รายงานฉบับสมบูรณ์

โครงการ “การประมาณการผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงทางเศรษฐกิจที่อยู่นอกเหนือความคาดหมาย (shocks) ที่มีต่อเศรษฐกิจไทยโดยคำนึงถึงความเชื่อมโยงของภาคการเงินและภาคเศรษฐกิจจริงในแบบจำลองโครงสร้าง Dynamic Stochastic General Equilibrium”

โดย

เชษฐา อินทรวิทักษ์
สุรัช แทนบุญ

พฤศจิกายน 2555

สัญญาเลขที่ RDG5410019

รายงานวิจัยฉบับสมบูรณ์

โครงการ “การประมาณการผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงทางเศรษฐกิจที่อยู่นอกเหนือความคาดหมาย (shocks) ที่มีต่อเศรษฐกิจไทยโดยคำนึงถึงความเชื่อมโยงของภาคการเงินและภาคเศรษฐกิจจริงในแบบจำลองโครงสร้าง Dynamic Stochastic General Equilibrium”

คณะผู้วิจัย	สังกัด
ดร. เชษฐา อินทรวิทักษ์	มูลนิธิสถาบันวิจัยเพื่อการพัฒนาประเทศไทย
ดร. สุรัช แทนบุญ	ธนาคารแห่งประเทศไทย

ชุดโครงการ “เศรษฐกิจมหภาคและนโยบายทางเศรษฐกิจของประเทศไทย”

สนับสนุนโดยสำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.)
(ความเห็นในรายงานนี้เป็นของผู้วิจัย สกว.ไม่จำเป็นต้องเห็นด้วยเสมอไป)

บทสรุปผู้บริหาร

ในการกำหนดนโยบายเศรษฐกิจ หน่วยงานของรัฐจำเป็นที่จะต้องมีแบบจำลองเศรษฐกิจเพื่อใช้เป็นเครื่องมือในการทดสอบผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงปัจจัยต่างๆ ที่มีต่อระบบเศรษฐกิจ การมีแบบจำลองที่เหมาะสมและสอดคล้องกับความเป็นจริงของระบบเศรษฐกิจในประเทศนั้นๆ จึงมีความสำคัญเป็นอย่างยิ่ง แบบจำลอง Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) เป็นแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคที่ได้รับการพัฒนาขึ้นโดยเริ่มจากการอธิบายพฤติกรรมของหน่วยต่าง ๆ ทางเศรษฐกิจ (eonomic agents) ด้วยพื้นฐานทฤษฎีเศรษฐศาสตร์จุลภาค (microeonomic foundation) อย่างเป็นระบบและครบถ้วน โดยเฉพาะอย่างยิ่งการคำนึงถึงการคาดการณ์ (expectation) ของหน่วยต่าง ๆ ทางเศรษฐกิจที่อาจส่งผลต่อภาวะเศรษฐกิจโดยรวม แบบจำลองลักษณะนี้จึงน่าจะทำให้การกำหนดนโยบายทางเศรษฐกิจสอดคล้องกับพฤติกรรมของบุคคล/หน่วยงานต่าง ๆ ในระบบเศรษฐกิจมากขึ้น โดยผู้กำหนดนโยบายสามารถใช้แบบจำลองลักษณะนี้ในการประมาณการเชิงปริมาณ (quantitative estimates) ผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงปัจจัยต่างๆ เพื่อประกอบในการตัดสินใจเลือกเครื่องมือทางนโยบาย (policy instruments) และขนาดของการแทรกแซงที่เหมาะสม ยกตัวอย่างเช่นการตัดสินใจลดอัตราดอกเบี้ยทางนโยบายเพื่อกระตุ้นเศรษฐกิจหลังเกิดการเปลี่ยนแปลงทางเศรษฐกิจที่อยู่นอกเหนือความคาดหมาย (shocks) เช่นภาวะน้ำท่วมที่ส่งผลลบต่อสถานะทางการเงิน (net worth) ของภาคการผลิต ผู้กำหนดนโยบายจำเป็นต้องทราบว่าสถานะทางการเงินที่แย่ลงของภาคการผลิตจะส่งผลอย่างไรต่อ การผลิต อัตราเงินเฟ้อ การลงทุน ฯลฯ เพื่อกำหนดขนาดที่เหมาะสมของการลดอัตราดอกเบี้ยนโยบาย

ในแบบจำลอง DSGE พื้นฐาน สถานะของงบดุล (balance sheet) ของหน่วยต่างๆ ในระบบเศรษฐกิจจะไม่ส่งผลต่อการตัดสินใจในทางเศรษฐกิจ เนื่องจากสมมติฐานที่ว่าตลาดทุนมีความสมบูรณ์ (perfect capital market) สมมติฐานนี้ส่งผลให้ความเชื่อมโยงระหว่างภาคการเงินและภาคเศรษฐกิจจริงง่ายขึ้นต่อการวิเคราะห์ แต่อาจจะไม่สอดคล้องกับความเป็นจริง ทั้งนี้มีหลักฐานในเชิงประจักษ์มากมายที่สะท้อนว่าสถานะทางการเงินของหน่วยต่างๆ ในระบบเศรษฐกิจมีความสำคัญต่อพลวัต (dynamics) ของเศรษฐกิจอย่างมีนัยสำคัญ ในประเด็นนี้ได้มีความพยายามในการสร้างแบบจำลอง DSGE ที่คำนึงถึงสถานะทางการเงินของภาคธุรกิจที่อาจจะส่งผลต่อเศรษฐกิจโดยรวม อย่างเช่น Bernanke, Gertler and Gilchrist (1999) โดยกลไกหลักที่งานวิจัยเหล่านี้ใช้เป็นเครื่องมือในการเชื่อมโยงระหว่างภาคการเงินและภาคเศรษฐกิจจริง คือกลไกตัวเร่งทางการเงิน (Financial Accelerator) แนวความคิดหลักของกลไกนี้คือ การพิจารณาถึงความเป็นจริงของระบบการกู้ยืมเงินระหว่างสถาบันการเงินและธุรกิจในการสร้างแบบจำลอง DSGE ตัวอย่างเช่นอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ของธุรกิจ ส่วนหนึ่งย่อมขึ้นอยู่กับสถานะของงบดุลของบริษัทนั้นๆ หากสถานะของงบดุลของบริษัทไม่ดี สถาบันการเงินย่อมคิดอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ในอัตราที่สูงเพื่อชดเชยกับความเสี่ยง การที่บริษัทต้องจ่ายดอกเบี้ยสูงย่อมทำให้ฐานะทางการเงินแย่ลง ซึ่งย่อมถูกสะท้อนในงบดุลของบริษัท ต่อมาเมื่อสถาบันการเงินเห็นงบดุลนี้ ย่อมต้องปรับอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ให้สูงยิ่งขึ้นไปอีก ข้อสังเกตนี้ หากเกิดขึ้นจริงในระบบเศรษฐกิจอาจทำให้เกิดวัฏจักรในลักษณะที่จะขยายผลกระทบต่างๆ ในระบบเศรษฐกิจให้มีความรุนแรงมากขึ้น ประสบการณ์ของประเทศไทยและหลายประเทศทั่วโลกในช่วงวิกฤต subprime ที่ผ่านมาย่อมเป็นตัวอย่างให้เห็นความสำคัญของวัฏจักรนี้ได้

เป็นอย่างดี การมีแบบจำลองที่คำนึงถึงปัจจัยในข้อนี้จึงมีความจำเป็นเป็นอย่างยิ่งในการที่รัฐจะสามารถกำหนดนโยบายเพื่อหยุดวัฏจักรนี้ โดยนโยบายนั้นๆ ต้องมีทิศทางและขนาดที่เหมาะสมเพื่อที่จะสามารถระงับการเกิดขึ้นของกลไกนี้ได้ อย่างไรก็ดี แม้ว่างานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับกลไกตัวเร่งทางการเงินเหล่านี้จะสะท้อนถึงความเข้าใจในทางทฤษฎีที่ค่อนข้างชัดเจน แต่งานวิจัยที่สามารถนำแนวความคิดดังกล่าวมาทดสอบโดยใช้ข้อมูลจริงในระบบเศรษฐกิจยังมีค่อนข้างจำกัด ทั้งนี้โดยเฉพาะอย่างยิ่ง การประมาณค่า parameter ต่าง ๆ (parameter estimation) ในแบบจำลองโดยใช้ข้อมูลจริง แล้วทำการวิเคราะห์ขนาดและความสำคัญของกลไกนี้ที่มีต่อเศรษฐกิจยังมีค่อนข้างน้อย ในปัจจุบันการประมาณค่า parameter ต่างๆ ในแบบจำลอง DSGE มักจะได้จากการศึกษาจากงานทางเศรษฐศาสตร์จุลภาคอื่น ๆ ที่เกี่ยวข้อง (ได้จากการ calibration) โดยไม่ได้ทำการประมาณค่าจากข้อมูลจริงดังกล่าวข้างต้น

งานวิจัยชิ้นนี้เป็นการต่อยอดงานวิจัยในอดีตที่ธนาคารแห่งประเทศไทยได้ทำการพัฒนาแบบจำลอง DSGE สำหรับประเทศไทยขึ้นโดยคำนึงถึงสถานะทางการเงินของภาคเศรษฐกิจที่แท้จริง (firm's balance sheets) ที่อาจส่งผลต่อการทำงานของระบบเศรษฐกิจผ่านกลไกตัวเร่งทางการเงิน (ดูตัวอย่างจาก Tanboon et.al. (2009)) โดยคณะผู้วิจัยได้ทำการประมาณค่า parameters ต่างๆ ในแบบจำลอง โดยใช้ข้อมูลจริงของบริษัทต่างๆ ในประเทศไทย ทั้งนี้ระเบียบวิธี (methodology) หลักที่เราใช้คือ Bayesian estimation (Metropolis-Hastings algorithm) วิธีการนี้จะเหมาะสมกับแบบจำลอง DSGE มากกว่าวิธีการประมาณค่าที่ใช้กันโดยทั่วไป (classical methods) เนื่องจากแบบจำลอง DSGE มักจะมี local maxima/minima และ flat surface ซึ่งทำให้วิธีการประมาณค่าแบบ classical (เช่น maximum likelihood) ทำได้ยาก หลังจากที่เราได้ค่าประมาณของตัวแปรต่าง ๆ ในแบบจำลองแล้ว เราได้ทำการประมาณการเชิงปริมาณ (quantitative estimates) เพื่อศึกษาพลวัตร (dynamics) ของผลกระทบต่อเศรษฐกิจจากการเปลี่ยนแปลงปัจจัยต่างๆที่อยู่นอกเหนือความคาดหมาย (shocks)

จากผลการศึกษา คณะผู้วิจัยพบว่าการใช้วิธี Bayesian ซึ่งทำให้เราสามารถใช้ความเชื่อเดิม (prior) ของเราเกี่ยวกับค่า parameters ต่างๆ มาผนวกเข้ากับผลของการใช้ข้อมูลจริงในการประมาณค่า ส่งผลอย่างมีนัยสำคัญต่อค่าประมารการของ parameters ที่ได้ การใช้ข้อมูลจริงมาช่วยในการประมาณค่าทำให้ผลของการประมาณการ (estimates) มีความแตกต่างไปจากความเชื่อเดิมของผู้วิจัยซึ่งแสดงว่าข้อมูลจริงสามารถสะท้อนค่าที่ควรจะเป็นของ parameters ต่างๆ ได้ (informative) ในบางกรณีค่าประมาณการที่ได้จะมีความแตกต่างจากค่าทั่วไปที่มักใช้กัน (ค่าที่ได้จากการ calibration) อย่างมีนัยสำคัญ ทั้งในแง่ของค่าฐานนิยม (Mode) และความเที่ยงตรง (precision) โดยเราพบว่าการใช้ข้อมูลจริงในการประมาณค่าตัวแปรโดยวิธีการ Bayesian estimation จะทำให้ได้ค่าประมาณการที่มีความเที่ยงตรงสูงขึ้น (มีค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานลดลง) นอกจากนี้การใช้ค่า parameters ที่ได้จากการประมาณค่า (estimation) ยังส่งผลต่อพลวัตรทางเศรษฐกิจในลักษณะที่แตกต่างจากการใช้ค่า parameters ที่ได้จากการ calibration โดยเมื่อระบบเศรษฐกิจถูกกระทบจากการเปลี่ยนแปลงที่อยู่นอกเหนือความคาดหมาย (shocks) การเปลี่ยนแปลงทางเศรษฐกิจมหภาคเช่น การผลิต การลงทุน ฯลฯ จะเกิดขึ้นไม่มากเหมือนกับกรณีที่ใช้ค่า parameters จากการ calibration นอกจากนี้พลวัตรทางเศรษฐกิจยังมีการผันผวน (fluctuation) น้อยกว่า และสามารถกลับเข้าสู่สถานะเดิมที่สมดุล (steady states) ได้เร็วกว่ากรณีการใช้ parameters จากการ calibration สุดท้ายคณะผู้วิจัยพบว่าค่า parameter ที่สะท้อนความไว

(sensitivity) ของส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยเงินกู้จากภายนอกกับการระดมทุนจากภายใน (external finance premiums) มีค่าเป็นบวกอย่างมีนัยสำคัญ ซึ่งสะท้อนว่ากลไกตัวเร่งทางการเงินน่าจะมีอยู่จริงในระบบเศรษฐกิจไทยและมีนัยที่บ่งชี้ว่าสถานะทางการเงินของภาคการผลิตโดยเฉพาะสัดส่วนการกู้ยืมเงินต่อทรัพย์สินของบริษัทมีนัยสำคัญต่อการเปลี่ยนแปลงทางเศรษฐกิจ คณะผู้วิจัยคิดว่าข้อค้นพบเหล่านี้มีความสำคัญต่อการกำหนดนโยบายเศรษฐกิจมหภาคเป็นอย่างยิ่ง โดยเฉพาะการเลือกขนาดและทิศทางที่เหมาะสมของเครื่องมือทางนโยบาย (policy instruments) เพื่อแทรกแซงในกรณีที่เกิด shocks ต่าง ๆ ขึ้นกับระบบเศรษฐกิจ

บทคัดย่อ

รายงานฉบับนี้มีวัตถุประสงค์หลักคือการประมาณค่า parameters ต่างๆ ในแบบจำลอง Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) โดยใช้ข้อมูลจริงของไทย แบบจำลองที่ใช้เป็นแบบจำลอง DSGE ที่มีกลไกตัวเร่งทางการเงิน (financial accelerator) คณะผู้วิจัยได้ใช้วิธี calibration ในการกำหนดค่า parameters บางส่วนที่เราค่อนข้างมั่นใจหรือสามารถคำนวณค่า parameters เหล่านั้นได้จากความสัมพันธ์ต่างๆ ในแบบจำลอง สำหรับ parameters อื่น ๆ เราใช้วิธี Bayesian (Metorpolis-Hastings algorithm) ในการประมาณค่าตัวแปรเหล่านั้น คณะผู้วิจัยพบว่าการใช้วิธีการ Bayesian ซึ่งทำให้เราสามารถใช้ความเชื่อเดิม (prior) ของเราเกี่ยวกับค่า parameters ต่างๆ มาผนวกเข้ากับผลของการใช้ข้อมูลจริงในการประมาณค่า ส่งผลอย่างมีนัยสำคัญต่อค่าประมารการของ parameters ที่ได้ การใช้ข้อมูลจริงมาช่วยในการประมาณค่าทำให้ผลของการประมาณการมีความแตกต่างไปจากความเชื่อเดิมของผู้วิจัย ซึ่งแสดงว่าข้อมูลจริงสามารถสะท้อนค่าที่ควรจะเป็นของ parameters ต่างๆ ได้ (informative) จากนั้นคณะผู้วิจัยได้ทำการศึกษาพลวัตร (dynamics) ของแบบจำลอง DSGE ที่ใช้ค่า parameters ที่ประมาณค่าได้ เราพบว่าพลวัตรของเศรษฐกิจหลังจากที่ถูกกระทบโดยการเปลี่ยนแปลงที่อยู่นอกเหนือความคาดหมาย (shocks) จะมีขนาดการเปลี่ยนแปลง และความผันผวนน้อยกว่าแบบจำลองที่ใช้ค่า parameters จากการ calibration นอกจากนี้ภาวะเศรษฐกิจยังสามารถกลับเข้าสู่สถานะเดิมที่สมดุล (steady states) ได้เร็วขึ้น สุดท้ายคณะผู้วิจัยพบว่าค่า parameter ที่สะท้อนความไว (sensitivity) ของส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยเงินกู้จากภายนอกกับการระดมทุนจากภายใน (external finance premiums) มีค่าเป็นบวกอย่างมีนัยสำคัญ ซึ่งสะท้อนว่ากลไกตัวเร่งทางการเงินน่าจะมีอยู่จริงในระบบเศรษฐกิจไทย คณะผู้วิจัยคิดว่าข้อค้นพบต่าง ๆ เหล่านี้น่าจะช่วยให้หน่วยงานที่ดูแลเศรษฐกิจมหภาคมีแนวทางในการกำหนดนโยบายที่สอดคล้องกับระบบเศรษฐกิจไทยมากขึ้น

Abstract

This paper aims to estimate a version of Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model using Thai data. We develop a DSGE model with a “financial accelerator” mechanism. For some model parameters which we have strong prior belief or their values are predetermined by the model, we follow the typical method of calibration. We apply a Bayesian method (Metorpolis-Hastings algorithm) to estimate the rest of the parameters. We found the Bayesian premise of incorporating prior beliefs while, at the same time, allowing data to “speaks for itself”, to have significant effects on results. Data is informative to the extent that the posterior distribution differs from prior distribution. We then analyse the model dynamics using estimated parameters. Compared to models that use calibrated parameters, the model with partially-estimated parameters exhibits less pronounced responses to shocks. The dynamics are less fluctuated and revert back to steady states more readily. Finally, we found the sensitivity of external finance premiums to firms’ leverage to be significantly different from zero, an indication of the existence of the financial accelerator mechanism. These findings should provide further insights into the conduct of macroeconomic policy.

สารบัญ*

หน้า

บทสรุปผู้บริหาร iii

บทคัดย่อ vi

หน้า

บทที่ 1 บทนำ (Introducion)..... ……1

1.1 ความเป็นมาและความสำคัญ…….

1.2 วัตถุประสงค์ของการวิจัย……

1.3 ขอบเขตของการศึกษา……..

1.4 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ…….

บทที่ 2 ความเชื่อมโยงระหว่างภาคการเงินและภาคเศรษฐกิจจริง (Financial-real linkages)……4

2.1 Motivations for the introduction of financial-real linkages into a DSGE model

2.2 The macro-financial linkage in the Thai economy.....

2.3 The external finance premium in the Thai economy.....

2.3.1 Key findings and discussion on various measures of the external finance premium…….

2.3.2 Key findings and discussion on financial health of Thai firms…….

บทที่ 3 วรรณกรรมปริทัศน์และระเบียบวิธี (Literature review and methodology) ..... ……13

3.1 Literature review on DSGE models with the financial accelerator mechanism….

3.2 Literature review on the Bayesian estimation of DSGE models……..

3.2.1 Basic ideas of Bayesian estimation…….

3.2.2 State-space representation and filtering theory…….

3.2.3 The Kalman filter……..

3.2.4 The particle filter……

3.2.5 Posterior simulator: Random-Walk Metropolis-Hasting algorithm……..

---

* เนื่องจากงานวิจัยชิ้นนี้มีลักษณะเฉพาะทางเทคนิคสูง จำเป็นต้องใช้ศัพท์ สูตรและสัญลักษณ์ทางคณิตศาสตร์มาก เพื่อป้องกันการตีความหมายผิดเพี้ยนจากการแปลเป็นภาษาไทย จึงนำเสนอผลการศึกษาในบทที่ 2-7 เป็นภาษาอังกฤษ

บทที่ 4 แบบจำลอง (The Model)..... 24

4.1 Households……

4.2 Capital producers…….

4.3 Wholesale goods producing firms……..

4.4 Retailers of Final products……..

4.5 Monetary authorities…….

4.6 Exogenous processes…….

4.7 Market clearing conditions……..

4.8 Steady-state conditions……

4.9 Equilibrium…….

บทที่ 5 การประมาณค่าโดยวิธี Bayesian (Bayesian estimation)..... 31

5.1 Calibrated parameters

5.2 Estimated parameters

บทที่ 6 การจำลองสถานการณ์ (Simulations)..... 33
เพื่อศึกษาพลวัตรของเศรษฐกิจหลังจากถูกกระทบโดยการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยที่อยู่นอกเหนือความคาดหมาย (shocks)

6.1 No accerlerator vs. accerlerator…….

6.2 Calibrated model vs. Estimated model…….

6.3 Comparison with previous work…….

บทที่ 7 บทสรุปและแนวทางการศึกษาในอนาคต (Conclusions and future research)..... 34

บรรณานุกรม (Bibliography)..... 35

ภาคผนวก

ภาพและตาราง..... 38

บทความสำหรับเผยแพร่..... 44

บทที่ 1 บทนำ (Introduction)

1.1 ความเป็นมาและความสำคัญ

ในการกำหนดนโยบายเศรษฐกิจ หน่วยงานของรัฐจำเป็นที่จะต้องมีแบบจำลองเศรษฐกิจเพื่อใช้เป็นเครื่องมือในการวัดผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงปัจจัยต่างๆ (รวมทั้งปัจจัยทางนโยบาย) ที่มีต่อระบบเศรษฐกิจ การมีแบบจำลองที่เหมาะสมและสอดคล้องกับความเป็นจริงของระบบเศรษฐกิจในประเทศนั้นๆ จึงมีความสำคัญเป็นอย่างยิ่ง ปัญหาอย่างหนึ่งของการใช้แบบจำลองทางเศรษฐกิจมหภาคในปัจจุบัน ซึ่งใช้วิธีการทางเศรษฐมิติเป็นหลักในการสร้างแบบจำลอง คือแบบจำลองเหล่านั้นอาศัยข้อมูลในอดีตในการทำนายอนาคต โดยไม่คำนึงถึงความเป็นจริงที่ว่า นโยบายทางเศรษฐกิจในปัจจุบันอาจจะเปลี่ยนไปจากอดีตแล้ว และหน่วยต่างๆ ในระบบเศรษฐกิจ (economic agents) ย่อมนำนโยบายที่เปลี่ยนไปนี้ มาเป็นตัวกำหนดความคาดการณ์ (expectation) และพฤติกรรมของตนในการดำเนินการทางเศรษฐกิจในปัจจุบันและอนาคต พฤติกรรมเหล่านั้นย่อมเปลี่ยนไปจากอดีต ดังนั้นเราจึงไม่สามารถใช้พฤติกรรมในอดีตในการพยากรณ์สิ่งที่จะเกิดขึ้นในอนาคตได้ นี่คือแนวความคิดหลักที่ลูคัสได้วิจารณ์การใช้แบบจำลองทางเศรษฐมิติในการพยากรณ์เศรษฐกิจในบทวิพากษ์ของลูคัส (Lucas Critique (1976)) จากความพยายามที่จะแก้ไขปัญหาดังกล่าวนี้ แบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคที่นักเศรษฐศาสตร์ในปัจจุบันได้พัฒนาขึ้นและใช้เป็นหลักในการวิเคราะห์ คือแบบจำลองแบบ Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) ซึ่งสามารถป้องกันปัญหาที่กล่าวมาข้างต้นได้ เนื่องจากการคาดการณ์ (expectation) ของบุคคลในระบบเศรษฐกิจจะถูกใช้ในการสร้างแบบจำลองตั้งแต่เริ่มต้น ทำให้เราสามารถใช้แบบจำลองนี้ในการพยากรณ์ได้โดยไม่ต้องกังวลเรื่องพฤติกรรมของบุคคลที่อาจจะเปลี่ยนไปจากการเปลี่ยนแปลงทางนโยบาย ในกรณีเช่นนี้ย่อมทำให้การวางนโยบายทางเศรษฐกิจสอดคล้องกับพฤติกรรมของบุคคลในระบบเศรษฐกิจมากขึ้น นอกจากนี้แบบจำลองนี้ยังสามารถใช้ในการประมาณการเชิงปริมาณ (quantitative estimates) ผลกระทบของปัจจัยต่างๆ ที่มีต่อระบบเศรษฐกิจได้ โดยการศึกษาพลวัตร (dynamics) ของเศรษฐกิจหลังจากได้รับผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงที่เหนือการคาดหมาย (shocks)

ในแบบจำลอง DSGE พื้นฐาน สถานะของงบดุล (balance sheet) ของหน่วยต่างๆ ในระบบเศรษฐกิจจะไม่ส่งผลต่อการตัดสินใจในทางเศรษฐกิจ เนื่องจากสมมติฐานที่ว่าตลาดทุนมีความสมบูรณ์ (perfect capital market) สมมติฐานนี้ส่งผลให้ความเชื่อมโยงระหว่างภาคการเงินและภาคเศรษฐกิจจริงง่ายขึ้นต่อการวิเคราะห์ แต่อาจจะไม่สอดคล้องกับความเป็นจริง ทั้งนี้ มีหลักฐานในเชิงประจักษ์มากมายที่สะท้อนว่าสมมติฐานดังกล่าวไม่เป็นความจริง เช่น Gilchrist and Himmelberg (1995), Carroll (1997), ฯลฯ งานวิจัยเหล่านี้ล้วนสะท้อนให้เห็นว่าสถานะทางการเงินของหน่วยต่างๆ ในระบบเศรษฐกิจมีความสำคัญต่อพลวัต (dynamics) ของเศรษฐกิจอย่างมีนัยสำคัญ ในการนี้ได้มีความพยายามในการสร้างแบบจำลอง DSGE ที่คำนึงถึงสถานะทางการเงินของภาคธุรกิจ (ทั้งที่เป็นสภาบันการเงินและไม่ใช่สถาบันการเงิน) ที่อาจจะส่งผลต่อเศรษฐกิจโดยรวม อย่างเช่น Bernanke, Gertler and Gilchrist (1999), Gertler, Gilchrist and Natalucci (2007) ฯลฯ โดยกลไกหลักกลไกหนึ่งที่งานวิจัยเหล่านี้ใช้เป็นเครื่องมือในการเชื่อมโยงระหว่างภาคการเงินและภาคเศรษฐกิจจริง คือกลไกตัวเร่ง

ทางการเงิน (Financial Accelerator) แนวความคิดหลักของกลไกนี้คือ การพิจารณาถึงความเป็นจริงของระบบการกู้ยืมเงินระหว่างสถาบันการเงินและธุรกิจในการสร้างแบบจำลอง DSGE ตั้งแต่เริ่มต้น ตัวอย่างเช่นอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ของธุรกิจ ส่วนหนึ่งย่อมขึ้นอยู่กับสถานะของงบดุลของบริษัทนั้นๆ หากสถานะของงบดุลของบริษัทไม่ดี สถาบันการเงินย่อมคิดอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ในอัตราที่สูงเพื่อชดเชยกับความเสี่ยง การที่บริษัทต้องจ่ายดอกเบี้ยสูงย่อมทำให้ฐานะทางการเงินแย่ลง ซึ่งย่อมถูกสะท้อนในงบดุลของบริษัท ต่อมาเมื่อสถาบันการเงินเห็นงบดุลนี้ ย่อมต้องปรับอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ให้สูงยิ่งขึ้นไปอีก ข้อสังเกตนี้ หากเกิดขึ้นจริงในระบบเศรษฐกิจอาจทำให้เกิดวัฏจักรในลักษณะที่จะขยายผลกระทบต่างๆ ในระบบเศรษฐกิจให้มีความรุนแรงมากขึ้น ประสบการณ์ของประเทศไทยและหลายประเทศทั่วโลก ในช่วงวิกฤตที่ผ่านมาย่อมเป็นตัวอย่างให้เห็นความสำคัญของวัฏจักรนี้ได้เป็นอย่างดี การมีแบบจำลองที่คำนึงถึงปัจจัยในข้อนี้จึงมีความจำเป็นเป็นอย่างยิ่งในการที่รัฐจะสามารถกำหนดนโยบายเพื่อหยุดวัฏจักรนี้ โดยนโยบายนั้นๆ ย่อมต้องมีระดับความเข้มข้นเพียงพอที่จะระงับการเกิดขึ้นของกลไกนี้ได้ อย่างไรก็ดี แม้ว่างานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับกลไกตัวเร่งทางการเงินเหล่านี้จะสะท้อนถึงความเข้าใจในทางทฤษฎีที่ค่อนข้างชัดเจน แต่งานวิจัยที่สามารถนำแนวความคิดดังกล่าวมาทดสอบโดยใช้ข้อมูลจริงในระบบเศรษฐกิจยังมีค่อนข้างจำกัด ทั้งนี้โดยเฉพาะอย่างยิ่ง การประมาณค่า parameters ต่าง ๆ (parameter estimation) ในแบบจำลองโดยใช้ข้อมูลจริง แล้วทำการวิเคราะห์ขนาดและความสำคัญของกลไกนี้ที่มีต่อเศรษฐกิจยังมีค่อนข้างน้อย ในปัจจุบันการประมาณค่าตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลอง DSGE มักจะได้จากการศึกษาจากงานทางเศรษฐศาสตร์จุลภาคอื่น ๆ ที่เกี่ยวข้อง (ได้จากการ calibration) โดยไม่ได้ทำการประมาณค่าจากข้อมูล (estimation)

ในกรณีของประเทศไทย ธนาคารแห่งประเทศไทยได้ดำเนินการพัฒนาและปรับปรุงแบบจำลอง DSGE สำหรับระบบเศรษฐกิจไทยขึ้น (ดูตัวอย่างจาก Tanboon et.al. (2009) และ Tanboon (2008)) ทั้งนี้ ในแบบจำลองของ Tanboon et.al. (2009) ได้มีการจำลองบททาทของสถานะทางการเงินของภาคการเงินและภาคเศรษฐกิจที่แท้จริง (bank's and firm's balance sheets) ซึ่งส่งผลต่อการทำงานของระบบเศรษฐกิจผ่านกลไกตัวเร่งทางการเงิน งานวิจัยชิ้นนี้มีวัตถุประสงค์หลักเพื่อทำการต่อยอดงานวิจัยดังกล่าว โดยคณะผู้วิจัยได้ทำการประมาณค่า parameters ต่างๆ ในแบบจำลอง (โดยเฉพาะ parameter ที่มีความสำคัญต่อการทำงานของกลไกตัวเร่งทางการเงิน) โดยใช้ข้อมูลจริงของบริษัทในประเทศไทย ทั้งนี้ ระเบียบวิธี (methodology) หลักที่เราใช้คือ Bayesian estimation (Metropolis-Hastings algoritm) จากการประมาณค่าดังกล่าวนี้ทำให้เราสามารถทำการประมาณการเชิงปริมาณ (quantitative estimates) โดยการวิเคราะห์พลวัตรของผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงปัจจัยต่างๆ ที่มีต่อระบบเศรษฐกิจได้อย่างใกล้เคียงกับความเป็นจริงในเศรษฐกิจไทยมากขึ้น

1.2 วัตถุประสงค์ของการวิจัย

1 พัฒนาแบบจำลอง DSGE ที่มีความสมจริง โดยคำนึงถึงสถานะทางงบดุลของภาคเศรษฐกิจที่แท้จริง (firm's balance sheets) ซึ่งส่งผลต่อการทำงานของระบบเศรษฐกิจ ทั้งนี้เพื่อให้แบบจำลองมีความเหมาะสมกับสภาพความเป็นจริงของเศรษฐกิจไทย การประมาณค่าตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลองจะใช้ข้อมูลจริงของบริษัทของไทย

2 วิเคราะห์ผลกระทบของปัจจัยต่างๆ ที่มีต่อระบบเศรษฐกิจโดยใช้แบบจำลองที่พัฒนาขึ้นในข้อ 1 ทั้งนี้จะเน้นศึกษาปัจจัยที่ทำงานผ่านกลไกตัวเร่งทางการเงิน เพื่อให้ทราบถึงทิศทาง ขนาด และพลวัตร (dynamic) ของผลกระทบดังกล่าวจากการที่ปัจจัยต่างๆ เกิดการเปลี่ยนแปลงอย่างไม่มีการคาดการณ์มาก่อน (shocks)

3 จัดทำข้อเสนอแนะทางนโยบาย เพื่อเสนอต่อหน่วยงานที่เกี่ยวข้อง

1.3 ขอบเขตของการศึกษา

1 รวบรวมข้อมูลของบริษัทในประเทศไทยที่อาจจะใช้เป็นตัวแทน (proxy) ของส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยเงินกู้จากภายนอกกับการระดมทุนจากภายใน (external finance premiums) เช่น ส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยของพันธบัตรที่ออกโดยบริษัทเอกชนกับอัตราดอกเบี้ยของพันธบัตรรัฐบาล หรือ อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ของบริษัทเอกชนเมื่อเทียบกับอัตราดอกเบี้ยนโยบาย ฯลฯ ทั้งนี้ อาจจะใช้ข้อมูลจาก ธนาคารแห่งประเทศไทย ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย หรือจากแหล่งอื่นๆ

2. พัฒนาแบบจำลอง DSGE ที่มีกลไกตัวเร่งทางการเงินซึ่งทำงานผ่านสถานะทางงบดุลของภาคเศรษฐกิจที่แท้จริง แล้วทำการประมาณค่า parameters ต่างๆ ในแบบจำลองโดยใช้วิธี Bayesian estimation (Metropolis-Hastings algorithm)

3 วิเคราะห์ผลกระทบของปัจจัยต่างๆ ที่มีต่อระบบเศรษฐกิจ โดยเฉพาะอย่างยิ่งปัจจัยที่ทำงานผ่านกลไกตัวเร่งทางการเงิน เช่นปัจจัยนโยบายทางการเงิน ปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อมูลค่าทรัพย์สินของภาคธุรกิจ ฯลฯ โดยมีเป้าหมายหลักเป็นการประมาณการเชิงปริมาณ (quantitative estimates) ของผลกระทบของปัจจัยต่างๆ เหล่านี้ ผู้วิจัยจะวิเคราะห์ว่าเมื่อปัจจัยที่ต้องการศึกษาเกิดการเปลี่ยนแปลง (shocks) จะส่งผลต่อพลวัต (dynamics) ในระบบเศรษฐกิจอย่างไร มีกลไกในการส่งผ่าน (transmission mechanism) อย่างไร และมีผลกระทบมากน้อยเพียงใด

1.4 ประโยชน์ที่ได้รับ

ความรู้ความเข้าใจเกี่ยวกับความเชื่อมโยงกันของภาคการเงินและภาคเศรษฐกิจจริง โดยเข้าใจว่าเมื่อปัจจัยบางอย่างในระบบเศรษฐกิจมีการเปลี่ยนแปลง จะมีกลไกการส่งผ่าน (transmission mechanism) และส่งผลกระทบต่อเศรษฐกิจโดยรวมอย่างไร มากน้อยเพียงใด ความเข้าใจในเรื่องนี้มีความสำคัญเป็นอย่างยิ่งต่อองค์กรของรัฐเช่นธนาคารแห่งประเทศไทยและ กระทรวงการคลัง ในการที่จะกำหนด “ประเภทและปริมาณ” ของนโยบายการเงิน/การคลังและนโยบายเกี่ยวกับสถาบันการเงินที่เหมาะสมต่อสถานการณ์ต่างๆ ที่เกิดขึ้นในระบบเศรษฐกิจ

บทที่ 2 ความเชื่อมโยงระหว่างภาคการเงินและภาคเศรษฐกิจจริง (The financial-real linkages)

2.1 Motivations for the introduction of financial-real linkages into a DSGE model

One problem with standard macroeconomic models is they are not able to reproduce the characteristics of economic fluctuations without the use of extensive and persistent shocks. Empirical studies that focus on the identification of shocks-e.g., Cochrane (1994) and Summers (1986)-conclude that extensive and persistent shocks cannot easily be found and explained. Therefore, the reproduction of business cycle properties by models is still motivating the search for a mechanism able to transform shocks in a specific sector of the economy into extensive and persistent fluctuations in the aggregate output of the economy. The extraordinary events in the U.S. housing sector that intensified in late 2008 have emphatically highlighted the need for including in macro models such mechanism. The seemingly localized problem in the housing market has continued to create long-lasting effects on the broader economy-more than three years later-and have even led the Federal Reserve promising to keep the interest rates low for the next three years.

This amplification and propagation phenomenon prompts us to have a deeper understanding of the forces that cause financial disruption and economic displacement. Of no less importance is the process whereby the financial and real sides of the economy are intertwined in a manner that they have the potential to enduringly feed into each other. The Federal Reserve believed that, as the crisis was unfolding in 2008, such an adverse feedback loop was underway: a restriction in credit availability prompts deterioration in the economic outlook that, in turn, spurs additional tightening in credit conditions. It is thus important that we are able to empirically examine and quantify the adverse feedback between weakening activity and intense financial strains.

Economists have long recognized the microeconomic underpinnings of such an adverse feedback loop. It is the presence of certain rigidities and constraints that limit perfect accessibility to an unlimited amount of funding-in other words, financial frictions. A well-received example of financial frictions in the literature arises from information asymmetry between borrowers and lenders: lenders who know less about the probability of success of the borrowers need to monitor lenders' projects. Thus, the monitoring costs give rise to the "external finance premium," defined as the difference between the cost of external sources of uncollateralized funding and the opportunity cost of funds internal to the firm. This borrowing premium depends inversely on the strength of the borrowers' financial position (e.g., net worth). The more the borrowers have a significant stake in their enterprise,

the lower the need for intensive evaluation and monitoring by the lender, as borrowers' incentive are better aligned with the lenders.

Once the notion of the external finance premium is in place, it is incorporated in the standard macroeconomic model to create not only the presence of the two-way link between the financial and real sides of the economy but also the prolonged persistence and enlarged amplitude of cyclical fluctuations. It is the procyclical nature of net worth that causes the external finance premium to fall during booms and to rise during recessions, thus propagating the responses of firms to financial shocks. For example, home equity is often a significant part of net worth for households. Households with low mortgage loan-to-value ratios (i.e., in good financial conditions) can borrow on relatively favorable terms through home-equity lines of credit, with the equity in their home effectively serving as collateral. With changes in homeowners' net worth affect their external finance premiums and thus their costs of credit, changes in home values thus affect household borrowing and spending more than suggested by the conventional wealth effect. In sum, these financial frictions may significantly amplify the magnitude or persistence of fluctuations in economic activity.

The aim of this chapter is to examine the empirical evidence of the macro-financial linkage and to study and quantify the external finance premium in the Thai economy, with the objective of finding a good estimate of the external premium that has realistic financial frictions content.[1]

The remainder of this chapter is organized as follows. Section 2.2 provides a simple evidence of the financial-real linkage in the Thai economy. Section 2.3 presents results and discussions of an analysis of the external finance premium in Thailand, starting with an appropriate measure for the external finance premium in section 2.3.1 and then moves on to the relationship between the measure and the financial health of Thai firms in section 2.3.2.

2.2 The macro-financial linkage in the Thai economy

Figure 1 plots the index of credit standards (line with markers) against the level of GDP (solid line).[2] One of the most widely used indicators that potentially reflect strain on firms' access to external

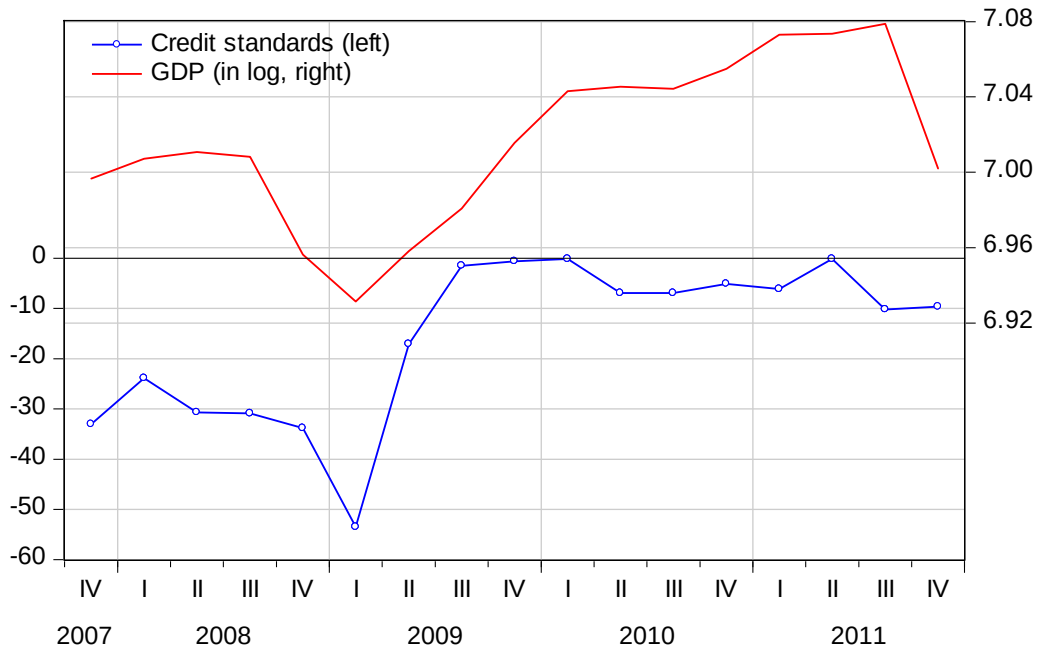
[1] As the external finance premium is unobservable, one criterion that could be used in assessing measures of the external finance premium is certain recessions coincide with substantial increases in the premium.

[2] Data source for the Credit Conditions Reports: http://www.bot.or.th/English/EconomicConditions/Thai/Pages/CreditCondition.aspx.

finance is the changes in credit standards as reported in credit condition surveys. This indicator provides a clear indication of the strain that firms face in attaining external funds (Lown and Morgan, 2006). For Thailand the Bank of Thailand has conducted a quarterly credit conditions survey since the last quarter of 2007. The survey compiles opinions of senior loan officers from 25 Thai commercial banks, branches of foreign commercial banks, and specialized financial institutions, covering more than 90 percent of total loans in the financial system. The index below (above) zero indicates credit is tighter (looser) compared with the previous quarter.

A striking feature of Figure 1 is the synchronicity of the credit cycle and the business cycle. In other words, bank lending standards are highly correlated with real output, with the correlation coefficient of 0.7.

Figure 1: High-yield corporate bond spread and economic activity



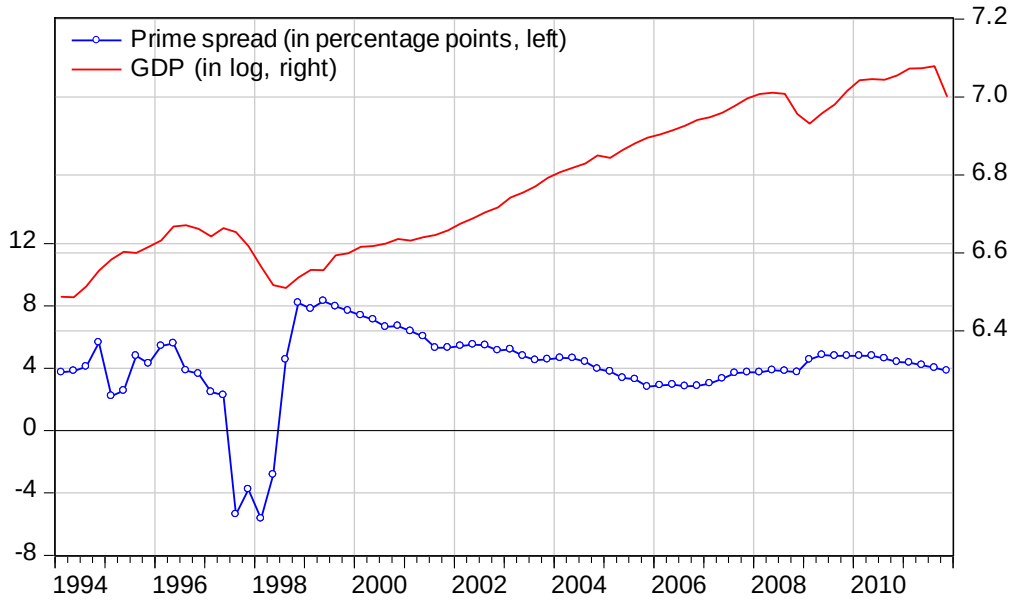
2.3 The external finance premium in the Thai economy

2.3.1. Key findings and discussion on various measures of the external finance premium

2.3.1.1. Findings

- **Prime spread.** This measure of the premium is defined as the difference between the prime loan rate (minimum lending rate, MLR) and the policy rate (one-day repurchase rate, RP1D).[3] Figure 2 shows the prime spread (line with markers) for the Thai economy since 1994, plotted against the level of real GDP (solid line).

Figure 2: Prime spread and economic activity



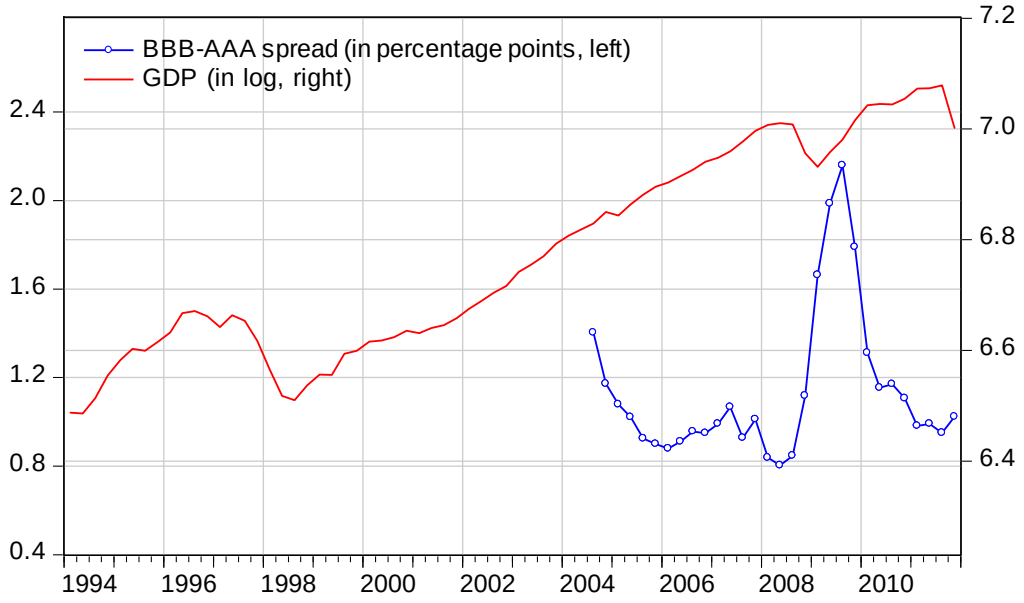
While this measure is simplest to construct it may not best reflect the external finance premium. First, it is seen that, over the sample that covers the 1997 Asian financial crisis, the prime spread dropped below zero, which is difficult to reconcile with the fact that asymmetric information give rises to monitoring costs and consequently a positive premium for external finance. This unusual finding follows from the substantial rise in the policy rate during the financial crisis to stabilize the currency. Second, during the recent 2008 crisis the prime spread rose only gradually; in contrast, GDP already dropped noticeably. This finding corresponds to De Graeve's (2008) general finding that the prime spread is a lagging indicator and that is because of the sluggish response of retail bank interest rates. Third, and most important, as the prime loan spread focuses on firms of the highest credit quality, to which financial constraints are least relevant, it potentially provides a poor indication of financing conditions of firms typically considered vulnerable to financial frictions.

- **Corporate bond spreads**. Gertler and Lown (1999) and Bianco and Pasaogullari (2009) find that corporate bond spreads, in particular the high-yield spread-the spread between the yields of high-yield bonds and higher-grade bonds (say, AAA corporate bonds)-might

[3] Data sources for the minimum lending rate and GDP: http://www.bot.or.th/thai/statistics/financialmarkets/interestrate/Pages/index.aspx and http://ni-qgdp.nesdb.go.th/macro/NAD/1_qgdp/statistic/menu.html.

be a suitable measure for the external finance premium. This is because the high-yield bonds are potentially better isolates developments specific to firms that have a less solid financial status and thus sensitive to the default probabilities of firms. The Thai Bond Market Association (ThaiBMA) has compiled data on spreads between bonds of certain risk ratings (namely, AAA, AA, A, and BBB) and government bonds since mid-2001 (mid-2004 for AAA).[4] The BBB-AAA spread for the Thai economy is constructed based on the ThaiBMA data; Figure 3 plots this corporate bond spread (line with markers) against the level of real GDP (solid line).

Figure 3: High-yield corporate bond spread and economic activity



Although this measure of the external finance premium is available only recently relative to GDP, it appears reasonable as it reflects the pronounced difficulty during the recent global financial crisis between late 2008 and 2009, during which the BBB-AAA spread shot up more than 200 basis points. Note that at the end of 2009 this measure of the borrowing premium came down, consistent with output recovery.

2.3.1.2. Discussion

"Corporate bond spreads as an improved measure of Thailand's external finance premium from the existing literature."

[4] Data source for the corporate bond spreads: http://www.ibond.thaibma.or.th/main/govbond.html.

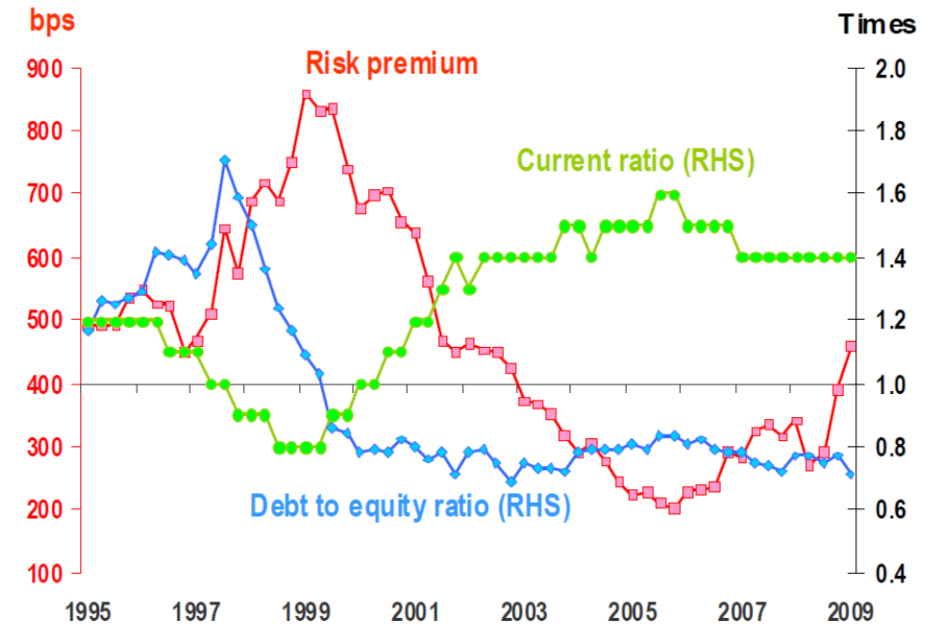
Tanboon et al. (2009) is the first study that attempts to measure the external finance premium for the Thai economy. The authors use firm-level data to compute the "risk premium" on external borrowing. This risk premium is defined as the spreads between effective borrowing rates charged to firms that are listed in the Stock Exchange of Thailand and a risk-free rate. A firm's effective borrowing rate is defined as the ratio of its interest rate expenses to its interest-bearing debt (the latter is defined as total liabilities minus trade credits). The authors then use the spread between the effective borrowing rates and the policy interest rate as proxy for the external finance premium.

There is one potential problem with using the effective borrowing spread as proxy for the external finance premium. The effective borrowing costs are obtained by aggregating over various debt contracts with different maturities, whereas the policy rate is for one-day maturity transaction. Consequently, part of the premium inevitably reflects the term premium of loan contract terms and potentially overestimates firms' external finance premiums. The top panel of Figure 4, reproduced from Tanboon et al. (2009), shows the effective borrowing spreads over 1994Q1-2009Q1. When one extends the effective borrowing spread and compares it with the BBB-AAA corporate bond spread over 2009Q2-2011Q4, we see that the effective borrowing spread is higher than the corporate bond spread by about 200 basis points, as shown in the bottom panel of Figure 4. Consequently, to guard against the possibility of overestimation of the external finance premium, in the present study we will use the BBB-AAA corporate bond spread as our preferred measure of the external finance premium in quantitative modeling of the macro-financial feedback loop. [5]

[5] Tanboon et al. (2009) would prefer to use the corporate bond spread as a proxy for the external finance premium; however, at the time of their research the time series would be too short to meaningfully draw any conclusion, so they resorted to the effective borrow spread. They also tried to confirm their result by constructing another time series from model-implied credit spreads, as calculated from Merton's (1973) and Black-Scholes (1973) option pricing models and find that both measures were qualitatively similar.

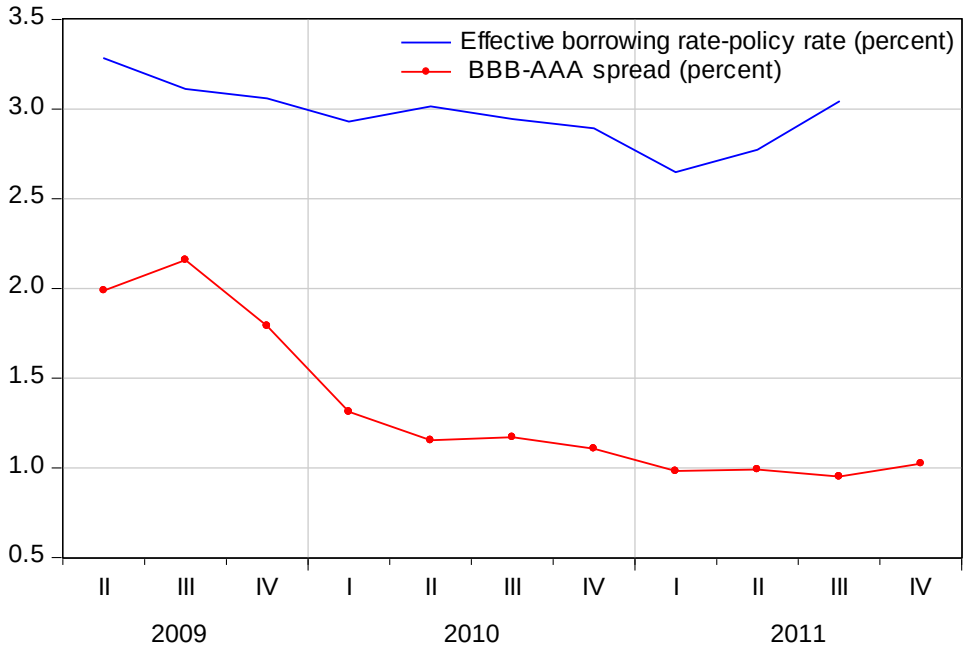
Figure 4: Comparison between measures of the external finance premium

Top panel: Risk premium as proxy for the external finance premium, calculated as the difference between the effective borrowing rate and the policy interest rate



Source: SET by authors' calculations

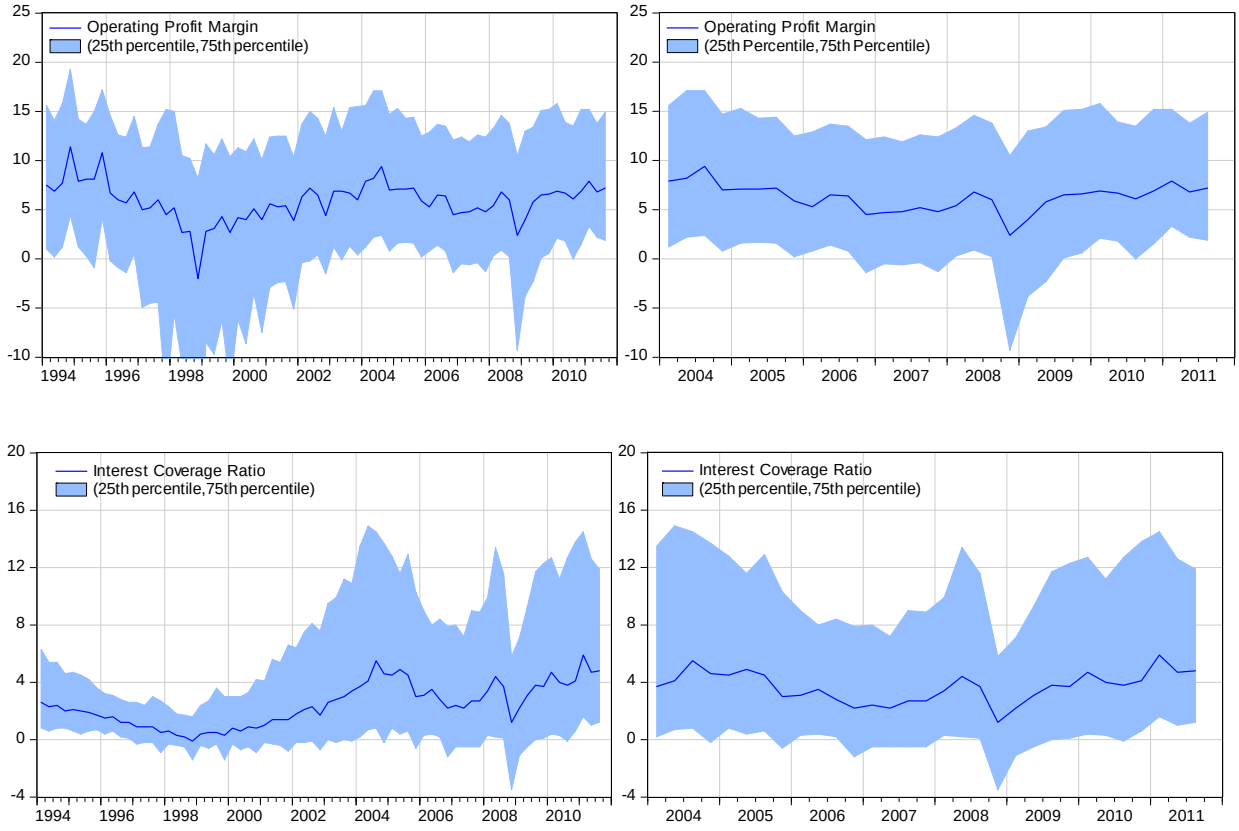
Bottom panel: Corporate bond spread as proxy for the external finance premium, calculated as the difference between BBB and AAA yields



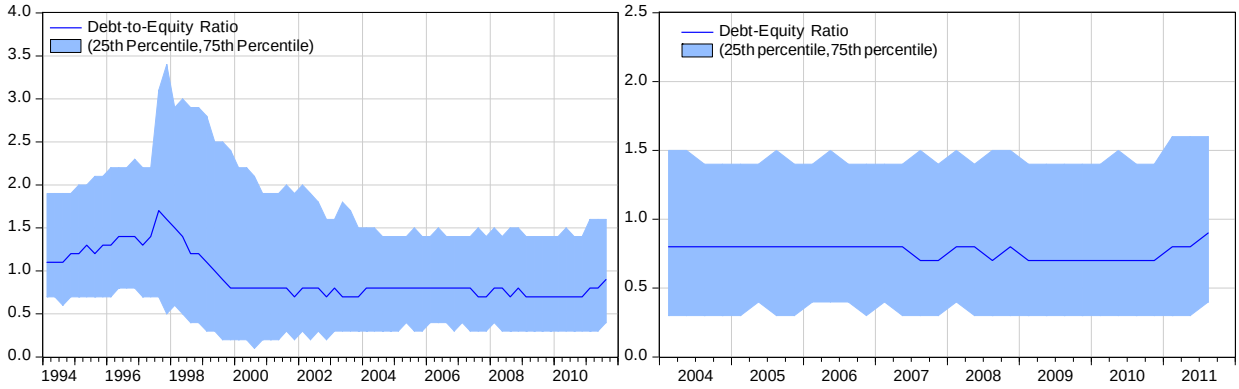
2.3.2. Key findings and discussion on financial health of Thai firms

Figure 5 shows three measures of overall corporate financial conditions of non-financial companies listed on the Stock Exchange of Thailand-all of them are related to business cycles. The left panels cover the entire sample of 1994-2011; the right panels cover the recent period starting from 2004. First, firms' profitability (measured by the operating profit margin) declined sharply during the 1997 Asian financial crisis and to a lesser extent during the 2008 global financial crisis. Second, firms' debt-servicing ability (measured by the interest coverage ratio) reached the lowest level in the 1997 crisis and again to a lesser degree in the 2008 crisis. Third, firms' leverage reached the highest level in the 1997 crisis and thereafter declined as firms deleveraged to an almost constant level.[6] In sum, we have seen the macro-financial linkage as reflected in pro-/counter-cyclicality of these measures of financial health.

Figure 5: Measures of financial health of Thai firms



[6] Of the three measures, the debt-to-equity ratio has remained relatively unchanged since the 1997 crisis; having learned the lessons of over-leveraged firms have been reported to target the leverage ratio since.


Debt-to-Equity Ratio
(25th Percentile, 75th Percentile)
4.0
3.5
3.0
2.5
2.0
1.5
1.0
0.5
0.0
1994
1996
1998
2000
2002
2004
2006
2008
2010
Debt-Equity Ratio
(25th percentile, 75th percentile)
2.5
2.0
1.5
1.0
0.5
0.0
2004
2005
2006
2007
2008
2009
2010
2011

บทที่ 3 วรรณกรรมปริทัศน์และระเบียบวิธี (Literature review and methodology)

In section 3.1 below, we review a strand of literature that attempts to incorporate financial conditions of firms into a standard DSGE model, the so-called “balance sheet” or “financial accelerator” mechanism. We then survey existing Bayesian methods that have been applied to estimate DSGE models in section 3.2. We also present in some detail the two leading Bayesian estimation methodologies in this section.

3.1 Literature review on DSGE models with the financial accelerator mechanism

Research in this area aims to incorporate the quality of firms’ balance sheets into an otherwise standard DSGE model. In this richer environment, monetary policy could influence the real economy through the so-called “balance sheet channel” of monetary policy transmission. There are volumes of papers that suggest the relevancy of financial frictions in amplifying and propagating shocks to the economy, starting with Bernake and Gertler (1989), Kiyotaki and Moor (1997), etc (see also chapter 2 of this report). Bernanke, Gertler, and Gilchrist (1999) summarized key ideas of the mechanism and systematically introduced it into a standard DSGE model. The BGG model forms the basis of our model.

The most important part of the model can be sketched as follows. A firm’s borrowing rate will depend on its balance sheet. This is because we depart from the perfect information world and assume instead that firm knows more about its own profit than bank does. As a result, bank needs to pay monitoring cost if it wants to audit firm's profit. As shown by Townsend (1979), this setup justifies the standard debt contract between bank and firm. The borrowing firm promises to pay interest to the bank, and, in case it becomes insolvent, bank pays monitoring cost before collecting firm's assets. For this contract to be acceptable to bank, the interest rate bank gets should cover its opportunity cost (that is, some risk-free interest) plus the expected value of its loss in the case of default-the latter gives rise to the external finance premium. This premium will depend on the proportion of firm’s own funds (net worth) to the amount it borrows. The lower its own funds are, the higher the premium will be, as it reduces the expected amount the bank can recover in the case of default.

Key equations are as follows:

$$\begin{aligned} Q_t K_t &= B_t + N_t \\ R_t^K - R_t &= \left(\frac{Q_t K_t}{N_t}\right)^{\nu} \end{aligned}$$

The first equation characterizes firm's balance sheet. On the left side Q is the price of capital and thus QK is the nominal value of firm's total assets. The right side consists of B (nominal debt) and N (net worth). The second equation is the most important equation in the model. The left side is the premium on top of the risk-free interest rate. This external finance premium increases in the ratio of QK to N. The intuition is that the bigger is the firm's project relative to its internal funds, the greater is the probability that the firm will not be able to repay the borrowed funds and thus the higher is the premium.

The above is the key aspects of the model, which will be further developed during the second half of the project. One of the most important parameters of the model is ν in the equation for the external finance premium. The existing work on Thailand, Tanboon et al. (2009), calibrated this parameter. The present report estimates it, using the Thai data, among which is the time series of the external finance premium that is estimated using the BBB-AAA spread. The next section will provide a literature review of the estimation method.

3.2 Literature review on the Bayesian estimation of DSGE models

To implement a model, we need to assign values to its parameters. One of the main goals of this report is to find and apply an appropriate econometric method to estimate parameters of DSGE models. From the start, DSGE model parameters typically have been “calibrated” i.e. they were computed from matching some limited set of moments from data or by borrowing from microeconomic evidence, see for example Kydland and Prescott (1989). “Formal estimation” of DSGE model was impossible partly because of the lack of efficient methods to solve/compute the model. Estimation of DSGE models using, for example, a likelihood approach would require computing the model many times in an iterative fashion. Beginning in the 1990s, however, efficient methods to compute equilibrium models became available, see for example Judd and Guu (1993), Judd (1992). Development of simulation techniques such as Markov chain Monte Carlo (MCMC) and an increase in computing power also have made formal estimation of DSGE models feasible. One reason the profession prefers “estimation” over “calibration” is its objectiveness and rigor. Calibration is based on a set of empirical targets and then a second set of empirical targets is used to judge the model’s performance. These targets could be rather arbitrary. As for estimation, parameterization is accomplished via formal statistical methods based on real data and the model’s empirical performance is assessed via hypothesis testing.

In this report, we intend to find and apply an appropriate methodology to estimate the model already under development at the Bank of Thailand, see for example Tanboon et.al. (2009). We employ actual Thai data for this purpose. Various methods have been developed to estimate DSGE models, for example, methods of moments, maximum likelihood and Bayesian methods. The first two categories can be classified as Classical methodologies. Recently, the literature appears to converge on preferring Bayesian methods over Classical ones. Canova (2007) and DeJong and Dave (2007) discuss the relative merits of these two econometrics paradigms in the context of DSGE model estimation and inference. Preference of Bayesian methods over Classical ones such as maximum likelihood, is due, firstly, to the generally accepted notion that maximizing likelihood of a DSGE model is very difficult because its likelihood is a high-dimension object. Moreover, the likelihoods of DSGE models are full of local maxima and minima and of nearly flat surfaces, making classical method almost impossible to implement. Secondly, a Bayesian approach allows a formal incorporation of prior information in a rigorous and straightforward manner[7]. In many cases, pre-sample (prior) information could be considerably useful and researchers should capitalize on it. Finally, Bayesian procedures formalize model comparisons using, for example, posterior odds analysis. The last two features of Bayesian estimation mentioned above are simply missing in classical statistical methods[8]. For these reasons, we choose to follow the Bayesian path.

There are two major methods typically employed in the Bayesian estimation of DSGE models. The first, and more common, is applied to a linearized model, where shocks are assumed to be normally distributed. In this case, the likelihood is computed by the Kalman filter and a Random-Walk Metropolis-Hastings (RWMH) algorithm could be applied to compute the posteriors to make inference about model parameters. An and Schorfheide (2007) provides a good survey of this and related methods. The Kalman/RWMH algorithm is sufficiently flexible to handle models with rich dynamics. Major weaknesses of this method are its dependence on the assumptions of normal shocks and the linearized structure of the model. Linearization would eliminate threshold effects, precautionary behavior, and big shocks. Assuming normal distribution of shocks is also fairly restricted on the ground that fat tails are a pervasive feature of the data (at least for the U.S.), see for example Geweke (1993, 1994) and McConnell and Perez-Quiros (2000). A simple way to generate fat tails is to have time-varying volatility in the shocks such as introducing stochastic volatility or regime-

[7] From this perspective, calibration is a kind of Bayesian exercise involving the specification of a point-mass prior over model parameters.

[8] We will explain these Bayesian concepts in more detail below.

switching. Linearization, by construction, would not allow time-varying volatility as the volatility terms would drop. However, unless the objective is to explore these "second-order" properties of the model, we consider linearization and normality assumption a reasonable first attempt to take the model to Thai data.

A major competing method to Kalman/RWMH algorithm is to apply a kind of sequential Monte Carlo method called the particle filter to compute the likelihood and then use the Random-Walk Metropolis-Hastings algorithm to estimate the model. Villaverde (2010, 2007) discuss this method in detail. This method could handle non-linear models and allow for non-normal shocks, and thus would address some drawbacks of the Kalman/RWMH algorithm.

As mentioned above, the literature seems to converge on these two competing Bayesian methods. We will thus present the two Bayesian methods in some detail instead of discussing at further length other Bayesian methods that have been developed to estimate DSGE models. We start with some basic ideas of Bayesian estimation, present the state-space representation of the model and filtering theory, then we briefly give main ideas of the Kalman and particle filters. Finally, we discuss the Random-Walk Metropolis-Hastings algorithm. In the presentation below, we closely follow the discussion in Villaverde (2010, 2007) and DeJong and Dave (2007) although we will clarify some points and give examples to simplify some notations and concepts.

3.2.1 Basic ideas of Bayesian estimation:

We first begin by discussing some key ideas in Bayesian estimation. Interested readers are referred to detail in any textbook on basic Bayesian econometrics such as Koop (2003) or Lancaster (2004). From a Bayesian perspective, parameters are interpreted as random variables (in classical statistics, parameters are considered fixed). The objective of Bayesian estimation is to make conditional probabilistic statements regarding parameterization of the model. Conditioning is made with respect to three factors: the structure of the model, the observed data, and a prior distribution specified for the parameters. The structure of the model and the observed data combine to form a likelihood function. Coupling the likelihood function with a prior distribution using Bayes' rule yields an associated posterior distribution. Suppose we have some data $y^T \equiv \{y_t\}_{t=1}^T \in R^{N\times T}$, where t indexes time period and N is the number of observable data series. The three components necessary to conduct Bayesian analysis are:

1. A parameter set $\theta \in R^k$, where k is the number of parameters in the model, and the "prior" distribution $\pi(\theta)$: $\theta_i \rightarrow R^+$ that captures pre-sample beliefs about the "right" value of the parameters.
2. A likelihood function $p(y^T|\theta)$: $R^{N\times T} \rightarrow R^+$ that tells the probability that the model assigns to each observation given some parameter values. These restrictions come either from statistical considerations or equilibrium conditions.
3. A "posterior" distribution of parameters given by Bayes' rules:

$$\pi(\theta|y^T) = \frac{p(y^T|\theta)\pi(\theta)}{\int p(y^T|\theta)\pi(\theta)d\theta}$$

This rule essentially tells us how we should update our beliefs about parameter values: we combine our prior beliefs, $\pi(\theta)$, with the sample information embodied in the likelihood, $p(y^T|\theta)$, and we obtain a new set of belief, $\pi(\theta|y^T)$. This fundamental Bayesian methodology is conceptually straightforward. For any possible model, one just writes down the likelihood, elicits the prior, and obtains the posterior. Once we have the posterior distribution of the parameters, we can perform inference like point estimation or model comparison given a loss function that maps how much we select an incorrect parameter value or model. The most difficult object to compute, at least in the context of a typical DSGE model, is the likelihood, $p(y^T|\theta)$. Except in a trivial case, we do not have any analytic solution to the likelihood of the DSGE model. The most general and powerful route is to employ the tools of state space representations and filtering theory. The topic we now turn to in the next section.

3.2.2 State-space representation and filtering theory

To implement filters and the RWMH algorithm, we need to write the model in the state-space format. After solving the model and obtaining its (approximated) policy functions, we can write the laws of motion of the variables in a **state space representation** as:

1. A transition equation, $S_t = f(S_{t-1}, W_t; \theta)$, where S_t is the vector of states that describe the economy at a moment in time, W_t is a vector of innovations, and θ is a vector with structural parameters that describe technology, preferences and information processes.
2. A measurement equation, $Y_t = g(S_t, V_t; \theta)$, where Y_t are the observables and V_t a set of shocks to the observables (like measurement errors).

Note that we have considerable degrees of freedom to select the observables in the measurement equation. The only restriction is that a number of series must be less than or equal to the number of shocks in the model (W_t and V_t). Otherwise the model will be up to first order, stochastically singular, that is, the extra observables would be deterministic functions of the other observables and the likelihood would be -∞ with probability 1, voiding any inference exercise.

Note that the state space representation lends itself to many convenient computations. From $S_t = f(S_{t-1}, W_t; \theta)$, we can compute $p(S_t|S_{t-1}; \theta)$; from $Y_t = g(S_t, V_t; \theta)$, we can compute $p(Y_t|S_t; \theta)$; and from $S_t = f(S_{t-1}, W_t; \theta)$ and $Y_t = g(S_t, V_t; \theta)$, we have:

$$Y_t = g(f(S_{t-1}, W_t; \theta), V_t; \theta)$$

and hence we can compute $p(Y_t|S_{t-1}; \theta)$.

Our objective is to evaluate the likelihood function of the observables Y^T at parameter values θ, $p(y^T|\theta)$. By the Makov structure of our state space representation, we can write:

$$p(y^T|\theta) = p(y_1|\theta) \prod_{t=2}^{T} p(y_t|y^{t-1}; \theta)$$

$$= \int p(Y_1|S_1; \theta)\, dS_t \prod_{t=2}^{T} \int p(Y_t|S_t; \theta)\, p(S_t|y^{t-1}; \theta)\, dS_t$$

We need to know $p(S_t|y^{t-1}; \theta)_{t=2}^{T}$ and $p(S_1|\theta)$ to evaluate the likelihood of the model.

The main goal of **filtering theory** is to find the sequence of conditional distributions of states given observations, $p(S_t|y^{t-1}; \theta)_{t=1}^{T}$. It relies on two main tools, the Chapman-Kolmogorov equation:

$$p(S_{t+1}|y^t; \theta) = \int p(S_{t+1}|S_t; \theta)\, p(S_t|y^t; \theta) dS_t$$

and Bayes' theorem:

$$p(S_t|y^t; \theta) = \frac{p(y_t|S_t; \theta)\, p(S_t|y^{t-1}; \theta)}{p(y_t|y^{t-1}; \theta)}$$

where

$$p(y_t|y^{t-1}; \theta) = \int p(y_t|S_t; \theta)\, p(S_t|y^{t-1}; \theta) dS_t$$

is the conditional likelihood.

Note that the Chapman-Kolmogorov equation tells us the distribution of states tomorrow given an observation until today, $p(S_{t+1}|y^t;\theta)$, is equal to the distribution today of $p(S_t|y^t;\theta)$ times the transition probabilitites $p(S_{t+1}|S_t;\theta)$ integrated over all possible states. Bayes' theorm updates the distribution of states $p(S_t|y^{t-1};\theta)$ when a new observation arrives given its probability $p(y_t|S_t;\theta)$. By a recursive application of forecasting and updating, we can generate the complete sequence $p(S_t|y^{t-1};\theta)_{t=1}^{T}$ we are looking for.

The practical implementation of the Chapman-Kolmogorov equation and Bayes' theorm is cumbersome because it involves the computation of numerous integrals. Even when the number of states is moderate, the computational cost of these integrals makes an exact evaluation of the integrals unfeasible.

3.2.3. The Kalman filter

When the transition equation and measurement equation are linear and the shocks are normally distributed, all of the relevant conditional distributions are Gaussian. Therefore, we only need to keep track of the mean and variance of these normals. This is done through the Ricatti equations of the Kalman filter (for more details, refer to any standard textbook, such as Harvey 1989, or Stendel 1994).

Suppose we write the model in linearized stochastic difference equation of the state-space form (see also section 5.4.2.2) as:

$$x_t = F(\mu)x_{t-1} + e_t$$
$$e_t = G(\mu)v_t$$
$$E(e_t e_t') = G(\mu)E(v_t v_t')G(\mu)' = Q(\mu)$$

This system of equations comprises the "state" part of the state-space representation. It describes the evolution of the nx1 vector of model variables x_t. These variables are then mapped into the mx1 vector of observable variables X_t, via either

$$X_t = H(\mu)'x_t$$

if we there are no measurement errors. Or

$$X_t = H(\mu)'x_t + u_t, E(u_t u_t') = \Sigma_u$$

if there are measurement errors.

The last two equations are known as measurement equations or the "space" part of the state-space representation. The Kalman filter can be used to compute likelihood functions based on the assumption of normality for $\{e_t\}$ and $\{u_t\}$.

The idea behind the algorithm is to compute the conditional probability associated with the time-t observation X_t given the history of past realizations $X^{t-1} \equiv \{X_j\}_{j=1}^{t-1}$. Denote this probability as $L(X_t|X^{t-1})$, with $L(X_1|X^0)$ denoting the unconditional likelihood associated with X_1. The sequence of conditional likelihoods $\{L(X_t|X^{t-1})\}_{t=1}^{T}$ are independent across time, thus the likelihood associate with X is given by the product of the individual conditional likelihoods:

$$L(X) = \prod_{t=1}^{T} L(X_t|X^{t-1})$$

Regarding the structure of $L(X_t|X^{t-1})$, this is most simply described for the case in which each of the elements of x_t is observable, so that $X_t \equiv x_t$. Conditional on $\{x_j\}_{j=1}^{t-1}$, we observe that the optimal forecast of x_t is given by

$$\widehat{x_t} = F(\mu)x_{t-1}$$

and the difference between the forecasted and observed value of x_t serves as the inferred value of e_t:

$$\hat{e}_t = x_t - F(\mu)x_{t-1}$$

The conditional likelihood associated with the observation of x_t can thus be assessed as the likelihood assigned to $\hat{e}_t$ by its assumed probability distribution (say p_e):

$$L(X_t|X^{t-1}) = p_e(\hat{e}_t)$$

The details are slightly more complicated when certain elements of x_t are unobservable or there are measurement errors. But the basic idea is the same: conditional likelihoods represent probabilities associated with the realization of observables at time *t*, given the sequence of variables what were observed previously.

3.2.4 The particle filter

When the state space representation is not linear or when the shocks are not normal, filtering becomes more complicated because the conditional distributions of states do not belong, in general, to any known family. Villaverde (2010, 2007) propose a simulation algorithm called the particle filter, a particular example of a sequential Monte Carlo. The main idea is simple: we replace the conditional distribution $p(S_t|y^{t-1};\theta)_{t=1}^{T}$ by an empirical distribution of N draws $\left\{\left\{s_{t|t-1}^{i}\right\}_{i=1}^{N}\right\}_{t=1}^{T}$ from the sequence $p(S_t|y^{t-1};\theta)_{t=1}^{T}$ generated by the simulation. Then, by a trivial application of the law of large numbers:

$$p(y^T|\theta) \cong \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} p\left(y_1|s_{0|0}^{i};\theta\right)\prod_{t=2}^{T}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} p\left(y_t|s_{t|t-1}^{i};\theta\right)$$

The problem is then to draw from $p(S_t|y^{t-1};\theta)_{t=1}^{T}$. Following Rubin (1988), we can apply sequential sampling:

Proposition 1: Let $\left\{s_{t|t-1}^{i}\right\}_{i=1}^{N}$ be a draw from $p(S_t|y^{t-1};\theta)$. Let the sequence $\left\{\tilde{s}_t^{i}\right\}_{i=1}^{N}$ be a draw with replacement from $\left\{s_{t|t-1}^{i}\right\}_{i=1}^{N}$ where the resampling probability is given by

$$\omega_{\mathrm{t}}^{\mathrm{i}} = \frac{p\left(y_t|s_{t|t-1}^{i};\theta\right)}{\sum_{i=1}^{N} p\left(y_t|s_{t|t-1}^{i};\theta\right)}$$

Then $\left\{\tilde{s}_t^{i}\right\}_{i=1}^{N}$ is a draw from $p(S_t|y^{t};\theta)$.

Proposition 1 recursively uses a draw $\left\{s_{t|t-1}^{i}\right\}_{i=1}^{N}$ from $p(S_t|y^{t-1};\theta)$ to draw $\left\{s_{t|t}^{i}\right\}_{i=1}^{N}$ from $p(S_t|y^{t};\theta)$. But this is just the update of our estimate of $\mathrm{S_t}$ to add the information on $\mathrm{y_t}$ That Bayes' theorm is asking for.

Once we have $\left\{s_{t|t}^{i}\right\}_{i=1}^{N}$, we draw *N* vectors of exogenous shocks to the model from their corresponding distributions and apply the law of motion for states to generate $\left\{s_{t+1|t}^{i}\right\}_{i=1}^{N}$. This step, known as forecast, puts us back at the beginning of proposition 1, but with the difference that

we have move forward one period in our conditioning, from *t|t-1* to *t+1|t*, implementing in that way the Chapman-Kolmogorov equation.

3.2.5. Posterior simulator: Random-Walk Metropolis-Hasting algorithm

Once we have an evaluation of the likelihood function from filtering theory (whether it's Kalman or particle filter), we can maximize it over parameter ranges (if we are classicalist) or we can compute posterior (if we are Bayesian). Remember the posterior is:

$$\pi(\theta|y^T) = \frac{p(y^T|\theta)\pi(\theta)}{\int p(y^T|\theta)\pi(\theta)d\theta}$$

With the result of the previous section, we can evaluate $\pi(\theta|y^T)$ for a given θ (up to a proportionality constant), but characterizing the whole distribution is nearly impossible, since we do not even have a close form solution for $p(y^T|\theta)$. Recently, Bayesians use Markov chain Monte Carlo (MCMC) simulation method to address this problem. We want to produce a Markov chain whose ergodic distribution is $\pi(\theta|y^T)$. Then, we simulate from the chain and, we approximate $\pi(\theta|y^T)$ by the empirical distribution generated by the chain. We need a method to specify the Makov chain. This procedure is known as Metropolis-Hastings algorithm (the Gibbs sampler is a particular case of MH algorithm). In the MH algorithm, we come up with a new proposed value of the parameter and we evaluate whether it increases the posterior. If it does, we accept it with probability 1. If it does not, we accept it with some probability less than 1. In such a way, we always go toward the higher regions of the posterior but we also travel, with some probability, towards the lower regions. A simple psedo-code for an MH algorithm is as follows:

Step 0, Initialization: Set *i ⇝0* and an initial θ_{i}. Solve the model for θ_{i} and build the state space representation. Evaluate $\pi(\theta_i)$ and $p(y^T|\theta_i)$. Set *i ⇝i+1*.

Step 1, Proposal draw: Get a draw θ_{i}^* from a proposal density $q(\theta_{\mathrm{i}-1}, \theta_{\mathrm{i}}^*)$.

Step 2, Solving the Model: Solve the model for θ_{i}^* and build the new state space representation.

Step 3, Evaluating the proposal: Evaluate $\pi(\theta_{\mathrm{i}}^*)$ and $p(y^T|\theta_{\mathrm{i}}^*)$ with the particle filter or Kalman filter.

Step 4, Accept/Reject: Draw $\chi_{\mathrm{i}} \sim U(0,1)$. If $\chi_{\mathrm{i}} \leq min\left[1, \frac{p(\theta=\theta_{\mathrm{i}}^*|y^T)\mathrm{q}(\theta_{\mathrm{i}}^*;\theta=\theta_{\mathrm{i}-1})}{p(\theta=\theta_{\mathrm{i}-1}|y^T)\mathrm{q}(\theta_{\mathrm{i}-1};\theta=\theta_{\mathrm{i}}^*)}\right]$ set $\theta_{\mathrm{i}} = \theta_{\mathrm{i}}^*$; otherwise $\theta_{\mathrm{i}} = \theta_{\mathrm{i}-1}$.

Step 5, Iteration: If *i<M*, set *i ⇝i+1* and go to step 1. Otherwise stop.

This algorithm requires us to specify a proposal density *q(.,.).* The standard practice is to choose a random walk proposal, $\theta_{\mathrm{i}}^{*} = \theta_{\mathrm{i}-1} + \kappa_i, \kappa_i \sim N(0, \Sigma_\kappa)$, where Σ_κ is a matrix that the researcher selects to obtain the appropriate acceptance ratio of the proposals.

Once we have run the algorithm for a sufficient number of iterations, we can perform inference: we have an empirical approximation of the posterior of the model and finding means, standard deviations, and other objects of interest is a trivial task. In general, we choose values of θ_0 (prior) from a standard calibration exercise.

4 The Model

This section provides a detailed description of various agents in the economy, the first order conditions that govern their optimal behavior, exogenous processes which are not affected by but have bearings on agents' actions, market clearing conditions, steady-state conditions, and the equilibrium that characterizes this model economy.

There are five types of agents interacting in the model economy: households, capital producers, wholesale good producing firms, retailers, and the monetary authorities. Households maximize their utility subject to a budget constraint. Wholesale good producing firms hire inputs—namely labor from households and capital supplied by capital producers—to produce. Retailers buy the wholesale good from the wholesalers and set the price of the final good. The central bank sets the policy interest rate. In what follows, each type of economic agents is described in details.

4.1 Households

There is a continuum of households optimizing their utility by taking various decisions on consumption, labor supply, and financial asset holdings. Algebraically, the representative household maximizes

$$\mathrm{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[(1-\chi) \log \tilde{C}_t - \varphi^L \frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \tag{1}$$

subject to

$$P_t C_t + B_t \leq (1 + R_{t-1}) B_{t-1} + W_t L_t + \textstyle\sum_j \Phi_j. \tag{2}$$

In the budget constraint (2), C_t, L_t, and B_t denote respectively time t consumption, labor supply, and bond holding. The timing convention in this quarterly model is such that, in each period t, B_{t-1} is predetermined and B_t is the stock of bonds to be determined at the end of the period. The price of the consumption good is given by P_t. W_t, the nominal wage, is the price of labor. The gross interest rate on B_{t-1} is predetermined and given by $1 + R_{t-1}$. Φ_j denotes firm's j's profits that are remitted to the households who are the ultimate owners of firms.

In the utility function (1), E_0 is the expectation operator conditional on the information at time 0. β is the discount factor. φ^L is the scaling parameter for the disutility of supplying labor and η is the inverse of the Frisch elasticity of labor supply. $\tilde{C}_t$ is the habit-adjusted consumption which depends on C_t and C_{t-1} and the parameter χ. In order to generate persistent consumption dynamics, we introduce consumption habit persistence by assuming that utility obtained from consumption in this period does not depend on how much is consumed today, but instead depends on this period's consumption with respect to some "habit," which is in turn related to the previous period's consumption. Algebraically,

$$\tilde{C}_t = \frac{C_t - \chi h_t}{1-\chi} \quad \text{with} \quad h_t = (1+\alpha) C_{t-1}. \tag{3}$$

$\tilde{C}_t$ is the habit-adjusted consumption that enters the household's utility function, C_t is today's consumption, and h_t is the level of habit. In the simple setting where the steady-state growth

rate of the economy, α, is zero, we have $h_t = C_{t-1}$. Here the household obtains utility from consumption only if today it consumes more than yesterday. When $\alpha > 0$, the reference point needs to be adjusted up instead of simply taking yesterday's consumption as a benchmark. How strongly the household refers to past consumption depends on the value of the parameter χ that governs habit persistence. When $\chi = 0$, the household completely disregards the previous period's consumption: $\tilde{C}_t = C_t$. Note also that consumption in the steady state

$$\tilde{C}_t^{ss} = \frac{C_t^{ss} - \chi(1+\alpha)C_{t-1}^{ss}}{1-\chi} = \frac{C_t^{ss} - \chi C_t^{ss}}{1-\chi} = C_t^{ss}.$$

That is, habit persistence is irrelevant along the balanced growth path.

Finally, the Lagrangian for the household's problem (1)–(2) is given by

$$\mathcal{L} = \mathrm{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \begin{array}{c} (1-\chi)\log\tilde{C}_t - \varphi^L \frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta} \\ +\lambda_t \left[(1+R_{t-1})\, B_{t-1} + W_t L_t + \sum_j \Phi_j - (1-\chi) P_t \tilde{C}_t - \chi P_t h_t - B_t \} \right] \end{array} \right\}$$

where λ_t is the marginal utility of nominal income.

4.1.1 Consumption decision

The household's intertemporal problem with respect to consumption decision can be solved by setting $\partial\mathcal{L}/\partial\tilde{C}_t = 0$:

$$\frac{1}{\tilde{C}_t} = \lambda_t P_t.$$

In words, utility forsaken by consuming one unit less $\left(1/\tilde{C}_t\right)$ is equal to marginal utility of nominal income (the Lagrange multiplier, λ_t) times the nominal income gained from not consuming that unit of consumption (i.e., P_t—the price of one unit of the consumption good).

4.1.2 Labor supply decision

The first-order condition obtained from setting $\partial\mathcal{L}/\partial L_t = 0$ is given by

$$\lambda_t W_t = \varphi^L L_t^{\eta}.$$

In utility terms, the shadow value of labor—which is the product of the price of labor, W_t, times the Lagrange multiplier, λ_t—equals the disutility of supplying labor, $\varphi^L L_t^{\eta}$.

4.1.3 Saving and borrowing decisions

The representative household decides how much bonds to hold. As shown in the budget constraint (2), the household at the beginning of each period t receives the gross amount of

$(1 + R_{t-1}) B_{t-1}$, and it decides B_t at the end of the period. Consequently, the first-order condition with respect to B_t is given by

$$\lambda_t = \beta \mathrm{E}_t \lambda_{t+1} (1 + R_t) . \tag{4}$$

In words, the optimal deposit must be such that this period's marginal utility of nominal wealth is equal to the expected discounted marginal utility of wealth in the next period.

4.2 Capital producers

Intuitively the capital producers and the wholesale good producers can be merged into one entity; here we distinguish their functions explicitly for ease of algebra. The representative capital producer solves the following intertemporal problem

$$\max_{I_t} \mathrm{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \left\{ Q_t \left[(1-\delta) K_t + I_t - K_{t+1} \right] - P_t I_t \right\} . \tag{5}$$

where $I_t = F(K_{t+1}, K_t)$. In words, the capital producer uses capital from wholesale good producing firms after they have used it in production, $(1-\delta)K_t$, and combine it with the investment good it has purchased from the retailers of the final goods (to be defined below) to produce new capital. The capital producer will then return capital, K_{t+1}, to the firms to be used in the subsequent production process. Hence the terms in the squared brackets represent the amount of capital that comes to be owned by the capital producer in each period. Given that Q_t is the price of capital and $P_t I_t$ is the expenditure on investment good used in the production of capital, the terms in the curly brackets are the time-t profits. Given that these profits are returned to the households, λ_t converts them into utility. Finally, such a stream of utility is then discounted by the discount factor β.

Given (5), the first-order condition is of the form

$$\frac{Q_t}{P_t} = 1 + \xi^K F(I_t, K_{t-1}) .$$

where ξ^K is capital adjustment cost. The left hand side is Tobin's q, which is the ratio of the price of capital to the replacement cost of capital. In the simple case where$\xi^K = 0$, we have the well-known equilibrium condition given by $Q_t/P_t = 1$.

4.3 Wholesale good producing firms

The firms' production function is given by

$$Y_t = (A_t L_t)^{\gamma} K_t^{1-\gamma} \tag{6}$$

where output is denoted by Y_t and the two factor inputs are labor (L_t) and capital (K_t). A_t is the labor-augmented productivity.

The demand for labor is given by

$$W_t L_t = \gamma P_t^0 Y_t \tag{7}$$

where W_t denotes the nominal wage and P_t^0 denote the nominal marginal cost.

The demand for capital with the presence of financial frictions, however, is not as straightforward as the labor input, given that the capital acquired by the firm has an explicit bearing on the balance sheet. Define the firm's balance sheet as

$$Q_t K_t = B_t + N_t. \tag{8}$$

In the left side of (8) Q_t is the price of capital and thus $Q_t K_t$ is the nominal value of the firm's total assets. The right side consists of nominal debt, B_t, and the firm's net worth, N_t. The optimal demand for capital is determined by the two relationships below.

The first equation defines the interest rate at which the representative producing firm has to pay in order to obtain external funds to finance capital purchased, R_t^K, which must be equal to the return on capital as shown in the right side of (9):

$$1 + R_t^K = \frac{(1-\gamma) P_{t+1}^0 Y_{t+1}}{Q_t K_t} + (1-\delta) \frac{Q_{t+1}}{Q_t} \tag{9}$$

where P_t^0 is the wholesale price (which is equal to its marginal cost), Q_t is the price of capital, and δ is the depreciation rate of capital. Equation (9) states that in equilibrium the borrowing rate of interest must be equal to the rate of return on capital. The latter in turn depends on (1) how much that additional unit of capital contributes to production and (2) how much that unit of capital is valued net of depreciation.

The second equation, following Bernanke, Gertler, and Gilchrist (1999), relates capital demand K_t (or $Q_t K_t$ in nominal terms) and the marginal financing cost, R_t^K:

$$R_t^K - R_t = \left(\frac{Q_t K_t}{N_t} \right)^{\nu}. \tag{10}$$

In the demand curve (10), price now is given in terms of the premium on top of the risk-free interest rate, $R_t^K - R_t$. This external finance premium increases in the ratio of $Q_t K_t$ to N_t, where N_t is the firm's net worth. Intuitively, the bigger is the firm's enterprise relative to its internal funds, the greater is the probability that the firm will not be able to repay the borrowed funds and thus the higher is the risk premium.

Endogenous net worth The key element in generating the financial accelerator is the endogeneity of borrowers' net worth. The firm's net worth (N_t) is endogenized and is determined by the value of the firm (V_t, to be defined below) and the probability that the firm will survive into the next period (ζ):

$$N_t = \zeta V_t. \tag{11}$$

Note that in the simple model without the financial accelerator net worth is exogenously determined and is passively a fixed fraction, ϑ, of the firm's balance sheet: $N_t = \vartheta Q_t K_t$. In such

a case the health of the firm's balance sheet is nothing other than an exogenous parameter ϑ. In contrast, when net worth is endogenized, so is the firm's financial position, which has an important bearing on the how much the firm is charged for its external finances.

To complete the endogenization of net worth, we need to specify the dynamics of V_t. Define the value of the firm as

$$V_t = (1-\delta)Q_t K_{t-1} + P_t^0 Y_t - \left[W_t L_t + (1+R_{t-1})\, B_{t-1}\right]. \tag{12}$$

That is, the value of the firm is the sum of (1) the value of the capital, owned by the firm, carried over from the previous period net of depreciation; (2) the revenue from selling the product; (3) the expenditure on factor inputs employed, consisting of wage bills, expenses on imported intermediated, and the repayment of external funds borrowed in the previous period. Hence we have effectively created a link from macro variables to the financial position of the firm.

4.4 Retailers of final product

Retail firms buy the wholesale good from the wholesalers and, with market power, price the good according to

$$\min_{P_t} \mathrm{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[(P_t - P_t^*)^2 + \xi(\Delta P_t - \Delta \bar{P}_{t-1})^2\right].$$

where ξ represents the degree of price rigidity. The case for which no rigidity is present is given by $\xi = 0$; here the retailer in each period will set P_t equal to P_t^*. The latter is the optimal price, which is marked up over the marginal cost; $P_t^* = \mu P_t^0$). When $\xi > 0$, retailers want to set price, P_t, as close as possible to P_t^* but also needs to take account of price rigidity such that this period's inflation, ΔP_t, is not too different from the previous period's inflation, $\Delta \bar{P}_{t-1}$, which is taken as given.

The first-order condition with respect to P_t is given by

$$P_t = P_t^* + \xi\left[-\left(\Delta P_t - \Delta \bar{P}_{t-1}\right) + \beta\left(\mathrm{E}_t \Delta P_{t+1} - \Delta \bar{P}_t\right)\right] \tag{13}$$

According to the first term in the square brackets, if this period's inflation is higher than the previous period's, then P_t is too high and needs to be adjusted down. The second term in the square brackets states that, if the expected inflation in the next period happens to be higher than this period's, $\Delta P_{t+1} - \Delta \bar{P}_t > 0$, then the present period's price is too low relative to P_{t+1} and is suboptimal, and thus needs to be adjusted up.

4.5 Monetary authority

The central bank is assumed to follow a simple monetary rule:

$$R_t = \rho^R R_{t-1} + \left(1-\rho^R\right)\left[R^{ss} + \kappa_\pi\left(dP_{t+1} - \bar{\pi}\right) + \kappa_y\left(dy_t - \alpha\right)\right].$$

In words, this period's policy interest rate, R_t, is a weighted average of the previous period's rate and a target, with the weights given by ρ^R and $1-\rho^R$ respectively. The targeted interest rate depends on the steady-state nominal interest rate, R^{ss}, the extent to which the next period's inflation and output growth, dP^D_{t+1} and dy_t, are projected to exceed the inflation target, $\bar{\pi}$, and the productivity growth, α. The parameters κ_π and $\kappa_y > 0$ respectively characterize the degree of responsiveness of the central bank's reaction to the inflation and growth deviation.

4.6 Exogenous processes

The only exogenous process in the model is

$$A_t = A_{t-1} + \alpha + \varepsilon^A_t$$

where A_t is the level of technology at time t, α is the long-term productivity growth rate, and ε^A_t is the technology shock.

4.7 Market clearing conditions

The market clearing conditions for outputs are given by

$$Y_t = C_t + I_t.$$

4.8 Steady-state Conditions

Steady-state conditions—essentially, the terminal conditions of transition equations described above—are determined according to balanced growth. That is, the steady state is defined such that macro variables *grow* at constant rates such that no variable explodes or implodes over time. Three key parameters that determine steady-state growth rates of variables in the model are the economy's long-term productivity growth rate (α) and the target rate of inflation ($\bar{\pi}$).

Real variables in the steady state grow at the rate of productivity growth. Thus, output (Y), output components (C, I), and capital (K) grow at a constant rate α along the balanced growth path. The steady-state growth rate of labor (L), however, is set to zero to prevent labor from growing indefinitely.

Price variables grow at the target rate of inflation in the steady state. Thus, the price of capital, the marginal cost and the retail price of the final good (Q, P^0, P) grow at π. Exceptions are the nominal wage and the shadow price of labor (W, W^0) which grow at $\alpha + \pi$, as well as interest rates (R, R^K) which remain constant in the steady state.

Financial variables (V_t, N_t, B) grow at $\alpha + \pi$.

4.9 Equilibrium

The equilibrium is a collection of prices and quantities that satisfy the first-order conditions, fiscal and monetary rules, laws of motion, the market clearing conditions, and the steady-state conditions.

5 Bayesian Estimation

This section describes parameters of the model. Combining the model structure outlined in the previous section with the parameters that are closely related to features of the economy allows us to do some experiments that can help us understand the economy.

There are two broad methods for parameterizing DSGE models: calibration and estimation. Calibration forms a basis of model parameterization; it incorporates findings by previous studies as well as views of the experts. Furthermore, recent developments in Bayesian estimation, in addition to allowing us to incorporate those prior beliefs, make it possible for using data to inform about model parameters in a more consistent manner.

In what follows we discuss our estimation methodology, which are divided into two steps. The first step involves choosing the priors for the model parameters. For some of the parameters we will not estimate them, because we have either a strong belief about them or relationships in the model already predetermine these parameters. For the remaining parameters for which we are less certain of and want to have the data inform us about their values, we will use the Metropolis–Hastings algorithm to estimate them.

5.1 Calibrated parameters

Six parameters are calibrated, namely, $\alpha, \beta, \delta, \gamma, \bar{\pi}, r_{ss}$.

1. The (quarterly) technological growth parameter α is set to 0.005 in line with the annual growth rate of 2 percent, which is close to Sutthasri's (2007) estimate of 2.4 percent based on data from 1978 to 2006. This value is comparable with Chuenchoksan and Nakornthab's (2008) findings that Thailand's total factor productivity (TFP) growth is 1.8 percent over 1987–1996 and 2.0 percent over 2000–2007 (the average TFP growth during the financial crisis years registers –6.7 percent).

2. The capital depreciation parameter δ is set to to 0.01 (i.e., 4/400) corresponding to the average annual depreciation rate of about 4 percent between 1970 and 2006; δ is calculated as the annual depreciation divided by gross capital stock (at 1988 price).

3. The inflation target $\bar{\pi}$ is set to 0.00438 (i.e.,1.75/400).

4. The steady-state nominal policy interest rate r_{ss} is set to 0.035, reflecting a long-term policy rate of 3.5 percent.

5. The labor income share parameter γ is set to 0.5. Ideally we would like to calibrate this parameter so that the relative share of consumption and investment implied by the model is close to the long-term average as witnessed in the Thai economy. However, a higher value of γ does not allow the model to solve.

6. Finally, the discount factor β is predetermined by $\alpha, \bar{\pi}, r_{ss}$ according to the relationship $r_{ss} = -\log(\beta) + \alpha + \bar{\pi}$ which is implied by the first order conditions for consumption and bond holding. The discount factor β is calculated to be 0.9778.

5.2 Estimated parameters

Fifteen parameters are estimated, with the posterior mean and the uncertainty characterizing shown in Charts 1a and 1b.

To illustrate heuristically how the estimation works, consider the capital adjustment cost parameter (ξ_K). This is the parameter which we have not much knowledge about and its value depends on the structure of the model. We set the prior to be 2. The prior standard deviation is 10—the latter reflects large uncertainty about this parameter. The lower and upper bounds are set to $-\infty$ and ∞ respectively. For other parameters for which we have relatively more confidence about, we can set narrower bounds, as shown by the red vertical lines in chart 1b. To estimate the parameters we use data on GDP, consumption, investment, inflation, the debt-to-equity ratio, and a measure of the external finance premium. We then run 100,000 draws from the posterior distribution using a Metropolis–Hastings algorithm. Because some starting points are inferior to others in that they are unrepresentative of the equilibrium distribution, we disregard the first 20 percent of the iterations at the beginning of the run. The resulting posterior density shifts to the right of the prior distribution, reflecting the data are informative in helping us inferring the value of this parameter. The posterior mode and standard deviation are estimated to be 5.6533 and 8.8455 respectively.

Of all the parameters, the estimate of the parameter that is of our particular interest—the sensitivity of the external finance premium to the firm's leverage (ν)—is 8.3936. As ν is estimated away from zero, this indicates that the financial accelerator and balance sheet vulnerabilities matter.

6 Simulations

6.1 No accelerator vs. accelerator

Before we describe the simulations of the estimated model it is instructive to see what we would miss if we fail to model the financial accelerator. Consider a one percent reduction in firms' net worth for one period as shown in chart 2. Examples of net worth shocks include destruction of firms' physical assets (e.g., by natural disasters) and financial assets and liabilities (e.g., by a decline in asset prices or exchange rate devaluation). With the macro-financial linkage, the fall in net worth leads to a higher external finance premium that will lower the firm's demand for capital and consequently the capital producer's investment. More importantly, this adverse feedback loop results in investment that falls below its steady state long even after the initial effects of the one-period shock disappears, and consequently necessitates accommodative monetary. A model that fails to include the financial accelerator will lead to an error in monetary policy of letting the policy rate unchanged.

6.2 Calibrated model vs. estimated model

Now we want to compare the calibrated model versus the estimated model. Chart 3 shows what happen given a negative net worth shock, which causes the firm's external finance premium to rise. In the calibrated model investment and output fall around 6 percent and 0.6 percent respectively from the steady state. Inflation falls by more than 3 percent. The policy interest rate must be reduced by 1 percent. The dynamics of the macro variables and the policy response are quite large, given the size of the adverse net worth shock of only 1 percent. Moreover, there are excessive fluctuations in inflation and the policy rate in the calibrated model. In contrast, in the estimated model, the one percent negative net worth shock causes investment to fall by about 1 percent. Consequently, output and inflation decrease by a more reasonable extent and the policy interest needs to be cut by about 25 basis points. Furthermore, we have successfully eliminated excessive cycles in the estimated model.

6.3 Comparison with previous work

Chart 4 compares a simulation of one percent increase in the policy rate for one quarter. In Tanboon et al. (2009), which studies the financial accelerator in Thailand using calibrated parameters, the net worth to asset ratio falls in response to lower firms' revenues and stays below the steady state for more than 20 quarters. Such a persistent decline in net worth leads to an increase in the firm's finance premium and propagated such that it takes a long time for investment to revert to its steady state. In this study we have successfully reduce the degree of persistence: a one-quarter increase in the policy interest rate will cause the external finance premium to stay above its steady state and investment to depress for about a year, which are more reasonable than the five-years persistence in the previous work. Using Bayesian estimation incorporates the information in the data with the prior beliefs about the parameters—taking into account the structure of the model—and results in well-identified parameters.

7 Conclusions and future research

We have illustrated the application of Bayesian parameter estimation, using a model a la Bernanke, Gertler, and Gilchirst (1999), with the objective of gaining further insight on the parameters. The key advantage of using the BGG prototype is that the model is not excessively complicated. Attempts have been made to expand the model; however, several difficutlies occur, for example, failure to converge to the steady state–even for a calibrated model that is only slightly more complex. In many cases, we have obtained the steady state for the calibrated model but do not obtain Bayesian parameter estimates. In some rare cases when we obtain the estimated parameters, they do not result in a model that can be solved.

However, the results of the analysis here have already illustrated the importance of Bayesian estimation in refining model parameters that best reflect realistic economic dynamics. It would be interesting for future research to see how the results may change if we add features as focus on banks as in Sunirand (2002). Furthermore, while our research emphasizes the importance role of the macro–financial linkage, future research may want to examine the real-financial-sovereign feedback loops in light of the ongoing sovereign-banking crisis in the euro area, and here the sovereign balance sheet will be another important variable that can result in even more realistic economic dynamics.

As for policy implication, the global financial crisis has shown us how deleterious the adverse feedback loop could be. The private sector must make sure that its financial position is healthy enough to withstand adverse disturbances, so as to prevent the borrowing premium from escalating and to limit the corrosive impacts of the adverse feedback effects. The public sector must pay attention to the financial side of the economy in addition to low and stable prices and full resource utilization, and must act sufficiently aggressively to forestall the downward spiral. We anticipate that future research will emphatically stress the critical role of the financial health of the public sector as well.

References

[1] An S., F. Schorfheide (2007), "Bayesian Analysis of DSGE Models." Econometric Reviews: 26:113–172.

[2] Bernanke, B., M. Gertler (1989), "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations." American Economic Review 79: 14-31.

[3] Bernanke, B.S., M. Gertler, and S.G. Gilchrist (1999), "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework." Handbook of Macroeconomics Vol. 1C, Amsterdam: Elsevier.

[4] Bianco, T. and M. Pasaogullari (2009), "The High-Yield Corporate Bond Spread and Economic Activity." Economic Trends, Federal Reserve Bank of Cleveland.

[5] Black, F. and M.S. Scholes (1973), "The Pricing of Options and Corporate Liabilities." Journal of Political Economy 81: 637–654.

[6] Canova, F.(2007), "Methods for Applied Macroeconomic Research." Princeton University Press, Princeton.

[7] Carroll, C. (1997), "Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis." Quarterly Journal of Economics 112: 1-55.

[8] Cochrane, J. (1994), "Shocks." Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 41:295–364.

[9] De Graeve, F. (2008), "The External Finance Premium and the Macroeconomy: U.S. Post-WWII Evidence." Journal of Economic Dynamics and Control, 32(11): 3415–3440.

[10] DeJong D., C. Dave (2007), "Structural Macroeconometrics." Princeton University Press, Princeton.

[11] Gammoudi, M. and R. Mendes (forthcoming). "Household Sector Financial Frictions in Canada." Bank of Canada Working Paper.

[12] Gertler, M., S. Gilchrist and M. Natalucci (2007), "External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator." Journal of money, credit and banking 39: 295-330.

[13] Gertler, M. and Lown, C.S, (1999), "The Information in the High-Yield Bond Spread for the Business Cycle: Evidence and Some Implications," Oxford Review of Economic Policy, 15(3): 132-50.

[14] Geweke J. (1993), "Bayesian Treatment of The Independent Student-t Linear Model." Journal of Applied Econometrics 8:S19–S40

[15] Geweke J. (1994), "Priors for Macroeconomic Time Series and Their Application." Econometric Theory 10:609–632.

[16] Gilchrist, S., C. Himmelberg (1995), "Evidence on the Role of Cash Flow for Investment." Journal of Monetary Economics 36: 541-72.

[17] Harvey A. (1989), "Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter." Cambridge University Press, Cambridge

[18] Iacoviello, M. (2005), "House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle", American Economic Review, 95(3): 739-764.

[19] Judd, K. (1992), "Projection Methods for Solving Aggregate Growth Models." Journal of Economic Theory: 58, 410–452.

[20] Judd, K., S. Guu (1993), "Perturbation Solution Methods for Economic Growth Model." in Varian, H. (Ed.), Economic and Financial Modelling in Mathematica. Springer, New York.

[21] Kiyotaki, N., J. Moore (1997), "Credit Cycles.", Journal of Political Economy 105: 211-48.

[22] Koop, G. (2003), "Bayesian Econometrics." Wiley, New York.

[23] Kydland, F., E. Prescott (1982), "Time to Build and Aggregate Fluctuations.", Econometrica 50:1345–1370

[24] Lancaster T.(2004), "An Introduction to Bayesian Econometrics." Wiley-Blackwell.

[25] Lown, C.S. and Morgan, D.P. (2006), "The Credit Cycle and the Business Cycle: New Findings Using the Loan Officer Opinion Survey," Journal of Money, Credit and Banking, 38(6): 1575-1597.

[26] Lucas, R. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique." Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1: 19–46.

[27] McConnell M., Perez-Quiros G. (2000), "Output Fluctuations in the United States: what has changed since the early 1980's?." American Economic Review 90:1464–1476.

[28] Merton, R.C. (1973), "Theory of Rational Option Pricing." Bell Journal of Economics and Management Science 4: 141–83.

[29] Rubin, D. (1988), "Using the SIR Algorithm to Simulate Posterior Distributions." In Bernardo J., M. DeGroot, D. Lindley, A. Smith (eds) Bayesian statistics 3, pp 395–402. Oxford University Press, New York.

[30] Stengel R.,(1994), "Optimal Control and Estimation." Dover, New York.

[31] Summers, L. H. (1986): "Some Skeptical Observations on Real Business Cycle Theory." Quarterly Review, Fall: 23–27.

[32] Sunirand, P. (2002), "The Role of Bank Capital and the Transmission Mechanism of Monetary Policy." Financial Markets Group Discussion Paper No. 433, London School of Economics.

[33] Tanboon, S., S. Piamchol, T. Ruenbanterng, and P. Pongpaichet (2009), "Impacts of Financial Factors on Thailand's Business Cycle Fluctuations" Bank of Thailand Discussion Paper DP/07/2009.

[34] Tanboon, S. (2008), "The Bank of Thailand Structural Model for Policy Analysis." Bank of Thailand Discussion Paper DP/12/2008.

[35] Townsend, R. (1979), "Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification." Staff Report 45, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

[36] Villaverde, J. (2010), "The Econometrics of DSGE Models." Springer series 1:3-49.

[37] Villaverde, J. (2007), "Estimating Macroeconomic Models: A likelihood Approach." Review of Economic Studies 74: 1059-1087.

Chart 1a: Prior and Posterior Distributions of Parameters

Parameters	Notation	Prior distribution	Prior mean	Posterior mode
Inverse of Frisch elasticity	η	Normal	3.33	3.4642
Responsiveness of policy rule to inflation	κ_π	Normal	1.50	1.6367
Responsiveness of policy rule to output growth	κ_y	Normal	1.00	1.2960
Price markup	μ	Normal	1.20	1.2006
Scaling factor for labor disutility	φ_L	Normal	1.00	1.2626
Elasticity of external finance premium to firm's leverage	ν	Normal	8.52	8.3936
Habit formation in consumption	χ	Normal	0.85	0.8341
Policy interest rate smoothness	ρ_r	Normal	0.85	0.8506
Capital adjustment cost	ξ_K	Normal	2.00	5.6533
Price adjustment cost	ξ_P	Normal	5.00	8.1616
Probability of firms surviving	ζ	Normal	0.97	0.9412
Shock volatility				
Technology shock	$\sigma(\varepsilon_A)$	Inverse gamma	0.01	0.0072
Net worth shock	$\sigma(\varepsilon_N)$	Inverse gamma	0.01	0.0076
Cost-push shock	$\sigma(\varepsilon_P)$	Inverse gamma	0.01	0.0115
Policy interest rate shock	$\sigma(\varepsilon_R)$	Inverse gamma	0.01	0.0109

Parameters	Notation	Prior distribution	Prior std	Posterior std
Inverse of Frisch elasticity	η	Normal	2.00	1.7846
Responsiveness of policy rule to inflation	κ_π	Normal	1.00	0.8963
Responsiveness of policy rule to output growth	κ_{dy}	Normal	1.00	0.7814
Price markup	μ	Normal	0.05	0.0491
Scaling factor for labor disutility	φ_L	Normal	1.00	0.7689
Elasticity of external finance premium to firm's leverage	ν	Normal	1.00	0.8610
Habit formation in consumption	χ	Normal	0.10	0.0904
Policy interest rate smoothness	ρ_r	Normal	0.05	0.0490
Capital adjustment cost	ξ_K	Normal	10.00	8.8455
Price adjustment cost	ξ_P	Normal	10.00	8.2446
Probability of firms surviving	ζ	Normal	0.05	0.0339
Variance parameters				
Technology shock	$\sigma(\varepsilon_A)$	Inverse gamma	Inf	0.0055
Net worth shock	$\sigma(\varepsilon_N)$	Inverse gamma	Inf	0.0055
Cost-push shock	$\sigma(\varepsilon_P)$	Inverse gamma	Inf	0.0126
Policy interest rate shock	$\sigma(\varepsilon_R)$	Inverse gamma	Inf	0.0105

Chart 1b: Prior and Posterior Distributions of Parameters

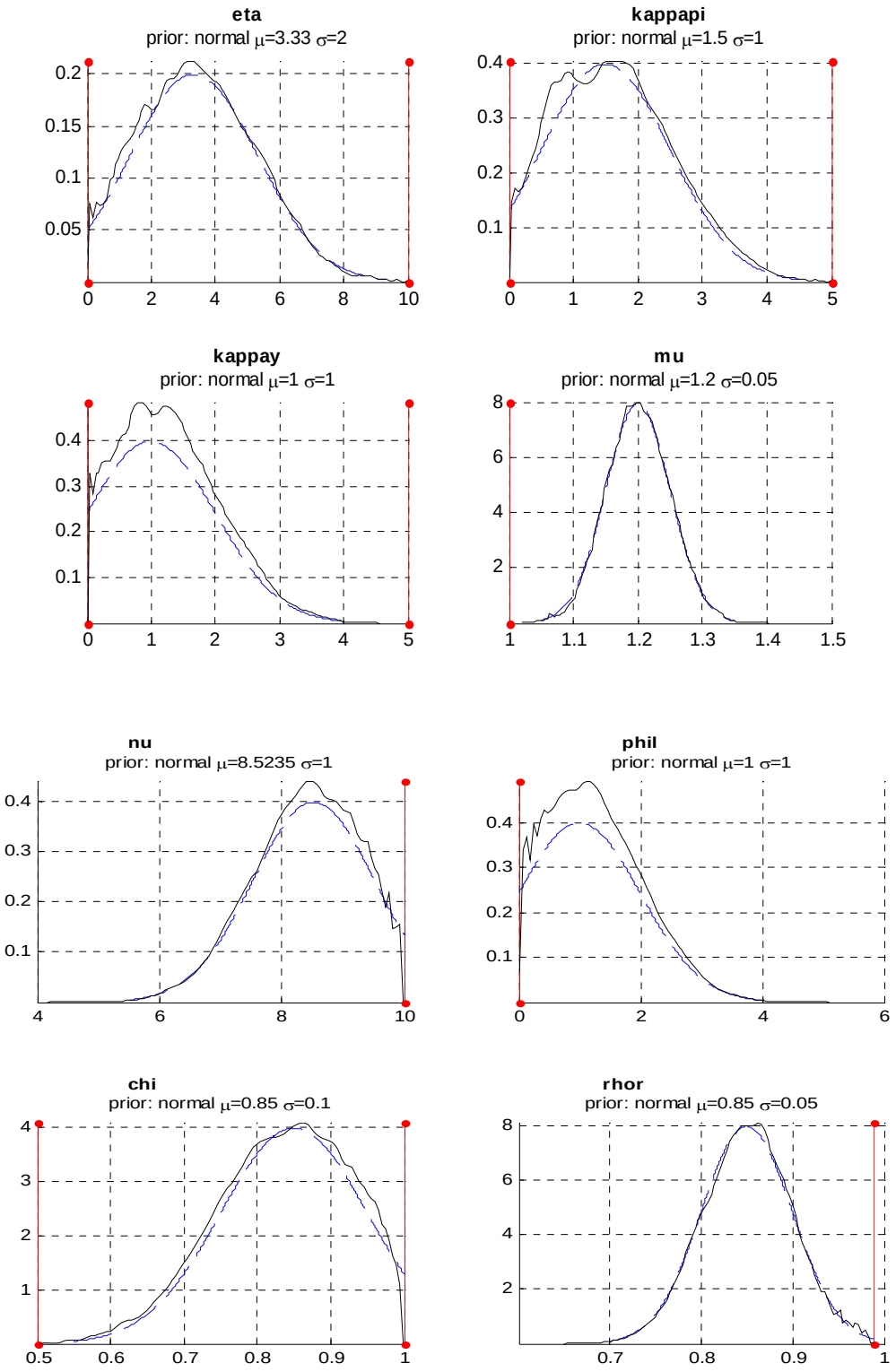


Chart 1b: Prior and Posterior Distributions of Parameters (continued)

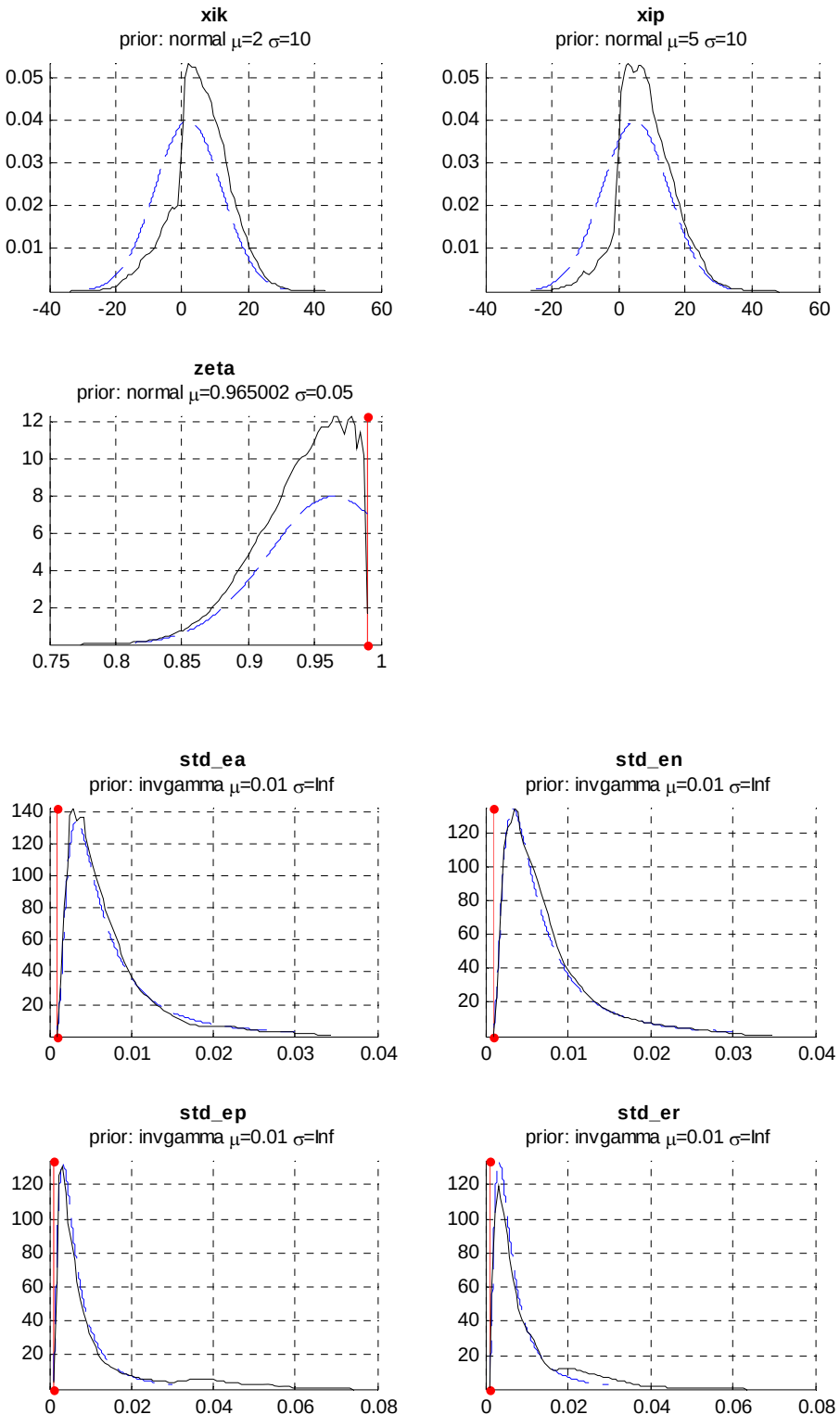


Chart 2: No financial accelerator vs. financial accelerator

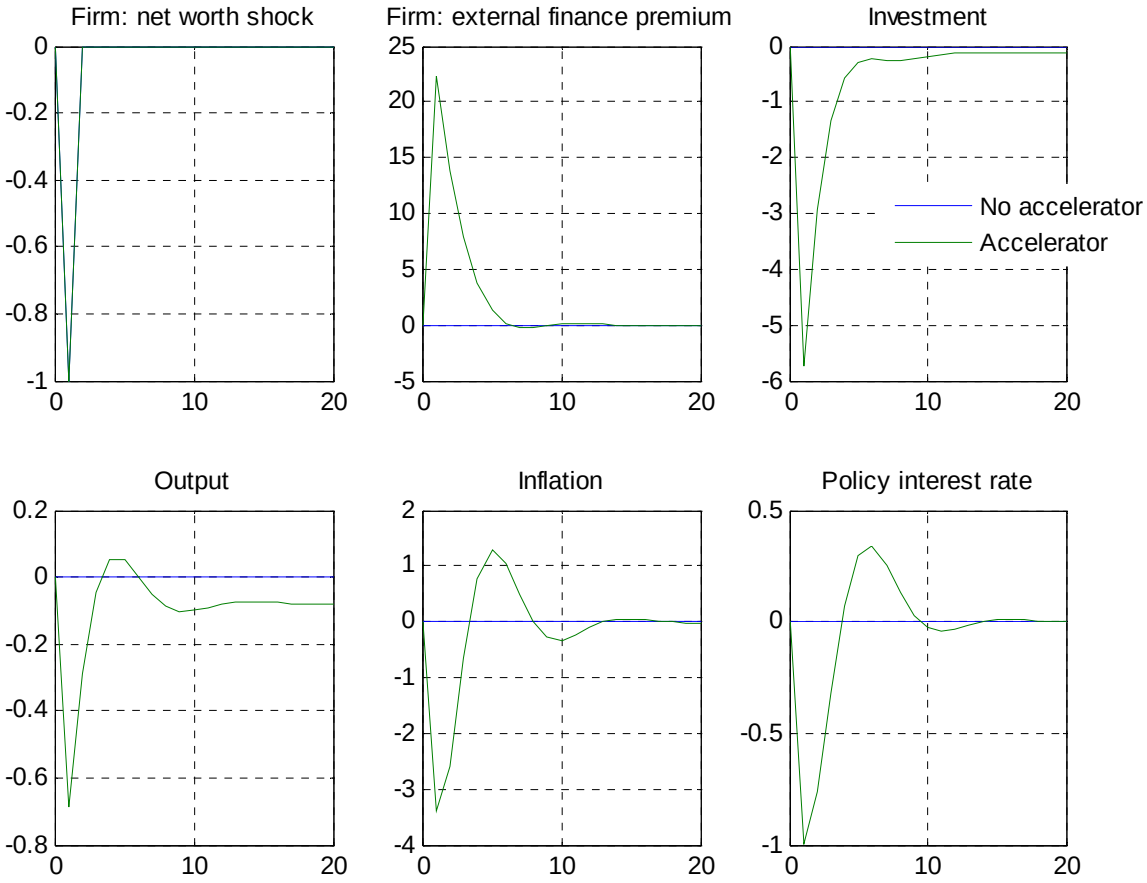


Chart 3: Calibrated vs. estimated model: net worth shock

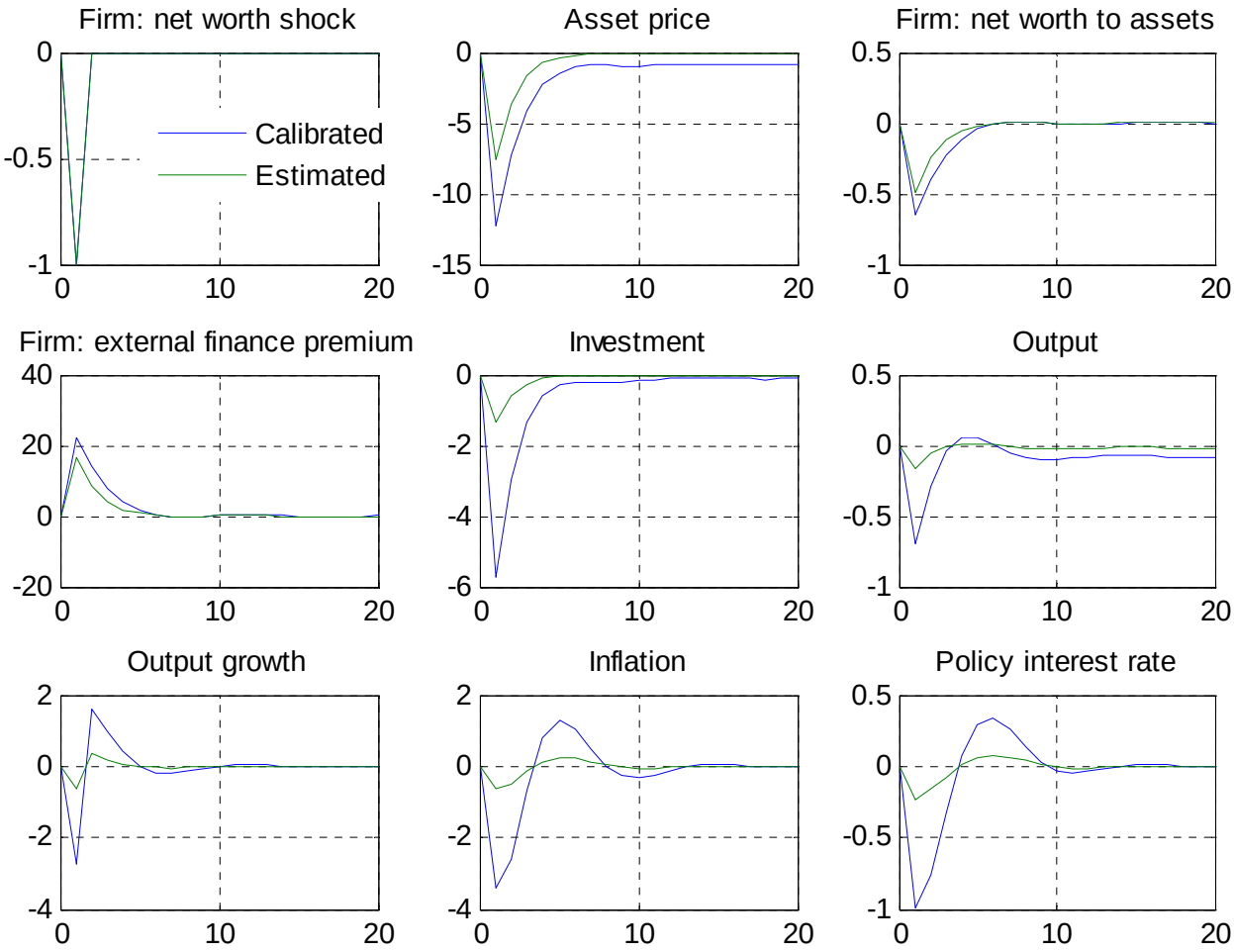
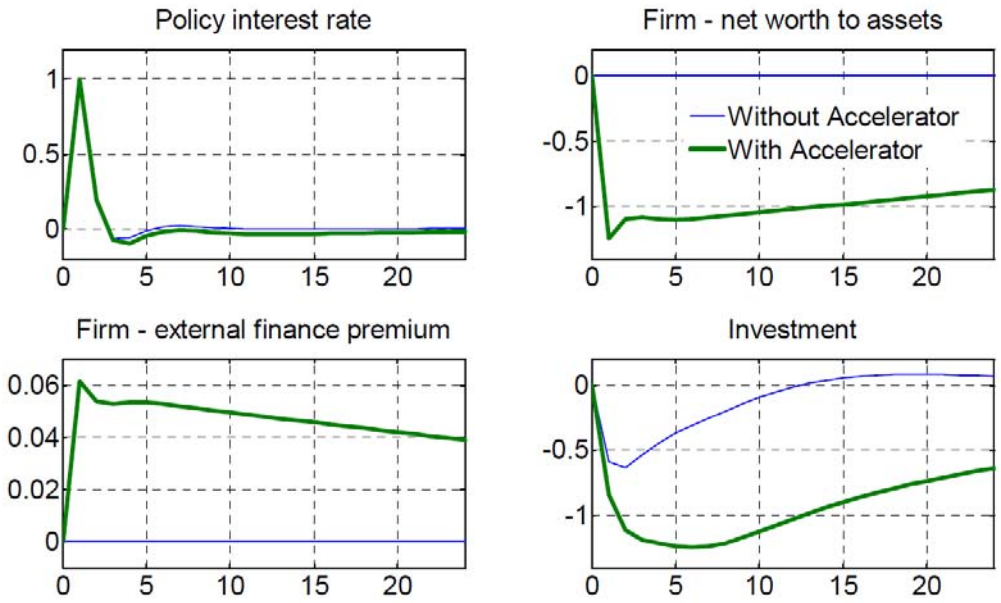
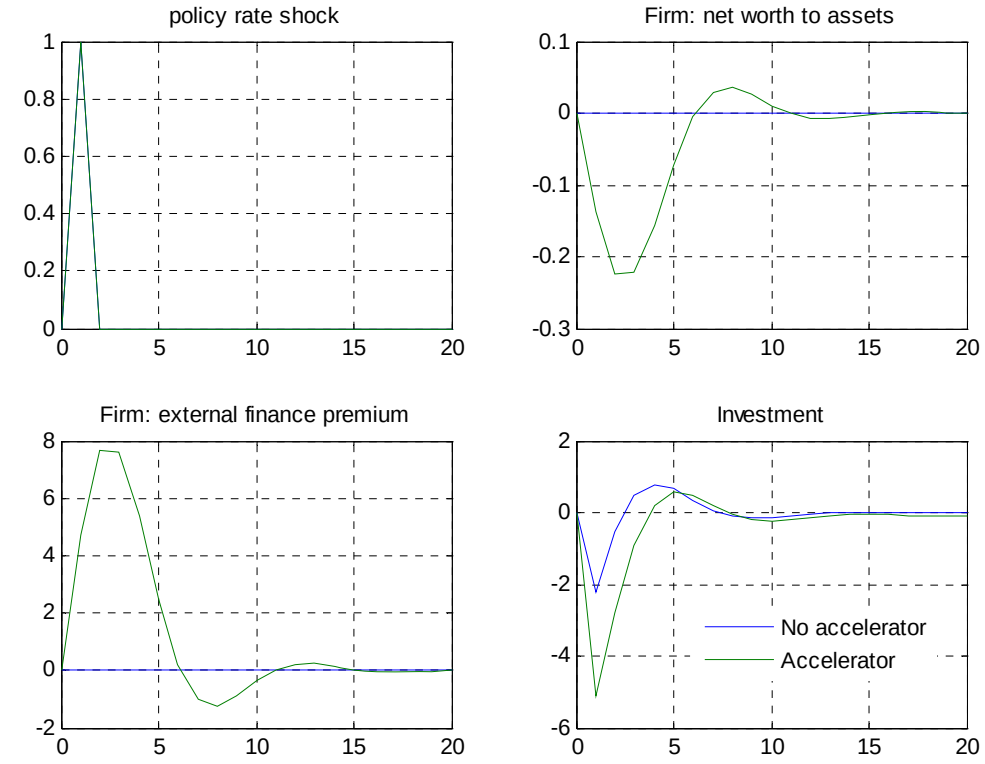


Chart 4: Comparison with previous study

Tanboon et al. (2009)



This paper



ภาคผนวก

บทความสำหรับการเผยแพร่

ในการกำหนดนโยบายเศรษฐกิจ หน่วยงานของรัฐจำเป็นที่จะต้องมีแบบจำลองเศรษฐกิจเพื่อใช้เป็นเครื่องมือในการทดสอบผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงปัจจัยต่างๆ ที่มีต่อระบบเศรษฐกิจ การมีแบบจำลองที่เหมาะสมและสอดคล้องกับความเป็นจริงของระบบเศรษฐกิจในประเทศนั้นๆ จึงมีความสำคัญเป็นอย่างยิ่ง แบบจำลอง Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) เป็นแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคที่ได้รับการพัฒนาขึ้นโดยเริ่มจากการอธิบายพฤติกรรมของหน่วยต่าง ๆ ทางเศรษฐกิจ (eonomic agents) ด้วยพื้นฐานทฤษฎีเศรษฐศาสตร์จุลภาค (microeonomic foundation) อย่างเป็นระบบและครบถ้วน โดยเฉพาะอย่างยิ่งการคำนึงถึงการคาดการณ์ (expectation) ของหน่วยต่าง ๆ ทางเศรษฐกิจที่อาจส่งผลต่อภาวะเศรษฐกิจโดยรวม แบบจำลองลักษณะนี้จึงน่าจะทำให้การกำหนดนโยบายทางเศรษฐกิจสอดคล้องกับพฤติกรรมของบุคคล/หน่วยงานต่าง ๆ ในระบบเศรษฐกิจมากขึ้น โดยผู้กำหนดนโยบายสามารถใช้แบบจำลองลักษณะนี้ในการประมาณการเชิงปริมาณ (quantitative estimates) ผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงปัจจัยต่างๆ เพื่อประกอบในการตัดสินใจเลือกเครื่องมือทางนโยบาย (policy instruments) และขนาดของการแทรกแซงที่เหมาะสม ยกตัวอย่างเช่นการตัดสินใจลดอัตราดอกเบี้ยทางนโยบายเพื่อกระตุ้นเศรษฐกิจหลังเกิดการเปลี่ยนแปลงทางเศรษฐกิจที่อยู่นอกเหนือความคาดหมาย (shocks) เช่นภาวะน้ำท่วมที่ส่งผลลบต่อสถานะทางการเงิน (net worth) ของภาคการผลิต ผู้กำหนดนโยบายจำเป็นต้องทราบว่าสถานะทางการเงินที่แย่ลงของภาคการผลิตจะส่งผลอย่างไรต่อ การผลิต อัตราเงินเฟ้อ การลงทุน ฯลฯ เพื่อกำหนดขนาดที่เหมาะสมของการลดอัตราดอกเบี้ยนโยบาย

งานวิจัยชิ้นนี้เป็นการต่อยอดงานวิจัยในอดีตที่ธนาคารแห่งประเทศไทยได้ทำการพัฒนาแบบจำลอง DSGE สำหรับประเทศไทยขึ้นโดยคำนึงถึงสถานะทางการเงินของภาคเศรษฐกิจที่แท้จริง (firm's balance sheets) ที่อาจส่งผลต่อการทำงานของระบบเศรษฐกิจผ่านกลไกตัวเร่งทางการเงินหรือ Financial Accelerator Mechanism (ดูตัวอย่างจาก Tanboon et.al. (2009)) แนวความคิดหลักของกลไกนี้คือ การพิจารณาถึงความเป็นจริงของระบบการกู้ยืมเงินระหว่างสถาบันการเงินและธุรกิจในการสร้างแบบจำลอง DSGE ตัวอย่างเช่นอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ของธุรกิจส่วนหนึ่งย่อมขึ้นอยู่กับสถานะของงบดุลของบริษัทนั้นๆ หากสถานะของงบดุลของบริษัทไม่ดี สถาบันการเงินย่อมคิดอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ในอัตราที่สูงเพื่อชดเชยกับความเสี่ยง การที่บริษัทต้องจ่ายดอกเบี้ยสูงย่อมทำให้ฐานะทางการเงินแย่ลง ซึ่งย่อมถูกสะท้อนในงบดุลของบริษัท ต่อมาเมื่อสถาบันการเงินเห็นงบดุลนี้ ย่อมต้องปรับอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ให้สูงยิ่งขึ้นไปอีก ข้อสังเกตนี้ หากเกิดขึ้นจริงในระบบเศรษฐกิจอาจทำให้เกิดวัฏจักรในลักษณะที่จะขยายผลกระทบต่างๆ ในระบบเศรษฐกิจให้มีความรุนแรงมากขึ้น ประสบการณ์ของประเทศไทยและหลายประเทศทั่วโลกในช่วงวิกฤต subprime ที่ผ่านมาย่อมเป็นตัวอย่างให้เห็นความสำคัญของวัฏจักรนี้ได้เป็นอย่างดี การมีแบบจำลองที่คำนึงถึงปัจจัยในข้อนี้จึงมีความจำเป็นเป็นอย่างยิ่งในการที่รัฐจะสามารถกำหนดนโยบายเพื่อหยุดวัฏจักรนี้ โดยนโยบายนั้นๆ ต้องมีทิศทางและขนาดที่เหมาะสมเพื่อที่จะสามารถระงับการเกิดขึ้นของกลไกนี้ได้ อย่างไรก็ดี แม้ว่างานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับกลไกตัวเร่งทางการเงินเหล่านี้จะสะท้อนถึงความเข้าใจในทางทฤษฎีที่ค่อนข้างชัดเจน แต่งานวิจัยที่สามารถนำแนวความคิดดังกล่าวมาทดสอบโดยใช้ข้อมูลจริงในระบบเศรษฐกิจยังมีค่อนข้างจำกัด ทั้งนี้

โดยเฉพาะอย่างยิ่ง การประมาณค่า parameter ต่าง ๆ (parameter estimation) ในแบบจำลองโดยใช้ข้อมูลจริง แล้วทำการวิเคราะห์ขนาดและความสำคัญของกลไกนี้ที่มีต่อเศรษฐกิจยังมีค่อนข้างน้อย ในปัจจุบันการประมาณค่า parameter ต่างๆ ในแบบจำลอง DSGE มักจะได้จากการศึกษาจากงานทางเศรษฐศาสตร์จุลภาคอื่น ๆ ที่เกี่ยวข้อง (ได้จากการ calibration) โดยไม่ได้ทำการประมาณค่าจากข้อมูลจริงดังกล่าวข้างต้น

ในงานวิจัยชิ้นนี้ คณะผู้วิจัยได้ทำการประมาณค่า parameters ต่างๆ ในแบบจำลอง โดยใช้ข้อมูลจริงของบริษัทต่างๆ ในประเทศไทย ทั้งนี้ระเบียบวิธี (methodology) หลักที่เราใช้คือ Bayesian estimation (Metropolis-Hastings algorithm) หลังจากที่เราได้ค่าประมาณของตัวแปรต่าง ๆ ในแบบจำลองแล้ว เราได้ทำการประมาณการเชิงปริมาณ (quantitative estimates) เพื่อศึกษาพลวัตร (dynamics) ของผลกระทบต่อเศรษฐกิจจากการเปลี่ยนแปลงปัจจัยต่างๆที่อยู่นอกเหนือความคาดหมาย (shocks)

จากผลการศึกษา คณะผู้วิจัยพบว่าการใช้วิธี Bayesian ซึ่งทำให้เราสามารถใช้ความเชื่อเดิม (prior) ของเราเกี่ยวกับค่า parameters ต่างๆ มาผนวกเข้ากับผลของการใช้ข้อมูลจริงในการประมาณค่า ส่งผลอย่างมีนัยสำคัญต่อค่าประมารการของ parameters ที่ได้ การใช้ข้อมูลจริงมาช่วยในการประมาณค่าทำให้ผลของการประมาณการ (estimates) มีความแตกต่างไปจากความเชื่อเดิมของผู้วิจัยซึ่งแสดงว่าข้อมูลจริงสามารถสะท้อนค่าที่ควรจะเป็นของ parameters ต่างๆ ได้ (informative) ในบางกรณีค่าประมาณการที่ได้จะมีความแตกต่างจากค่าทั่วไปที่มักใช้กัน (ค่าที่ได้จากการ calibration) อย่างมีนัยสำคัญ ทั้งในแง่ของค่าฐานนิยม (Mode) และความเที่ยงตรง (precision) โดยเราพบว่าการใช้ข้อมูลจริงในการประมาณค่าตัวแปรโดยวิธีการ Bayesian estimation จะทำให้ได้ค่าประมาณการที่มีความเที่ยงตรงสูงขึ้น (มีค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานลดลง) นอกจากนี้การใช้ค่า parameters ที่ได้จากการประมาณค่า (estimation) ยังส่งผลต่อพลวัตรทางเศรษฐกิจในลักษณะที่แตกต่างจากการใช้ค่า parameters ที่ได้จากการ calibration โดยเมื่อระบบเศรษฐกิจถูกกระทบจากการเปลี่ยนแปลงที่อยู่นอกเหนือความคาดหมาย (shocks) การเปลี่ยนแปลงทางเศรษฐกิจมหภาคเช่น การผลิต การลงทุน ฯลฯ จะเกิดขึ้นไม่มากเหมือนกับกรณีที่ใช้ค่า parameters จากการ calibration นอกจากนี้พลวัตรทางเศรษฐกิจยังมีการผันผวน (fluctuation) น้อยกว่า และสามารถกลับเข้าสู่สถานะเดิมที่สมดุล (steady states) ได้เร็วกว่ากรณีการใช้ parameters จากการ calibration สุดท้ายคณะผู้วิจัยพบว่าค่า parameter ที่สะท้อนความไว (sensitivity) ของส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยเงินกู้จากภายนอกกับการระดมทุนจากภายใน (external finance premiums) มีค่าเป็นบวกอย่างมีนัยสำคัญ ซึ่งสะท้อนว่ากลไกตัวเร่งทางการเงินน่าจะมีอยู่จริงในระบบเศรษฐกิจไทยและมีนัยที่บ่งชี้ว่าสถานะทางการเงินของภาคการผลิตโดยเฉพาะสัดส่วนการกู้ยืมเงินต่อทรัพย์สินของบริษัทมีนัยสำคัญต่อการเปลี่ยนแปลงทางเศรษฐกิจ คณะผู้วิจัยคิดว่าข้อค้นพบเหล่านี้มีความสำคัญต่อการกำหนดนโยบายเศรษฐกิจมหภาคเป็นอย่างยิ่ง โดยเฉพาะการเลือกขนาดและทิศทางที่เหมาะสมของเครื่องมือทางนโยบาย (policy instruments) เพื่อแทรกแซงในกรณีที่เกิด shocks ต่าง ๆ ขึ้นกับระบบเศรษฐกิจ