisms in reality. One can think of advancements in the banking sector as new branches, reduction in spatial costs (through technology), or changes in the elasticity of demand (through contract platforms, for instance). All of these changes increase competition. Our model contributes to an understanding of who benefits the most and how to quantify which policy change (e.g. spatial costs vs network branch extension) is more effective in increasing welfare - and how this depends on imperfect competition and the underlying financial frictions.

We focus on the case of adverse selection separately, given its empirical relevance and theoretical complications. We analyze the implications of the model in a local vs national bank competition: local banks are informed, but national banks can have spatial advantages (e.g, through a well developed app). Our results indicate that relationship lending can significantly increase within-region inequality between those that have access to credit coming from better information about them, and those who don't. This effect is larger for larger spatial costs,

²In the context of our model, adverse selection is different from other contracting frictions due to the fact that the utility offered to one type of agent potentially changes the frontier for other types of agents.

where markets are more isolated. We also show that if market shares significantly change with utilities, most bad types use financial services from the uniformed provider, bringing with it systemic risk consequences. This creates a rationale for not inducing too much competition in the banking sector. Moreover, we show that even when subject to different information constraints/spatial costs, local and national banks can coexist.

Our framework implies an equilibrium among financial service providers. This equilibrium makes endogenous the distribution of promised utilities faced by households/firms as an outcome, along with branch locations, profits, and market shares. The structure can thus be estimated with full information maximum likelihood techniques, comparing both information regimes and market structures. We show the construction of the likelihood functions in two different datasets: (i) data on FSPs market share, as is typically available, and (ii) data on the locations of FSPs and consumption, income and capital for SMEs, from the Townsend Thai project.

One can use market share data as with the usual logit model ([Berry \(1994\)](#)), but instead of assuming a linear utility based on observables, we assume that the utility is generated by the equilibrium in the model. More interestingly, we show how to recover the contracting frontier from market share data only. For that, we show that variation in spatial configuration and competition across markets allows us to identify the frontier non-parametrically. Estimating the frontier is related, but significantly different of what is generally done in the IO literature. Due to the contracting frictions, we do not know *ex-ante* what is the shape of the profit function. We use the market share data with a first order condition of FSPs to recover how this profit function is shaped. This allows researchers to conduct market structure counterfactuals without having to take a stand on which contracting friction is relevant. We showcase our methodology in two counterfactual exercises using simulated data: changes in spatial costs and the introduction of one additional FSP in a location.

Using the Thai data set on the locations of FSPs and consumption, income and capital for SMEs, we develop a numerical method based on [Bresnahan and Reiss \(1991\)](#) and [Karaivanov and Townsend \(2014\)](#). We use a model of entry [Bresnahan and Reiss \(1991\)](#) with information of number of banks in each location. We extend the methodology of [Karaivanov and Townsend \(2014\)](#) which maps unobserved equilibrium utilities to equilibrium contracts in the model, which implies a joint distribution for consumption, capital and income. We discuss how to estimate the model in the presence of unobserved heterogeneity (such as initial asset positions), or the equilibrium utility themselves (which bypasses the need to define the market structure block of the model).

We apply our general method to the the Townsend Thai Data on bank locations, travel time between banks and villages micro level data on SMEs in each village - consumption, income and capital - to estimate the structural parameters of our model. Our counterfactual exercises indicate that reducing spatial costs and the variance of idiosyncratic preference shocks by 50%

(one at a time) can increase welfare by, respectively, 4.85% and 15.36%. Bank entry has a limited effect on welfare in our sample. Overall, our results suggest that to increase welfare, policy makers need to guarantee that markets shares change when utility offerings change. This means policy makers should pursue policies that make SMEs more likely to choose better financial products, such as financial literacy, platforms where financial services can be easily compared and bank correspondents, rather than simply increasing the number of FSPs.

Related Literature. Our work is close in spirit to the work of [Einav et al. \(2010\)](#), [Einav et al. \(2013\)](#) on health care, [Lester et al. \(2018\)](#) for insurance and [Einav et al. \(2012\)](#) on auto loans except that we try to make few restrictions on contracts to see how far we can get and we add in a market structure model for competition side in financial services. For that, we bring two literatures together.

First, as in [Karaivanov and Townsend \(2014\)](#), we move beyond fixed contracts and compute solutions for arbitrary information regimes. ³ [Karaivanov and Townsend \(2014\)](#) shows how to estimate financial/information regimes for SME's, distinguishing moral hazard constrained lending and insurance, versus more limited contracts, using Townsend Thai project data on consumption, income, investment, and capital stock, at a point in time and over time as in the panel.

Second, we use a simplified version of the supply side for financial service providers as in [Assuncao et al. \(2012\)](#). [Assuncao et al. \(2012\)](#) uses data on the timing and location of the opening of new branches for both the commercial banking sector and government banks (in the same setting, Thailand). When there are only a few branches around, households would need to travel relatively long, time consuming distances to get to a branch or choose to not participate in the (formal) financial system. As new banks/branches enter, the market catchment areas effectively evolve. The key point is that a "market" is not a fixed object with heterogeneous characteristics and the environment is not modeled as being in a steady state. Here we report on work to bring these two strands together with both the location of bank branches and the contracts they offer as endogenous (though our framework allows for regulatory restrictions if we choose to further restrict the environment exogenously), to match the contracts we see in reality and allow for those we do not see out of equilibrium. ⁴

Moreover, our model is at the same time flexible in terms of contracts and can be taken to the data in several different forms. Therefore, we move beyond calibrated examples of models of

³[Lustig \(2010\)](#), following [Berry et al. \(1995\)](#) and [Berry \(1994\)](#), assumes products are characterized by a low, finite dimensional vector of product characteristics. In this literature, the characteristics of products are the observed contracts (deductible, benefit programs), and the price (with a separable, negative impact on households utility). The demand from households for these characteristics is driven by extreme value additive errors and by random coefficients. The latter is characterized by a distribution of diversity of types in the population. For an alternative presentation of those methods see the excellent review paper of [Einav et al. \(2010\)](#), which goes beyond medical markets.

⁴In [Assuncao et al. \(2012\)](#), the authors propose and solve a dynamic game between banks. Here, we simply take the branch locations as given, and focus on the implications on contracts.

[Azevedo and Gottlieb \(2018\)](#) and others. We illustrate this in the Townsend Thai Data, using a numerically efficient method. We additionally show that depending on the counterfactual of interest, one does not have to define all the blocks of the model: either the contracting block in some case or competition blocks in other cases, useful of course in empirical applications.

An alternative approach to modeling imperfect competition would be the one in [Lester et al. \(2018\)](#), which allows for analytic solutions of contracts and equilibrium for the Adverse Selection case. Here, we opt for a model where market power comes from spatially separated SMEs and FSPs, and idiosyncratic preferences (which deliver a logit demand system) to generate market power. We opt for this version due to evidence that distance is relevant in financial contracts ([Nguyen \(2018\)](#)) and to directly speak to most of the IO literature on discrete choice.

Applications. Our broad motivation for this research is both positive and normative. On the positive side we seek to understand better the industrial organization of financial service providers in terms of both the geography of branches and expansion over time as well as in terms of the actual loan/insurance contracts which are offered. On the normative side, we seek to answer policy questions such as the coexistence of local and national banks and the role of information and competition ([Petersen and Rajan \(1995\)](#)); the impact of deregulation which alleviates artificial geographic or policy/segmentation boundaries ([Brook et al. \(1998\)](#), [Demyanyuk et al. \(2007\)](#), [Nguyen \(2018\)](#), [Gao et al. \(2019\)](#)); and the welfare and distributional consequences of different market structures, different obstacles to trade (information, trade costs) ([Kojien and Yogo \(2012\)](#), [Martin and Taddei \(2012\)](#)), and the interaction of these obstacles with market structure.

We can also apply our methodology to the papers cited in the first paragraph. Take [Gao et al. \(2019\)](#) as an example. The Big five state-owned commercial banks have dominated China's banking system with 51,557 branches covering 85% of the country. In April 2009, the CBRC partially lifted entry barriers and allowed joint equity banks to open branches freely in a city in which they had already established branches and enter all cities in a province when they operated branches in capital city. The market share of joint equity banks increased from 24.5% to 33.5% and the percentage of cities covered from 9.5% to 15.7%. Difference in Differences regressions show joint equity banks had significantly lower interest rates, better internal loan ratings, more third-party guarantees, and lower default rates in deregulated cities, with increases in growth rates of fixed assets and in the number of employees by 21.3% and 8.1%, respectively for loan clients. The positive effects of deregulation on borrowers are more pronounced in cities with higher Herfindahl-Hirschman Indexes (HHIs), that is, previously less competitive areas. Note that contracts are changing with competition and deregulation. Our framework can leverage the detailed data to understand how the welfare of firms are increasing, and if a different reform (a creditor's guarantee, introduction of credit systems etc..) could deliver better results for firms.

In the case of [Wolfe and Yoo \(2018\)](#), we can apply our AdS results to show that it is ex-

pected (as they find) that "informationally close" non-bank lenders appear to be able to poach the "good" borrowers from incumbents and create adverse selection problems for traditional intermediaries. We can infer how large the information/convenience advantage is from the data, and if P2P lending can induce bank failing risk due to changes in the quality of portfolio of banks.

Paper Organization. The paper is organized as follows. In Section 2 we discuss the interpretation of reduced form evidence mentioned at the outset, in settings with contracting under financial frictions and market power. In Section 3 we discuss how to write the model in terms of utilities and present the two building blocks: the contracting of the model and the market structure. We show that the equilibrium is well defined in this model and conduct a few exercises to illustrate the implications of the model for contracts and for consumption and income dynamics. We then move to the specific case of adverse selection in Section 4 and discuss the model's implications for relationship lending. After presenting the theoretical framework, we show how to construct likelihood functions, in Section 5 for two different types of datasets. One is based on how to leverage market share data using our theoretical framework to infer contracting frictions and conduct counterfactuals, which is available in several settings - as Gao et al. (2019). The other is based on the Townsend Thai data, that uses household level data. We use the likelihood functions for the Townsend Thai Data in Section 6 and provide parameter estimates and counterfactual experiments. Finally, Section 7 concludes the paper and points on directions to future research.

2 Motivational Evidence

Before presenting our framework, we discuss how to interpret reduced form data in settings with market power in intermediation and contracting. We focus on two research questions. First, we explore the effects on consumption and production of introducing a new FSP into a given region (varying the degree of competition). Second, we study the effects of the introduction of a screening system (like a credit registry) that essentially eliminates selection on observables village wide (i.e., accessible to all FSPs).

2.1 Introduction of FSP in Villages

We have data on 500 villages, half of which were randomly selected to receive a new FSP that provides credit and insurance to entrepreneurs. Each village has on average 70 households. The villages that did not receive the additional FSP are the control group, while the villages that receive it are the treatment group. We are interested in the following question: what the effects of this introduction on welfare of villages?

We consider two different subsamples. First, we focus on an area where, before the inter-

vention, there was no FSP in a village - both in the treatment and controls groups. This set is comprised of 100 villages in each of the control and treatment groups. To answer our proposed question, we start by computing the average and standard deviation of cash expenditure (consumption + investment) and production. The results are in Table 1.

When we compare the treatment group, that is, the villages that now have a FSP, with the control group of no FSPs, we find that average cash expenditure *decreases*, an unexpected result. However, if insurance is relevant in these villages, then the drop in cash expenditure might be a premium, so we also examine the standard deviation of cash expenditure. Yet, the standard deviation in cash expenditure *increases* in the treatment group. As can be seen in column 3 of Table 1, these differences are statistically significant. Simultaneously with all of this, production increases. A potential conclusion could be that the introduction of the FSP was not welfare enhancing for these villages. Although production increases, FSPs charged too much for financial services and entrepreneurs are worse off than they originally were. Apart from behavioral explanations, this is of course a puzzle. Entrepreneurs had the *option* of using intermediation services, or not. Thus their welfare should not decrease. We refer to this puzzle as the *cash expenditure-production puzzle*.

Table 1: Outcomes from Randomly Introducing a FSP: No FSPs in Baseline

	Control	Treatment	Difference
Avg. cash expenditure	2.2089 (.0223)	2.1344 (0.0257)	-0.0745*** (0.0216)
Std. Dev. of cash expenditure	1.8780 (0.0193)	2.1590 (0.0309)	0.2810*** (0.0290)
Avg. Production	2.2089 (.0223)	6.0863 (0.0756)	3.8775*** (0.0652)
Std. Dev. of Production	1.8780 (.0193)	6.3856 (0.0820)	4.4624*** (0.0839)

Standard errors in parenthesis, computed through 1,000 bootstrap resamples from collected sample of 200 villages in this subsample where originally there were no FSP. Each village has on average 70 households, which we are aggregating over to generate averages and standard deviations. *** denotes 1 % significance.

To begin to address the puzzle, we compare changes in cash expenditure *conditional* with changes in production, by running a regression, as in Eq.(1) at the household level. For a household h , in village v , we compute changes in cash expenditure as a function of production, a dummy for treated villages and the interaction of treatment and differences in production.

$$\Delta c_{h,v} = \beta_0 + \beta_1 \mathbb{1}_{v \in T} + \beta_2 \Delta p_{h,v} + \beta_3 \mathbb{1}_{v \in T} \Delta p_{h,v} + \eta_h \quad (1)$$

where c is cash expenditure, p is production, Δ is the difference post and pre intervention, superscripts a village is in the treatment group if $\mathbb{1}_{v \in T} = 1$. We recover $\hat{\beta}_1 \approx 1.04$, $\hat{\beta}_3 \approx -1.25$, both significant at 1%. At the average production level, the effect of a new FSP on cash expenditure is

negative, and cash expenditure decreases by more for those that produce relatively more, which adds to the puzzle.

In our second subsample, both the control and treatment groups had at least one FSP before the intervention. This subsample has 150 villages in each of the treatment and control groups. We present the outcome statistics in Table 2. There is now no puzzle in this setting. Cash expenditure increases on average, and the changes in its standard deviation are simply because cash expenditure is larger on average,⁵ as would be expected in the first place when thinking about a setting with production where risk and insurance is second order. What can explain the differences between Table 1 and Table 2?

Table 2: Outcomes from Randomly Increasing FSP Competition in Control and Treatment Villages.

	Control	Treatment	Difference
Avg. Cash Expenditure($C + I$)	2.1344 (.0257)	2.7442 (0.0331)	0.6098*** (0.0074)
Std. Dev. of Cash Expenditure	2.1590 (.0309)	2.7759 (0.0397)	0.6169*** (0.0088)
Avg. Production	6.0863 (.0756)	6.1039 (0.0755)	0.0176 (0.0250)
Std. Dev. of Production	6.3877 (.0803)	6.3865 (0.0802)	-0.0055 (0.0323)

Standard errors in parenthesis, computed through 1,000 bootstrap re-samples from original collected sample of 300 villages in this subsample where originally there were no FSP. Each village has on average 70 households, which we are aggregating over to generate averages and standard deviations. *** denotes 1 % significance.

2.2 Introduction of Screening System

We are interested in answering the following question now: what is the welfare effect of introducing a village wide screening system (that is, that all FSPs have access to) that virtually eliminates adverse selection on observables?

In our subsample of 300 villages that originally had a FSP operating, we first selected a group of 150 to receive a new FSP. We sequentially select a random set of village to receive the screening system. We have now 4 types of villages: those that randomly were assigned to receive a new FSP (or not) and those that were assigned to receive the new screening system (or not). In each of these subgroups, we end up with 75 villages. Given our results from the previous section in terms of cash expenditure and production dynamics, we put some structure onto the problem and calculate welfare through inputs on cash expenditure and hours.

⁵In particular, we can compute the same statistics for the coefficient of variation (average over standard deviation) of cash expenditure. The difference in this case is not statistically significant.

Table 3 reports differences in welfare for treated and untreated villages. In Column 1, we report the difference for the case where we compare villages where there was a new FSP introduced. In Column 2, we report the difference for the case where we compare villages where there was no new FSP introduced - just the screening system. More specifically, we define a village that received a new financial service provider as $v \in T$ and $v \in S$ for the villages that receive the screening system. What we show in Table 3 (Column 1) is given in Eq. (2), while in Column 2 we simply replace $v \in T$ for $v \notin T$.

$$\Delta W \equiv \sum_{v \in T, v \in S} W_v - \sum_{v \in T, v \notin S} W_v \quad \text{and} \quad \Delta W \equiv \sum_{v \notin T, v \in S} W_v - \sum_{v \notin T, v \notin S} W_v \quad (2)$$

where W_v is the average welfare of households in village v (that we infer welfare from a structural model of cash expenditure and production).

When there is the introduction of the new FSP, we see that welfare *increases* by eliminating information problems in intermediated markets, as one would expect. When there is no introduction of new FSPs, however, we see that the result is exactly the opposite. Household welfare falls significantly as a result of the introduction of the screening system. We denote this as the *information structure puzzle*. What can explain the difference between the results in the different subsamples?

Table 3: Introduction of a Village Wide Screening System: Welfare Changes

	New FSP	No new FSP
ΔW (Eq. 2)	0.0940***	- 0.2662***
	(0.0106)	(0.0113)

We have four subsets of villages depending on if there was or not the introduction of a new FSP and the screening system, each with 75 villages in it. In this table, we compare the welfare of villages in the same FSP setting, but with different screening technologies as in Eq. (2). Standard errors computed through 1,000 bootstrap repetitions. *** denotes 1 % significance.

2.3 Taking Stock

Cash Expenditures-Production puzzle. Although the movements in cash expenditure, production, and welfare are presented as a puzzle, the data used to compute the moments in Table 1 and the regression results are generated through an experiment that is run in a model, with **model generated data**. The model features entrepreneurs that have a risky production process and are risk averse. Entrepreneurs are heterogeneous in their productivity, which is unobserved by the econometrician, but observed by FSPs. FSPs compete to provide credit *and* insurance.

The average cash expenditure is reduced in Table 1 as entrepreneurs prefer to insure cash expenditure - and pay for it. Variation in cash expenditure, however, increases because most of the variability in cash expenditure comes from the changed cross sectional heterogeneity

in productivity of entrepreneurs, as contracts change before and after the intervention, from autarky to ones offered by FSPs, and not from risk in production. Variation in cash expenditure does drop dramatically for each type. The details of the model are in Appendix A. In particular, the cash expenditure equivalent gains in welfare in treatment villages with respect to control villages due to the intervention are of 91.45% - a large effect yet still not successfully estimated from cash expenditure. This explains the *cash expenditure-production* puzzle.

Eq.(1) delivers a negative estimate of β_3 not only because of the theoretical results of the model, the moments of the Table 2, but due to endogeneity. Even though we have a perfect experiment (since we simulate in the model), changes in production and the error, η_i depend on the unobserved productivity of entrepreneurs and, thus, we would need some instrument, or pre-intervention data estimating TFP, in order to estimate $\hat{\beta}_3$ correctly. In settings where outcomes depend on an unmodelled heterogeneity of individuals, it is not enough to randomize across villages to get rid of endogeneity in a regression, as the error is potentially also a function of the entrepreneurs types - and thus correlated with the regressor.

In the data displayed in Table 2 we do not observe the puzzle. In the model that generates the data, contracts do not change in more competitive markets, with more FSPs⁶ only the price of intermediation changes as market power changes. Intermediation gains are divided among agents and FSPs in proportion to market power for every type. This proportionality factor is a function of type, but the overall weighted average increases. There is no variance for each type as FSPs can pool and eliminate idiosyncratic risk. Thus, in this case, changes in average cash expenditure perfectly track changes in welfare.

The key message here is that if competition does not change contracts, then experimental evidence is enough to identify the welfare the effects of the intervention. If contracts do change, however, reduced form evidence is not sufficient. In our more general model, competition does change contracts and, thus, we need the model to interpret the data.

Information Structure puzzle. The data on the *information structure puzzle* are also model generated. There are two types of entrepreneurs in each village, $\theta_L < \theta_H$, now unobserved by the FSP and the econometrician. The distribution of types of entrepreneurs is the same in treatment and control villages. We assume that both regions have a market power in intermediation indexed by $\omega \in (0, 1)$, where $\omega = 0$ is perfect competition and $\omega = 1$ is a monopolist. We leave the details and equations of the data generating process of Table 3 to Appendix B.

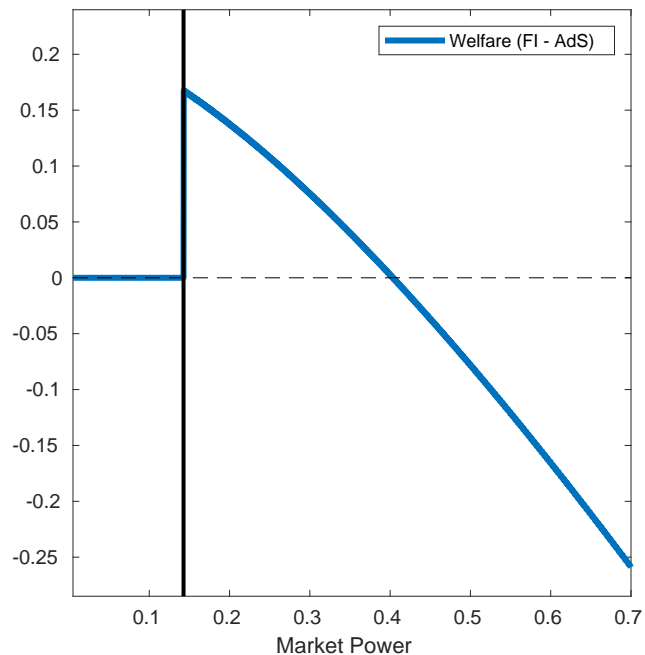
The difference between the results in Table 3 comes from differences in market power in the underlying economies. With new FSPs, all villages (treatment and control) have a relatively more competitive intermediation sector (average of $\omega = .3$), while with no new FSPs all villages are in an economy with market power in intermediation ($\omega = .7$). If the FSPs have enough market power (high ω), *agents are better off in an environment with AdS*. As the FSPs cannot

⁶This is not a general statement, but rather the outcome of a very specific model. See Appendix A for more details.

distinguish between the agents, it cannot extract the rents of the full information case.

We show the difference between welfare ⁷ in the AdS selection case versus the Full information in Figure 1 for various levels of market power. The vertical line is the minimum level of market share such that the adverse selection constraint is binding. Adverse selection is only not binding if the market is competitive, that is, if ω is low. With little competition, the transfers for each type are sufficiently different - since intermediaries keep most of the surplus of the trade - that no type wants to take the quality-transfer pair of the other. From Figure 1 it becomes clear that we cannot extrapolate the effects of changing the information structure without taking into account the market structure.

Figure 1: Welfare Effect: The Introduction of the Screening System (From AdS to FI)



Note: Market power in this case comes from the elasticity of demand. $\nu = 0$ is a perfectly competitive economy, while $\nu = 1$ is the perfectly monopolist case. Welfare differences between adverse selection and full information for economies with contracting and competition. FSPs provide entrepreneurs contracts with leverage and insurance, but charge to do so according to their market power. Entrepreneurs can have high or low productivity, which is unobserved to the FSP in the AdS case. Welfare shown here is the average welfare of entrepreneurs in the economy. See Appendix B for details.

One example where this conclusion is relevant for policy is the introduction of credit score systems. Brazil, for instance, is in the process of introducing a credit score system (*Cadastro Positivo* in Portuguese), but the banking sector is extremely concentrated, with one of the highest spreads in the world (39.37 p.p. annually). ⁸ Our analysis suggests that the credit system could make entrepreneurs worse off if ω is high. Studies based on other countries and settings cannot be extrapolated without taking into account the market structure of the banking sector.

⁷We compute total welfare as the simple average of individual welfare.

⁸5-Bank Asset Share around 85 % in 2016, Source: WDI).

Takeaway. In our first example, when contracts are changing, it is challenging to correctly estimate the welfare effects of the intervention. In our second example, we change gears and consider that welfare is observed, but that the researcher is trying to interpret changes in the information regime (from adverse selection to full information). There is an external validity problem that comes from market power. If market power is high, adverse selection is welfare increasing, since it reduces the ability of FSPs to extract surplus. This means we need a market structure model to interpret the evidence, which is exactly what we develop in this paper. We develop a model of welfare and competition that is at the same time flexible in terms of contracting (Section 3) and can be mapped into micro-level data (Section 5), allowing for the estimation of structural parameters and counterfactuals (Section 6).

3 Theoretical Framework

The theoretical framework is composed of two building blocks, which we denote as the frontier and the market structure. The frontier is defined as the profits of a FSP given that a contract must provide a given level of utility for an agent. The market structure defines the market share of a specific financial provider given a utility that it is offering. Profit for an intermediary is a multiplication of the two building blocks: profits it would have contracting with an agent (frontier) and market share (market structure). The frontier of the model is presented and compared for two contracting regimes: Full Information and Moral Hazard. The market structure is presented assuming a logit demand system, and we establish existence and uniqueness of a Nash Equilibrium in utilities.

Note that both the frontier and market structure are defined in terms of utilities, and not contracts. We change the contracting space from contracts (base on interest rate, collateral etc.) to utilities in the model for two reasons. First, contracts can have multiple and intricate dimensions: maturity, fixed and floating interest rate, covenants etc., while utility is a unidimensional object. As a unidimensional object, a representation in utility space allows for most IO tools designed for price (also an unidimensional object) to be applied in our setting. Second, our methodology in utilities allows us to easily encompass classic models of lending and borrowing with models of insurance and risk sharing. This expands the real of applications to insurance markets, healthcare or any sector characterized by incomplete markets.

The separation of the model in building blocks is not only pedagogical but carries an economic meaning and relates on the techniques used to solve the model. For different contracting frictions (e.g., Moral Hazard vs Limited Commitment), only the frontier block changes. For a different demand system from agents or a different number of banks, only the market structure changes. Importantly, given general conditions in the utility of agents, a logit demand system guarantees uniqueness and existence of a Nash Equilibrium through a contraction argument.

The key difference of the framework with the usual models of competition is the frontier.

The market structure block is standard in the literature of IO. The reason why the frontier is different is due to the fact that it encompasses the contracting frictions we want to analyze. In a standard Cournot model of competition, for instance, the frontier would be defined by price minus marginal cost. In our framework, the frontier will be defined by the solution of the contracting problem.

3.1 The Frontier

In this subsection we construct the profit of a FSP when the contract that it is offering provides a certain level of utility for agents. We start this section by arguing that we can move from the space of contracts to the space of utilities. In the textbook model of industrial organization, this step is not needed: the profit is simply price minus average cost (times quantities). In a model of contracting, however, the price minus cost of the profit function is more complex, since we must take into account the agent type and reaction to a contract. In the utility space, however, the profits of a FSP are represented by a Pareto frontier: the profit is the maximum profit that can be generated conditional on offering a level utility. The actual contract can then be recovered from argmax of the optimization problem. From this point forward, we thus refer to the the profit function as the *Frontier*.

To assume that we can move from contracts to utilities, we must assume that: (i) no contract that simultaneously generates higher profits for FSPs and higher utilities for agents exists and (ii) there are no two contracts that offer the same profit of a FSP and same utility for an agent. The first assumption is natural: it does not make sense for a contract to exist if there is a different contract that is both better for FSPs and agents simultaneously; that is, they need to be on the frontier. The second condition means that two different contracts must be different in a key variable for either FSPs or agents in our model. Condition (ii) is trivially satisfied, for instance, in a world where consumers are risk averse and FSPs are risk neutral. See Appendix D for a mathematical formulation of these ideas. From now on, we focus on utilities.

We consider an economy populated by output-producing households running small and medium enterprises (SME) in need of external credit and insurance. Households come into the economy with a capital $k \in K$ and a type $\theta \in \Theta$, and a utility $\mathbb{U}(c, z | \theta)$ for consumption $c \in C$ and an effort $z \in Z$. There is a production technology $P(q | k, \theta, z)$ available to all agents that determines the probability of output q being observed conditional on capital k and effort z ⁹. Type θ is potentially a vector, and both preferences and the production function can dependent on it. We assume output and capital are observable and, thus, the contract can be made conditional on it. Define the profit of an intermediary that offers to type θ and capital k an expected utility $u \in W$ by $S(u | k, \theta)$. For now, we exclude the Adverse Selection (AdS) problem and assume θ

⁹We assume that $\forall k, \theta, z P(\cdot)$ has full support. This avoids perfect information extraction from observed outcomes

is observed by FSPs (we specifically tackle AdS models in Section 4). The problem of FSPs that defines the frontier is given by Eq.(3). In this static contracting problem, the FSP prescribes the level of effort z and capital k' to be used in production and, once output q is realized, the level of consumption $c(q)$. The interest rate is r . (fixed, as a small open economy). The FSP can acquire the depreciated capital, $(1 - \delta)k$, over and above k' (or the reverse, provide capital, if k' is larger). Later in this section we discuss dynamic extensions.

$$S(u|k, \theta) \equiv \max_{c(q), z, k'} \sum_q P(q|k', \theta, z) \{q - c(q) + (1 + r)[(1 - \delta)k - k']\} \quad (3)$$

s.t.:

$$\sum_q P(q|k', \theta, z) \mathbb{U}(c(q), z|\theta) = u \quad (4)$$

$$\Gamma(c(q), z, k'|k, \theta) \leq 0 \quad (5)$$

where Γ is a general representation of the contracting frictions, i.e., a set of frictions the contract must satisfy. Eq. (4) is the *Promise Keeping Constraint* and by varying u , we can construct the frontier of $S(\cdot|k, \theta)$ points subject to this constraint.

To guarantee that the set of constraints is convex and to guarantee a solution, we write the above problem in the lottery space over discrete grids (as in Prescott and Townsend (1984) and, more recently, Karaivanov and Townsend (2014)). The discrete grids can be seen as a technological constraint or an approximation. The idea of the methodology is that instead of choosing allocations, the FSP chooses a probability distribution over allocations for each SME or equivalently a mixture for a certain group of clientele. More specifically, assume C, Z, K are discrete grids. In mathematical terms, the problem of FSPs is as in Eq. (6).¹⁰

$$S(u|k, \theta) \equiv \max_{\pi(c, z, q, k')} \sum_{c, z, q, k'} \pi(c, z, q, k') \{q - c + (1 + r)[(1 - \delta)k - k']\} \quad (6)$$

s.t. Eq. (7)-(10).

$$\sum_{c, z, q, k'} \pi(c, z, q, k') = 1, \quad \pi(c, z, q, k') \geq 0 \quad (7)$$

$$\sum_{c, q, z, k'} \pi(c, q, z, k') \mathbb{U}(c, z|\theta) = \bar{u} \quad (8)$$

$$\sum_c \pi(c, \bar{q}, \bar{z}, \bar{k}') = P(\bar{q}|\bar{k}', \theta, \bar{z}) \sum_{c, q} \pi(c, q, \bar{z}, \bar{k}'|k, \bar{u}), \quad \forall (\bar{q}, \bar{z}, \bar{k}') \in Q \times Z \times K \quad (9)$$

¹⁰Note that there is an abuse of notation by using S, Γ in both problems. It is expected that S and Γ are different same across Eq. (3) and Eq.(6) due to the economics behind it - ability to offer lotteries - and the numerical approximation of the discrete grid if the true model has continuous supports for variables.

and the contracting frictions ¹¹:

$$\Gamma(k, \theta) \pi \leq 0 \quad (10)$$

where Γ is a matrix. Eq. (7) is the condition that the probability elements are non-negative and sum to one. The constraint in Eq. (8) is the lottery version of the Promise Keeping Constraint. The constraint in Eq. (9) is the *Mother Nature* constraint. It limits the probability elements such that they respect the distribution given by the production function, P . ¹²

We mainly use two contracting frictions in this paper: Limited commitment (LC) and Moral Hazard (MH). Both could be binding, or only one, or neither - as in the case of full information. In this case, the constraints in Γ are:

$$\sum_{c, q, k'} \pi(c, q, \bar{z}, k') \mathbb{U}(c, \bar{z} | \theta) \geq \sum_{c, q, k'} \pi(c, q, \bar{z}, k') \mathbb{U}(c, \hat{z} | \theta) \frac{P(q | k', \theta, \hat{z})}{P(q | k', \theta, \bar{z})} \quad \forall \bar{z}, \hat{z} \in Z, \forall \theta \quad (12)$$

$$\mathbb{U}(\rho \bar{q}, \bar{z} | \theta) \leq \sum_c \pi(c, \bar{q}, \bar{z}, \bar{k}') \mathbb{U}(c, \bar{z} | \theta), \quad \forall \bar{q}, \bar{z}, \bar{k}' \in Q \times Z \times K, \forall \theta \quad (13)$$

Eq. (12) is the *Incentive Compatibility Constraint*, it guarantees that, when effort is not observed, it is optimal for the agent to execute the effort recommended by the FSP. Eq. (13) simply states that if the FSP can recover $(1 - \rho)$ of the output, the utility offered are such that the household has incentives to repay if it can keep the remaining ρ share of the output. The idea is that the household cannot default on k' (imagine that the bank lends for a household to buy a tractor and uses the tractor as collateral), but can run away in the end with a share of the income q generated in production (q). Note that this is one of the many possible ways of writing a LC constraint. ¹³. As a benchmark, we also use the Full information (FI) problem, for which again the only constraints are given by Eq. (7)-(10).

The value function represents the profit of the FSP. Graphically, we expect it to look as in Figure (2). The concavity of S in u comes from the risk-neutrality of the FSP and risk-aversion of households. The *argmax* of the problems are the probabilities, π , which are a function of θ, k and u themselves, that is $\pi(c, q, z, k' | u, k, \theta)$.

The advantage of the methodology is that once we have $S(u | k, \theta)$, we can use all the IO techniques to solve and estimate models. In this paper, we provide a specific application to financial

¹¹Note that our restriction before as of the form: $\Gamma(c(q), z, k' | k, \theta) \leq 0$. Now, however, we are writing this as a linear constraint, i.e.: $\Gamma(k, \theta) \pi \leq 0$. All constraints can be written this way. This allows the problem in Eq. (6) to be a Linear Programming problem in π , which can be easily solved numerically.

¹²To understand why it is written this way, note that it is equivalent to:

$$P(\bar{q} | \bar{k}', \theta, \bar{z}) = \frac{\sum_c \pi(c, \bar{q}, \bar{z}, \bar{k}')}{\sum_{c, q} \pi(c, q, \bar{z}, \bar{k}')} \quad (11)$$

which is simply saying that the marginal distribution of q is consistent with the production function, P .

¹³For instance, an alternative would be to assume that capital can be partially recovered or that it introduces some type of leverage constraint.

services where geography plays an important role, but one could apply the model to several other contracting problems or frictions, i.e., other S 's. Finally, the transformation to utilities and the frontier concept also provide an exciting avenue for estimation of the frontier, that is: if all we need to know about the friction block is related to the frontier S , is there a way of estimating the frontier S *without* specifying the specific friction? We provide initial results on this in Section 5.1. As previously mentioned, the AdS case is more complex, and we tackle it specifically in a different section.

Feasible Utility Levels Given a grid for consumption, C , and for effort, Z , the contracting formulation we use implies endogenous levels of minimum and maximum utility: the minimum utility for a non-MH regime that can be assigned to a household is the value of consuming the lowest possible value of consumption and exerting the maximum value of effort. On the other hand, the minimum utility for a MH regime is assigning a minimum level of consumption, which is then followed by a household decision of exerting the minimum level of effort. With LC, the minimum value of consumption is ρq_{min} , that is, the non-recoverable share of the minimum level of production q . The maximum feasible utility in FI, MH and LC the utility with maximum consumption and minimum effort. Mathematically, the min and maximum utilities are as in Eq. (14)-(14).

$$w_{min} = \begin{cases} U(c_{min}, z_{max}), & \text{if FI} \\ U(c_{min}, z_{min}), & \text{if MH} \\ U(\rho q_{min}, z_{max}), & \text{if LC} \\ U(\rho q_{min}, z_{min}), & \text{if LC + MH} \end{cases} \quad (14)$$

$$w_{max} = U(c_{max}, z_{min}) \quad (15)$$

3.1.1 Numerical Example and Optimal Contracts

To illustrate the frontier pictorially and the contracts, we present some numerical examples. We parametrize the utility function as:

$$\mathbb{U}(c, z | \theta) = \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \theta z^\rho \quad (16)$$

where the type of a household, θ , represents a multiplier in the cost of exerting effort. For now, we focus on a unique type θ and normalize it to $\theta = 1$. We come back to multiple types θ in Section 4. We use the parameter values and grid for the contracting variables as in Table 4.

We solve four different versions of the contracting problem in this section. First, a Full Information version without any contracting friction. Second, a version with MH only. Third, a version with LC only. Finally, a problem that combines MH and LC. Table 4 summarizes the problem and constraints. We leave the detailed discussion on computation later, when we

discuss the numerical method.

Table 4: Parameter Values, Grids and Constraints for Frontier Construction

Parameter	Constraint	Role
σ	1.5	Risk Aversion
φ	2	Disutility of Effort
θ	1	Effort Multiplier
ρ	.25	Share of Non-Recoverable Assets

Variable	Grid	# Points	Points
Q	[0.04, 1.75]	5	10th, 30th, ..., 90th p-tile in data
K	[0, 1]	5	10th, 30th, ..., 90th p-tile in data
Z	[0,1]	3	uniform
C	[0.001, 1.75]	64	uniform
W	$[w_{min}, w_{max}]$	150	uniform

Friction	Constraint(s)
Full Information (FI)	-
Moral Hazard (MH)	Eq. (12)
Limited Commitment (FI)	Eq. (13)
MH + LC	Eqs. (12) and (13)

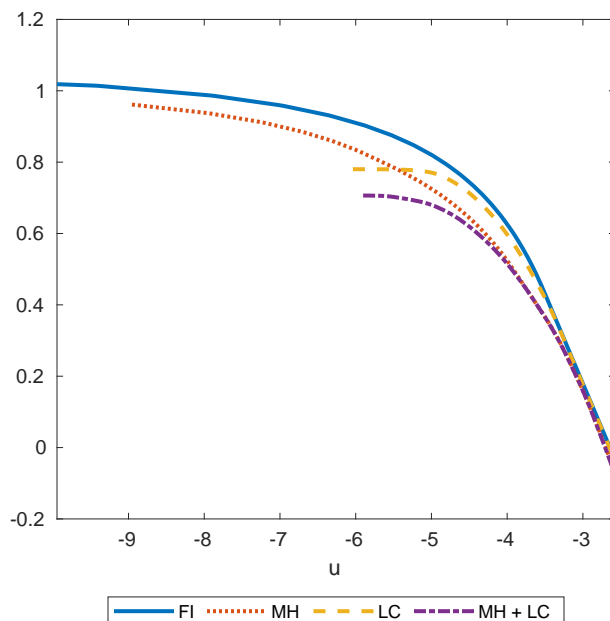
Note: parameters for a utility function given by: $\mathbb{U}(c, z | \theta) = \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \theta z^\psi$. Grids and grid sizes based on the Townsend Thai Data (Section 6) and as in Karaivanov and Townsend (2014). The grid for consumption has enough points to guarantee that the frontier is smooth. Linear programming problems solved with the Gurobi Linear Solver for Matlab for 150 utility levels equally spaced between $[u_{min}, u_{max}]$.

For a given level of capital, Figure 2 displays the frontier for different contracting frictions. In all cases, the higher the level of utility that must be offered for an agent, the lower the level of profit for a bank. Moreover, as the agent has a concave utility function and the FSPs is risk-neutral, higher levels of utility require marginally higher losses in profits. As we input more frictions, the profit of FSPs decreases due to extra constraints in the contracting problem. Note, moreover, that under LC regimes, there is a significant loss in terms of feasible utilities that can be offered. This is due to the fact that to achieve this low values of utility, one would need to decrease consumption too much and agents would simply avoid paying back.

Figure 3 displays expected levels and standard deviation of consumption, effort and capital. In panel (c), for instance, we can see how the behavior of capital allows us to differentiate the behavior of capital between MH and non-MH models. If there is moral hazard, leveraging the project is a good way to increase risk in outcomes and, thus, increase effort for high values of utility. Note in Figure 3 how MH also induces the FSP to increase the standard deviation of consumption (panel (d)). For MH, the FSP needs to create risk to incentivize effort. ¹⁴

¹⁴Without the grids, we should expect the standard deviation of consumption to be zero under full information. However to achieve some levels of utility the FSP must use a non-degenerate lottery.

Figure 2: The Profit Function of FSPs as a Pareto Frontier: FI, MH, LC and MH + LC



Note: FSP profits for four different contracting regimes: FI, MH, LC and MH + LC. Linear programming problems solved with the Gurobi Linear Solver for Matlab for 150 utility levels equally spaced between $[u_{min}, u_{max}]$. For this picture: $\theta = 1$ and k is the median k in the Townsend Thai Data (Section 6) for details on the data and production function P .

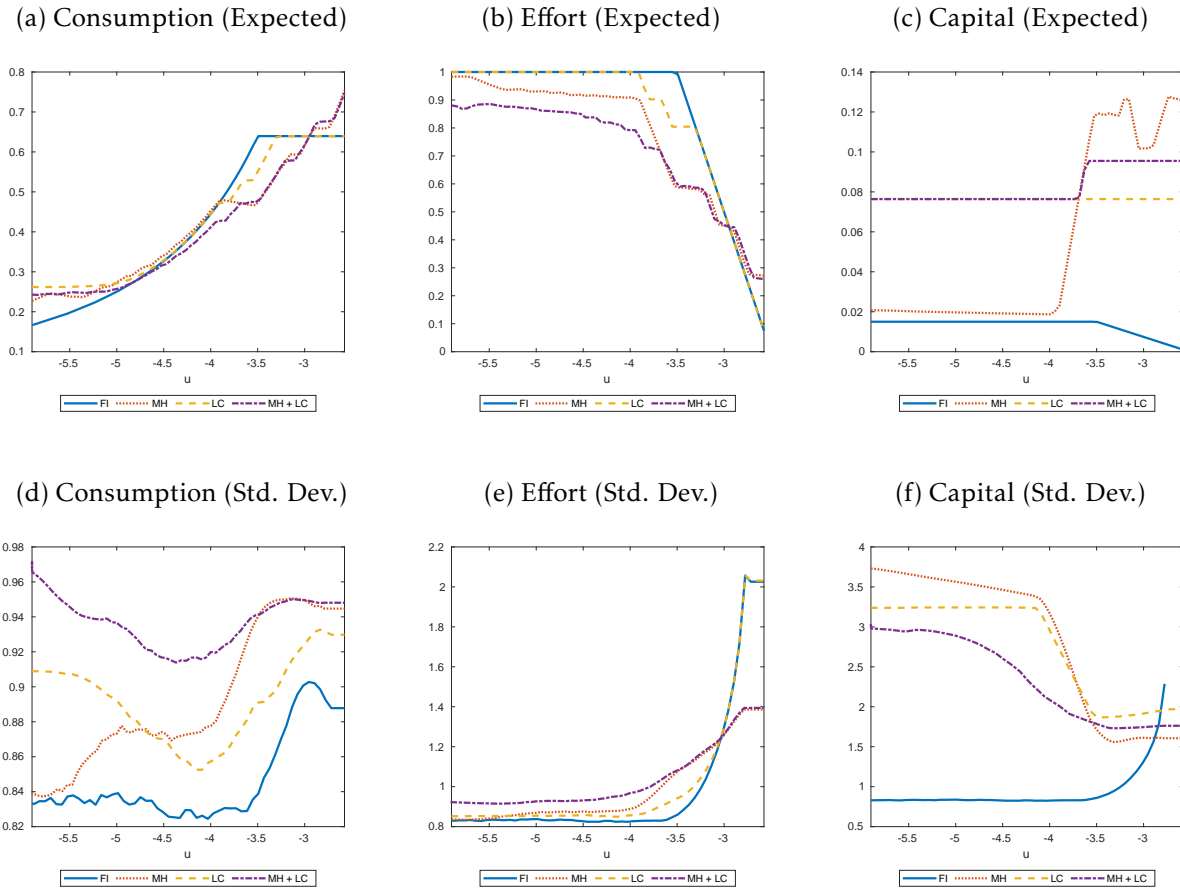
3.1.2 Extensions and Limitations

There are several ways in which the frontier can be extended to include new features. There are also several assumptions we must make such that the frontier is a valid representation of the contracting problem. In this subsection, we discuss possible extensions and limitations of the methodology.

In terms of extensions, one can consider dynamic contracting or a more parametric form of contracting. Dynamic contracts can be included if there is full or no commitment by both sides (households and banks). We provide here the full commitment version, but the problem can be re-adapted for no-commitment contracting. In a full-commitment case, we follow [Spear and Srivastava \(1987\)](#) and use the promised utility representation. The idea is that we include future utility, w' , as a choice variable and satisfy a promise keeping constraint to this variable in the next period. Including w' as a choice variable is consistent with choosing lotteries over it to represent future promises. We also assume here that θ now explicitly follows a Markov Process as in most applications. This allows us to write the problem recursively, as in [Karaivanov and Townsend \(2014\)](#).

One can also do a more parametric version of the above problem that is similar to the one used in [Moll et al. \(2017\)](#). In a more general form, any problem that can be written as a choice

Figure 3: Contracts: Expected level and Standard Deviation in consumption (c), effort (z) and capital (k) for varying levels of utility



Note: The expected levels and standard deviation consumption, effort and capital for four different contracting regimes: FI, MH, LC and MH + LC. Linear programming problems solved with the Gurobi Linear Solver for Matlab for 150 utility levels equally spaced between $[u_{min}, u_{max}]$. For this picture: $\theta = 1$ and k is the median k in the Townsend Thai Data (Section 6) for details on the data and production function P .

of lotteries over a discrete set with linear restrictions (which is a very general requirement) can be solved in the methodology and can be easily implemented in practice by changing the contracting block of our framework.

There are, however, limitations. The methodology does *not* encompass cases where the frontier itself depends on the strategy of the competitors. The two main examples are common agency and renegotiation models. In a common agency setting, the effort required by each FSP that relates with a specific household interacts with the contracts other FSPs are offering. In a renegotiation setting where the household has no commitment, the frontier would be not only a function of the current offered utility, but also the utility competitors are offering at any possible moment in the future going forward. The methodology is still useful since we could view the competitors strategy in the 'type' θ we used. However, this would be only feasible to be solved numerically only in a few specific settings. Overall, the issue of common agency and

renegotiation is still very model dependent (e.g., [Handely, Hendelz, and Whinston \(Handely et al.\)](#)) and one would have to proceed case by case.

3.2 Market Structure

In this subsection we focus on the market structure where FSPs compete with each other. Our model features a logit demand system and spatial differentiation between FSPs. We focus on competition in utilities *given* location. Within this market structure, we show that there is a unique Nash Equilibrium in utilities, which can be computed through an iterative algorithm.

More specifically, there are P independent markets in the economy. For each market $p = 1, \dots, P$, there are B_p FSPs, located at a position $x_b \in \mathbb{R}^2$, $b = 1, \dots, B_p$. Households reside in villages, denoted by $v = 1, \dots, V_p$ in each market. Each village v has a population of N_v . We denote individual markets as *Maps*. A *Map* consists of the location of banks and households and the travel time between any two points in a province.

We assume in this paper that given a map configuration, competition among financial service providers generates the same output - regardless of entry order, identity of the financial service providers etc.. This is not an innocuous assumption. For instance, it does not hold in a dynamic competition model (e.g., Stackelberg), where there is a leader-follower dynamic. A paper that takes the sequence of entry into account would be very close to [Assuncao et al. \(2012\)](#) on the entry of private financial institutions vs BAAC in the Thai economy. However, we make this assumption to simplify the competition part of the model and focus on the interactions of the competition with the contracting frictions of the previous section. We discuss later in this section how more complex models of competition can still be solved within our framework.

As discussed earlier, instead of focusing directly on competition over contracts, we focus on competition in terms of **offered utilities**. This transformation in the choice space for FSPs reduces significantly the complexity of the competition game: instead of choosing a multidimensional vector of product characteristics, the FSP chooses the utility that the agent derives from the contract - and then figures out the optimal contract. As we reduce the choice space of each FSP to a unidimensional element (utility), most of the toolbox of industrial organization applies.

As we assume capital k and type θ are observed, the competition is in each level of (k, θ) separately. We come back to hidden type models in Section 4. As markets are independent, and in the interest of simplifying the notation, we drop market (p) and capital-type(k, θ) from the notation. We assume that there is a linear spatial cost in our economy ψ . In particular, the value a households located at location x_v attributes to a contract that offers u_b is given by Eq. 17

$$\mathbb{V}(u_b, x_b, x_v) = u_b - \psi t(x_b, x_v) \quad (17)$$

where $t(x, y)$ is the travel time between points x and y in the map. In our case, we use the GIS

system and road maps to compute actual travel time. Note, more generally, that $t(x_b, x_v)$ does not need to be a distance based or spatial measure. It can represent any type of heterogeneity among households (preferences, information etc.). For instance, it could how much advertising FSP b runs at village v . Let u_0 denote the outside option of households (u_0 can be a function of (k, θ) , but assumed to be the same in all markets). Finally, define u_{-b} as the vector of utilities offered by all FPSs (except b). Define:

$$\varphi_b \equiv \{u_b, u_{-b}, u_0, x_b, x_{-b}, \{x_v\}_v\} \quad (18)$$

as the vector of relevant variables in the profit of a financial service provider b , where the subscript $-b$ denotes the a variable for all other banks in a given province. We assume that the profit of a bank b is given by the surplus for a utility offer times the number of clients served Eq. (19)

$$\Pi(\varphi_b) \equiv S(u_b)\mu(\varphi_b) \quad (19)$$

In our empirical application, we will assume that there is a fixed cost of operating a FSP and a idiosyncratic shock to profits of FPSs. However, as we are considering so far the competition in contracts *given* their locations, we abstract from these.

Demand. The total demand of a financial intermediary b is given by the sum of the local market shares times the size of each market (population wise) in each location $v = 1, \dots, V$ where households reside ¹⁵

$$\mu(\varphi_b) \equiv \sum_{v=1}^V N_v \mu_v(\varphi_b) \quad (20)$$

The functional form we use for μ_v in the benchmark specification is given by Eq.(21)

$$\mu_v(\varphi_b) = \frac{e^{\sigma_L^{-1}[\mathbb{V}(u_b, x_b, x_v) - u_0]}}{1 + \sum_{\hat{b}=1}^B e^{\sigma_L^{-1}[\mathbb{V}(u_{\hat{b}}, x_{\hat{b}}, x_v) - u_0]}} \quad (21)$$

This is the textbook logit model and. It can be micro-founded with a extreme type 1 idiosyncratic preference shocks by agents to contract with each FSP with mean 0 and variance σ_L at the household level. The key difference from the usual logit is that we are now *structurally* modeling the utility offerings from the contracting problem and an equilibrium among FPSs. We use markets shares as in Eq. (21) for three main reasons. First, it speaks directly to the data. Without idiosyncratic preference shocks, a single FSP would always dominate the market of a given village, which we typically do not see. Second, it allows us to summarize in one parameter, σ_L , dimensions of the model that we are not considering that eventually affect the elasticity of demand. Third, it smooths the demand functions and guarantee existence and uniqueness

¹⁵As we are multiplying be the actual population, this corresponds to the total demand, and not a share. This does not change the problem of FPSs now, since it is simply a constant in the profit function.

of an equilibrium utilities. Given this market structure, we do now move on to proving that an equilibrium in utilities exists, is unique and how to compute it.

Equilibrium in Contracts. Given locations for financial intermediaries, $\{x_b\}_{b=1}^B$, the equilibrium concept for the solution in utilities we use is a Nash Equilibrium, i.e.:

$$u_b^* = \arg \max_{u \in W} \Pi(u_b, u_{-b}^*, u_0, x_b, \{x_v\}_v, x_{-b}), \quad \forall b \quad (22)$$

note that the equilibrium is at the province, capital k , type θ and province p level, i.e.:

$$\{u_b^*(k, \theta | p)\}_{k \in K, \theta \in \Theta, p=1, \dots, P}$$

but we chose to keep the notation concise.

Lemma 3.1 characterizes the equilibrium properties. It shows that under the assumption that μ is log-concave in u_b and Eq.(24) below holds (which we show to be true in the case of the logits, as in Eq. (21)), the equilibrium exists, is unique and can be computed by an iterative algorithm. We provide an intuitive explanation below. Before proceeding to the result, define $\varphi_b(a)$ as the variables relevant to the FSPs - utility that itself is playing, the vector of utilities that competitors are playing, outside option and locations - as in Eq. (23)

$$\varphi_b(a) \equiv \{u_b - a, u_{-b} - a, u_0 - a, x_b, x_{-b}, \{x_v\}_v\} \quad (23)$$

where in $\varphi_b(a)$ all utilities subtracted by a .

Lemma 3.1. *Let the demand μ , as in Eq.(20), be log-concave in u_b , log-supermodular in (u_b, u_{-b}) , bounded away from zero and satisfy Eq. (24) $\forall a \in \mathbb{R}$:*

$$\mu(\varphi_b(a)) = \mu(\varphi_b(0)) \quad (24)$$

then $\exists \{u_b^*\}_b$ that satisfies Eq. (22). Moreover, $\{u_b^*\}_b$ can be computed by an iteration of best responses starting at any strategy.

Proof. See Appendix E. ■

The idea behind Lemma 3.1 can be represented pictorially. Imagine that both μ , S are continuously differentiable and abstract away from corner solutions. For notation purposes, let $\partial_x f(x) \equiv \frac{\partial f(x)}{\partial x}$. Given that μ is log-concave and S is concave, the optimum of $\Pi = S \times \mu$ can be computed by a FOC of the form in Eq. (25)

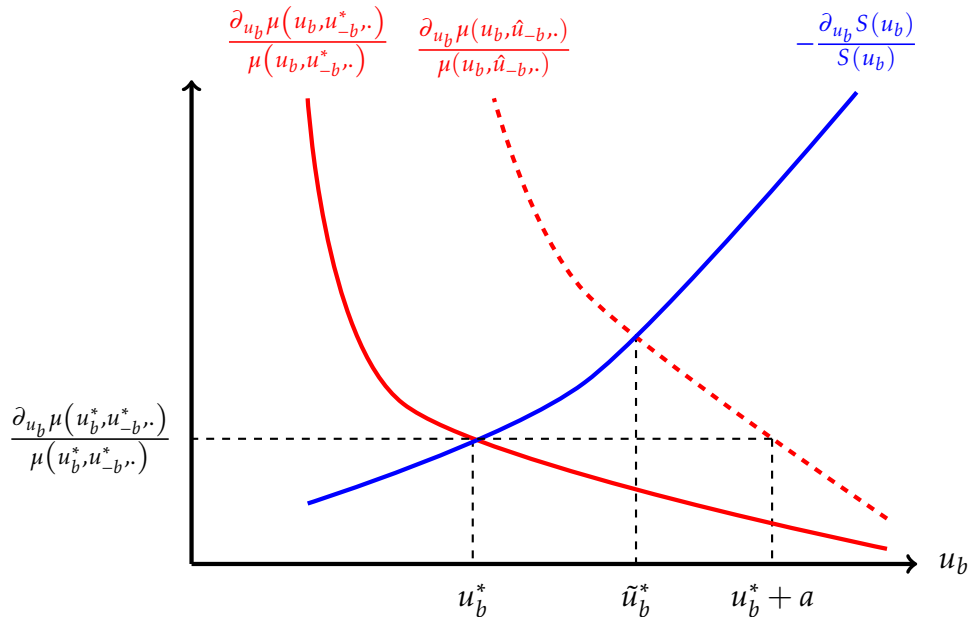
$$\frac{\partial_{u_b} S(u_b^*)}{S(u_b^*)} = \frac{\partial_{u_b} \mu(u_b^*, u_{-b}, u_0, x_b, x_{-b}, \{x_v\}_v)}{\mu(u_b^*, u_{-b}, u_0, x_b, x_{-b}, \{x_v\}_v)} \quad (25)$$

In Eq. (25), the marginal cost of increasing the level of utility by offering a better contract (RHS) is equal to the marginal benefit of a higher market share (LHS). The log-concavity of μ in u_b assumed in Lemma 3.1 guarantees that the RHS of Eq.(25) is strictly decreasing, while the concavity of S guarantees that the LHS is increasing. Pictorially, one can see this trade-off in Figure 4.

Consider that we are in an equilibrium $\{u_b^*\}_b$. Lets focus on a case where all other FSPs play the following deviation $\tilde{u}_{-b} = u_{-b}^* + a$, a a positive constant. As all other FSPs are playing a higher utility and we assume in Lemma 3.1 that μ is log-supermodular in (u_b, u_{-b}) , we have that the RHS of Eq. (25) moves upwards. This is the monotonicity property of our equilibrium. Moreover, given that all other FSPs are offering $\tilde{u}_{-b} = u_{-b}^* + a$ and we assume that Eq.(24) applies, we have that by moving the utility a units up, we are back at the same level of market share as in the equilibrium u_b^* . However, as $-S''/S$ is increasing, the new optimum must be at $\tilde{u}_b \in (u_b^*, u_b^* + a)$. This is the monotonicity property of our equilibrium.

Jointly, the monotonicity and discounting guarantee an unique equilibrium that can be computed through an iteration of best response functions.

Figure 4: Nash Equilibrium: Monotonicity and Discounting



Note: Pictorial representation of maximization of one FSP abstracting from technical details (non-differentiability, corner solutions etc.) as in Eq. (25). The equilibrium, u^* , is where the marginal benefit is equal to the marginal cost (for all FSPs, although the picture denotes only one). u^* is the baseline equilibrium and $\tilde{u}_b = u_b^* + a$ is the best responses to the deviation if all other FSPs increase their utilities played by a .

The application of Lemma 3.1 is not straightforward. For example, the logit itself is log-concave, but the sum of logits in Eq. (20) may not be if there is enough variation in market shares across villages in a given market. This means we have to either bound the role of spatial costs with respect to the logit variance or the relative population between villages. One case

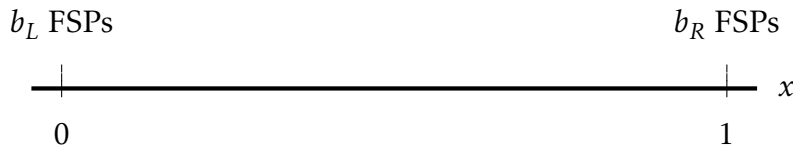
in particular where all of this concern of log-concavity is irrelevant and is useful for other researchers is when $\psi = 0$ (i.e., there is no spatial cost). In Appendix F we provide a sufficient condition that guarantees the log-concavity even with the spatial costs $\psi > 0$. In practice, all parametric values we tested satisfy this condition.

3.3 Comparative Statics

We explore how the spatial configuration, number of FSPs and contracting regime change the equilibrium in our model. Intuitively, reducing spatial costs and introducing FSPs can both increase welfare of villages in equilibrium. The contribution of our theoretical framework is to understand who benefits, how to quantify which policy change is more effective in increasing welfare - and the extent to which this depends on the underlying financial friction. First, we explore how consumption and effort vary spatially in a given equilibrium (Section 3.3.1). Second, we consider the effects of changes in the spatial cost (ψ) and an increase the number of FSPs in a given location (Section 3.3.2). We also provide several other results in Appendix G.

Throughout this section, we use the median level of capital observed in the Townsend Thai Data (more details on Section 6). More specifically, the frontier we use for each contracting regime is the one in Figure 2. The spatial configuration is a Hotelling line from $x = 0$ to $x = 1$ where FSPs are located in the extremes, with the set of V villages uniformly distributed in $[0, 1]$ (Figure 5). We denote b_L as the number of FSPs at $x = 0$ and b_R as the number of FSPs at $x = 1$. For this section, we assume that each village has a continuum of entrepreneurs, such that theoretical market shares correspond to actual market shares in the simulated data.

Figure 5: Spatial Configuration in Comparative Statics Exercises



Note: Representation of the spatial configuration in the numerical exercise. We assume that there are V villages equally spaced between 0 and 1.

The parameters for the frontier are as in Table 4, while the baseline parameters in market structure are as in Table 5 below. To allow for an easier comparison between experiments, we re-scale utilities to be such that a zero utility represents the autarky level and a one utility represents perfect competition with full information level. Spatial costs here are given by $t(x, y) \equiv |x - y|$ for locations $x, y \in [0, 1]$.

3.3.1 Heterogeneity Across Villages

Before conducting comparative statics exercises, we first show the equilibrium implications for each village in $[0, 1]$. Using the parameters in Table 5, we solve for the equilibrium in utilities

Table 5: Baseline Parameters used for Comparative Statics Exercises

Parameter	Value	Meaning
ψ	1	Spatial Cost
σ_L	.33	Logit Variance
V	50	Number of Villages
b_L	1	Number of FSPs in $x = 0$
b_R	2	Number of FSPs in $x = 1$

(with Lemma 3.1) and recover the implied equilibrium contracts. Note that there is one FSP at the left point, $x = 0$, and two the right point, $x = 1$. We compute market shares of FSPs and welfare for each village for two different contracting regimes: full information (FI) and moral hazard with limited commitment (MH + LC). The welfare in a given village is the market-share weighted welfare of households in that village, as in Eq.(26).¹⁶ The results are in Figure 6.¹⁷

$$W_v(\psi, \sigma_L) \equiv b_L \mu_{v,x=0} [u_{v,x=0} - \psi t(x_v, 0)] + b_R \mu_{v,x=1} [u_{v,x=1} - \psi t(x_v, 1)] \quad (26)$$

where $\mu_{v,x=0}$ is the market share of the b_L FSPs located at $x = 0$ for village v , located at x_v , and $\mu_{v,x=1}$ is the market share of one of the b_R FSPs located at $x = 1$ for village v .

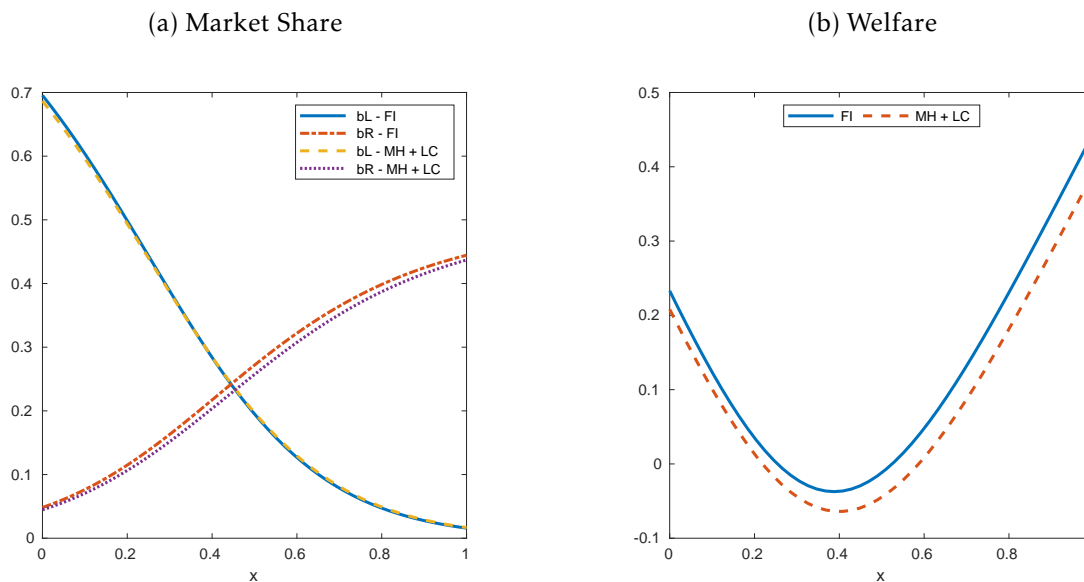
First, see in panel (a) the effects of spatial costs in which FSP provides more of their services for each village. As expected, villages closer to $x = 0$ mostly contract with the FSP in $x = 0$. The key model implication is how this curve decays as distance grows. In our baseline calibration, market share of the FSP at $x = 0$ decays from .7 to .02 in the closest to the furthest village. Second, in panel (b) one can see the effects of *local* competition. Higher utilities are played by the FSPs in $x = 1$, since we use $b_R = 2$ and $b_L = 1$ as our baseline. Third, the difference of utilities across regimes (FI vs MH + LC) is larger when there is more competition. At $x = 0$, where almost 70 % of households contract with the unique FSP at $x = 0$, the utilities are closer in the two regimes than at $x = 1$, where households contract with two FSPs.

Given this difference in utility levels between regimes and its differential spatial effect, we can see that the average and standard deviation of consumption and effort in villages will also be different. Note in panel (a) of Figure 7 that average consumption is always larger under full information contracting, but the difference is reduced closer to where there is more competition (at $x = 1$, where there are two FSPs). The opposite is true for standard deviation in consumption. These results are a combination of different utility levels implying different contracts (Figure 3) weighted by different market shares at each region (Figure 6). Note that average consumption

¹⁶Recall that we re-scale the utility levels to guarantee that the utility of the outside option is zero. This means we do not have to include the market share of the outside option times its utility in Eq.(26).

¹⁷Note that Eq.(26) is not the utilities played (which are $u_{v,x=0}$ and $u_{v,x=1}$) and they do not take into account the love of variety from the logit demand system (so is not a *ex-ante* measure of welfare). All measures would give similar results qualitatively.

Figure 6: Market Share and Welfare by villages located in $x \in [0, 1]$ for FI and MH + LC



Note: Market shares by village in position x (as in Eq. (21)) and welfare (as in Eq. (26)) in the equilibrium with spatial configuration of Figure 5 and parameters of Table 5.

behaves in the exact opposite way of utilities. This is a consequence of insurance in the model. Note, for instance, how the standard deviation in consumption is also decreasing closer to the FSPs. The levels and heterogeneous behavior of consumption and effort across villages is what will allow us to identify the structural parameters later on. A model that ignores this spatial variation, as was the case of the model behind the experiment of Section 2, will mistakenly use this cross sectional variation in location as consumption variation, which was the source behind the consumption-production puzzle.

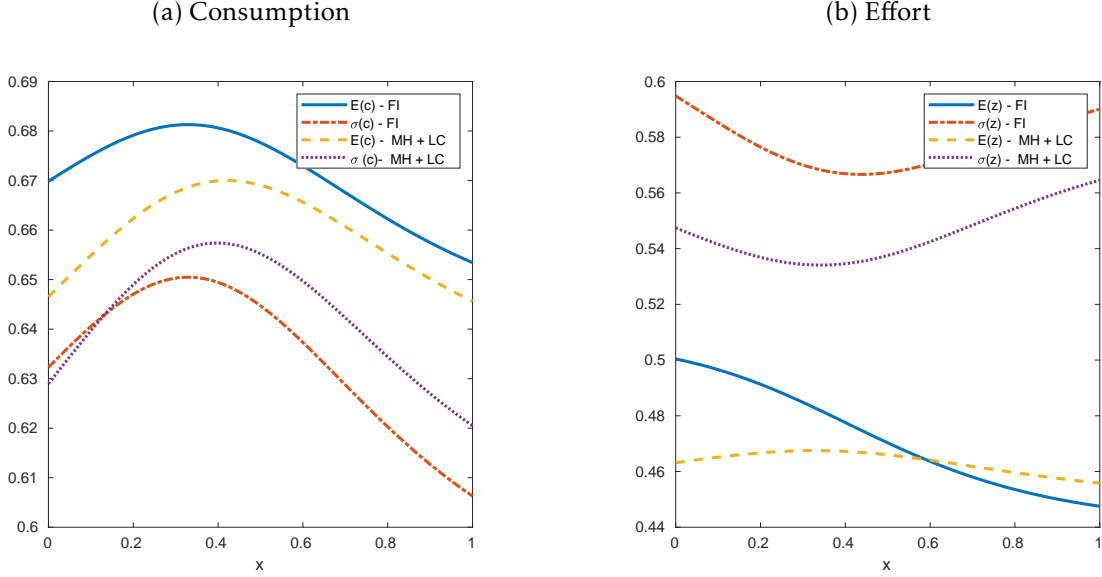
3.3.2 Spatial Costs and Local Competition

Section 3.3.1 illustrates the heterogeneity across villages for a given equilibrium. We change gears now to how the equilibrium changes with changes in spatial costs, denoted by ψ . For simplicity, we focus in an economy where there is MH + LC in contracting.¹⁸

Increasing spatial cost can increase or decrease the overall level of profits of FSPs depending on local competition (Figure 8, panel (a)). At $x = 0$, where there is only one FSP, increasing spatial costs has a non-monotone effect on profits. For low values of ψ , the FSP loses market share for a given level of utility and must offer higher levels of utility. For high values of ψ , however, profits increase as the market becomes more segmented, that is, close to a local monopoly. At $x = 1$, where there are two FSPs, increasing the spatial costs always decrease profits, since the local monopoly effect is reduced due to local competition.

¹⁸The levels for profits and utilities are different depending on the contracting regime, but the qualitatively insights carry over for all contracting regimes we consider.

Figure 7: Consumption and Effort by village located in $x \in (0, 1)$: average and std. deviation

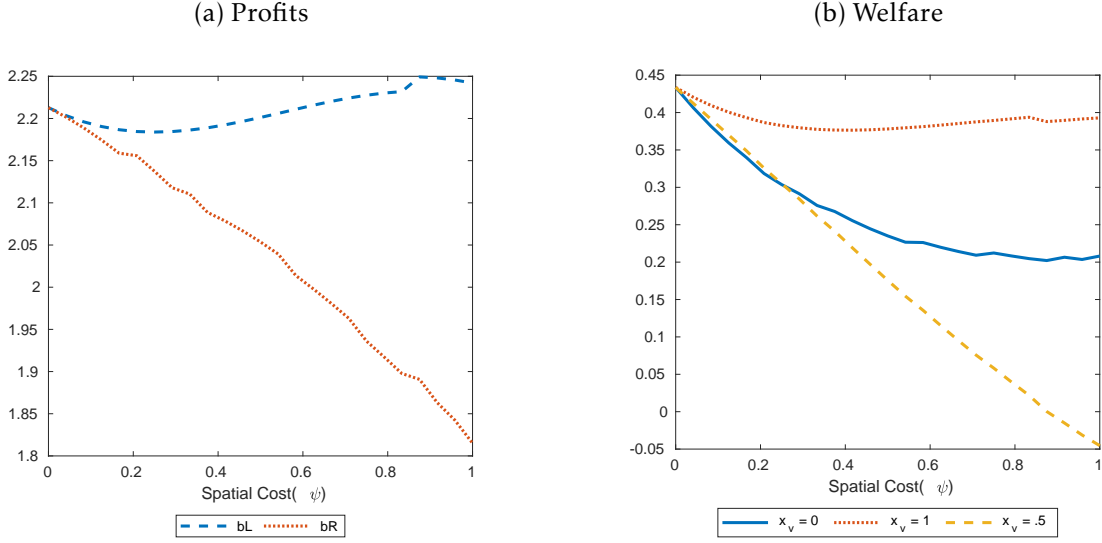


Note: Consumption/effort average and standard deviation by villages computed using the implied equilibrium utilities - to compute contracts - and market shares - to compute weights. Equilibrium with spatial configuration of Figure 5 and parameters of Table 5.

Increasing spatial costs also has non-monotone and heterogeneous effects across villages in terms of welfare. To illustrate this result, we compute the welfare of villages situated at $x \in \{0, .5, 1\}$ as defined in Eq. (26). Without spatial costs, all villages have the same access to the three FSPs, and thus all have the same welfare (panel (b) of Figure 8). As spatial costs increase, a resident of village $x = 0$ not only has to potentially pay larger costs if it wants to visit FSPs at $x = 1$, but the utility being offered by FSPs at $x = 0$ is reducing (due to the creation of the local monopoly). At $x = 1$, where there are two FSPs, local competition eventually increases offered utilities to compensate for the rising spatial costs, which benefits those at $x = 1$ the most. For the households at $x = .5$, however, welfare is strongly decreasing when spatial costs are high, since all FSPs are significantly further away (recall that the welfare here includes the travel costs).

In Appendix G.1, we show the equivalent results for changes in the logit variance, σ_L . For larger values of σ_L , market share changes more with larger utility offerings, which means that the marginal incentives of a given FSP to increase utilities in equilibrium is higher. Contrary to what we see with spatial costs, this effect is homogeneous across all villages. For larger values of σ_L , we observe a smaller utility across all villages (which we know how to match to consumption data, for instance, as in Figure 3), while high spatial costs should lead to dispersion in utilities across villages in a given market. In Appendix G.2, we vary both spatial costs ψ and the logit variance σ_L simultaneously to understand if they are complements or substitutes (and how this changes with the level of competition among FSPs). The effects of reducing spatial costs are more pronounced with lower values of σ_L , which indicates that if utility offerings do not suf-

Figure 8: Profits of FSPs and Welfare of villages located in $x \in \{0, .5, 1\}$ as a function of spatial costs



Note: Profits of FSPs and Welfare (as in Eq.(26) for three villages - the ones located in $x \in \{0, .5, 1\}$. Equilibrium with spatial configuration of Figure 5 and parameters of Table 5, changing the spatial cost parameter, denoted by ψ . Contracting frictions are MH + LC.

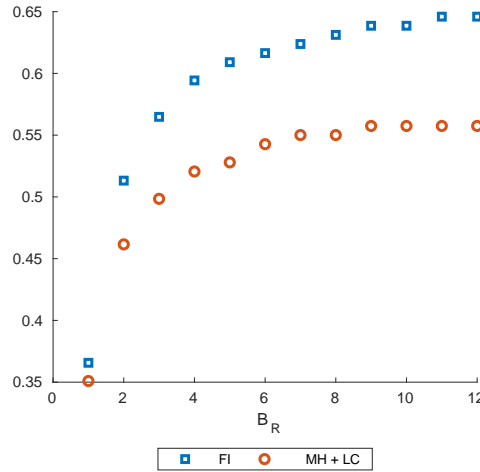
ficiently change market shares, reduction in spatial costs is also less effective to induce welfare changes. Reduction in spatial costs are passed through more to consumers when competition is higher. The difference is at its highest when either ψ or σ_L are sufficiently small, which is when FSPs have enough profitability to accommodate these changes.

Local Competition and Information Structure. Our last of comparative static exercises involves changing the number of banks in a given location. We fix the number of FSPs at $x = 0$ at $b_L = 1$ and consider that FSPs at $x = 1$ can be in $b_R = 1, \dots, 8$. Differently from Section 3.3.2, we do this under FI and MH + LC to highlight the interaction of local competition and information structure (for the equivalent of results of Section 3.3.2 in terms of number of banks see Appendix G.3). The results are in Figure 9. Not only utility the *level* of utility is higher under full information, but the *gains* from competition are also larger. Our result suggest that local competition can be more or less effective depending on the contracting regime.

4 Adverse Selection

We explore now the case of Adverse Selection, where FSPs do not observe the type θ of households. Adverse selection is more complex than when types are observed because the frontier is now a function of the *contract menu* offered for all types, and not simply the utility offered for one given type θ . We discuss that under some conditions we can still apply the results of Lemma 3.1 and provide a robust numerical method to solve models when we cannot.

Figure 9: Utilities in Equilibrium with changes in the number of banks in b_R for Full Information vs MH + LC



Note: Equilibrium utilities (as in Eq.(22) for FSPs located in $x = 1$. Equilibrium with spatial configuration of Figure 5 and parameters of Table 5, changing the number of FSPs in $x = 1$, denoted by b_R . Contracting frictions are FI (blue curve) and MH + LC (red curve).

As an application, we consider a specific case of adverse selection with two types that differ only in their cost of exerting effort. We focus on a case where one FSP can contract under FI, but is subject to spatial costs (a Local Bank) and the other FSP is subject to MH + AdS, but due to a larger network structure, is not subject to spatial costs (A National Bank). Our results indicate that the local bank will always offer higher utilities (better contracts from credit cooperatives, for instance). Moreover, as spatial costs rise, the share of good types on the credit market fall significantly (with the rest now producing under autarky), while the share of bad types remains practically the same (a lemon problem).

We also consider in Appendix J a case where both FSPs are subject to the same spatial costs, but one contracting under FI and the other under MH + AdS. Relationship lending can significantly increase within region inequality between those that have access to credit through previous relationships and those who don't. This effect is larger for larger spatial costs, where markets are more isolated. We also show that with a small logit variance (fiercest competition), there is a selection mechanism where the informed local bank retains mostly good customers, while the national bank has most bad customers. If spatial costs are high enough, however, both banks have equal shares of good and bad types. This result has key implications for macroprudential regulation if the policy maker is concerned with bank level idiosyncratic risk.

4.1 Theory

Consider now the case where $\theta \in \Theta$ is not observed by the FSP. The FSP knows, however, that in the population the distribution of θ has a cdf $F(\theta)$ (with a p.d.f. $f(\theta)$). For simplicity, we focus on the case of Θ discrete. Given a promised utility level for all types $\{u^\theta\}_{\theta \in \Theta}$, the problem of a FSP for a given capital level k is given by Eq.(27)

$$S^{AdS}(\{u^\theta\}_{\theta \in \Theta} | k) \equiv \max_{\{\pi^\theta(c, z, q, k')\}_{\theta \in \Theta}} \sum_{\theta \in \Theta} \left\{ \sum_{c, z, q, k'} \pi(c, z, q, k') \{q - c + (1 + r)[(1 - \delta)k - k']\} \right\} f(\theta) \quad (27)$$

s.t. Eq. (7)-(9) (the probabilities and mother nature constraints) and the *Truth Telling* constraint:

$$\sum_{c, q, z, k'} \pi^\theta(c, q, z, k') \mathbb{U}(c, z | \theta) \geq \sum_{c, q, z, k'} \pi^{\hat{\theta}}(c, q, z, k') \frac{P(q | k', \theta, z)}{P(q | k', \hat{\theta}, z)} \mathbb{U}(c, z | \theta), \quad \forall \hat{\theta}, \theta \in \Theta \quad (28)$$

and, potentially, the other contracting frictions (MH, LC etc.). The difference is that now we added the truth telling constraint (Eq. 28). The menu of contracts must be constructed to guarantee that the agent reveals its true type θ when choosing from the menu. From the perspective of a FSP, contract choices cannot be done independently, that is, *the contract offered for a type impacts the frontier of the other type under truth telling*. Note that the constraint in Eq. (28) complicates the problem significantly, since we cannot separate the contracting problem for different types. Without the constraint in Eq. (28), we could separate the sum in θ in independent problems (the case of Section 3.1).

Simplified Case: Ordered Types and Binding Constraints. If we assume that (i) utility is separable in consumption and effort and SMEs only differ in cost of effort θ , as Eq.(29)¹⁹ and (ii) the only truth telling constraints that are binding are those of a lower cost of effort θ taking the contract of a higher one, we have that the result of Lemma 3.1 still applies in this case. See Appendix H for details. Although this result is powerful, since it is hard to guarantee existence and uniqueness in models of AdS (See Stiglitz), it still relies on two strong assumptions. In particular, the second assumption is not innocuous. Differently from the text book case, in models of AdS and competition we do not know which constraints are binding. Given that the FSP cannot extract all rents, the parameters of the model (as, for instance, the share of each type in the population) determine the incentives of FSPs to distort the allocation across types.²⁰ Overall, our result highlights that under a few conditions, it is possible to solve AdS simply models within our framework. At the same time, however, it also highlights the limitations of analytical frameworks to deal with AdS problems. As a result, we move on to a more general,

¹⁹Can be generalized for heterogeneity in any dimension (as long as its only one) and satisfies a concavity condition. See Appendix H for details.

²⁰For more details on that see Appendix B, where we make this point mathematically for our simple model that generated the data in Section 2.

numerical method.

General Case: To solve for the equilibrium in utilities with the Frontier as in Eq.(27), we use a *distance-to-Nash* algorithm (See Appendix I) for details. The idea of the algorithm is to write the Nash Equilibrium as an optimization problem (instead of a fixed point one). We do not have proofs of existence or uniqueness for the equilibrium in this case, but our numerical method always finds an approximate Nash equilibrium (up to) specified computer precision. This is the method we apply in our numerical examples.

4.2 Application: Local vs National Banks

To understand the effects of adverse selection, we focus on a simple case where there are only two types, θ_L and θ_H . The difference between agents of different types is their cost of exerting effort, i.e., in the utility function of Eq.(133)

$$\mathbb{U}(c, z | \theta) = \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \theta z^\rho, \quad \theta \in \{\theta_L, \theta_H\}$$

where $\theta_H > \theta_L$ and refer θ_H is the 'bad' type (bad from the point of view of the FSP). As in Section 3.3, we use a Hotelling line as our spatial configuration with villages uniformly distributed over it. However, we place only one FSP at $x = 0$ and one at $x = 1$ (instead of two at $x = 1$). The asymmetry now comes from the information that each FSP has. We consider the case of local vs national banks. The local bank has an advantage information - not subject to MH or AdS. The national bank has an spatial advantage: SMEs do not have to pay travel costs to visit it (due to bank correspondents or an app). We focus on how the equilibrium changes with spatial costs. In Appendix J we consider the simpler case of relationship lending: the information regimes are like those in here, but spatial costs are symmetric. The results of changing spatial costs are significantly different and interesting in their own merits due to the asymmetric effect for local vs national banks, but are displayed Appendix J due to length constraints.

We use the same parameters as in Section 3.1 to generate the frontier(Table 4) with the addition now of the high type, $\theta_H = 2 > 1 = \theta_L$. The market structure parameters are as in Table 6. To facilitate interpretation, we standardize utilities such that zero represents the autarky utility and unity is the full information, perfect competition level - both for the bad type, θ_H . The difference from the baseline σ_L in Table 5 and Table 6 comes from the fact that now utility scales are naturally different for different types.

The results of equilibrium utilities and market shares and profits varying spatial costs are in, respectively, Figures 10-11. If spatial costs ψ are close to zero, the informed local bank has a higher market share in both good and bad types, since it can offer higher values of utility (no constraints in the frontier). In fact, note that local banks always offer higher utilities, but end up with lower market shares and profits if ψ , the spatial costs, are high. The two can co-exist

Table 6: Baseline Parameters used for AdS Comparative Statics Exercises

Parameter	Value	Meaning
θ_L	1	Low Type
θ_H	2	High Type
f_L	.5	Share of Low Type in each Village
f_H	.5	Share of High Type in each Village
ψ	1	Spatial Cost
σ_L	.1	Logit Variance
V	50	Number of Villages
b_L	1	Number of FSPs in $x = 0$
b_R	1	Number of FSPs in $x = 1$

in our model, since each of them will have some advantage (informational vs spatial), as long as spatial costs are not excessively high. When spatial costs ψ increase (and are small to begin with), we observe that the local FSP increases their utility offerings to partially offset this effect. At the same time, national banks can reduce their utility offerings, since SMEs do not pay utility costs to visit the national bank, it is as if competition for the national bank has decreased as a consequence of this increase. If spatial costs ψ are large in the baseline, we have that both banks reduce their utility offerings: the national still due to reduced competition, which allows the local bank to decrease utility offerings as well (although to a lesser degree).

In Figure 11 we see the consequences for market shares. The total participation of good types is reduced from 75% to 37% (with the rest producing through autarky), while the total market share of bad types simply transfers from the local to the national bank. This is a non-extreme version of the lemons problem. Competition of an informed (local bank) with an uninformed FSP (national bank) can lead to a reduction in relative participation of good types (θ_L).

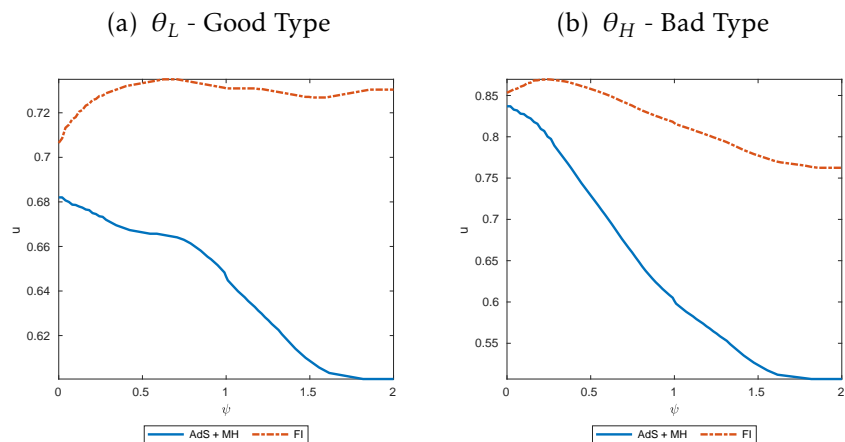
5 Taking to the Data: Likelihood and Numerical Method

In Section 3 we developed a theoretical framework to analyze contracting and competition in intermediation. Our framework is at the same time flexible in terms of contracts and easy to solve numerically, due to the Linear Programming formulation of contracts and Lemma 3.1. In this section, we explore how to take the model to the data. For simplicity, we assume here that types are observed (no AdS).²¹ Our ultimate goal is to develop an empirical toolkit for models of competition and contraction that can be used by other researchers.

We discuss model implications for the data under two different assumptions for what data is available. First, we discuss how to use the theoretical framework when there is market share data, allowing to run a more structural version of the basic logit regression. We show how to

²¹As in Karaivanov and Townsend (2014), it is feasible to extend our methodology for non-observed types.

Figure 10: Local vs National Banks and Spatial Costs: Equilibrium Utilities



Note: Equilibrium utilities of the game between two FSPs in a Hotelling line. One FSP is located at $x = 0$, while the other is at $x = 1$. The FSP at $x = 0$ contracts under FI, while the one at $x = 1$ contracts under AdS + MH, but SMEs pay not spatial cost to visit $x = 1$ (i.e., $t(x_v, 1) = 0$ for any village at x_v). Parameters for estimation are in Table 6. We solve the equilibrium using the distance to Nash algorithm (Appendix I). The x-axis, ψ , denotes spatial costs. Utilities are normalized such that zero are the autarky and one is the FI, perfect competition level for the bad type.

identify the frontier from market share data, which in turn provides a way of computing some counterfactuals *without* a model of contracts, even in the presence of unobserved heterogeneity.

Second, we discuss how to use data on the number of intermediaries in a given location (as in Bresnahan and Reiss, 1991) and on households to construct a likelihood function that maps model to the distribution of consumption, income and capital of households, as in Karaivanov and Townsend (2014). Within this framework, we discuss how to deal with unobserved heterogeneity in the data. Even if we do not observe all the lending/borrowing/insurance terms of a household with a bank, what we are interested are the implications for household level outcomes. Therefore, a method that maps model in actual outcomes speaks directly to our main goal in the paper. The structure of likelihood derived allows us to provide a relatively quick numerical method, which we also discuss in this section. Using this numerical method, we provide Monte-Carlo evidence that we can identify the parameters of interest.

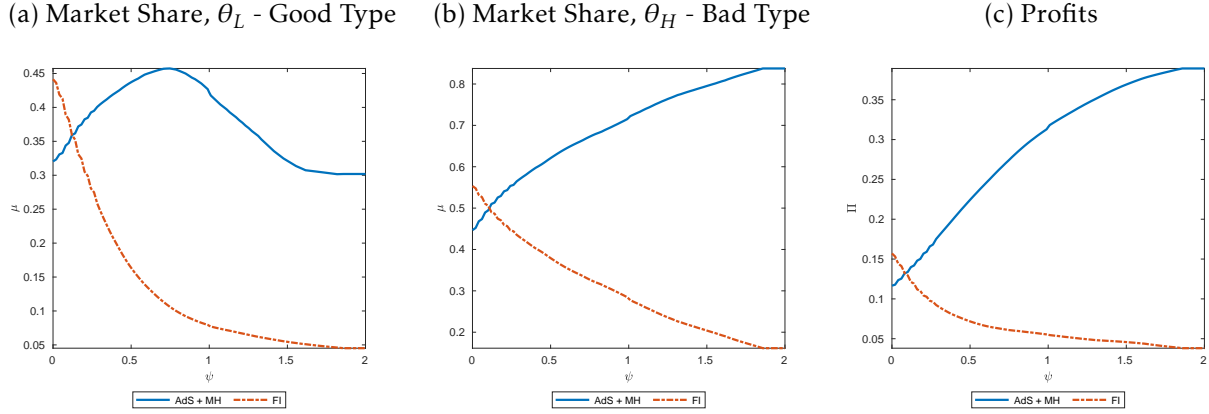
5.1 Market Share data

We focus now on a case where our datasets consists of P provinces (which are our independent markets), indexed by p .²² In each province, we assume that our datasets contains

1. Locations of villages and banks, and travel time between locations. In our notation, $\{x_v^p\}_v$ for villages, $\{x_b^p\}$ for banks and $t(x_v, x_b)$ for travel time.

²²In Section 3 we used a simplified notation without p indexing market shares and equilibrium quantities, but know it is necessary to re-include it, since in estimation we use data from several provinces.

Figure 11: Local vs National Banks and Spatial Costs: Market Shares and Profits



Note: Market shares and profits implied by the equilibrium utilities of the game between two FSPs in a Hotelling line. One FSP is located at $x = 0$, while the other is at $x = 1$. The FSP at $x = 0$ contracts under FI, while the one at $x = 1$ contracts under AdS + MH, but SMEs pay not spatial cost to visit $x = 1$ (i.e., $t(x_v, 1) = 0$ for any village at x_v). Parameters for estimation are in Table 6. We solve the equilibrium using the distance to Nash algorithm (Appendix I). The x-axis, ψ , denotes spatial costs.

- Market shares of each bank b in each village v , $\hat{\mu}_{v,b}^p$ (and $\hat{\mu}_{v,0}^p$ for the outside option). We use $\hat{\mu}_{v,b}^p$ for the *observed* market share, while $\mu_{v,b}^p$ is the model implied.

One could observe additional village level characteristics and additionally control for this in our estimation method, but for simplicity in the exposition here we assume that villages are homogeneous apart from their market structure in intermediation and distribution of capital. We assume that locations and market share are observed. Define ζ_S as the set of structural parameters that determine the frontier. In our case, these are the parameters in the utility function, the share of capital that can be recovered in a Limited Commitment regime, etc.. Moreover, define ζ_M as the set of structural parameters on the market structure side. These parameters correspond to the spatial cost, denoted by ψ , and the variance of the logit error, σ_L . Finally, define ζ as the set of structural parameters, $\zeta \equiv \{\zeta_S, \zeta_M\}$.

As the model does not fit perfectly the data, we could add an error to bank-village level market shares and write an empirical version of Eq.(21) as Eq.(29)²³

$$\ln(\mu_{v,b}^p) - \ln(\mu_{0,v}^p) = \sigma_L^{-1} \left[u_b^p(\zeta_S) - \psi t(x_b^p, x_v^p) - u_0(\zeta_S) \right] + \vartheta_{b,v}^p \quad (29)$$

where μ_0 is the market share of autarky, $u_b^p(\zeta_S)$ are the utilities played in equilibrium and $\vartheta_{b,v}^p$ is an exogenous error (does not affect $u_b^p(\zeta_S)$). The utilities in equilibrium and outside option are a function of (i) the parameters that change the frontier, denoted by ζ_S , and (ii) the market structure of the model.²⁴ Given Eq. (29), we could estimate the structural parameters by the

²³By taking the log at Eq.(21) and the fact that market shares must sum to one (including the outside option). See Appendix K for details

²⁴The outside option is a function of these parameters as they include the utility parameters and we define the

using the IO toolbox of models with discrete choice (e.g., [Berry \(1994\)](#))²⁵ We choose to focus on a general and deeper question: given the structure of the model, how to use market share data to allow for the identification of the frontier without having to define which contracting frictions is relevant in the data. This is the topic of the next subsection.

Estimating the frontier is related, but significantly different of what is generally done in the IO literature. In the classic IO literature, as [Berry et al. \(1995\)](#), the researcher observes product characteristics, prices and market shares (or individual choices) and is trying to estimate how these characteristics affect the utility function (and thus the decision process). In this case, the profit function of firms is known: it is given by prices minus cost times quantities. What we propose here is different. Due to the contracting frictions, we do not know *ex-ante* what is the shape of the profit function. We use the market share data with a first order condition of FSPs to recover how this profit function is shaped.

Finally, it is worth mentioning that we do not need spatial costs to be the same across markets for this exercise. Spatial costs in a given province are estimated through intra-province variation in market-shares, given that we assume FSPs play only one utility per type-market combination.

5.1.1 Identification of the Frontier

Instead of assuming that the utility is parametrized by ζ_S , we assume that the frontier is directly depends on it. We let the data pin down the shape of the frontier, i.e., the effects of the contracting friction in our economy without having to define what the contracting friction is ex-ante. This allows for counterfactuals on the market structure side, where the contracting friction is still the same.

Before going through the specifics, we want to discuss the general idea of the method. As in [Eq.\(25\)](#) and [Figure 4](#), we can represent the solution to the problem of the FSP as the intersection of the marginal loss of offering a higher utility with the market shares gains. For FSPs in different provinces, however, the marginal gains in market share, the LHS of [Eq.\(25\)](#), are different. They depend on the spatial configuration of FSPs and the overall competitiveness of the market. On the other hand, the frontier S comes from a fundamental contracting problem and *is not* a function of competition. The separation between these two building blocks is key. For notation purposes, define $\Sigma(u)$ and $\Upsilon_b^p(u)$ as in [Eq. \(30\)](#).

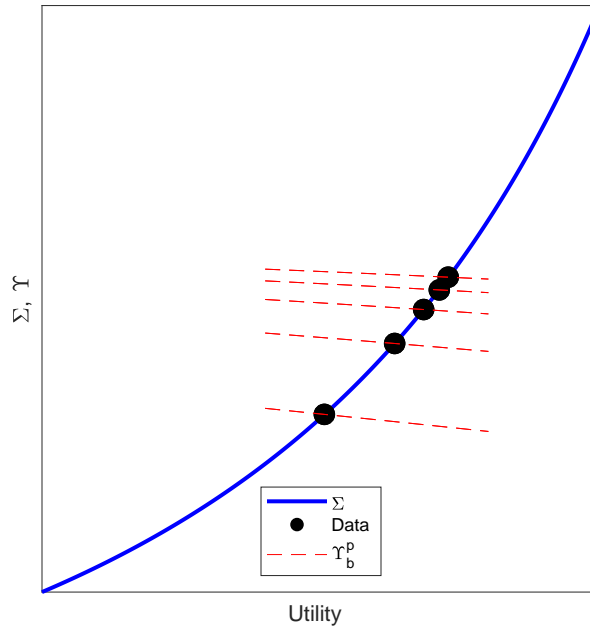
$$\Sigma(u) \equiv -\frac{\partial_{u_b} S(u_b)}{S(u_b)} \text{ and } \Upsilon_b^p(u) \equiv \frac{\partial_{u_b} \mu(u_b, u_{-b}^{*,p}, \cdot)}{\mu(u, u_{-b}^{*,p}, \cdot)} \quad (30)$$

outside option as producing under autarky here.

²⁵With the difference that instead of assuming a parametric form for the utility (generally linear), we let the model imply what is the equilibrium level of utility given the deep parameters of the economy. Given each set of parameters, we can solve for the frontier and equilibrium and recover the implied market shares and construct an extreme value estimator based on the observed market shares. We do not explore this idea further in this paper.

With the structure of the model, variation in competition allows us to estimate the curvature of the frontier, as seen in Figure 12. This picture is equivalent to Figure 4 (from our definition of Υ and Σ , but instead of focusing on different utilities for competitors to study equilibrium properties (as in Figure 4), we focus now on different markets with different levels of competition. Both of these represent shifts in the Υ_b^p - but for different reasons. This intuition here is the same as in instrumental variables estimation. We have variation in the market structure that does not directly affect the frontier, only affects the utilities played through the game. With enough variation in competition, we can identify the curvature of the frontier. Without any errors in our model, what we would observe in Figure 12 are the circular dots. They are the intersection of the various curves of $\Upsilon_b^p(u)$ with $\Sigma(u)$, which happens at $u_b^{*,p}$.

Figure 12: First Order Condition of an FSP in Different Provinces



Note: visual Representation of FOC of a FSP b in market p , i.e., Eq. (25) if there are no stochastic terms in the model. For different provinces, p , we observe different points in the curve of the frontier Σ from market shares. With enough variation in competition across provinces, we can identify Σ from the data.

Given the idea in Figure 12, we focus first on what we *cannot* identify. We cannot identify the scale of utilities, as it is the case in the usual logit with the methodology of this section. In other words, we cannot identify σ_L and the scale of the frontier jointly. We thus assume that $\sigma_L = 1$ in what follows without loss of generality. We show that even if σ_L (or, more generally, the scale of the utilities) is not identified, there are two key counterfactuals that we can conduct in this case: the introduction of an additional bank and changes in spatial costs (or, more broadly, the spatial development of the banking system.). Although we cannot interpret the welfare gains in absolute terms (since we do not have a model of utilities here), we can interpret the welfare

gains in terms of the range of utilities *observed* in the data (more details on Section 5.1.2.)

In this subsection, we assume that the model cannot replicate the data perfectly because FSPs do not understand fully the structure of the model (either the frontier or market shares) and/or there is a measurement error in market shares, as in Eq.(29). In particular, we assume that the profit of an FSP is given by Eq. (31) and that the errors FSPs make are province specific.

$$\Pi(\varphi_b^p) \equiv S(u_b^p) \mu(\varphi_b) \chi_b^p(u_b^p), \text{ where } \chi_b^p(u_b^p) \equiv e^{\varsigma_b [u_b^p - u_0]} \quad (31)$$

Without the error $\psi_{b,p}$, we are back at the profit function defined in Eq.(19). The form of the error in Eq. (31) guarantees that the FOC of a FSP, given what others FSPs are doing, is given by Eq.(32). The difference from Eq.(25) (the version without the error) is now that FSPs do not follow that FOC exactly due to the error

$$-\frac{\partial_{u_b} S(u_b^*)}{S(u_b^*)} + \varsigma_b = \frac{\partial_{u_b} \mu(u_b^*, u_{-b})}{\mu(u_b^*, u_{-b})} \quad (32)$$

For notation purposes, we define the log difference in market shares as $\omega_{v,b-0}^p$, that is

$$\omega_{v,b-0}^p \equiv \ln(\mu_{v,b}^p) - \ln(\mu_{0,v}^p) \quad (33)$$

Moreover, let \bar{x}_b^p represent the mean of a given variable $x_{v,b}^p$ over villages. This will be useful to apply the insight of a fixed effects panel model, where we subtract the within FSP-province mean of a variable and use the variation to estimate the spatial cost.

First, we focus on the identification and estimation of ψ . We can re-write the difference of variables with respect to their means across villages in Eq.(29) as

$$\omega_{v,b-0}^p - \bar{\omega}_{v,b-0}^p = \psi \left[t(x_b^p, x_v^p) - \bar{t}(x_b^p, x_v^p) \right] + \vartheta_{b,v}^p - \bar{\vartheta}_{b,v}^p \quad (34)$$

Thus, intra-province variation in market shares allows us to estimate the spatial cost, which we can do in Eq.(34) through OLS. This is not surprising. Within a market, we expect villages to have different market shares in each FSP due to the travel time between them. Let $\hat{\psi}$ the OLS estimator of ψ in Eq.(34).

Second, we focus on the identification of $\Sigma(u)$. If we identify $\Sigma(u)$, S is identified up to a constant.²⁶ Given a value of ψ , we can define an estimator for the observed utilities, \hat{u}_b^p as a

²⁶We can integrate $\Sigma(u)$ to obtain S as in Eq.(35). The constant does not change bank choices at the margin, so can it can be ignored here.

$$S(u) = \text{ct} \cdot \exp \left[\int_{u_{\min}}^u \Sigma(v) dv \right] \quad (35)$$

function of $\hat{\psi}$, as in Eq.(36).

$$\hat{u}_b^p \equiv \bar{\omega}_{v,b-0}^p + \hat{\psi}t(x_{v^p}, x_b) \quad (36)$$

From the FOC of the FSPs in Eq.(32), we can estimate a value for $\hat{\Sigma}_{b,p}$, the value of Σ in equilibrium for FSP b in province p given by ²⁷

$$\hat{\Sigma}_b^p = \hat{Y}_b^p = 1 - \frac{\sum_{v^p} N_v^p (\hat{\mu}_{v,b}^p)^2}{\sum_{v^p} N_v^p \hat{\mu}_{v,b}^p} \quad (37)$$

where the second equality comes simply from taking the derivative of market share in Eq. (30).

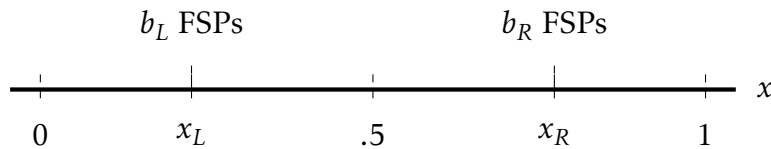
Although there may be more efficient possibilities to estimate $\hat{\Sigma}$ and $\hat{u}_{b,p}$, we focus on the simple approach of Eqs.(36)-(37) of simply computing sample averages. Once we obtain the vectors $\{\hat{u}_b^p, \hat{\Sigma}_b^p\}$, we can estimate a non-parametric function for $\Sigma(u)$. We explore the exact way to do this in Section 5.1.2.

5.1.2 Numerical Example

To showcase the power of the methodology, We present a numerical example. We conduct two counterfactuals: the introduction of an additional bank and changes in the spatial cost, and compare the true and estimated welfare effects.

We simulate P markets with a different spatial configuration and number of FSPs. As in Section 3.3, each market has a Hotelling as in Figure 13. We assume that V villages are uniformly distributed in the $(0, 1)$ and that FSPs are in two different locations, one to the left of the middle point $x = .5$, denoted by x_L , and one to the right, denoted by x_R . For simplicity, we assume that $x_R = 1 - x_L$, i.e., the positions of FSPs are always symmetric. We randomly select a position for FSPs and the number of FSPs in x_L and x_R - between 1 and 5 for each location. Each village has a continuum of SMEs.

Figure 13: A Province p in the simulation



Note: visual representation of a sample province in our simulation exercise. We assume that there are V villages uniformly distributed between 0 and 1. We choose x_L random between $[0, .5]$ (and use $x_R = 1 - x_L$) and $b_L, b_R \in \{1, \dots, 5\}$ for each province p .

For this numerical exercise, we compute the equilibrium in utilities assuming that there is only one type of entrepreneur and the frontier is given by Eq.(38). This particular functional

²⁷To derive Eq.(37), simply compute the derivative of the logit market shares over itself. The square term comes from the fact that the derivative of the market share at μ is given by $\sigma_L^{-1} \mu(1 - \mu)$.

form is one of many we concave forms we could choose from. We opt to define the frontier in terms of parameters instead of microfounding it (as in Section 3.1) to highlight that it does not matter where the frontier comes from.

$$S(u | \zeta_S) \equiv 1 - e^{\zeta_S(u-1)} \quad (38)$$

As we cannot identify the scale of utilities, we assume each FSP can choose a utility $u \in [0, 1]$. We use an iterative best response to find the equilibrium in utilities (See Lemma 3.1).

To be consistent with the previous section, we assume that FSPs do not fully understand the model and each FSP has the error $\chi_b^p(u_b^p)$ that distorts the FOC and that market shares are observed with an error $\vartheta_{b,v}^p$. The baseline parameters we use for the estimation are in Table 7. We compute the standard errors by a non-parametric bootstrap by re-sampling provinces.

Table 7: Parameters used for Numerical Simulation

Parameter	Value	Meaning
ζ_S	2	Concavity of Frontier
ψ	1.5	Spatial Cost
V	50	Number of Villages by Province
P	250	Number of Provinces
u	[0,1]	Possible utility values
σ_ϑ	.25	Std. Dev. in $\vartheta_{b,v}^p$, measurement errors in $\mu_{v,b}^p$
σ_ζ	.05	Std. Dev. in ζ_b^p , error of FOC of FSPs
b_L, b_R	{1,...,5}	Possible Number of FSPs in Each Location
x_L	[0,.5]	Possible Position of Left Location of FSPs

Note: parameters used to estimate $\Sigma(u)$, the curvature of the frontier, and ψ , the spatial costs.

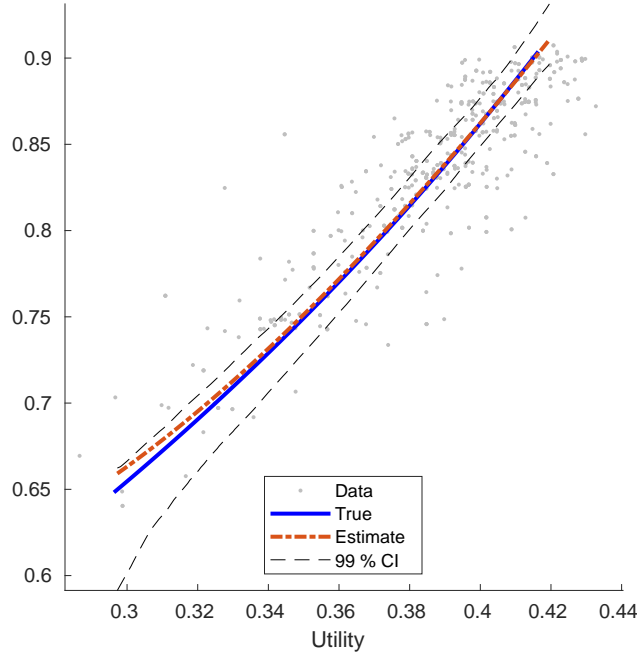
We start by using Eq. (34) to estimate the spatial cost by OLS. The true spatial cost is $\psi = 1.5$, while our estimate is $\hat{\psi} = 1.49$ (with standard error .006). The heterogeneity in market shares by the same FSP in different villages is what identifies this parameter. We use Eqs. (36)-(37) to recover a dataset of $\{\hat{u}_b^p, \hat{\Sigma}_u^p\}$. Although we could non-parametrically estimate the curvature of the frontier, we opt for the simplicity of fitting a polynomial regression as in Eq. (39)²⁸

$$\hat{u}_b^p = \beta_0 + \beta_1 \hat{\Sigma}_u^p + \beta_2 (\hat{\Sigma}_u^p)^2 + \beta_3 (\hat{\Sigma}_u^p)^{1/2} + v_{b,p} \quad (39)$$

The results are in Figure 14. We can approximate the frontier well overall, and the confidence interval is only large at low levels of utility. This is a consequence of errors $+\zeta_b$ in the FOC of FSPs impacting more the utility choices in monopolies. In competitive markets, the effect of the errors on utilities are reduced through competition.

²⁸It is worth noting that given the structure of the model, we opt for running Eq. (39) with $\{\hat{u}_b^p\}$ as the dependent variable to avoid having the error the estimation of $\{\hat{u}_b^p\}$ to be correlated with $v_{b,p}$, the true error in the model.

Figure 14: Identification of Frontier Through Market Share Data



Note: Estimation of $\hat{\Sigma}$ using market share data. Blue solid line represents the true $\Sigma(u) \equiv \frac{\partial S(u)/\partial u}{S}$. Red dashed-dotted line is the estimated. The dashed black lines represent lower and upper bound of the confidence intervals at 1 %, computed with 1000 bootstrap repetitions re-sampling provinces. Grey dots are observed $\{\hat{u}_b^p, \hat{Y}_b^p\}$.

We focus now on the counterfactuals. First, we consider the effects of adding FSPs at three different markets. In all markets, FSPs are located at $x_L = 0$ and $x_R = 1$, that is, in the extremes of the Hotelling line. The markets differ however in their baseline number of FSPs, which can be 2, 3 or 4 (in each location). The results are in Table 8. As utility is a cardinal concept and here we are assuming that there is no model as to translate utility gains to consumption gains, we showcase changes in utilities from the policy over the range observed in the data. This means that we can interpret changes in welfare as a percentage of the variation we observe between the minimum and maximum utilities we recover from market shares. This is informative because it can tell how much a policy can add in terms of making some villages without competition in intermediation closer to the villages with competition in intermediation in the sample. As can be seen in Table 8, there are gains from competition from introducing FSPs in markets, but this gain is decreasing with the baseline number of FSPs, as expected. Note that our method does a good job at estimating the effect and providing reasonable confidence intervals to it.

Table 9 has the equivalent results for changes in spatial costs. Not only our model works well, but we can recover the insight of Figure 21 on the Comparative Statics Exercises (Section 3.3) where we discussed that reductions in spatial costs can increase welfare by significantly more in more competitive intermediation environments.

Table 8: The Welfare Effect of Additional Banks

Change in FSPs in $\{x_L, x_R\}$	True	Estimated
2 to 3	.1781	.1638 [.1405, .1868]
3 to 4	.0911	.0935 [.0870, .1022]
4 to 5	.0434	.0409 [.0373, .0468]

Note: Welfare effects of including additional banks in each location for three different levels of baseline competition. Each province we analyze has either 2,3 or 4 FSPs in both $x_L = 0$ and $x_R = 1$ in the baseline and we add one bank in both locations. Parameters used to estimate $\Sigma(u)$, the curvature of the frontier, and ψ , the spatial costs, are given by Table 7. Confidence intervals computed with 1000 bootstrap repetitions re-sampling provinces.

Table 9: The Welfare Effect of Reducing Spatial Costs: from $\psi = 1.5$ to $\psi = .75$

Baseline FSPs in $\{x_L, x_R\}$	True	Estimated
2	.6166	.6168 [.6158, .6183]
3	.6724	.6728 [.6719, .6737]
4	.7757	.7746 [.7728, .7768]

Note: Welfare effects of reducing the spatial costs for three different levels of baseline competition. Each province we analyze has either 2,3 or 4 FSPs in both $x_L = 0$ and $x_R = 1$ in the baseline. Parameters used to estimate $\Sigma(u)$, the curvature of the frontier, and ψ , the spatial costs, are given by Table 7. Confidence intervals computed with 1000 bootstrap repetitions re-sampling provinces.

5.1.3 Unobserved Heterogeneity

In the presence of unobserved heterogeneity, our method to identify the frontier can still be used. We consider that there are two types of agents within each village - which are observed to the FSP, but not to the researcher. In particular, instead of observing the market share of FSPs across types, the researcher only observes the market share of banks in the village (aggregated across types). For simplicity, we assume that half of the population is of type I, which has the following frontier:

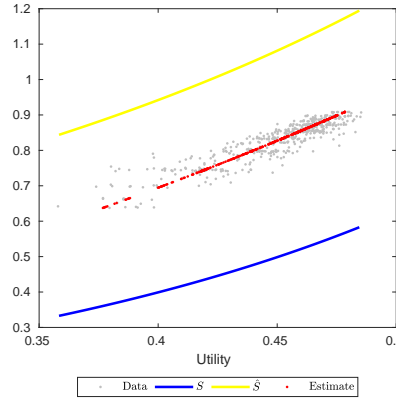
$$S_I(u) = 1 - e^{1.75(u-1)}$$

while the other half is of type II, which has a frontier given by

$$S_{II}(u) = 1 - e^{4(u-1)}$$

These frontiers are sufficiently different: they generate a difference in utility of around 50%. We conduct the same simulation exercise as in Section 5.1.2, but assuming only the average market share between types one and two are observed. The curvature of the two frontiers - as well as estimated are in Figure 15. As in the common applied econometrics literature, the estimated Average Treatment Effect of Local Average Treatment Effect is a weighted average of the true economic parameters of each individual. The estimated frontier is in an average of the true frontier for two types, which we can then use to compute counterfactuals as in Section 5.1.2.

Figure 15: Identification of Frontier Through Market Share Data: Unobserved Heterogeneity



Note: Estimation of $\hat{\Sigma}$ using average market share data between types I and II, which have frontiers given by $S_I(u) = 1 - e^{1.75(u-1)}$ and $S_{II}(u) = 1 - e^{4(u-1)}$. Parameters are as in Table 7. Blue and yellow solid line represents the true $\Sigma_i(u) \equiv \frac{\partial S_i(u)/\partial u}{S_i}$ for $i \in \{I, II\}$. Red dashed-dotted line is the estimated. Grey dots are observed $\{\hat{u}_b^p, \hat{Y}_b^p\}$.

5.2 Location of Banks and Household Level data

We develop in this section a likelihood estimator based on household level data (consumption, income and capital) and the location of banks. We develop this estimator for two reasons. First, this is what we do observed in the Townsend thai data and use in our application in Section 6. Second, we want to show how to take contracting models in general to the data. With a model of contracting in utilities and the market structure, the utilities in equilibrium imply contracts, which themselves imply how the joint distribution of consumption, income and capital should be in the data for households.

There are three steps in constructing the likelihood we use here. First, we generalize the problem of banks to include an additive random term, uncorrelated across banks and locations. As in Bresnahan and Reiss (1991), our model will imply the number of banks that *should* be present in each location and, thus, a likelihood function. Second, we extend the analysis in Karaivanov and Townsend (2014) to map contracts played in equilibrium to household income, consumption and capital data. As seen in Section 3, contracts played in equilibrium are lotteries. We add

a measurement error to household level data (either due to data collection or to the finite grids we define contracting over) and combine the measurement error with the lotteries probabilities to recover what should be observed in household level data in terms of the joint distribution of consumption, income and capital if the model was true (i.e., a likelihood). Third, we must combine the first two steps in one unique likelihood to be optimized. We show that we can maximize the log-likelihood of household level data *given* the number of banks we actually observe in the data plus the log-likelihood of observing that number of banks in a given location.

After constructing the likelihood function, we discuss our numerical method. We show that some parameters can be computed in indirect ways, which speeds up computation significantly. We show that parameters on the market structure (σ_L, ψ) are identified through Monte Carlo experiments. We explore identification of other parameters and provide pseudo-codes in Appendix M.

5.2.1 Likelihood of FSP Location Data

We develop the likelihood of FSP location data as in a model of entry (as Bresnahan and Reiss, 1991). The information in the data that is informative about the parameters of the model is the number of banks in each potential entry location in each province. In particular, the next bank to entry in any potential location in province p would have negative profits - and that is why it does not enter. As the model does not perfectly predict the number of banks in each location, we add a random term in profits as Bresnahan and Reiss (1991) and try to maximize the likelihood of the number of banks we observe in each location given the equilibrium of the model.

Before diving into the likelihood, we need to introduce additional notation. Let ζ be the set of structural parameters in our model. Let m^p be a potential location for a new entrant FSP in province p .²⁹ As in our model profits are symmetric within location, all banks in a given location would have negative profits, which means we could not have an equilibrium in the first place. Define $\Pi^E(B_{m^p}|m^p, \{x_b^p\}_{b \notin m^p})$ as the profits in **equilibrium**, in location m^p of market p given the position of all other banks in other locations $\hat{m}^p \neq m^p$ and that there are B_{m^p} intermediaries at m^p , as in Eq. (40).

$$\Pi^E(B_{m^p}|m^p, \{x_b^p\}_{b \notin m^p}) \equiv S(u_b^*)\mu(u_b^*, u_{-b}^*, x_b^p, x_{-b}^p, u_0) \quad (40)$$

If the model perfectly replicates reality, inequalities (41) should hold for all locations m^p in all provinces p . The equilibrium number of banks, B_{m^p} , is such that banks make a positive profit and the marginal bank, that would imply $B_{m^p} + 1$ banks, should imply negative profits for all

²⁹As will be clear later when we discuss the Townsend Thai Data, we use 1997 data to estimate our parameters. The potential locations for FSPs is any location that has a FSP between 1997-2011

banks in a given location (otherwise it would have entered).³⁰

$$\Pi^E(B_{m^p}|m^p, \{x_b^p\}_{b \notin m^p}) \geq 0 \cap \Pi^E(B_{m^p} + 1|m^p, \{x_b^p\}_{b \notin m^p}) < 0, \forall m^p, p \quad (41)$$

For simplicity, we define the indicator variable $\mathcal{E}(m^p) = 1$ if Eq. (41) is true for location m^p in province p and $\mathcal{E}(m^p) = 0$ otherwise.

As in Bresnahan and Reiss (1991), we add an idiosyncratic location shock to profits given that the model is not flexible enough to match the number of banks in each location. We define the final profits, Π^F , as the profit that includes this idiosyncratic term.

$$\Pi^F(B_{m^p}|m^p, \{x_b^p\}_{b \notin m^p}) \equiv \Pi^E(B_{m^p}|m^p, \{x_b^p\}_{b \notin m^p}) + \iota_{m^p}, \quad \iota_{m^p} \sim \mathcal{N}(c_E, s) \quad (42)$$

where ι_{m^p} is normally distributed with a mean c_E (cost of entry) and variance s , i.i.d. across locations m^p and provinces p . We define the number of banks in each location and the set of potential locations as the supply side data, denoted by \mathfrak{S} (not to be confused with S for the frontier). As in the previous section, we denote the set of structural parameters as ζ (which now also includes c_E , the cost of entry, and s).

With the stochastic terms in the profit as in Eq. (42), we can assign a probability for the number of FSPs in the data given the structure of model. This will be the likelihood of the supply side. Note, however, that for each $p \in P$, the above system of inequalities is not independent: for a given number of FSPs in a given potential location, the utilities in equilibrium are different in all locations across that province³¹. We have to compute a new equilibrium in the *whole* market for a deviation at *each* location. What we can compute for each p given data on the position of banks and assuming that the marginal entrant is such that they will compete afterwards is given in Eq. (43). The reason we can write the intersection as a multiplication is our assumption that the errors are independent across locations.

$$\mathbb{P}(\mathfrak{S}|\zeta) = \mathbb{P}\left\{\bigcap_{m^p} \mathcal{E}(m^p) = 1 \mid \zeta\right\} = \prod_{m^p} \mathbb{P}\left\{\mathcal{E}(m^p) = 1 \mid \zeta\right\} \quad (43)$$

Finally, using the normality assumption for the ι_{m^p} 's in Eq. (42), we can write Eq. (43) as Eq. (44)³²

$$\ln\{\mathbb{P}(\mathfrak{S}|\zeta)\} = \sum_{m^p} \ln\left(\Phi\left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{s}\right] - \Phi\left[\frac{\Pi^E(B_{m^p} + 1|\cdot)}{s}\right]\right) \quad (44)$$

³⁰Note here that we are assuming that potential entrants can only enter a given location at each period, i.e., there is no joint entry or coordination in the entry game. If we allow for coordination in entry game, the number of deviations - and of equilibrium calculations to compute the likelihood - grows exponentially.

³¹Provinces are always assumed to be independent from each other

³²For notation purposes, we define $\Pi^E(0|\cdot) = \infty$, since we want $\Phi\left[\frac{\Pi^E(0|\cdot)}{s}\right] = 1$.

where $\Phi(\cdot)$ is the standard normal cdf. Note here that the model is not scale invariant and, thus, potentially informative about the variance s of locations' profit shocks $\iota_{mp} \sim_{idd} \mathcal{N}(c_E, s^2)$.

5.2.2 Likelihood of Household Level Data

We now explore the model implications for the household level data, which we will denote by the demand side. In this subsection we extend the methodology in Karaivanov and Townsend (2014), with the key difference that we use the model-implied market shares (in equilibrium) to derive weights for each of the contracts in the likelihood. Intuitively, our model of contracting and the Nash equilibrium in utilities implies a level of utility that each intermediary offers. From this level of utility, we can use the frontier to recover what is the optimal contract. The optimal contract then has implications for the joint distribution of consumption, output and capital for each household.

Before constructing the likelihood, we introduce new notation. Let the results of the model in terms of contracts be given by (45), which are specific to each location (m). As we assume that provinces are independent, we simplify the notation and do not include p as a superscript.

$$\left\{ \pi_m(c, q, z|k, u_{b \in m}^*) \right\}_m \quad (45)$$

Let the cross sectional household level data be given by $\{\hat{y}_j\}_{j=1}^{\mathcal{H}}$, where $j = 1, \dots, \mathcal{H}$ denotes households. Here, we use capital, income and capital, respectively denoted by $y_j = (c_j, q_j, k_j)$. In other settings, however, one can apply the same estimation method based on a different \hat{y}_j that is the outcome of contracting. To deal with actual measurement error in the data and fitting the data into the discrete grids used in contracting, we assume that the data has a measurement error of the form:

$$\mathcal{N}(0, \gamma_{ME} \cdot \chi^2(X)) \quad (46)$$

where $\chi^2(X)$ denotes the range of the grid $X = C, K, Q$. Given the structural parameters ζ , we can write the density for (c, q) conditional on capital as in Eq. (47).

$$g_v(c, q|k, \zeta) = \sum_u m_v^u(k) \sum_z \pi(c, q, z|k, u) + \left[1 - \sum_u m_v^u(k) \right] \sum_z \pi^{aut}(c, q, z|k) \quad (47)$$

where $m_v^u(k)$ is the share of agents in village v , capital k that are offered utility u by a FSP - i.e., we must sum the market shares across villages and across intermediaries $b \in B$ to recover the market share of a given level of utility, as in Eq. (48).

$$m_v^u(k) \equiv \sum_{b \in B} \sum_u \mathbb{1}_{u=u^*(b)} \mu_v^b(u, k) \quad (48)$$

The distribution of (c, q, k) in a village is then given by Eq. (49), where we multiply by the distribution of capital in the village, $h_v^k(k)$.

$$f_v(c, q, k|\zeta) = g_v(c, q|k, \zeta) h_v^k(k) \quad (49)$$

Here f_v captures the probability of observing a given tripe (c, q, k) in the data if the model (including the

grids) was a perfect representation of the world.

Due to actual measurement error or actual contracting beyond our grids, (c, q, k) data is not limited to be in the small finite grids and, therefore, we associate the probability of observing a triple (c, q, k) given the measurement error as in Eq. (46). Define $\#Y \equiv C \times Q \times K$, i.e., the Cartesian product of the grids. Therefore, for any y implied in the model (pre-measurement error), we have that $y \in \#Y$. Let $l = 1, \dots, L$ represent the different elements of $\hat{y}_j - (c_j, q_j, k_j)$ here. Then, for a given household j , the likelihood of observing a given \hat{y}_j is given by Eq. (50). In others, for each possible point in the grid, we compute the function $f_v(\cdot)$, the probability that a point is the outcome of contracting. Given a contracting outcome, we sum all probabilities of the actual observed \hat{y}_j given the measurement error (for each element of \hat{y}_j), if y was the actual contracting outcome.

$$F_v(\hat{y}_j; \zeta, \gamma_{ME}) \equiv \sum_{r=1}^{\#Y} f_v(c, q, k | \zeta) \prod_{l=1}^L \Phi(\hat{y}_j^l | y_r^l, \varsigma^l(\gamma_{ME})) \quad (50)$$

where $\Phi(\cdot | \mu, \varsigma)$ stands for the CDF of a normal distribution with mean μ and variance ς^2 .

We need now to sum F_v over all households in all villages to get the full sample likelihood. Let the village v in province p of household j^p be given by \hat{v}_j^p . Denote the demand side data as $\mathcal{D} = \{(\hat{y}_j^p, \hat{v}_j^p)\}_{j,p}$, that is, consumption, income, capital and village for each household j , in each province p . The likelihood of demand \mathcal{D} given the position of banks observed in the data, is given by Eq.(51) (re-introducing province superscripts). To obtain the log-likelihood for the overall sample, we sum the log of F_v for all households in all villages and provinces.

$$\ln \{\mathbb{P}(\mathcal{D} | \mathcal{S}, \zeta)\} = \sum_p \sum_{v^p} \sum_{j^p} \mathbb{1}_{\hat{v}_j^p = v^p} \ln F_v^p(\hat{y}_j^p, \zeta) \quad (51)$$

Eq. (51) is the likelihood of demand \mathcal{D} given supply because we use the actual number of observed banks in each potential location m^p to compute the utilities in equilibrium in Eq.(48). In the next subsection, we show that this is sufficient to combine the likelihoods.

Unobserved Heterogeneity and A reduced Form of Competition. Our structural method is also flexible to deal with unobserved heterogeneity. This can be a relevant state variable that is not observed, such as types θ or initial asset positions, or the equilibrium utilities themselves. For that, assume that we have a set s_0 of unobserved states that are relevant to determine the distribution of s_0 .

Let $h_v^{k, s_0}(k, s_0)$ is the joint distribution of capital k and the unobserved state, s_0 , in village v . We can write the joint distribution as a function of the marginal distribution of k , observed, and the conditional distribution of s_0 conditional on k , given by $h_v^{s_0 | k}$, not observed as in Eq.(52). We assume that this distribution is parametrized by parameters ζ^u , which we can estimate in the likelihood.

$$h_v^{k, s_0}(k, s_0) = h_v^k(k) h_v^{s_0 | k}(s_0 | k, \zeta^u) \quad (52)$$

We can re-write Eq.(49) as Eq.(53)

$$f_v(c, q, k | \zeta, \zeta^u) = \sum_{s_0} g_v(c, q | k, \zeta) h_v^k(k) h_v^{s_0 | k}(s_0 | k, \zeta^u) \quad (53)$$

From Eq.(53), we can simply modify the likelihood computation to also include the parameters ζ^u . This methodology is used in [Karaivanov and Townsend \(2014\)](#) to estimate initial asset holdings in simply borrowing/savings contracts.

This likelihood formulation in Eq.(53) also provides a useful result to understand the effects of competition in utilities. Assume that we do not know or don't want to assume the market structure of the model. We can define s_0 to be utilities in equilibrium for level of capital k in a given province. In particular, we can parametrize it as a normal distribution with different means/standard deviation for each level of capital as $s_0 \sim \mathcal{N}(\kappa_k, \sigma_u^k)$. This would allow a researcher to understand the effects of competition *without* a model of how the equilibrium is determined. The downside is that is not possible to conduct counterfactuals in this way, since we do not take a stand on how the equilibrium utilities are determined.

5.2.3 Combining The Two Datasets

We explore now how to combine the likelihood of Section 5.2.1 and Section 5.2.2. We show that we can compute the demand log-likelihood (based on household level data) *given* the observed location of banks and sum with the log-likelihood of the supply (the number of banks and potential locations). We provide also an additional result,³³ which is how to combine the number of banks for all provinces and household level data for the subset of provinces and villages that are in fact observed. This is useful for a researcher that observes the numbers of banks across several provinces, but only has detailed data on households for a few specific provinces.

These two results are mathematicall stated in Lemma 5.1. Intuitively, Lemma 5.1 states that we do not have to re-compute the likelihood of potential deviations from the number of banks that is not observed, which speeds up computation significantly. In other words, we can decompose the competition structure and its results from the demand side data.

Lemma 5.1. *Let ζ be the set of structural parameters and \mathcal{L} to be the log-likelihood of supply and demand data for province p , denoted by, respectively, \mathfrak{S}_p , and \mathfrak{D}_p . Let P be the provinces we observe both, and \bar{P} the set we observe only \mathfrak{S}_p . Then*

$$\mathcal{L}(\zeta | \mathfrak{S}_{p \in \bar{P}}, \{\mathfrak{D}_p\}_{p \in P}) = \sum_{p \in \bar{P}} \ln[\mathbb{P}(\mathfrak{S}_p | \zeta)] + \sum_{p \in P} \ln[\mathbb{P}(\mathfrak{D}_p | \zeta, \mathfrak{S}_p)] \quad (54)$$

Proof. See Appendix L.1 ■

Moreover, Lemma 5.1 is useful in our numerical method, which we explore in Section 5.2.4. The idea is that there is a subset of structural parameters ζ that is relevant for supply and one that is relative for demand. Some parameters, like spatial costs ψ , are important for both. The measurement error variance γ_{ME} , on the other hand, determines only demand side likelihood. This will prove to be valuable when we discuss the empirical method in Section 5.2.4.

³³In this version of this paper we do not use this result, but we do intend to use it in future versions.

5.2.4 Numerical Method

We explore now the numerical method given the result of Lemma 5.1 and Eqs.(44) and (51). The parameters in our model are

$$\zeta \equiv \{\zeta_S, \psi, \sigma_L, \gamma_{ME}, c_E, s\} \quad (55)$$

where ζ_S are the parameters that change the frontier. Our objective is to solve the optimization problem in Eq.(56)

$$\max_{\zeta} \sum_{p \in P} \ln [\mathbb{P}(\mathcal{S}_p | \zeta)] + \ln [\mathbb{P}(\mathcal{D}_p | \zeta, \mathcal{S}_p)] \quad (56)$$

where $\ln [\mathbb{P}(\mathcal{S}_p | \zeta)]$ is defined in Eq.(44) $\ln [\mathbb{P}(\mathcal{D}_p | \zeta, \mathcal{S}_p)]$ from Eq.(51). We could simply numerically solve the problem above in Eq.(56). However, Eq.(56) has several characteristics that allow for a more efficient solution. First, not all parameters enter in both terms. Moreover, we can separate the optimization problem in two parts - for any values of ζ_S, ψ, σ_L , we solve for the optimal values of the optimal parameters and then optimize over ζ_S, ψ, σ_L . In particular, we have that the problem in Eq.(56) is equivalent to Eq.(57).

$$\max_{\zeta_S, \psi, \sigma_L} \left(\max_{c_E, s} \sum_{p \in P} \ln [\mathbb{P}(\mathcal{S}_p | \{\zeta_S, \psi, \sigma_L, c_E, s\})] + \max_{\gamma_{ME}} \sum_{p \in P} \ln [\mathbb{P}(\mathcal{D}_p | \{\zeta_S, \psi, \sigma_L, \gamma_{ME}\}, \mathcal{S}_p)] \right) \quad (57)$$

First, we explore how to estimate γ_{ME}, c_E and s given ζ_S, ψ and σ_L , that is, the inner maximization problems in Eq.(57). Second, we discuss how to estimate ψ and σ_L and show that it is numerically identified from Monte-Carlo experiments. We do not focus on the estimation of ζ_S on this paper, given that our innovation is on the market structure side given contracting. We do discuss estimation and identification of ζ_S in Appendix M. So we simplify the notation and exclude the dependence from it.

Estimating $\{c_E, s, \gamma_{ME}\}$. For now, assume that ψ and σ_L are as if known. We show how to solve inner maximization problems in Eq.(57) given these values.

Note that the variance of the measurement error, denoted by γ_{ME} , does not affect (i) the frontier and (ii) Equilibrium utilities, and (iii) the likelihood of the supply side in Eq.(44). It only changes the likelihood at the computation of F_v in Eq. (50). This does not mean that in maximizing the likelihood there is no interaction between the parameters, but it means that *given* ψ, σ_L and ζ_S we can easily compute the estimator $\hat{\gamma}_{ME}$, the argmax of Eq.(58) as a function of ψ and σ_L , without having to recompute the frontier or the equilibrium.

$$\hat{\gamma}_{ME} \equiv \arg \max_{\gamma_{ME}} \sum_{p \in P} \ln [\mathbb{P}(\mathcal{D}_p | \{\gamma_{ME}, \psi, \sigma_L\}, \mathcal{S}_p)] \quad (58)$$

Furthermore, note that the entry cost, c_E and std. deviation of location specific shocks, s , do not affect (i) the frontier and (ii) Equilibrium utilities, and (iii) the likelihood of the demand side in Eq.(44). Thus, we can easily compute the estimators \hat{c}_E, \hat{s} , the argmax of Eq.(59) as a function of ψ and σ_L .

$$(\hat{c}_E, \hat{s}) \equiv \arg \max_{c_E, s} \sum_{p \in P} \ln [\mathbb{P}(\mathcal{S}_p | \{c_E, s, \psi, \sigma_L, \zeta_S\})] \quad (59)$$

As γ_{ME} is the std. dev. of the normal distribution, F_v in Eq. (50) is differentiable in γ_{ME} . As we know what is the analytical derivative of it, it is straightforward to compute an optimal value for γ_{ME} using a grid search method, which is computationally fast. See Appendix L.2 for specific equations and details.

Analogously, we can take the FOC of Eq.(44) with respect to $c_{E,s}$ and easily solve for it through a grid search (although now is a FOC system with two equations). See Appendix L.3 for specific equations and details.

Estimating ψ and σ_L . We have to estimate ψ (spatial cost) and σ_L (logit variance) numerically. For each value used of ψ and σ_L , we use the method above to compute $\{c_{E,s}, \gamma_{ME}\}$. The numerical optimization of ψ and σ_L is done through a mix of a grid search and the Matlab built-in *patternsearch*. See Appendix L.4 for more details and a pseudo-code.

Numerical Identification. Although we have given indications in Section 3.3 that we can identify the parameters from the micro data, we show that it is the case numerically. The intuition is that the overall levels of utility, which imply consumption, capital and income dynamics, identify σ_L , while the variation between these levels across villages identifies ψ , as seen in Section 3.3. To validate this intuition, we conduct a Monte-Carlo experiment. We generate model simulated data and use it to estimate the parameters in question. We use only data on consumption, production and capital in this exercise.³⁴ As we are ultimately interested in estimating the spatial costs ψ and logit variance, σ_L , we mainly focus on the maximization of Eq. (51) on these two parameters. The numerical results show that our method in fact identifies $\{\psi, \sigma_L\}$ from the data. The details and results are in Appendix M.

6 Thai Data and Results

In this section we apply our method to real data. We first describe the data used, which is a combination of the Townsend Thai Data for households and other sources for the distances and travel times from villages to bank branches. We then present our parameter estimates and various counterfactual results. Our results suggest that spatial costs are important for individuals, as an individual would reduce its consumption by 20% to eliminate them. In terms of aggregate welfare, reducing spatial costs by 50% is equivalent to increasing consumption by 4.85%, while reducing σ_L by 50% is equivalent to increasing consumption by 15.36%. One additional bank has limited effects in our results, increasing consumption by only 2.2%.

6.1 Data Description

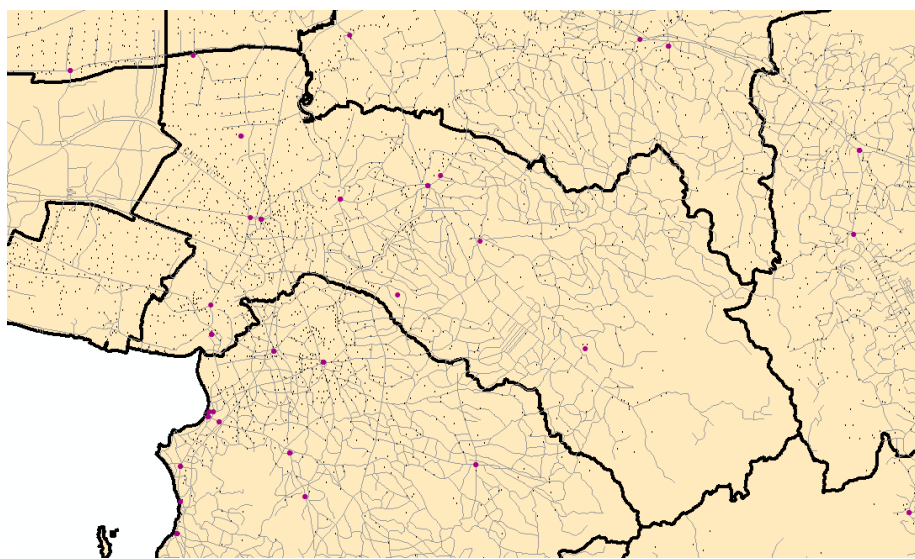
For household level data, we use the Monthly Resurvey of the Townsend Thai Data for the year of 1999, as in [Karaivanov and Townsend \(2014\)](#). For locations of villages in the Townsend Thai Data and banks, we use several data sources. We assume that each bank branch is a different FSP.

Village data is extracted from the Thai Community Development Department (CDD) survey. The information on bank branch location comes the Bank of Thailand, Bank of Agricultural and Agricul-

³⁴As we assume that the observed data corresponds to an equilibrium in terms of bank entry (as in [Bresnahan and Reiss \(1991\)](#)), we do not know the entry/exit process and what is the dynamics of it, such that it is very challenging to simulate an equilibrium in the position of each bank.

tural Cooperative, Telephone Authority of Thailand, Community Development Center and several non-traditional financial institutes. We combine these datasets as in Assuncao et al. (2012) to get the open and close date for each bank, as well as bank branch and name. We geo-locate each bank branch and village by the Google Maps API and compute travel time between two points in the map using a GIS platform. We use the road network from the Thailand Environment institute. The data classifies all roads in Thailand among 7 types, with different traveling speeds (e.g., highway vs local road). We use a GIS platform to compute the travel time between any two junctures in the map. As an illustrative example of our spatial data, we plot the position of all villages and FSPs in 1999 for the province of Chacheongsao in Figure 16.

Figure 16: Villages and Banks in Chacheongsao Province



Note: Chacheongsao province in terms of villages and Banks overall. Pink dots represent bank branches, black dots are villages and grey lines are the roads in 1999. Horizontal distance from extremes in the figure corresponds to ≈ 80 miles.

In the Townsend Thai Data, the Monthly Resurvey data consists of data collected for 531 households in 16 villages of 4 provinces. These provinces are: Chacheongsao, Lopburi, Buriram and Sisaket. The provinces of Buriram and Sisaket are located in the North-east region, which is relatively poor and semi-arid. The provinces of Chacheongsao and Lopburi are located near Bangkok and, in part, urban. Consumption expenditures, c , includes expenditures in food, gasoline, education, house and vehicle repairs, clothing, etc. and includes owner-produced consumption. Production, q , is measured on an accrual basis. As we are using annualized data, however, this is close to cash flow. Capital (or business assets) data, k , includes business and farm equipment and livestock. Financial assets or durable goods are not considered in k . The variables are not converted to per-capita terms, i.e., household size is not brought into consideration. All values are in nominal terms. Table 10 exhibits the summary statistics. As pointed out in Karaivanov and Townsend (2014), an important characteristic of the data is that correlations between income, consumption and capital indicate that there is significant consumption smoothing, but still far away from full insurance. We consider a market as a cluster of bank branches that are at most 30 minutes by car from the nearest village. In our estimation, we assume that banks consider that only the villages in the Monthly Resurvey Sample exist when computing their profits (i.e., the demand is simply

given by households on this villages). The error from this assumption comes will enter in our model through the location specific shocks.

Table 10: Summary Statistics

Consumption expenditure, c	
Mean	58,311
Std. Dev.	48,951
Median	43,895
Production, q	
Mean	100,820
Std. Dev.	290,997
Median	42,013
Business Assets, k	
Mean	76,065
Std. Dev.	401,008
Median	10,959

Notes: 1999, Monthly Resurvey of the Townsend Thai Data. Average exchange rate in 1999-2000 was 1 USD = 39 Baht. See text for definitions of consumption, income and business assets.

6.2 Results

Using the method of Section 5.2, we estimate the parameters assuming that FSPs contract with SMEs under MH + LC. We convert all data from Thai currency into 'model units' by dividing all currency values by the 90-th percentile of the assets distribution in the sample (this is approximately 180,000 Thai baht). We use the parameters and grids to compute the frontier as in Table 4. We do not attempt to estimate the parameters that define the frontier in this paper. We estimate the measurement error parameter γ_{ME} , and the market structure parameters, namely: spatial costs ψ , logit variance σ_L , cost of entry c_E , idiosyncratic location shock variance s

$$\{\psi, \sigma_L, \gamma_{ME}, c_E, s\}$$

We use the functional form for utilities as in Eq.(16). The estimates are Table 11. The estimates for the measurement error γ_{ME} is 21 %. This corresponds to measurement error with standard deviation of 21% of the variables' grid ranges. Moreover, the estimate for s is also low compared to c_E , which indicates the model predicts relatively well the number of FSPs in each potential location.

To understand how relevant spatial costs are, we compute how much a household that pays zero travel costs to every bank would have to receive to be at the median distance. This is the result of Eq.(60). See Appendix N for details. As we use CRRA preferences, this measure depends on the initial level of consumption of this household. For simplicity, we use the average consumption, denoted by \bar{c} . Given a $\hat{\psi} = .55$, we have that a household at the average consumption would have to receive a $\psi^u = 19.61\%$ increase to move to the median distance. Note that this is different than the counterfactual exercise on changing spatial costs, as here, we keep the utilities played by FSPs constant, that is, we consider an

unilateral move of one household that does not affect the equilibrium.

$$\psi^u(\psi) \equiv \left[\frac{\psi \text{ med}(t(x_v, x_b))}{u(\bar{c})} + 1 \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} - 1 \quad (60)$$

Table 11: Parameter Estimates

	Estimate	Model
$\hat{\gamma}_{ME}$.21 (0.0139)	Measurement Error
$\hat{\psi}$.55 (0.0175)	Spatial Cost
$\hat{\sigma}_L$.083 (0.005)	Logit. Var
\hat{c}_E	1.57 (0.0260)	Cost of Entry
\hat{s}	0.03 (0.0001)	Variance of Location Specific Profit Shock

Parameters estimated by maximizing the likelihood with the 1999 Monthly Resurvey data. γ_{ME}, c_E, s are maximized through the first order conditions. ψ, σ_L are maximized by a grid search followed by the *patternsearch* algorithm in Matlab. Standard error in parenthesis computed using Bootstrap with 200 repetitions. See Section 5.2 and Appedix L for details. All coefficients are significant at 1%.

We move to our counterfactuals. We denote the equilibrium at our parameter estimates as our baseline, and showcase in our results percentage deviations to the equilibrium at the estimated parameters. That is, for any variable X (such as consumption, market shares etc.), we show in the tables the percentage change as in Eq.(61). X' is the value after the change and X_0 the baseline. For welfare, we plot the average utility of household taking into account the spatial costs, that is, we subtract $\psi t(x_v, x_b)$ from equilibrium utilities (weighted by market shares, as in Section 3.3).

$$100 \left(\frac{X'}{X_0} - 1 \right) \quad (61)$$

To interpret the changes in welfare, we compute how much consumption would have to increase (for certain) to match this change in utility levels. As we use CRRA preferences, this measure depends on the initial level of consumption, which we use the average consumption in our sample. For details, see Appendix N.

Spatial Costs. The results of changing spatial costs ψ are are in Table 12. The averages and standard deviation are computed at the village level (after aggregating for households and different levels of capital), and averaged for different provinces.³⁵ The results of the transformation from welfare to consumption are in Table 15, where we repeat the welfare numbers and compute the consumption equivalent change.

By reducing spatial costs by 50%, welfare increases 4.85 % (First Column of Table 15). Note that due to

³⁵The standard deviation are not those from the parameters, but the standard deviation across the average of different villages.

lack of insurance under autarky, average consumption increases when welfare is reduced, just as in our example in Section 2. When we focus on the consumption of intermediated SMEs (i.e., SMEs that used financial services before and after the change), there are no changes with a reduction in spatial costs. The increases in utility come from changes in insurance, effort etc., without changing consumption, at least for initial reductions. Note also that with lower spatial costs more SMEs use financial services (market shares growing), and, as expected, the standard deviation across villages of the share of SMEs that use financial services is reduced.

Table 12: Counterfactual: Percentage changes of outcomes with spatial costs ψ

	$.5\hat{\psi}$	$.75\hat{\psi}$	$1.25\hat{\psi}$	$1.5\hat{\psi}$
Average Welfare	2.7263	0.7919	-0.4456	-1.5471
Std. Dev. Welfare	-6.1825	-1.9299	1.6455	4.8028
Average Consumption	-1.9772	-0.7022	0.7064	2.2048
Std. Dev. Consumption	-8.3253	-2.7837	2.0039	7.4793
Average Market Share	10.3156	3.4218	-2.0866	-8.6046
Std. Dev. Market Share	-1.7316	-0.3950	0.9085	1.1034
Average Consumption of Intermediated	0	0	0.6187	0.7695
Std. Dev. Consumption of Intermediated	0	0	-2.2569	-1.3478

Note: Model outcomes for changes in the spatial cost ψ . Percentage change (Eq. 61) with respect to the baseline of $\hat{\psi}$ and $\hat{\sigma}_L$ in Table 11. Averages and standard deviation computed at the village level (after averaging out households). All results are aggregated across the four provinces we use in our estimation. Contracting is done under MH + FI.

Logit Variance. The results of changing the logit variance σ_L are in Table 13. The aggregation and conversion from welfare and consumption equivalents is made as in the case for spatial costs. By reducing the logit variance by 50%, welfare increases 9.20%, which corresponds to a 15.36% in consumption equivalent terms (last two rows of the first Column of Table 15). Note that in this case, movements in welfare can be understood as changes in the consumption of the intermediated SMEs, although magnitudes are still off. For instance, average effort decreases by more than 20% with the 50% reduction in σ_L .

This is a counterfactual we cannot do with the methodology in Section 5.1. In Section 5.1, we showed how we can use market shares to recover the frontier and thus, conduct welfare of changes of spatial costs and new banks. However, as we cannot identify the scale of utility without a model for utilities, we cannot conduct counterfactuals with respect to σ_L , which is essentially changing the utility scales in our model. To conduct this counterfactual we need to model both building blocks of our model: the frontier and marker structure.

Table 13: Counterfactual: Percentage changes of outcomes with logit variance σ_L

	$.5\hat{\sigma}_L$	$.75\hat{\sigma}_L$	$1.25\hat{\sigma}_L$	$1.5\hat{\sigma}_L$
Average Welfare	9.2099	3.6983	-2.4646	-7.7871
Std. Dev. Welfare	13.7923	4.1346	-5.3172	-9.6498
Average Consumption	0.8900	1.0539	0.3388	-1.2744
Std. Dev. Consumption	5.4557	1.4383	-2.6656	-2.8107
Average Market Share	0.7816	0.7479	1.8228	0.6360
Std. Dev. Market Share	23.8761	6.3072	-7.9259	-15.0111
Average Consumption of Intermediated	13.8097	3.9902	-0.5355	-8.3375
Std. Dev. Consumption of Intermediated	26.3510	-2.7190	-1.8731	-11.7399

Note: Model implied outcomes for changes in the logit variance σ_L . Percentage change (Eq. 61) with respect to the baseline of $\hat{\psi}$ and $\hat{\sigma}_L$ in Table 11. Averages and standard deviation computed at the village level (after averaging out households). All results are aggregated across the four provinces we use in our estimation. Contracting is done under MH + FI.

Bank Entry. Our last counterfactual computes changes in model outcomes after bank entry. We compute the average outcome of one bank entry in each of the potential locations in each province. The results are in Table 14. An extra bank increases utilities on average by 2.16%, which translates to a 2.2% equivalent change in consumption. Note that more households do get served (increase in average market share), and those that do go to banks see an increase in their average consumption. Village wide average consumption, however, is still decreasing, since the consumption *level* of intermediated agents is smaller than those in autarky (due to insurance).

Our results indicate that reducing spatial costs, the logit variance and adding extra banks can increase utilities of agents, but in different magnitudes. Although spatial costs are relevant for individual agents, they are less relevant in determining overall welfare than the logit variance (for changes of the same magnitude). Our results suggest that to increase welfare, policy makers should guarantee that markets shares change when utility offerings change. This means that the goal of policy makers should be at financial literacy, platforms where financial products can be compared, bank correspondents, or other policies geared toward making SMEs more likely to choose better financial products, rather than simply increasing the number of FSPs.

Table 14: Counterfactual: Percentage changes of outcomes with Bank Entry

Average Welfare (Cons. Equivalent)	2.2008
Std. Dev. Welfare	-6.4613
Average Consumption	-2.7193
Std. Dev. Consumption	-12.3310
Average Market Share	15.6661
Std. Dev. Market Share	1.7803
Average Consumption of Intermediated	1.8863
Std. Dev. Consumption of Intermediated	-8.3687

Note: Model implied outcomes for changes in the number of banks. We include an additional bank in each potential location at a time, and compute the averages of all of these counterfactuals to show the results. Results are displayed as percentage change (Eq. 61) with respect to the baseline of $\hat{\psi}$ and $\hat{\sigma}_L$ in Table 11. Averages and standard deviation computed at the village level (after averaging out households). All results are aggregated across the four provinces we use in our estimation. Contracting is done under MH + FI.

7 Conclusion

Given the challenges in interpreting reduced form evidence in settings with contracting and market power in intermediation, we focus on building, solving and estimating a model that allows for frictions (Moral Hazard, Adverse Selection etc.) and different market structures (Monopoly, Oligopoly, Competition). The main insight of our theoretical analysis it to develop a framework in terms of utilities generated by contracts rather than the contracts themselves, and divide the contracting and competition problems in building blocks. This allows us to apply most of the competition toolbox to potentially complex models of competition and contracting.

We focus our analysis in contracting between a entrepreneurs and a set of financial intermediaries for several different financial regimes. Our market structure is on a demand system where entrepreneurs and FSPs are spatially separated and entrepreneurs have idiosyncratic preferences for intermediaries that generate logit market shares. We show that under a few conditions, a unique Nash equilibrium exists and can be computed through iteration of best response functions. Through comparative statics exercises, we show how this method can be applied to understand and quantify the impact of the spatial and technological changes in the banking sector in emerging market countries. For instance, among other results, we show that (i) local competition increases utilities, and it does more under MH + LC than under FI, (ii) reduction in spatial costs can increase or decrease welfare of SMEs, as it can create local monopolies, (iii) if entrepreneurs do not change FSPs based on which contracts they offer (either through regulation, lack of financial literacy etc.), more competition or reduction in spatial costs are not effective

Table 15: Counterfactual: From Utilities to Consumption

	$.5\hat{\psi}$	$.75\hat{\psi}$	$1.25\hat{\psi}$	$1.5\hat{\psi}$
Welfare Change (%)	2.7263	0.7919	-0.4456	-1.5471
Consumption Equivalent (%)	4.8523	1.3742	-0.7610	-2.6051
	$.5\hat{\sigma}_L$	$.75\hat{\sigma}_L$	$1.25\hat{\sigma}_L$	$1.5\hat{\sigma}_L$
Welfare Change (%)	9.2099	3.6983	-2.4646	-7.7871
Consumption Equivalent (%)	15.36	5.78	-3.59	-10.71

Note: Model welfare changes for changes in the spatial cost ψ and logit variance σ_L . We move from welfare to utilities using the equations in Appendix N, Eq. (184). Percentage changes (Eq. 61) with respect to the baseline of $\hat{\psi}$ and $\hat{\sigma}_L$ in Table 11. Averages and standard deviation computed at the village level (after averaging out households). All results are aggregated across the four provinces we use in our estimation. Contracting is done under MH + FI.

to increase welfare.

We provide several ways of taking our framework to the data. With market share data, we show how to recover the contracting frontier from variation in spatial configuration and competition across markets. This allows a researcher to conduct market structure counterfactuals without having to take a stand on which contracting friction is relevant. With household level data, we extend the methodology of [Karaivanov and Townsend \(2014\)](#) which maps unobserved equilibrium utilities to equilibrium contracts and show how to combine this with the entry model of [Bresnahan and Reiss \(1991\)](#). Our results indicate that reducing spatial costs, the logit variance and adding extra banks can increase utilities of agents, but in different magnitudes. Our results suggest that policy makers should focus on mechanisms that guarantee markets shares change when utility offerings change, which could be achieved through policies geared toward making SMEs more likely to choose better financial products (such as financial literacy, lending platforms etc.).

Our larger objective in this paper is to develop a tool kit, an operational empirical framework. In this sense, there are several ways in which our ideas can be naturally extended in future research. First, we believe our methods could be applied to other markets and more developed countries (e.g., health market in the U.S.). Second, we haven't explored the issue of dynamics - both in contracting and competition of FSPs, which may be relevant in other settings. Finally, the case of AdS can still be explored further. There are several implications of our comparative statics exercises (inequality within village, systemic risk etc.) that are not fully understood yet, to which our framework could prove useful, not only in theoretical models, but also in empirical applications.

References

- Assuncao, J., S. Mityakov, and R. Townsend (2012). Ownership Matters: the Geographical Dynamics of BAAC and Commercial Banks in Thailand. Working paper.
- Azevedo, E. and D. Gottlieb (2018). Perfect competition in markets with adverse selection. *Econometrica* 85(1), 67–105.
- Bergquist, L. F. (2017). Pass-through, competition, and entry in agricultural markets: Experimental evidence from kenya.
- Berry, S. (1994). Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation. *Rand Journal of Economics* 25, 242–262.
- Berry, S., J. Levinsohn, and A. Pakes (1995). Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica* 7(1), 841–890.
- Bresnahan, T. and P. Reiss (1991). Entry and competition in concentrated markets. *Journal of Political Economy* 99, 977–1009.
- Brook, Y., R. Hendershott, and D. Lee (1998). The Gains from Takeover Deregulation: Evidence from the End of Interstate Banking Restrictions. *The Journal of Finance* 53(6), 2185–2204.
- D’Aspremont, C., J. J. Gabszewicz, and J.-F. Thisse (1979). On Hotelling ‘Stability in Competition’. *Econometrica* 47(5), 1145–1150.
- Demyanyuk, Y., C. Ostergaard, and B. E. Sørensen (2007). U.S. Banking Deregulation, Small Businesses, and Interstate Insurance of Personal Income. *The Journal of Finance* 62(6), 2763–2801.
- Doraszelski, U. and A. Pakes (2007). A Framework for Applied Dynamic Analysis in IO. In *Handbook of Industrial Organization*, Volume 3. Elsevier.
- Einav, L., A. Finkelstein, and J. Levin (2010). Beyond Testing: Empirical Models of Insurance Markets. *Annu. Rev. Econ.* 2, 311–336.
- Einav, L., A. Finkelstein, S. P. Ryan, P. Schrimpf, and M. R. Cullen (2013). Selection on Moral Hazard in Health Insurances. *American Economic Review* 103, 178–219.
- Einav, L., M. Jenkins, and J. Levin (2012). Contract pricing in consumer credit markets. *Econometrica* 80, 1387–1432.
- Gao, H., H. Ru, R. M. Townsend, and X. Yang (2019). Rise of bank competition: Evidence from banking deregulation in china. Available at SSRN 3087081.
- Green, E. J. (1987). Lending and the Smoothing of Uninsurable Income. In E. C. Prescott and N. Wallace (Eds.), *Contractual Arrangements for Intertemporal Trade*. University of Minnesota Press, Minneapolis.

- Handely, B., I. Hendelz, and M. Whinston. The welfare effects of long-term health insurance contracts, journal = Unpublished manuscript, MIT, year = 2017.
- Hotelling, H. (1929). Stability in Competition. *The Economic Journal* 39(153), 41–57.
- Karaivanov, A. and R. Townsend (2014). Dynamic Financial Constraints: Distinguishing Mechanism Design from Exogenously Incomplete Regimes. *Econometrica* 82(3), 630–49.
- Koijen, R. S. and M. Yogo (2012). The Cost of Financial Frictions for Life Insurers. *NBER Working Paper No. 18321*.
- Lester, B., A. Shourideh, V. Venkateswaran, and A. Zetlin-Jones (2018). Screening and Adverse Selection in Frictional Markets. *Journal of Political Economy - Forthcoming*.
- Lustig, J. D. (2010). Measuring welfare losses from adverse selection and imperfect competition in privatized medicare. Unpublished manuscript, Boston University.
- Martin, A. and F. Taddei (2012). International capital flows and credit market imperfections: A tale of two frictions. *Journal of International Economics*, 441–452.
- Moll, B., R. M. Townsend, and V. Zhorin (2017). Economic development, flow of funds, and the equilibrium interaction of financial frictions. *PNAS* 114(24), 6176–6184.
- Nguyen, H.-L. Q. (2018). Are credit markets still local? evidence from bank branch closings. *American Economic Journal: Economic Policy - Forthcoming*.
- Petersen, M. A. and R. G. Rajan (1995). The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships. *The Quarterly Journal of Economics* 110(2), 407–443.
- Prescott, E. C. and M. Visscher (1977). Financial Obstacles and Inter-Regional Flow of Funds. *The Bell Journal of Economics* 8(2), 378–393.
- Spear, S. E. and S. Srivastava (1987). On Repeated Moral Hazard with Discounting. *Review of Economic Studies* 54(4), 599–617.
- Wolfe, B. and W. Yoo (2018). Crowding out banks: credit substitution by peer-to-peer lending.

Appendix

A A Model of Risky Production and Intermediation

In this section we discuss the model that generates the cash expenditure-production puzzle (Section 2.1). We first go into the details of the model. Given the model set up, we then provide more details on the experiment and how the results in Tables 1 and 2 were generated.

Consider an economy with a continuum of types of agents indexed by $\theta_i \geq 1$ (to guarantee $\theta_i^2 \geq \theta_i$ later on, which means that intermediation will be profitable for these agents). The share of types in the population is given by $f(\theta_i)$. For each type θ_i , there is a continuum of agents of this type $i \in [0,1]$. An agent i with type θ_i produces a quantity $p_i(\theta_i)$, given by:

$$p_i(\theta_i) = \theta_i \left(1 + \frac{\sigma}{\sqrt{\theta_i}} \zeta_i \right) \quad (62)$$

where $\zeta_i \sim_{iid} \mathcal{N}(0,1)$. That is, each agent has a risky production here (and the risk is i.i.d. across agents). Agents with higher θ_i have both higher average payoff (given by θ_i) and higher production risk (the std. of idiosyncratic outcome is $\sqrt{\theta_i}\sigma$). Agents in this economy have the preferences usual risk-return preferences over a risky production process:

$$u(p_i(\theta_i)) = \mathbb{E}[p_i(\theta_i)] - A\mathbb{V}[p_i(\theta_i)] \quad (63)$$

where A is a measure of risk aversion, $\mathbb{E}[\cdot]$ denotes the expectation over ε_i and \mathbb{V} denotes the variance. For notation purposes, we define the utility under autarky of type θ_i to be given by $u_A(\theta_i)$. Our model is static, so cash expenditure (consumption + investment) is equivalent to consumption.

Autarky. Under autarky, each agent has to consume its production. Using the process in Eq. (62) and substituting in Eq. (63)

$$u(p_i(\theta_i)) = \theta_i (1 - A\sigma^2) (< \theta_i) \quad (64)$$

Here the average and standard deviation in consumption within types θ_i , denoted respectively by $c_A(\theta_i)$ and $s_A(\theta_i)$, is given by

$$c_A(\theta_i) = \theta_i \text{ and } s_A(\theta_i) = \sqrt{\theta_i}\sigma \quad (65)$$

Let $p_A(\theta_i)$ be the expected value of production for type i (which will match the observed for a large enough sample due to our iid assumption) under autarky. We have that $p_A(\theta_i)$ is given by

$$p_A(\theta_i) = \theta_i \quad (66)$$

Financial Intermediation with Full Information. FSPs can provide credit that allows entrepreneurs to increase production and, simultaneously, zero out the production risk (insurance).³⁶ That is, they can transform the production process $p_i(\theta_i)$ into an intermediated process $p_I(\theta_i)$, as in Eq. (67), which has no uncertainty.

$$p_I(\theta_i) = \theta_i \lambda_i, \text{ where } \lambda_i > 1 \quad (67)$$

³⁶The full insurance here is just for simplicity. The model extends for cases with partial insurance.

Providing credit is not costless for FSPs (cost of raising deposits, balance sheet constraints etc.). We assume that costs are given by $.5\lambda^2$ to provide financial intermediation. FSPs charge $t(\theta_i)$ for this financial product that combines credit and insurance. In particular, we consider a model of monopolistic competition where each FSP solves Eq. (68)

$$\max_{\lambda_i, t_i} [t_i - .5\lambda_i^2] D(\theta_i, \lambda_i, t_i) \quad (68)$$

where $D(\cdot)$ is a demand with constant elasticity ε given by Eq. (69)

$$D(\theta_i, \lambda_i, t) \equiv (\theta_i \lambda_i - t - u_A(\theta_i))^\varepsilon \quad (69)$$

A few comments are in order. We capture imperfect competition in this example in a reduced form way. We assume that the demand is exogenously decreasing in the gap between the implied utility of a contract and the outside option. If the FSP provides a contract (λ_i, t_i) that gives the agent the same level of utility as under autarky, the demand for this contract is zero. The problem of the FSP is then to balance out the tradeoff between offering a low level of utility (by increasing t , for instance), which increases profits, but lowers demand. The elasticity of demand is the parameter in our economy that controls this tradeoff, which will essentially translate into market power from the FSPs.

The problem of the FSPs in Eq. (68) implies the optimal contract and transfers as given by Eq. (70) (See Appendix C for details).

$$\lambda_i \equiv \lambda(\theta_i) = \theta_i \text{ and } t(\theta_i) = \frac{1 + .5\varepsilon}{1 + \varepsilon} \theta_i^2 - \frac{1}{1 + \varepsilon} u_A(\theta_i) \quad (70)$$

and the implied utility for agents given the menu of contracts offered by FSPs, denoted by $u_I(\theta_i, \varepsilon)$, is given by Eq. (71)

$$u_I(\theta_i, \varepsilon) = \frac{\varepsilon}{1 + \varepsilon} (.5\theta_i^2) + \frac{1}{1 + \varepsilon} u_A(\theta_i) \quad (71)$$

We interpret $\omega \equiv \frac{1}{1 + \varepsilon}$ as *market power* in this economy. The total cost of offering $\lambda(\theta_i) = \theta_i$ is given by $.5\theta_i^2$ and, therefore, the total output from intermediation is given by θ_i^2 (total production) minus $.5\theta_i^2$ (cost), which is equal to $.5\theta_i^2$. Market power in our economy determines how this gain is distributed between agents and FSPs. In particular, substituting ε by ω in Eq. (71), we have that

$$u_I(\theta_i, \omega) = (1 - \omega) (.5\theta_i^2) + \omega u_A(\theta_i) \quad (72)$$

Eq. (72) is a linear combination between autarky utility and the utility under perfect competition (where FSPs would make zero profits). We know that $u_A(\theta_i) \leq .5\theta_i^2$ due to the assumption that $\theta_i \geq 1$. The weights on this combination determines how the intermediation gain is divided is thus the market power of FSPs in this economy. For simplicity, we assume that the FSP provides financial services for all agents at equilibrium contracts even though the demand is downward sloping.³⁷

³⁷For that, we only need to multiply the demand by a scaling factor. This assumption simplifies the analysis and is consistent with a case where the researcher has micro data on who uses financial intermediation. If this data is not available, then the role of market power in the scale of demand is also relevant and a potential source of bias which we are not taking into account in our example.

Finally, note that under an intermediation regime, the average and standard deviation in consumption within types θ_i , denoted by $c_I(\theta_i)$ and $s_I(\theta_i)$, respectively, is given by Eq. (73)

$$c_I(\theta_i) = u_I(\theta_i, \omega) \text{ and } s_I(\theta_i) = 0 \quad (73)$$

A.1 The Experiment

In the experiment we discuss in the text, we observe a sample of consumption and production for each household i in each village, denoted by, respectively, $\{c_i^v, p_i^v\}_{v,i=1}^N$. For simplicity, we assume that both samples have the same number of agents of type θ_i , which we denote by N_i , and that it matches the theoretical share of agents, that is $N_i = f(\theta_i)/N$.

Case 1: Autarky to Intermediation. Consider the theoretical difference in average consumption of a given type θ under intermediation with market power ω_1 , denoted by c_I (Eq.73), and autarky, denoted by c_A (Eq. 65)

$$c_I(\theta_i) - c_A(\theta_i) = (1 - \omega_1)(.5\theta_i^2) + \omega_1 u_A(\theta_i) - \theta_i = (1 - \omega_1)(.5\theta_i^2 - \theta_i) - \omega_1 \theta_i A \sigma^2 \quad (74)$$

As we are assuming the researcher has a perfect experiment, it is the case that the sample analogue converges to the theoretical difference in probability (i.e., the problem is not the statistical estimator). The problem in this case is not with the estimation, it is with the *interpretation* of the results. If risk aversion (denoted by A), risk in production (denoted by σ^2) or ω are large enough, *average consumption goes down* in a move from autarky to intermediation with market power ω . At the same time, however, as utility is a convex combination of perfect competition and autarky utility, *utility is always increasing with intermediation with respect to autarky*. The intuition behind this result is that average consumption is a mix of three factors: market power, credit and insurance. Insurance can make the agent better off, even if decreases average consumption. If there is enough risk in project or the agent is too risk averse, or, alternatively, if the FSP has enough market power to keep production rents to itself, average consumption potentially is reduced. Overall, the effects on welfare are underestimated (even if in the sample it is true that consumption increases as it is the case with welfare). Moreover, note that types are often not observed by the researcher. In this case, the researcher computes the differences in average consumption across types. Let:

$$c_A \equiv \sum_i c_A(\theta_i) f(\theta_i) \text{ and } c_I \equiv \sum_i c_I(\theta_i) f(\theta_i) \quad (75)$$

From Eq. (74), we have that the difference in average consumption averaged across types in theory is given by

$$c_I - c_A = \sum_i \left\{ (1 - \omega) (.5\theta_i^2) + \omega u_A(\theta_i) - \theta_i \right\} f(\theta_i) \quad (76)$$

$$= (1 - \omega) (.5\mathbb{V}_\theta + .5\mathbb{E}_{\theta_i}^2 - \mathbb{E}_\theta) - \omega \mathbb{E}_\theta A \sigma^2 \quad (77)$$

where $\mathbb{E}_\theta, \mathbb{V}_\theta$ denote, respectively, expectation and variance of θ in the population. Now, not only we confound the parameters of contracting and intermediation (and potentially give a wrong signal for average consumption), but our results are dependent also on the variance of θ due to its heterogeneous effects across agents. Two regions equally productive on average can have different outcomes of financial intermediation simply due to

their distribution of productivity and the non-linear effects we see in our model.

One can correctly point out that we could potentially see the other side of this coin, which is that standard deviation of consumption should also fall with the introduction of intermediation. Conditional on types, it is true that the difference between standard deviation under intermediation, denoted by s_I (Eq.73), and autarky, denoted by s_A (Eq. 65) is given by

$$s_I(\theta_i) - s_A(\theta_i) = -\sqrt{\theta_i}\sigma \quad (78)$$

that is, variation in consumption comes down *within type* due to insurance. If types are not observed by the researcher, however, the variance in consumption across the sample can be mostly determined by variation *between types*. Considering the non-linearities introduced by the intermediation, it is possible that standard deviation of consumption between types increases. In the specific case of $\omega = 1$, which is a lower bound for the difference, we can show that

$$s_I(\theta_i) - s_A(\theta_i) = \sqrt{\mathbb{V}_\theta} - \sqrt{\mathbb{V}_\theta + \sigma^2 \mathbb{E}_\theta} \quad (79)$$

if \mathbb{V}_θ is large with respect to σ , even in this lower bound case, it is possible that the coefficient of variation (mean over standard deviation) increases simultaenously to a decrease in consumption. This can happen if average consumption decreases due to insurance, while variance does not decrease enough to keep the ratio constant, since most of the variance comes from variation between types and not in production for a given type.

Moreover, note that we can also compute in this case differences in average production between autarky and intermediation with market power ω_1 . From Eq. (66) and Eq. (67) we have that

$$p_I(\theta_i) - p_A(\theta_i) = \theta_i(\theta_i - 1) \quad (80)$$

which is positive due to our assumption of $\theta_i \geq 1$. In this case, we have that production is in fact increasing by looking at the micro data and comparing the two samples. In this case, the interpretation of the effects of financial intermediation become even murkier, since consumption is potentially reducing while production is increasing. In particular, note that we can substitute Eq. (80) in Eq.(74) to obtain

$$c_I(\theta_i) - c_A(\theta_i) = (1 - \omega_1) .5 (p_I(\theta_i) - p_A(\theta_i)) - \theta_i \{ .5(1 - \omega_1) - \omega_1 A \sigma^2 \} \quad (81)$$

which means that $(p_I(\theta_i) - p_A(\theta_i))$ is endogenous in Eq.(81). In this case, even with a perfect experiment, changes in production are correlated to changes in consumption through the structure of the model. In this case, it could be perceived that with intermediation agents are producing a larger income (Eq. 80) and the ones that have the bigger leap in income are also the ones to which the consumption decreases by more, which is not true in Eq.(74). This is related to the more empirical version of Eq. (1).

Case 2: Changes in Market Power. Now we focus on the case where the difference between the two samples is the level of market power. In particular, we assume that in one sample the market power is given by ω_1 , while in

the other it is given by $\omega_2 < \omega_1$. In this case, we can write the difference between consumption

$$c_I(\theta_i; \omega_2) - c_I(\theta_i; \omega_1) = (\omega_1 - \omega_2) \underbrace{\left[.5\theta_i^2 - \theta_i(1 - \sigma^2 A) \right]}_{\equiv g_I(\theta_i)} \quad (82)$$

where $g_I(\theta_i)$ corresponds to the total intermediation gains in utility in our model, that is, the difference between the output gains (discount of the cost of intermediation) of credit and the autarky utility of the agent. This is total amount of extra utility this economy is generating through intermediation. Our market power parameter, ω captures how this gain is shared across FSPs and agents. For different levels of ω , changes in consumption are simply a multiplier of this intermediation gains. The reason is that in both of this scenarios there is no risk and same level of credit, so the only difference is the redistribution of gains from intermediation. In a model where competition affects contracts offered, as will be the case we focus paper, we would be back to a problem of multidimensional contracting as seen in moving from autarky to some intermediation. In this case where the two samples differ by market power, if the researcher has a model on gains from financial intermediation, which depend on utility specification and production function, differences in consumption identify differences in market power. If the researcher does not has this model, changes in consumption in the observed sample will pin down changes in market power times the gains from intermediation (which can be small or large, or even different at the market level).

In this case, note that

$$c_I(\theta_i; \omega_2) - c_I(\theta_i; \omega_1) = (\omega_1 - \omega_2) \underbrace{\left[.5\theta_i^2 - \theta_i(1 - \sigma^2 A) \right]}_{\equiv g_I(\theta_i)} + p_I(\theta_i, \omega_2) - p_I(\theta_i, \omega_1) \quad (83)$$

since $p_I(\theta_i, \omega_2) = p_I(\theta_i, \omega_1)$. Therefore, changes in consumption in this economy have nothing to do with changes in production, since agents are insured against production shocks.

To generate the outcomes in Tables 1 and 2. We use the parameters in Table 16. We compare two potential changes: from autarky to an economy with $\omega_1 = .3$ (Table 1) and from $\omega_1 = .3$ to $\omega = .1$ (Table 2). We assume that the distribution of θ is: $\theta = \min(1, X)$, where $X \sim \mathcal{N}(\mathbb{E}_\theta, \mathbb{V}_\theta)$. In this case, \mathbb{E}_θ is not the actual average of θ , but this facilitates the computation of the statistics of interest.

Table 16: Parameter Values, Numerical Example

Parameter	Value	Role
σ	1	Variance in Production
A	1	Risk Aversion
\mathbb{E}_θ	2	Mean of Types in Population
\mathbb{V}_θ	2	Variance of Types in Population

We use the parameters in Table 16 to simulate 70 households in 100 control and treatment villages, to which we take averages and standard deviations as in Tables 1 and 2. We bootstrap our sample 1,000 times to obtain standard error estimates.

B From Adverse Selection to Full Information

We focus now on the model that is behind the information structure puzzle and Table 3 in Section 2.2. This model is an extension of the model of Section A to unobserved types (AdS).

We assume that there are two types, now unobserved to the FSP, and to the researcher. In the incomplete information case, the problem of the FSP becomes a generalized version of Eq. (68), where we also take into account the truth telling constraints. The problem of an FSP is now given by Eq.(84)

$$\max_{\{\lambda(\theta), t(\theta)\}_\theta} f(\theta_L)D(\theta_L, \lambda_L, t_L) [t_L - .5\lambda_L^2] + f(\theta_H)D(\theta_H, \lambda_H, t_H) [t_H - .5\lambda_H^2] \quad (84)$$

s.t. to the *Truth Telling* constraints:

$$\theta_L \lambda_L - t_L \geq \theta_L \lambda_H - t_H \quad (85)$$

$$\theta_H \lambda_H - t_H \geq \theta_H \lambda_L - t_L \quad (86)$$

where $f(\theta)$ is the share of type θ in the population. As usual, only one of the TT constraints potentially bind. Contrary to the textbook case, however, we don't know however which constraint is binding. As the FSP does not have all of the monopoly power, it cannot fully extract rents and the differences in ability to extract production rents and distribution of types in the population will determine which constraint is binding. For simplicity, we assume that

$$\sigma^2 A = 1$$

which guarantees that autarky utilities of both agents now are zero (See Eq. (64)). The truth telling constraints - Eqs.(85)-(86) - are not binding whenever (See Appendix C.1) :

$$\omega \leq \frac{\theta_H - \theta_L}{\theta_H + \theta_L} \quad (87)$$

Which already starts to provide the relationship between AdS and market power: *the truth telling constraint only binds if there is not enough competition in this model*. With little competition, the transfers for each type are sufficiently different - since they keep most of the surplus of the trade - that no type wants to take the quality-transfer pair of the other. If we experimented with a village at this level of market power, we would observe not effect of a screening system in increasing credit (since AdS is not binding to being with).

From AdS to Full Information. In the previous section we focused on how to understand the effects on welfare from consumption data. Now, we focus on a case where welfare is observed and want to understand the effect of an economy moving from adverse selection to full information, both in terms of credit (λ) and utility (u) for both types of agents at different levels of market power. We use subscripts L, H for credit and utility of each type. For that, we solve the problem of the FSPs of maximizing Eq.(84) subject to the truth telling constraint in Eq. (85)-(86) for various levels of ω , the market power. We use the parameters in Table 17.

We plot the leverage (total credit provided, λ_i) of low and high types chosen by the FSP in Figure 17. The vertical line shows where the constraint is binding - the minimum value of μ such that Eq. (87) is violated. For $\omega \leq \frac{\theta_H - \theta_L}{\theta_H + \theta_L}$, we have that contracts are as in the full information case. However, for $\omega > \frac{\theta_H - \theta_L}{\theta_H + \theta_L}$, the FSP must

Table 17: Outcomes from Different Intermediation Regimes

Parameter	Value	Meaning
θ_H	2	High Type
θ_L	1.5	Low Type
f_H	.75	Share of Low Type in Pop.
f_L	.25	Share of High Type in Pop.

distort the contracts. Not that when compared with the full information case, the low type can have more or less leverage under adverse selection. The allocation for the high type, however, is never distorted. This is a result of the fact that in the parameters we use, Eq.(86) is binding. Contrary to the textbook case of adverse selection with two types, however, we do not know *ex-ante* constraint binds in this example. See Appendix C for more details on this.

We plot the difference in utility from an adverse selection to a full information economy for high and low types in Figure 18. Utilities for one or both agents can decrease or increase by moving from AdS to full information. In particular, if the FSPs have enough market power (high ω), *agents are better off in an environment with AdS*. As the FSPs does not know how to differentiate the agents, it cannot extract the rents it would otherwise in a full information case.

With a well designed experiment and observing utility (with the caveats we discussed in the other example), a researcher can infer what is the effect moving from Adverse Selection to Full Information for a given level of ω . However, we cannot interpret the results more generally, i.e., beyond the studied setting and to study public policy more generally. Furthermore, if financial markets in the economy are heterogeneous in terms of ω , it could be that the study finds no effect as a combination of negative effects of moving from adverse selection to full information in markets where ω is high with the positive effects of when it is low.

C Algebra for Section 2

Complete Information. In the complete information case, the problem of the FSP is:

$$\max_{\lambda, t} D(\theta_i, \lambda, t) [t - .5\lambda^2] \quad (88)$$

taking the FOC:

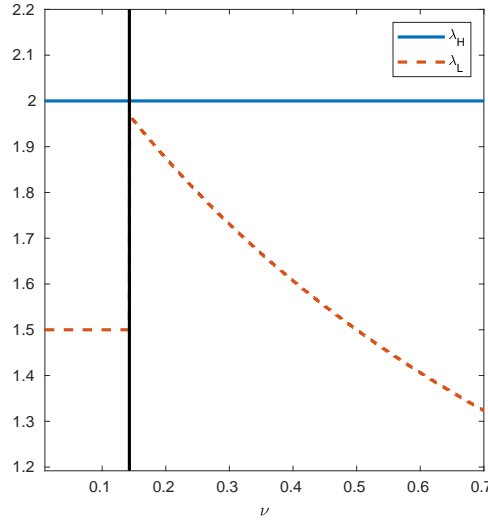
$$-D' [t - \lambda^2] + D = 0 \quad (89)$$

$$\theta d' [t - \lambda^2] - D\lambda = 0 \quad (90)$$

Dividing Eq. (89) by (90)

$$\lambda(\theta_i) = \theta_i \quad (91)$$

Figure 17: Leverage of Low and High Types



Leverage consistent with the solution to the problem of the FSPs of maximizing Eq.(84) subject to the truth telling constraint in Eq. (85)-(86) for various levels of ω , the market power. Types $\theta_H = 1.5$, $\theta_L = 1$, with probability $f_L = .75$ and $f_H = .25$. We use $u_{A,H} = 0$, $u_{A,L} = 0$, consistent with a $\sigma^2 A = 1$. Vertical line represents the point at which truth telling constraint starts to bind - the minimum value of μ such that Eq. (87) is violated.

To compute the transfers, we replace $\lambda(\theta_i) = \theta_i$ in Eq. (89):

$$t - .5\theta_i^2 = D/D' = (\theta_i^2 - t - u_{0,\theta_i})\varepsilon^{-1} \Rightarrow t(\theta_i) = \frac{1 + .5\varepsilon}{1 + \varepsilon}\theta_i^2 - \frac{1}{1 + \varepsilon}u_0(\theta_i) \quad (92)$$

Adverse Selection. The problem of the FSP becomes:

$$\max_{\lambda_L, t_L, \lambda_H, t_H} f_L D(\theta_L, \lambda_L, t_L) [t_L - .5\lambda_L^2] + f_H D(\theta_H, \lambda_H, t_H) [t_H - .5\lambda_H^2] \quad (93)$$

s.t. to the *Truth Telling* constraints:

$$\theta_L \lambda_L - t_L \geq \theta_L \lambda_H - t_H \quad (94)$$

$$\theta_H \lambda_H - t_H \geq \theta_H \lambda_L - t_L \quad (95)$$

We can transform the problem to become:

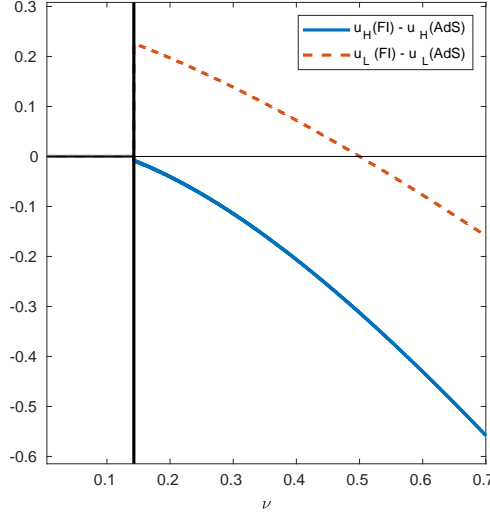
$$\max_{\lambda_L, u_L, \lambda_H, u_H} D(u_L) [\theta_L \lambda_L - .5\lambda_L^2 - u_L] + D(u_H) [\theta_H \lambda_H - .5\lambda_H^2 - u_H] \quad (96)$$

s.t.

$$u_L \geq u_H - (\theta_H - \theta_L)\lambda_H \quad (97)$$

$$u_H \geq u_L + (\theta_H - \theta_L)\lambda_L \quad (98)$$

Figure 18: Utility of Low and High Types



Note: Utility consistent with the solution to the problem of the FSPs of maximizing Eq.(84) subject to the truth telling constraint in Eq. (85)-(86) for various levels of ω , the market power. Types $\theta_H = 1.5$, $\theta_L = 1$, with probability $f_L = .75$ and $f_H = .25$. We use $u_{A,H} = 0$, $u_{A,L} = 0$, consistent with a $\sigma^2 A = 1$. Vertical line represents the point at which truth telling constraint starts to bind - the minimum value of μ such that Eq. (87) is violated.

Note that a monotonicity condition ($\lambda_H > \lambda_L$) joint with one truth telling constraint implies the other, that is

$$u_H = u_L + (\theta_H - \theta_L)\lambda_L \Rightarrow u_L = u_H - (\theta_H - \theta_L)\lambda_L > u_H - (\theta_H - \theta_L)\lambda_H \quad (99)$$

and that a binding TT of the low type is not consistent with the TT of the high type:

$$u_L = u_H - (\theta_H - \theta_L)\lambda_H \Rightarrow u_H = u_L + (\theta_H - \theta_L)\lambda_H > u_H + (\theta_H - \theta_L)\lambda_L \quad (100)$$

Therefore, there is only one potentially binding truth telling constraint. Contrary to the textbook case, however, we don't know which constraint is binding. As the FSP does not have full market power, it is not trivial that the high type is the one extracting information rents. This is a function of each type outside option and share that each type appears in the population. To see this, consider a case where $f_H \rightarrow 0$. In this case, it is better to keep the allocation to the low type undistorted, while distorting the allocation of the high type to satisfy the truth telling constraints.

Assume without loss of generality that it is the one of the high type. The Lagrangian in the problem in Eq.(96) becomes:

$$\mathcal{L} \equiv f_L D(u_L) [\theta_L \lambda_L - .5 \lambda_L^2 - u_L] + f_H D(u_H) [\theta_H \lambda_H - .5 \theta_H^2 - u_H] + \psi (0 - u_L - (\theta_H - \theta_L) \lambda_L + u_H) \quad (101)$$

The FOC system is:

$$f_L D'(u_L) [\theta_L \lambda_L - .5 \lambda_L^2 - u_L] - f_L D(u_L) - \psi = 0 \quad (u_L) \quad (102)$$

$$f_H D'(u_H) [\theta_H \lambda_H - .5 \lambda_H^2 - u_H] - f_H D(u_H) + \psi = 0 \quad (u_H) \quad (103)$$

$$f_L D(u_L) [\theta_L - \lambda_L] + (\theta_H - \theta_L) \psi = 0 \quad (\lambda_L) \quad (104)$$

$$\lambda_H = \theta_H \quad (\lambda_H) \quad (105)$$

$$u_H = u_L + (\theta_H - \theta_L) \lambda_L \quad (\psi) \quad (106)$$

which shows the no distortion result of Figure 17. In the numerical simulation, we use the following scaling for the demand function:

$$D(u) = \left(\frac{u - u_0}{.5\theta^2 - u_0} \right)^\varepsilon \quad (107)$$

that is, there is a share between zero and one ($.5\theta^2$ is the perfect competition outcome) that uses intermediation and the curvature is given by the market power.

C.1 Deriving Eq. (87)

Under the assumption that $\sigma^2 A = 1$, we have that autarky utilities are zero for both types, that is $U_{A,H} = u_{A,L} = 0$

$$t_H = \frac{1 + .5\varepsilon}{1 + \varepsilon} \theta_H^2 \text{ and } t_L = \frac{1 + .5\varepsilon}{1 + \varepsilon} \theta_L^2$$

Therefore, using the full information solution of t_L, t_H as above and $\lambda_H = \theta_H$ and $\lambda_L = \theta_L$, we can re-write the truth telling constraint of the low type, which is generically given by

$$\theta_L \lambda_L - t_L \geq \theta_L \lambda_H - t_H$$

as

$$\theta_L^2 - \frac{1 + .5\varepsilon}{1 + \varepsilon} \theta_L^2 \geq \theta_L \theta_H - \frac{1 + .5\varepsilon}{1 + \varepsilon} \theta_H^2 \Leftrightarrow \theta_L (\theta_L - \theta_H) \geq \frac{1 + .5\varepsilon}{1 + \varepsilon} (\theta_L - \theta_H) (\theta_L + \theta_H) \quad (108)$$

$$\Leftrightarrow \theta_L (.5\varepsilon) \geq (1 + .5\varepsilon) \theta_H \Leftrightarrow \theta_L - \theta_H \geq \frac{2}{\varepsilon} \theta_H \quad (109)$$

Moreover,

$$\omega \equiv \frac{1}{1 + \varepsilon} \Rightarrow \varepsilon = \omega^{-1} - 1$$

Substituting and manipulating we arrive at

$$\omega \geq \frac{\theta_L - \theta_H}{\theta_H + \theta_L} \quad (110)$$

which is always satisfied in the first best, so the TT constraint is not binding in the full information contracts. Note, however, that we can simply re-do the analysis for the truth telling constraint on the high type, and in this case get exactly Eq.(87). ■

D From contracts to utilities

The starting point for the theoretical framework is how to take a potentially very complicated object - a financial contract - and simplify it to a tractable concept, *utility*.

Let C represent a contract in a set of contracts \mathcal{C} . C is potentially multidimensional (e.g., interest rate, collateral and cost of default). The set \mathcal{C} is already constrained by the contracts that satisfy the contracting frictions. The agent in the model has a utility $\mathbb{U} : \mathcal{C} \rightarrow \mathbb{R}$. This utility can represent an expected utility if the contract depends on realizations of stochastic variables. For any contract, we also assume that we can specify the profit of a FSP, $\Pi : \mathcal{C} \rightarrow \mathbb{R}$. Moreover, denote W as the set of utilities generated by any contract, i.e., $W \equiv \{u \mid \exists C \in \mathcal{C} \text{ s.t. } \mathbb{U}(C) = u\}$. We assume that our contracting structure is s.t. *Assumption U* holds. *Assumption U* is essentially a limitation in the set \mathcal{C} beyond the limitations caused by contracting frictions.

Assumption U.

1. No contract is Pareto Dominated, i.e., for any $\forall C_0, C_1 \in \mathcal{C}$:

$$\Pi(C_0) > \Pi(C_1) \Leftrightarrow \mathbb{U}(C_0) < \mathbb{U}(C_1) \quad (111)$$

2. There are no different contracts that offer the same utility for agents and profits for FSPs:

$$\nexists C_0, C_1 \in \mathcal{C} \text{ s.t. } C_0 \neq C_1, \Pi(C_0) = \Pi(C_1) \text{ and } \mathbb{U}(C_0) = \mathbb{U}(C_1) \quad (112)$$

Eq.(111) means that if a contract is more profitable for the FSP, it provides less utility for the agent. What we are ruling in out is that in the set of *feasible* contracts that satisfy all information constraints, there is a contract C_0 that $\Pi(C_0) > \Pi(C_1)$ and $\mathbb{U}(C_0) \geq \mathbb{U}(C_1)$ in this case, C_0 would be a Pareto improvement over C_1 and that there is no reason to play it. In our framework, this assumption is very natural. As it becomes clear later when we discuss limitations, there a few cases where it may not hold. Eq.(112) rules out a contract that is equivalent for agents and FSPs at the same time. This assumption is true in our application, where agents are risk-averse and FSPs risk neutral. If there were two equivalent contracts for the agents, there would be a Pareto improvement of offering the mean contract³⁸ that would provide a higher utility for the agent and the same profit for the FSP.

What *Assumption U* in fact guarantees is that: $\nexists C_0, C_1 \in \mathcal{C} \text{ s.t. } C_0 \neq C_1 \text{ and } \mathbb{U}(C_0) = \mathbb{U}(C_1)$, i.e., no two contracts offer the same utility. Eq. (112) guarantees that they do not have the same profits. Eq. (111) eliminates the possibility that one of them is better for the FSP than the other - i.e., implies that these contracts have the same profit. Therefore, it cannot exist under *Assumption U*. What this means is that the optimization problem in Eq. (113) is well defined:

$$c^*(u) \in \operatorname{argmax}_{C \in \mathcal{C}} \pi(C) \text{ s.t. } \mathbb{U}(C) = u \quad (113)$$

and that, $\forall C_0 \in \mathcal{C}$, the solution of the Eq. (113) is s.t.:

$$c^*(\mathbb{U}(C_0)) = C_0$$

³⁸Assuming that \mathcal{C} is convex, i.e., that the mean contract is in the contract space.

i.e., that there is a one-to-one mapping from contracts to utilities implied by this contract. Since utility generated by contract C_0 cannot be generated by any other contract, i.e., for the contracts C_0 that satisfy this assumption, $\exists! C \in \mathcal{C}$ s.t. $\mathbb{U}(C) = \mathbb{U}(C_0)$. In this case, the constraint $\mathbb{U}(C) = u$ rules out all contracts that are not C_0 . Thus, Eq.(113) holds under *Assumption U*. Therefore, in this case, the mapping of contracts to utilities is one-to-one and the transformation can be done without loss of generality. In the specifics of our framework, it will be clear that *Assumption U* holds.

E Proof of Lemma 3.1

Proof. The strategy to show that the equilibrium exists and is unique is to show that the vector of best response functions is a contraction. The Nash Equilibrium is then the unique fixed point of the vector of best response functions. This is not only useful theoretically, but also numerically: computing the fixed point of a contraction can be done by an iterative algorithm. The first step of the proof is Lemma E.1, which is a version of Blackwell's sufficient conditions for operators between compact subspaces of \mathbb{R}^n , which is our case here.

Lemma E.1. *Let $T : C \rightarrow C$, $C \subset \mathbb{R}^n$, C compact. Define $\|x - y\| \equiv \max_i |x_i - y_i|$ and $x \leq y$ if $x_i \leq y_i, i = 1, \dots, n$. Then, if:*

1. (Monotonicity) $x \leq y \Rightarrow Tx \leq Ty, \forall x, y \in C$.
2. (Discount) $T(x + ea) \leq T(x) + \beta ea, \forall x \in W, a \in \mathbb{R}_+, e = (1, \dots, 1) \in \mathbb{R}_+^n$ and $x + ea \in C$.

T is a contraction with modulus β .

Proof. $\forall x, y: x - y \leq e\|x - y\|$. This implies that $x \leq y + e\|x - y\|$ By properties 1 and 2: $Tx \leq Ty + \beta e\|x - y\|$. Also, the same is true for x in place of y : $Ty \leq Tx + \beta e\|x - y\|$. Therefore: $Tx - Ty \leq \beta e\|x - y\|$ and $Ty - Tx \leq \beta e\|x - y\|$ which implies $\|Tx - Ty\| \leq \beta\|x - y\|$. ■

Moreover, we present an auxiliary Lemma E.2 on the argmax of problems of a particular condition - which we then show to hold in our case. This is simply a way to simplify the exposition.

Lemma E.2. *Let $f, g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ be strictly concave functions, f strictly decreasing in x and g strictly increasing in x . Moreover, Let g be continuously differentiable in x . Let I be a compact interval. Let $\lim_{x \rightarrow \max I} f(x) = -\infty$, and g bounded above. Finally, let δf be the correspondence function of subgradients of f . Define: $x^* \equiv \arg \max_{x \in I} f(x) + g(x)$. Then x^* exists, is unique and is s.t.:*

$$(x^* - \min I) \text{ and } g'(x) < -[\max\{\delta f(x)\}], \forall x \in I \quad (114)$$

or

$$g'(x^*) \in -\delta f(x^*) \quad (115)$$

Proof. Existence and uniqueness comes from strict concavity and continuity. The optimum is not at $\max I$ since $\lim_{x \rightarrow \max I} f(x) = -\infty$. Therefore, the optimum must either be at $\min I$ or satisfy the FOC. To derive the FOC, take x_0 s.t. $g'(x_0) \in -\delta f(x_0)$. Due to the strict concavity of f, g , $f(x) - f(x_0) < -g'(x)(x - x_0)$ and $g(x) - g(x_0) <$

$g'(x)(x - x_0), \forall x \neq x_0$, Therefore: $f(x) + g(x) < f(x_0) + g(x_0)$. If the optimum is at $\min I$, however, it must be the case that $g'(x) < -[\max\{\delta f(x_0)\}]$, $\forall x \in I$ - otherwise we could find an interior maximum. ■

Back to our original problem, we do the following steps. First, we do a transformation where we include the outside option as a phantom player. Second, we show that the BR function satisfies the condition of the Lemma E.2 and the implications for the specific case of BR functions. Third, we discuss the boundaries on changes of the BR function. Forth, we show that the conditions for Lemma 3.1 are satisfied and conclude the proof.

Step 1. The Phantom Player. We assume that there is a phantom player in the game, the *outside option* player. This player represents the outside option: we assume that it is as if it is another FSP, but it always plays the outside option. We denote it by $b = B_p + 1$, i.e., the extra bank in the province. We do this transformation to facilitate the proof of uniqueness and existence. Define the best response function vector (i.e., of all FSPs) by ³⁹

$$BR(u_1, u_2, \dots, u_n) \equiv (BR_1(u_{-1}), BR_2(u_{-2}), \dots, BR_{B_p+1}(u_{-B_p+1}))$$

BR is a function that maps the cartesian products of the strategy spaces in itself: $BR : W^{B_p+1} \rightarrow W^{B_p+1}$ maps a set of strategies of all FSPs $\{u_b\}_b \in W_{B_p}$ in the best response of a FSP given the strategies of all other FSPs.

Step 2. Best Response and Auxiliary Lemma. Note that S is decreasing and concave in u . As S is concave, it is continuous everywhere and differentiable almost everywhere (a.e.) in $u \in W$. Also, note that W is a compact subset of \mathbb{R} . Moreover, note that:

$$BR_b(\{u_b\}_{b=1}^{B_p+1}) = \arg \max_{u \in W} S(u) \mu(u, u_{-b}) = \arg \max_{u \in \hat{W}} \ln[S(u)] + \ln[\mu(u, u_{-b})] \quad (116)$$

where $\hat{W} \equiv W \cap \{u \mid S(u) \geq 0\}$, which is compact. The idea is that if $\exists u \in W$ s.t. $S(u) > 0$, then no utility in equilibrium is played with $S(u) \leq 0$. This implies that the function

$$f(u) \equiv \ln(S(u))$$

is: (i) strictly concave, decreasing in u , (ii) $\lim_{u \rightarrow \max \hat{W}} \Sigma(u) = -\infty$. Therefore, $f(u)$ plays the role of f in the Lemma E.2. Moreover, let

$$g(u, u_{-b}) \equiv \ln(\mu(u, u_{-b}))$$

which is: (i) strictly concave, increasing in u , (ii) continuously differentiable at $u \in \text{interior}(W)$, (iii) bounded above by zero. Therefore, $g(u, u_{-b})$ plays the role of g in Lemma E.2 for any given value of u_{-b} . Define: $\Sigma : \hat{W} \rightarrow \mathbb{R}$ as:

$$\Sigma(u) \equiv -\frac{\delta S(u)}{S(u)} \quad (117)$$

and:

$$\Upsilon(u, u_{-b}) \equiv \frac{\partial_{u_b} \mu(u, u_{-b})}{\mu(u, u_{-b})} \quad (118)$$

³⁹The best responses are also a function of the locations of FSPs and villages, taken as given. We remove it from the notation at this point to facilitate the understanding.

to represent the equivalents of $\delta f, g'$ in Lemma E.2, respectively. From Lemma E.2:

$$BR_b\left(\{u_b\}_{b=1}^{B_p+1}\right) = \begin{cases} \min \hat{W} \text{ and } \Sigma(u) > \Upsilon(u, u_{-b}), \forall u \in \hat{W} \\ \text{or } \Upsilon\left(BR_b\left(\{u_b\}_{b=1}^{B_p+1}\right), u_{-b}\right) \in \Sigma\left(BR_b\left(\{u_b\}_{b=1}^{B_p+1}\right)\right) \end{cases}, \forall b = 1, \dots, B$$

For our phantom player - the outside option:

$$BR_b\left(\{u_b\}_{b=1}^{B_p+1}\right) = u_0$$

Step 3. The BR Boundaries. We start this step with two observations: $\Sigma(u)$ is strictly increasing in u and $\Gamma(u, u_{-b})$ is strictly decreasing in u , strictly increasing in u_{-b} . We know that $-\delta S$ is increasing in u . Moreover, S is strictly decreasing in u . The ratio $\Sigma(u)$ is thus increasing, meaning that $u > \hat{u} \Leftrightarrow x < y, \forall x \in \Sigma(u), y \in \Sigma(\hat{u})$. Second, as μ is log-concave in u , Υ must be decreasing in u and increasing in u_{-b} (since Υ is the first derivative of $\ln(\mu)$).

The fact that $\Sigma(u)$ is strictly increasing in u and $\Gamma(u, u_{-b})$ is strictly decreasing in u guarantees that:

$$\left[BR_b\left(\{u_b\}_{b=1}^{B_p+1}\right) - BR_b\left(\{\hat{u}_b\}_{b=1}^{B_p+1}\right)\right]^2 \leq \left[BR_b^{FOC}\left(\{u_b\}_{b=1}^{B_p+1}\right) - BR_b^{FOC}\left(\{\hat{u}_b\}_{b=1}^{B_p+1}\right)\right]^2 \quad (119)$$

where: $BR_b^{FOC}\left(\{u_b\}_{b=1}^{B_p+1}\right)$ is defined as the point that satisfies the equation:

$$\Upsilon\left(BR_b^{FOC}\left(\{u_b\}_{b=1}^{B_p+1}\right), u_{-b}\right) \in \Sigma\left(BR_b^{FOC}\left(\{u_b\}_{b=1}^{B_p+1}\right)\right)$$

even if $BR_b^{FOC} \notin W$. BR_b^{FOC} is picking the utility that solves the FOC if there is no lower-bound to possible levels of utility that are offered. Given Eq. (119), it is sufficient to show that

$$\left[BR_b^{FOC}\left(\{u_b\}_{b=1}^{B_p+1}\right) - BR_b^{FOC}\left(\{\hat{u}_b\}_{b=1}^{B_p+1}\right)\right]^2 \leq a$$

to guarantee that the same is true for the BR functions. Therefore, we assume in the following step that the condition that the equilibrium utility is in the interior of W never binds. Moreover, note that Eq. (119) is always satisfied for the outside option, since the LHS of Eq. (119) is always zero.

Step 4. The contraction.

Given the conditions on the BR function, we now proceed to show that the two conditions in Lemma 1 hold for BR_b^{FOCs} and, thus, for BR_b . Focus on the FOC of our problem, that is:

$$\Upsilon\left(u_b^*, u_{-b}\right) \in \Sigma\left(u_b^*\right) \quad (120)$$

where $u_b^* \equiv BR_b\left(\{u_b\}_{b=1}^{B_p+1}\right)$. Then:

1. **Monotonicity.** If $\hat{u}_{-b} \geq u_{-b} \Rightarrow \hat{u}_b^* \geq u_b^*$. Assume by contradiction that $\hat{u}_{-b} \geq u_{-b}$ and $\hat{u}_b^* < u_b^*$. We know that:

$$\Upsilon\left(\hat{u}_b^*, \hat{u}_{-b}\right) < \Upsilon\left(\hat{u}_b^*, u_{-b}\right) < \Upsilon\left(u_b^*, u_{-b}\right) \in \Sigma\left(u_b^*\right) < \Sigma\left(\hat{u}_b^*\right) \Rightarrow \Upsilon\left(\hat{u}_b^*, \hat{u}_{-b}\right) < \Sigma\left(\hat{u}_b^*\right) \quad (121)$$

which cannot happen at an interior solution.

2. **Discounting.** If $\tilde{u}_{-b} = u_{-b} + ea$, $a > 0, e = (1, \dots, 1), u_{-b} + ea \in \hat{W}^B \subset \mathbb{R}^B \Rightarrow \tilde{u}_b^* \in (u_b^*, u_b^* + a)$. We know from monotonicity $\tilde{u}_b^* > u_b^*$. Assume by contradiction that $\tilde{u}_b^* \geq u_b^* + a$.

$$\Upsilon(\tilde{u}_b^*, \tilde{u}_{-b}) > \Upsilon(u_b^* + a, \tilde{u}_{-b}) = \Upsilon(u_b^*, u_{-b}) \in \Sigma(u_b^*) > \Sigma(\tilde{u}_b^*) \Rightarrow \Upsilon(\tilde{u}_b^*, \tilde{u}_{-b}) > \Sigma(\tilde{u}_b^*) \quad (122)$$

which cannot happen at an interior solution. Note that this is where we use the condition of Eq. (120). The above reasoning guarantees that, $\forall a \in \mathbb{R}_+, \exists \beta_b(a)$ s.t.:

$$\tilde{u}_b^* \leq u_b^* + \beta_b(a) \quad (123)$$

As we know that: $\beta_b(a) < 1$, take the β of the contraction as: $\beta \equiv \max_b \max_a \beta_b(a)$. Note that, as \hat{W} is compact, $\beta_b(a) < 1 \Rightarrow \beta < 1$.

Conclusion. Note that, as the Steps 1-4 above are true for all FSPs and the phantom bank, it must be true that the BR of Eq. (116) is a contraction. The Nash Equilibrium is the unique fixed point of the best responses and, thus, can be found through an iterative procedure (see). For a more intuitive approach to the proof, see Figure (4) in the main text. ■

F Spatial Costs and Sufficient Conditions For Lemma 3.1

Lemma F.1 has the conditions for log-concavity when $\psi > 0$. If $\psi \leq \bar{\psi}$ as defined in Eq. (126), Lemma's F.1 condition is satisfied. Moreover, if market shares are always smaller than .5 (i.e., a very segmented market), Lemma's F.1 condition is satisfied.

Lemma F.1. *If for all banks b, \hat{b} and for any two villages, v, \hat{v} , the spatial cost ψ and logit variance, σ_L imply that the market share at the village level, $\{\mu_v^b, \mu_{\hat{v}}^b, \mu_v^{\hat{b}}, \mu_{\hat{v}}^{\hat{b}}\}$ satisfies*

$$\sum_{i \in \{v, \hat{v}\}, j \in \{v, \hat{v}\}} [N_i N_j \mu_i^b (1 - \mu_i^b) \mu_j^b (2\mu_i^b - \mu_j^b)] > 0 \quad (124)$$

and

$$\sum_{i \in \{v, \hat{v}\}, j \in \{v, \hat{v}\}} [N_i N_j \mu_i^{\hat{b}} \mu_j^{\hat{b}} (2\mu_i^{\hat{b}} - \mu_j^{\hat{b}})] > 0 \quad (125)$$

the market share defined by Eqs. (20)-(21) satisfies the conditions of Lemma 3.1. A sufficient condition for Eqs. (124)-(125) is that maximum ($\bar{\mu}$) and minimum ($\underline{\mu}$) market share between villages in the same market at any given level of utilities satisfies $\bar{\mu} \leq \underline{\mu} [4 + \sqrt{11}]$. In terms of (ψ, σ_L) , this means

$$\psi \leq \bar{\psi} \equiv \frac{\ln(4 + \sqrt{11})\sigma_L}{[\max_{b,v} \|x_b - x_v\| - \min_{b,v} \|x_b - x_v\|]} \quad (126)$$

Proof. Step 1. Bounded Away from Zero. With the logit formulation, the minimum market share in a given village is s.t.

$$\mu_v(\varphi_b) > \frac{e^{\sigma_L^{-1}[\mathbb{V}(u_{\min}, x_b, x_v) - u_0]}}{1 + \sum_{\hat{b}=1}^B e^{\sigma_L^{-1}[\mathbb{V}(u_{\max}, x_{\hat{b}}, x_v) - u_0]}} > 0$$

where the inequality comes from replacing u_{\max} also for b at the denominator. As $\sigma_L > 0$, it is the case that the RHS is larger than zero.

Step 2. Log-concave in u . Taking the derivative of Υ (which corresponds to the second derivative of log-market share)

$$\Upsilon(u_b, u_{-b}) = \frac{\partial_{u_b} \mu(\varphi_b)}{\mu(\varphi_b)} = \frac{\sum_{v=1}^V N_v \mu_v(\varphi_b) [1 - \mu_v(\varphi_b)]}{\sum_{v=1}^V N_v \mu_v(\varphi_b)} = 1 - \frac{\sum_{v=1}^V N_v \mu_v(\varphi_b)^2}{\sum_{v=1}^V N_v \mu_v(\varphi_b)} \quad (127)$$

Note that in the case with spatial cost $\psi = 0$ (or a single market, i.e., $V = 1$), the above condition reads as $\Upsilon(u_b, u_{-b}) = 1 - \mu(\varphi_b)$, which is trivially strictly decreasing in u_b . In our problem with $\psi > 0, V > 1$, however, we need to do some additional steps. Taking the derivative of Eq. (127) and simplifying the notation of $\mu(\varphi_b)$ to μ :

$$\partial_{u_b} \Upsilon(u_b, u_{-b}) = - \frac{2 \left[\sum_{v=1}^V N_v \mu_v^2 (1 - \mu_v) \right] \left[\sum_{\hat{v}=1}^V N_{\hat{v}} \mu_{\hat{v}} \right] - \left[\sum_{v=1}^V N_v \mu_v (1 - \mu_v) \right] \left[\sum_{\hat{v}=1}^V N_{\hat{v}} \mu_{\hat{v}}^2 \right]}{\left[\sum_{v=1}^V N_v \mu_v \right]^2} \quad (128)$$

Selecting the terms on top for any pair v, \hat{v} , we recover the equation in Lemma F.1.

Step 3. Υ increasing in u_{-b} . Taking the derivative of Υ w.r.t. $u_{\hat{b}}$ (which corresponds to the cross derivative of log-market share)

$$\partial_{u_{\hat{b}}} \Upsilon(u_b, u_{-b}) = \frac{2 \left[\sum_{v=1}^V N_v (\mu_v^b)^2 \mu_{\hat{v}}^{\hat{b}} \right] \left[\sum_{\hat{v}=1}^V N_{\hat{v}} \mu_{\hat{v}}^b \right] - \left[\sum_{v=1}^V N_v \mu_v^b \mu_{\hat{v}}^{\hat{b}} \right] \left[\sum_{\hat{v}=1}^V N_{\hat{v}} (\mu_{\hat{v}}^b)^2 \right]}{\left[\sum_{v=1}^V N_v \mu_v^b \right]^2} \quad (129)$$

Selecting the terms on top for any pair v, \hat{v} , we recover the equation in Lemma F.1.

Step 4. The Sufficiency of $\bar{\psi}$. We show here that it guarantees the log-supermodularity condition, but the proof is the same for the log-concavity. As utility in equilibrium is bounded below (since consumption is greater than the lower bound of the grid), whenever there is a level of utility that the bank can offer and make a positive profit:

$$\mu_v^b(\varphi_b) \geq \underline{\mu} > 0$$

On the other hand, as there is the outside option:

$$\mu_v^b(\varphi_b) \leq \bar{\mu} < 1$$

Therefore: $\mu_v \in [\underline{\mu}, \bar{\mu}]$. Note that the signal of the $\partial_{u_b} \Upsilon(u_b, u_{-b})$ is the same as

$$\begin{aligned}
& \sum_v \sum_{\hat{v}} N_v N_{\hat{v}} \mu_v^b \mu_{\hat{v}}^b \mu_{\hat{v}}^{\hat{b}} [2\mu_{\hat{v}}^b - \mu_v^b] \\
&= \sum_v N_v^2 [\mu_v^b]^3 \mu_{\hat{v}}^b + \sum_v \sum_{\hat{v}} N_v N_{\hat{v}} \left\{ \mu_v^b \mu_{\hat{v}}^b \mu_{\hat{v}}^{\hat{b}} [2\mu_{\hat{v}}^b - \mu_v^b] + \mu_{\hat{v}}^b \mu_v^b \mu_{\hat{v}}^{\hat{b}} [2\mu_v^b - \mu_{\hat{v}}^b] \right\} \\
&= \sum_v N_v^2 [\mu_v^b]^3 \mu_{\hat{v}}^b + \sum_v \sum_{\hat{v}} N_v N_{\hat{v}} \mu_v^b \mu_{\hat{v}}^b \left\{ \mu_{\hat{v}}^{\hat{b}} [2\mu_{\hat{v}}^b - \mu_v^b] + \mu_v^{\hat{b}} [2\mu_v^b - \mu_{\hat{v}}^b] \right\}
\end{aligned} \tag{130}$$

Assume that there is a gap of $\mu_{u_{max}} = A + \mu_{u_{min}}$ given a level of utility. In this case:

$$\begin{aligned}
\mu_{\hat{v}}^{\hat{b}} [2\mu_{\hat{v}}^b - \mu_v^b] + \mu_v^{\hat{b}} [2\mu_v^b - \mu_{\hat{v}}^b] &\geq \mu_{u_{min}} [2\mu_{u_{max}} - \mu_{u_{min}}] + \mu_{u_{max}} [2\mu_{u_{min}} - \mu_{u_{max}}] \\
&= 4\mu_{u_{min}} \mu_{u_{max}} - \mu_{u_{min}}^2 - \mu_{u_{max}}^2 \\
&= 4A\mu_{u_{min}} + 4\mu_{u_{min}}^2 - A^2 - \mu_{u_{min}}^2 + 2A\mu_{u_{min}} - \mu_{u_{min}}^2 \\
&= 6A\mu_{u_{min}} + 2\mu_{u_{min}}^2 - A^2 \\
&\geq 0 \Leftrightarrow \frac{A}{\mu_{u_{min}}} \in [3 - \sqrt{11}, 3 + \sqrt{11}] \Leftrightarrow \mu_{u_{max}} \in [0, \mu_{u_{min}} (4 + \sqrt{11})] \\
&\Leftrightarrow \frac{\mu_{u_{max}}}{\mu_{u_{min}}} < 7.31 (\approx)
\end{aligned} \tag{131}$$

$$\begin{aligned}
\mu_{u_{max}} &= \frac{e^{u_b - \psi \min \|x_b - x_v\|}}{e^{u_b - \psi \min \|x_b - x_v\|} + \sum_{\beta \in B/b} e^{u_\beta - \psi \|x_\beta - x_v\|} + e^{u_0}} \\
\mu_{u_{min}} &= \frac{e^{u_b - \psi \max \|x_b - x_v\|}}{e^{u_b - \psi \max \|x_b - x_v\|} + \sum_{\beta \in B/b} e^{u_\beta - \psi \|x_\beta - x_v\|} + e^{u_0}}
\end{aligned}$$

Note then that:

$$\frac{\mu_{u_{max}}}{\mu_{u_{min}}} < e^{[\psi \max_{b,v} \|x_b - x_v\| - \psi \min_{b,v} \|x_b - x_v\|] \sigma_L^{-1}}$$

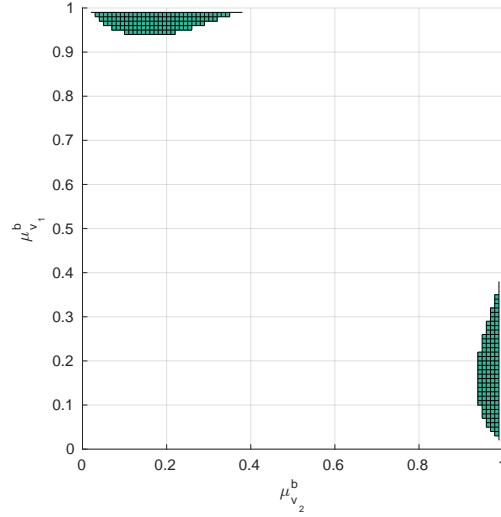
A sufficient condition for log-supermodularity of the game is that:

$$\psi \leq \frac{\log(4 + \sqrt{11}) \sigma_L}{[\max_{b,v} \|x_b - x_v\| - \min_{b,v} \|x_b - x_v\|]}$$

and $\log(4 + \sqrt{11}) \approx 2$, which is easily verifiable. ■

To provide an example, if $N_v = N_{\hat{v}}$, the regions shadowed in Figure 19 represent the combination of market shares in different villages for a given bank that would fail to satisfy the condition of Eq. (124) in Lemma F.1.

Figure 19: Conditions on village level Market Shares to violate Log-Concavity



Note: Combination of market shares in villages v_1, v_2 for bank b , $\mu_{v_1}^b, \mu_{v_2}^b$, that guarantee Lemma F.1 is satisfied assuming $N_{v_1} = N_{v_2}$. Shaded regions represent points where the condition is violated.

G Other Comparative Statics Results

G.1 Logit Variance

We show in this section the analogous of the results of Section 3.3, but varying the logit variance, σ_L . This variance pins down the scale of utilities. The scale of utility - which in here is exactly pinned down by the inverse of σ_L - is important for the equilibrium since it determines how market share changes with an equivalent change in utility. This can be seen in Figure 4. Changes in σ_L affect the downward sloping curve and, thus, the equilibrium determination.

In Figure 20, we show how profits and welfare of the villages in $x \in \{0, .5, 1\}$ vary with σ_L . The welfare is as in Eq.(26).

G.2 Complementarity of Competition

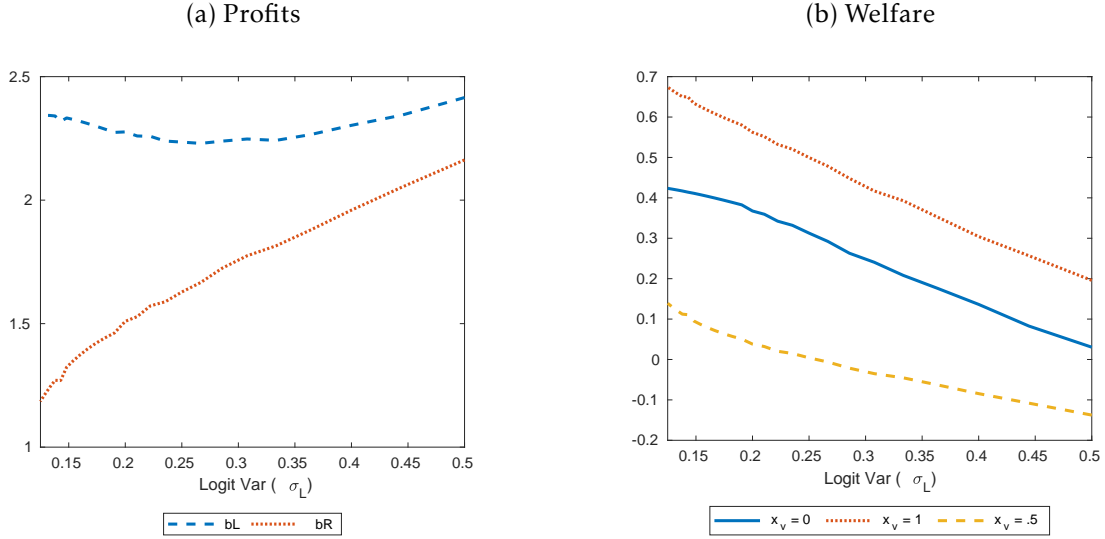
We vary spatial costs ψ and logit variance σ_L simultaneously to understand if changes in σ_L and ψ are substitutes or complements, and how this changes with the level of competition in the economy. For simplicity, we change our baseline economy to be symmetric in locations and have one FSP at each location, that is $b_L = b_R = 1$. We compute the overall welfare in the economy as in Eq.(132), and plot the results in Figure 21, panel (a).

$$\mathcal{W}(\psi, \sigma_L) \equiv V^{-1} \sum_v W_v(\psi, \sigma_L) \quad (132)$$

where $W_v(\psi, \sigma_L)$ is the one defined in Eq.(26).

The effects of reducing spatial costs are more pronounced with lower values of σ_L , which indicates that if utility

Figure 20: Profits of FSPs and welfare of villages $x \in \{0, .5, 1\}$ with changes the logit variance



Note: Profits of FSPs and Welfare (as in Eq.(26) for three villages - the ones located in $x \in \{0, .5, 1\}$. Equilibrium with spatial configuration of Figure 5 and parameters of Table 5, changing the logit variance, denoted by σ_L . Contracting frictions are MH + LC.

offerings do not sufficiently change market shares, reduction in spatial costs is also less effective to induce welfare changes. This can be seen in panel (a) of Figure 21. For low values of σ_L , welfare is larger *and* increases by more when spatial costs reduce than for high values of σ_L . In panel (b) we plot the difference in welfare between a more competitive economy with $b_L = 4 = b_R = 4$ with the welfare plotted in panel (a) with $b_L = b_R = 1$. Note that more FSPs increase levels of utilities, since the surface - the welfare differential - is all in positive numbers. This change is not constant across the parametric space of spatial costs ψ and logit variance σ_L . Reduction in spatial costs are passed through more to consumers when competition is higher.

G.3 Local Competition

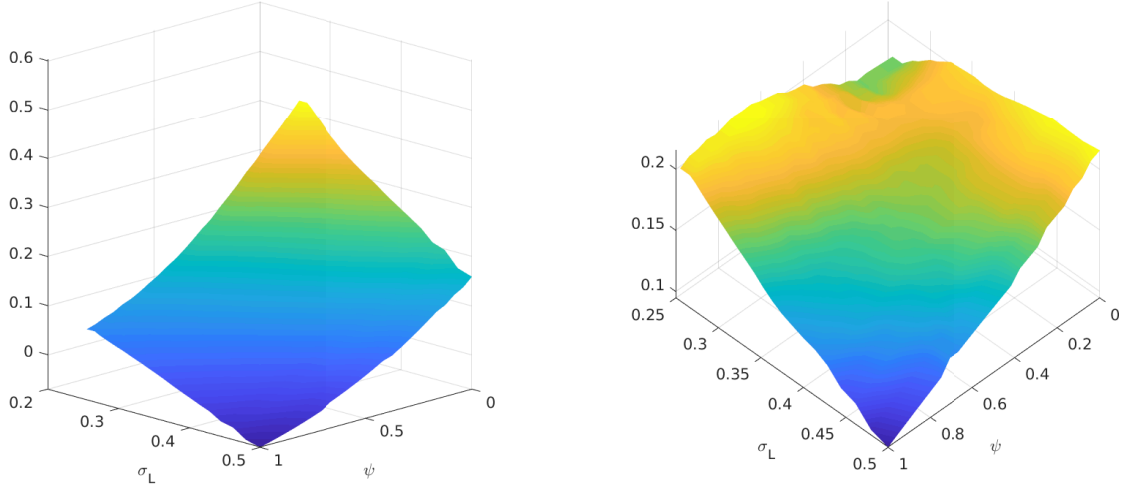
We consider the effects of the introduction of additional FSPs in profits and welfare of households in villages at $x \in \{0, .5, 1\}$. Finally, we show how profits and utilities in equilibrium differ between full information and moral hazard and limited commitment in this case.

The introduction of FSPs at $x = 1$ increases welfare of the village at $x = 1$ by a significant amount - from 20 % to almost 50 % of the perfect competition full information utility. The effect on the village at $x = .5$ is qualitatively similar, but quantitatively smaller given the distance of this village to this new more competitive locale. In our framework, as we have logit market shares that come from idiosyncratic preferences of households within a village, competition in $x = 1$ can decrease welfare of households at $x = 0$, since some of them prefer to pay spatial costs to visit the FSPs in $x = 1$. This comes from our measure of welfare used. We do not take into account in panel(b) of Figure 22 the idiosyncratic preferences effects (that generate the logit market share), and thus it may

Figure 21: Average Welfare varying spatial costs and logit variance

(a) Welfare with $b_L = 1, b_R = 1$

(b) Welfare Gains with $b_L = 4, b_R = 4$



Note: Panel(A): Welfare (as in Eq.(132)). Equilibrium with spatial configuration of Figure 5 and parameters of Table 5, changing the logit variance, denoted by σ_L , and spatial costs, denoted by ψ . One FSP at $x = 0$ and one at $x = 1$, that is $b_L = b_R = 1$. Panel (B): Welfare difference between economy with $b_L = 4 = b_R = 4$ and the economy with $b_L = 1 = b_R = 1$. Contracting frictions are MH + LC.

seem that welfare is decreasing when in fact it is not. ⁴⁰

H Simple Model of Adverse Selection

We consider here a simpler case of AdS where the structure of the problem allows us to use a result similar to Lemma 3.1. Our first simplifying assumption is that utility is separable between consumption and effort. Our second assumption is that SMEs only differ in one characteristic cost of exerting effort etc.. In particular, we focus on the utility function in Eq. (133) ⁴¹

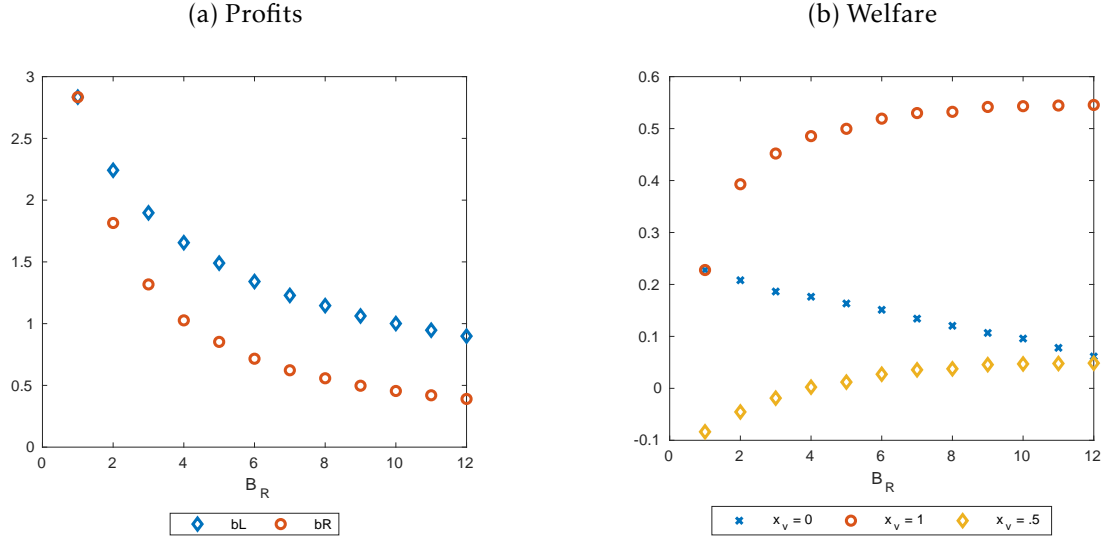
$$\mathbb{U}(c, z|\theta) \equiv u(c) - \theta v(z), \quad \theta \in \Theta \quad (133)$$

Eq.(133) provides an ordering of types according to their cost of exerting effort. We denote θ_L as the good (lowest type) and θ_H as the bad (highest type). We additionally assume that the only truth telling constraints that are

⁴⁰The idiosyncratic preference shocks imply a few households will travel now larger distances. We capture the large distances in our measure of welfare, but not the effect of increased varieties.

⁴¹We can generalize the assumption to be that SMEs differ only in one characteristic: cost of exerting effort (as here), or risk aversion, productivity etc.. We can also generalize this utility function to be $\mathbb{U}(c, z|\theta) \equiv u(c) - v(z|\theta)$, with $v(z|\theta)$ increasing in θ and $\partial_{z,\theta} v > 0$. We focus on the simplest case here for exposition purposes.

Figure 22: Profits of FSPs and welfare of villages $x \in \{0, .5, 1\}$ with changes in b_R



Note: Profits of FSPs and Welfare (as in Eq.(26) for three villages - the ones located in $x \in \{0, .5, 1\}$. Equilibrium with spatial configuration of Figure 5 and parameters of Table 5, changing the number of FSPs in $x = 1$, denoted by b_R . Contracting frictions are MH + LC.

binding are those of a lower θ taking the contract of a higher one, that is ⁴²

$$\sum_{c,q,z,k'} \pi^\theta(c,q,z,k') \mathbb{U}(c,z|\theta) \geq \sum_{c,q,z,k'} \pi^{\hat{\theta}}(c,q,z,k') \mathbb{U}(c,z|\theta), \quad \forall \theta, \quad \forall \hat{\theta} > \theta \quad (134)$$

This is *not* an innocuous assumption. In models of AdS and competition we do not know which constraints are binding. Given that the FSP cannot extract all rents, the parameters of the model (as, for instance, the share of each type in the population) determine the incentives of FSPs to distort the allocation across types. For more details on that see Appendix B, where we make this point mathematically for our simple model that generated the data in Section 2.

With these assumptions, we can prove Lemma H.1, which is a version of Lemma 3.1 for the case of AdS. The intuition behind Lemma H.1 is the same as in Lemma 3.1. For instance, if all competitors raise their offerings of utilities, an FSP would like to raise it for both types. As the truth telling constraint requires both to increase at the same time, this is what the FSP ends up doing. Thus, the equilibrium still satisfies monotonicity. An analogous reasoning shows discounting.

Lemma H.1. *Assume that all conditions for Lemma 3.1 are true. Additionally, assume that the utility function is as in Eq.(133). Finally, assume that only the truth telling constraints that potentially bind are those in Eq.(134). Then, a Nash Equilibrium in utilities exists, is unique and can be computed iteratively.*

Proof. The proof is comprised of two steps. The first establishes that we can simplify the set of truth telling

⁴²The ratio $\frac{P(q|k',\theta,z)}{P(q|k',\hat{\theta},z)}$ does not appear because we assume the only difference between agents is over preferences, as in Eq. (133).

constraints - Eq. (28) - to neighboring types only and a monotonicity condition. Second, we show that the proof of Lemma 3.1 can still be applied using the equivalence of the first step.

Neighboring Truth Telling Constraints. Before proceeding, we define some extra notation. Let π^z be the marginal distribution of a contract on effort, z (i.e., summing over q, z, k'). Moreover, define the following dot notation:

$$\pi(\theta) \cdot U(\theta) \equiv \sum_{c, q, z, k'} \pi^\theta(c, q, z, k') \mathbb{U}(c, z | \theta) \quad (135)$$

$$\pi(\theta) \cdot U(\theta) \cdot P(\theta, \hat{\theta}) \equiv \sum_{c, q, z, k'} \pi^\theta(c, q, z, k') \mathbb{U}(c, z | \theta) \frac{P(q | k', \theta, z)}{P(q | k', \hat{\theta}, z)} \quad (136)$$

Finally, denote the truth telling condition between two types as

$$TT(\theta, \hat{\theta}) \equiv \sum_{c, q, z, k'} \pi^\theta(c, q, z, k') \mathbb{U}(c, z | \theta) - \sum_{c, q, z, k'} \pi^{\hat{\theta}}(c, q, z, k') \mathbb{U}(c, z | \theta)$$

Our claim in this step is that iff $\pi^z(\theta)$ is increasing (in a first order stochastic dominance) in z and $TT(\theta_i, \theta_{i-1}) \geq 0$, then $TT(\theta_i, \theta_{i-j}) \geq 0, \forall j$.

\Rightarrow . Let $\hat{\pi}$ be a contract worse to θ_{i-1} than $\pi(\theta)$, that is

$$\pi(\theta_i) \cdot U(\theta_i) \geq \pi(\theta_{i-1}) \cdot U(\theta_i) \quad (137)$$

$$\pi(\theta_{i-1}) \cdot U(\theta_{i-1}) \geq \hat{\pi} \cdot U(\theta_{i-1}) \quad (138)$$

Then, we can write

$$\pi(\theta_i) \cdot U(\theta_i) \geq \pi(\theta_{i-1}) \cdot U(\theta_i) \quad (139)$$

$$= \pi(\theta_{i-1}) \cdot [U(\theta_i) - U(\theta_{i-1})] + \pi(\theta_{i-1}) \cdot U(\theta_{i-1}) \quad (140)$$

$$= [\pi(\theta_{i-1}) - \hat{\pi}] \cdot [U(\theta_i) - U(\theta_{i-1})] + \pi(\theta_{i-1}) \cdot U(\theta_{i-1}) + \hat{\pi} \cdot [U(\theta_i) - U(\theta_{i-1})] \quad (141)$$

$$= \hat{\pi} \cdot U(\theta_i) + [\pi(\theta_{i-1}) - \hat{\pi}] \cdot [U(\theta_i) - U(\theta_{i-1})] + [\pi(\theta_{i-1}) - \hat{\pi}] \cdot U(\theta_{i-1}) \quad (142)$$

Therefore:

$$[\pi(\theta_i) - \hat{\pi}] \cdot U(\theta_i) \geq \underbrace{[\pi(\theta_{i-1}) - \hat{\pi}] \cdot [U(\theta_i) - U(\theta_{i-1})]}_{\equiv I} + \underbrace{[\pi(\theta_{i-1}) - \hat{\pi}] \cdot U(\theta_{i-1})}_{\equiv II} \quad (143)$$

We know that $II > 0$ since $\hat{\pi}$ is not preferred by θ_{i-1} (Eq. (138)). Moreover, we can rewrite I as

$$[\pi(\theta_{i-1}) - \hat{\pi}] \cdot [U(\theta_i) - U(\theta_{i-1})] = (\theta_i - \theta_{i-1}) [\pi^z(\theta_{i-1}) - \hat{\pi}^z] \cdot v(z) \geq 0$$

where the inequality comes from $\pi^z(\theta)$ is increasing (in a first order stochastic dominance) in z . Therefore, if

θ_{i-1} prefers a contract to other, so does θ_i . Therefore,

$$\begin{aligned} \pi(\theta_i) \cdot U(\theta_i) &\geq \pi(\theta_{i-1}) \cdot U(\theta_i) \text{ and } \pi(\theta_{i-1}) \cdot U(\theta_{i-1}) \geq \pi(\theta_{i-2}) \cdot U(\theta_{i-1}) \\ \Rightarrow \pi(\theta_i) \cdot U(\theta_i) &\geq \pi(\theta_{i-j}) \cdot U(\theta_i), j > 0 \end{aligned} \quad (144)$$

\Leftarrow . Trivially, all truth telling conditions imply the neighboring ones. We focus on the monotonicity condition of π^z . Subtracting the truth telling constraints for types θ_i, θ_{i-1} , we can write

$$0 \leq [\pi(\theta_i) - \pi(\theta_{i-1})] \cdot [U(\theta_i) - U(\theta_{i-1})] = (\theta_i - \theta_{i-1}) [\pi^z(\theta_{i-1}) - \hat{\pi}^z] \cdot v(z) \quad (145)$$

Therefore, the monotonicity condition of π^z must be satisfied.

Step 3. Extension of Lemma 3.1 proof. We assume here that all constraints actually do bind. This simplifies the notation, but can easily be relaxed.⁴³ Moreover, we focus on the proof assuming that S, μ are differentiable. For the technicalities if S is piece-wise linear, see the proof of Lemma 3.1.

Given that all constraints bind, choosing the utility of θ_H pins down the utility of all types through the TT. Let u_H be this utility, and define $\mathcal{U}(\theta_i | u_H)$ as this mapping. The FOC of a FSP is

$$\sum_i \left\{ \partial_{u_b(\theta_i)} S(u_b(\theta_i)) \mu(u_b(\theta_i), u_{-b}(\theta_i)) + S(u_b(\theta_i)) \partial_{u_b(\theta_i)} \mu(u_b(\theta_i), u_{-b}(\theta_i)) \right\} f(\theta_i) \partial_{u_H} \mathcal{U}(\theta_i | u_H) = 0 \quad (146)$$

For notation purposes, define the FOC w.r.t. $\partial_{u_b(\theta_i)}$ as $\mathcal{F}(u_b(\theta_i), u_{-b}(\theta_i))$ s.t. we can rewrite Eq.(146) as Eq. (147)

$$\sum_i \mathcal{F}(u_b(\theta_i), u_{-b}(\theta_i)) \partial_{u_H} \mathcal{U}(\theta_i | u_H) = 0 \quad (147)$$

Note that: $\partial_{u_H} \mathcal{U}(\theta_i | u_H) > 1$. To see that, assume that we change the contract of type θ_{i-1} to $\hat{\pi}$ such that its utility increases by a . In Eq. (143)

$$[\pi(\theta_i) - \hat{\pi}] \cdot U(\theta_i) \geq [\pi(\theta_{i-1}) - \hat{\pi}] \cdot [U(\theta_i) - U(\theta_{i-1})] + [\pi(\theta_{i-1}) - \hat{\pi}] \cdot U(\theta_{i-1}) > a \quad (148)$$

where the inequality comes from Eq. (145). This is where the Step 1 is relevant. It shows that solving the problem with the TTs is equivalent to the neighboring TTs and the monotonicity condition, which has implications for how two types see new contracts. In particular, if a bad type prefers a given contract between two, so does the good type - by even more.

Since $\partial_{u_{-b}(\theta_i)} \mathcal{F}(u_b(\theta_i), u_{-b}(\theta_i)) > 0$ (given our assumptions on μ in Lemma 3.1) and the fact that $\partial_{u_H} \mathcal{U}(\theta_i | u_H) > 1$, we have that if competitors raise all of their offers to $\hat{u}_{-b}(\theta_i) \geq u_{-b}(\theta_i)$:

$$\sum_i \mathcal{F}(u_b(\theta_i), \hat{u}_{-b}(\theta_i)) \partial_{u_H} \mathcal{U}(\theta_i | u_H) > 0 \quad (149)$$

⁴³Without this assumption, we would have to consider all sequences of constraints the bind.

thus, the FSP increases u_H . Moreover, if competitors raise all of their offers to $\hat{u}_{-b}(\theta_i) = a + u_{-b}(\theta_i)$:

$$\sum_i \mathcal{F}(u_b(\theta_i) + \hat{a}_i, a + u_{-b}(\theta_i)) \partial_{u_H} \mathcal{U}(\theta_i | u_H + a) < 0 \quad (150)$$

since $\hat{a}_i > a$ (given $\partial_{u_H} \mathcal{U}(\theta_i | u_H) > 1$). Thus, the best response of u_H is still between $(0, 1)$, and can still apply the contraction argument of Lemma 3.1. ■

I Distance to Nash

Here we propose the following conservative technique to order by rank all possible strategies with metric we call "distance to Nash". We use a more general notation, since this algorithm can be used in other general settings. For simplicity, we illustrate the algorithm with two players: 1 and 2. Let G be a set of strategies by both players and $P_1(G)$ and $P_2(G)$ their payoffs. In the case of adverse selection, this corresponds to Eq.(27). Let G_1 be strategies of player 2 - that is, all that is necessary for 1 to compute its best response (and equivalently G_2).

We can define and compute for any of those deviating strategies the following metrics

$$d(G, G_1) = \max(P_1(G_1) - P_1(G), 0)$$

$$d(G, G_2) = \max(P_2(G_2) - P_2(G), 0)$$

Thus, in the first step of procedure we compute $P_1(G)$ and $P_2(G)$ for a trial strategy set of G . Then, in the second stage we solve

$$\max_{G_1} d(G, G_1) \text{ subject to } P_1(G) > 0, \forall G_1. \quad (151)$$

$$\max_{G_2} d(G, G_2) \text{ subject to } P_2(G) > 0, \forall G_2. \quad (152)$$

Let us denote the solution of those maximization problems as $\overline{d(G, G_1)}$ and $\overline{d(G, G_2)}$. Then we compute distance to Nash as

$$d(G, G_1, G_2) = \overline{d(G, G_1)} + \overline{d(G, G_2)}$$

And in the final stage we solve

$$\min_G d(G), \forall \{G, G_1, G_2\}. \quad (153)$$

At true Nash equilibrium G_{Nash} the solution of this two-step optimization problem

$$\overline{d(G_{Nash})} = 0.$$

At all other strategies this function is strictly positive and well-defined. All possible strategies can be ranked by their "distance from Nash" even if no true Nash equilibrium exists.

I.0.1 Numerical accuracy of distance to Nash algorithm

When distance to Nash is Lipschitz bounded⁴⁴ $d(G) < \lambda * P_{1,2}(G)$ we accept the outcome as an instance of Nash equilibrium. We conduct the same accuracy checks for each case of simultaneous Nash equilibrium we study. Although we don't provide proofs of existence and sufficiency conditions here, those checks serve to filter numerically well-bounded constructively obtained equilibria from outcomes where Nash equilibrium might not exist. The Lipschitz condition λ is set at 10^{-6} value for Nash equilibrium to be considered well-resolved in our numerical examples.

J Relationship Lending

In this section we show the results of a model of relationship lending. The setting is the same as in Section 4, but with one key difference. In Section 4, we assumed FSP were heterogeneous in two dimensions. The local bank had informational advantage, but locational disadvantage with respect to the national bank. We consider in this section a simpler case where both FSPs are subject to the same spatial costs, but one of them has an information advantage. We show how equilibrium utilities, profits and market shares change with changes in both spatial costs ψ and the logit variance σ_L .

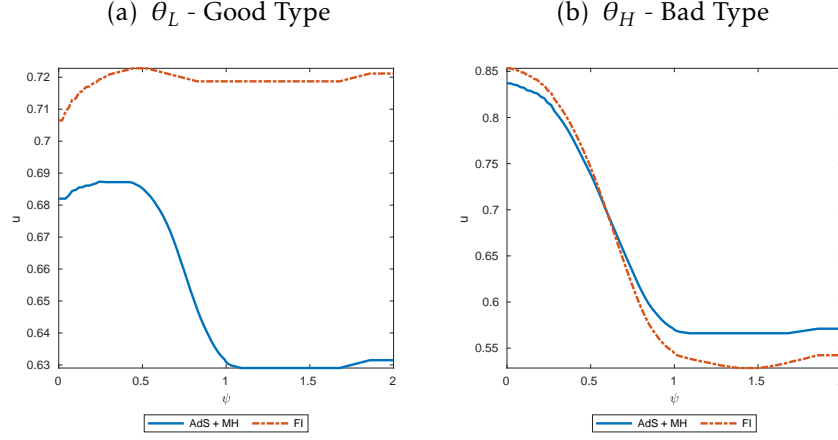
Figure 23 shows equilibrium utilities for each type and Figure 24 the respective market shares and profits of FSP. When the spatial cost ψ increases, the utility for the good type increases to partially off set the higher costs, while it decreases for the bad type (through the local monopoly channel). However, when the spatial cost is sufficiently high and the local monopoly channel dominates for both types, we have that the FSP subject to MH + ADS must keep utilities somewhat consistent between the two types, as anticipated, while FSP that contracts under FI does not. This generates an asymmetry in the response of utilities for each type when spatial costs are altered. As we assume types are uniformly distributed across villages, this generates regional inequality: villages closer to the FI FSP are better off on average with rising spatial costs. For these villages, however, inequality across types increases within village.

We repeat the same experiment but for changes in the logit variance σ_L . The results for utilities and market share and profits are, respectively, in Figures 25 and 26. Utilities for the good type, θ_L , are decreasing, while they are hump-shaped for the bad type, θ_H . Note that when SMEs are sensitive to utilities choosing FSPs (σ_L low), the FSP subject to FI has market share advantages in the good type, θ_L , since it can offer a higher utility without having to also increase utilities for the bad type. As the logit variance σ_L increases and both FSPs have more market power, we observe the opposite.

For low values of σ_L , note that we have that the uninformed bank as a very high share of bad clients, which could indicate a worse portfolio (riskier, for instance). In our model, we do not explicitly take this into account, since FSPs are risk neutral and there are no aggregate shocks. The systemic risk this generates (all bad clients with the same FSP) could be relevant to explain macro fluctuations. This is a direction for future research.

⁴⁴In this case Lipschitz constant λ specifies a stopping criteria for optimization algorithm with distance to Nash $d(G)$ to act as a "measure" of Nash-closeness in the space of strategies with respect to profit level.

Figure 23: Relationship Lending and Spatial Costs: Equilibrium Utilities



Note: Equilibrium utilities played by two FSPs in a Hotelling line. One FSP is located at $x = 0$, while the other is at $x = 1$. The FSP at $x = 0$ contracts under FI, while the one at $x = 1$ contracts under AdS + MH. Parameters for estimation are in Table 6. We solve the equilibrium using the distance to Nash algorithm (Appendix I). The x-axis, ψ , is spatial costs. Utilities are normalized such that zero is the autarky and one is the FI, perfect competition level for the bad type.

K Details of Eqs.(29) and (37)

From our market share by village equation, 21, we have that

$$\mu_{v,b} = \frac{e^{\sigma_L^{-1}[\mathbb{V}(u_b, x_b, x_v) - u_0]}}{1 + \sum_{\hat{b}=1}^B e^{\sigma_L^{-1}[\mathbb{V}(u_{\hat{b}}, x_{\hat{b}}, x_v) - u_0]}} \quad (154)$$

Taking logs

$$\ln \mu_{v,b} = \sigma_L^{-1} [\mathbb{V}(u_b, x_b, x_v) - u_0] - \ln \left(1 + \sum_{\hat{b}=1}^B e^{\sigma_L^{-1}[\mathbb{V}(u_{\hat{b}}, x_{\hat{b}}, x_v) - u_0]} \right) \quad (155)$$

For the outside option

$$\ln \mu_{v,0} = -\ln \left(1 + \sum_{\hat{b}=1}^B e^{\sigma_L^{-1}[\mathbb{V}(u_{\hat{b}}, x_{\hat{b}}, x_v) - u_0]} \right) \quad (156)$$

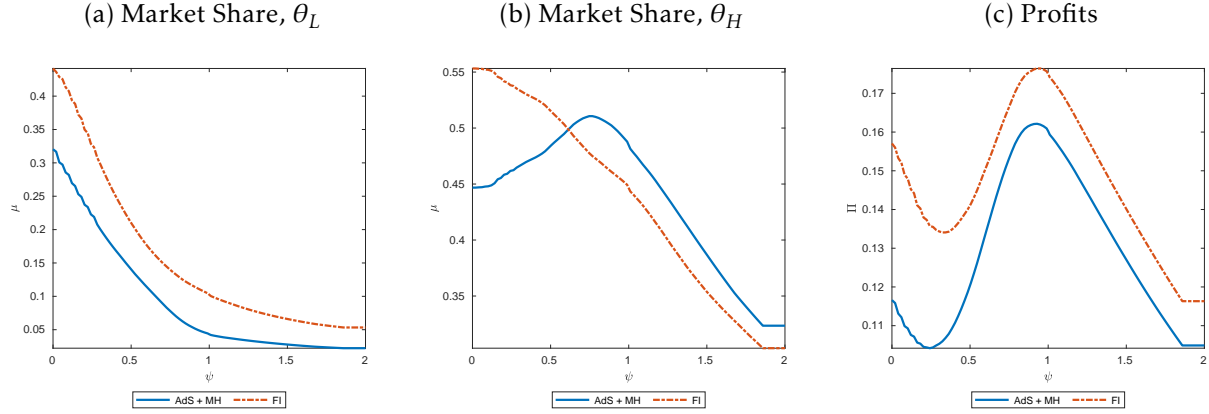
Thus:

$$\ln \mu_{v,b} - \ln \mu_{v,0} = \sigma_L^{-1} [\mathbb{V}(u_b, x_b, x_v) - u_0] \quad (157)$$

To get (29) we simply add the measurement error in the end. It could also be an error that FSPs do not anticipate when making their contract decisions. From our market share by village equation, 21, we have that

$$\begin{aligned} \partial_u \mu_{v,b} &= \sigma_L^{-1} \frac{e^{\sigma_L^{-1}[\mathbb{V}(u_b, x_b, x_v) - u_0]}}{1 + \sum_{\hat{b}=1}^B e^{\sigma_L^{-1}[\mathbb{V}(u_{\hat{b}}, x_{\hat{b}}, x_v) - u_0]}} + \sigma_L^{-1} \frac{e^{\sigma_L^{-1}[\mathbb{V}(u_b, x_b, x_v) - u_0]}}{1 + \sum_{\hat{b}=1}^B e^{\sigma_L^{-1}[\mathbb{V}(u_{\hat{b}}, x_{\hat{b}}, x_v) - u_0]}} \frac{\sigma_L^{-1} [\mathbb{V}(u_{\hat{b}}, x_{\hat{b}}, x_v) - u_0]}{1 + \sum_{\hat{b}=1}^B e^{\sigma_L^{-1}[\mathbb{V}(u_{\hat{b}}, x_{\hat{b}}, x_v) - u_0]}} \\ &= \sigma_L^{-1} [\mu_{v,b} - \mu_{v,b}^2] \end{aligned} \quad (158)$$

Figure 24: Relationship Lending and Spatial Costs: Market Shares and Profits



Note: Market shares and profits implied by the equilibrium utilities of the game between two FSPs in a Hotelling line. One FSP is located at $x = 0$, while the other is at $x = 1$. The FSP at $x = 0$ contracts under FI, while the one at $x = 1$ contracts under AdS + MH. Parameters for estimation are in Table 6. We solve the equilibrium using the distance to Nash algorithm (Appendix I). The x-axis, ψ , is spatial costs.

Therefore:

$$\partial_u \mu_b = \sum_{v=1}^V N_V \partial_u \mu_{v,b} = \sigma_L^{-1} \sum_{v=1}^V N_V [\mu_{v,b} - \mu_{v,b}^2] \quad (159)$$

$$= \mu_b - \sigma_L^{-1} \sum_{v=1}^V N_V \mu_{v,b}^2 \quad (160)$$

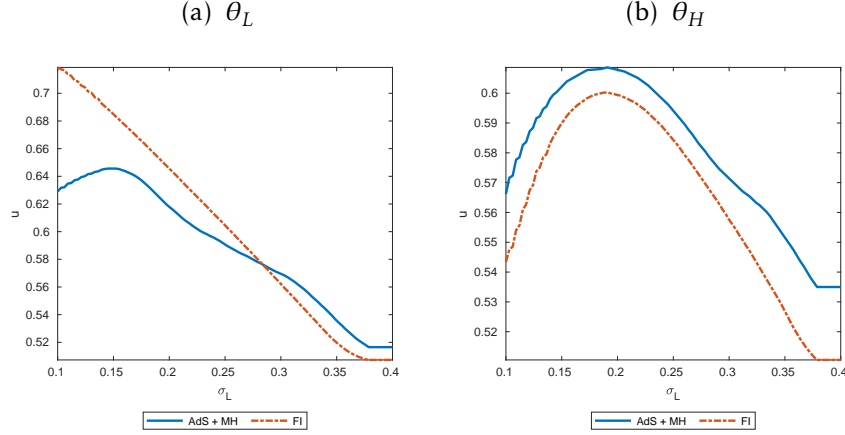
Dividing by μ

$$\partial_u \mu_b = \sum_{v=1}^V N_V \partial_u \mu_{v,b} = \sigma_L^{-1} \sum_{v=1}^V N_V [\mu_{v,b} - \mu_{v,b}^2] \quad (161)$$

$$= 1 - \sigma_L^{-1} \frac{\sum_{v=1}^V N_V \mu_{v,b}^2}{\sum_{v=1}^V N_V \mu_{v,b}} \quad (162)$$

which delivers Eq.(37).

Figure 25: Relationship Lending and Logit Variance: Equilibrium Utilities



Note: Equilibrium utilities of the game between two FSPs in a Hotelling line. One FSP is located at $x = 0$, while the other is at $x = 1$. The FSP at $x = 0$ contracts under FI, while the one at $x = 1$ contracts under AdS + MH. Parameters for estimation are in Table 6. We solve the equilibrium using the distance to Nash algorithm (Appendix I). The x-axis, σ_L , is the logit variance, which changes market share sensitivity to utilities. Utilities are normalized such that zero are the autarky and one is the FI, perfect competition level for the bad type.

L Numerical Method

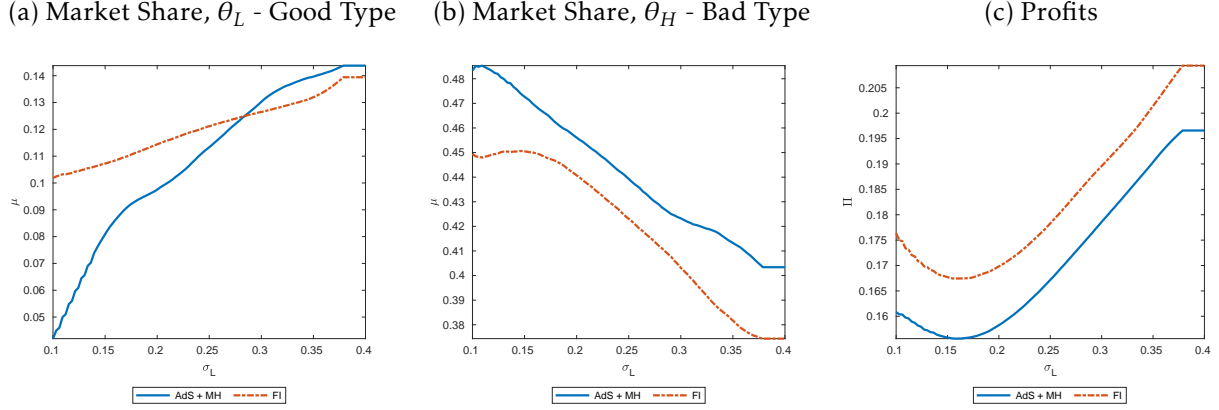
L.1 Proof of Lemma 5.1

Proof. Note that

$$\begin{aligned}
 \prod_{p \in P} \mathbb{P}(\mathcal{S}_p, \mathcal{D}_p | \zeta) &= \prod_{p \in P} \mathbb{P}(\mathcal{S}_p, \mathcal{D}_p | \zeta) \prod_{p \in \bar{P}-P} \mathbb{P}(\mathcal{S}_p, \mathcal{D}_p | \zeta) = \prod_{p \in P} \mathbb{P}(\mathcal{S}_p, \mathcal{D}_p | \zeta) \prod_{p \in \bar{P}-P} \mathbb{P}(\mathcal{S}_p | \zeta) \mathbb{P}(\mathcal{D}_p | \mathcal{S}_p, \zeta) \\
 &\propto \prod_{p \in P} \mathbb{P}(\mathcal{S}_p, \mathcal{D}_p | \zeta) \prod_{p \in \bar{P}-P} \mathbb{P}(\mathcal{S}_p | \zeta) \prod_{p \in P} \mathbb{P}(\mathcal{D}_p | \mathcal{S}_p, \zeta) \prod_{p \in \bar{P}} \mathbb{P}(\mathcal{S}_p | \zeta)
 \end{aligned} \tag{163}$$

Taking logs and re-arranging delivers the expected result. ■

Figure 26: Relationship Lending and Logit Variance: Market Shares and Profits



Note: Market shares and profits implied by the equilibrium utilities of the game between two FSPs in a Hotelling line. One FSP is located at $x = 0$, while the other is at $x = 1$. The FSP at $x = 0$ contracts under FI, while the one at $x = 1$ contracts under AdS + MH. Parameters for estimation are in Table 6. We solve the equilibrium using the distance to Nash algorithm (Appendix I). The x -axis, σ_L , is the logit variance, which changes market share sensitivity to utilities. Utilities are normalized such that zero are the autarky and one is the FI, perfect competition level for the bad type.

L.2 Estimator for (γ_{ME})

The partial derivative of the likelihood of demand given supply in Eq. (51) to γ_{ME} is given by

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial \ln \{\mathbb{P}(\mathcal{D}|\mathcal{S}, \zeta)\}}{\partial \gamma_{ME}} &= -L \sum_p \sum_{v^p} \sum_{j^p} \mathbb{1}_{\hat{v}_j^p = v^p} \frac{\sum_{r=1}^{\#Y} f_v(c, q, k|\zeta) \gamma_{ME}^{-L-1} \exp \left\{ \sum_{l=1}^L -\frac{(\hat{y}_j^l - y_r^l)^2}{2\chi_l^2 \gamma_{ME}^2} \right\}}{F(\hat{y}_j, \zeta)} \\
 &+ \sum_p \sum_{v^p} \sum_{j^p} \mathbb{1}_{\hat{v}_j^p = v^p} \frac{\sum_{r=1}^{\#Y} f_v(c, q, k|\zeta) \gamma_{ME}^{-L} \exp \left\{ \sum_{l=1}^L -\frac{(\hat{y}_j^l - y_r^l)^2}{2\chi_l^2 \gamma_{ME}^2} \right\} \left[\sum_{l=1}^L \frac{(\hat{y}_j^l - y_r^l)^2}{\chi_l^2 \gamma_{ME}^3} \right]}{F(\hat{y}_j, \zeta)} \\
 &= \gamma_{ME}^{-1} \sum_p \sum_{v^p} \sum_{j^p} \mathbb{1}_{\hat{v}_j^p = v^p} \mathbb{1}_{j \in v} \frac{\sum_{r=1}^{\#Y} f_v(c, q, k|\zeta) \exp \left\{ \sum_{l=1}^L -\frac{(\hat{y}_j^l - y_r^l)^2}{2\chi_l^2 \gamma_{ME}^2} \right\} \left[\sum_{l=1}^L \frac{(\hat{y}_j^l - y_r^l)^2}{\chi_l^2 \gamma_{ME}^2} - L \right]}{\sum_{r=1}^{\#Y} f_v(c, q, k|\zeta) \exp \left\{ \sum_{l=1}^L -\frac{(\hat{y}_j^l - y_r^l)^2}{2\chi_l^2 \gamma_{ME}^2} \right\}} \quad (164)
 \end{aligned}$$

From Eq.(164), we have that

$$\lim_{\gamma_{ME} \rightarrow 0} \frac{\partial \ln \{\mathbb{P}(\mathcal{D}|\mathcal{S}, \zeta)\}}{\partial \gamma_{ME}} > 0 \quad \text{and} \quad \lim_{\gamma_{ME} \rightarrow 1} \frac{\partial \ln \{\mathbb{P}(\mathcal{D}|\mathcal{S}, \zeta)\}}{\partial \gamma_{ME}} < 0 \quad (165)$$

In the optimum, $\hat{\gamma}_{ME}$:

$$\hat{\gamma}_{ME}^2 = L^{-1} \sum_p \sum_{v^p} \sum_{j^p} \mathbb{1}_{\hat{v}_j^p = v^p} \frac{\sum_{r=1}^{\#Y} f_v(c, q, k|\zeta) \exp \left\{ \sum_{l=1}^L -\frac{(\hat{y}_j^l - y_r^l)^2}{2\chi_l^2 \hat{\gamma}_{ME}^2} \right\} \left[\sum_{l=1}^L \frac{(\hat{y}_j^l - y_r^l)^2}{\chi_l^2} \right]}{\sum_{r=1}^{\#Y} f_v(c, q, k|\zeta) \exp \left\{ \sum_{l=1}^L -\frac{(\hat{y}_j^l - y_r^l)^2}{2\chi_l^2 \hat{\gamma}_{ME}^2} \right\}} \quad (166)$$

We can re-write it as

$$\sum_p \sum_{v^p} \sum_{j^p} \mathbb{1}_{\hat{v}_j^p = v^p} \frac{\sum_{r=1}^{\#Y} f_v(c, q, k|\zeta) \exp \left\{ \sum_{l=1}^L -\frac{(\hat{y}_j^l - y_r^l)^2}{2\chi_l^2 \hat{\gamma}_{ME}^2} \right\} \left[\sum_{l=1}^L \frac{(\hat{y}_j^l - y_r^l)^2}{\chi_l^2 \hat{\gamma}_{ME}^2} \right]}{\sum_{r=1}^{\#Y} f_v(c, q, k|\zeta) \exp \left\{ \sum_{l=1}^L -\frac{(\hat{y}_j^l - y_r^l)^2}{2\chi_l^2 \hat{\gamma}_{ME}^2} \right\}} = 1 + L \quad (167)$$

the LHS of Eq.(167) is constant and the RHS is a weighted average. When γ_{ME} increases, we increase the relative weight of high $(\hat{y}_j^l - y_r^l)^2$ terms and decrease all terms, therefore, it is not trivial to state if the LHS is decreasing or increasing. Therefore, there is no general proof that the function is concave ⁴⁵, but we know from Eq. (165) that a zero partial derivative is a necessary condition, which translate to $\hat{\gamma}_{ME}$ satisfying Eq. (166).

L.3 Estimators for c_E, s

As $\{c_E, s\}$ are the mean and std. dev. of the normal distributions, $\ln\{\mathbb{P}(\mathfrak{S}|\zeta)\}$ in Eq. (44) is differentiable in $\{c_E, s\}$. As we know what is the analytical derivative of it, it is straightforward to compute an optimal value for $\{c_E, s\}$ using a grid search method, which is computationally fast. In particular, analogous to what did in the Section L.2, $\{\hat{c}_E, \hat{s}\}$ are the solution to the non-linear system in Eq. (168)-(169) (as we show later on).

$$\sum_{m^p} \frac{\phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p} + 1|\cdot)}{\hat{s}} \right] - \phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{\hat{s}} \right]}{\Phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{\hat{s}} \right] - \Phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p} + 1|\cdot)}{\hat{s}} \right]} = 0 \quad (168)$$

$$\sum_{m^p} \frac{\phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p} + 1|\cdot)}{\hat{s}} \right] \Pi^E(B_{m^p} + 1|\cdot) - \phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{\hat{s}} \right] \Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{\Phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{\hat{s}} \right] - \Phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p} + 1|\cdot)}{\hat{s}} \right]} = 0 \quad (169)$$

where the dependence of the system of c_E comes implicitly from its effect on profits, i.e.: profit = revenue - c_E in Eq. (42). We now move to show that Eq. (168)-(169) determine the optimal value of $\{\hat{c}_E, \hat{s}\}$.

Fixed Cost. the partial derivative of the supply likelihood (Eq. 44) w.r.t. to the fixed cost c_E is given by Eq. (170).

$$\frac{\partial \ln\{\mathbb{P}(\mathfrak{S}|\zeta)\}}{\partial c_E} = s^{-1} \sum_{m^p} \frac{\phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p} + 1|\cdot)}{s} \right] - \phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{s} \right]}{\Phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{s} \right] - \Phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p} + 1|\cdot)}{s} \right]} \quad (170)$$

⁴⁵In all numerical runs, the likelihood was concave in γ_{ME} , although, as shown above, it is not trivial to guarantee this analytically

Note that at $c_E \leq 0$, as we have that the profit Π^E is non-increasing in the number of intermediaries in a location m^p and $\Pi^E \geq 0$ (since there is no cost and the state space is limited to points with points with positive frontier without loss of generality), we have that:

$$\phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{s} \right] \leq \phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p} + 1|\cdot)}{s} \right] \quad (171)$$

and:

$$\phi \left[\frac{\Pi^E(1|\cdot)}{s} \right] > 0 \quad (172)$$

Together, (171)-(172) imply that (170) is positive at $c_E \leq 0$, i.e.:

$$\left. \frac{\partial \ln \{\mathbb{P}(\mathfrak{S}|\zeta)\}}{\partial c_E} \right|_{c_E \leq 0} > 0 \quad (173)$$

Moreover, at $c_E \rightarrow \infty$:

$$\begin{aligned} \sum_{m^p} \mathbb{1}_{m^p > 0} \lim_{c_E \rightarrow \infty} \frac{\phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}+1|\cdot)}{s} \right] - \phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{s} \right]}{\Phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{s} \right] - \Phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}+1|\cdot)}{s} \right]} & \stackrel{L'Hospital}{=} \sum_{m^p} \mathbb{1}_{m^p > 0} \lim_{c_E \rightarrow \infty} \frac{\phi' \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{s} \right] - \phi' \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}+1|\cdot)}{s} \right]}{\phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{s} \right] - \phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}+1|\cdot)}{s} \right]} \\ & = \sum_{m^p} \mathbb{1}_{m^p > 0} \lim_{c_E \rightarrow \infty} \frac{\phi' \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{s} \right] - \phi' \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}+1|\cdot)}{s} \right]}{\phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}+1|\cdot)}{s} \right] - \phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{s} \right]} \\ & = \sum_{m^p} \mathbb{1}_{m^p > 0} s^{-1} \lim_{c_E \rightarrow \infty} \frac{\Pi^E(B_{m^p} + 1|\cdot) \phi \left[\frac{\Pi^{BR}(N_m+1|\cdot)}{s} \right] - \Pi^E(B_{m^p}|\cdot) \phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{s} \right]}{\phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}+1|\cdot)}{s} \right] - \phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{s} \right]} \\ & = -\infty \end{aligned} \quad (174)$$

and:

$$\lim_{c_E \rightarrow \infty} \frac{\phi \left[\frac{\Pi^E(1|\cdot)}{s} \right]}{1 - \Phi \left[\frac{\Pi^E(1|\cdot)}{s} \right]} = 0 \quad (175)$$

Therefore, it must be the case that:

$$\left. \frac{\partial \ln \{\mathbb{P}(\mathfrak{S}|\zeta)\}}{\partial c_E} \right|_{\hat{c}_E} = 0 \quad (176)$$

where \hat{c}_E is the argmax of the likelihood given the data (i.e., the estimator). The idea here is that as the function is differentiable, increasing at zero and decreasing at $c_E \rightarrow \infty$, there is a global max and it must satisfy the necessary condition in Eq. (176).

Standard Deviation s . the partial derivative of the supply likelihood (Eq. 44) w.r.t. to the variance of location specific profit shocks s is given by Eq. (177).

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln \{\mathbb{P}(\mathcal{S}|\zeta)\}}{\partial s} &= s^{-2} \sum_{m^p} \mathbb{1}_{m^p > 0} \frac{\phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p} + 1|\cdot)}{s} \right] \Pi^E(B_{m^p} + 1|\cdot) - \phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{s} \right] \Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{\Phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p}|\cdot)}{s} \right] - \Phi \left[\frac{\Pi^E(B_{m^p} + 1|\cdot)}{s} \right]} \\
&+ s^{-2} \sum_{m^p} \mathbb{1}_{m^p = 0} \frac{\phi \left[\frac{\Pi^E(1|\cdot)}{s} \right] \Pi^{BR}(1|\cdot)}{1 - \Phi \left[\frac{\Pi^E(1|\cdot)}{s} \right]}
\end{aligned} \tag{177}$$

Using the same arguments as in Eq. (174), one can show that

$$\lim_{s \rightarrow 0} \frac{\partial \ln \{\mathbb{P}(\mathcal{S}|\zeta)\}}{\partial s} > 0 \text{ and } \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{\partial \ln \{\mathbb{P}(\mathcal{S}|\zeta)\}}{\partial s} < 0 \tag{178}$$

Therefore, it must be the case that:

$$\left. \frac{\partial \ln \{\mathbb{P}(\mathcal{S}|\zeta)\}}{\partial s} \right|_{\hat{s}} = 0 \tag{179}$$

where \hat{s} is the argmax of the likelihood given the data (i.e., the estimator). The idea here is that as the function is differentiable, increasing at zero and decreasing at $s \rightarrow \infty$, there is a global max and it must satisfy the necessary condition in Eq. (179).

L.4 Details on Numerical Maximization

First, we discuss the pseudo-code we use for numerical maximization. We discuss first how we compute the likelihood for fixed values of $\{\psi, \sigma_L\}$.

One likelihood computation. Given $\{\psi, \sigma_L\}$.

1. As a function of $\{\sigma, \theta\}$ only, compute the frontier of Section 3.1, S .
 - Don't have to redo this step if we are calibrating $\{\sigma, \theta\}$ instead of estimating it (as we are here).
 - Use the LP formulation with the *gurobi*⁴⁶ linear solver.
2. Given Step 1 (the frontier), compute the equilibrium utilities and the resulting contracts.
 - uses iterative procedure based on supermodularity of Lemma 3.1.
3. Likelihood:
 - **Demand Given Supply.** Given Steps 1 and 2, compute the likelihood of the demand using the adaptation of Karaivanov and Townsend (2014) method presented (Eq. 51).
 - Use a grid search to find $\hat{\gamma}_{ME}$ that satisfies Eq. (166) and compute Eq. (51) already at the optimum $\hat{\gamma}_{ME}$.
 - **Supply.** Given Steps 1 and 2 - i.e., it can be compute parallely to the demand -, compute the likelihood of the supply using the entry model and the normality assumption (Eq. 44).

⁴⁶Available for free for academic use at:

- Use a grid search to find $\{\hat{c}_E, \hat{s}\}$ that satisfy Eqs.(176) -(179) and compute Eq. (44) already at the optimum $\{\hat{c}_E, \hat{s}\}$.
- Sum Demand Given Supply and Supply. as in Eq.(54).

Global Optimum. We optimize over ψ, σ_L by first doing a grid search and then use the *patternsearch* command in Matlab from the optimal point in the grid search. We guess $\psi = 1, \sigma_L = .33$ and use 25 point grids between .1 and 5 times the original values for both of them.

M Identification

M.1 Numerical Identification

Although we have given indications in Section 3.3 that we can identify the parameters from the micro data, we now show that it is the case numerically. For that, we conduct a Monte-Carlo experiment. We generate model simulated data and use it to estimate the parameters in question. We use only data on consumption, production and capital in this exercise. As we simply assume that the observed data corresponds to an equilibrium in terms of bank entry (as in Bresnahan and Reiss (1991)), our methodology makes it much harder to discuss identification from it.⁴⁷ As we are ultimately interested in estimating the spatial costs ψ and logit variance, σ_L , we focus on this section on the maximization of Eq. (51) on these two parameters, but present results for risk aversion σ and cost of exerting effort φ .

To be closer to our actual application, we use a spatial configuration here with two dimensions, in a 'Manhattan' style as in in Figure 27. We assume each intersection has a random number of FSPs (which can be zero) and villages are uniformly distributed within roads.⁴⁸

We simulate the data for four provinces, with 10 villages in each road, each of them with $N = 75$ households each, with the same parameters of the comparative statics exercises (Section 3.3).⁴⁹ In particular, a pseudo-code for this identification experiments is as follows:

Pseudo-Code for identification:

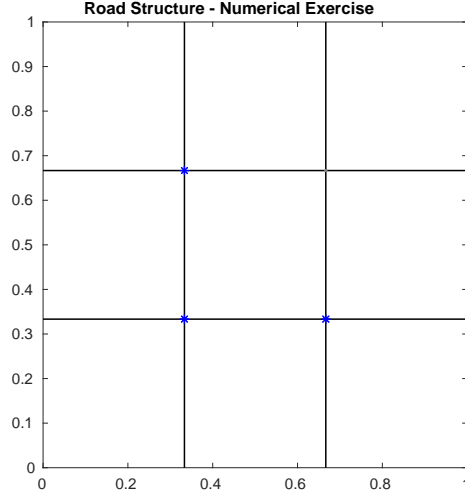
1. Draw a number of banks for each position as in Figure (27)).
2. Given the map configuration of Step 1, solve for the equilibrium in utilities and compute the optimal contracts.
3. Produce probability distributions of (c, q, k) assuming that the distribution of k in the simulated data is the same as in the sample.
4. Draw N observations from Step 3 and then add the measurement errors to (c, q, k) obtained (belonging to the grid) to generate the dataset.

⁴⁷We are assuming that we do not know the entry/exit process and what is the dynamics of it, such that it is very challenging to simulate an equilibrium in the position of each bank.

⁴⁸We have the equivalent results using the actual spatial configuration in the Townsend Thai Data upon request. We prefer to showcase this version since we can understand better the dynamics of competition and contracting.

⁴⁹Frontier parameters given by Table 4 and the true value of ψ and σ_L as in Table 5

Figure 27: Simplified Map 'Manhattan' Style



A circular dot in one of the intersection means that there is one bank there and a star means that there are two. Villages are uniformly distributed throughout the roads.

5. Fix all of the other parameters and vary the parameters we are plotting.

Results are in Figure 28, where we can see our method is successful in identifying the market structure parameters: spatial cost ψ and logit variance σ_L . We first vary one parameter at a time (panels (a) and (b)), and both parameters jointly. The overall levels of utility, which imply consumption, capital and income dynamics, identify σ_L , while the variation between these levels across villages identifies ψ , as seen in Section 3.3. Note that although ψ and σ_L are jointly identified, the higher differences from the likelihood appear for different ratios of ψ/σ_L , which is the overall spatial cost in terms of utilities.

We repeat the experiment above for risk aversion σ and disutility of effort φ . The results are in Figure 29. Again, our results show that the model is successful in identifying these parameters. To identify them, the model uses the joint variation in consumption/income and the implicit distribution of all variables given the utilities and effort levels implied by competition.

N From Utilities to Consumption

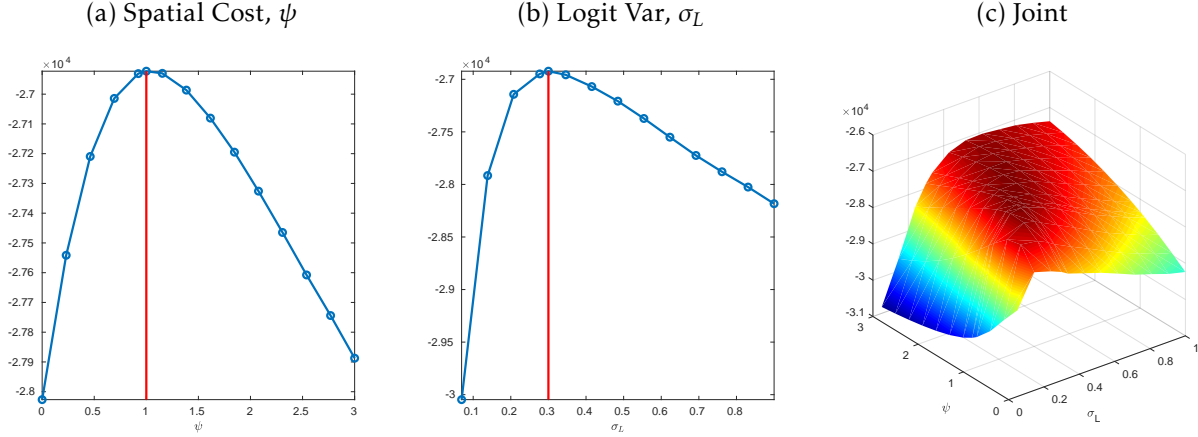
Consumption and Distance. With the utility given by Eq.(16), we want to solve for Δ in Eq.(180). The value Δ is the % growth in consumption that corresponds to moving from zero to the median distance of intermediaries and villages in the sample. In this case:

$$u((1 + \Delta)c) - z^\varphi - \psi \text{ med}(t(x_v, x_b)) = u(c) - z^\varphi \quad (180)$$

Eq.(180) implies Eq.(181)

$$\{(1 + \Delta)^{1-\sigma} - 1\} u(c) = \psi \text{ med}(t(x_v, x_b)) \quad (181)$$

Figure 28: Log-Likelihood of Household Level Data as a Function of Spatial Cost (ψ) and Logit Var (σ_L) for Simulated data



Note: Likelihood of household level data (Eq. 51). Red line is the true value, dotted blue line is log-likelihood. Map in here is 'Manhattan' style (Figure 27). Data simulated for four provinces, with 10 villages in each road, each of them with $N = 75$ households. Frontier parameters given by Table 4 and the true value of ψ and σ_L as in Table 5.

and Eq.(181) yields:

$$\Delta = \left[\psi \frac{\text{med}(t(x_v, x_b))}{u(c)} + 1 \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} - 1 \quad (182)$$

which delivers Eq. (60).

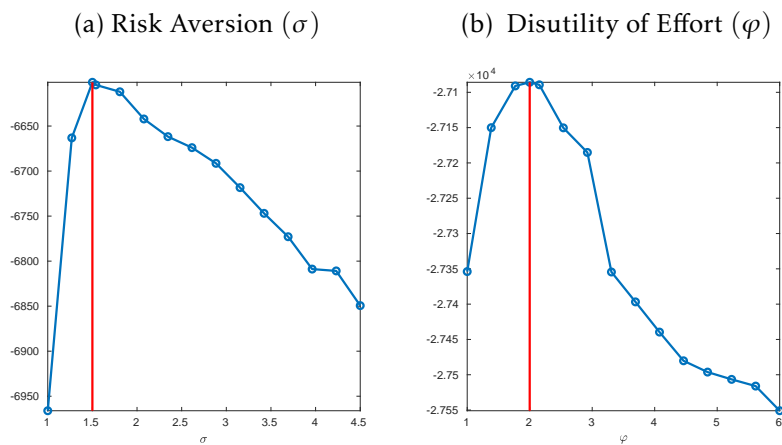
Utilities and Consumption. With the utility given by Eq.(16), we now want to solve for Δ in Eq.(182). The value $\tilde{\Delta}$ is the % growth in consumption that corresponds to moving Δu . In this case:

$$\Delta u = u((1 + \tilde{\Delta})c) - z^p - \psi t(x_v, x_b) - [u(c) - z^p - \psi t(x_v, x_b)] = (1 - \sigma)^{-1} \left[(1 + \tilde{\Delta})^{1-\sigma} - 1 \right] c^{1-\sigma} \quad (183)$$

For $\sigma = 2$

$$\tilde{\Delta} = \left[\frac{\Delta u}{u(c)} + 1 \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} - 1 \quad (184)$$

Figure 29: Log-Likelihood of Household Level Data as a Function of Risk Aversion (σ) and Disutility of Effort (φ) for Simulated data



Note: Likelihood of household level data (Eq. 51) using . Red line is the true value, dotted blue line is log-likelihood. Map in here is 'Manhattan' style (Figure 27). Data simulated for four provinces, with 10 villages in each road, each of them with $N = 75$ households. Frontier parameters given by Table 4 and the true value of ψ and σ_L as in Table 5.

ภาคผนวก ข.

(สรุปรายงานการประชุมชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจ
และสังคมของครัวเรือนไทย)

รายงานการประชุมโครงการวิจัย
ภายใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้และนโยบายเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย”
ครั้งที่ 2/2561

เมื่อวันที่ 18 ตุลาคม 2561 เวลา 09.00 – 12.00 น.
ณ ห้องประชุม 1 ชั้น 15 สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.)

คณะกรรมการที่เข้าร่วมประชุม

- | | |
|-------------------------------|---------------------------------|
| 1. ศ.นพ.สุทธิพันธ์ จิตพิมลมาศ | ที่ปรึกษา คณะกรรมการชุดโครงการฯ |
| 2. ดร.อัญญา ไวกวามดี | ประธานกรรมการชุดโครงการฯ |
| 3. ดร.ปัทมาวดี โพชนุกูล | กรรมการชุดโครงการฯ |
| 4. รศ.ดร.เรณู สุขารมณ | กรรมการชุดโครงการฯ |
| 5. คุณรจนา เนตรแสงทิพย์ | กรรมการชุดโครงการฯ |
| 6. ดร.ปิติ ดิษยทัต | กรรมการชุดโครงการฯ |
| 7. รศ.ดร.วีระชาติ กิเลนทอง | กรรมการชุดโครงการฯ |

คณะกรรมการที่ไม่ได้เข้าร่วมประชุม

- | | |
|----------------------------------|---------------------------------|
| 7. Professor Dr. Robert Townsend | ที่ปรึกษา คณะกรรมการชุดโครงการฯ |
| 8. รศ.ดร.เสาวณีย์ ไทยรุ่งโรจน์ | ที่ปรึกษา คณะกรรมการชุดโครงการฯ |
| 9. ดร.อิศรา ศานติศาสน์ | กรรมการชุดโครงการฯ |
| 10. ดร.นิพนธ์ พัวพงศกร | กรรมการชุดโครงการฯ |

นักวิจัยและเจ้าหน้าที่ที่เข้าร่วมประชุม

- | | |
|--------------------------------|---|
| 11. ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล | คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย |
| 12. ดร.เนื่อแพร เล็กเฟื่องฟู | คณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย |
| 13. ดร.ธัญมัทธม สรุงบุญมี | คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น |
| 14. ดร.เชาวนา เพชรรัตน์ | คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ |
| 15. คุณสมบัติ ศกุนตะเสฐียร | หัวหน้าโครงการวิจัยครอบครัวไทย |
| 16. คุณภาวิศณัฐ ปฐมเจริญสุขชัย | ผู้จัดการโครงการวิจัยครอบครัวไทย |
| 17. คุณพัชรินทร์ รักสัตย์ | เจ้าหน้าที่บริหารโครงการ ฝ่ายชุมชนและสังคม สกว. |
| 18. คุณวาสิณี จันทร์ธร | นักวิจัย สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและการออกแบบนโยบาย |
| 19. คุณไฟรุส อับดุลเกาะห์ | นักวิจัย สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและการออกแบบนโยบาย |

เริ่มประชุมเวลา 9.00 น.

วาระที่ 1 เรื่องที่ประธานแจ้งที่ประชุมทราบ

ประธานที่ประชุมแจ้งให้ผู้ประสานงานสรุปสถานะโครงการวิจัยภายใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้ เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ระยะที่ 3 ตั้งแต่ มีนาคม 2561 – สิงหาคม 2561 (ความก้าวหน้า 6 เดือนที่

1) ซึ่งประกอบไปด้วยโครงการ

1. โครงการ “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม” (ระยะที่ 3) โดย คุณสมบัติ ศกุนตะเสถียร โครงการวิจัยครอบครัวไทย
2. โครงการ “การเปลี่ยนแปลงของความยากจนในชนบทไทย กรณีศึกษา Townsend Thai Data” โดย ดร.อนันต์ ภาวสุทธิไพศิฐ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์
3. โครงการ “การจัดทำฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร” โดย ดร.ภัทรพรณ อดทน สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและออกแบบนโยบาย มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย
4. โครงการ “บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต” โดย ดร.เนื่อแพรว เล็กเฟื่องฟู คณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย
5. โครงการ “การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data” โดย ผศ.ดร.เชาวนา เพชรรัตน์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
6. โครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม” (ระยะที่ 2) โดย ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล คณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

มติ ที่ประชุมรับทราบ

วาระที่ 2 เรื่องรับรองรายงานการประชุม

เลขานุการเสนอรายงานการประชุมคณะกรรมการกำกับทิศทางวิจัยฯ ครั้งที่ 1/2561 เมื่อวันที่ 13 กุมภาพันธ์ 2561 ให้ที่ประชุมรับรอง เรื่อง

1. การเสนอข้อเสนอโครงการวิจัย “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม” (ระยะที่ 2) โดย ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล คณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

มติ ที่ประชุมรับรองรายงานการประชุม

วาระที่ 3 เรื่องเพื่อทราบ

ประธานที่ประชุมแจ้งให้ผู้ประสานงานสรุปสถานะโครงการวิจัยภายใต้ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้ เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” ระยะที่ 3 ตั้งแต่ มีนาคม 2561 – สิงหาคม 2561 (ความก้าวหน้า 6 เดือนที่ 1) ซึ่งประกอบไปด้วยโครงการวิจัย 6 โครงการ ดังนี้

1. โครงการ “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม” (ระยะที่ 3)
 - หัวหน้าโครงการ: คุณสมบัติ ศุภนตะเสฐียร โครงการวิจัยครอบครัวไทย
 - ระยะเวลาดำเนินงาน: 1 ปี 5 เดือน (1 ส.ค. 60 – 31 ธ.ค. 61)
 - งบประมาณ: 11.5 ล้านบาท (ร่วมทุนกับ ธปท.)
 - สถานะโครงการ: อยู่ระหว่างการดำเนินงาน
2. โครงการ “การเปลี่ยนแปลงของความยากจนในชนบทไทย กรณีศึกษา Townsend Thai Data”
 - หัวหน้าโครงการ: ดร.อนันต์ ภาวสุทธิไพสิฐ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์
 - ระยะเวลาดำเนินงาน: 1 ปี (15 ส.ค. 59 – 14 ส.ค. 60 ขยายระยะเวลาโครงการ 14 ธ.ค. 60)
 - งบประมาณ: 556,600 บาท
 - สถานะโครงการ: สิ้นสุดโครงการ
3. โครงการ “การจัดทำฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร”
 - หัวหน้าโครงการ: ดร.ภัทรพรรณ อุดทน สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและออกแบบนโยบาย มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย
 - ระยะเวลาดำเนินงาน: 1 ปี (3 ต.ค. 59 – 2 ต.ค. 60 ขยายระยะเวลาโครงการ 1 ก.พ. 61)
 - งบประมาณ: 709,200 บาท
 - สถานะโครงการ: รอการอนุมัติสิ้นสุดโครงการ (อยู่ระหว่างการแก้รายงานฉบับสมบูรณ์)
4. โครงการ “บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต”
 - หัวหน้าโครงการ: ดร.เนื่อแพรว เล็กเฟื่องฟู คณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย
 - ระยะเวลาดำเนินงาน: 1 ปี (1 ส.ค. 60 – 31 ก.ค. 61 ขยายระยะเวลาโครงการ 31 ก.ย. 61)
 - งบประมาณ: 599,500 บาท
 - สถานะโครงการ: รอการอนุมัติสิ้นสุดโครงการ
5. โครงการ “การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data”
 - หัวหน้าโครงการ: ผศ.ดร.เชาวนา เพชรรัตน์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
 - ระยะเวลาดำเนินงาน: 1 ปี (15 ก.ค. 60 – 15 ก.ค. 61 ขยายระยะเวลาโครงการ 13 พ.ย. 61)
 - งบประมาณ: 456,500 บาท
 - สถานะโครงการ: อยู่ระหว่างการดำเนินงาน
6. โครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม” (ระยะที่ 2)
 - หัวหน้าโครงการ: ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล คณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย
 - ระยะเวลาดำเนินงาน: 1 ปี (2 พ.ค. 61 – 31 มี.ค. 61)
 - งบประมาณ: 1,048,840 บาท
 - สถานะโครงการ: อยู่ระหว่างการดำเนินงาน

มติ ที่ประชุมรับทราบ

วาระที่ 4 เรื่องเพื่อพิจารณา

ประธานแจ้งให้พิจารณาผลการดำเนินงานโครงการต่าง ๆ ภายใต้ชุดโครงการ ตั้งแต่วันที่ 4 มีนาคม 2561 – 31 สิงหาคม 2561 (ความก้าวหน้า 6 เดือนที่ 1) ดังนี้

4.1 รายงานความก้าวหน้าชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย” (ระยะที่ 3) โดย รศ.ดร.วีระชาติ กิเลนทอง

ผลการนำเสนอรายงานความก้าวหน้าของโครงการ พบว่า มีผู้ใช้ข้อมูล Townsend Thai Data ในปี 2561 จำนวน 21 คน มีการเผยแพร่ความรู้จากโครงการและจากข้อมูลใน aBRIDGEd articles ของสถาบันวิจัย อิงภากรณ์ ธนาคารแห่งประเทศไทย เรื่องล่าสุดคือ มองโครงสร้างประชากรของครัวเรือนไทยในชนบทผ่านข้อมูล Townsend Thai Monthly Survey, 2018 โดย ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล และคณะ เป็นการฉายภาพโครงสร้างประชากรจากข้อมูลตลอด 10 กว่าปีว่ามีการเปลี่ยนแปลงอย่างไรในรูปแบบที่เข้าใจง่าย ส่วนกิจกรรมหลักที่ผ่านมาจากข้อเสนอแนะของคณะกรรมการฯ คือ การประชาสัมพันธ์การใช้ Townsend Thai Data ในส่วนภูมิภาค ได้แก่ 1. มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ มีผู้เข้าร่วมอบรมทั้งหมด 35 คน 2. มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์ มีผู้เข้าร่วมอบรมทั้งหมด 12 คน และเหลืออีกครั้งที่มหาวิทยาลัยขอนแก่น

มติ ที่ประชุมเสนอให้

- อบรมการใช้ข้อมูล Townsend Thai Data ในมหาวิทยาลัยที่มีนักศึกษาระดับบัณฑิตศึกษา เช่น จุฬา ธรรมศาสตร์ นิด้า เป็นต้น

4.2 รายงานความก้าวหน้าโครงการ “การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data” โดย ผศ.ดร.เขาวนา เพชรรัตน์

ผลการนำเสนอรายงานความก้าวหน้าของโครงการ พบว่า ครัวเรือนทั้ง 4 จังหวัดคือ ฉะเชิงเทรา ลพบุรี บุรีรัมย์ ศรีสะเกษ มีความหลากหลายในการผลิตทางการเกษตรเป็นไปในทิศทางเดียวกัน มีความหลากหลายในการผลิตต่ำมาก นโยบายรัฐบาลมีผลกระทบต่อภาคการเกษตรในทุกจังหวัดในทิศทางเดียวกัน และได้วิเคราะห์แบบจำลองเพื่อดูความสัมพันธ์ของปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อการกระจายความหลากหลายในการทำเกษตรของข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำรายเดือน (Monthly Panel Data) ในช่วงปี 2541-2555 พบผลที่น่าสนใจคือ เทคโนโลยีไม่มีผลต่อการเลือกรูปแบบการผลิตของครัวเรือนเกษตร

มติ ที่ประชุมเสนอให้

- ศึกษาการประกันภัย (Insurance) ว่ามีผลต่อการกระจายความหลากหลายในการทำเกษตร (Diversify) หรือไม่
- ศึกษาสัดส่วนของการใช้ที่ดิน (Land) ว่ามีผลต่อการเลือกผลิตหรือไม่ (ดูค่า DI)
- อธิบายการจัดการความเสี่ยง (Risk Management) ของเกษตรกรว่าส่งผลกระทบต่อความหลากหลายในการทำเกษตร (Diversify) ได้อย่างไรบ้าง
- Summary consumption แบ่งตามกลุ่มการผลิต Plot over time series

- เพิ่มตัวแปร lag wealth และ land2 ในสมการ Regression

4.3 ร่างรายงานฉบับสมบูรณ์โครงการ “บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต” โดย ดร.เนื่อแพร เล็กเฟื่องฟู

ผลการนำเสนอร่างรายงานฉบับสมบูรณ์ของโครงการ พบว่า ครัวเรือนที่เป็น skipped-generation ที่ได้รับเงินที่ส่งกลับมาในครัวเรือนมาก มีการใช้จ่ายด้านการศึกษาของเด็กน้อยลง และได้รับการศึกษาในโรงเรียนต่ำลง ส่วนผู้ปกครองที่ออกจากบ้านเพื่อหาโอกาสทางเศรษฐกิจที่ดีขึ้นเพื่อสนับสนุนค่าใช้จ่ายของเด็ก นอกจากนี้การส่งเงินกลับไม่เพียงพอที่จะชดเชยผลเสียจากการที่พ่อแม่ไม่อยู่ด้วย จากการที่ไม่ได้ใช้ไปกับการศึกษาและการที่เด็กได้รับการเลี้ยงดูจากปู่ย่าตายาย

มติ ที่ประชุมเสนอให้

- เพิ่ม Summary Statistics ตัวแปรจำนวนปีการศึกษา
- อธิบายข้อจำกัดของงานวิจัยที่ไม่สามารถอธิบายได้
- ศึกษาว่าครัวเรือนที่ปู่ย่าตายายเลี้ยงเป็นครัวเรือนที่ยากจนหรือไม่

4.4 รายงานความก้าวหน้าโครงการ “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม” (ระยะที่ 3) โดย คุณสมบัติ ศกุนตะเสฐียร

ผลการนำเสนอรายงานความก้าวหน้าของโครงการ พบว่า การดำเนินการเก็บข้อมูลเป็นไปตามแผนที่ได้วางไว้ ขณะนี้ข้อมูล

- Annually Survey – Resurvey ดำเนินการเสร็จสิ้นแล้ว
- Water and Environment Survey – WaterLab ดำเนินการเสร็จสิ้นแล้ว
- End Line Census Survey ดำเนินการเสร็จสิ้นแล้ว
- Monthly Survey – Micro Survey (Baseline, Roster, Module and Form) ดำเนินงานไปแล้ว 60%

ปัญหาที่พบคือ ทีมงานลดน้อยลง และงบประมาณจำกัด

มติ ที่ประชุมเสนอให้

- ไม่มีข้อเสนอ

4.6 โครงการจัดทำและแปลหนังสือ Chronicles from the field

ผลการนำเสนอโครงการ พบว่า หนังสือ Chronicles from the field ของ MIT Press เป็นหนังสือที่สัมภาษณ์คุณสมบัติและอ.Townsend ที่ประเทศไทยเกี่ยวกับการทำงานภาคสนาม มีการฉายภาพประวัติศาสตร์ของข้อมูลและให้ความรู้เกี่ยวกับการทำงานภาคสนามสำหรับนักวิจัยรุ่นใหม่ ทางทีมประสานงานได้เจรจากับอ.Townsend ซึ่งเป็นเจ้าของลิขสิทธิ์ และได้ติดต่อให้คุณสมบัติเป็นผู้แปลแล้ว ขณะนี้อยู่ในขั้นตอนการแปล และต้องผ่านกระบวนการแก้ไขอีกครั้งก่อนตีพิมพ์ออกมาเป็นเล่ม

มติ ที่ประชุมเสนอให้

- ดำเนินการต่อ

4.7 โครงการจัดประชุมระดมสมองนักวิจัยในชุดโครงการ (ต่างจังหวัด 2 วัน 1 คืน)

ผลการนำเสนอโครงการ พบว่า คณะกรรมการฯ ได้เสนอในแผนการดำเนินงานชุดประสานงานโครงการฯ ระยะที่ 2 ให้มีการประชุมระดมสมอง เนื่องจากชุดโครงการฯ จะสิ้นสุดเดือนกุมภาพันธ์ 2562 เพื่อวางแนวทางการดำเนินชุดโครงการฯ ต่อไป รวมถึงการประชาสัมพันธ์ Townsend Thai Data ทางทีมประสานจึงตั้งงบประมาณ 111,000 บาท โดยนำเสนอให้จัดการประชุมที่เชียงใหม่ และขอความเห็นจากคณะกรรมการฯ ถึงความเป็นไปได้ รูปแบบและช่วงเวลาที่เหมาะสมในการประชุมระดมสมอง

มติ ที่ประชุมเสนอให้

- จัดทำชุดโครงการให้สอดคล้องกับนโยบายเรื่องเศรษฐกิจฐานรากของ สกว. เนื่องจากการยกระดับเศรษฐกิจฐานรากจะทำให้เศรษฐกิจของประเทศดีขึ้น
- ทำงานวิจัยที่มีอยู่ให้เป็นนโยบายสาธารณะ และทำข้อมูลให้ง่ายต่อการนำไปใช้มากขึ้น
- ประเมินโครงการที่ทำไปแล้ว พิจารณาถึงผลกระทบที่เกิดขึ้น เพื่อนำไปกำหนดทิศทางในการดำเนินงาน Townsend Thai Data ต่อไป
- เชื่อมชุดโครงการกับโครงการอื่น ๆ เพื่อให้ข้อมูลได้ใช้ประโยชน์
- เพิ่มช่องทางการประชาสัมพันธ์ข้อมูล Townsend Thai Data
- การใช้ Townsend Thai Data ร่วมกับข้อมูลชุดอื่น เช่น ข้อมูลจากสำนักงานสถิติ สถาบันปวยา เป็นต้น และให้มีแหล่งขอใช้ข้อมูลที่นักวิจัยสามารถเข้าถึงได้
- การสร้าง User กับ Smart User
- พิจารณาการเปลี่ยนแปลงทางสังคมที่เกิดขึ้นกับครัวเรือนที่ทำวิจัย
- ให้มีการจัดประชุมระดมสมองในช่วงวันที่ 4-5 มกราคม 2562 / 25-26 มกราคม 2562 / 1-2 กุมภาพันธ์ 2562 สถานที่เชียงใหม่

เลิกประชุมเวลา 12.30 น.

(นางสาวไพรุส อับดุลเลาะห์)

ผู้จัดรายงานการประชุม

(นางสาววาสิณี จันทร์ธรร)

ผู้ตรวจรายงานการประชุม

รายงานการประชุมคณะกรรมการกำกับทิศทาง
ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย”
ครั้งที่ 1/2562
เมื่อวันศุกร์ที่ 1 กุมภาพันธ์ 2562
ณ ห้องประชุม 1 อาคาร 24 ชั้น 15 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย

คณะกรรมการที่เข้าร่วมประชุม

- | | |
|----------------------------|--------------------------|
| 1. ดร.อัญญา ไวกวามดี | ประธานกรรมการชุดโครงการฯ |
| 2. ดร.ปัทมาวดี โพชนุกูล | กรรมการชุดโครงการฯ |
| 3. รศ.ดร.เรณู สุขารมณ์ | กรรมการชุดโครงการฯ |
| 4. ดร.ปิติ ดิษยทัต | กรรมการชุดโครงการฯ |
| 5. รศ.ดร.วีระชาติ กิเลนทอง | กรรมการชุดโครงการฯ |

คณะกรรมการที่ไม่ได้เข้าร่วมประชุม

- | | |
|----------------------------------|---------------------------------|
| 6. Professor Dr. Robert Townsend | ที่ปรึกษา คณะกรรมการชุดโครงการฯ |
| 7. รศ.ดร.เสาวณีย์ ไทยรุ่งโรจน์ | ที่ปรึกษา คณะกรรมการชุดโครงการฯ |
| 8. ศ.นพ.สุทธิพันธ์ จิตพิมลมาศ | ที่ปรึกษา คณะกรรมการชุดโครงการฯ |
| 9. คุณรัจนา เนตรแสงทิพย์ | กรรมการชุดโครงการฯ |
| 10. ดร.นิพนธ์ พัวพงศกร | กรรมการชุดโครงการฯ |

นักวิจัยและเจ้าหน้าที่ที่เข้าร่วมประชุม

- | | |
|---------------------------|---|
| 11. ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล | คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย |
| 12. คุณพัชรินทร์ รักสัตย์ | เจ้าหน้าที่บริหารโครงการ ฝ่ายชุมชนและสังคม สกว. |
| 13. คุณวาสิณี จันทร์ธร | นักวิจัย สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและการออกแบบนโยบาย |
| 14. คุณไฟรุส อับดุลเลาะห์ | นักวิจัย สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและการออกแบบนโยบาย |

เริ่มประชุม เวลา 09.00 น.

ประธานกล่าวเปิดประชุมและแจ้งให้ที่ประชุมทราบและพิจารณาวาระต่าง ๆ ดังนี้

วาระที่ 1 เรื่องที่แจ้งให้ที่ประชุมทราบ

1.1 เรื่อง สรุปสถานะชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ระยะที่ 1 – 3

ประธานแจ้งให้หัวหน้าชุดโครงการฯ สรุปสถานะชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ระยะที่ 1 – 3

หัวหน้าชุดโครงการฯ แจ้งที่ประชุมว่า ชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ตั้งแต่ระยะที่ 1 – 3 (วันที่ 1 สิงหาคม 2558 – 31 มกราคม 2562) มีการดำเนินงาน ดังนี้

1. การเก็บข้อมูลตั้งแต่ปี 2558 – 2560 ทำให้ได้ข้อมูล Panel ทั้งหมด 231 เดือน แบ่งเป็น

จังหวัด	รายเดือน	Census
ฉะเชิงเทรา	159 ครัวเรือน	269 ครัวเรือน
บุรีรัมย์	169 ครัวเรือน	519 ครัวเรือน
ลพบุรี	176 ครัวเรือน	541 ครัวเรือน
ศรีสะเกษ	161 ครัวเรือน	252 ครัวเรือน

2. การจัดทำฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือน (Monthly Survey Household Financial Accounting) เดือนที่ 1 – 208

ระยะที่ 1 ตั้งแต่เดือนที่ 1 – 172 ดำเนินงานเสร็จสิ้น

ระยะที่ 2 ตั้งแต่เดือนที่ 1 – 208 อยู่ระหว่างดำเนินงาน

3. ผลงานวิชาการ

● บทความที่เผยแพร่ ในรูปแบบของ Published Paper

1. Benjamin Moll, Robert M. Townsend, Victor Zhorin. "Economic Development, Flow of Funds and the Equilibrium Interaction of Financial Frictions.", Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, June 13, 2017, Vol.114, No.24, P6176-6184.
2. Samphantharak, Krislert, Scott Schuh and Robert M. Townsend. "Integrated Household Surveys: An Assessment of U.S. Methods and an Innovation.", Economic Inquiry, 12 October 2017.
3. Samphantharak, Krislert and Robert M. Townsend. "Risk and Return in Village Economies.", American Economic Journal: Microeconomics, Feb 2018, Vol.10, No.1, P1-40.
4. Pierre-Andre Chiappori, Krislert Samphantharak, Sam Schulhofer-Wohl, and Robert M. Townsend. "Heterogeneity and Risk-Sharing in Thai Villages." Quantitative Economics, Forthcoming 2014.

5. Gruber, Jonathan; Nathaniel Hendren; and Robert M. Townsend. "The Great Equalizer: Health Care Access and Infant Mortality in Thailand," *American Economic Journal: Applied Economics*, 6(1): 91–107, 2014.
 6. Chiappori, Pierre-Andre; Krislert Samphantharak; Sam Schulhofer-Wohl; and Robert M. Townsend. "Portfolio Choices and Risk Preferences in Village Economies." *Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper*, 2013.
 7. Robert M. Townsend. "Accounting for the Poor." *American Journal of Agricultural Economics* 95(5), October 2013: 1196-1208.
- บทความที่เผยแพร่ ในรูปแบบผลงานวิชาการ Working paper
 1. Archawa Paweenawat and Robert M. Townsend. "Occupational Choice, Financial Frictions, and Trade across Thai Villages.", July 2017, working paper.
 2. Samphantharak, Krislert and Robert M. Townsend. "Risk and Return in Village Economies." revised 2017. (Forthcoming in *American Economic Journal: Microeconomics*).
 3. Archawa Paweenawat and Robert M. Townsend. "Villages as Small Open Economies: Disentangling Real and Financial Factors." *Working Paper*, 2014.
 4. Chiappori, Pierre-Andre; Krislert Samphantharak; Sam Schulhofer-Wohl; and Robert M. Townsend. "Portfolio Choices and Risk Preferences in Village Economies." *Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper*, 2013.
 - บทความที่เผยแพร่ ในรูปแบบของ aBRIDGEd articles
 1. กฤษณ์เลิศ สัมพันธ์รักษ์ และ วีระชาติ กิเลนทอง “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำ เพื่อการพัฒนาองค์ความรู้ด้านเศรษฐกิจและสังคม: Townsend Thai Data”, issue 14/2015, 18 Dec 2015.
 2. วีระชาติ กิเลนทอง และ กิตติพงษ์ เรือนทิพย์ “บทเรียนจากกองทุนหมู่บ้าน”, issue 1/2016, 16 Jan 2016.
 3. อาชวี ปวีณวัฒน์ “ข้อจำกัดด้านการกู้ยืมและการตัดสินใจเป็นผู้ประกอบการของครัวเรือนไทย”, issue 1/2017, 2 Jan 2017.
 4. นราพงศ์ ศรีวิศาล “อุปสรรคของการพัฒนาระบบประกันที่สมบูรณ์ในชุมชนชนบทของไทย”, issue 3/2017, 30 Jan 2017.
 5. นราพงศ์ ศรีวิศาล และคณะ “มองโครงสร้างประชากรของครัวเรือนไทยในชนบทผ่านข้อมูล Townsend Thai Monthly Survey, issue 18/2018, 1 Oct 2018.
 6. เนื้อแพร เล็กเฟื่องฟู และคณะ “มองบทบาทของสถานะครัวเรือนแห่งกลางต่อการพัฒนาคนผ่านฐานข้อมูล Longitudinal ของไทย”, *รอกการเผยแพร่*
 7. เขาวนา เพชรรัตน์ และคณะ “รูปแบบการผลิตเกษตรของครัวเรือนไทยในชนบท จากข้อมูล Townsend Thai Data”, *รอกการเผยแพร่*.

8. นราพงศ์ ศรีวิศาล และคณะ “การเปลี่ยนแปลงสภาพเศรษฐกิจของครัวเรือนไทยในชนบทผ่านข้อมูล Townsend Thai Monthly Survey, รอกการเผยแพร่.

4. การจัดสัมมนาวิชาการระดับนานาชาติ หัวข้อ “Finance and Development: Data, Research, and Policy Design” ระหว่างวันที่ 8-9 มิถุนายน 2560 ณ ห้องประชุมภัทรรวมใจ อาคาร 2 ชั้น 2 ธนาคารแห่งประเทศไทย

5. โครงการย่อยต่าง ๆ จำนวน 10 โครงการ แบ่งเป็น

- โครงการ “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม” ระยะที่ 1 – 3 (หัวหน้าโครงการ: คุณสมบัติ ศกุนตะเสถียร)
- โครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม” ระยะที่ 1 – 2 (หัวหน้าโครงการ: ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล)
- โครงการ “แบบจำลองการเลือกอาชีพ ความไม่สมบูรณ์ของตลาดการเงิน และการค้าระหว่างหมู่บ้านในชนบทของประเทศไทย” (หัวหน้าโครงการ: ดร.อาชว์ ปวีณวัฒน์)
- โครงการ “การเปลี่ยนแปลงของความยากจนในชนบทไทย กรณีศึกษา Townsend Thai Data” (หัวหน้าโครงการ: ดร.อนันต์ ภาวสุทธิไพศิฐ)
- โครงการ “การจัดทำฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร” (หัวหน้าโครงการ: ดร.ภัทรพรรณ อดทน)
- โครงการ “บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต” (หัวหน้าโครงการ: ดร.เนื่อแพร เล็กเฟื่องฟู)
- โครงการ “การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data” (หัวหน้าโครงการ: ดร.เชาวนา เพชรรัตน์)

6. งบประมาณ รวมทั้งสิ้น 44,245,950 บาท แบ่งเป็น

การจัด Conference	632,000	บาท
ชุดประสานงาน	4,012,310	บาท
โครงการย่อย (7 โครงการ)	5,101,640	บาท
โครงการเก็บข้อมูล	34,500,000	บาท

7. การประชาสัมพันธ์ Townsend Thai Data

ชุดโครงการฯ ได้พัฒนานักวิจัยที่มีความคุ้นเคยและเชี่ยวชาญในการใช้ข้อมูล Townsend Thai Data

1. วาสิณี จันทร์ธร
2. ก้องเกียรติ ลิพหุญเี่ยม
3. ปฐมพร นิพนธ์ศักดิ์
4. ไพรุส อับดุลเลาะห์

โดยมีหน้าที่หลัก

1. ให้คำปรึกษาแก่นักวิจัยในการใช้ข้อมูลอย่างถูกต้อง

2. ช่วยเชื่อมโยงข้อมูลที่ไม่สามารถเปิดเผยได้โดยตรง เพื่อให้นักวิจัยสามารถวิเคราะห์ข้อมูลได้
สมบูรณ์ที่สุดเท่าที่จะทำได้

การจัดอบรม

วันที่	การอบรม	สถานที่	ผู้เข้าอบรม
6 กุมภาพันธ์ 2560	การใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 1	ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัย หอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย	27 คน
26 ธันวาคม 2560	การใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 2	ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัย หอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย	16 คน
31 มกราคม 2561	การใช้ฐานข้อมูลแบบ ตัวอย่างซ้ำ (ORG) จาก ข้อมูลภาวะการทำงาน ของประชากร	ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัย หอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย	24 คน
16 สิงหาคม 2561	การใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 3	ห้องประชุมคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่	35 คน
23 สิงหาคม 2561	การใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 4	ห้องประชุมคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์	12 คน
23 มกราคม 2562	การใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 5	ห้องปฏิบัติการคอมพิวเตอร์ BS 02 คณะบริหารธุรกิจและการบัญชี มหาวิทยาลัยขอนแก่น	13 คน

สถิติการใช้ข้อมูล Townsend Thai Data

ข้อมูล	ปี	ผู้ขอใช้ ข้อมูล ปี 2562	ผู้ขอใช้ ข้อมูล ปี 2561	ผู้ขอใช้ ข้อมูล ปี 2560	ผู้ขอใช้ ข้อมูล ปี 2559	ผู้ขอใช้ ข้อมูล ปี 2558
Townsend Thai Annual Data (Rural Survey)	1997-2015					
Townsend Thai Annual Data (Urban Survey)	2005-2015	13 คน	27 คน	22 คน	11 คน	4 คน
Townsend Thai Monthly Data	เดือนที่ 1-196					
Monthly Survey Household Financial Accounting	เดือนที่ 0-160	-	-	22 คน	3 คน	-
Monthly Survey Household Financial Accounting	เดือนที่ 0-172	13 คน	24 คน	2 คน	-	-
ORG Code (Out Rotation Group of Labor Force Survey)	2002-2013	-	2 คน			

มติ ที่ประชุมรับทราบ

วาระที่ 2 เรื่องที่เสนอให้ที่ประชุมพิจารณา

2.1 เรื่อง แนวทางการกำหนดทิศทางเพื่อสนับสนุนงานวิจัยที่ใช้ Townsend Thai Data
ประธานในที่ประชุมเสนอให้

1. ชุดประสานงานยังคงเป็นศูนย์เผยแพร่ข้อมูลให้แก่ักวิจัยทั่วไป พร้อมให้คำแนะนำในการใช้ข้อมูล Townsend Thai Data
2. กำหนดหัวข้อประเด็นวิจัยที่เกี่ยวข้องกับ Townsend Thai Data ให้แก่อาจารย์และนักศึกษาตามสถาบันการศึกษาต่าง ๆ
3. จัดอบรมการใช้ข้อมูล Townsend Thai Data ให้แก่ผู้ช่วยนักวิจัย
4. สรุปและรวบรวมบทความวิชาการที่ใช้ฐานข้อมูล Townsend Thai Data เป็นฉบับภาษาไทย เพื่อให้บุคคลทั่วไปสามารถเข้าใจได้
5. ขยายระยะเวลาชุดโครงการฯ ซึ่งตามสัญญาชุดโครงการฯ จะสิ้นสุดในเดือนกุมภาพันธ์ 2562 ให้ขยายไปจนถึงเดือนกรกฎาคม 2562 โดยใช้งบประมาณที่มีอยู่เดิม เพื่อให้ครอบคลุมโครงการฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม ระยะที่ 2

มติ ที่ประชุมเห็นชอบ และเสนอให้

1. ชุดโครงการฯ ยังคงเผยแพร่ข้อมูลให้แก่ักวิจัยต่อไป แม้จะสิ้นสุดชุดโครงการระยะที่ 3 ไปแล้ว
2. ประเด็นวิจัยที่เกี่ยวข้องมีบางประเด็นได้เผยแพร่ผ่านเว็บไซต์ชุดโครงการฯ ส่วนประเด็นวิจัยอื่น ๆ ที่ประชุมจะปรึกษาในครั้งถัดไป

3. ผู้ช่วยนักวิจัยจะต้องมีเวลาเข้ามาศึกษาโครงสร้างข้อมูล Townsend Thai Data กับทีมผู้เชี่ยวชาญ เนื่องจากการอบรมเพียงหนึ่งวันไม่เพียงพอต่อการทำความเข้าใจโครงสร้างฐานข้อมูลทั้งหมดได้ หรือนักวิจัยสามารถจ้างผู้เชี่ยวชาญ เพื่อเป็นผู้ช่วยนักวิจัยในการจัดทำข้อมูลชุดนี้
4. นักวิจัยภายใต้ชุดโครงการฯ จะจัดทำบทความวิจัยฉบับย่อ (aBRIDGEd) เผยแพร่ผ่านทางเว็บไซต์ สถาบันวิจัยเศรษฐกิจป๋วย อึ๊งภากรณ์ ธนาคารแห่งประเทศไทย ในประเด็นที่น่าสนใจเพิ่มขึ้น
5. ทางชุดโครงการฯ จะจัดทำหนังสือขอขยายระยะเวลาชุดโครงการฯ ออกไปจนถึงเดือนกรกฎาคม 2562 และจะสิ้นสุดในระยะนี้เท่านั้น

วาระที่ 3 เรื่องอื่น ๆ

3.1 เรื่อง วันประชุมครั้งต่อไป

ประธานในที่ประชุมเห็นควรให้มีการประชุมครั้งต่อไปในวันจันทร์ที่ 25 มีนาคม 2562 เวลา 9.00 – 12.00 น. โดยเชิญ ดร.กฤษฎ์เลิศ สัมพันธอักษร เข้าร่วมประชุม เพื่อปรึกษาหารือในการกำหนดหัวข้อวิจัยจากการใช้ฐานข้อมูล Townsend Thai Data

มติ ที่ประชุมรับทราบ

เลิกประชุม เวลา 11.00 น.

(นางสาวไพรุส อับดุลเลาะห์)
ผู้จัดรายงานการประชุม

(นางสาววาสิณี จันทร์ธรร)
ผู้ตรวจรายงานการประชุม

รายงานการประชุมคณะกรรมการกำกับทิศทาง
ชุดโครงการ “พัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย”
ครั้งที่ 2/2562
เมื่อวันจันทร์ที่ 25 มีนาคม 2562
ณ ห้องประชุม 1 ชั้น 14 สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย

คณะกรรมการที่เข้าร่วมประชุม

- | | |
|-------------------------------|---------------------------------|
| 1. ศ.นพ.สุทธิพันธ์ จิตพิมลมาศ | ที่ปรึกษา คณะกรรมการชุดโครงการฯ |
| 2. ดร.อัญญา ไควความดี | ประธานกรรมการชุดโครงการฯ |
| 3. ดร.ปัทมาวดี โพชนุกูล | กรรมการชุดโครงการฯ |
| 4. รศ.ดร.เรณู สุขารมณ | กรรมการชุดโครงการฯ |
| 5. ดร.ปิติ ดิษยทัต | กรรมการชุดโครงการฯ |
| 6. คุณรัจจา เนตรแสงทิพย์ | กรรมการชุดโครงการฯ |
| 7. รศ.ดร.วีระชาติ กิเลนทอง | กรรมการชุดโครงการฯ |

คณะกรรมการที่ไม่ได้เข้าร่วมประชุม

- | | |
|----------------------------------|---------------------------------|
| 8. Professor Dr. Robert Townsend | ที่ปรึกษา คณะกรรมการชุดโครงการฯ |
| 9. รศ.ดร.เสาวณีย์ ไทยรุ่งโรจน์ | ที่ปรึกษา คณะกรรมการชุดโครงการฯ |
| 10. ดร.นิพนธ์ พัวพงศกร | กรรมการชุดโครงการฯ |
| 11. รศ.ดร.เรณู สุขารมณ | กรรมการชุดโครงการฯ |

นักวิจัยและเจ้าหน้าที่ที่เข้าร่วมประชุม

- | | |
|-------------------------------|---|
| 12. ดร.กฤษฎ์เลิศ สัมพันธรักษ์ | University of California San Diego |
| 13. ดร.ภัทรพรรณ ออดทน | สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและออกแบบนโยบาย |
| 14. ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล | คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย |
| 15. คุณพัชรินทร์ รักสัตย์ | เจ้าหน้าที่บริหารโครงการ ฝ่ายชุมชนและสังคม สกว. |
| 16. คุณวาสิณี จันทร์ธร | นักวิจัย สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและการออกแบบนโยบาย |
| 17. คุณไฟรุส อับดุลเกาะห์ | นักวิจัย สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและการออกแบบนโยบาย |

เริ่มประชุม เวลา 09.00 น.

ประธานกล่าวเปิดประชุมและแจ้งให้ที่ประชุมทราบและพิจารณาวาระต่าง ๆ ดังนี้

วาระที่ 1 เรื่องที่แจ้งให้ที่ประชุมทราบ
ที่ประชุมรับทราบ

วาระที่ 2 เรื่องการรับรองรายงานการประชุมคณะกรรมการกำกับทิศทางการวิจัยฯ ครั้งที่ 1/2562 วันที่ 1 กุมภาพันธ์ 2562

เลขานุการเสนอรายงานการประชุมคณะกรรมการกำกับทิศทางการวิจัยฯ ครั้งที่ 1/2562 เมื่อวันที่ 1 กุมภาพันธ์ 2562 ให้ที่ประชุมรับรอง

มติ ที่ประชุมรับรองรายงานการประชุม

วาระที่ 3 เรื่องเพื่อทราบ

3.1 พระราชบัญญัติการจัดตั้งกระทรวงการอุดมศึกษา วิทยาศาสตร์ วิจัย และนวัตกรรม/การเปลี่ยนแปลงของ สกว.

เนื่องจากพระราชบัญญัติฯ กำหนดให้มี “คณะกรรมการส่งเสริมวิทยาศาสตร์ วิจัย และนวัตกรรม” (กสว.) สำนักงานคณะกรรมการส่งเสริมวิทยาศาสตร์ วิจัย และนวัตกรรม (สกสว.) และกองทุนส่งเสริมวิทยาศาสตร์ วิจัย และนวัตกรรมขึ้นภายใน สกสว. และได้กำหนดให้สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.) ไปปฏิบัติหน้าที่เป็น “สำนักงานคณะกรรมการส่งเสริมวิทยาศาสตร์ วิจัย และนวัตกรรม” (สกสว.) เพื่อจัดทำและกำหนดนโยบาย ยุทธศาสตร์ และแผนด้านวิทยาศาสตร์ วิจัยและนวัตกรรมของประเทศให้มีเอกภาพ และเป็นระบบ ตลอดจนการจัดสรรงบประมาณให้แก่หน่วยงานทั้งหมดในระบบวิทยาศาสตร์ ระบบวิจัยและนวัตกรรม ผ่าน “กองทุนส่งเสริมวิทยาศาสตร์ วิจัยและนวัตกรรม” ทั้งนี้การวิจัยและนวัตกรรมนั้น ครอบคลุมวิทยาศาสตร์ เทคโนโลยี สังคมศาสตร์ มนุษยศาสตร์ และสหวิทยาการด้วย ซึ่งการปรับเปลี่ยนบทบาทภารกิจของ “สกว.” ไปปฏิบัติหน้าที่เป็น “สกสว.” ดังกล่าว เป็นการโอนย้ายไปทั้งองค์กรรวมทั้งกองทุนที่มีอยู่

ขณะนี้ สกว. กำลังเร่งพิจารณารายละเอียดการปฏิบัติภารกิจตามกฎหมาย การออกแบบโครงสร้าง และระบบ ตลอดจนแนวทางการดำเนินงานที่เหมาะสมและเอื้อประโยชน์สูงสุดต่อประเทศซึ่งต้องดำเนินการด้วยความรอบคอบ และต้องมีการหารือกับหน่วยงานภาคีที่จะต้องปฏิบัติงานร่วมกันและทำงานส่งต่อกัน เพื่อให้เกิดประสิทธิภาพสูงสุดและบรรลุวัตถุประสงค์ของการปฏิรูปประเทศ

มติ ที่ประชุมรับทราบ

3.2 การเปลี่ยนแปลงตำแหน่งผู้อำนวยการสถาบันวิจัยเศรษฐกิจป๋วย อึ๊งภากรณ์ ธนาคารแห่งประเทศไทย

เนื่องจาก ดร.ปิติ ดิษยทัต ผู้อำนวยการสถาบันวิจัยเศรษฐกิจป๋วย อึ๊งภากรณ์ ธนาคารแห่งประเทศไทย ต้องไปประจำการที่ประเทศสวิตเซอร์แลนด์เป็นเวลา 2 ปี จึงมอบหมายให้ ดร.กฤษณ์เลิศ สัมพันธ์รักษ์ ซึ่งเดิมเป็นที่ปรึกษาของสถาบันวิจัยเศรษฐกิจป๋วย อึ๊งภากรณ์ ธนาคารแห่งประเทศไทย ทำหน้าที่ผู้อำนวยการสถาบันวิจัยเศรษฐกิจป๋วย อึ๊งภากรณ์ เป็นการชั่วคราว และ ดร.ปิติ ดิษยทัต เปลี่ยนมาทำหน้าที่ที่ปรึกษาของสถาบันวิจัยเศรษฐกิจป๋วย อึ๊งภากรณ์ ธนาคารแห่งประเทศไทย เป็นการชั่วคราว

มติ ที่ประชุมรับทราบ และให้ดำเนินการแต่งตั้ง ดร.กฤษณ์เลิศ สัมพันธ์รักษ์ ดำรงตำแหน่ง
คณะกรรมการกำกับทิศทางการฯ ต่อไป

3.3 สรุปสถานะชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ระยะที่ 1 – 3

ประธานแจ้งให้หัวหน้าชุดโครงการฯ สรุปสถานะชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ระยะที่ 1 – 3

หัวหน้าชุดโครงการฯ แจ้งที่ประชุมว่า ชุดโครงการพัฒนาองค์ความรู้เศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนไทย ตั้งแต่ระยะที่ 1 – 3 (วันที่ 1 สิงหาคม 2558 – 24 มีนาคม 2562) มีการดำเนินงาน ดังนี้

1. การเก็บข้อมูลตั้งแต่ปี 2558 – 2560 ทำให้ได้ข้อมูล Panel ทั้งหมด 231 เดือน แบ่งเป็น

จังหวัด	รายเดือน	Census
ฉะเชิงเทรา	159 ครัวเรือน	269 ครัวเรือน
บุรีรัมย์	169 ครัวเรือน	519 ครัวเรือน
ลพบุรี	176 ครัวเรือน	541 ครัวเรือน
ศรีสะเกษ	161 ครัวเรือน	252 ครัวเรือน

เก็บข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ เดือนที่ 204-231 (28 เดือน) ได้ครบทุกเดือน

2. การจัดทำฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือน (Monthly Survey Household Financial Accounting) เดือนที่ 1 – 208

ระยะที่ 1 ตั้งแต่เดือนที่ 1 – 172 ดำเนินงานเสร็จสิ้น

ระยะที่ 2 ตั้งแต่เดือนที่ 1 – 208 อยู่ระหว่างดำเนินงาน

3. ผลงานวิชาการ

● บทความที่เผยแพร่ ในรูปแบบของ Published Paper

1. Benjamin Moll, Robert M. Townsend, Victor Zhorin. “Economic Development, Flow of Funds and the Equilibrium Interaction of Financial Frictions.”, Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, June 13, 2017, Vol.114, No.24, P6176-6184.
2. Samphantharak, Krislert, Scott Schuh and Robert M. Townsend. "Integrated Household Surveys: An Assessment of U.S. Methods and an Innovation.", Economic Inquiry, 12 October 2017.
3. Samphantharak, Krislert and Robert M. Townsend. "Risk and Return in Village Economies.”, American Economic Journal: Microeconomics, Feb 2018, Vol.10, No.1, P1-40.
4. Joseph P. Kaboski and Robert M. Townsend “The Impact of Credit on Village Economies.” American Economic Journal: Applied Economics 4(2), April 2012: 98-133.
5. Joseph Kaboski and Robert M. Townsend. “A Structural Evaluation of a Large-Scale Quasi-Experimental Microfinance Initiative.” Econometrica 79(5), September 2011: 1357-1406.

6. Joseph P. Kaboski and Robert M. Townsend. "Policies and Impact: An Evaluation of Village-Level Microfinance Institutions." *Journal of the European Economic Association* 3(1), January 2005: 1-50.
- บทความที่เผยแพร่ ในรูปแบบผลงานวิชาการ Working paper
 1. Ehrlich, Daniel and Robert M. Townsend. "Spatial Spillovers and Labor Market Dynamics: Village Financial Interventions in Thailand." Working Paper, 2019.
 2. Paweenawat, Archawa and Robert M. Townsend. "The Impact of Regional Isolationism: Disentangling Real and Financial Factors." Working Paper, 2018.
 3. Chandrasekhar, Arun, Robert M. Townsend and Juan Pablo Xandri "Financial Centrality and Liquidity Provision." Working Paper, 2018.
 4. Chandrasekhar, Arun, Robert M. Townsend and Juan Pablo Xandri "Financial Centrality and Liquidity Provision." Working Paper, 2018.
 5. Chandrasekhar, Arun, Robert M. Townsend and Juan Pablo Xandri "Financial Centrality and Liquidity Provision." Working Paper, 2018.
 6. Ji, Yan, and Robert M. Townsend "Bank Branch Expansion vs. International Capital Flows: Integrating Local Spatial Markets with Macro Aggregates" Working Paper, 2017.
 - บทความที่เผยแพร่ ในรูปแบบของ aBRIDGEd articles
 1. กฤษณ์เลิศ สัมพันธ์รักษ์ และ วีระชาติ กิเลนทอง “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำ เพื่อการพัฒนางานด้านเศรษฐกิจและสังคม: Townsend Thai Data”, issue 14/2015, 18 Dec 2015.
 2. วีระชาติ กิเลนทอง และ กิตติพงษ์ เรือนทิพย์ “บทเรียนจากกองทุนหมู่บ้าน”, issue 1/2016, 16 Jan 2016.
 3. อาซวี ปวิณวัฒน์ “ข้อจำกัดด้านการกู้ยืมและการตัดสินใจเป็นผู้ประกอบการของครัวเรือนไทย”, issue 1/2017, 2 Jan 2017.
 4. นราพงศ์ ศรีวิศาล “อุปสรรคของการพัฒนาระบบประกันที่สมบูรณ์ในชุมชนชนบทของไทย”, issue 3/2017, 30 Jan 2017.
 5. นราพงศ์ ศรีวิศาล และคณะ “มองโครงสร้างประชากรของครัวเรือนไทยในชนบทผ่านข้อมูล Townsend Thai Monthly Survey, issue 18/2018, 1 Oct 2018.
 6. เนื้อแพร เล็กเฟื่องฟู และคณะ “มองบทบาทของสถานะครัวเรือนแห่งกลางต่อการพัฒนาคนผ่านฐานข้อมูล Longitudinal ของไทย”, รอกการเผยแพร่
 7. เขาวนา เพชรรัตน์ และคณะ “รูปแบบการผลิตเกษตรของครัวเรือนไทยในชนบท จากข้อมูล Townsend Thai Data”, รอกการเผยแพร่.
 8. นราพงศ์ ศรีวิศาล และคณะ “การเปลี่ยนแปลงสภาพเศรษฐกิจของครัวเรือนไทยในชนบทผ่านข้อมูล Townsend Thai Monthly Survey, รอกการเผยแพร่.

4. การจัดสัมมนาวิชาการระดับนานาชาติ หัวข้อ “Finance and Development: Data, Research, and Policy Design” ระหว่างวันที่ 8-9 มิถุนายน 2560 ณ ห้องประชุมภัทรรวมใจ อาคาร 2 ชั้น 2 ธนาคารแห่งประเทศไทย

5. โครงการย่อยต่าง ๆ จำนวน 10 โครงการ แบ่งเป็น

- โครงการ “ฐานข้อมูลระดับครัวเรือนแบบตัวอย่างซ้ำเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม” ระยะที่ 1 – 3 (หัวหน้าโครงการ: คุณสมบัติ ศกุนตะเสถียร)
- โครงการ “ฐานข้อมูลบัญชีครัวเรือนเพื่อการวิจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม” ระยะที่ 1 – 2 (หัวหน้าโครงการ: ดร.นราพงศ์ ศรีวิศาล)
- โครงการ “แบบจำลองการเลือกอาชีพ ความไม่สมบูรณ์ของตลาดการเงิน และการค้าระหว่างหมู่บ้านในชนบทของประเทศไทย” (หัวหน้าโครงการ: ดร.อาชว์ ปวิณวัฒน์)
- โครงการ “การเปลี่ยนแปลงของความยากจนในชนบทไทย กรณีศึกษา Townsend Thai Data” (หัวหน้าโครงการ: ดร.อนันต์ ภาวสุทธิไพศิฐ)
- โครงการ “การจัดทำฐานข้อมูลแบบตัวอย่างซ้ำจากข้อมูลภาวะการทำงานของประชากร” (หัวหน้าโครงการ: ดร.ภัทรพรรณ อดทน)
- โครงการ “บทบาทของสภาพครัวเรือนต่อการพัฒนาคุณภาพกำลังแรงงานในอนาคต” (หัวหน้าโครงการ: ดร.เนื่อแพร เล็กเฟื่องฟู)
- โครงการ “การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างการผลิตด้านการเกษตรของครัวเรือนในชนบท: บทเรียนจากข้อมูล Townsend Thai Data” (หัวหน้าโครงการ: ดร.เชาวนา เพชรรัตน์)

6. งบประมาณ รวมทั้งสิ้น 44,245,950 บาท แบ่งเป็น

การจัด Conference	632,000	บาท
ชุดประสานงาน	4,012,310	บาท
โครงการย่อย (7 โครงการ)	5,101,640	บาท
โครงการเก็บข้อมูล	34,500,000	บาท

7. การประชาสัมพันธ์ Townsend Thai Data

ชุดโครงการฯ ได้พัฒนานักวิจัยที่มีความคุ้นเคยและเชี่ยวชาญในการใช้ข้อมูล Townsend Thai Data

1. วาสิณี จันทร์ธร
2. ก้องเกียรติ ลิขหุญเี่ยม
3. ปฐมาพร นิพนธ์ศักดิ์
4. ไพรุส อับดุลเลาะห์

โดยมีหน้าที่หลัก

1. ให้คำปรึกษาแก่นักวิจัยในการใช้ข้อมูลอย่างถูกต้อง
2. ช่วยเชื่อมโยงข้อมูลที่ไม่สามารถเปิดเผยได้โดยตรง เพื่อให้ให้นักวิจัยสามารถวิเคราะห์ข้อมูลได้สมบูรณ์ที่สุดเท่าที่จะทำได้

การจัดอบรม

วันที่	การอบรม	สถานที่	ผู้เข้าอบรม
6 กุมภาพันธ์ 2560	การใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 1	ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัย หอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย	27 คน
26 ธันวาคม 2560	การใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 2	ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัย หอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย	16 คน
31 มกราคม 2561	การใช้ฐานข้อมูลแบบ ตัวอย่างซ้ำ (ORG) จาก ข้อมูลภาวะการทำงาน ของประชากร	ห้องประชุมศูนย์วิจัยมหาวิทยาลัยชิคาโก-มหาวิทยาลัย หอการค้าไทย (UC-UTCC Research Center) อาคาร 21 ชั้น 7 มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย	24 คน
16 สิงหาคม 2561	การใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 3	ห้องประชุมคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่	35 คน
23 สิงหาคม 2561	การใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 4	ห้องประชุมคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์	12 คน
23 มกราคม 2562	การใช้ Townsend Thai Micro Data ครั้งที่ 5	ห้องปฏิบัติการคอมพิวเตอร์ BS 02 คณะบริหารธุรกิจและการบัญชี มหาวิทยาลัยขอนแก่น	13 คน

สถิติการใช้ข้อมูล Townsend Thai Data

ข้อมูล	ปี	ผู้ขอใช้	ผู้ขอใช้	ผู้ขอใช้	ผู้ขอใช้	ผู้ขอใช้
		ข้อมูล ปี 2562	ข้อมูล ปี 2561	ข้อมูล ปี 2560	ข้อมูล ปี 2559	ข้อมูล ปี 2558
Townsend Thai Annual Data (Rural Survey)	1997-2015					
Townsend Thai Annual Data (Urban Survey)	2005-2015	13 คน	27 คน	22 คน	11 คน	4 คน
Townsend Thai Monthly Data	เดือนที่ 1-196					
Monthly Survey Household Financial Accounting	เดือนที่ 0-160	-	-	22 คน	3 คน	-
Monthly Survey Household Financial Accounting	เดือนที่ 0-172	13 คน	24 คน	2 คน	-	-
ORG Code (Out Rotation Group of Labor Force Survey)	2002-2013	-	2 คน			

มติ ที่ประชุมรับทราบ และเสนอแนวทางการประชาสัมพันธ์และเผยแพร่งานวิจัยจาก Townsend Thai Data ดังนี้

1. ต่อสัญญาชุดประสานงานโครงการฯ ตั้งแต่เดือนก.ค. 62 – ธ.ค. 63 โดย อ.นราพงศ์ ศรีวิศาล เป็นหัวหน้าโครงการ
2. จัด Forum เกี่ยวกับ Townsend Thai Data และถอดบทเรียนเชิงนโยบายที่นักวิจัยได้รับจากข้อมูล Townsend Thai Data
3. ส่งเคราะห์ข้อมูลจากงานวิจัยของ อ.Townsend ไปสู่การกำหนดนโยบาย
4. แลกเปลี่ยนความ Economic Perspective ของ อ.Townsend ที่เขียนขึ้นเนื่องในโอกาสครบรอบ 20 ปีของโครงการ Townsend Thai Data
5. กระจายหัวข้องานวิจัยไปให้นักศึกษาเพื่อทำ Thesis โดยใช้ข้อมูล Townsend Thai Data
6. ทบทวนกรอบเดิมจากงบประมาณที่ใช้ในโครงการ และรวบรวมรายนามผู้ให้การสนับสนุนทั้งหมด

วาระที่ 4 เรื่องเพื่อพิจารณา

4.1 เรื่อง ข้อเสนอโครงการจัดทำระบบฐานข้อมูล Townsend Thai Data เพื่อการวิเคราะห์สถิติเบื้องต้น โดย ดร.ภัทรพรรณ อดทน สถาบันวิจัยเพื่อการประเมินและออกแบบนโยบาย มหาวิทยาลัยมหิดล หอการค้าไทย

มติ ที่ประชุมเห็นชอบ และเสนอให้

1. ปรับ Proposal ให้เป็นไปตามแบบฟอร์มใหม่
2. เปลี่ยนชื่อโครงการเป็น “การจัดทำระบบแสดงผลออนไลน์จากข้อมูลบัญชีครัวเรือน Townsend Thai Data (Online Visualization System)”
3. การสืบค้นตัวแปรและข้อมูล (Searchable) ให้เพิ่มคำถามจาก Questionnaires เพื่อลิงก์ไปยังตัวแปรที่เกี่ยวข้อง

4.2 เรื่อง การตีพิมพ์หนังสือ “CHRONICLES FROM THE FIELD” ฉบับภาษาไทย แปลโดย คุณสมบัติ ศกุนตะเสฐียร

มติ ที่ประชุมรับทราบ และเสนอให้ สกว. คัดเลือกนักวิจารณ์ 3 คน

เลิกประชุม เวลา 12.00 น.

(นางสาวไพรุส อับดุลเลาะห์)
ผู้จัดรายการประชุม

(นางสาววาสิณี จันทร์ธรร)
ผู้ตรวจรายการประชุม