การพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อโดยวิธีเบย์เซียนเวกเตอร์ออโตรีเกรสชั่น เพื่อใช้ในการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อ

นางสาว จรรยพร เรืองประดิษฐ์

วิทยานิพนธ์นี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต
สาขาวิชาเศรษฐศาสตร์
คณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย
ปีการศึกษา 2552

ลิขสิทธิ์ของจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

BAYESIAN VAR THAI INFLATION FORECASTING
FOR THAI MONETARY POLICY RUNNING UNDER INFLATION TARGETING REGIME

Ms. Chanyaporn Ruangpradit

A Thesis Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements
for the Degree of Master of Economics Program in Economics
Faculty of Economics
Chulalongkorn University
Academic Year 2009

Copyright of Chulalongkorn University

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

หัวข้อวิทยานิพนธ์	การพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อโดยวิธีเบย์เซียนเวกเตอร์ออโตรีเกรสชั่น เพื่อใช้ในการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อ
โดย	นางสาวจรรยพร เรืองประดิษฐ์
สาขาวิชา	เศรษฐศาสตร์
อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก	รองศาสตราจารย์ ดร.พงศา พรชัยวิเศษกุล

คณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย อนุมัติให้นับวิทยานิพนธ์ฉบับนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญามหาบัณฑิต

..... คณบดีคณะเศรษฐศาสตร์

(ศาสตราจารย์ ดร.ตีรณ พงศ์มฆพัฒน์)

คณะกรรมการสอบวิทยานิพนธ์

..... ประธานกรรมการ

(รองศาสตราจารย์ ดร. โสตถิธร มัลลิกะมาส)

..... อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก

(รองศาสตราจารย์ ดร.พงศา พรชัยวิเศษกุล)

..... กรรมการ

(อาจารย์ ดร. ธนะพงษ์ โพธิปิติ)

..... กรรมการภายนอกมหาวิทยาลัย

(ดร.อัศวิน อาฮูยา)

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

จรรยพร เรืองประดิษฐ์ : การพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อโดยวิธีเบย์เซียนเวกเตอร์ออโตรีเกรสชั่น เพื่อใช้ในการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อ. (BAYESIAN VAR THAI INFLATION FORECASTING FOR THAI MONETARY POLICY RUNNING UNDER INFLATION TARGETING REGIME) อ.ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก : รศ.ดร.พงศา พรชัยวิเศษกุล, 146 หน้า.

วิทยานิพนธ์ฉบับนี้มีวัตถุประสงค์ คือ เปรียบเทียบประสิทธิภาพในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานของระบบเศรษฐกิจไทยระหว่างวิธีเบย์เซียนเวกเตอร์ออโตรีเกรสชั่นและวิธีเวกเตอร์ออโตรีเกรสชั่น เพื่อให้ได้มาซึ่งการดำเนินนโยบายการเงินที่ดีที่สุดของธนาคารแห่งประเทศไทยโดยข้อมูลที่ใช้ในการวิเคราะห์เป็นข้อมูลทุติยภูมิในช่วงไตรมาสที่ 2 ของปี พ.ศ.2540ถึงไตรมาสที่ 2 ของปี พ.ศ.2550 เพื่อเป็นข้อมูลในการสร้างแบบจำลองเพื่อสร้างค่าคาดการณ์ไปข้างหน้า 8 ไตรมาส และได้ใช้ข้อมูลทุติยภูมิในช่วงไตรมาสที่ 3 ของปี พ.ศ.2550 ถึง ไตรมาสที่ 2 ของปี พ.ศ.2552 เพื่อทำการทดสอบประสิทธิภาพในการพยากรณ์ระหว่างแบบจำลองที่ได้จากการประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีเบย์เซียนเวกเตอร์ออโตรีเกรสชั่นและแบบจำลองที่ได้จากการประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีเวกเตอร์ออโตรีเกรสชั่น

ผลการศึกษาสรุปได้ว่า การประมาณค่าพารามิเตอร์แบบเบย์เซียนเวกเตอร์ออโตรีเกรสชั่นนั้นจะให้ค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient ที่ต่ำกว่าการประมาณค่าพารามิเตอร์แบบเวกเตอร์ออโตรีเกรสชั่นเพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน ดังนั้นหากผู้ดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อของระบบเศรษฐกิจไทยได้มีการนำเอาวิธีการประมาณค่าพารามิเตอร์แบบเบย์เซียนเวกเตอร์ออโตรีเกรสชั่นมาใช้เพื่อสร้างค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานคาดการณ์เพื่อใช้ในการดำเนินนโยบายการเงิน การดำเนินนโยบายการเงินนั้นก็จะเป็นการดำเนินนโยบายการเงินที่ดีที่สุด

สาขาวิชา .....เศรษฐศาสตร์.....ลายมือชื่อนิสิต.....จรรยพร.....

ปีการศึกษา.....2552.....ลายมือชื่ออ.ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก.....

5085157329 : MAJOR ECONOMICS

KEYWORDS: BAYESIAN VAR/ BAYESIAN FAN CHARTS/ INFLATION FORECASTING

CHANYAPORN RUANGPRADIT : BAYESIAN VAR THAI INFLATION FORECASTING FOR THAI MONETARY POLICY RUNNING UNDER INFLATION TARGETING REGIME. THESIS ADVISOR : ASSOC.PROF. PONGSA PORNCHAIWISESKUL, Ph.D., 146 pp.

The objective of this thesis is to compare the forecasting efficiency of Thai core inflation between the model estimated by the Bayesian VAR method and the model estimated by the VAR method. A higher efficiency model will lead to the optimal monetary policy running of Thailand. This analysis uses data from the 2nd quarter of 1997 to the 2nd quarter of 2007 in the forecasting process, and uses data from the 3rd quarter of 2007 to the 2nd quarter of 2009 in measuring the efficiency of forecasting process.

The result indicates that the Bayesian VAR model gives the lower Root Mean Squared Error and the lower Theil Inequality Coefficient values than the VAR model. Hence, the Bayesian VAR model will be very useful for Thai Monetary authority to construct the forecasting values of Thai core inflation. These forecasted values will benefit to Thai Central Bank to determine about the future state of Thai core inflation, eventually, Thai Central bank will choose to operate the best policy choice. This best policy choice will lead to a higher stability of Thai core inflation which is the first priority of Thai monetary policy running.

Field of Study : .....Economics.....Student's Signature :.....

Academic Year :.....2009..... Advisor's Signature :.....

กิตติกรรมประกาศ

วิทยานิพนธ์ฉบับนี้สำเร็จลุล่วงด้วยดี โดยความช่วยเหลือของรองศาสตราจารย์ ดร. พงศา พรชัยวิเศษกุล อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ ซึ่งอาจารย์ได้ประสิทธิ์ประสาทวิชาความรู้ทางเศรษฐมิติ และได้กรุณาสละเวลาอันมีค่าในการให้คำปรึกษาและข้อคิดเห็นต่างๆ ตลอดจนตรวจแก้ไขวิทยานิพนธ์ให้มีความสมบูรณ์ นอกจากนี้ผู้เขียนยังได้รับความกรุณาจาก รองศาสตราจารย์ ดร. โสตถิธร มัลลิกะมาส ประธานกรรมการสอบวิทยานิพนธ์ อาจารย์ ดร. ธนะพงษ์ โพธิปิติ กรรมการสอบวิทยานิพนธ์ และดร. อัศวิน อาฮูยา กรรมการสอบวิทยานิพนธ์ ผู้ทรงคุณวุฒิภายนอก ที่ได้ให้คำแนะนำต่างๆ ตลอดจนข้อเสนอแนะและข้อคิดเห็นต่างๆที่เป็นประโยชน์ต่อการแก้ไขปรับปรุงวิทยานิพนธ์ฉบับนี้ให้สมบูรณ์ยิ่งขึ้น ผู้เขียนขอขอบพระคุณท่านอาจารย์ทุกท่านเป็นอย่างยิ่ง

นอกจากนี้แล้วผู้เขียนขอขอบพระคุณ ศาสตราจารย์ ดร. ตีรณ พงศ์มฆพัฒน์และอาจารย์ ดร. พงศ์ศักดิ์ เหลืองอร่าม ซึ่งอาจารย์ทั้งสองท่านได้ประสิทธิ์ประสาทวิชาความรู้ทางเศรษฐศาสตร์มหภาคและเศรษฐศาสตร์การเงินแก่ผู้เขียน

ผู้เขียนขอขอบพระคุณ บิดา มารดา และเพื่อนๆที่หลักสูตรเศรษฐศาสตร์มหาบัณฑิต จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัยที่ให้ความช่วยเหลือ ให้คำแนะนำ และให้กำลังใจมาโดยตลอด จนกระทั่งวิทยานิพนธ์นี้เสร็จสมบูรณ์

คุณประโยชน์ของวิทยานิพนธ์ฉบับนี้ผู้เขียนขอมอบแด่ บิดา มารดา และอาจารย์ทุกท่านที่ได้ประสิทธิ์ประสาทวิชาความรู้แก่ผู้เขียน หากมีข้อผิดพลาดประการใด ผู้เขียนขอน้อมรับไว้แต่เพียงผู้เดียว

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

สารบัญ

หน้า

บทคัดย่อภาษาไทย..... ง

บทคัดย่อภาษาอังกฤษ..... จ

กิตติกรรมประกาศ..... ฉ

สารบัญ..... ช

สารบัญตาราง..... ฎ

สารบัญภาพ.....ณ

บทที่ 1 บทนำ.....1

1.1 ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา.....1

1.2 วัตถุประสงค์ของการวิจัย.....3

1.3 ขอบเขตของการวิจัย.....4

1.4 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ.....4

1.5 วิธีดำเนินการวิจัย.....5

1.6 ลำดับขั้นตอนในการเสนอผลการวิจัย.....6

บทที่ 2 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง.....8

2.1 แนวคิดและทฤษฎี.....8

2.1.1 แนวคิดเกี่ยวกับความสำคัญของการดำเนินนโยบายการเงิน.....8

2.1.2 แนวคิดเกี่ยวกับความสำคัญของการดำเนินนโยบายการเงินเพื่อให้ได้นโยบายการเงินที่ดีที่สุด.....12

2.1.2.1 นโยบายที่มีความสม่ำเสมอ.....14

2.1.2.2 ตัวอย่างกรณีเงินเฟ้อและการว่างงาน.....16

2.1.2.3 การคาดการณ์อย่างมีเหตุผล.....17

2.1.2.4 นโยบายการเงินที่ดีที่สุด.....18

2.1.2.5 โมเดลของการว่างงานและอัตราเงินเฟ้อ.....21
2.1.3 ทฤษฎีที่ใช้ในการศึกษา.....23
2.1.4 ความสำคัญของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานต่อระบบเศรษฐกิจไทย.....26
2.1.4.1 วัตถุประสงค์ในการจัดทำรายงานแนวโน้มเงินเฟ้อของธนาคารแห่งประเทศไทย.....26
2.1.4.2 หลักการสร้างแผนภาพรูปพัด.....27
2.1.4.3 การสร้างแผนภาพรูปพัดของธนาคารแห่งประเทศไทย.....31
2.1.4.4 การดำเนินนโยบายการเงินของธนาคารแห่งประเทศไทย.....34
2.1.4.5 แบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคที่ธนาคารแห่งประเทศไทยใช้ในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อ.....35
2.2 ความเป็นมาในการนำวิธีพยากรณ์แบบเบย์เซียนเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่นมาใช้ในการวิเคราะห์นโยบาย(policy analysis).....39
2.2.1 เวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น..... 41
2.2.2 วิธีการประมาณแบบเบย์เซียน.....42
บทที่ 3 วิธีดำเนินการวิจัย.....45
3.1 การเก็บรวบรวมข้อมูล..... 46
3.2 การวิเคราะห์ข้อมูล..... 47
3.2.1 การทดสอบคุณสมบัติความนิ่งของข้อมูล(Stationary).....47
3.2.1.1 ขั้นตอนการทดสอบ Unit root test.....48
3.2.2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธี VAR.....52
3.2.3 การสร้างค่าพยากรณ์ด้วยวิธี Box-Jenkins (ARIMA).....53
3.2.4 การวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์โดยการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient.....55
3.2.5 การประมาณค่าแบบ Recursive Bayesian โดยผ่านตัวคัดกรองของกาล์แมน.....56
3.2.5.1 การประมาณค่าแบบ Recursive Bayesian.....56
3.2.5.2 ตัวคัดกรองของกาล์แมน (Kalman filter)..... 56
บทที่ 4 ผลการวิเคราะห์ข้อมูล.....62
4.1 ผลการทดสอบคุณสมบัติความนิ่งของข้อมูล (Stationary).....63

4.2 ผลการหาค่าความล่าช้า(lag)ของแบบจำลอง VAR ที่เหมาะสม.....63
4.3 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของตัวแปรต้น(exogenous variables)ด้วยวิธี
Box-Jenkins (ARIMA).....66
4.3.1 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย
(D(RP)).....66
4.3.2 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยน
ระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ(E(D(FX))).....70
4.3.3 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ
(E(D(DUBAI))).....74
4.4 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณ
ด้วยวิธี VAR โดยการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า
Theil Inequality Coefficient.....87
4.4.1 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่ได้จาก
ตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี VAR โดยการคำนวณ
ค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient.....87
4.4.2 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต
ที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี VAR โดยการคำนวณ
ค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient.....88
4.5 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของตัวแปรต้น(exogenous variables)ด้วย
วิธี Bayesian ARIMA โดยอาศัยตัวคัดกรองของกาล์แมน(Kalman filter).....89
4.5.1 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย
(D(RP)) โดยวิธี Bayesian ARIMA..... 90
4.5.2 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่าง
ไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ (D(FX)) โดยวิธี Bayesian ARIMA..... 94
4.5.3 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของราคาน้ำมันดูไบ
(D(DUBAI)) โดยวิธี Bayesian ARIMA.....98
4.5.4 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกผลต่างของ
ผลผลิต(D(LNGDPGAP)) โดยวิธี Bayesian ARIMA.....105

4.5.5 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (D(CORE_INFLATION)) โดยวิธี Bayesian ARIMA……..111
4.6 ผลการสร้างการสร้างแบบจำลอง Bayesian VAR โดยอาศัยตัวคัดกรองของกาล์แมน(Kalman filter)……..115
4.6.1 ผลการสร้างการสร้างแบบจำลอง Bayesian VAR เพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (D(CORE_INFLATION))..115
4.6.2 ผลการสร้างการสร้างแบบจำลอง Bayesian VAR เพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (CORE_INFLATION)……121
4.6.3 ผลการสร้างการสร้างแบบจำลอง Bayesian VAR เพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต (D(LN GDP GAP))...123
4.6.4 ผลการสร้างการสร้างแบบจำลอง Bayesian VAR เพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต (LN GDP GAP)……128
4.7 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี Bayesian VAR โดยการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient……..130
4.7.1 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี Bayesian VAR โดยการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient……..130
4.7.2 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี Bayesian VAR โดยการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient……131
4.8 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ระหว่างวิธี VAR และ Bayesian VAR ด้วยค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient…… 132
4.8.1 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานระหว่างวิธี VAR และ Bayesian VAR…….. 132
4.8.1.1 การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยค่า Root Mean Squared Error……...132

4.8.1.2 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยค่า Theil Inequality Coefficient...134
4.8.2 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตระหว่างวิธี VAR และ Bayesian VAR..... 136
4.8.2.1 การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตด้วยค่า Root Mean Squared Error.....136
4.8.2.2 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างผลผลิตด้วยค่า Theil Inequality Coefficient.....138
บทที่ 5 สรุปผลการวิจัย อภิปรายผล และข้อเสนอแนะ.....140
5.1 สรุปผลการวิจัย.....140
5.2 ข้อเสนอแนะเชิงนโยบาย.....140
5.3 ข้อเสนอแนะเพื่อการศึกษาต่อ.....141
รายการอ้างอิง.....142
ประวัติผู้เขียนวิทยานิพนธ์.....146

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

สารบัญตาราง

หน้า

ตารางที่ 4.1 ผลการหาค่าความล่าช้าของแบบจำลอง VAR ที่เหมาะสม……..63
ตารางที่ 4.2 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์และการหาค่าความล่าช้าที่เหมาะสมด้วยวิธี VAR.65
ตารางที่ 4.3 ผลการทดสอบ unit root ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย……67
ตารางที่ 4.4 การประมาณค่าเพื่อหารูปแบบ ARIMA(p,d,q) ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย……68
ตารางที่ 4.5 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายที่พยากรณ์ได้จากวิธี ARIMA (p,d,q)……69
ตารางที่ 4.6 ผลการทดสอบ unit root ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ……71
ตารางที่ 4.7 การประมาณค่าเพื่อหารูปแบบ ARIMA(p,d,q) ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ……72
ตารางที่ 4.8 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐที่พยากรณ์ได้จากวิธี ARIMA (p,d,q)……73
ตารางที่ 4.9 ผลการทดสอบ unit root ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของราคาน้ำมันดูไบ…...75
ตารางที่ 4.10 การประมาณค่าเพื่อหารูปแบบ ARIMA(p,d,q) ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ..... 76
ตารางที่ 4.11 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบที่พยากรณ์ได้จากวิธี ARIMA (p,d,q)……77
ตารางที่ 4.12 เงื่อนไขในการจำลองแบบเพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตโดยวิธี VAR……..79

ตารางที่ 4.13 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR.....79
ตารางที่ 4.14 ค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR.....82
ตารางที่ 4.15 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR.....83
ตารางที่ 4.16 ค่าคาดการณ์ของค่าล็อกผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR.....86
ตารางที่ 4.17 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี VAR.....88
ตารางที่ 4.18 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี VAR.....89
ตารางที่ 4.19 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบายด้วยวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q).....92
ตารางที่ 4.20 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q).....93
ตารางที่ 4.21 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ ด้วยวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q).....96
ตารางที่ 4.22 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q).....97
ตารางที่ 4.23 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของราคาน้ำมันดูไบด้วยวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q).....100
ตารางที่ 4.24 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ ที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q)..... ..101
ตารางที่ 4.25 ผลการทดสอบ unit root ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของผลต่างของผลผลิต.....103

ตารางที่ 4.26 การประมาณค่าเพื่อหารูปแบบ ARIMA(p,d,q) ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของผลต่างของผลผลิต.....104
ตารางที่ 4.27 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกผลต่างของผลผลิตด้วยวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q).....106
ตารางที่ 4.28 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q).....107
ตารางที่ 4.29 ผลการทดสอบ unit root ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน.....110
ตารางที่ 4.30 การประมาณค่าเพื่อหารูปแบบ ARIMA(p,d,q) ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน..... 111
ตารางที่ 4.31 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q).....112
ตารางที่ 4.32 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q).....113
ตารางที่ 4.33 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยวิธี Bayesian VAR..... 117
ตารางที่ 4.34 เงื่อนไขในการจำลองแบบเพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตโดยวิธี Bayesian VAR.....119
ตารางที่ 4.35 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR.....120
ตารางที่ 4.36 ค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR.....122
ตารางที่ 4.37 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตด้วยวิธี Bayesian VAR..... 125
ตารางที่ 4.38 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR.....126

ตารางที่ 4.39 ค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR.....129
ตารางที่ 4.40 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี Bayesian VAR..... 131
ตารางที่ 4.41 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี Bayesian VAR..... 132
ตารางที่ 4.42 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยค่า Root Mean Squared Error.....133
ตารางที่ 4.43 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยค่า Theil Inequality Coefficient..... . 135
ตารางที่ 4.44 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่า ล็อกของผลต่างของผลผลิตด้วยค่า Root Mean Squared Error.....137
ตารางที่ 4.45 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่า ล็อกของผลต่างผลผลิตด้วยค่า Theil Inequality Coefficient.....138

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

สารบัญภาพ

หน้า

ภาพที่ 2.1 แนวความคิดแบบเศรษฐศาสตร์สำนักคลาสสิกที่เชื่อมั่นใน พลังกลไกของตลาดในการปรับตัวจะได้ว่าราคาจะเป็นตัวปรับสมดุลของตลาด.....9
ภาพที่ 2.2 แนวความคิดแบบเศรษฐศาสตร์สำนักเคนส์เซียนที่เชื่อว่าในระยะสั้นค่าจ้างแรงงานค่อนข้างที่จะไม่ใคร่ปรับตัวราคา..... 10
ภาพที่ 2.3 ความไม่แน่นอนของตัวแบบในการอธิบายตัวแปรตามได้ไม่ดี..... 11
ภาพที่ 2.4 ความแน่นอนของตัวแบบในการอธิบายตัวแปรตามได้ดี..... 12
ภาพที่ 2.5 ความแตกต่างระหว่างนโยบายที่มีความสม่ำเสมอและนโยบายที่ดีที่สุด.....17
ภาพที่ 2.6 การทำงานของนโยบายการเงิน.....24
ภาพที่ 2.7 การเปรียบการกระจายตัวของฟังก์ชั่นการแจกแจงความน่าจะเป็นของการแจกแจงที่มีลักษณะสมมาตรและการแจกแจงที่มีลักษณะไม่สมมาตร..... 29
ภาพที่ 2.8 การพิจารณาค่าฐานนิยม(Mode)ของการพยากรณ์.....29
ภาพที่ 2.9 การสร้างแผนภาพรูปพัดที่มีลักษณะไม่สมดุล.....32
ภาพที่ 2.10 ความหน่าแน่นของโอกาสที่จะเกิดขึ้นของอัตราเงินคาดการณ์.....33
ภาพที่ 2.11 กระบวนการตัดสินใจในการดำเนินนโยบายการเงินของคณะกรรมการนโยบายการเงิน ธนาคารแห่งประเทศไทย.....36
ภาพที่ 3.1 ขั้นตอนการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี ADF – Test.....50
ภาพที่ 4.1 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายที่พยากรณ์ได้จากวิธี ARIMA (p,d,q)และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย.....70
ภาพที่ 4.2 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐที่พยากรณ์ได้จากวิธี ARIMA (p,d,q)และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ..... 74

ภาพที่ 4.3 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบที่พยากรณ์ได้จากวิธี ARIMA (p,d,q)และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ.....78
ภาพที่ 4.4 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน.....81
ภาพที่ 4.5 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน..... 83
ภาพที่ 4.6 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต..... 85
ภาพที่ 4.7 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต.....87
ภาพที่ 4.8 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q) , วิธี ARIMA (p,d,q) และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย.....94
ภาพที่ 4.9 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q) , วิธี ARIMA (p,d,q) และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ..... 98
ภาพที่ 4.10 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q) , วิธี ARIMA (p,d,q) และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ.....102
ภาพที่ 4.11 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q), วิธี ARIMA (p,d,q) และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิต.....109

ภาพที่ 4.12 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q), วิธี ARIMA (p,d,q) และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน.....115
ภาพที่ 4.13 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR , วิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน.....121
ภาพที่ 4.14 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR , วิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน..... 123
ภาพที่ 4.15 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR , วิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต..... 128
ภาพที่ 4.16 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR , วิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต.....130
ภาพที่ 4.17 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยค่า Root Mean Squared Error..... 134
ภาพที่ 4.18 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยค่า Theil Inequality Coefficient.....136
ภาพที่ 4.19 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตด้วยค่า Root Mean Squared Error.....138
ภาพที่ 4.20 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างผลผลิตด้วยค่า Theil Inequality Coefficient..... 139

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

บทที่ 1

บทนำ

1.1 ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา

เป็นที่ทราบกันดีว่าเป้าหมายในการดำเนินงานของธนาคารกลางนั้นคือ การรักษาเสถียรภาพทางเศรษฐกิจหรือการรักษาเสถียรภาพของอรรถประโยชน์ในการบริโภคของประชากร(ตัวแทน(agents))ในระบบเศรษฐกิจที่ตนรับผิดชอบอยู่นั้นมีเสถียรภาพในความกินดีอยู่ดี กล่าวคือมีเสถียรภาพในอรรถประโยชน์จากการบริโภคนั่นเอง(Walsh,2003) จึงไม่น่าแปลกใจเลยว่าเหตุใดเป้าหมายในการดำเนินงานของธนาคารกลางในบางประเทศจึงมีเป้าหมายเพื่อรักษาเสถียรภาพทางราคาหรือเพื่อรักษาเสถียรภาพของอัตราการว่างงาน ส่วนเป้าหมายเพื่อรักษาเสถียรภาพทางราคานั้นสามารถแบ่งออกได้เป็นเป้าหมายเพื่อรักษาเสถียรภาพทางด้านอัตราแลกเปลี่ยน(exchange rate targeting)หรือเป้าหมายเพื่อรักษาเสถียรภาพทางด้านอัตราเงินเฟ้อ(inflation rate targeting)(Eichengreen ,2002) ไม่ว่าเป้าหมายของการดำเนินงานของธนาคารกลางนั้นจะเป็นเพื่อเพื่อรักษาเสถียรภาพทางราคาหรือเพื่อรักษาเสถียรภาพของอัตราการว่างงานก็ตาม การดำเนินงานของธนาคารกลางนั้นก็มาจากใจความสำคัญที่ว่าการดำเนินงานของธนาคารกลางนั้นก็เพื่อรักษาเสถียรภาพของปากท้องของประชาชนที่อยู่ในระบบเศรษฐกิจที่ธนาคารกลางนั้นๆดำเนินงานอยู่นั่นเอง สำหรับระบบเศรษฐกิจไทยนั้นธนาคารแห่งประเทศไทยนั้นได้มีการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อมาตั้งแต่วันที่23 พฤษภาคม 2543 เรื่อยมาจนถึงปัจจุบันเนื่องจากธนาคารแห่งประเทศไทยได้พิจารณาปัจจัยต่างๆในระบบการเงิน ทั้งปัจจุบันและในอนาคตแล้วเห็นว่า การใช้ปริมาณเงินเป็นเป้าหมายจะมีประสิทธิผลน้อยกว่าการใช้เงินเฟ้อเป็นเป้าหมายเนื่องจากความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณเงินและการขยายตัวทางเศรษฐกิจตั้งแต่ช่วงวิกฤตเศรษฐกิจเป็นต้นมาไม่มีเสถียรภาพ ดังนั้นเมื่อประเทศไทยออกจากโปรแกรมกองทุนการเงินระหว่างประเทศ ธนาคารแห่งประเทศไทยจำเป็นต้องมีการกำหนดสมอนโยบาย(policy anchor)ใหม่ที่เหมาะสมสำหรับประเทศและเห็นว่ากรอบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อ(Inflation Targeting)น่าจะเหมาะสมในการสร้างความน่าเชื่อถือของธนาคารกลางและนโยบายการเงินอีกครั้ง การดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อจะกระทำโดยการส่งผ่านอัตราดอกเบี้ยในนาม(nominal interest rate)ไปยังอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง(real interest rate)โดยความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยในนามและอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงนั้นจะดูได้จากสมการฟิชเชอร์(Fisher equation)(ตีรณ พงศ์มฆพัฒน์, 2548: 86) หลังจาก

นั้นอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงจะเป็นปัจจัยที่ผลักดันให้กิจกรรมทางเศรษฐกิจนั้นฟื้นฟูหรือชะลอตัวได้ ก็แล้วแต่จุดประสงค์ของธนาคารกลางว่าต้องการให้อัตราดอกเบี้ยในนามนั้นส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงนั้นมีค่ามีหรือน้อย หากธนาคารกลางนั้นคาดการณ์ว่าสถานะของระบบเศรษฐกิจ (the state of economy)ในอีกสองปีข้างหน้านั้นจะมีเงินเฟ้อเพิ่มสูงขึ้นและสูงมากกว่ากรอบเงินเฟ้อเป้าหมายที่ธนาคารกลางได้ตั้งไว้ธนาคารกลางก็จะปรับอัตราดอกเบี้ยขึ้นเพื่อส่งผลให้บริษัท (firm)นั้นมีต้นทุนในการผลิตที่สูงขึ้น เมื่อบริษัทนั้นมีต้นทุนในการผลิตที่สูงขึ้นก็จะส่งผลให้ผลผลิต (output)นั้นลดลงในอีกหนึ่งปีข้างหน้า ระดับผลผลิตที่ธนาคารกลางนั้นคาดว่าจะลดลงในระดับที่ธนาคารกลางพอใจณ.เวลาในอีกหนึ่งปีข้างหน้านั้นก็จะส่งผลให้อัตราเงินเฟ้อในอีกสองปีข้างหน้านั้นลดลงจากระดับที่ธนาคารกลางคาดการณ์ไว้ว่าจะเกินกรอบเงินเฟ้อเป้าหมายของธนาคารกลางนั้นมาอยู่ในกรอบที่ธนาคารกลางนั้นได้กำหนดเป้าหมายไว้หากไม่มีปัจจัยภายนอกที่กระทบต่อเศรษฐกิจ(Shock) โดยความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงกับส่วนต่างระหว่างผลผลิตณ.ระดับธรรมชาติ(neutral level)และผลผลิตณ.เวลาที่t+1(output gap)นั้นจะสามารถอธิบายได้โดยเส้นแสดงถึงการลงทุนของประเทศ(IS Curves) ซึ่งเป็นเส้นที่แสดงถึงอุปทานของผลผลิต ส่วนความสัมพันธ์ระหว่างอัตราเงินเฟ้อณ.เวลาที่t+2ส่วนต่างระหว่างผลผลิตณ.ระดับธรรมชาติ (neutral level)และผลผลิตณ.เวลาที่t+1นั้นจะสามารถอธิบายได้โดยเส้นโค้งฟิลลิปส์ (Phillips curve) การดำเนินนโยบายการเงินโดยการส่งผ่านจากอัตราดอกเบี้ยในนามที่ธนาคารกลางกำหนดไปยังอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง จากอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงที่จะไปมีผลต่อระดับผลผลิตหรืออุปทานต่อผลผลิตและส่งผ่านไปยังอัตราเงินเฟ้อในอนาคตเช่นนี้นั้นได้ถูกเสนอเป็นแบบแผนโดยศาสตราจารย์ จอห์น บี เทย์เลอร์(John B. Taylor) โดยมีชื่อว่า กฎของเทย์เลอร์ (Taylor's Rule) (Taylor, 1993) โดยกฎของเทย์เลอร์นี้ได้ปรากฏอยู่ในผลงานทางวิชาการของนักเศรษฐศาสตร์การเงินผู้ซึ่งสนใจในสาขาการดำเนินนโยบายการเงินชื่อดังมากมาย หนึ่งในนั้นได้แก่ผลงานของศาสตราจารย์ ลาร์ อีโอ สเวนสัน (Lars E.O. Svensson) โดยงานของ Svensson (1997) นั้นกล่าวว่าในการดำเนินนโยบายการเงินนั้นธนาคารกลางนั้นจำเป็นต้องมีฟังก์ชั่นการสูญเสีย (Loss function)ซึ่งเป็นฟังก์ชั่นที่ธนาคารกลางนั้นให้ความสำคัญระหว่างการดำเนินนโยบายการเงินเพื่อรักษาเสถียรภาพของอัตราเงินเฟ้อและเพื่อรักษาเสถียรภาพของการว่างงาน ในการดำเนินนโยบายการเงินโดยมีเวลาเข้ามาเกี่ยวข้องนั้นธนาคารกลางจะต้องคำนึงถึงกลไก(dynamic)ของระบบเศรษฐกิจด้วย โดยธนาคารกลางนั้นจะต้องทำให้ผลรวมของฟังก์ชั่นการสูญเสีย (Loss Function)จากช่วงเวลาที่0ถึงช่วงเวลาที่∞ นั้นต่ำที่สุดการดำเนินนโยบายการเงินนั้นๆจึงจะถือว่าเป็นนโยบายการเงินที่ดีที่สุด(optimal monetary policy) หากพิจารณาให้ดีแล้วการดำเนิน

นโยบายการเงินของธนาคารกลางนั้นนอกจากจะขึ้นอยู่กับสูตรสมการคณิตศาสตร์ที่ตายตัวที่บ่งบอกว่ากฎของเทย์เลอร์,ฟังก์ชั่นการสูญเสียและให้ผลรวมของฟังก์ชั่นการสูญเสียจากช่วงเวลาที่ 0 ถึงช่วงเวลาที่ ∞ นั้นคืออะไรแล้ว ยังขึ้นกับค่าอัตราเงินเฟ้อพยากรณ์ในช่วงเวลาที่ t+2 จากข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ณ.ช่วงเวลาที่ t ดังนั้นจึงกล่าวได้ว่าหากค่าอัตราเงินเฟ้อพยากรณ์ที่ธนาคารกลางพยากรณ์ได้เพื่อนำมาใช้ในการดำเนินนโยบายการเงินนั้นมีความแม่นยำสูงก็จะทำให้เกิดความผิดพลาดในการพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์น้อยส่งผลให้เกิดการดำเนินนโยบายการเงินที่ดีกว่า(มีให้ผลรวมของฟังก์ชั่นการสูญเสียจากช่วงเวลาที่0ถึงช่วงเวลาที่∞น้อยกว่า)กรณีที่การพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อการคาดการณ์นั้นมีความแม่นยำต่ำ ดังนั้นการตั้งคำถามวิจัยในวิทยานิพนธ์นี้จึงตั้งประเด็นไปที่ว่าจะใช้วิธีการทางเศรษฐมิติอย่างไรในการที่จะทำให้ค่าอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ที่ได้จากการพยากรณ์มีความแม่นยำสูงเพื่อให้การดำเนินนโยบายการเงินนั้นเป็นการดำเนินนโยบายการเงินที่ดีที่สุดเนื่องจากมีความผิดพลาดในการพยากรณ์เงินเฟ้อคาดการณ์เพื่อนำมาใช้ในกฎของเทย์เลอร์น้อยที่สุด โดยหัวข้อวิทยานิพนธ์นี้มีแรงจูงใจมาจากงานทางทฤษฎีของ Svensson ,and Williams (2007) ที่ปรากฏอยู่ในฐานข้อมูลของสำนักงานวิจัยทางเศรษฐศาสตร์แห่งชาติสหรัฐอเมริกา(National Bureau of Economic Research)เลขที่13414 (NBER, working paper 13414) ซึ่ง Svensson ,and Williams (2007) นั้นได้นำวิธีการทางเศรษฐมิติที่มีชื่อว่าวิธีแบบเบย์สมาใช้ นอกจากวิธีการแบบเบย์สแล้ววิทยานิพนธ์เล่มนี้ยังได้มีการเปรียบเทียบวิธีการทางเศรษฐมิติที่ใช้ในการพยากรณ์โดยการทำการวิเคราะห์การวิเคราะห์การถดถอยระหว่างวิธีเบย์เซียนเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น(Bayesain Vector autoregression)และวิธีเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น(Vector autoregression) เพื่อแสดงให้เห็นว่างานทฤษฎีของ Svensson ,and Williams (2007) นั้นเหมาะสมกับการพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ของระบบเศรษฐกิจไทยหรือไม่ และวิธีทางเศรษฐมิติแบบใดที่ให้ความผิดพลาดในการพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ต่ำที่สุด วิทยานิพนธ์นี้เป็นงานวิจัยหนึ่งที่จะช่วยส่งเสริมให้การดำเนินนโยบายการเงินของธนาคารแห่งประเทศไทยนั้นดีขึ้น เพื่อประโยชน์ในการรักษาเสถียรภาพทางด้านราคาอันจะส่งผลให้แนวทางเดินของอรรถประโยชน์จากการบริโภคของประชาชนที่อาศัยอยู่ในระบบเศรษฐกิจไทยนั้นมีเสถียรภาพสูงสุด

1.2 วัตถุประสงค์ของการวิจัย

วัตถุประสงค์ของการวิจัยคือ เปรียบเทียบความแม่นยำในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน(core inflation) ระหว่างวิธีวิธีเบย์เซียนเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น(Bayesain Vector

autoregression)และวิธีเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น(Vector autoregression) เพื่อให้ได้มาซึ่งการดำเนินนโยบายการเงินที่ดีที่สุด(optimal policy)ของธนาคารแห่งประเทศไทย

1.3 ขอบเขตของการวิจัย

ข้อมูลที่ใช้ในการวิจัยนี้จะเป็นข้อมูลไตรมาสตั้งแต่ไตรมาสที่ 2 ของปี พ.ศ.2540 ถึงปัจจุบันในการทำการศึกษาเนื่องมาจากเหตุผลที่ว่าธนาคารแห่งประเทศไทยนั้นได้มีการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายทางการเงิน (Monetary Targeting) ตั้งแต่ กรกฎาคม 2540 ถึง พฤษภาคม 2543 หลังจากนั้นได้เปลี่ยนระบบการดำเนินนโยบายการเงินมาเป็นการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อ(Inflation Targeting) มาถึงปัจจุบัน(ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2553 : ออนไลน์) ดังนั้นเพื่อศึกษาในเชิงประจักษ์ (Empirical Study)ถึงประโยชน์ในการนำแบบจำลอง Bayesian VAR มาใช้เพื่อการศึกษาว่าแบบจำลอง Bayesian VAR นั้นจะสามารถสะท้อนถึงการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างทางเศรษฐกิจ(regime switching)ของระบบเศรษฐกิจไทยได้ดีกว่าแบบจำลอง VAR หรือไม่(Cogley, Morozov, and Sargent, 2005) การวิจัยครั้งนี้จึงได้รวมข้อมูลในช่วงเวลาที่มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างทางเศรษฐกิจมาเพื่อใช้ในการศึกษาด้วย โดยฐานข้อมูลหลักของวิทยานิพนธ์นี้ได้มาจากเวบไซต์ของธนาคารแห่งประเทศไทย, เวบไซต์ของสภาพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติและฐานข้อมูล CEIC Database

1.4 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

1) ทำให้ทราบว่าในทางปฏิบัตินั้นวิธีการพยากรณ์แบบ Bayesian VAR นั้นเหมาะสมที่จะนำมาใช้ในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานของระบบเศรษฐกิจไทยหรือไม่

2) เพื่อเป็นแนวทางให้แก่ธนาคารแห่งประเทศไทยได้มีวิธีทางเศรษฐมิติในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานคาดการณ์ ที่เหมาะสมกับหลักทฤษฎีการคาดการณ์อย่างสมเหตุสมผล(rational expectation)ของตัวแทนในระบบเศรษฐกิจจากภาคเอกชน(private agent)ที่มีต่อนโยบายการเงินของธนาคารแห่งประไทย อันจะนำมาซึ่งการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อที่เป็นนโยบายที่ดีที่สุดตามแนวความคิดของ Kydland and Prescott (1977) และ Barro and Gordon (1983)

1.5 วิธีดำเนินการวิจัย

ในงานวิจัยนี้จะทำการศึกษาเพื่อเปรียบเทียบความแม่นยำที่ใช้ในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานระหว่างการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยวิธี Bayesian VAR และวิธี VAR ซึ่งมีวิธีการ 8 ขั้นตอน ดังนี้

1) นำตัวแปรแต่ละตัวแปรมาทดสอบคุณสมบัติความนิ่งของข้อมูล (Stationary) โดยการทดสอบ Unit root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test(ADF test)

2) นำตัวแปรต่างๆที่ได้มาใส่ลงในแบบจำลอง VAR เพื่อหาค่าความล่าช้า (lag)ของแบบจำลอง VAR ที่เหมาะสม

3) สร้างค่าพยากรณ์ของตัวแปรต้น(exogenous variables)ไป 8 ไตรมาสข้างหน้าด้วยวิธี Box-Jenkins (ARIMA) หลังจากนั้นนำค่าพยากรณ์ของตัวแปรต้นต่างๆที่ได้ใส่ลงในตัวแบบ(Model) หลังจากนั้นทำการจำลองแบบ(simulation)เพื่อหาค่าตัวแปรตาม (endogenous variables)ซึ่งในงานวิจัยนี้ได้แก่ ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต หลังจากนั้นทำการเปลี่ยนรูป (transform)ตัวแปรตามจากเดิม คือ ตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต ให้เป็นค่าตัวแปรอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าตัวแปรค่าล็อกของผลต่างผลผลิต

4) นำค่าพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าพยากรณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่ได้จากการพยากรณ์โดยวิธี VARในขั้นตอนที่ 3 ไปเปรียบเทียบกับค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าล็อกของผลต่างผลผลิต หลังจากนั้นวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์โดยการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient

5) สร้างค่าพยากรณ์ของตัวแปรต้น(exogenous variables)ไป 8 ไตรมาสข้างหน้าด้วยวิธี Bayesian ARIMA โดยอาศัยตัวคัดกรองของกาล์แมน(Kalman filter) หลังจากนั้นนำค่าพยากรณ์ของตัวแปรต้นต่างๆที่ได้ใส่ลงในตัวแบบ(Model) หลังจากนั้นทำการจำลองแบบ(simulation)เพื่อหาค่าตัวแปรตาม(endogenous variables)ซึ่งในงานวิจัยนี้ได้แก่ ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต หลังจากนั้นทำการเปลี่ยนรูป(transform)ตัวแปรตามจากเดิม คือ ตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่หนึ่ง

ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต ให้เป็นค่าตัวแปรอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าตัวแปรค่าล็อกของผลต่างผลผลิต

6) เมื่อได้ค่าความล่าช้าที่เหมาะสมของแบบจำลอง VAR ที่ได้จากขั้นตอนที่ 2 แล้ว หลังจากนั้นทำการสร้างแบบจำลอง Bayesian VAR โดยอาศัยตัวคัดกรองของกาล์แมน (Kalman filter)และกำหนดให้มีความล่าช้าที่เหมาะสมเท่ากับค่าความล่าช้าที่เหมาะสมที่ได้จากขั้นตอนที่ 2

7) นำค่าพยากรณ์ของค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่ได้จากการพยากรณ์โดยวิธี Bayesian VARไปเปรียบเทียบกับค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าล็อกของผลต่างผลผลิต หลังจากนั้นวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์โดยการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient

8) เปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าล็อกของผลต่างผลผลิตระหว่างวิธี VAR และ Bayesian VAR ด้วยค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient ที่ได้จากขั้นตอนที่ 4 และขั้นตอนที่ 7

โดยในการวิเคราะห์ข้อมูลข้างต้น จะใช้โปรแกรมสำเร็จรูปในการวิเคราะห์ได้แก่ โปรแกรม Eviews version 6 ในการประมาณค่าด้วยวิธี VAR และในการหาตัวคัดกรองของการ์แมนเพื่อประมาณค่าด้วยวิธี Bayesian VAR และจะใช้โปรแกรม Excel ในขั้นตอนของการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient

1.6 ลำดับขั้นตอนในการเสนอผลการวิจัย

งานวิจัยในครั้งนี้แบ่งเนื้อหาออกเป็น 5 บทดังนี้

บทที่1 บทนำ ประกอบด้วยความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา วัตถุประสงค์ของการวิจัย ขอบเขตของการวิจัย ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ และวิธีการดำเนินงานวิจัย

บทที่2 แนวคิดที่ใช้ในการศึกษาและวรรณกรรมปริทัศน์ โดยจะเป็นการกล่าวถึงที่มาของการดำเนินนโยบายการเงิน ที่มาของการดำเนินนโยบายการเงินที่ดีที่สุด เหตุผลในการนำ

แนวคิดแบบเบย์เซียนมาใช้ในเศรษฐศาสตร์มหภาค การวิเคราะห์ความถดถอยด้วยวิธี VAR และแนวคิดแบบเบย์เซียน

บทที่3 วิธีดำเนินการวิจัย ประกอบด้วยการเก็บรวบรวมข้อมูล แบ่งเป็นแหล่งที่มาของข้อมูลและการจัดเก็บข้อมูล และการวิเคราะห์ข้อมูลเชิงปริมาณโดยวิธี Bayesian VAR

บทที่4 ผลการวิเคราะห์ ประกอบด้วย

1) ผลการวิเคราะห์คุณสมบัติความนิ่ง Stationary ของตัวแปรต่างๆ

2) ผลการพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าล็อกของผลต่างผลผลิตโดยวิธี VAR และวิธี Bayesian VAR

3) ผลการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient ของตัวแบบที่สร้างจากวิธี VAR และวิธี Bayesian VAR

บทที่5 สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะเชิงนโยบายและข้อเสนอแนะในการศึกษาในอนาคต

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

บทที่ 2

เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 แนวคิดและทฤษฎี

เพื่อให้เห็นถึงความสำคัญในการหาวิธีทางเศรษฐมิติที่จะทำให้การพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ที่ได้นั้นมีความแม่นยำสูงว่ามีความสำคัญในการดำเนินนโยบายการเงินมากเพียงใด ในส่วนของวรรณกรรมปริทัศน์ในวิทยานิพนธ์นี้นั้นจะขอแบ่งออกเป็น2ส่วน โดยส่วนแรกนั้นจะขอกล่าวถึงวรรณกรรมปริทัศน์ที่เกี่ยวข้องกับความสำคัญของการดำเนินนโยบายการเงินเพื่อให้ได้นโยบายการเงินที่ดีที่สุดและส่วนที่สองนั้นจะขอกล่าวถึงวรรณกรรมปริทัศน์ที่เกี่ยวข้องกับวิธีทางเศรษฐมิติเพื่อให้ได้เครื่องมือที่พยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ที่มีความแม่นยำสูงเพื่อให้ได้มาซึ่งนโยบายการเงินที่ดีที่สุด

2.1.1 แนวคิดเกี่ยวกับความสำคัญของการดำเนินนโยบายการเงิน

เพื่อให้เข้าใจที่มาและวัตถุประสงค์ของการดำเนินนโยบายการเงินนั้นผู้วิจัยของกล่าวอ้างถึงแนวความคิดของ 2 สำนักเศรษฐศาสตร์ใหญ่ 2 สำนักคือ

1.นักเศรษฐศาสตร์คลาสสิก

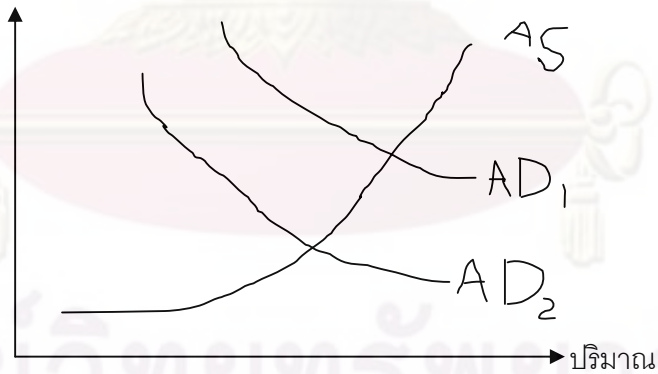
2.เคนส์และเคนส์เซียน

ยุคของสำนักคลาสสิกเริ่มต้นในปีค.ศ. 1776(ตีรณ พงศ์มฆพัฒน์,2548 อ้างถึงใน Smith,1776) เมื่อหนังสือชื่อ An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations ของ อดัม สมิธ (Adam Smith 1723-1790) ได้ออกสู่บรรณพิภพ ความสำคัญของงานชิ้นนี้ไม่เพียงอยู่ที่การวิเคราะห์ที่ลึกซึ้งและเป็นระบบของ สมิธ แต่ถือเป็นจุดเริ่มต้นของวิชาการเศรษฐศาสตร์ที่แท้จริง จุดหลักของสำนักคลาสสิกนั้นอยู่ที่ “มือที่มองไม่เห็น” (invisible hand) “มือที่มองไม่เห็น” นี้หมายถึง กลไกราคาซึ่งแฝงอยู่กับระบบตลาดและทำหน้าที่เป็นตัวเชื่อมความต้องการของปัจเจกบุคคลทั้งหลายนับแต่ผู้ผลิตจนถึงผู้บริโภค นับเป็น “มือ” อันเป็นกลไกที่อยู่เบื้องหลังปรากฏการณ์ทางเศรษฐกิจที่อาจไม่ “ประจักษ์ชัด” เท่ากฎข้อบังคับของรัฐบาล พวกคลาสสิกเชื่อมั่นว่าระบบตลาดที่ปราศจากการแทรกแซงจากรัฐเป็นระบบที่ทำงานได้อย่างมีประสิทธิภาพสูงสุด กล่าวอีกนัยหนึ่งก็คือระบบตลาดเสรีเป็นระบบตลาดเสรีเป็นระบบที่พึง

ปรารถนาเหนือระบบใดๆ เพราะกลไกราคาจะทำให้การจัดสรรทรัพยากรและพัฒนาการของระบบเศรษฐกิจเป็นไปอย่างเหมาะสมที่สุด รัฐ(State)ไม่ควรเข้าแทรกแซงระบบทำงานของตลาด อย่างมากสุดก็เพียงแต่จำกัดบทบาทของตนเองในฐานะผู้พิทักษ์ระบบให้ระบบดำเนินไปได้โดยลำพัง ในสาขาเศรษฐศาสาตร์มหภาค เรามักมองความคิดของสำนักคลาสสิกผิดพลาดไปบ้างมุ่งเน้นแต่เรื่องของกลไกราคากับผลกระทบที่มีต่อประสิทธิภาพในการจัดสรรทรัพยากรทางเศรษฐกิจ ที่จริงแล้วสำนักนี้ให้ความสำคัญแก่เรื่องบทบาทของส่วนเกินทางเศรษฐกิจเป็นอย่างมาก โดยเน้นทั้งประเด็นที่เกี่ยวกับการสร้างสมส่วนเกิน การกระจายส่วนเกินไปยังชนชั้นต่างๆ ตลอดจนการใช้ส่วนเกินนั้นเพื่อการบริโภคหรือการลงทุน พวกคลาสสิกเชื่อว่า ความมั่งคั่งของชาติมากจากการนำเอาส่วนเกินไปใช้ในการสะสมทุนซึ่งช่วยเพิ่มพูนผลผลิตในอนาคต

เนื่องจากนักเศรษฐศาสตร์คลาสสิกเชื่อมั่นในพลังของกลไกของตลาดในการปรับตัวจะได้ว่าราคาจะเป็นตัวปรับสมดุลของตลาด

ภาพที่ 2.1 แนวความคิดแบบเศรษฐศาสตร์สำนักคลาสสิกที่เชื่อมั่นใน พลังกลไกของตลาดในการปรับตัวจะได้ว่าราคาจะเป็นตัวปรับสมดุลของตลาด

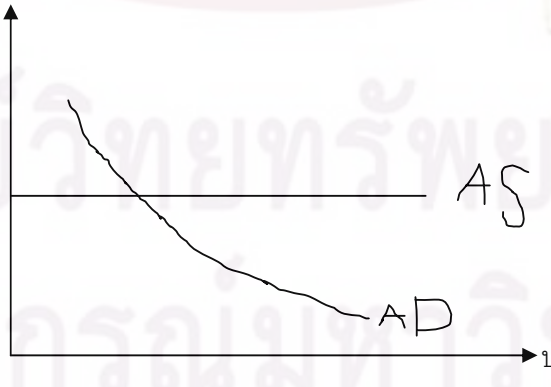


ที่มา : เศรษฐศาสตร์มหภาค ทฤษฎี นโยบายและการวิเคราะห์สมัยใหม่ (ตีรณ พงศ์มฆพัฒน์, 2548)

แต่เมื่อครั้งเกิด “ภาวะเศรษฐกิจตกต่ำครั้งยิ่งใหญ่”(The Great Depression) ซึ่งเริ่มต้นมาตั้งแต่ความล้มเหลวของตลาดหุ้นนิวยอร์กในปี ค.ศ.1929(ซึ่งเรียกว่า “Black Thursday” ตามวันที่ราคาหุ้นในนิวยอร์คลดลงอย่างไม่คาดฝันและรุนแรง) วิกฤติการณ์เศรษฐกิจที่แพร่ระบาดจากสหรัฐอเมริกามายังยุโรปและประเทศอื่นๆทั่วโลก “ภาวะเศรษฐกิจตกต่ำครั้ง

ยิ่งใหญ่นี้"ทำให้เคนส์ได้เสนอผลงานหลายชิ้นรวมกันทั้ง "The General of Theory of Employment, Interest and Money" (1936) นับเป็นปรากฏการณ์ที่เคนส์ได้ตั้งข้อสงสัยเกี่ยวกับทฤษฎีคลาสสิกไว้ดีมาก(ตีรณ พงศ์มฆพัฒน์, 2548 อ้างถึงใน Keynes, 1936) กล่าวคือถ้าหากผู้บริหารเศรษฐกิจของประเทศเชื่อว่าทฤษฎีคลาสสิกถูกต้องแล้ว คนงานจำนวนมหาศาลที่อยู่ในสภาพตกงานก็ไม่น่าจะมีปัญหาอะไรให้รัฐบาลเป็นห่วง ทั้งนี้เพราะตลาดแรงงานย่อมปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพและระดับการจ้างงานก็จะอยู่ที่ระดับการจ้างงานเต็มที่ (Full employment) ทฤษฎีของเคนส์มุ่งเน้นอธิบายปัญหาเสถียรภาพทางเศรษฐกิจ โดยเฉพาะอย่างยิ่งปัญหาระดับราคาสินค้า การจ้างงาน และภาวะการผลิต ซึ่งปัญหาเหล่านี้ยังคงเป็นจุดศูนย์กลางของวิชาเศรษฐศาสตร์ในปัจจุบัน เคนส์มองว่าปัญหาการว่างงานนั้นเกิดขึ้นเนื่องจากอุปสงค์ของระบบเศรษฐกิจอยู่ในระดับต่ำเกินไปโดยพลังตลาดมิอาจแก้ไขปัญหานี้อย่างน่าพึงพอใจได้ เคนส์เน้นว่า ปัญหาเฉพาะหน้ามีความสำคัญมากกว่าปัญหาดุลยภาพระยะยาว และทฤษฎีดั้งเดิมให้ข้อสรุปที่ผิดพลาด เคนส์และนักเศรษฐศาสตร์เคนส์เซียน (Keynesians) เชื่อว่าในระยะสั้นค่าจ้างแรงงานค่อนข้างที่จะไม่ใคร่ปรับตัว (stricky หรือ rigid) ในการรักษาดุลยภาพในตลาดแรงงาน ดังนั้นถ้าอุปสงค์ของระบบเศรษฐกิจไม่สดใส รัฐบาลย่อมอยู่ในฐานะที่จะช่วยสร้างงานขึ้นมาได้ เนื่องจากการใช้จ่ายมากขึ้นของรัฐบาลอย่างน้อยก็เป็นการเพิ่มอุปสงค์รวมของระบบเศรษฐกิจ ซึ่งทำให้อุปสงค์ที่มีต่อแรงงานเพิ่มขึ้นตามไปด้วย สรุปแล้วในทางทฤษฎีเคนส์ปฏิเสธและไม่เชื่อมือที่มองไม่เห็น ของพวกคลาสสิก-นีโอคลาสสิกสำหรับการแก้ไขปัญหาวัฏจักรธุรกิจ

ภาพที่ 2.2 แนวความคิดแบบเศรษฐศาสตร์สำนักเคนส์เซียนที่เชื่อว่าในระยะสั้นค่าจ้างแรงงานค่อนข้างที่จะไม่ใคร่ปรับตัวราคา



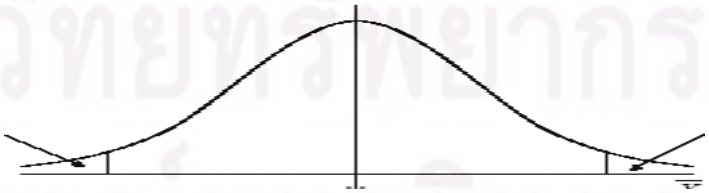
ที่มา : เศรษฐศาสตร์มหภาค ทฤษฎี นโยบายและการวิเคราะห์สมัยใหม่ (ตีรณ พงศ์มฆพัฒน์, 2548)

จากแนวคิดของสำนักทั้งสอง จะได้ว่าแนวคิดในการทำนโยบายการเงินก็คือเป็นความคิดแบบเคนส์ที่เชื่อว่าในระยะสั้นค่าจ้างแรงงานค่อนข้างที่จะไม่ใคร่ปรับตัวจะต้องให้ปริมาณเป็นตัวปรับสมดุลในตลาด(ตีรณ พงศ์มฆพัฒน์, 2548) และนี่เป็นเหตุผลว่าทำไม ศาสตราจารย์จอห์น บี เทย์เลอร์ ถึงบอกว่ามี trade off ในการทำนโยบายการเงินระหว่างเสถียรภาพของอัตราเงินเฟ้อและเสถียรภาพระดับการจ้างงาน แต่ในขณะเดียวกันศาสตราจารย์มีลตัน ฟรีดแมน (Milton Friedman) มีความคิดเห็นว่าไม่มี trade off ในการทำนโยบายการเงินระหว่างเสถียรภาพของอัตราเงินเฟ้อและเสถียรภาพระดับการจ้างงาน ที่ท่านทั้งสองมีความคิดที่ไม่เหมือนกันในเรื่องของtrade off ในการทำนโยบายการเงินเพราะว่าท่านทั้งสองมาจากคนละสำนักเศรษฐศาสตร์ ถ้าเราพิจารณาลึกๆเราจะพบว่าศาสตราจารย์มีลตัน ฟรีดแมน นั้นมาจากสำนักชิคาโก (Chicago school) ซึ่งเป็นแนวคิดของสำนักวัฏจักรธุรกิจที่แท้จริงโดยมีพื้นฐานมาจากเศรษฐศาสตร์สำนักคลาสสิก แต่ ศาสตราจารย์ จอห์น บี เทย์เลอร์นั้นเป็นนักเศรษฐศาสตร์การเงิน และการทำนโยบายการเงินก็มีพื้นฐานมากจากเศรษฐศาสตร์สำนักเคนส์ ซึ่งเชื่อว่ารัฐควรเข้ามาแทรกแซงเพื่อลดความผันผวนของวัฏจักร ธุรกิจ หากคิดแบบเคนส์แล้วจะได้ว่าในระยะสั้นค่าจ้างแรงงานค่อนข้างที่จะไม่ใคร่ปรับตัวทำให้สรุปได้ว่าการทำนโยบายการเงินนั้นจะได้ผลมากน้อยหรือไม่ต้องขึ้นอยู่กับว่าค่าจ้างแรงงานค่อนข้างที่จะไม่ใคร่ปรับตัวหรือไม่(Taylor, 2008 : online)

เพื่อให้เข้าใจถึงความแตกต่างของ 2 สำนักคิดดังนั้นจึงขอกล่าวถึงการมองทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ในรูปแบบของฟังก์ชั่นการแจกแจงความน่าจะเป็น (Probability Density Function)

ทฤษฎีคลาสสิกนั้นไม่เน้นการแทรกแซงกล่าวอีกนัยหนึ่งได้ว่ามีความไม่แน่นอนสูง(Uncertainty)กล่าวคือในโมเดลนั้นตัวแปรต้นนั้นอธิบายตัวแปรตามได้ไม่ดี(unfitted model)

ภาพที่ 2.3 ความไม่แน่นอนของตัวแบบในการอธิบายตัวแปรตามได้ไม่ดี



จากภาพที่ 2.3 สังเกตได้ว่าจะมีความแปรปรวนของข้อมูลสูงแสดงว่า ตัวแปรตาม (Endogenous variables)นั้นจะถูกอธิบายด้วยตัวแปรต้น(Exogenous variables)น้อย และถูกอธิบายด้วยความผิดพลาด(error)มาก

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ส่วนทฤษฎีเคนส์นั้นเน้นการแทรกแซงจากภาครัฐเพื่อทำให้ความแปรปรวนต่ำและมีความหนาแน่นของความน่าจะเป็น ตรงค่าเฉลี่ยสูงกล่าวคือมีความแน่นอนมากกว่า (Certainty) ซึ่งหมายความว่าในโมเดลนั้นตัวแปรต้นนั้นอธิบายตัวแปรตามได้ดี(fitted model)

ภาพที่ 2.4 ความแน่นอนของตัวแบบในการอธิบายตัวแปรตามได้ดี

จากภาพที่ 2.4 สังเกตได้ว่าจะมีความแปรปรวนของข้อมูลน้อยแสดงว่า ตัวแปรตามนั้นจะถูกอธิบายด้วยตัวแปรต้นมาก และถูกอธิบายด้วยความผิดพลาดน้อย

จากการเปรียบเทียบแนวความคิดของทั้งสองสำนักเศรษฐศาสตร์จึงกล่าวได้ว่าวิทยานิพนธ์นี้มีเป้าหมายหลักคือหาเครื่องมือทางเศรษฐมิติที่เหมาะสมที่จะทำให้การดำเนินนโยบายการเงินของธนาคารกลางนั้นดีที่สุด กล่าวคือหากธนาคารกลางนั้นมีเป้าหมายในการดำเนินนโยบายการเงินการรักษาเสถียรภาพของอัตราเงินเฟ้อแล้ว นโยบายการเงินที่ดีที่สุดนั้นก็คือนโยบายการเงินที่ทำให้ความผันผวนของแนวทางเดินของอัตราเงินเฟ้อ(inflation path)นั้นต่ำที่สุด

2.1.2 แนวคิดเกี่ยวกับความสำคัญของการดำเนินนโยบายการเงินเพื่อให้ได้นโยบายการเงินที่ดีที่สุด

งานของ Kydland and Prescott (1977) และ Barro and Gordon (1983) นั้นอยู่บนพื้นฐานของการดำเนินนโยบายการเงินที่มีช่วงเวลาเข้ามาเกี่ยวข้อง(dynamic) และพยายามหาเงื่อนไขที่จะทำให้ทางเลือกของธนาคารกลางในการดำเนินนโยบายการเงินนั้นมีความสม่ำเสมอ (consistent)อยู่ตลอดข้ามช่วงเวลา โดยงานของ Kydland and Prescott (1977) และ Barro and Gordon (1983) นั้นให้คำจำกัดความของคำว่า “มีความสม่ำเสมออยู่ตลอดข้ามช่วงเวลา” ว่าไม่ว่ากลไกของระบบเศรษฐกิจนั้นจะดำเนินไปอย่างไรทางเลือกของธนาคารกลางที่เลือกจะดำเนินนโยบายการเงินนั้นๆจะยังคงเป็นนโยบายที่มีก่อให้เกิดความพึงพอใจสูงสุดอยู่ตลอดเวลา เมื่อพิจารณาผลรวมของผลรวมของฟังก์ชั่นการสูญเสียตั้งแต่ช่วงเวลาที่ t ถึงช่วงเวลาที่ T ซึ่งเงื่อนไขที่

งานของ Kydland and Prescott (1977) และ Barro and Gordon (1983) ได้แสดงให้เห็นว่าการดำเนินนโยบายการเงินนั้นจะมีความสม่ำเสมอก็ต่อเมื่อเป้าหมายในการดำเนินนโยบายการเงินของธนาคารกลางนั้นคือการรักษาเสถียรภาพทางด้านอัตราเงินเฟ้อโดยไม่มีเป้าหมายอื่นๆ เช่น การรักษาเสถียรภาพของอัตราการว่างงานเข้ามาเกี่ยวข้องและนี่อาจเป็นเหตุผลว่าเหตุใดธนาคารแห่งประเทศไทยจึงได้เลือกดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อ

Kydland and Prescott (1977)นั้นได้แสดงให้เห็นว่าการวางแผนทางเศรษฐกิจนั้นไม่ใช่เกมที่เล่นเพื่อนต่อต้านธรรมชาติ(เกมที่เล่นเพื่อต่อต้านปัจจัยภายนอกที่กระทบต่อเศรษฐกิจ(Shock)) แต่คือเกมที่เล่นเพื่อต่อสู้กับตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์(agent)ที่มีความคิดแบบสมเหตุสมผล(rational agent) Kydland and Prescott (1977)นั้นได้กล่าวว่าเป็นการไม่เหมาะสมที่เราจะใช้ฟังก์ชั่นเป้าประสงค์ของสังคมที่เป็นแบบตายตัว(fixed social objective function)มาเป็นเครื่องมือในการวางแผนทางเศรษฐกิจ เนื่องจากเราต้องมองระบบเศรษฐกิจในแง่ที่ว่ามีช่วงเวลาเข้ามาเกี่ยวข้อง ดังนั้นเราควรใช้กฎ(rules)ในการวางแผนระบบเศรษฐกิจมากกว่าที่จะวางแผนระบบเศรษฐกิจโดยพิจารณาเงื่อนไขในระบบเศรษฐกิจเพียงแค่ชั่วขณะเวลา(discretion) ซึ่งต่อมาศาสตราจารย์ จอห์น บี เทย์เลอร์ได้พัฒนากฎที่ Kydland and Prescott (1977) ว่านี้มาเป็นกฎในการดำเนินนโยบายการเงินที่มีชื่อว่า กฎของเทย์เลอร์ในภายหลัง เราอาจมองได้ว่าหลักการสำคัญของงานของ Kydland and Prescott (1977)นี้คือการตัดสินใจในปัจจุบันของผู้ดำเนินนโยบายนั้นไม่ได้ขึ้นกับเพียงข้อมูลในอดีตเท่านั้นหากแต่ยังขึ้นกับการคาดการณ์ของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ว่านโยบายในอนาคตนั้นจะเป็นอย่างไร งานของ Kydland and Prescott (1977)ได้กล่าวว่าทฤษฎีการควบคุมที่ดีที่สุด(optimal control theory)นั้นไม่เหมาะสมที่จะนำมาใช้กับกลไลของระบบเศรษฐกิจที่มีการเคลื่อนไหว(dynamic system) เนื่องจากทฤษฎีการควบคุมที่ดีที่สุดนั้นอาศัยข้อมูลในอดีตและปัจจุบันมาช่วยในการตัดสินใจในการดำเนินนโยบายการเงิน กล่าวคือว่าไม่มีลักษณะของการมองไปข้างหน้า(forward looking) การตัดสินใจของตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์ในปัจจุบันนั้นขึ้นกับการคาดการณ์การของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์เกี่ยวกับนโยบายในอนาคต ดังนั้นในกรณีที่การตัดสินใจของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์นั้นเกี่ยวข้องกับแผนนโยบายในอนาคตทฤษฎีการควบคุมที่ดีที่สุดจึงไม่เหมาะสมในการนำมาใช้เพื่อดำเนินนโยบายการเงิน งานของ Kydland and Prescott (1977)นี้ทำการศึกษาในกรณีที่ตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์นั้นมีความรู้อยู่บ้างว่าการตัดสินใจของผู้ดำเนินนโยบาย(policy maker)นั้นจะเปลี่ยนแปลงไปตามการเปลี่ยนแปลงในเงื่อนไขทางเศรษฐกิจได้อย่างไร ยกตัวอย่างเช่นตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์นั้นอาจคาดการณ์ว่าอัตราการเก็บภาษีนั้นจะน้อยในช่วงเศรษฐกิจถดถอย

(recession)และจะมากในช่วงเศรษฐกิจเฟื่องฟู ในสถานการณ์ที่โครงสร้างทางเศรษฐกิจนั้นไม่ได้ถูกเข้าใจเป็นอย่างดีซึ่งเป็นสถานการณ์ในการวิเคราะห์ระบบเศรษฐกิจโดยรวมทั้งหมด การเปลี่ยนแปลงใดๆก็ตามในนโยบายจะเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของกฎการตัดสินใจ(decision rules) เนื่องจากกฎการตัดสินใจที่ดีที่สุดนั้นจะเปลี่ยนแปลงไปตามโครงสร้างของการตัดสินใจของผู้ดำเนินนโยบาย Kydland and Prescott (1977) พบว่าความพยายามในการรักษาเสถียรภาพนั้นจะมีผลกระทบที่จะนำไปสู่ความไม่มีเสถียรภาพทางเศรษฐกิจถึงแม้ในกรณีที่มีความเสถียรภาพทางเศรษฐกิจผลของนโยบายนั้นก็จะอยู่ใต้ผลที่ดีที่สุด(sub optimal)แต่ไม่ใช่ผลที่ดีที่สุด(optimal) ในงานของ Kydland and Prescott (1977)นั้นจะบอกว่าเหตุใดนโยบายที่มีความสม่ำเสมอ (consistent policy)นั้นถึงให้ผลที่อยู่ใต้ผลที่ดีที่สุด

2.1.2.1 นโยบายที่มีความสม่ำเสมอ

กำหนดให้ $\pi = (\pi_1, \pi_2,\ldots,\pi_T)$ เป็นผลจากการดำเนินนโยบายสำหรับช่วงเวลาที่ 1 ถึงช่วงเวลาที่ T และ $x = (x_1,x_2,\ldots,x_T)$ นั้นเป็นผลที่เกิดจากการตัดสินใจของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ จะได้ฟังก์ชั่นเป้าประสงค์ของสังคมเป็นดังนี้

$$S(x_1,x_2,\ldots,x_T, \pi_1, \pi_2,\ldots,\pi_T) \qquad (2.1)$$

การตัดสินใจของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ในช่วงเวลาที่ t นั้นขึ้นกับการตัดสินใจเกี่ยวกับนโยบายทุกการตัดสินใจและการตัดสินใจของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ในอดีตดังนี้

$$x_t = X_t(x_1,\ldots,x_{t-1}, \pi_1, \pi_2,\ldots,\pi_T), \qquad t = 1,\ldots,T \qquad (2.2)$$

นโยบายที่ให้ผลที่ดีที่สุดนั้นคือ π ทำให้สมการ(2.1)นั้นมีค่ามากที่สุดและภายใต้เงื่อนไขของสมการ(2.2) แนวความคิดของความสม่ำเสมอนั้นได้ถูกให้คำจำกัดความดังนี้

คำจำกัดความ: นโยบาย π นั้นจะมีความสม่ำเสมอ (consistent) สำหรับแต่ละช่วงเวลา t ถ้า π_tนั้นทำให้สมการ (2.1) นั้นมีค่ามากที่สุด ภายใต้การตัดสินใจก่อนหน้านี้ $x_1,\ldots,x_{t-1}$ และการตัดสินใจของนโยบายในอนาคต(π_s สำหรับ $s > t$) นั้นถูกเลือกเหมือนกัน

เพื่อให้ง่ายแก่ความเข้าใจจะขอเสนอตัวอย่างที่มี 2 ช่วงเวลาเท่านั้น

สำหรับ $T = 2$ แล้ว π_2นั้นถูกเลือกโดยผู้ดำเนินนโยบายเพื่อทำให้สมการ(2.3)นั้นมีค่ามากที่สุด

$$S(x_1,x_2,\pi_1,\pi_2) \qquad (2.3)$$

ภายใต้เงื่อนไขสมการ(4)ดังนี้

$$x_1 = X_1(\pi_1,\pi_2) \quad \text{และ} \quad x_2 = X_2(x_1,\pi_1,\pi_2) \qquad (2.4)$$

นโยบาย π_2 นี้จะสม่ำเสมอก็ต่อเมื่อ π_2นั้นทำให้สมการ(2.3)นั้นมีค่ามากที่สุดภายใต้การตัดสินใจเกี่ยวกับπ_1, x_1 ในอดีตและเงื่อนไขในสมการ(2.4) จะได้สมการคำตอบ(solution)ดังต่อไปนี้

$$\frac{\partial S}{\partial x_2}\frac{\partial X_2}{\partial \pi_2}+\frac{\partial S}{\partial \pi_2}=0$$

โดยที่ $\frac{\partial S}{\partial x_2}\frac{\partial X_2}{\partial \pi_2}$ นั้นคือผลกระทบทางตรงและ $\frac{\partial S}{\partial \pi_2}$ นั้นคือผลกระทบทางอ้อม

นโยบายที่มีความสม่ำเสมอนั้นจะไม่ใส่ใจผลของ π_2ผ่าน x_1เพราะถือว่าผลของ π_1 ผ่าน x_1นั้นเป็นนโยบายที่ให้ผลที่ดีที่สุดในอดีตมาแล้ว เราจะได้เงื่อนไขของนโยบายที่ดีที่สุดจากการหาอนุพันธ์ลำดับที่หนึ่งดังต่อไปนี้

$$\frac{\partial S}{\partial x_2}\frac{\partial X_2}{\partial \pi_2}+\frac{\partial S}{\partial \pi_2}+\frac{\partial X_1}{\partial \pi_2}\left[\frac{\partial S}{\partial x_1}+\frac{\partial S}{\partial x_2}\frac{\partial X_2}{\partial x_1}\right]=0$$

พจน์ $\left[\frac{\partial S}{\partial x_1}+\frac{\partial S}{\partial x_2}\frac{\partial X_2}{\partial x_1}\right]$นั้นสามารถอธิบายในเชิงเศรษฐศาสตร์ได้ว่า ก่อนที่จะเลือกπ_2นั้น $\frac{\partial X_1}{\partial \pi_2}$ หรือ $\left[\frac{\partial S}{\partial x_1}+\frac{\partial S}{\partial x_2}\frac{\partial X_2}{\partial x_1}\right]$นั้นต้องเป็นนโยบายที่ให้ผลที่ดีที่สุด(อนุพันธ์ลำดับที่หนึ่งนั้นต้องเป็นศูนย์)มาก่อนแล้ว

การอธิบายในเรื่องการเกิดขึ้นของความไม่สม่ำเสมอนั้นเกิดขึ้นเพราะในแต่ละยุคสมัยที่แตกต่างกันสังคมนั้นก็จะจัดลำดับการให้ความชื่นชอบ(preference ordering)ที่แตกต่างกัน (Pollak, 1968)สำหรับปัญหาจำนวนช่วงเวลาทั้งหมดเท่ากับ T แล้ว π_T นั้นจะถูกกำหนดโดย การตัดสินใจก่อนหน้านี้ของ π_t และ x_t

$$\pi_T=\prod_T(\pi_1,\ldots,\pi_{T-1},x_1,\ldots,x_{T-1})$$

$$\pi_t=\prod_t(\pi_1,\ldots,\pi_{t-1},x_1,\ldots,x_{t-1})$$

แสดงว่ากฎการดำเนินนโยบาย(policy rules)ในอนาคตนั้นจะสามารถรู้ล่วงหน้าได้โดยข้อมูลในอดีตและปัจจุบัน ความสามารถในการรู้กฎการดำเนินนโยบายในอนาคตโดยดูจากเพียงข้อมูลในอดีตและปัจจุบันนั้นทำให้การตัดสินใจในการดำเนินนโยบายนั้นจะให้ผลที่ดีที่สุดในแต่ละช่วงเวลานั้นๆเท่านั้น แต่ถ้าพิจารณาในระยะยาวแล้วจะเป็นผลที่อยู่ใต้ผลที่ดีที่สุด

2.1.2.2 ตัวอย่างกรณีเงินเฟ้อและการว่างงาน

ต่อไปนี้จะเป็นการอธิบายว่าในกรณีที่โครงสร้างทางเศรษฐกิจนั้นได้ถูดเข้าใจเป็นอย่างดีแล้วเหตุใดจึงมีอัตราเงินเฟ้อส่วนเกินโดยไม่มีการลดลงในการว่างงานเลย และนี่เองที่เป็นเหตุผลว่าเหตุใดเป้าหมายของการดำเนินนโยบายการเงินนั้นจึงคือการรักษาเสถียรภาพทางด้านราคาเพียงอย่างเดียวมากกว่าจะมีเป้าหมายอื่นรวมอยู่ด้วย

ความพยายามของนักเศรษฐศาสตร์ที่จะพยายามเข้าใจว่ามีการอยู่ของ trade-off ระหว่างการว่างงานและเงินเฟ้อในทฤษฎีสมัยใหม่นั้นทำให้ได้โครงสร้างดังต่อไปนี้

การว่างงานฟังก์ชั่นลดของส่วนต่างของอัตราเงินเฟ้อที่เกิดขึ้นจริงและอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์

$$u_t = \lambda(x^e_t - x_t) + u^* \qquad (2.5)$$

เมื่อ u_t คือ การว่างงานในช่วงเวลา t

λ คือ ค่าคงที่ซึ่งเป็นบวก

x_t คือ อัตราเงินเฟ้อที่เกิดขึ้นจริง

x^e_t คือ อัตราเงินเฟ้อที่ถูกคาดการณ์

และ u^* คือ การว่างงานณ.อัตราธรรมชาติ

จากความสัมพันธ์ตรงนี้เองงานของ Phelps and Taylor (1975) บอกว่าไม่จำเป็นต้องเป็น imperfect information จึงจะเกิด $x^e_t - x_t$ ได้ แต่ความเหนียวของราคาต่างหากที่ทำให้เกิด $x^e_t - x_t$ จึงกล่าวได้ว่าราคาและแรงงานนั้นถูกตั้งไว้ก่อนที่จะมีอุปสงค์ที่เกิดขึ้นจริงเสียอีก

เราจะบอกว่าทฤษฎีแห่งการควบคุม(control theory)นั้นใช้ไม่ได้ผ่านการคาดการณ์ของราคา(price expectation) การเปลี่ยนแปลงในนโยบายนั้นจะสะท้อนการเปลี่ยนแปลงในการจัดลำดับความพึงพอใจ(preference)ของสังคมว่าให้ความสำคัญกับการว่างงานและเงินเฟ้อเป็นอย่างไร ซึ่งการเปลี่ยนแปลงในการจัดลำดับความพึงพอใจนี้เองจะส่งผลกระทบอย่างทันทีทันใดต่อการคาดการณ์ ตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ในภาคเอกชนนั้นมีข้อมูลเกี่ยวกับโครงสร้างทางเศรษฐกิจอย่างที่ผู้ดำเนินนโยบายมี จึงกล่าวได้ว่าการพยากรณ์นโยบายในอนาคตนั้นมีความสัมพันธ์กับการเลือกใช้นโยบายที่เกิดขึ้นจริงของผู้ดำเนินนโยบาย แค่ความสามารถในการทำนายเพียงบางส่วนของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ในการทำนายยโยบายที่จะถูกเลือกใช้ในอนาคตก็ทำให้ทฤษฎีการควบคุมที่ดีที่สุดนั้นไม่เหมาะสมที่จะนำมาใช้อีกต่อไปแล้ว(invalidate)

2.1.2.3 การคาดการณ์อย่างมีเหตุผล

เราควรมีสมมติฐานว่ามีการคาดการณ์อย่างมีเหตุผล

$x^{e}_{t} = Ex_{t}$

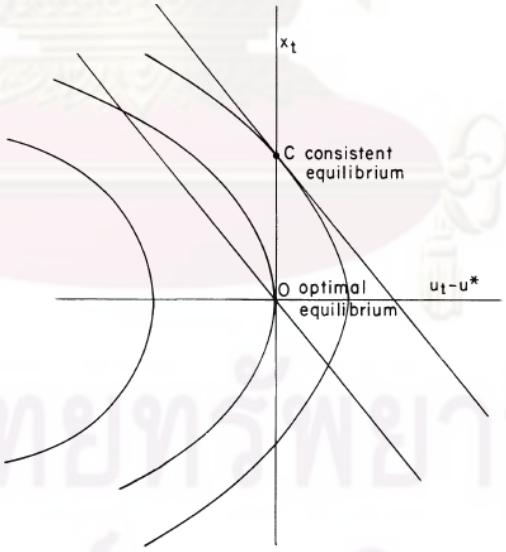
ในงานของ Sargent (1973) นั้นได้มีการทดสอบและยอมรับสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีเหตุผล (rational-expectation hypothesis) Kydland and Prescott(1977)ได้กล่าวว่าความผิดพลาดของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อนั้นไม่ควรเกิดจากความเอนเอียง(bias)ในการวัดการคาดการณ์

ต้องมีทฤษฎีในการเลือกนโยบาย(theory of policy selection)จึงจะทำให้โมเดลนั้นสมบูรณ์ จะได้ฟังก์ชั่นเป้าประสงค์ของสังคมซึ่งเป็นทางเลือกนโยบายที่สมเหตุสมผลดังนี้

$S(x_t, u_t)$

ถ้าการคิดแบบสมเหตุสมผลนั้นไม่สมบูรณ์จะต้องมีพจน์ที่แสดงการเกิดของความสุ่ม(random term)ในฟังก์ชั่นนี้ การจะได้มาซึ่งนโยบายที่มีความสม่ำเสมอนั้นคือการทำให้ $S(x_t, u_t)$ นั้นมีค่ามากที่สุดภายใต้เงื่อนไขเส้นโค้งฟิลลิปส์ในสมการ(2.5)

ภาพที่ 2.5 ความแตกต่างระหว่างนโยบายที่มีความสม่ำเสมอและนโยบายที่ดีที่สุด



ที่มา : Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans Rules (Kydland, and Prescott, 1977)

จากภาพที่ 2.5 ซึ่งเป็นภาพที่แสดงถึงเส้นโค้งฟิลลิปส์และเส้นแห่งความไม่แตกต่าง(indifferent curve) จากสมการ(2.5) เส้นโค้งฟิลลิปส์นั้นคือเส้นตรงซึ่งมีความชันเป็น $-\lambda^{-1}$ และมีตุดตัดแกนตั้งที่ x^e_t สำหรับดุลยภาพที่มีความสม่ำเสมอแล้ว เส้นแห่งความไม่แตกต่างนั้นจะต้องสัมผัสเส้นโค้งฟิลลิปส์กับแกนตั้งที่จุด C ที่ต้องสัมผัสเส้นโค้งฟิลลิปส์ก็เพราะว่าต้องการที่จะทำให้ $S(x_t, u_t)$นั้นมีค่ามากที่สุดและต้องตัดที่จุดCเพราะว่าภายใต้เงื่อนไขสมการ(2.5) จากเส้นแห่งความไม่แตกต่างนั้นสามารถตีความได้ว่าสังคมนั้นชื่นชอบให้อัตราเงินเฟ้อเป็นศูนย์ เนื่องจากเราตระหนักดีว่าเงินเฟ้อนั้นคือภาษีของการถือเงิน(tax on reserves and currency) ดังนั้น คือการห่างออกจาก(deviate)อัตราที่ดีที่สุด(optimal rate) ผลลัพธ์ของการเลือกนโยบายที่จุด C จึงไม่ใช่นโยบายที่ดีที่สุดอีกต่อไป แต่จุดดุลยภาพที่ดีที่สุดนั้นอยู่ที่จุด O ต่างหาก เนื่องจากอยู่ที่เส้นแห่งความไม่แตกต่างที่ดีกว่าจุด C เหตุผลก็คือที่จุด O นั้นมีการว่างงานเท่ากับจุด C แต่มีเงินเฟ้อที่ต่ำกว่า

2.1.2.4 **นโยบายการเงินที่ดีที่สุด**

นโยบายการเงินที่ดีที่สุดนั้นเป็นแบบสุ่มในโลกของการคาดการณ์อย่างมีเหตุผล เนื่องจากมีปัจจัยภายนอกที่กระทบต่อเศรษฐกิจ(Shock)แบบสุ่มอยู่ตลอดเวลา ถ้าในฟังก์ชั่นเป้าประสงค์นั้นมีความไม่แน่นอนอยู่ด้วย($S = S(x_t, u_t) + \varepsilon_t$) นโยบายที่ดีที่สุดก็จะไม่มีความสม่ำเสมออีกต่อไป และผลที่ตามมาก็คือจะไม่เป็นการดีที่สุดสำหรับผู้ดำเนินนโยบายอีกต่อไปแล้วที่จะยังคงใช้กฎนโยบาย(policy rules)ที่ใช้ตั้งแต่แรก(Taylor, 1975)

เป็นสิ่งสำคัญที่ควรระลึกเสมอว่าการเปลี่ยนแปลงใน Π^f นั้นจะเปลี่ยนแปลง $d^f(y_s;\Pi^f)$ ด้วยเสมอ

ฟังก์ชั่นการตัดสินใจของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์นั้นในช่วงเวลาปัจจุบันนั้นเป็นดังต่อไปนี้

$$x_t = d^c(y_t, \pi_t ; \Pi^f)$$

การเปลี่ยนแปลงในการคาดการณ์เกี่ยวกับนโยบายในอนาคตนั้นจะมีผลต่อการตัดสินใจในปัจจุบันของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์

$$\sum_{s=t}^{\infty} \beta_{\pi}^{s} \quad q(x_{s}, y_{s}, \pi_{s}) , \qquad 0 < \beta_{\pi} < 1$$

เนื่องจากหลักการสำคัญของงานของ Kydland and Prescott (1977)นี้คือ การตัดสินใจในปัจจุบันของผู้ดำเนินนโยบายนั้นไม่ได้ขึ้นกับเพียงข้อมูลในอดีตเท่านั้นหากแต่ยังขึ้นกับการคาดการณ์ของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ว่านโยบายในอนาคตนั้นจะเป็นอย่างไร

$$\Pi^{c} = g(\Pi^{f})$$

การที่จะบอกว่านโยบาย(Π)นั้นสม่ำเสมออยู่ตลอดเวลาไม่ว่าเวลาจะผันแปรไปนั้นค่า Π^{f} นั้นจะต้องเป็นค่าคงที่เพื่อที่จะทำให้ $g(\Pi^{f})$ นั้นไม่ผันแปรไปตามเวลา แต่ว่าการคาดการณ์ของตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์เกี่ยวกับนโยบายที่จะถูกใช้ในอนาคตนั้นสามารถเปลี่ยนแปลงไปได้ตามกาลเวลาทำให้ Π คงที่หนึ่งๆนั้นไม่สามารถเป็นนโยบายที่มีความสม่ำเสมอได้ตลอดเวลา

ดังนั้นการอยู่ใต้นโยบายที่ดีที่สุด(sub optimal)เมื่อเวลานั้นเปลี่ยนแปลงไป ที่เกิดขึ้นนั้นไม่ได้เกิดขึ้นจากการขาดวิสัยทัศน์(myopia)ของผู้ดำเนินนโยบาย ถึงแม้ว่าผู้ดำเนินนโยบายนั้นจะใช้นโยบายที่ดีที่สุด(act optimal)ของณ.เวลาหนึ่งๆในปัจจุบันอาจจะทำให้นโยบายนั้นไม่ดีที่สุดเมื่อเรานำช่วงเวลาทั้งหมดในระยะยาวมารวมกัน แต่การอยู่ใต้นโยบายที่ดีที่สุดนั้นเกิดจากผู้ดำเนินนโยบายในอนาคตนั้นไม่ได้พิจารณาผลกระทบของนโยบายของเขาผ่านกลไกการคาดการณ์ของการตัดสินใจในปัจจุบันของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์

สิ่งที่งานของ Kydland and Prescott(1977)นั้นพยายามจะสื่อคือการตัดสินใจในปัจจุบันของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์นั้นขึ้นกับนโยบายในอนาคตที่ถูกคาดการณ์และการคาดการณ์นี้ไม่เกี่ยวข้องกับนโยบายที่ได้ถูกเลือกใช้มาแล้วในอดีต ผู้วางนโยบายควรทำตามกฎซึ่งเป็นฟังก์ชั่นของการคาดการณ์ของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์เกี่ยวกับนโยบายที่จะถูกเลือกใช้ในอนาคตมากกว่าจะมองการดำเนินนโยบายเพียงแค่ช่วงเวลาในปัจจุบัน

งานของBarro and Gordon(1983)นั้นก็เป็นอีกงานหนึ่งที่กล่าวถึงการดำเนินนโยบายที่ดีที่สุดและเป็นงานที่แสดงให้เราเห็นความสำคัญของการวิธีทางเศรษฐมิติที่ดีที่สุดเพื่อการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อในอนาคตหรือเงินเฟ้อคาดการณ์นั่นเอง วัตถุประสงค์ของการวิเคราะห์ของ Barro and Gordon(1983)นั้นก็คือ การทำให้เกิดพฤติกรรมในการดำเนินนโยบายการเงินเพื่อ

ต่อต้านวัฏจักรธุรกิจด้วยความสมเหตุสมผลของผู้ดำเนินนโยบาย โดย Barro and Gordon (1983)นั้นพยายามแสดงให้เห็นว่านโยบายการเงินนั้นไม่เกี่ยวข้องกับกิจกรรมทางเศรษฐกิจจริง

งานของBarro and Gordon(1983)นั้นกล่าวว่าการดำเนินนโยบายของผู้ดำเนินนโยบายที่ไม่ได้มองกลไกการเคลื่อนที่ของระบบเศรษฐกิจนั้นจะทำให้เกิดเงินเฟ้อจำนวนมหาศาลได้และเมื่อคนเข้าใจวัตถุประสงค์ของผู้ดำเนินนโยบายเงินเฟ้อจำนวนมากนี้ก็จะไม่เกิดขึ้นอย่างเป็นระบบในดุลยภาพคนจะสร้างการคาดการณ์อย่างมีเหตุผลและผู้ดำเนินนโยบายจะเลือกนโยบายที่ดีที่สุดในแต่ละช่วงเวลาภายใต้เงื่อนไขแนวทางที่คนสร้างการคาดการณ์

Barro and Gordon(1983) ได้ให้คำนิยามของโมเดลอัตราธรรมชาติ(natural rate model)โดยในโมเดลอัตราธรรมชาตินี้ การตัดสินใจเกี่ยวกับนโยบายนั้นจะถูกสร้างขึ้นมาภายใต้เงื่อนไขที่ว่าการคาดการณ์ของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์เกี่ยวกับนโยบายการเงินในอนาคตนั้นจะมีค่าเท่ากับที่เกิดขึ้นจริง

ในดุลยภาพของBarro and Gordon (1983)นั้นจะประกอบไปด้วยคุณสมบัติดังต่อไปนี้

ก) กฎการตัดสินใจ(decision rule)สำหรับตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ในภาคเอกชน(private agent) ซึ่งจำเป็นสิ่งที่กำหนดพฤติกรรมของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ นั้นคือฟังก์ชั่นของข้อมูลในปัจจุบันของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์

ข) ฟังก์ชั่นการคาดการณ์ ซึ่งจะเป็นตัวกำหนดการคาดการณ์ของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ในภาคเอกชนนั้นคือ ฟังก์ชั่นของข้อมูลในปัจจุบันของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์

ค) กฎนโยบาย(policy rule) ซึ่งเจาะจงพฤติกรรมของเครื่องมือในการดำเนินนโยบาย(policy instruments)ในฐานะฟังก์ชั่นของข้อมูลในปัจจุบันของผู้วางนโยบาย

ผลลัพธ์ที่เกิดขึ้นนั้นจะเป็นดุลยภาพที่เกิดขึ้นจากการคาดการณ์อย่างมีเหตุผลถ้าเป็นไปตามเงื่อนไขดังต่อไปนี้

1) ภายใต้สถานการณ์ ข. ตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์จะได้ค่า ก. จากกฎการตัดสินใจเพื่อทำให้การคาดการณ์ของตนนั้นมีค่าสูงสุด(optimize)

2) ผู้ดำเนินนโยบายจะประพฤติตนแบบ ค. เพื่อทำให้ได้ค่าสูงสุด โดยที่ ค. นั้นจะขึ้นกับค่าคาดการณ์ ข. ของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ด้วย โดยที่ผู้ดำเนินนโยบายนั้นจะระลึกอยู่เสมอว่าภาคเอกชนจะทำการตัดสินใจโดยกฎการตัดสินใจ(decision rule)ภายใต้ ก. ภายใต้กรอบความคิดของผู้ดำเนินนโยบาย เป็นการไม่สมเหตุสมผลเลยหากตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์จะทำการรักษาการคาดการณ์จากสิ่งที่พวกเขาคิดว่าผู้ดำเนินนโยบายนั้นจะทำการเปลี่ยนแปลง (deviate)

ถ้าผู้ดำเนินนโยบายนั้นมีพันธะล่วงหน้า(pre-commited) ดุลยภาพนั้นจะเกิดจากกฎ(rule) แต่ถ้านโยบายนั้นเป็นการเลือกตามลำดับเวลา การคาดการณ์เกี่ยวกับนโยบายและการตระหนักในสิ่งที่จะเกิดขึ้นนั้นจะเป็นตัวกำหนดคุณสมบัติของดุลยภาพ ฉะนั้นเราต้องเข้าใจว่าตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์นั้นคาดการณ์ว่าจะเกิดอะไรขึ้น

เรามองผู้ดำเนินนโยบายในฐานะตัวแทนของสังคมการทำให้เป้าประสงค์นั้นมีค่ามากที่สุด(maximize objective)ของผู้ดำเนินนโยบายนั้นจะสะท้อนให้เห็นถึงค่านิยม (preference)ของสังคมที่มีต่อเงินเฟ้อและการว่างงาน ถึงแม้ว่าดุลยภาพนั้นจะเกี่ยวข้องกับแนวทางเดินของการว่างงานซึ่งจะไม่ผันแปรไปตามนโยบาย การตอบสนองของผู้ดำเนินนโยบายที่จะต่อต้านวัฏจักรธุรกิจนั้นจะขึ้นกับว่าสังคมนั้นไม่ชอบอะไรมากกว่ากันระหว่างเงินเฟ้อและการว่างงาน มีการอยู่ของความสัมพันธ์เชิงกลับระหว่างเงินเฟ้อและการว่างงาน ในการที่ผู้ดำเนินนโยบายนั้นจะทำนโยบายไม่มีครั้งใดเลยที่จะจบด้วยการไม่มีผลกระทบที่ไม่พึงปราถณา ในความเป็นจริงที่เกิดขึ้นนั้นการว่างงานนั้นถูกทำให้หมดไปแต่กลับกลายเป็นว่าเงินเฟ้อนั้นมากเกินความต้องการ

2.1.2.5 โมเดลของการว่างงานและอัตราเงินเฟ้อ

การว่างงาน(U_t)นั้นเป็นฟังก์ชั่นของการว่างงานณ.อัตราธรรมชาติ(U^n_t)และผลต่างระหว่างเงินเฟ้อที่เกิดขึ้นจริง(π_t)และเงินเฟ้อคาดการณ์(π^e_t) เหตุผลที่ใช้การว่างงานนั้นก็เพราะว่า อัตราการว่างงานนั้นบ่งบอกถึงสถานะของระบบเศรษฐกิจ(state of the economy)ได้อย่างคร่าวๆ

$$U_t = U^n_t - \alpha(\pi_t - \pi^e_t) \quad , \quad \alpha > 0 \qquad (2.6)$$

เมื่อ α คือ ความชันของเส้นโค้งฟิลลิปส์

U_t คือ การลดรูปของฟังก์ชั่นของปัจจัยที่มากระทบระบบเศรษฐกิจที่เกิดจากการดำเนินนโยบายการเงิน(reduced-form function of monetary shocks)

$$U^n_t = \lambda U^n_{t-1} + (1 - \lambda)\overline{U^n} + \varepsilon_t \quad , 0 \le \lambda \le 1 \qquad (2.7)$$

เมื่อ $\overline{U^n}$ คือ ค่าเฉลี่ยในระยะยาวของอัตราการว่างงานธรรมชาติ

ε_t คือ การแจกแจงที่เป็นอิสระและมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์

ถ้า $0 \leq \lambda \leq 1$ จริงก็จะทำให้ U^n_t นั้นมีทิศทางเดียวกับ ε_t กล่าวคือถ้า ε_t นั้นมีค่าเป็นบวก U^n_t นั้นก็จะเพิ่มขึ้น แต่หาก ε_t นั้นมีค่าเป็นลบ U^n_t ก็จะลดลง

จะได้ฟังก์ชั่นต้นทุน(cost function)ของผู้ดำเนินนโยบายดังนี้

$$Z_t = a(U_t - kU^n_t)^2 + b(\pi_t)^2; \quad a, b > 0, 0 \leq k \leq 1 \qquad (2.8)$$

เรามีสมมุติฐานว่าผู้ดำเนินนโยบายนั้นควบคุมเครื่องมือที่ทำให้เกิดการเติบโตของเงิน μ_t ซึ่งมีการเชื่อมต่อโดยตรงกับเงินเฟ้อ π_t ในแต่ละช่วงเวลา เพื่อให้เกิดประสิทธิผลในการดำเนินนโยบาย ผู้ดำเนินนโยบายจะเลือก π_t ในแต่ละช่วงเวลา

การเลือก π_t ในแต่ละช่วงเวลานั้นเพื่อความสูญเสียที่คาดการณ์ไว้ในต่ำที่สุด

$$E\left[\sum_{t=1}^{\infty} \frac{Z_t}{(1+r)^t}\right] I_0 \qquad (2.9)$$

อัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ณ.ช่วงเวลาที่ t นั้นคือฟังก์ชั่นของข้อมูลณ.ช่วงเวลาที่ t-1

$$\pi^e_t = h^e(I_{t-1}) \qquad (2.10)$$

นำค่า U^n_t ในสมการ(2)และค่า π^e_t ในสมการ(2.10)แทนค่าลงไปในสมการ(1)จะได้สมการที่บอกที่มาของอัตราการว่างงานดังนี้

$$U_t = \lambda U^n_{t-1} + (1 - \lambda)\overline{U^n} + \varepsilon_t - \alpha[\pi_t - h^e(I_{t-1})] \qquad (2.11)$$

หาต้นทุนในการดำเนินนโยบายด้วยการแทนค่า U_t และ π^e_t ลงในสมการ(2.8)ดังนี้

$$Z_t = a\{(1 - k)[\lambda U^n_{t-1} + (1 - \lambda)\overline{U^n} + \varepsilon_t] - \alpha[\pi_t - h^e(I_{t-1})]\}^2 + b(\pi_t) \qquad (2.12)$$

ภายใต้การคาดการณ์เกี่ยวกับอัตราเงินเฟ้อที่จะเกิดขึ้นจริงในช่วงเวลาที่ t จากสูตร $\pi^e_t = h^e(I_{t-1})$ ผู้ดำเนินนโยบายต้องเลือก π_t เพื่อทำให้ค่า $E_{t-1}Z_t$ นั้นมีค่าต่ำที่สุดด้วยการกำหนดให้อนุพันธ์ลำดับที่1ของ $\left(\frac{\partial}{\partial \pi_t}\right)(E_{t-1}Z_t)$ เท่ากับ 0 จะได้ว่าอัตราเงินเฟ้อที่ผู้ดำเนินนโยบายเลือกคือ

$$\hat{\pi}_t = \frac{a\alpha}{b}\{-\alpha[\hat{\pi}_t - h^e(I_{t-1})] + (1-k)[\lambda U^n_{t-1} + (1 - \lambda)\overline{U^n}]\} \qquad (2.13)$$

เมื่อ $E(\varepsilon_t \mid I_{t-1}) = 0$

ตัวแทนเศรษฐศาสตร์รู้ว่าทางเลือกที่เกิดขึ้นจริงของ $\hat{\pi}_t$ นั้นต้องทำให้สมการ (2.13)เป็นจริง ตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ที่สมเหตุสมผลจะใช้สมการ(2.13)ที่บอกค่า $\hat{\pi}_t$ มาคำนวณฟังก์ชั่นการโต้ตอบ(reaction function) $\pi^e{}_t$ ในสมการ(2.10) ความสม่ำเสมอนั้นต้องการ $h^e(I_{t-1}) = \hat{\pi}_t$ ดังนั้นค่า $\hat{\pi}_t - h^e(I_{t-1})$ นั้นจึงเท่ากับ 0 ในสมการ(2.13)ทำให้

$$\pi^e{}_t = h^e(I_{t-1}) = \frac{a\alpha}{b}(1-k)[\lambda U^n{}_{t-1} + (1-\lambda)\overline{U^n}]$$

$$= \frac{a\alpha}{b}(1-k)E_{t-1}U^n{}_t \qquad (2.14)$$

จะได้ว่านโยบายที่ทำให้เกิดดุลยภาพนั้นคือ

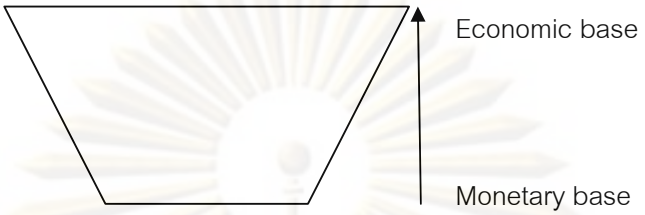
$$\hat{\pi}_t = \frac{a\alpha}{b}(1-k)E_{t-1}U^n{}_t = \pi^e{}_t \qquad (2.15)$$

จึงทำให้ได้ว่าในดุลยภาพนั้น $\hat{\pi}_t = \pi^e{}_t$, $U_t = U^n{}_t$ สมการ(2.15)นั้นให้ดุลยภาพของแนช(Nash Equilibrium)

2.1.3 ทฤษฎีที่ใช้ในการศึกษา

งานในลักษณะของการหานโยบายการเงินที่ดีที่สุดที่ต้องอาศัยความสามารถในการพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ที่พัฒนาต่อมาจากงานของ Kydland and Prescott (1977) และ Barro and Gordon (1983)นั้นได้แก่งานของ Lars E.O. Svensson (1997) ได้อธิบายว่าเหตุใดธนาคารกลางควรจะรักษาเสถียรภาพของอัตราเงินเฟ้อมากกว่าจะรักษาเสถียรภาพของอัตราแลกเปลี่ยนทั้งๆที่ก็เป็นการรักษาเสถียรภาพทางด้านราคาเหมือนกัน โดยจุดประสงค์ของงานของ Lars E.O. Svensson (1997)นั้นก็คือการตรวจสอบว่าการที่ธนาคารกลางนั้นใช้การดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อนั้นเหมาะสมแล้วหรือไม่โดยงานของ Lars E.O. Svensson (1997)นั้นได้บอกว่าเป็นการเหมาะสมแล้วที่ธนาคารกลางนั้นจะดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อเนื่องจากการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อนั้นสามารถส่งผ่านจากฐานการเงิน (monetary base)ไปยังฐานภาคเศรษฐกิจจริง(economic base)ได้ดี

ภาพที่ 2.6 การทำงานของนโยบายการเงิน



จากภาพที่ 2.6 นั้นแสดงให้เห็นถึงการทำงานของนโยบายการเงิน กล่าวคือสิ่งที่ผู้ดำเนินนโยบายนั้นต้องการกระตุ้นหรือชะลอจริงๆก็คือฐานภาคเศรษฐกิจจริง แต่สิ่งที่ผู้ดำเนินนโยบายการเงินนั้นทำได้ก็คือกระตุ้นหรือชะลอฐานการเงินเพื่อหวังว่าฐานการเงินที่หดหรือขยายตัวนั้นจะไปขยายหรือหดฐานเศรษฐกิจจริง งานLars E.O. Svensson (1997)นั้นกล่าวว่าเหตุผลที่ธนาคารกลางนั้นควรดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อก็คือ การดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อนั้นสามารถส่งผ่านจากฐานการเงินไปยังฐานเศรษฐกิจจริงได้ดี

งานของLars E.O. Svensson (1997)นั้นกล่าวว่าสิ่งที่ธนาคารกลางนั้นทำได้คือการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อคาดการณ์ เพราะว่าเงินเฟ้อที่เกิดขึ้นจริงนั้นเกินความสามารถของธนาคารกลางในการพยากรณ์ว่าเงินเฟ้อที่เกิดขึ้นจริงๆนั้นจะเป็นเท่าไหร่ สิ่งที่ธนาคารกลางนั้นรู้และนำมาใช้ในการดำเนินนโยบายการเงินก็คือเงินเฟ้อคาดการณ์ โดยงานของ Svensson (1997)นั้นพยายามพิสูจน์ให้เห็นว่าการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อนั้นก็คือการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อคาดการณ์นั่นเอง(Svensson, 1997) ดังต่อไปนี้

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha_1 y_t + \alpha_2 x_t + \varepsilon_{t+1} \qquad (2.16)$$

$$y_{t+1} = \beta_1 y_t - \beta_2(i_t - \pi_t) + \beta_3 x_t + \eta_{t+1} \qquad (2.17)$$

$$x_{t+1} = \gamma x_t + \theta_{t+1} \qquad (2.18)$$

เมื่อ $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ คือ อัตราเงินเฟ้อในปีที่ t โดยที่ p_t และ p_{t-1} นั้นคือ ล็อกของระดับราคา

y_t คือ ล็อกของ ผลต่างของผลผลิต((log) output gap)

x_t คือ ตัวแปรต้นอื่นๆ

i_t คือ เครื่องมือในการดำเนินนโยบายการเงิน หรือ อัตราดอกเบี้ย

ε_t , η_t และ θ_{t+1} คือ ปัจจัยที่มากระทบโดยไม่ได้คาดการณ์ (shock)

$$E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} L(\pi_\tau) \qquad (2.19)$$

ธนาคารกลางนั้นต้องทำให้ $E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} L(\pi_\tau)$ นั้นมีค่าน้อยที่สุด โดยที่

$$L(\pi_\tau) = \frac{1}{2}(\pi_\tau - \pi^*)^2 \qquad (2.20)$$

จากสมการ(2.16),(2.17)และ(2.18)นั้นมีการช้าของเวลา(time lag)จะได้ว่า

$$\begin{aligned} \pi_{t+2} &= (\pi_t + \alpha_1 y_t + \alpha_2 x_t + \varepsilon_{t+1}) + \alpha_1[\beta_1 y_t - \beta_2(i_t - \pi_t) + \beta_3 x_t + \eta_{t+1}] \\ &\quad + \alpha_2(\gamma x_t + \theta_{t+1}) + \varepsilon_{t+2} \\ &= a_1\pi_t + a_2 y_t + a_3 x_t - a_4 i_t + (\varepsilon_{t+1} + \alpha_1 \eta_{t+1} + \alpha_2 \theta_{t+1} + \varepsilon_{t+2}) \end{aligned} \qquad (2.21)$$

เมื่อ $a_1 = 1 + \alpha_1\beta_2$,

$a_2 = \alpha_1(1 + \beta_1)$,

$a_3 = \alpha_1\beta_3 + \alpha_2(1 + \gamma)$

และ $a_4 = \alpha_1\beta_2$ (2.22)

ธนาคารกลางนั้นต้องทำให้ผลรวมของฟังก์ชั่นการสูญเสียนั้นต่ำที่สุดดังสมการต่อไปนี้

$$\min_{i_t} \; E_t \delta^2 L(\pi_{t+2}) \qquad (2.23)$$

หาอนุพันธ์ลำดับที่หนึ่งของสมการ(2.23)เทียบกับ i_t แล้วจับเท่ากับ 0

$$\frac{\partial E_t \delta^2 L(\pi_{t+2})}{\partial i_t} = E_t\left[\delta^2(\pi_{t+2} - \pi^*)\frac{\partial \pi_{t+2}}{\partial i_t}\right] = -\delta^2 a_4(\pi_{t+2|t} - \pi^*) = 0$$

จะได้ว่า $\pi_{t+2|t} = \pi^*$ (2.24)

จะได้ฟังก์ชั่นการสูญเสียเป็นดังนี้

$$L^i(\pi_{t+2|t}) = \frac{1}{2}(\pi_{t+2|t} - \pi^*) \qquad (2.25)$$

ธนาคารกลางนั้นต้องทำให้ฟังก์ชั่นการสูญเสียนั้นมีค่าต่ำที่สุด

$$\min_{i_t} \; L^i(\pi_{t+2|t}) \qquad (2.26)$$

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

การพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อไปอีก2ปีข้างหน้าด้วยสมการ(2.21) โดยใช้ข้อมูลเกี่ยวกับสภาพของระบบเศรษฐกิจในปัจจุบัน(π_t , y_t ,x_t)และเครื่องมือในการดำเนินนโยบายการเงิน(i_t)เป็นดังนี้

$$\pi_{t+2|t} = a_1\pi_t + a_2 y_t + a_3 x_t - a_4 i_t \qquad (2.27)$$

จะได้ว่าอัตราดอกเบี้ยที่ทำให้เกิดนโยบายการเงินที่ดีที่สุด(optimal policy)คือ

$$\begin{aligned} i_t &= \frac{1}{a_4}(-\pi^* + a_1\pi_t + a_2 y_t + a_3 x_t) \\ &= \pi_t + b_1(\pi_t - \pi^*) + b_2 y_t + b_3 x_t \end{aligned} \qquad (2.28)$$

เมื่อ $b_1 = \dfrac{1}{\alpha_1\beta_2}$,

$b_2 = \dfrac{1+\beta_1}{\beta_2}$

และ $b_3 = \dfrac{\alpha_1\beta_3 + \alpha_2(1+\gamma)}{\alpha_1\beta_2}$ (2.29)

จากวรรณกรรมปริทัศน์ที่เกี่ยวกับการดำเนินนโยบายให้ได้ผลลัพธ์ที่ดีที่สุด (optimal monetary policy)กล่าวคือสามารถรักษาอัตราดอกเบี้ยให้อยู่ในกรอบได้และมีผลรวมของฟังก์ชั่นการสูญเสียต่ำที่สุด เราจะเห็นได้ว่าปัจจัยที่เป็นตัวแปรสำคัญในการดำเนินนโยบายการเงินให้มีประสิทธิภาพสูงสุดปัจจัยหนึ่งนั้นก็คืออัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ ดังนั้นการหาวิธีการทางเศรษฐมิติในการประมาณค่าพารามิเตอร์ต่างๆที่อธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราเงินเฟ้อได้แม่นยำ (accuracy)ขึ้นก็เป็นงานหนึ่งที่จะมีคุณประโยชน์มากต่อการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อของธนาคารแห่งประเทศไทย

2.1.4 ความสำคัญของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานต่อระบบเศรษฐกิจไทย

วรรณกรรมปริทัศน์ในส่วนต่อไปจะเป็นส่วนเกี่ยวกับรายงานแนวโน้มเงินเฟ้อที่ธนาคารแห่งประเทศไทยจัดทำขึ้นเพื่อใช้ในการสื่อสารกับประชาชนซึ่งส่วนหนึ่งของการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อของธนาคารแห่งประเทศไทย และในส่วนถัดไปจะเป็นวรรณกรรมปริทัศน์เกี่ยวกับแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคที่ธนาคารแห่งประเทศไทยใช้ในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อ

2.1.4.1 วัตถุประสงค์ในการจัดทำรายงานแนวโน้มเงินเฟ้อของธนาคารแห่งประเทศไทย

รายงานแนวโน้มเงินเฟ้อที่ธนาคารแห่งประเทศไทยจัดทำขึ้นนั้นจะจัดทำเป็นรายไตรมาส โดยเจ้าหน้าที่ของธนาคารแห่งประเทศไทย ด้วยความเห็นชอบของคณะกรรมการนโยบายการเงิน เพื่อวัตถุประสงค์ 2 ประการ

1) เสนอกรอบประมาณการภาวะเศรษฐกิจและแนวโน้มอัตราเงินเฟ้อที่ชัดเจนและมองไปข้างหน้า เพื่อเป็นข้อมูลประกอบการตัดสินใจในการดำเนินนโยบายการเงินของคณะกรรมการฯ

2) ถ่ายทอดแนวความคิดของคณะกรรมการฯ ต่อสาธารณชน และอธิบายเหตุผลของการตัดสินใจในการดำเนินนโยบายต่างๆ(ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2551 : ออนไลน์)

2.1.4.2 หลักการสร้างแผนภาพรูปพัด

ธนาคารแห่งประเทศไทยนั้นจะใช้รายงานการคาดการณ์เงินเฟ้อด้วยแผนภาพรูปพัดในการสื่อสารกับประชาชน โดยหลักการสร้างแผนภาพรูปพัด(fan chart)นั้นมีดังต่อไปนี้

2.1.4.2.1 การพยากรณ์(Forecasting)

ในการพยากรณ์ภาวะเศรษฐกิจนั้นเป็นการนำเสนอข้อสมมติต่างๆ มาคาดการณ์แนวโน้มในอนาคต โดยใช้แบบจำลองเศรษฐกิจมหภาค การพยากรณ์สามารถทำได้ 2 วิธีการคือ

1) Deterministic Simulation เป็นการนำข้อสมมติตัวแปรภายนอกต่างๆแทนค่าในแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคโดยมีข้อสมมติว่าค่าความผิดพลาด(Disturbance term หรือ error term)มีค่าเท่ากับศูนย์ จะได้ค่าประมาณการของตัวแปรภายในของแบบจำลองเป็นค่าคงที่

2) Stochastic Simulation เป็นการประมาณการที่พิจารณาความผันผวนที่อาจเกิดขึ้นต่อค่าสัมประสิทธ์ (Coefficients) และ/หรือค่าความผิดพลาดของแต่ละสมการในแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาค โดยให้ค่าเหล่านั้นมีการกระจายตัว (Random Sampling) การประมาณการแบบ Stochastic Simulation นี้ได้ค่าประมาณหลายค่าขึ้นอยู่กับจำนวนครั้งของการทำ Simulation ทั้งนี้ สามารถนำค่าประมาณการที่ได้ทั้งหมดมาคำนวณการกระจายตัวของความน่าจะเป็น (Probability Distribution)ได้

2.1.4.2.2 การสร้างแผนภาพรูปพัด

การสร้างแผนภาพรูปพัดมีหลักการที่สำคัญ4ประการคือ การเลือกลักษณะการกระจายตัว(Forecast Distribution)ของการพยากรณ์ การพิจารณาค่าฐานนิยม(mode)ของการพยากรณ์ การพิจารณาความไม่แน่นอนหรือการพิจารณาค่าความเบี่ยงเบน (Degree of Uncertainty) และการพิจารณา ความสมดุลของความเสี่ยง (Balance of Risk) (สุรจิต ลักษณะสุต, 2544)/ (Britton, Fisher, and Whitley, 1998)/(Brix, and Sellin, 1999b)/(Banco Central do Brasil, 2005)

2.1.4.2.2.1 **การเลือกการกระจายตัวของการพยากรณ์**

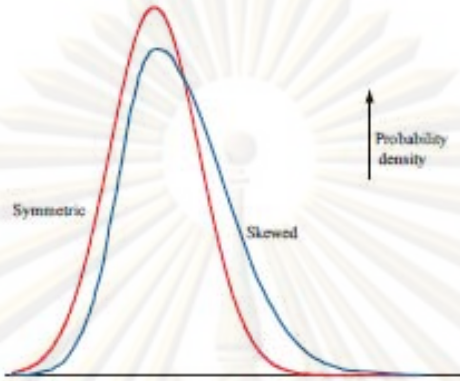
แผนภาพรูปพัดนั้นแสดงถึงการกระจายตัวของความน่าจะเป็น (Probability Distribution) ที่คณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทย ประเมิณต่ออัตราเงินเฟ้อและ/หรือการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในอนาคต ในการกำหนดการกระจายตัวก็เหมือนกับการวิเคราะห์ถึงการเปลี่ยนแปลงข้อสมมติที่อาจเป็นไปได้ต่างๆ โดยใช้แบบจำลองเศรษฐกิจมหภาค การนำเสนอแผนภาพรูปพัดในรายงานแนวโน้มเงินเฟ้อจะนำเสนอจากดุลยพินิจของคณะกรรมการนโยบายการเงินเกี่ยวกับโอกาสและความเสี่ยงต่างๆที่อาจเกิดขึ้นต่อเศรษฐกิจในระยะต่อไป

ในทางปฏิบัติคณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทยจะเป็นผู้กำหนดลักษณะการกระจายตัว(Distribution)ของแผนภาพรูปพัด ซึ่งในการพยากรณ์ภาวะเศรษฐกิจการใช้ดุลยพินิจและวิจารณญานในการมองความเสี่ยงของแรงกดดันที่มีต่อภาวะเงินเฟ้อและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจนั้น คณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทยต้องสามารถอธิบายได้ตามวิธีของสถิติถึงสาเหตุของรูปทรงของกราฟว่ามีลักษณะอย่างไร การวิเคราะห์รูปแบบของการกระจายตัวสามารถแบ่งออกเป็น2รูปแบบคือ

1) การกระจายตัวแบบปกติ(Normal Distribution) ที่จะนำมาซึ่งแผนภาพรูปพัดที่มีลักษณะสมดุลไม่เบ้ไปข้างใดข้างหนึ่ง การกระจายตัวแบบนี้จะมีลักษณะเป็นระฆังคว่ำ(Bell-shaped) โดยจะมีโอกาสของการเกิดขึ้นที่เท่ากันของอัตราเงินเฟ้อและ/หรือการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจไม่ว่าจะเป็นทางด้านซ้ายหรือด้านขวาของค่าฐานนิยม(Mode)ของการพยากรณ์ โดยการกระจายตัวในรูปแบบนี้ค่าเฉลี่ย(Mean)ของการพยากรณ์ จะเป็นค่าที่เท่ากับค่าฐานนิยมของการพยากรณ์

2) การกระจายตัวแบบเบ้(Skewed Distribution)เป็นการกระจายตัวที่นำมาซึ่งแผนภาพรูปพัดที่มีลักษณะไม่สมดุล(Asymmetric Fan Chart) ตัวอย่างเช่น ในบางครั้งอาจมีโอกาสที่การพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อและ/หรือการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจมีความเบ้ไปทางด้านซ้ายของค่าฐานนิยมมากกว่าด้านขวา กล่าวคือมีโอกาสที่การพยากรณ์อัตรานั้นๆจะมีค่าต่ำกว่าค่ากลางหรือค่าฐานนิยมของการพยากรณ์มากกว่า

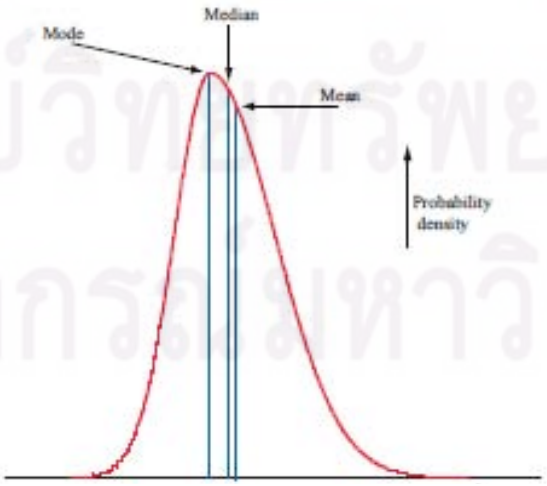
ภาพที่ 2.7 การเปรียบการกระจายตัวของฟังก์ชั่นการแจกแจงความน่าจะเป็นของการแจกแจงที่มีลักษณะสมมาตรและการแจกแจงที่มีลักษณะไม่สมมาตร



2.1.4.2.2.2 **การพิจารณาค่าฐานนิยมของการพยากรณ์**

การพิจารณาค่าฐานนิยมของการพยากรณ์ มักเริ่มจากการนำเอาข้อสมมติมาประมาณการแนวโน้มเงินเฟ้อออกมาเป็นค่าฐานนิยมก่อน (ตามวิธี Deterministic Simulation)ซึ่งค่าดังกล่าวนี้อาจนำมาใช้เป็นค่าฐานนิยมของการกระจายตัวทางสถิติได้โดยจะเป็นค่าที่เป็นไปได้มากที่สุดภายใต้เงื่อนไขทางด้านข้อมูล ข้อสมมติ และการวิเคราะห์ของคณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทย อย่างไรก็ตาม สำหรับค่าฐานนิยมของการกระจายตัวนี้ หากคณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทยได้ใช้วิจารณญานและดุลยพินิจแล้วเห็นว่าค่าดังกล่าวสูงหรือต่ำเกินไป ก็อาจปรับค่าฐานนิยมนี้ได้ ด้วยเหตุผลว่าแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคที่ใช้อาจไม่ครอบคลุมบางปัจจัยที่อาจเกิดขึ้นในระยะเวลาที่ทำการพิจารณา

ภาพที่ 2.8 การพิจารณาค่าฐานนิยม(Mode)ของการพยากรณ์



ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

2.1.4.2.2.3 **การพิจารณาความไม่แน่นอนของความเสี่ยงในการพยากรณ์**

การพิจารณาความไม่แน่นอนของความเสี่ยงในการพยากรณ์เป็นดุลยพินิจของคณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทยในการพิจารณาความเสี่ยงต่างๆที่คาดว่าจะเกิดขึ้นในอนาคตที่จะทำให้ค่าฐานนิยมที่ได้จากการประมาณมีการเบี่ยงเบนไป โดยทั่วไปการใช้การจำลองแบบสุ่ม(Stochastic Simulation)หาความเบี่ยงเบนมาตราฐานได้จากแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคนั้นจะรวมค่าความไม่แน่นอนและความคลาดเคลื่อนต่างๆที่เกิดจากเทคนิคการประมาณการด้วย ทำให้ค่าเบี่ยงเบนมาตราฐานที่ได้จากวิธีนี้อาจมีขนาดค่อนข้างกว้าง ในการนี้คณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทยอาจใช้ดุลยพินิจและประสบการณ์ความรู้ของตนในการกำหนดค่าความไม่แน่นอนที่จะเกิดขึ้นได้ โดยพิจารณาจากกรณีศึกษาถึงโอกาสที่เป็นไปได้ต่างๆของการเปลี่ยนแปลงตัวแปรนโยบายและปัจจัยภายนอกที่เจ้าหน้าที่นำเสนอ รวมทั้งความผิดพลาดของค่าพยากรณ์ที่ผ่านมา และนำผลที่ได้จากกรณีต่างๆนี้มาประเมิณค่าเฉลี่ย และค่าความเบี่ยงเบนมาตราฐาน

2.1.4.2.2.4 **การพิจารณาความสมดุลของความเสี่ยง**

ในเรื่องของการพิจารณาความสมดุลของความเสี่ยงนั้น เป็นเรื่องที่คณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทยได้พิจารณาควบคู่ไปด้วยแล้วตั้งแต่ในช่วงที่มีการกำหนดข้อสมมติและกำหนดค่าฐานนิยมของการพยากรณ์และความเห็นชอบของคณะกรรมการแต่ละคนนั้นอาจแตกต่างกัน แต่ผลโดยรวมแล้วถือเป็นมติของคณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทย ตัวอย่างเช่น เมื่อมีการกำหนดข้อสมมติเกี่ยวกับราคาน้ำมันแล้ว คณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทยอาจมีความเห็นเพิ่มเติมว่า ราคาน้ำมันนั้นมีแนวโน้มที่จะปรับตัวสูงขึ้นอีก เพราะสถานการณ์ตึงเครียดในตัวออกกลาง ขณะเดียวกันบางคนเชื่อว่าการลงทุนในแหล่งผลิตใหม่ และเทคโนโลยีใหม่ช่วยให้ปริมาณการผลิตพลังงานเพิ่มขึ้นซึ่งจะมีผลให้ราคาน้ำมันไม่อาจสูงขึ้นต่อเนื่องไปได้นานเป็นต้น หากความเห็นส่วนใหญ่โน้มไปทางราคาน้ำมันที่จะลดลงมากกว่าปรับขึ้นแล้ว ความเสี่ยงที่มีต่ออัตราเงินเฟ้อจะอยู่ในลักษณะที่มีแนวโน้มลดลงในช่วงที่ทำการพยากรณ์ อย่างไรก็ตาม คณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทยต้องคำนึงถึงความเสี่ยงที่มีต่ออัตราเงินเฟ้อในทุกกรณีและลักษณะของการกระจายว่าจะสมดุลหรือไม่ โดยสามารถดูได้จากความแตกต่างค่าฐานนิยมของการพยากรณ์และค่าเฉลี่ยของการพยากรณ์ในกรณีต่างๆ หากค่าเฉลี่ยของการพยากรณ์มีค่าต่ำกว่าค่าฐานนิยมของการพยากรณ์ ก็แสดงว่ามีความเสี่ยงที่อัตราเงินเฟ้อจะปรับตัวลดลงมากกว่าปรับตัวสูงขึ้น ในทำนองเดียวกันคณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศ

ไทยจะต้องใช้ดุลยพินิจในการกำหนดความเสี่ยงของอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจให้สอดคล้องกับเหตุผลของความเสี่ยงที่มีต่ออัตราเงินเฟ้อด้วย

2.1.4.3 การสร้างแผนภาพรูปพัดของธนาคารแห่งประเทศไทย

2.1.4.3.1 การสร้างแผนภาพรูปพัดที่สมดุล

เจ้าหน้าที่ธนาคารแห่งประเทศไทยจะจัดทำการจำลองแบบสุ่ม ซึ่งเป็นวิธีการทางเศรษฐมิติที่สมมติให้ความค่าคลาดเคลื่อนของสมการในแบบจำลองมีการกระจายตัวเกิดขึ้น (Probability Distribution) ในบางสมการสำคัญได้แก่ สมการอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน ราคาพลังงาน ราคาอาหารสด อัตราแลกเปลี่ยน การลงทุน การบริโภค ปริมาณการส่งออก และปริมาณการนำเข้า และวิธีการกระจายตัวสมมติให้เป็นแบบปกติ โดยมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และมีค่าเบี่ยงเบนมาตราฐานเท่ากับค่าเบี่ยงเบนการประมาณการของสมการ

เจ้าหน้าที่จะทำการจำลองแบบสุ่มไม่ต่ำกว่า 100 ครั้งเพื่อให้ได้ค่าประมาณของอัตราเงินเฟ้อและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจที่อาจเป็นไปได้ในแต่ละไตรมาสที่ทำการพยากรณ์ เช่น หากพยากรณ์ 8 ไตรมาสข้างหน้า ในแต่ละไตรมาสที่ทำการพยากรณ์จะมีค่าพยากรณ์ดังกล่าวไตรมาสละ 100 ค่า หากทำการจำลองแบบ 100 ครั้งเป็นต้น จากนั้นจะนำค่าดังกล่าวนั้นมาหาค่าเฉลี่ย และค่าความเบี่ยงเบนมาตราฐานในแต่ละไตรมาส จากนั้นจึงสามารถคำนวณหาช่วงค่าความเชื่อมั่นในแต่ละไตรมาสได้จากสูตร

ช่วงค่าความเชื่อมั่น = $X \pm t_{\alpha/2} \cdot \sigma$

โดยที่ X คือ ค่าเฉลี่ยในแต่ละไตรมาสหรืออาจเป็นค่าที่คณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทย คิดว่ามีโอกาสเกิดขึ้นได้มากที่สุด

$t_{\alpha/2}$ คือ ค่า t-statistics ที่ระดับความเชื่อมั่น (1- σ)

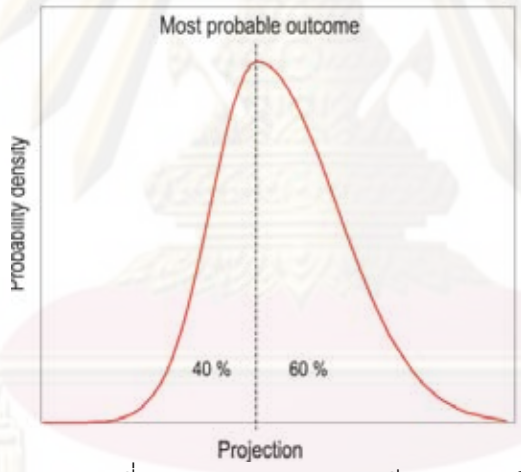
σ คือ ค่าเบี่ยงเบนมาตราฐานในแต่ละไตรมาส

ช่วงค่าความเชื่อมั่น (Confidence Interval)ในแต่ละระดับจะถูกนำมาจัดสร้างเป็นแผนภาพรูปพัดที่สมดุล และนำเสนอต่อที่ประชุมคณะกรรมการนโยบายการเงิน ดังนั้นค่าเฉลี่ยของค่าประมาณการจะเป็นค่าที่มีโอกาสจะเกิดขึ้นได้มากที่สุด และเป็นเส้นที่อยู่กลางแผนภาพรูปพัด ส่วนค่าความแปรปรวนรอบค่าเฉลี่ยของค่าประมาณการจะเป็นค่าที่มีโอกาสจะเกิดขึ้นได้มากที่สุด และเป็นเส้นที่อยู่กลางแผนภาพรูปพัด ส่วนค่าความแปรปรวนรอบค่าเฉลี่ยดังกล่าวจะทำให้เกิดภาพแผนภาพรูปพัด

2.1.4.3.2 **การสร้างแผนภาพรูปพัดที่ไม่สมดุล**

แผนภาพรูปพัดที่ไม่สมดุลจะได้มาจากการปรับเชื่อมกันระหว่างการกระจายตัวปกติ 2 การกระจายตัวปกติ (Two-piece Normal Distribution) ที่สมมติให้การกระจายตัวแบบปกติทั้งสองมีค่าฐานนิยมและค่าเฉลี่ยเดียวกัน หากคณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทยมีความเห็นต่อโอกาสที่อัตราเงินเฟ้อหรือการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจจะเกิดขึ้นในด้านสูงและด้านต่ำที่แตกต่างกัน โดยเชื่อว่าโอกาสที่อัตราเงินเฟ้อหรือการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในด้านสูงจะกระจายตัวตามการกระจายตัวแบบปกติหนึ่งและโอกาสทางด้านต่ำจะกระจายตัวตามการกระจายตัวแบบปกติอีกการกระจายตัวแบบปกติหนึ่ง ซึ่งการกระจายแต่ละข้างจะมีความเบี่ยงเบนมาตราฐานที่แตกต่างกัน การสร้างการกระจายตัวตามความเห็นของคณะกรรมการดังกล่าวนี้สามารถสร้างจากการรวมการกระจายตัวในสองกรณีนี้เข้าด้วยกันโดยปรับเชื่อมการกระจายตัวแบบปกติอย่างละครึ่งทั้งสองตรงบริเวณค่าฐานนิยม

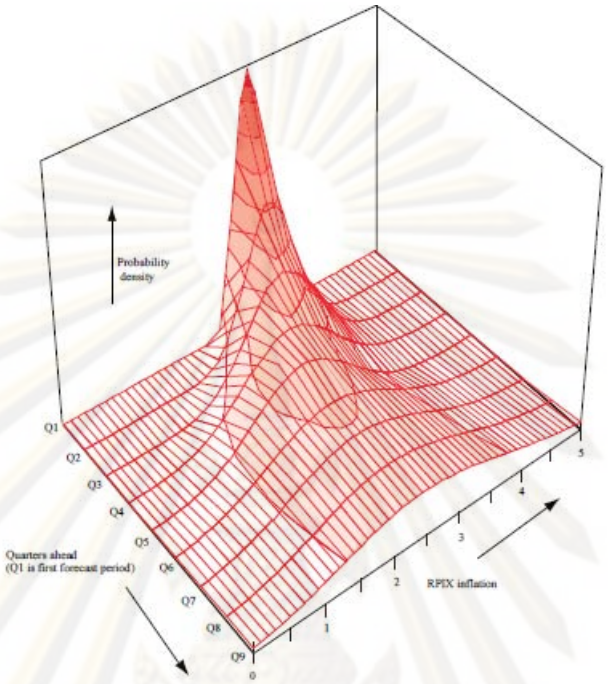
ภาพที่ 2.9 การสร้างแผนภาพรูปพัดที่มีลักษณะไม่สมดุล



จากภาพที่ 2.9 การกระจายตัวมีลักษณะเป็นการกระจายตัวแบบเบ้ซ้าย (Positive Skewed Distribution) ซึ่งหมายความว่าเป็นการกระจายตัวที่มีค่าเฉลี่ยมากกว่าค่าฐานนิยม กล่าวคืออัตราเงินเฟ้ออัตราเงินเฟ้อพยากรณ์นั้นมีแนวโน้มที่จะเกิดขึ้นในด้านที่มากกว่าค่าประมาณการฐานนิยม

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 2.10 ความหน่าแน่นของโอกาสที่จะเกิดขึ้นของอัตราเงินคาดการณ์



จากภาพที่ 2.10 แสดงให้เห็นว่าความหน่าแน่นของโอกาสที่จะเกิดขึ้นของอัตราเงินคาดการณ์ณ.ค่าเฉลี่ยและค่าฐานนิยมในการพยากรณ์นั้นจะมีค่าสูงมากในการพยากรณ์ออกไปข้างหน้าเพียงไม่กี่ไตรมาสเช่น 1, 2 หรือ 3ไตรมาสข้างหน้า แต่ทว่าหากเป็นการพยากรณ์ที่พยากรณ์ออกไปที่ 7 หรือ 8 ไตรมาสข้างหน้าแล้ว ความหน่าแน่นของโอกาสที่จะเกิดขึ้นของอัตราเงินคาดการณ์ณ.ค่าเฉลี่ยและค่าฐานนิยมในการพยากรณ์นั้นจะมีค่าต่ำมาก

ประโยชน์ของแผนภาพรูปพัดโดยสรุปคือ แผนภาพรูปพัดนั้นเป็นภาพที่แสดงโอกาสความเป็นไปได้ของอัตราเงินเฟ้อและอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจเป็นเครื่องมือที่ใช้เป็นสื่อระหว่างคณะกรรมการนโยบายการเงินและสาธารณะชน โดยให้สอดคล้องกับหลักการความโปร่งใสของธนาคารกลางในการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้กรอบการตั้งเป้าหมายอัตราเงินเฟ้อ ซึ่งธนาคารแห่งประเทศไทยใช้เป็นหลักยึดใหม่(Nominal Anchor)ในการดำเนินนโยบายการเงินในปัจจุบัน โดยหลักการการทำงานของความโปร่งใสก็คือจะช่วยให้ผู้เล่นในระบบเศรษฐกิจในฝ่ายที่เป็นตัวแทนทางเศรษฐกิจในภาคเอกชน(private agent)นั้นเข้าใจกลไลของระบบเศรษฐกิจมากขึ้นและทำให้การทำงานของธนาคารกลางนั้นสามารถกำหนดเงินเฟ้อให้อยู่ภายใต้กรอบได้มากขึ้น ตามหลักการของงานของ Kydland and Prescott(1977) , Barro and Gordon (1983) ,และ Svensson(1997)

2.1.4.4 การดำเนินนโยบายการเงินของธนาคารแห่งประเทศไทย

(ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2551)

2.1.4.4.1 กระบวนการกำหนดนโยบายการเงิน

คณะกรรมการนโยบายการเงินทำหน้าที่กำหนดนโยบายการเงิน เพื่อสนับสนุนการเจริญเติบโตของเศรษฐกิจที่ยั่งยืน และมีเสถียรภาพทางด้านราคาภายในประเทศ(Internal Stability) ทั้งนี้คณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทยจะเข้าไปดูแลเสถียรภาพภายนอก (External Stability)ตลอดจนความไม่สมดุลที่อาจส่อเค้าปัญหาทางการเงิน(Financial Imbalances)ในภาคเศรษฐกิจด้วย

2.1.4.4.2 เครื่องมือในการดำเนินนโยบายการเงิน

คณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทยกำหนดให้ใช้อัตราดอกเบี้ยตลาดซื้อคืนพันธบัตรระยะ 1 วันเป็นอัตราดอกเบี้ยนโยบาย เพื่อส่งสัญญาณทิศทางนโยบายการเงิน

2.1.4.4.3 เป้าหมาย

คณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทยกำหนดเป้าหมายอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน(หักราคาสินค้าหมวดอาหารสดและพลังงาน) เป็นเป้าหมายในการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อไว้ที่ร้อยละ 0-3.5(เฉลี่ยรายไตรมาส)และคณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทยจะต้องชี้แจงเหตุผลแก่สาธารณชน หากอัตราเงินเฟ้อออกจากเป้าหมายที่กำหนดไว้

2.1.4.4.4 เครื่องมือในการพยากรณ์

ธนาคารแห่งประเทศไทยได้พัฒนาแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาค เพื่อเป็นเครื่องมือช่วยในการกำหนดนโยบาย กล่าวคือใช้ในการพยากรณ์ภาวะเศรษฐกิจและอัตราเงินเฟ้อ พร้อมทั้งศึกษาผลกระทบของปัจจัยต่างๆต่อเศรษฐกิจ รวมทั้งเสนอและแนะนโยบายการเงินที่เหมาะสม เพื่อประกอบกระบวนการตัดสินนโยบายการเงินของคณะกรรมการของธนาคารแห่งประเทศไทย

เนื่องจากธนาคารแห่งประเทศไทยนั้นได้ใช้แบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน เพื่อเป็นขั้นตอนหนึ่งของการดำเนินนโยบายการเงิน ดังนั้นเพื่อให้เข้าใจถึงกระบวนการในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน วิทยานิพนธ์นี้จึงขอกล่าวถึงวรรณกรรมปริทัศน์ที่เกี่ยวกับแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคที่ธนาคารแห่งประเทศไทยใช้เพื่อพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานสำหรับการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อ (Inflation Targeting)(ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2543 : ออนไลน์)

2.1.4.5 แบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคที่ธนาคารแห่งประเทศไทยใช้ในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อ

แบบจำลองเศรษฐกิจมหภาค เป็นระบบสมการที่แสดงความสัมพันธ์และกลไกในระบบเศรษฐกิจ ซึ่งเป็นเครื่องมือหนึ่งที่จำเป็นต่อการดำเนินนโยบายการเงินโดยนำมาประยุกต์ใช้เพื่อ

1) นำผลพยากรณ์เศรษฐกิจมาเป็นข้อมูลให้คณะกรรมการนโยบายการเงิน (Monetary Policy Board)ประเมินภาวะเศรษฐกิจและเงินเฟ้อในการตัดสินใจนโยบายการเงิน

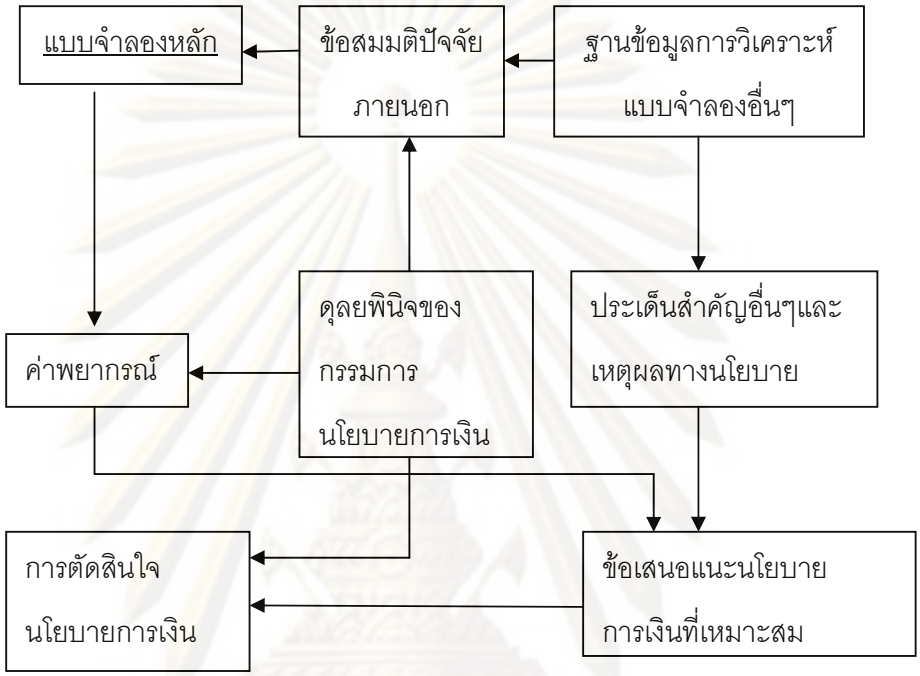
2) ช่วยในการศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงเหตุการณ์และนโยบายสำคัญทางเศรษฐกิจต่อเศรษฐกิจมหภาค เช่นศึกษาผลกระทบของราคาน้ำมัน และอัตราแลกเปลี่ยนที่จะมีต่อภาวะเศรษฐกิจ

3) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างนโยบายการเงินและอัตราเงินเฟ้อ ทั้งขนาดและความล่าช้าในการส่งผลกระทบ

อย่างไรก็ตามการดำเนินนโยบายการเงินยังมีอีกส่วนหนึ่งที่เป็นส่วนสำคัญคือการใช้ดุลยพินิจ (Judgment) ของผู้เชี่ยวชาญหรือผู้ทรงคุณวุฒิ ในที่นี้หมายถึงคณะกรรมการนโยบายการเงิน ซึ่งจะคาดการณ์เศรษฐกิจโดยพิจารณาจากแบบจำลองประกอบกับเหตุการณ์หรือปัจจัยที่ไม่สามารถอธิบายได้จากแบบจำลอง โดยกระบวนการตัดสินใจสามารถแสดงได้ดังภาพที่ 2.11

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 2.11 กระบวนการตัดสินใจในการดำเนินนโยบายการเงินของคณะกรรมการนโยบายการเงิน ธนาคารแห่งประเทศไทย



ภาพที่ 2.11 นั้นแสดงถึงแสดงกระบวนการการตัดสินใจในการดำเนินนโยบายการเงิน โดยมีขั้นตอนต่างๆในการทำงานดังนี้

2.1.4.5.1 **โครงสร้างแบบจำลองหลัก** (Core Model)

แบบจำลองหลักเป็นแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคขนาดเล็กเพื่อสะดวกต่อการนำไปใช้งานโดยจัดทำจากข้อมูลรายไตรมาสในช่วงปี 2536 - 2542 ครอบคลุมเศรษฐกิจ 4 ภาคสำคัญ คือ ภาคการเงิน ภาคเศรษฐกิจจริง ภาคต่างประเทศและภาครัฐบาล หรือกล่าวอีกนัยหนึ่งคือการนำเอา บัญชีเศรษฐกิจ 4 บัญชี คือ บัญชีMonetary Survey บัญชีรายได้ประชาชาติ บัญชีดุลการชำระเงินและบัญชีดุลรัฐบาลมาเชื่อมโยงกัน ทั้งนี้ กลไกการส่งผ่านของนโยบายการเงินเริ่มต้นจากการเปลี่ยนแปลงในอัตราดอกเบี้ยระยะสั้น (ตลาดซื้อคืน 14 วัน) (ในปัจจุบันธนาคารแห่งประเทศไทยได้ปิดตลาดซื้อคืนพันธบัตร 14 วัน ตั้งแต่วันที่ 12 กุมภาพันธ์ 2551และได้ใช้พันธบัตรซื้อคืน 1 วันมาเป็นอัตราดอกเบี้ยนโยบาย(policy tool)แล้ว) กระทบต่ออัตราดอกเบี้ยเงินฝากและเงินกู้รวมทั้งปริมาณเงิน ภาคการเงินเชื่อมโยงไปภาคเศรษฐกิจจริงโดยผ่านอัตราดอกเบี้ย

และปริมาณเงิน ขณะที่ภาคเศรษฐกิจจริงย้อนกลับไปกระทบภาคการเงินผ่าน ความต้องการสินเชื่อภาคเอกชนจากการที่เศรษฐกิจขยายตัว (หรือหดตัว) และการเปลี่ยนแปลงสินทรัพย์ต่างประเทศสุทธิจากการเปลี่ยนแปลงดุลบัญชีเดินสะพัด นอกจากนี้แบบจำลองยังกำหนดให้อัตราแลกเปลี่ยนขึ้นอยู่กับส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยในประเทศและต่างประเทศ และปัจจัยอื่น อาทิ ค่าเงินของประเทศในภูมิภาคและเงินสำรองระหว่างประเทศสุทธิ การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนจะส่งผ่านไปสู่ระดับราคาและผลิตภัณฑ์ในประเทศ ดังนั้นในแบบจำลองนี้ อัตราดอกเบี้ยระยะสั้นส่งผลกระทบต่ออัตราเงินเฟ้อได้โดยผ่าน 2 ช่องทาง คือ อัตราดอกเบี้ยตลาด และอัตราแลกเปลี่ยน

แบบจำลองหลักนี้ประกอบด้วย 19 สมการเชิงพฤติกรรม(behavioral equations) และ 10 สมการเอกลักษณ์ (identities) สมการเชิงพฤติกรรมอยู่ในลักษณะของ difference equations เพราะตัวแปรส่วนใหญ่ในแบบจำลองมีคุณสมบัติ non-stationary (unit root) ความสัมพันธ์ในรูป difference equations จึงเหมาะสมมากกว่าต่อการนำไปประมาณการสมการ จากการทดสอบสมการปรากฏว่ามี 5 สมการที่เหมาะสมต่อการใช้ Error Correction Model(ECM)(Keele, 2004)คือ การบริโภคภาคเอกชน การลงทุนภาคเอกชน ปริมาณการส่งออก ปริมาณการนำเข้า รายรับภาครัฐบาล อัตราแลกเปลี่ยน อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ อัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน และราคาอาหารสด โดย ECM จะกำหนดให้การเปลี่ยนแปลงระยะสั้นปรับตัวเข้าหาความสัมพันธ์ในระยะยาวของตัวแปร ทั้งนี้การประมาณการสมการทั้งหมดมีค่าสถิติทางเศรษฐมิติอยู่ในเกณฑ์น่าพอใจ และสมการทั้งหมดมี

เครื่องหมายของตัวแปรอธิบายสอดคล้องกับทฤษฎีเศรษฐศาสตร์อย่างไรก็ตามมีหลายสมการใช้ตัวแปรหุ่น (Dummy variables) เข้าไปช่วยอธิบายความสัมพันธ์ดังกล่าวด้วย การทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ของแบบจำลองโดยวิธีการ dynamic simulation ในช่วงปี 2538 – 2542 สามารถติดตามจุดวกกลับ (Turning Points) ของตัวแปรเป้าหมายได้ดีพอควร โดยเฉพาะอัตราเงินเฟ้อ ตัวแปรภายในส่วนใหญ่มีค่า root mean squared percent error ต่ำกว่าร้อยละ 5

2.1.4.5.2 การใช้แบบจำลองเพื่อการพยากรณ์ (Deterministic and Stochastic Forecasts)

โดยทั่วไปการนำแบบจำลองไปใช้ในการพยากรณ์เศรษฐกิจ มักจะใช้วิธีการ Deterministic Simulation กล่าวคือมีข้อสมมติพื้นฐาน คือ

1) ประเมินปัจจัยภายนอก (exogenous variables) ในช่วงเวลาของการพยากรณ์

2) กำหนดให้ค่าความคลาดเคลื่อน (error term) ในแต่ละสมการเป็นศูนย์

3) กำหนดให้ค่าสัมประสิทธิ์ (coefficient) ในแต่ละสมการไม่มีความผันแปร (non-stochastic) ในความเป็นจริงแล้ว ข้อสมมติดังกล่าวมักจะมีความไม่แน่นอนสูง โดยเฉพาะในช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงทางเศรษฐกิจอย่างรวดเร็ว การพยากรณ์เศรษฐกิจในที่นี้จึงคำนึงถึงความไม่แน่นอนดังกล่าวด้วย โดยใช้วิธีการ Stochastic Simulation ซึ่งตามทฤษฎีเศรษฐมิติแล้วเป็นการพยากรณ์โดยให้ข้อสมมติปัจจัยภายนอก

ค่าความคลาดเคลื่อน และค่าสัมประสิทธิ์ในสมการมีความผันแปรไปได้ตามการกระจายตัวที่คาดว่าจะเกิดขึ้น (probability distribution) ทั้งนี้จะมีการทดลอง Simulate จำนวนหลายครั้ง (เช่น 100 ครั้ง) หลังจากนั้นนำ ผลของ Simulation มาคำนวณค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของค่าพยากรณ์ที่ได้ในแต่ละไตรมาส ซึ่งจะได้ภาพ Fan Charts และการกระจายตัวของความน่าจะเป็นของค่าพยากรณ์ ผลการพยากรณ์จึงมิใช่เป็นค่าที่กำหนดตายตัว (deterministic values) ซึ่งมิได้สะท้อนความไม่แน่นอนของเหตุการณ์ในอนาคต แต่จะเป็นการประเมินความน่าจะเป็นของผลการพยากรณ์ในระดับต่างๆ ว่ามีโอกาสจะเกิดขึ้นเพียงใด

2.1.4.5.3 **นโยบายการเงินที่เหมาะสม** (Policy Optimization)

โดยหลักการทั่วไปของ Optimization Technique ธนาคารกลางต้องทำให้ส่วนต่างระหว่างเป้าหมายและค่าพยากรณ์ของตัวแปรเป้าหมายในช่วงเวลาที่กำหนดมีค่าต่ำที่สุด ซึ่งส่วนต่างดังกล่าวสามารถเขียนให้อยู่ในรูปของสมการที่ถือว่าเป็นสมการเป้าหมายในการดำเนินการของธนาคารกลางทั่วไป ที่เรียกว่า Loss Function สำหรับประเทศไทยได้ใช้ Flexible Inflation Targeting กล่าวคือ ในสมการ Loss Function ของธนาคารแห่งประเทศไทย จะประกอบด้วยเป้าหมายอัตราเงินเฟ้อและระดับผลผลิตศักยภาพ (Potential Output) ธนาคารกลางต้อง Minimise Loss function ในช่วงเวลาที่นโยบายการเงินส่งผลกระทบต่อเศรษฐกิจ (ประมาณ 1 - 8 ไตรมาส) ซึ่งสามารถเขียนให้อยู่ในรูปของสมการทางคณิตศาสตร์ในรูป Quadratic Functionได้ดังนี้ คือ

$$Min\ L = \sum_{T=1}^{8} \frac{1}{2} [\alpha(\pi_t - \pi_t^*)^2 + \lambda(y_t - y_t^*)^2]$$

Subject to:แบบจำลองเศรษฐกิจมหภาค

โดยที่ $\pi_t - \pi_t^*$ คือ ส่วนต่างระหว่างอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์และเป้าหมายที่เวลา t

$y_t - y_t^*$ คือ ส่วนต่างระหว่างผลผลิตคาดการณ์และเป้าหมายที่เวลา t

α, λ คือ น้ำหนักที่ให้ต่อเป้าหมายของเงินเฟ้อ ผลผลิต

ผลของการ Optimization โดยใช้แบบจำ ลองเศรษฐกิจมหภาคนี้ ผลที่ได้จะแสดง path ของอัตราดอกเบี้ยที่เป็นนโยบาย (ดอกเบี้ยในตลาดซื้อคืนพันธบัตรระยะ 14 วัน)(ในปัจจุบันธนาคารแห่งประเทศไทยได้ปิดตลาดซื้อคืนพันธบัตร 14 วัน ตั้งแต่วันที่ 12 กุมภาพันธ์ 2551และได้ใช้พันธบัตรซื้อคืน 1 วันมาเป็นอัตราดอกเบี้ยนโยบาย(policy tool)แล้ว)ในไตรมาสต่างๆ ที่เหมาะสมกับเป้าหมายของนโยบายการเงิน

2.1.4.5.4 **การปรับปรุงแบบจำลองในระยะต่อไป** (Further Improvements)

แบบจำลองเศรษฐกิจข้างต้นได้ถูกพัฒนาและทดสอบมาตั้งแต่ต้นปี 2542 พบว่าสามารถใช้งานได้ดีพอสมควรแต่ยังมีข้อจำกัด อาทิ

1. จำนวนข้อมูลที่นำมาใช้ประมาณสมการยังค่อนข้างสั้น

2. ข้อสงสัยเกี่ยวกับความมีเสถียรภาพ (Stability) ของค่าสัมประสิทธิ์ในสมการต่างๆ

3. การทดสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรตามทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ในช่วงที่ระบบเศรษฐกิจยังไม่กลับคืนสู่ภาวะปกติเช่น ระบบการเงินยังไม่ทำงานเต็มที่ และอยู่ในระหว่างการปรับโครงสร้างหนี้ อาจต้องอาศัยเวลาอีกระยะหนึ่งหลังจากระบบเศรษฐกิจกลับเข้าสู่ภาวะปกติแล้ว ดังนั้นแบบจำลองดังกล่าวจำเป็นต้องใช้ด้วยความระมัดระวังและปรับปรุงต่อไปทั้งด้านข้อมูล เทคนิคทางเศรษฐมิติ และความสัมพันธ์ของตัวแปรตามทฤษฎีเศรษฐศาสตร์

ดังนั้นแบบจำลองที่ใช้อยู่นี้จะมีการพัฒนาอย่างต่อเนื่องเพื่อเพิ่มประสิทธิภาพในการคาดการณ์และตอบคำถามเชิงนโยบาย อย่างไรก็ตามการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อ นั้น จะใช้แบบจำลองเป็นเครื่องมือหนึ่งที่ใช้ประกอบการตัดสินใจควบคู่ไปกับการประมวลข้อมูลภาวะการณ์ และวิจารณญาณของผู้ทำนโยบาย

2.2 ความเป็นมาในการนำวิธีพยากรณ์แบบเบย์เซียนเวกเตอร์ออโตรีเกรสชั่น มาใช้ในการวิเคราะห์นโยบาย(policy analysis)

วรรณกรรมปริทัศน์ในส่วนต่อไปจะเป็นส่วนที่กล่าวถึงความเป็นมาในการนำวิธีพยากรณ์แบบเบย์เซียนเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น มาใช้ในการวิเคราะห์นโยบาย(policy analysis) ของนักเศรษฐศาสตร์นโยบายการเงิน Robert Litterman นั้นได้ตีพิมพ์ผลงานของเขาที่มีชื่อว่า Forecasting and Policy Analysis with Bayesian Vector Autoregression Modelsในปีค.ศ. 1984 โดยเขาได้ให้เหตุผลของการนำวิธีพยากรณ์แบบเบย์เซียนเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น มาใช้ใน

การพยากรณ์ผลกระทบจากปัจจัยภายนอก(unanticipated shock)ที่มากระทบระบบเศรษฐกิจว่า แนวความคิดแบบเบย์เซียนนั้นเป็นแนวความคิดที่เกี่ยวกับการจัดการกับปัญหาความไม่แน่นอน (uncertainty) ตัวแบบที่ได้จากการวิเคราะห์โดยใช้วิธีเบย์เซียนเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น นี้นั้น สามารถบอกความน่าจะเป็นของเหตุการณ์ที่จะเกิดขึ้นต่างๆในอนาคตได้ผ่านแนวคิดแบบวิธีความน่าจะเป็น(likelyhood) นอกจากนี้แล้วเบย์เซียนเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น ยังสามารถแสดงให้เห็นภาพของผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงนโยบายการเงินที่มีต่อระบบเศรษฐกิจได้อีกด้วย (Litterman, 1984)

เนื่องจากแนวความคิดทางเศรษฐมิติแบบเบย์เซียนนั้นมีพื้นฐานมาจากความน่าจะเป็นแบบมีเงื่อนไข เบย์เซียนเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น นั้นจึงสามารถพยากรณ์ว่าระบบเศรษฐกิจจะเป็นอย่างไรหากตัวแปรต้นบางตัวนั้นมีค่าณ.ระดับต่างๆกัน การพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อด้วยวิธีเบย์เซียนเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น นั้นจะช่วยให้ช่วงความเชื่อมั่น(confidence band) ของค่าอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ที่แสดงในแผนภาพรูปพัดนั้นแคบลงได้ เนื่องจากว่าแนวความคิดแบบเบย์เซียนนั้นสามารถจัดการกับปัญหาความไม่แน่นอนได้เป็นอย่างดี

เหตุผลที่วิทยานิพนธ์นี้นั้นเจาะจงที่จะเปรียบความแม่นยำในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อระหว่างวิธีเบย์เซียนเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น และวิธีเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น เท่านั้นก็เนื่องมาจากกว่างานของ Sims(1980)งานของLitterman(1979)นั้นได้แสดงให้เห็นว่าการพยากรณ์แบบเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น นั้นให้ความแม่นยำในการพยากรณ์มากกว่าทุกๆวิธีที่เคยใช้ในการสร้างตัวแบบมา วิธีเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น นั้นถูกใช้เพื่อแสดงความสัมพันธ์(interrelation) ระหว่างตัวแปรในตัวแบบ ข้อดีของวิธีเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น ที่เห็นได้ชัดก็คือสามารถบอกความสัมพันธ์ของตัวแปรต่างๆในตัวแบบที่ให้ความสำคัญในลักษณะชั่วคราวได้ ส่วนวิธีเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่นทางโครงสร้าง(Structural VAR) นั้นก็คือวิธีเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น นั่นเองเพียงแต่มีการใส่ข้อจำกัดบางประการลงไปในตัวแบบ

อย่างไรก็ตามงานของBrunner(2000), Rudebush(1998a,b) และ Evans Kutter(1998) ได้พยายามแสดงให้เห็นถึงข้อเสียของการนำเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่นมาวิเคราะห์ผลกระทบของการดำเนินนนโยบายการเงินด้วยเหตุผลบางประการดังต่อไปนี้

1)วิธีเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น นั้นต้องการสมมุติฐานเกี่ยวกับฟังก์ชั่นการโต้ตอบของธนาคารกลาง(policy reaction function)ที่ชัดเจน

2)วิธีเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น ไม่สามารถระบุได้ว่าเครื่องมือในการดำเนินนโยบายการเงิน(Policy instrument)นั้นจะสามารถถูกใช้เป็นตัวประมาณของการตัดสินใจของ

ธนาคารกลางที่เกิดขึ้นจริงได้หรือไม่ การใช้เบย์เซียนเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น จะสนับสนุนแนวความคิดของSims(1998)ที่ว่าความแปรปรวนในเครื่องมือในการดำเนินนโยบายการเงินนั้นมาจากการตอบสนองต่อนโยบายการเงินของธนาคารกลางจากตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ในภาคเอกชน ซึ่งเป็นการสอดคล้องกับวิธีการดำเนินนโยบายการเงินของธนาคารแห่งประเทศไทยและธนาคารกลางต่างๆทั่วโลกที่ดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อ ในกรณีของธนาคารกลางของออสเตรเลียนั้นตัวรบกวน(noise)ในความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนโยบายนั้นได้ถูกทำให้หมดไปด้วยกฎหมายความโปร่งใสของธนาคารกลางในการดำเนินนโยบายการเงิน(Joiner, 2001) เนื่องจากว่าการบังคับใช้กฎหมายความโปร่งใสของธนาคารกลางในการดำเนินนโยบายการเงินนั้นจะช่วยให้ตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ในภาคเอกชนนั้นเข้าใจถึงกลไกของระบบเศรษฐกิจได้ดีขึ้น

การใช้เบย์เซียนเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น ในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อนั้นจะช่วยสนับสนุนในเรื่องของการได้มาซึ่งการดำเนินนโยบายการเงินที่ดีที่สุดอันเนื่องมาจากการมีอยู่ของฟังก์ชั่นการตอบสนอง(response function)ที่ตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ในภาคเอกชนมีต่อนโยบายการเงินของธนาคารกลางที่สามารถเปลี่ยนแปลงได้ตลอดเวลาขึ้นกับมุมมองของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์ที่มีต่อสภาวะของระบบเศรษฐกิจในอนาคตในผลงานของ Kydland and Prescott (1977) และ Barro and Gordon (1983)

ค่าประมาณที่ได้จากการพยากรณ์โดยใช้วิธีเบย์เซียนเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น นั้นจะเป็นส่วนผสมระหว่างค่าประมาณที่ได้จากวิธีเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น และการอนุมาณของตัวแทนทางเศรษฐศาสตร์เกี่ยวกับสภาวะของระบบเศรษฐกิจในอนาคต

เพื่อให้เข้าใจว่าวิธีการพยากรณ์แบบวิธีเบย์เซียนเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่นนั้นเป็นอย่างไร วิทยานิพนธ์นี้ขอกล่าวถึงวิธีการประมาณแบบเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่นและวิธีการประมาณแบบเบย์เซียน

2.2.1 เวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น

เวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น คือตัวแบบทางเศรษฐมิติที่ใช้เพื่อจับภาพของวิวัฒนาการและความสัมพันธ์ระหว่างอนุกรมเวลาหลายๆชุดตัวแปร

เวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น นั้นถูกทำให้เป็นที่รู้จักโดยผลงานของ Sims(1980)โดยที่ Sims(1980)นั้นให้เหตุผลในการคิดวิธีทางเศรษฐมิตินี้ขึ้นมาว่า ในการวิเคราะห์ข้อมูลทางเศรษฐศาสตร์มหภาคนั้นอาจไม่เป็นไปตามข้อสมมติฐานเบื้องต้นในการใช้วิธีทางสถิติในการ

อนุมาน ดังนั้นSims(1980)นั้นจึงได้เผยแพร่วิธีทางเศรษฐมิติที่เรียกว่าเวกเตอร์ออโต รีเกรสชั่น เพื่อให้สอดคล้องในการวิเคราะห์ทางเศรษฐศาสตร์มหภาค

Sims(1980)บอกว่าเศรษฐศาสตร์มหภาคนั้นเป็นการศึกษาในเรื่องของพฤติกรรมของกิจจกรรมทางเศรษฐกิจที่มีเรื่องวัฏจักรทางธุรกิจเข้ามาเกี่ยวข้อง ด้วยเหตุผลทางวัฏจักรธุรกิจนี้เองจึงทำให้ Y_t นั้นมีความสัมพันธ์หรือสามารถถูกอธิบายได้ด้วยตัวแปรY_{t-1} จึงกล่าวได้ว่าตัวแปรล่าช้า(lag variable)นั้นเกิดขึ้นด้วยการมีอยู่ของวัฏจักรทางธุรกิจ(Sims, 1980)

2.2.2 วิธีการประมาณแบบเบย์เซียน

การประมาณค่าแบบจุดนั้นถือหลักว่าพารามิเตอร์ของการแจกแจงที่ต้องการประมาณ เช่น θ เป็นค่าคงที่ในสถานการณ์หนึ่งแต่เป็นค่าที่ไม่ทราบ และต้องทำการประมาณโดยอาศัยตัวอย่างสุ่มจากการแจกแจงนั้น ค่าที่เป็นไปได้ของ θ จะอยู่ในปริภูมิพารามิเตอร์ Ω และตัวแปรสุ่ม x ที่สนใจมีการแจกแจงซึ่งแสดงได้ด้วยฟังก์ชั่นความหนาแน่น $f(x;\theta)$, $\theta \varepsilon \Omega$ (สุชาดา กีระนันทน์, 2534)

สำหรับวิธีของเบย์สนั้น จะถือว่าค่าพารามิเตอร์ θ ไม่ใช่ค่าคงที่แต่เป็นค่าของตัวแปรสุ่ม Θ ซึ่งมีการแจกแจงความน่าจะเป็นแสดงได้ด้วยฟังก์ชั่นความหนาแน่น $h(\theta)$, $\theta \varepsilon \Omega$ ฟังก์ชั่น $h(\theta)$นี้คือฟังก์ชั่นความหนาแน่น(ของความน่าจะเป็น)เริ่มแรก(prior probability density function) ซึ่งบอกว่าโอกาสที่ Θ จะมีค่าเป็นค่าต่างๆใน Ω เป็นเช่นไรสำหรับการแจกแจงของ x นั้น จะเปลี่ยนไปตามค่า θ ดังนั้น การพิจารณาการแจกแจงของ x ในแต่ละสถานการณ์ก็ต้องพิจารณาในฐานะที่เป็นการแจกแจงอย่างมีเงื่อนไขของ x เมื่อกำหนดค่า θ กล่าวคือ ฟังก์ชั่นความหนาแน่นของ x จะเป็นฟังก์ชั่นความหนาแน่นอย่างมีเงื่อนไขของ x เมื่อกำหนด θ ซึ่งอาจเขียนได้ว่า $f(x|\theta)$ ถ้าเลือกตัวอย่างสุ่ม $x_1,x_2,\ldots,x_n$ จากการแจกแจงนี้ ฟังก์ชั่นความหนาแน่นร่วมอย่างมีเงื่อนไขของ x เมื่อกำหนด θ ก็คือ $f(x_1,x_2,\ldots,x_n|\theta)$ ถ้านิยามตัวแปรสุ่ม Y ให้เป็นตัวสถิติที่ขึ้นอยู่กับตัวอย่างสุ่ม ก็ย่อมจะสามารถหาการแจกแจงอย่างมีเงื่อนไขของ Y เมื่อกำหนด θ ซึ่งอาจแสดงได้ด้วยฟังก์ชั่นความหนาแน่น $g(y|\theta)$ ได้ อย่างไรก็ตาม การใช้ $g(y|\theta)$ เพียงอย่างเดียวในการหาตัวประมาณของ θ เป็นการใช้ข้อมูลที่มีอยู่ไม่ครบถ้วน เนื่องจากยังมีการแจกแจงของ θ ที่ควรนำมาใช้ในการประมาณด้วย สิ่งที่น่าจำพึงทำก็คือเมื่อวัดค่าจากตัวอย่างได้ $(x_1,x_2,\ldots,x_n)$ หรือได้ว่า $Y = y$ ก็ควรนำข้อมูลที่ว่าวัดค่า Y ได้เท่ากับ y จากตัวอย่างมาปรับการแจกแจงของ Θ ทั้งนี้เพราะฟังก์ชั่นความหนาแน่นของ Y ขึ้นกับ θ ถ้า θ เท่ากับค่าหนึ่ง โอกาสที่จะวัดค่า Y ได้เท่ากับ y จะเป็นอย่างหนึ่ง ถ้าค่า θ เปลี่ยนไป โอกาสที่ได้ $Y = y$ ก็จะเปลี่ยนไปด้วย ดังนั้น เมื่อวัดค่า $Y = y$

ได้จากตัวอย่างก็ควรจะสะท้อนถึงค่า θ ที่ควรจะเป็นได้ดีขึ้น เท่ากับว่า น่าจะพิจารณาฟังก์ชั่นอย่างมีเงื่อนไขของ Θ เมื่อกำหนด Y = y ซึ่งเป็นสิ่งที่นิยามการแจกแจงโพสทีเรีย (posterior) ของ Θ เมื่อกำหนดตัวอย่าง สำหรับฟังก์ชั่นความหนาแน่นโพสทีเรียของ Θ เมื่อกำหนด Y = y นั่นคือ k (θ|y) ซึ่งอาจหาได้โดยการกำหนดการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วมของ Y และ Θ ก่อน กล่าวคือ ฟังก์ชั่นความหนาแน่นร่วมของ Y และ Θ คือ

k (θ, y) = g(y|θ) h(θ)

ดังนั้น k (θ|y) = k (θ, y) / k (y) = g(y|θ) h(θ) / k (y)

เมื่อ k (y) คือฟังก์ชั่นความหนาแน่นมาร์จินัล (marginal probability density function)ของ Y

การประมาณค่า θ โดยวิธีของเบย์ส ก็คือการหากฎของฟังก์ชั่น d(y) เพื่อประมาณ θ เมื่อทราบค่า y = u(x_1,x_2,...,x_n) จากตัวอย่าง โดยใช้ฟังก์ชั่นความหนาแน่นอย่างมีเงื่อนไข k (θ|y) สำหรับการเลือกฟังก์ชั่น d(y)นั้น จะเลือกโดยพิจารณาฟังก์ชั่นการสูญเสีย (loss function)เป็นเกณฑ์ ซึ่งเมื่อเปลี่ยนฟังก์ชั่นการสูญเสีย d(y) ที่เหมาะสมก็จะเปลี่ยนไปด้วย โดยปกติฟังก์ชั่น d(y) ที่เลือกมาเป็นตัวประมาณแบบเบย์ส จะเป็นฟังก์ชั่นที่ทำให้ค่าเฉลี่ยการสูญเสียอย่างมีเงื่อนไขว่า Y = y (conditional expected loss given Y = y) มีค่าต่ำที่สุด กล่าวคือ ตัวประมาณเบย์สจะเป็น d(y) ที่ทำให้

$$E[L(\theta,d(y)) \mid Y = y] = \int L(\theta,d(y))\, k(\theta|y)\, d(\theta) \qquad (2.30)$$

มีค่าต่ำสุด

สำหรับการหาตัวประมาณเบย์สนี้ ถ้าพิจารณาฟังก์ชั่นความเสี่ยง(risk function)

$$r(\theta,d) = \int L(\theta,d(y))\, g(y|\theta)\, d(y)$$

ซึ่งก็คือค่าเฉลี่ยการสูญเสียเมื่อทำการเฉลี่ยเทียบกับ y สำหรับแต่ละค่า θ และฟังก์ชั่น dดังนั้นค่าเฉลี่ยความเสี่ยง (expected risk) ของแต่ละฟังก์ชั่น d ก็คือ ค่าเฉลี่ยของ r(θ,d) เมื่อทำการเฉลี่ยเทียบกับ θ กล่าวคือ

$$\text{Expected risk} = \int [\int L(\theta,d(y))\, g(y|\theta)\, d(y)\,]\, h(\theta) d(\theta) \qquad (2.31)$$

$$= \int [\int L(\theta,d(y))\, k(\theta|y)\, d(\theta)\,]\, k(y) d(y) \qquad (2.32)$$

ถ้าเราต้องการทำให้ค่าเฉลี่ยความเสี่ยงนี้มีค่าต่ำสุด เนื่องจากทุกฟังก์ชั่นที่ถูกอินทีเกรดในที่นี้เป็นฟังก์ชั่นที่ไม่เป็นลบ(nonnegative)ดังนั้น การทำให้ค่าเฉลี่ยความเสี่ยงต่ำสุด ก็เท่ากับการทำให้เทอม [$\int$ L(θ,d(y)) k (θ|y) d(θ)] ของสมการ(2.32)มีค่าต่ำสุด ซึ่งเทอมนี้ก็คือ

ค่าเฉลี่ยการสูญเสีย เมื่อ Y = y ในสมการ(2.30)นั่นเอง ดังนั้นตัวประมาณเบย์สซึ่งเป็นตัวประมาณหรือ d(y) ที่ทำให้ค่าเฉลี่ยการสูญเสียเมื่อ Y = y มีค่าต่ำสุด ก็จะทำให้ค่าเฉลี่ยความเสี่ยงของฟังก์ชั่น d(y) นั้นมีค่าต่ำสุดด้วย

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

บทที่ 3

วิธีดำเนินการวิจัย

ในงานวิจัยนี้จะทำการศึกษาเพื่อเปรียบเทียบความแม่นยำที่ใช้ในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานระหว่างการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยวิธี Bayesian VAR และวิธี VAR ซึ่งมีวิธีการ 8 ขั้นตอน ดังนี้

1) นำตัวแปรแต่ละตัวแปรมาทดสอบคุณสมบัติความนิ่งของข้อมูล (Stationary) โดยการทดสอบ Unit root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test(ADF test)

2) นำตัวแปรต่างๆที่ได้มาใส่ลงในแบบจำลอง VAR เพื่อหาค่าความล่าช้า (lag)ของแบบจำลอง VAR ที่เหมาะสม

3) สร้างค่าพยากรณ์ของตัวแปรต้น(exogenous variables)ไป 8 ไตรมาสข้างหน้าด้วยวิธี Box-Jenkins (ARIMA) หลังจากนั้นนำค่าพยากรณ์ของตัวแปรต้นต่างๆที่ได้ใส่ลงในตัวแบบ(Model) หลังจากนั้นทำการจำลองแบบ(simulation)เพื่อหาค่าตัวแปรตาม (endogenous variables)ซึ่งในงานวิจัยนี้ได้แก่ ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต หลังจากนั้นทำการเปลี่ยนรูป (transform)ตัวแปรตามจากเดิม คือ ตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต ให้เป็นค่าตัวแปรอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าตัวแปรค่าล็อกของผลต่างผลผลิต

4) นำค่าพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าพยากรณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่ได้จากการพยากรณ์โดยวิธี VARในขั้นตอนที่ 3 ไปเปรียบเทียบกับค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าล็อกของผลต่างผลผลิต หลังจากนั้นวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์โดยการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient

5) สร้างค่าพยากรณ์ของตัวแปรต้น(exogenous variables)ไป 8 ไตรมาสข้างหน้าด้วยวิธี Bayesian ARIMA โดยอาศัยตัวคัดกรองของกาล์แมน(Kalman filter) หลังจากนั้นนำค่าพยากรณ์ของตัวแปรต้นต่างๆที่ได้ใส่ลงในตัวแบบ(Model) หลังจากนั้นทำการจำลองแบบ (simulation)เพื่อหาค่าตัวแปรตาม(endogenous variables)ซึ่งในงานวิจัยนี้ได้แก่ ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต

หลังจากนั้นทำการเปลี่ยนรูป(transform)ตัวแปรตามจากเดิม คือ ตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต ให้เป็นค่าตัวแปรอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าตัวแปรค่าล็อกของผลต่างผลผลิต

6) เมื่อได้ค่าความล่าช้าที่เหมาะสมของแบบจำลอง VAR ที่ได้จากขั้นตอนที่ 2 แล้ว หลังจากนั้นทำการสร้างแบบจำลอง Bayesian VAR โดยอาศัยตัวคัดกรองของกาล์แมน (Kalman filter)และกำหนดให้มีความล่าช้าที่เหมาะสมเท่ากับค่าความล่าช้าที่เหมาะสมที่ได้จากขั้นตอนที่ 2

7) นำค่าพยากรณ์ของค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่ได้จากการพยากรณ์โดยวิธี Bayesian VAR ไปเปรียบเทียบกับค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าล็อกของผลต่างผลผลิต หลังจากนั้นวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์โดยการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient

8) เปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าล็อกของผลต่างผลผลิตระหว่างวิธี VAR และ Bayesian VAR ด้วยค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient ที่ได้จากขั้นตอนที่ 4 และขั้นตอนที่ 7

โดยในการวิเคราะห์ข้อมูลข้างต้น จะใช้โปรแกรมสำเร็จรูปในการวิเคราะห์ ได้แก่ โปรแกรม Eviews version 6^{th} ในการประมาณค่าด้วยวิธี VAR และในการหาตัวคัดกรองของการ์แมนเพื่อประมาณค่าด้วยวิธี Bayesian VAR และจะใช้โปรแกรม Excel ในขั้นตอนของการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient

งานวิจัยในครั้งนี้จะแบ่งการดำเนินงานวิจัยออกเป็น 2 ส่วนคือการเก็บรวบรวมข้อมูลและการวิเคราะห์ข้อมูล เนื้อหามีดังนี้

3.1 การเก็บรวบรวมข้อมูล

แหล่งที่มาของข้อมูลว่าข้อมูลที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้จะเป็นข้อมูลไตรมาสตั้งแต่ไตรมาสที่ 2 ของปี พ.ศ.2540 ถึงปัจจุบันในการทำการศึกษาเนื่องมาจากเหตุผลที่ว่าธนาคารแห่งประเทศไทยนั้นได้มีการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายทางการเงิน (Monetary Targeting) ตั้งแต่ กรกฎาคม 2540 ถึง พฤษภาคม 2543 หลังจากนั้นได้เปลี่ยนระบบการดำเนินนโยบายการเงินมาเป็นการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมาย

เงินเฟ้อ(Inflation Targeting) มาถึงปัจจุบัน ดังนั้นเพื่อศึกษาในเชิงประจักษ์(Empirical Study)ถึงประโยชน์ในการนำแบบจำลอง Bayesian VAR มาใช้เพื่อการศึกษาว่าแบบจำลอง Bayesian VAR นั้นจะสามารถสะท้อนถึงการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างทางเศรษฐกิจ(regime switching) ของระบบเศรษฐกิจไทยได้ดีกว่าแบบจำลอง VAR หรือไม่ การวิจัยครั้งนี้จึงได้รวมข้อมูลในช่วงเวลาที่มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างทางเศรษฐกิจมาเพื่อใช้ในการศึกษาด้วย โดยฐานข้อมูลหลักของวิทยานิพนธ์นี้ได้มาจากเวบไซต์ของธนาคารแห่งประเทศไทย , เวบไซต์ของสภาพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติและฐานข้อมูล CEIC Database

3.2 การวิเคราะห์ข้อมูล

ในส่วนนี้จะเป็นการนำเสนอแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาคือแบบจำลอง Bayesian VAR โดยวิธี Bayesian VAR เป็นวิธีที่นำแนวคิดเรื่องการประมาณค่าแบบ Recursive Bayesianกับแนวคิดของ VAR มารวมกัน ดังนั้นลำดับในการนำเสนอจะเริ่มจากอธิบายคุณสมบัติความนิ่งของข้อมูลที่นำมาวิเคราะห์ , การประมาณค่าแบบ Recursive Bayesian โดยผ่านตัวคัดกรองของกาล์แมน , แบบจำลอง VAR และแบบจำลอง Bayesian VAR ตามลำดับ เนื้อหามีดังนี้

3.2.1 การทดสอบคุณสมบัติความนิ่งของข้อมูล(Stationary)

การทดสอบความนิ่งของตัวแปรต่างๆในวิทยานิพนธ์นี้จะใช้การทดสอบแบบ Unit root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (ADF test) เพื่อให้แน่ใจว่าตัวแปรต่างๆก่อนที่จะมาทำการประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธี Bayesian VAR และ VAR นั้นมีความนิ่งของข้อมูล กล่าวคือไม่ผันแปรไปตามเวลา(time invariant)อันจะนำมาซึ่งค่าประมาณที่ไม่เอนเอียง (unbiasness)และมีประสิทธิภาพ(efficient) หรือหากไม่สามารถได้ค่าประมาณที่ไม่เอนเอียงและมีประสิทธิภาพ การทดสอบความนิ่งของข้อมูลก็จะนำมาซึ่งค่าประมาณที่มีความสม่ำเสมอ (consistent) กล่าวคือเป็นค่าค่าประมาณที่ไม่เอนเอียงและมีประสิทธิภาพ เมื่อจำนวนตัวอย่างเข้าใกล้อนันต์ และยังเป็นการป้องกันการเกิดปัญหาสมการถดถอยไม่แท้จริง (Spurious regression) (Pornchaiwiseskul, 2008 : online)

3.2.1.1 ขั้นตอนการทดสอบ Unit root test

Enders (2004) ได้เสนอให้เริ่มทดสอบโดยกำหนดให้การเคลื่อนไหวตัวแปรแต่ละตัวขึ้นกับค่าคงที่ แนวโน้มของเวลา (Time trend) และการเปลี่ยนแปลงของตัวมันเองในอดีต ดังต่อไปนี้

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (3.1)$$

โดยที่ $y\ t$ คือ ตัวแปรที่ใช้ในการศึกษาซึ่งในที่นี้ดังที่กล่าวมาข้างต้น

a_0 คือ ค่าคงที่

t คือ แนวโน้มของเวลา

p คือ จำนวนความล่าช้า (Lag) ที่เหมาะสมซึ่งในที่นี้จะพิจารณาจากค่า Schwartz Baysian Criterion (SBC) โดยเลือกจำนวน Lag ที่ให้ค่า SBC ต่ำที่สุด โดยค่า SBC

คำนวณจากสูตร

$$\text{SBC} = \text{T log } |\Sigma| + \text{N log(T)} \qquad (3.2)$$

โดยที่ T คือ จำนวนข้อมูลที่ใช้

$|\Sigma|$ คือ Determinant ของ Variance/Covariance MatrixของResidual

N คือ จำนวน Parameter ในสมการ

ในการทดสอบด้วยวิธี ADF – Test มีการตั้งสมมติฐานดังนี้

H_0: Y = 0 (Non - Stationary)

H_1: Y ≠ 0 (Stationary)

ในการทดสอบสมมติฐานหลัก (Null Hypothesis: H_0) ที่ว่า Y = 0 หรือไม่ จะพิจารณาเปรียบเทียบค่า ADF – Test กับค่า t ตาราง (t- Statistic) ที่เสนอโดย Dickey – Fuller ซึ่งถ้าค่าของ ADF – Test มีค่าน้อยกว่าค่า t ตาราง ก็จะสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้แสดงว่าตัวแปรนั้นมีลักษณะนิ่ง แต่ถ้าค่าของ ADF – Test มีค่ามากกว่าค่า t ตาราง จะไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ก็แสดงว่าตัวแปรดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่ง ซึ่งถ้าตัวแปรยังมีลักษณะไม่นิ่งจะต้องทำการทดสอบต่อไปว่าตัวแปรนั้นมีผลของแนวโน้มเวลาด้วยหรือไม่ ถ้าตัวแปรแนวโน้มของเวลามีนัยสำคัญทางสถิติ ก็แสดงว่าตัวแปรดังกล่าวมีผลของแนวโน้มเวลาอยู่ด้วย แต่ถ้าตัวแปรแนวโน้มของเวลาไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ก็ให้ตัดตัวแปรแนวโน้มเวลาออกไปและทำการทดสอบUnit Root ใหม่ ซึ่งเมื่อตัดตัวแปรแนวโน้มของเวลาออกไปแล้วสมการที่ 3.1 จะกลายเป็นดังสมการที่ 3.3 ดังนี้

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (3.3)$$

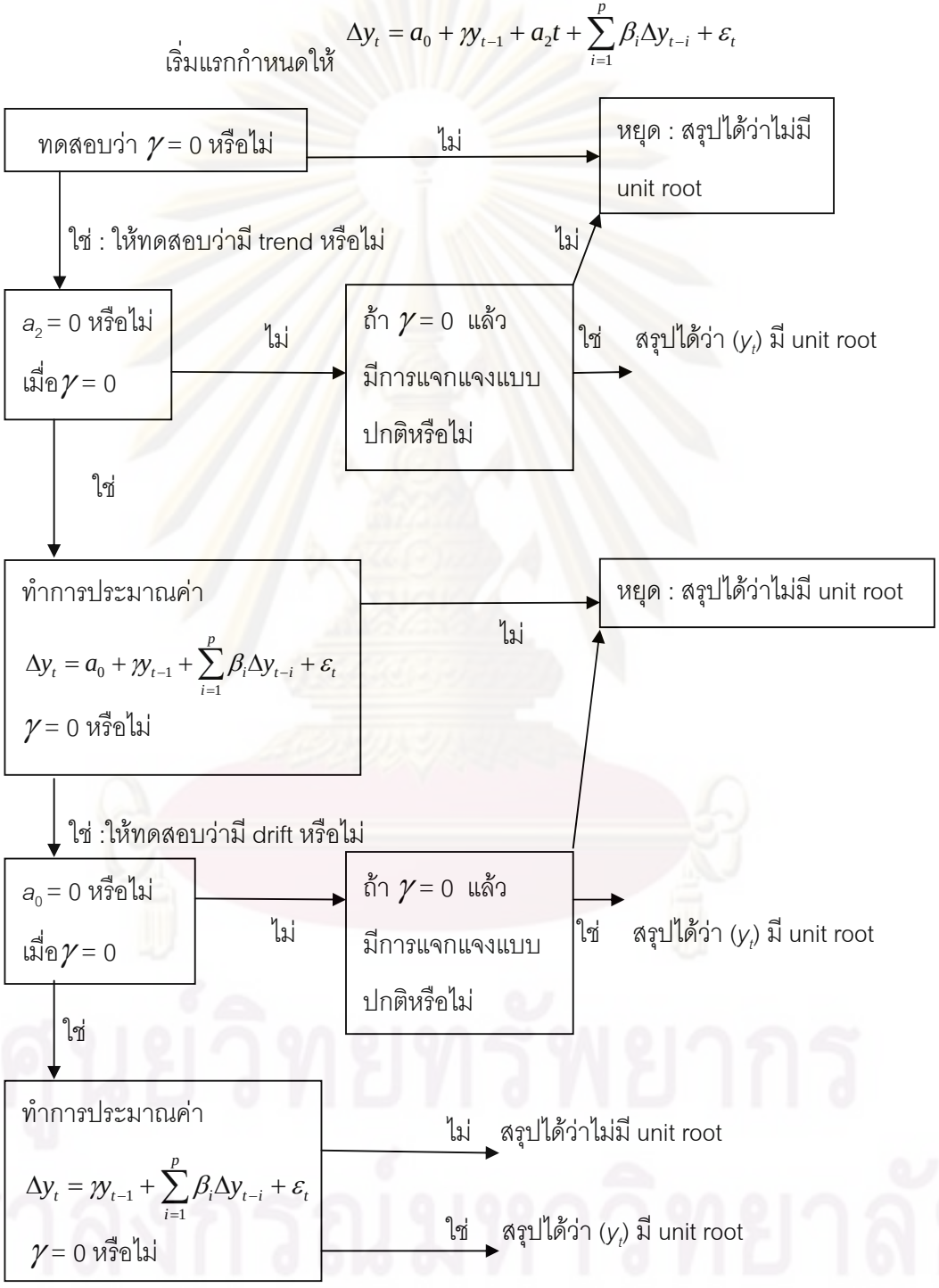
เมื่อได้สมการที่ 3.3 แล้วก็ทำการทดสอบสมมติฐานอีกครั้งว่า Y = 0 หรือไม่ เหมือนข้างต้น และถ้าผลออกมายังไม่นิ่งอีก ต้องทำการทดสอบต่อไปว่าค่าคงที่ (a_0) มีนัยสำคัญทางสถิติด้วยหรือไม่ ถ้าค่าคงที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติก็ให้ตัดค่าคงที่ออกได้เป็นสมการที่ 3.4

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (3.4)$$

จากนั้นก็ทำการทดสอบตัวแปรนั้นใหม่อีกครั้งว่า Y = 0 หรือไม่ โดยขั้นตอนการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี ADF – Test สามารถสรุปได้ดังภาพที่ 3.1

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 3.1 ขั้นตอนการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี ADF – Test



ที่มา : Applied Econometric Time Series (Enders, 2004)

จากนั้นถ้าผลการทดสอบออกมายังพบว่าตัวแปรมีลักษณะไม่นิ่งอีก ให้ทำการหาผลต่าง (Difference:Δ) เป็นลำดับถัดไปแล้วทดสอบสมติฐานอีกครั้ง ถ้าตัวแปรยังไม่นิ่งอีกก็ให้หาผลต่างอีกครั้งไปเรื่อยๆจนกระทั่งทดสอบพบว่าตัวแปรนั้นมีลักษณะนิ่งแล้ว โดยสมการทดสอบกรณีค่าผลต่างจะเป็นดังสมการที่ 3.5

$$\Delta^{d+1} y_t = a_0 + \gamma \Delta^d y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta^{d+1} y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (3.5)$$

และเมื่อพบว่าตัวแปรมีลักษณะนิ่งที่ระดับความแตกต่างใดๆ จะเรียกว่า $y_t \sim I(d)$โดย d คือลำดับความแตกต่าง (Order of Difference:Δd) ที่ทำให้ข้อมูลมีลักษณะนิ่ง

เมื่อได้ตัวแปรต้น(Exogenous variables)ที่มีคุณสมบัติความนิ่งของข้อมูลแล้วจึงไม่เป็นการละเมิดข้อสมมติฐานเบื้องต้นในการประมาณค่าแบบจำลองด้วยวิธี VAR จากนั้นนำตัวแปรต้นต่างๆที่ได้นี้มาสร้างตัวแบบ(Model)ด้วยวิธีการประมาณแบบ VAR และ Bayesian VAR เพื่อนำมาใช้ในการพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต หลังจากนั้นจะทำการจำลองแบบ(simulation) เมื่อได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่ได้จากการประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธี VAR และ Bayesian VAR จึงทำการเปลี่ยนรูปแบบข้อมูลตัวแปรตามจากค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตให้กลายเป็นค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าล็อกของผลต่างผลผลิต หลังจากนั้นนำค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่ได้จากวิธีทั้งสองมาเปรียบเทียบกับค่าที่เกิดขึ้นจริงเพื่อคำนวณหาค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient ซึ่งจะถูกใช้เป็นตัวทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบที่ถูกสร้างจากวิธี VAR และ Bayesian VAR กับค่าของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่เกิดขึ้นจริง

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

3.2.2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธี VAR

แบบจำลอง VAR เกิดจากระบบสมการหลายตัวแปร (Multi – equation model) ของตัวแปรในแบบจำลอง n ตัว โดยแต่ละสมการจะอธิบายถึงความสัมพันธ์รหว่างตัวแปรนั้นในปัจจุบันกับค่าคงที่ ตัวแปรมันเองและตัวแปรอื่นๆในอดีตเขียนเป็นรูปสมการได้ดังนี้

$$BX_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^{n} \Gamma_i X_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (3.6)$$

โดยที่ X_t = เวกเตอร์ตัวแปร n ตัวภายในแบบจำลอง VAR มีขนาด n×1

ε_t = เวกเตอร์ค่าความคลาดเคลื่อน (Error term) มีขนาด n×1

n = ความล่าช้าของตัวแปรในแบบจำลอง VAR

Γ_0 = เวกเตอร์ค่าคงที่ มีขนาด n×1

Γi = เมทริกซ์แสดงค่าสัมประสิทธิอธิบายความสัมพันธ์ของค่าตัวแปรในปัจจุบันกับค่าตัวแปรในอดีตที่อยู่ในแบบจำลอง VAR มีขนาด n× n

นำสมการที่ 3.6 คูณด้วย B^{-1}ตลอดสมการ จะได้รูปแบบจำลองลดรูปของ VAR (Reduce from of VAR model) ดังนี้

$$X_t = A_0 + \sum_{i=1}^{n} A_i X_{t-i} + e_t \qquad (3.7)$$

โดยที่ $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$

$A_i = B^{-1}\Gamma_i$

$e_t = B^{-1}\varepsilon_t$

สมการที่ 3.7 นั้นสามารถเขียนเป็นรูปเมทริกซ์ได้ดังนี้

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ \vdots \\ X_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{10} \\ A_{20} \\ \vdots \\ A_{n0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) & \cdots & A_{1n}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) & \cdots & A_{2n}(L) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ A_{n1}(L) & A_{n2}(L) & \cdots & A_{nn}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-1} \\ X_{2,t-1} \\ \vdots \\ X_{n,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ \vdots \\ e_{nt} \end{bmatrix}$$

โดยที่ $A(L)_{ij}$ คือ The Polynomials in the Lag Operator L

เงื่อนไขของแบบจำลอง VAR

แบบจำลอง VAR มีสมมติฐานคือตัวแปรต่างๆมีลักษณะนิ่ง ค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ค่าความแปรปรวนมีค่าคงที่ และไม่มีความสัมพันธ์กันข้ามช่วงเวลา (Serially Uncorrelated) และเนื่องจากตัวแปรทางด้านขวาของสมการเป็นค่าตัวแปรในอดีตที่ไม่มีความสัมพันธ์กับค่าความผิดพลาดของแต่ละสมการ ทำให้สมการแต่ละสมการของแบบจำลอง VAR สามารถประมาณค่าได้ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary least square: OLS) ได้

3.2.3 **การสร้างค่าพยากรณ์ด้วยวิธี** Box-Jenkins (ARIMA)

เนื่องจากวิทยานิพนธ์นี้นั้นอาศัยวิธีการพยากรณ์ด้วยวิธี VAR และ Bayesian VAR ดังนั้นวิทยานิพนธ์นี้จะใช้วิธีการพยากรณ์แบบ Box and Jenkins (ARIMA) ซึ่งเป็นวิธีการพยากรณ์ค่าในอนาคตที่พัฒนาและเสนอโดยนักสถิติผู้มีชื่อเสียงสองท่านคือ George E.P. Box และ Gwilym M. Jenkins ในปี ค.ศ.1970 วิธีนี้เป็นวิธีที่ให้ค่าพยากรณ์ในระยะสั้นที่ดี คือ มีค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนกำลังสอง(Mean Square Error: MSE) ของการพยากรณ์ต่ำกว่าวิธีอื่น เหมาะสำหรับการพยากรณ์ไปข้างหน้าในช่วงเวลาสั้นๆ และต้องมีอนุกรมเวลาที่ยาวพอควร

แบบจำลองที่ใช้ในการพยากรณ์ คือ ตัวแบบ ARIMA (p,d,q) ซึ่งมีส่วนประกอบสำคัญ 3 ส่วนได้แก่ Auto Regressive AR: (p) , Integrated (I) และ Moving Average MA : (q) สำหรับ AR (p) เป็นรูปแบบที่แสดงว่า ค่าสังเกตุ y_t ขึ้นอยู่กับค่าของ y_{t-1} ,..., y_{t-p} หรือค่าสังเกตที่เกิดขึ้นก่อนหน้า p ค่า ส่วนรูปแบบของ MA (q) เป็นรูปแบบที่แสดงว่าค่าสังเกต y_t ขึ้นอยู่กับค่าความคลาดเคลื่อน ε_{t-1} ,..., ε_{t-q} หรือความคลาดเคลื่อนที่อยู่ก่อนหน้า q ค่า ส่วน Integrated (I) เป็นการหาผลต่าง(Difference)ของอนุกรมเวลา เหตุผลสำคัญที่ต้องหาผลต่างของอนุกรมเวลา

เนื่องจากแบบจำลอง ARIMA จะต้องใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีคุณสมบัติคงที่ (Stationary) เท่านั้น ในกรณีที่ข้อมูลอนุกรมเวลาที่ใช้ในการวิเคราะห์มีคุณสมบัติไม่คงที่(Non stationary) จะต้องทำการแปลงข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวให้มีคุณสมบัติคงที่ก่อน โดยการหาผลต่างของข้อมูลอนุกรมเวลา หรือการหาค่า Natural logarithm ของอนุกรมเวลาก่อนที่จะนำข้อมูลไปใช้สร้างแบบจำลอง ARIMA

รูปแบบทั่วไปของ ARIMA ที่ใช้ในการประมาณการ คือ

$$\phi(B)\nabla^d y_t = \delta + \theta(B)\varepsilon_t$$

โดยที่ $\phi(B) = 1-\phi_1 B - \phi_2 B^2 -\ldots- \phi_p (B)^p$

$\theta(B) = 1-\theta_1 B - \theta_2 B^2 -\ldots- \theta_q (B)^q$

y_t = ค่าสังเกตุในอนุกรมเวลา ณ เวลา t

B = Backward shift operation โดยที่ $B_m = \nabla y_{t-m}$

d = จำนวนครั้งของการหาผลต่างเพื่อให้อนุกรมเวลามีคุณสมบัติคงที่ (stationary)

p = อันดับของออโตรีเกสซีฟ (Auto regressive Order)

q = อันดับของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่(Moving Average)

δ = ค่าคงที่(Constant Term)

$\phi_1,\ldots,\phi_p$ = พารามิเตอร์ของออโตรีเกสซีฟ (Auto regressive parameter)

$\theta_1,\ldots,\theta_q$ = พารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่(Moving Average parameter)

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ε_t = กระบวนการ white noise ซึ่งก็คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ. เวลา t ภายใต้ข้อสมมติว่าความคลาดเคลื่อนที่คนละเวลาเป็นตัวแปรสุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน โดยมีการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่ [$\varepsilon_t \sim N(0,\sigma^2)$]

จากสมการข้างต้นอาจเขียนใหม่ได้เป็น

$$\nabla^d y_t = \delta + \phi\nabla^d y_{t-1} - \phi\nabla^d y_{t-2} + \ldots + \phi_p \nabla^d y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \ldots - \theta_q\varepsilon_{t-q}$$

จากรูปแบบทั่วไปตามสมการข้างต้นนำไปใช้ในการกำหนดรูปแบบที่เหมาะสมและประมาณค่าต่อไปซึ่งอนุกรมเวลาที่จะนำมาวิเคราะห์ ด้วยวิธีของ Box and Jenkins นี้ ต้องมีเงื่อนไขบางประการเกี่ยวกับค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบเพื่อให้อนุกรมเวลามีคุณสมบัติคงที่ (Stationary)และ คุณสมบัติผกผัน(Invertibility) สำหรับคุณสมบัติคงที่(Stationary) เป็นคุณสมบัติของรูปแบบ AR (p) ซึ่งเป็นคุณสมบัติที่ทำให้ $E(y_t)$ และ $V(y_t)$คงที่ และ $Cov(y_t, \ldots, y_{t-k})$มีค่าคงที่ขึ้นกับค่า Lag k อย่างเดียว ส่วนคุณสมบัติผกผัน(Invertible) เป็นคุณสมบัติของรูปแบบ MA (q) ซึ่งเป็นคุณสมบัติที่ทำให้คลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ε_t ในเทอมของ y_t , y_{t-1} ,มีค่าคงที่(ทรงศิริ แต้สมบัติ, 2539)/(อัครพงศ์ อั้นทอง, 2550)

3.2.4 การวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์โดยการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient

กำหนดให้ช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์คือ $j = T+1 , T+2 ,\ldots,T+h$ และกำหนดให้ y_t คือค่าที่เกิดขึ้นจริงณ.เวลาที่ t ส่วน $\hat{y}_t$ นั้นเป็นค่าพยากรณ์ของตัวแปรณ.เวลาที่ t ที่ได้จากการพยากรณ์ จะได้ว่า(Pindyck and Rubinfeld, 1998)/(Kenny, Meyler, and Quinn, 1998)

ค่า Root Mean Squared Error (RMSE) = $\sqrt{\frac{1}{h}\sum_{t=T+1}^{T+h}(\hat{y}_t - y_t)^2}$

ค่า Theil Inequality Coefficient = $\frac{\sqrt{\frac{1}{h}\sum_{t=T+1}^{T+h}(\hat{y}_t - y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{h}\sum_{t=T+1}^{T+h}\hat{y}_t^{\,2}}\sqrt{\frac{1}{h}\sum_{t=T+1}^{T+h}y_t^{\,2}}}$

โดยที่ทั้งค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient นั้นจะบอกความเหมาะสม(fit)ของแต่ละโมเดลที่เราใช้เพื่อสร้างค่าพยากรณ์ได้ ดังนั้นจะได้ว่าตัวแบบใดที่ให้ค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient ต่ำ ตัวแบบนั้นก็เหมาะที่จะใช้เพื่อสร้างค่าพยากรณ์มากกว่าตัวแบบที่ให้ค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficientสูงๆ และค่า Theil Inequality Coefficientนั้นจะมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1 หากตัวแบบใดให้ค่า Theil Inequality Coefficient นั้นมีค่าอยู่ใกล้ๆ 0 แปลว่าตัวแบบนั้นก็เหมาะที่จะใช้เพื่อสร้างค่าพยากรณ์มากกว่าตัวแบบที่ให้ค่า Theil Inequality Coefficient เข้าใกล้ 1

3.2.5 การประมาณค่าแบบ Recursive Bayesian โดยผ่านตัวคัดกรองของกาล์แมน

3.2.5.1 การประมาณค่าแบบ Recursive Bayesian

การประมาณค่าแบบ Recursive Bayesian คือ หลักการเกี่ยวกับความน่าจะเป็นในการประมาณค่าพารามิเตอร์ ซึ่งการแจกแจงของค่าพารามิเตอร์นี้จะไม่แน่นอนอยู่ตลอดเวลาขึ้นกับข้อมูลใหม่ๆที่ใส่เข้าไปเพื่อประมาณค่าพารามิเตอร์(Gamerman, 2006)โดยจะทำการประมาณค่าพารามิเตอร์แบบ Recursive Bayesianโดยอาศัยตัวคัดกรองของกาล์แมน

3.2.5.2 ตัวคัดกรองของกาล์แมน (Kalman filter)

นักเศรษฐมิติได้ใช้ตัวคัดกรองของกาล์แมนเพื่อหาสถานะของระบบเศรษฐกิจ (State of economy)โดยเฉพาะอย่างยิ่งตัวคัดกรองของกาล์แมนนั้นได้ถูกใช้เพื่อให้สอดคล้องกับหลักการคาดการณ์อย่างสมเหตุสมผล(rational expectation) หลักการของตัวคัดกรองของกาล์แมนก็คือเราจะประมาณค่าสถานะของระบบเศรษฐกิจได้จากค่าของตัวแปรต้น(exogenous

variables)ต่างๆ(Engle ,and McFadden, 1994)/(Harvey,1994)/(Koopman, Shephard, and Doornik, 1999) ซึ่งในงานวิจัยชิ้นนี้นั้นค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตซึ่งเป็นค่าที่สนใจจะพยากรณ์นั้นจะขึ้นกับสถานะของระบบเศรษฐกิจ

กำหนดให้เวกเตอร์ที่แสดงถึงสถานะของระบบเศรษฐกิจนั้นเป็นเวกเตอร์ขนาด n x 1 จะได้ว่าค่า y_t นั้นจะถูกกำหนดโดยระบบสมการดังต่อไปนี้

$$y_t = c_t + Z_t\alpha_t + e_t \tag{3.8}$$

$$\alpha_{t+1} = d_t + T_t\alpha_t + v_t \tag{3.9}$$

เมื่อ α_t เวกเตอร์ขนาด m x 1ของตัวแปรที่แสดงถึงสถานะของระบบเศรษฐกิจที่ไม่สามารถสังเกตุค่าได้

c_t , Z_t , d_t และ T_t คือเวกเตอร์และเมตริกซ์

e_t และ v_t คือเวกเตอร์ที่มีค่าเฉลี่ยเป็น 0 และมีการแจกแจงแบบ Gaussian

โดยที่ α_t นั้นมีการเคลื่อนที่แบบ Vector Autoregressive ที่มีค่าความล่าช้าเท่ากับ 1

โดยที่สมการที่ 3.8 นั้นเป็นสมการที่บ่งถึงสัญญาณ(signal)หรือสมการที่บ่งถึงค่าที่สังเกตุได้(observation) ส่วนสมการที่ 3.9 นั้นเป็นสมการที่บ่งถึงสถานะของระบบเศรษฐกิจ(state) โดยที่สถานะของระบบเศรษฐกิจนั้นจะมีการเคลื่อนที่(transition)อยู่ตลอดเวลา

โดยที่เวกเตอร์ e_t และ v_t นั้นต่างก็เป็นอิสระจากกัน และมีโครงสร้างของความแปรปรวนดังต่อไปนี้

$$\Omega_t = \text{var}\begin{bmatrix} e_t \\ v_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} H_t & G_t \\ G'_t & Q_t \end{bmatrix} \quad (3.10)$$

เมื่อ H_t คือเวกเตอร์ของความแปรปรวน(variance)ขนาด n x n

Q_t คือเวกเตอร์ของความแปรปรวน(variance)ขนาด m x m

G_t คือเวกเตอร์ของความแปรปรวนร่วม(covariance)ขนาด n x m

จากสมการที่ 3.8, 3.9 และ 3.10 เมเตริกซ์และเวกเตอร์ $\Xi_t \equiv \{c_t, d_t, Z_t, T_t, H_t, Q_t, G_t\}$ ที่เราต้องการหานั้นจะขึ้นกับตัวแปรต้น(exogenous variables)X_t และขึ้นกับค่าพารามิเตอร์ θ ที่ไม่สามารถสังเกตุค่าได้และเราต้องการจะประมาณค่า ค่าพารามิเตอร์ θ ที่จะผันแปรไปตามเวลาและเราต้องการจะประมาณค่าด้วยวิธี Recursive Bayesian VAR โดยการทำผ่านตัวคัดกรองของกาล์แมน

การคัดกรอง(Filtering)

พิจารณาความน่าจะเป็นอย่างมีเงื่อนไขของเวกเตอร์ α_t ซึ่งเป็นเวกเตอร์ของสถานะระบบเศรษฐกิจ อย่างมีเงื่อนไขโดยที่เงื่อนไขก็คือข้อมูลที่มีณ.เวลา s

$$\alpha_{t|s} \equiv E_s(\alpha_t) \quad (3.11)$$

$$P_{t|s} \equiv E_s\left[(\alpha_t - a_{t|s})(\alpha_t - a_{t|s})'\right] \quad (3.12)$$

เมื่อ $t|s$ คือการแสดงถึงการคาดการณ์ถึงสถานะในช่วงเวลาที่ t เมื่อมีข้อมูลอยู่ณ. เวลาที่ s

ถ้ากำหนดให้ $s = t\text{-}1$ เราจะได้ค่าพยากรณ์ของสถานะ α_t โดยที่จะมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ $a_{t|t-1}$ และจะมีค่าความแปรปรวณเท่ากับ $P_{t|t-1}$ ภายใต้สมมุติฐานของความผิดพลาดแบบ Gaussian จะได้ว่า $a_{t|t-1}$ นั้นคือตัวประมาณค่าความผิดพลาดยกกำลังสองที่ต่ำที่สุด(minimum

mean square error estimatior)ของ α_t และ $P_{t|t-1}$ ก็คือค่าความผิดพลาดยกกำลังสอง(mean square error)ของ $a_{t|t-1}$ แต่ถ้าไม่เป็นไปตามเงื่อนไขของคุณสมบัติการแจกแจงแบบปกติก็ยังคงได้ว่า $a_{t|t-1}$ นั้นคือตัวประมาณค่าความผิดพลาดยกกำลังสองที่ต่ำที่สุด(minimum mean square error estimatior)ของ α_t

จะได้ว่าตัวประมาณค่าของ y_t เป็นดังต่อไปนี้

$$\hat{y}_t = y_{t|t-1} \equiv E_{t-1}(y_t) = E(y_t | a_{t|t-1}) = c_t + Z_t a_{t|t-1} \tag{3.13}$$

จะได้ค่าความผิดพลาดอันเกิดเนื่องจากการพยากรณ์ไปล่วงหน้า 1 ช่วงเวลาดังนี้

$$\hat{e}_t = e_{t|t-1} \equiv y_t - \hat{y}_{t|t-1} \tag{3.14}$$

และจะได้ค่าความแปรปรวนของค่าความผิดพลาดจากการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{F}_t = F_{t|t-1} \equiv \mathrm{var}(e_{t|t-1}) = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t \tag{3.15}$$

ขั้นตอนในการสร้างค่าคาดการณ์ณ เวลาที่ *t* โดยข้อมูลที่มีอยู่ ณ เวลาที่ *t = t-1* นั้นถูกเรียกว่า Fixed-Interval Smoothing สิ่งที่เราจะประมาณก็คือสถานะของระบบเศรษฐกิจในอนาคต แต่ถ้าเราสร้างค่าประมาณของสถานะของระบบเศรษฐกิจ เราต้องคำนวณค่าความแปรปรวนของสถานะของระบบเศรษฐกิจด้วย เนื่องจากความแปรปรวนนั้นจะบอกความน่าเชื่อถือของสถานะของระบบเศรษฐกิจคาดการณ์ของเรา โดยที่ค่าความแปรปรวนของสถานะของระบบเศรษฐกิจก็คือ MSE of the smoothed state estimate ซึ่งสถานะของระบบเศรษฐกิจ α_t ก็คือนั่นเอง

$$\hat{y}_t \equiv E(y_t | \hat{\alpha}_t) = c_t + Z_t \hat{\alpha}_t \tag{3.16}$$

จากสมการ(3.15)สามารถหา $\hat{y}_t$ คาดการณ์ได้จาก $\hat{\alpha}_t$ ซึ่ง $\hat{\alpha}_t$ ในงานวิจัยนี้จะประมาณได้จากค่าD(RP) , D(FX)และ D(DUBAI)(รู้ตัวแปรต้นต่างๆสามารถประมาณสถานะของระบบเศรษฐกิจได้) ส่วน $\hat{y}_t$ คือD(CORE INFLATION)และD(LN GDP GAP)(เมื่อได้ค่าประมาณของสถานะของระบบเศรษฐกิจแล้ว จะสามารถหาค่าตัวแปรendogenous variables ได้โดยการประมาณค่าพารามิเตอร์ที่แสดงถึงขนาดความสัมพันธ์ของสถานะของระบบเศรษฐกิจและตัวแปร endogenous variables)

$$S_t \equiv \text{var}(\hat{y}_{t|T}) = Z_t V_t Z_t' \tag{3.17}$$

สมการที่ 3.17 บอกว่าถ้า V_t คือ ความแปรปรวนของสถานะของระบบเศรษฐกิจแล้ว หาก S_t คือ ความแปรปรวนของค่าผลต่างลำดับที่ 1 ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานคาดการณ์แล้ว S_t ก็คือความแปรปรวนของสถานะของระบบเศรษฐกิจคูณกับขนาด(magnitude) ที่แสดงความสัมพันธ์ระหว่างสถานะของระบบเศรษฐกิจกับD(CORE INFLATION)และD(LN GDP GAP) ยกกำลังสอง

ต่อไปนี้จะเป็นกรณีที่พยากรณ์ค่าตัวแปร endogenous variables ไปข้างหน้า n ช่วงเวลาแทนที่จะเป็นการพยากรณ์ค่าตัวแปร endogenous variables ไปข้างหน้าเพียง 1 ช่วงเวลาจากที่ได้กล่าวมาข้างต้น

จากเงื่อนไขเดียวกับสมการที่ 3.11 ถึงสมการที่ 3.15 จะได้ว่า

$$a_{t+n|t} \equiv E_t(\alpha_{t+n}) \tag{3.18}$$

$$P_{t+n|t} \equiv E_t\left[(\alpha_{t+n} - a_{t+n|t})(\alpha_{t+n} - a_{t+n|t})'\right] \tag{3.19}$$

$$y_{t+n|t} \equiv E_t(y_{t+n}) = c_t + Z_t a_{t+n|t} \tag{3.20}$$

ได้ MSE เป็น

$$F_{t+n|t} \equiv MSE(\hat{y}_{t+n|t}) = Z_{t+n} P_{t+n|t} Z_{t+n}' + H_t \qquad (3.21)$$

สมการ 3.21 บอกว่า MSE ของ D(CORE INFLATION)และD(LN GDP GAP)ก็คือ ความแปรปรวนของสถานะของระบบเศรษฐกิจ($P_{t+n|t}$)คูณกับขนาดที่แสดงความสัมพันธ์ระหว่างสถานะของระบบเศรษฐกิจกับD(CORE INFLATION)และD(LN GDP GAP)(Z_{t+n}) ยกกำลังสอง บวกค่าความแปรปรวนที่เกิดจากการประมาณ error term ผิดพลาด(H_t)

ในที่นี้มีข้อควรสังเกตุคือถ้าเป็น n step แล้วจะมี H_t เพิ่มมาเพราะว่า ถ้าทำการพยากรณ์ไปข้างหน้า 1 ช่วงเวลาแล้วหาค่าความผิดพลาดได้เลย แต่พอทำการพยากรณ์ไปข้างหน้า n ช่วงเวลาแล้ว จะต้องทำการประมาณค่าความผิดพลาดคาดการณ์ ของ ช่วงเวลา *t*-1 , *t*-2,…,*t*-*n* ซึ่งค่าความผิดพลาดตรงนี้จะถูกสะสมลงใน H_t โดยที่ความผิดพลาดตรงที่ถูกสะสมลงใน H_t นั้นเกิดจากการไม่มีข้อมูลใหม่ๆ(up to date) เข้ามาใหม่ กล่าวคือ ข้อมูลจะใช้ได้ดีในการพยากรณ์ไปข้างหน้า 1 ช่วงเวลา แต่เรานำข้อมูลมาพยากรณ์ไปข้างหน้า n ช่วงเวลา ดังนั้น H_t จึงเกิดจากการขาดข้อมูลไป *n*-1 ช่วงเวลา แต่ถ้าเราต้องการหาวิธีลด H_t เราอาจใช้ตัวคัดกรองของกาล์แมนในการประมาณแนวทางเดินของข้อมูล *n*-1 ช่วงเวลา แล้วนำค่าของข้อมูลที่ประมาณได้มาใส่ลงไปในการประมาณให้เป็นข้อมูลที่ทันสมัย(up to date)

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

บทที่ 4

ผลการวิเคราะห์ข้อมูล

ในการเปรียบเทียบความสามารถในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานของระบบเศรษฐกิจไทยระหว่างวิธี Bayesian VAR และ วิธี VAR นั้น เนื่องวิทยานิพนธ์นี้มีจุดประสงค์ของการศึกษาว่าระหว่างวิธีทางเศรษฐมิติวิธี Bayesian VAR และ วิธี VAR นั้นวิธีใดสามารถอธิบายอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานของระบบเศรษฐกิจไทยที่เกิดขึ้นจริงได้ดีกว่ากัน ดังนั้นข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาในวิทยานิพนธ์นี้จะแบ่งออกเป็น 2 ชุด ชุดแรกคือ ข้อมูลที่ใช้ในการสร้างตัวแบบจะเป็นข้อมูลตั้งแต่ไตรมาสแรกของปี พ.ศ.2540 ถึง ไตรมาสที่ 2 ของปี พ.ศ. 2550 ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลที่เกิดขึ้นจริงเป็นข้อมูลตั้งแต่ ไตรมาสที่ 3 ของปี พ.ศ.2552 ถึง ไตรมาสที่ 2 ของปี พ.ศ. 2552

จาก Svensson (1997) เป้าหมายเงินเฟ้อ คือ การกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อคาดการณ์ ดังต่อไปนี้

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha_1 y_t + \alpha_2 x_t + \varepsilon_{t+1} \quad (4.1)$$

$$y_{t+1} = \beta_1 y_t - \beta_2(i_t - \pi_t) + \beta_3 x_t + \eta_{t+1} \quad (4.2)$$

$$x_{t+1} = \gamma x_t + \theta_{t+1} \quad (4.3)$$

เมื่อ $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ คือ อัตราเงินเฟ้อในปีที่ t โดยที่ p_t และ p_{t-1} นั้นคือ ล็อกของระดับราคา

y_t คือ ล็อกของ ผลต่างของผลผลิต((log) output gap)

x_t คือ ตัวแปรต้นอื่นๆ

i_t คือ เครื่องมือในการดำเนินนโยบายการเงิน หรือ อัตราดอกเบี้ย

ε_t , η_t และ θ_{t+1} คือ ปัจจัยที่มากระทบโดยไม่ได้คาดการณ์ (shock)

จากตัวแบบตามผลงานของ Svensson (1997) ข้างต้น เมื่อนำตัวแบบนี้มาผสมกับตัวแบบในผลงานของ Disyatat and Vongsinsirikul(2003)และผลงานของ พิมลรัตน์ สิริเศรษฐอาภา(2007) จะได้ว่าตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลองมีดังนี้คือ อัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน(Core

Inflation), ค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต (log GDP gap), อัตราดอกเบี้ยนโยบาย(Policy Rate), อัตราแลกเปลี่ยน(Foreign Exchange), ราคาน้ำมันดูไบ (Asia Dubai Fateh Spot Price FOB)

4.1 ผลการทดสอบคุณสมบัติความนิ่งของข้อมูล (Stationary)

จากการทดสอบ Unit Root Test พบว่า ข้อมูล อัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน , ค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต , อัตราตราดอกเบี้ยนโยบาย , อัตราแลกเปลี่ยนและราคาน้ำมันดูไบนั้นมีความนิ่งของข้อมูลที่ D = 1 ดังนั้นในการประมาณค่าแบบจำลอง Vector Auto Regression(VAR)โดยวิธี Ordinary Least Square (OLS)ในวิทยานิพนธ์นี้จึงใช้ตัวแปร d(Core_Inflation) , d(DLNGDP) ,d(RP) ,d(FX) และ d(DUBAI) ในการประมาณค่า จะได้ว่าในการประมาณค่าแบบจำลอง VAR เพื่อพิจารณาหาค่าความล่าช้าที่เหมาะสม โดยวิธี Ordinary Least Square (OLS)นั้น จะใช้ d(RP) , d(FX) , d(DUBAI) เป็นตัวแปร exogenous variable

4.2 ผลการหาค่าความล่าช้า(lag)ของแบบจำลอง VAR ที่เหมาะสม

ผลการหาค่าความล่าช้า(lag)ของแบบจำลอง VAR ที่เหมาะสมนั้นได้แสดงอยู่ในตารางที่ 4.1

ตารางที่ 4.1 ผลการหาค่าความล่าช้าของแบบจำลอง VAR ที่เหมาะสม

VAR Lag Order Selection Criteria	
Endogenous variables : D(CORE_INFLATION) D(LNGDPGAP)	
Exogenous variables : C D(RP) D(FX) D(DUBAI)	
Sample : 1997Q4 2007Q2	
Included observations : 39	
Lag	Schwarz criterion
1	1.250263
2	0.275942

ตารางที่ 4.1 ผลการหาค่าความล่าช้าของแบบจำลอง VAR ที่เหมาะสม

VAR Lag Order Selection Criteria	
Endogenous variables : D(CORE_INFLATION) D(LNGDPGAP)	
Exogenous variables : C D(RP) D(FX) D(DUBAI)	
Sample : 1997Q4 2007Q2	
Included observations : 39	
Lag	Schwarz criterion
3	0.611563
4	0.570802
5	0.525703
6	0.135380
7	0.165683
8	0.387284
9	0.463213
10	0.094573

เมื่อพิจารณาตามหลักการทางเศรษฐมิติที่กล่าวว่าหลักในการเลือกค่าความล่าช้าที่เหมาะสมของตัวแบบนั้นให้พิจารณาจากค่า Schwarz criterion ที่มีค่าต่ำที่สุดแต่ไม่ควรมีค่าเป็นลบ พบว่า หากกำหนดค่าความล่าช้าที่เหมาะสมให้อยู่ระหว่าง 1 ถึง 10 แล้ว ค่าความล่าช้าที่เหมาะสมของสมการเส้นโค้งฟิลลิปส์ของระบบเศรษฐกิจไทยจะมีค่าเท่ากับ 10 ซึ่งมีค่า Schwarz criterion เท่ากับ 0.094573 แต่หากพิจารณาเฉพาะในกรณีที่กำหนดค่าความล่าช้าที่เหมาะสมเป็น 1 ถึง 5 เท่านั้น จะได้ว่าค่าความล่าช้าที่เหมาะสมเป็น 2 เนื่องจากมีค่า Schwarz criterion เท่ากับ 0.275942 แต่หากอาศัยหลักทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์ในการดำเนินนโยบายการเงินมาพิจารณาเลือกค่าความล่าช้าที่เหมาะสมแล้วจะได้ว่าค่าความล่าช้าที่เหมาะสมคือ 2 เนื่องจากในการดำเนินนโยบายการเงินนั้นเมื่อธนาคารกลางทราบอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ $E_0(\pi_{t+2})$ แล้ว ธนาคารกลางก็จะใช้เครื่องมือในการดำเนินนโยบายการเงินซึ่งในที่นี้คือการกำหนดอัตราดอกเบี้ยนโยบายณ.เวลาปัจจุบัน(RP_t) และยังสอดคล้องกับหลักการทางเศรษฐมิติในการเลือกค่าความ

ล่าช้าที่เหมาะสมกล่าวคือไม่ควรมีจำนวนพารามิเตอร์มากเกินไป(over parameter)ให้กับตัวแบบสมการเส้นโค้งฟิลลิปส์ของระบบเศรษฐกิจไทย

ตารางที่ 4.2 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์และการหาค่าความล่าช้าที่เหมาะสมด้วยวิธี VAR

Vector Autoregression Estimates
Sample (adjusted): 1997Q4 2007Q2
Included observations: 39 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	D_CORE_INFLATION	D_LNGDPGAP
D_CORE_INFLATION(-1)	-0.714482	-0.000245
	(0.16359)	(0.00176)
	[-4.36742]	[-0.13902]
D_CORE_INFLATION(-2)	-0.370165	-0.001321
	(0.16964)	(0.00183)
	[-2.18210]	[-0.72341]
D_LNGDPGAP(-1)	10.10642	0.192163
	(8.99922)	(0.09686)
	[1.12303]	[1.98396]
D_LNGDPGAP(-2)	-7.848453	-0.843892
	(9.82271)	(0.10572)
	[-0.79901]	[-7.98222]
C	-0.196959	0.023955
	(0.37140)	(0.00400)
	[-0.53032]	[5.99264]
D_RP	0.179217	0.010556
	(0.30918)	(0.00333)
	[0.57965]	[3.17213]
D_FX	0.161637	0.002618
	(0.13513)	(0.00145)
	[1.19614]	[1.80000]
D_DUBAI	0.110418	0.001475
	(0.10405)	(0.00112)
	[1.06123]	[1.31726]

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.2 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์และการหาค่าความล่าช้าที่เหมาะสมด้วยวิธี VAR

R-squared	0.457323	0.735217
Adj. R-squared	0.334783	0.675427
Sum sq. resids	116.0297	0.013441
S.E. equation	1.934656	0.020823
F-statistic	3.732027	12.29668
Log likelihood	-76.59915	100.1350
Akaike AIC	4.338418	-4.724870
Schwarz SC	4.679661	-4.383627
Mean dependent	-0.035897	0.014084
S.D. dependent	2.372040	0.036549

Determinant resid covariance (dof adj.)	0.001591
Determinant resid covariance	0.001005
Log likelihood	23.92763
Akaike information criterion	-0.406545
Schwarz criterion	0.275942

4.3 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของตัวแปรต้น(exogenous variables)ด้วยวิธี Box-Jenkins (ARIMA)

เมื่อได้ค่าประมาณของตัวแบบที่ใช้ในการพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อ(D(CORE_INFLATION))และค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต (D(LNGDPGAP)) ที่ได้มาจากวิธี VAR แล้ว ก็นำตัวแบบที่ได้มาสร้างค่าพยากรณ์ไป 8 ไตรมาสข้างหน้า โดยในการพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตไปข้างหน้า 8 ไตรมาสนั้นจะทำได้โดยการหารูปแบบ ARIMA(p,d,q) ของแต่ละตัวแปร exogenous variable อันได้แก่ ค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย(D(RP)), ค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ(D(FX))และค่าผลต่างลำดับที่1ของราคาน้ำมันดูไบ(D(DUBAI))หลังจากนั้นก็นำค่าคาดการณ์ของตัวแปร exogenous variable มาใส่ในแบบจำลองก็จะได้ค่าคาดการณ์ของตัวแปร endogenous variable ซึ่งในที่นี้ได้แก่ ค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (D(CORE_INFLATION))และค่าผลต่างลำดับที่1ของล็อกของผลต่างของผลผลิต (D(LNGDPGAP))(Pindyck, and Rubinfeld,1998)

4.3.1 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย(D(RP))

เมื่อทราบขั้นตอนในการพยากรณ์แล้วเราทราบว่า exogenous variable ของเรานั้นคือ ค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย (Policy rate)ดังนั้นเราต้องหารูปแบบ ARIMA (p,d,q)ของค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบายก่อน

จากผลการทดสอบ unit root สรุปได้ว่าเมื่อกำหนดระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.01 , 0.05 และ 0.10 แล้ว ชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบายจะมีคุณสมบัตินิ่งเมื่อ d = 0 และไม่มี time trend และไม่มี drift

ตารางที่ 4.3 ผลการทดสอบ unit root ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย

Null Hypothesis: D_RP has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.517211	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.624057	
	5% level	-1.949319	
	10% level	-1.611711	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(D_RP)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1997Q3 2007Q2
Included observations: 40 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_RP(-1)	-0.697802	0.154476	-4.517211	0.0001

R-squared	0.343237	Mean dependent var	-0.025000
Adjusted R-squared	0.343237	S.D. dependent var	1.285770
S.E. of regression	1.042000	Akaike info criterion	2.944843
Sum squared resid	42.34478	Schwarz criterion	2.987065
Log likelihood	-57.89686	Hannan-Quinn criter.	2.960109
Durbin-Watson stat	1.980344		

จากนั้นทำการทดสอบเพื่อหาค่า p และ qโดยการประมาณค่าสัมประสิทธ์

ตารางที่ 4.4 การประมาณค่าเพื่อหารูปแบบ ARIMA(p,d,q) ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย

Dependent Variable: D_RP
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1998Q1 2007Q2
Included observations: 38 after adjustments
Convergence achieved after 16 iterations
MA Backcast: 1997Q2 1997Q4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.910369	0.395651	-2.300940	0.0281
AR(2)	-0.307006	0.427544	-0.718070	0.4779
AR(3)	0.282475	0.272757	1.035630	0.3081
MA(1)	1.455950	0.395855	3.677985	0.0009
MA(2)	1.179514	0.488671	2.413721	0.0217
MA(3)	0.189861	0.377261	0.503262	0.6182

R-squared	0.350482	Mean dependent var	-0.223684
Adjusted R-squared	0.248995	S.D. dependent var	1.047503
S.E. of regression	0.907771	Akaike info criterion	2.788291
Sum squared resid	26.36956	Schwarz criterion	3.046857
Log likelihood	-46.97752	Hannan-Quinn criter.	2.880287
Durbin-Watson stat	1.987447		

Inverted AR Roots	.37	-.64+.61i	-.64-.61i
Inverted MA Roots	-.21	-.63-.73i	-.63+.73i

จากค่า SIC และ Durbin-Watson stat จะเลือกรูปแบบของ D(RP) เป็น ARIMA (3,0,3)

เมื่อทราบว่ารูปแบบของข้อมูลของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายนั้นเป็น ARIMA (3,0,3) และเป็นแบบไม่ผันแปรตามเวลา(ไม่มี time trend)และไม่มีจุดตัดแกน Y(ไม่มี drift)แล้ว ต่อจากนั้นก็ทำการพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย โดยจะได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย จาก ไตรมาสที่3 ของ ปีพ.ศ.2550 ถึง ไตรมาสที่2ของปีพ.ศ.ของปี2552 ดังต่อไปนี้

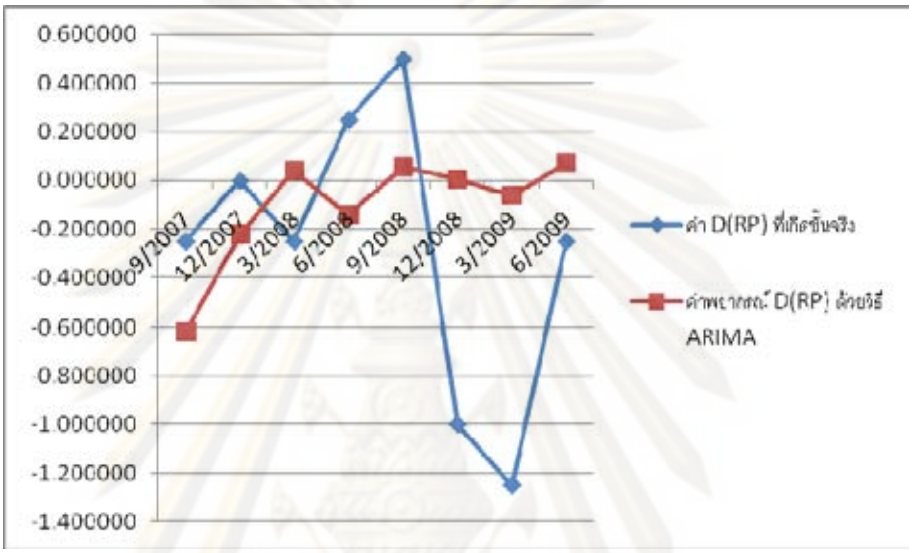
ตารางที่ 4.5 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายที่พยากรณ์ได้จากวิธี ARIMA (p,d,q)

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย (E(D(RP)))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย (D(RP))
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	-0.621356	-0.250000
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	-0.224485	0.000000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	0.040736	-0.250000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	-0.143684	0.250000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	0.054888	0.500000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	0.005650	-1.000000
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	-0.062582	-1.250000
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	0.070742	-0.250000

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายที่พยากรณ์ได้จากวิธี ARIMA (p,d,q)และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายที่พยากรณ์ได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.1

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.1 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายที่พยากรณ์ได้จากวิธี ARIMA (p,d,q)และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย



4.3.2 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ(E(D(FX)))

เมื่อทราบขั้นตอนในการพยากรณ์แล้วเราทราบว่า exogenous variable ของเรานั้นคือค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ(D(FX))ดังนั้นเราต้องหารูปแบบ ARIMA (p,d,q)ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐก่อน

หาค่า d ด้วยการทำ unit root test

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.6 ผลการทดสอบ unit root ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ

Null Hypothesis: D_FX has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.212083	0.0007
Test critical values:	1% level	-4.205004	
	5% level	-3.526609	
	10% level	-3.194611	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(D_FX)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1997Q3 2007Q2
Included observations: 40 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_FX(-1)	-0.841188	0.161392	-5.212083	0.0000
C	1.535813	0.865166	1.775165	0.0841
@TREND(1997Q1)	-0.063050	0.035366	-1.782792	0.0828

R-squared	0.423564	Mean dependent var	-0.023385
Adjusted R-squared	0.392406	S.D. dependent var	3.143551
S.E. of regression	2.450345	Akaike info criterion	4.702373
Sum squared resid	222.1551	Schwarz criterion	4.829039
Log likelihood	-91.04747	Hannan-Quinn criter.	4.748172
F-statistic	13.59379	Durbin-Watson stat	1.764424
Prob(F-statistic)	0.000037		

จากผลการทดสอบ unit root สรุปได้ว่า เมื่อกำหนดระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.10 แล้ว ชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนจะมีคุณสมบัตินิ่งเมื่อ d = 0 และมี time trend และมี drift

จากนั้นทำการทดสอบเพื่อหาค่า p และ qโดยการประมาณค่าสัมประสิทธิ์

ตารางที่ 4.7 การประมาณค่าเพื่อหารูปแบบ ARIMA(p,d,q) ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ

Dependent Variable: D_FX
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1997Q4 2007Q2
Included observations: 39 after adjustments
Convergence achieved after 25 iterations
MA Backcast: 1997Q2 1997Q3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.929047	0.130944	7.094984	0.0000
@TREND	-0.041693	0.004886	-8.532507	0.0000
AR(1)	1.318957	0.106195	12.42013	0.0000
AR(2)	-0.614006	0.111779	-5.493018	0.0000
MA(1)	-1.985077	0.092814	-21.38758	0.0000
MA(2)	0.985149	0.081178	12.13561	0.0000

R-squared	0.642659	Mean dependent var	0.041354
Adjusted R-squared	0.588517	S.D. dependent var	2.340242
S.E. of regression	1.501194	Akaike info criterion	3.791037
Sum squared resid	74.36827	Schwarz criterion	4.046970
Log likelihood	-67.92522	Hannan-Quinn criter.	3.882863
F-statistic	11.86976	Durbin-Watson stat	2.066094
Prob(F-statistic)	0.000001		

Inverted AR Roots	.66+.42i	.66-.42i
Inverted MA Roots	.99	.99

จากผลลัพธ์ของการประมาณค่าเพื่อหาค่า p และ q ของ D(FX) จะได้ว่าข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐนั้นมีรูปแบบเป็น ARIMA(2,0,2) ที่มี time trend และมี drift

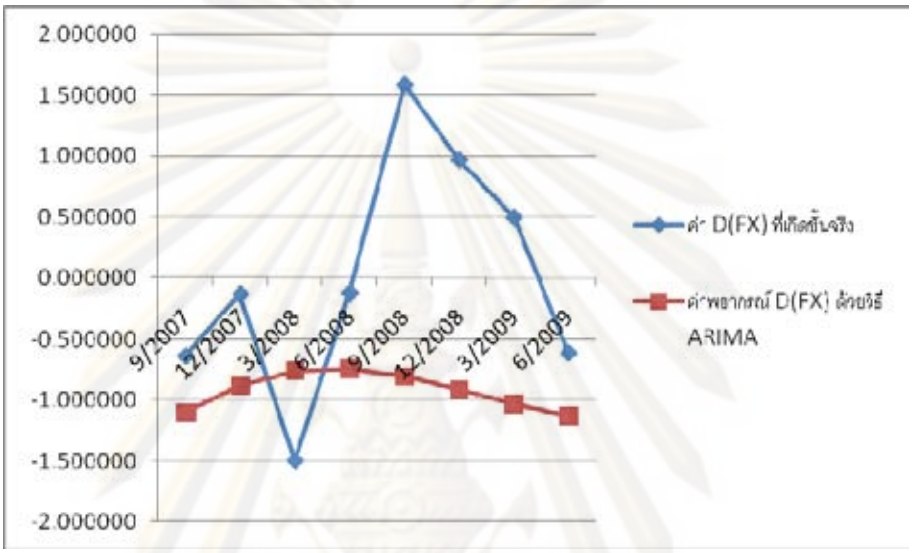
เมื่อทราบว่ารูปแบบของข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐนั้นเป็น ARIMA(2,0,2) และเป็นแบบผันแปรตามเวลา(มี time trend)และมีจุดตัดแกน Y(มี drift)แล้ว ต่อจากนั้นก็ทำการพยากรณ์ ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ โดยจะได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ จาก ไตรมาสที่3 ของ ปีพ.ศ.2550 ถึง ไตรมาสที่2ของปีพ.ศ.ของปี2552 ดังต่อไปนี้

ตารางที่ 4.8 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐที่พยากรณ์ได้จากวิธี ARIMA (p,d,q)

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ (E(D(FX)))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ (D(FX))
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	-1.107185	-0.639600
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	-0.886879	-0.133500
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	-0.760881	-1.499700
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	-0.742267	-0.124900
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	-0.807381	1.582500
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	-0.916993	0.965700
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	-1.033889	0.493700
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	-1.133068	-0.613700

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐที่พยากรณ์ได้จากวิธี ARIMA (p,d,q)และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐพยากรณ์ได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.2

ภาพที่ 4.2 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐที่พยากรณ์ได้จากวิธี ARIMA (p,d,q)และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ



4.3.3 **ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ** (E(D(DUBAI)))

เมื่อทราบขั้นตอนในการพยากรณ์แล้วเราทราบว่า exogenous variable ของเรานั้นคือ ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบดังนั้นเราต้องหารูปแบบ ARIMA (p,d,q)ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบก่อน

หาค่า d ด้วยการทำ unit root test

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.9 ผลการทดสอบ unit root ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของราคาน้ำมันดูไบ

Null Hypothesis: D_DUBAI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.455448	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.605593	
	5% level	-2.936942	
	10% level	-2.606857	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(D_DUBAI)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1997Q3 2007Q2
Included observations: 40 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_DUBAI(-1)	-0.881622	0.161604	-5.455448	0.0000
C	1.061091	0.586905	1.807945	0.0785

R-squared	0.439213	Mean dependent var	0.171506
Adjusted R-squared	0.424455	S.D. dependent var	4.700170
S.E. of regression	3.565768	Akaike info criterion	5.429342
Sum squared resid	483.1586	Schwarz criterion	5.513786
Log likelihood	-106.5868	Hannan-Quinn criter.	5.459875
F-statistic	29.76191	Durbin-Watson stat	1.943158
Prob(F-statistic)	0.000003		

จากผลการทดสอบ unit root สรุปได้ว่า เมื่อกำหนดระดับนัยสำคัญทางสถิติเท่ากับ 0.10 แล้ว ชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบจะมีคุณสมบัตินิ่งเมื่อ d = 0 และไม่มี time trend แต่มี drift

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.10 การประมาณค่าเพื่อหารูปแบบ ARIMA(p,d,q) ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ

Dependent Variable: D_DUBAI3
Method: Least Squares
Date: 04/05/10 Time: 22:56
Sample (adjusted): 1998Q2 2007Q2
Included observations: 37 after adjustments
Convergence achieved after 28 iterations
MA Backcast: 1997Q2 1998Q1

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.210827	0.690211	1.754285	0.0903
AR(1)	-1.054513	0.195714	-5.388027	0.0000
AR(2)	-0.937775	0.232412	-4.034962	0.0004
AR(3)	-0.958028	0.280375	-3.416952	0.0020
AR(4)	-0.114473	0.250347	-0.457257	0.6510
MA(1)	1.361693	0.082981	16.40965	0.0000
MA(2)	0.981470	0.124021	7.913743	0.0000
MA(3)	1.269791	0.083856	15.14250	0.0000
MA(4)	0.843489	0.072563	11.62418	0.0000

R-squared	0.384711	Mean dependent var	1.408690
Adjusted R-squared	0.208915	S.D. dependent var	3.500286
S.E. of regression	3.113259	Akaike info criterion	5.316990
Sum squared resid	271.3866	Schwarz criterion	5.708835
Log likelihood	-89.36432	Hannan-Quinn criter.	5.455134
F-statistic	2.188388	Durbin-Watson stat	2.050512
Prob(F-statistic)	0.059976		

Inverted AR Roots	.03-.93i	.03+.93i	-.13	-.98
Inverted MA Roots	.23+.93i	.23-.93i	-.91+.27i	-.91-.27i

เมื่อทราบว่ารูปแบบของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของข้อมูลราคาน้ำมันดูไบนั้นเป็น ARIMA(4,0,4) และมีจุดตัดแกน Y(มี drift) แต่เป็นแบบไม่ผันแปรตามเวลา(ไม่มี time trend) แล้วต่อจากนั้นก็ทำการพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ โดยจะได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบจากไตรมาสที่3 ของปีพ.ศ.2550 ถึง ไตรมาสที่2ของปีพ.ศ.ของปี2552 ดังต่อไปนี้

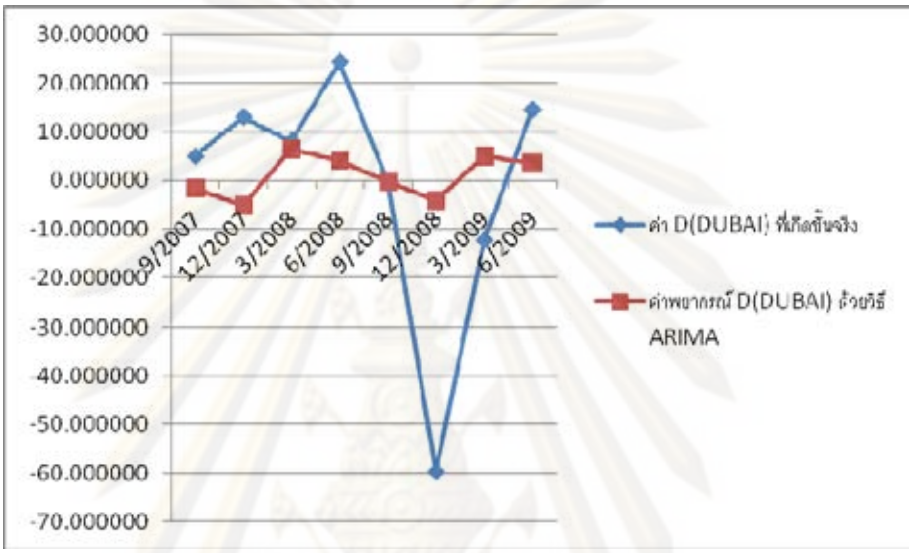
ตารางที่ 4.11 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบที่พยากรณ์ได้จากวิธี ARIMA (p,d,q)

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ(E(D(DUBAI)))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ (D(DUBAI))
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	-1.607962	5.052308
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	-5.192810	13.10231
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	6.452187	8.146154
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	4.066946	24.42231
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	-0.258671	-0.227692
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	-4.206290	-59.58308
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	4.965075	-12.16769
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	3.412832	14.61154

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบที่พยากรณ์ได้จากวิธี ARIMA (p,d,q)และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.3

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.3 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบที่พยากรณ์ได้จากวิธี ARIMA (p,d,q)และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ



หลังจากทำการสร้างค่าพยากรณ์ของตัวแปร exogenous variables ซึ่งได้แก่ค่าค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย(D(RP)) , ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ(D(FX))และราคาน้ำมันดูไป(D(DUBAI))ไปข้างหน้า 8 ไตรมาสแล้ว จะนำค่าพยากรณ์ของตัวแปร exogenous variables มาใส่ในแบบตัวแบบ(Model)เพื่อทำการจำลองแบบ(Simulation)เพื่อหาค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานไปข้างหน้า 8 ไตรมาส($E_{t+1}|_t$(D(CORE_INFLATION)) , $E_{t+2}|_t$(D(CORE_INFLATION)) ,..., $E_{t+8}|_t$(D(CORE_INFLATION)))และเพื่อหาค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต($E_{t+1}|_t$(D(LNGDPGAP)) , $E_{t+2}|_t$(D(LNGDPGAP)) ,..., $E_{t+8}|_t$(D(LNGDPGAP))) โดยได้ใช้เงื่อนไขในการจำลองแบบดังต่อไปนี้

ตารางที่ 4.12 เงื่อนไขในการจำลองแบบเพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่า ล็อกของผลต่างของผลผลิตโดยวิธี VAR

ช่วงเวลาที่ต้องการสร้างค่าพยากรณ์	2007Q3 2009Q2
การพยากรณ์	Deterministic
การพยากรณ์	Dynamic
อัลกอริทึม	Gauss-Seidel
จำนวนรอบในการพยากรณ์ซ้ำ	5000 รอบ
การพยากรณ์	Baseline

โดยจะได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานจากไตรมาสที่3 ของปีพ.ศ.2550 ถึง ไตรมาสที่2ของปีพ.ศ.ของปี2552 ดังต่อไปนี้

ตารางที่ 4.13 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (E(D(CORE_INFLATION)))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (D(CORE_INFLATION))
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	-1.213397	0.000000
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	-0.078328	0.200000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	1.285967	0.000000

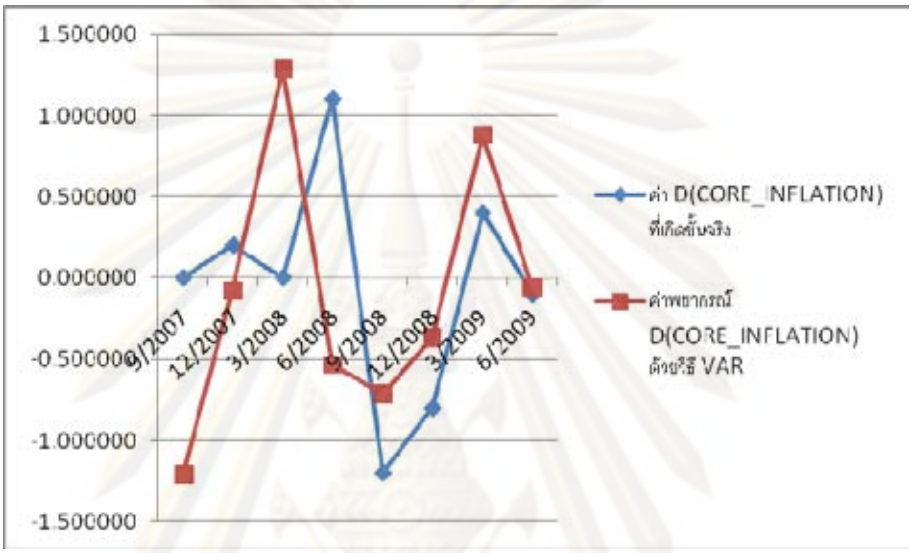
ตารางที่ 4.13 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (E(D(CORE_INFLATION)))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (D(CORE_INFLATION))
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	-0.532405	1.100000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	-0.712695	-1.200000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	-0.365616	-0.800000
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	0.879923	0.400000
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	-0.062112	-0.100000

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.4

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.4 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน



เมื่อได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR มาแล้ว จะทำการเปลี่ยนรูปค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี VARให้อยู่ในรูปของค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR โดยจะได้ค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานจากไตรมาสที่3 ของปีพ.ศ.2550 ถึง ไตรมาสที่2ของปีพ.ศ.ของปี2552 ดังต่อไปนี้

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

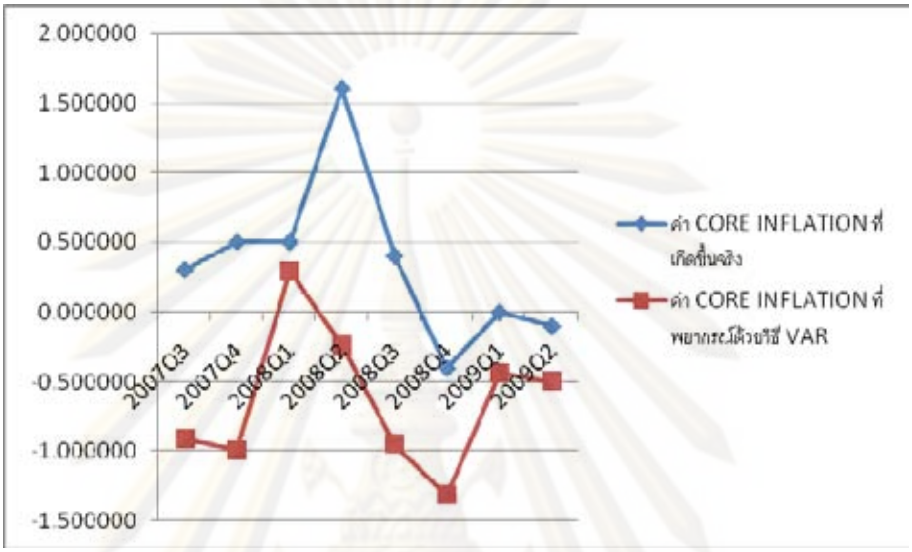
ตารางที่ 4.14 ค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR

เวลา	ค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (E(CORE_INFLATION))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (CORE_INFLATION)
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	-0.913397	0.300000
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	-0.991725	0.500000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	0.294242	0.500000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	-0.238163	1.600000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	-0.950858	0.400000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	-1.316474	-0.400000
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	-0.436551	0.000000
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	-0.498663	-0.100000

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.5

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.5 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน



และจะได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต(E(D(LNGDPGAP))) จากไตรมาสที่3 ของปีพ.ศ.2550 ถึง ไตรมาสที่2ของปีพ.ศ.ของปี 2552 ดังต่อไปนี้

ตารางที่ 4.15 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต (E(D(LNGDPGAP))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต (D(LNGDPGAP)
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	-0.010280	0.022430
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	0.029721	0.074526
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	0.047919	0.018173

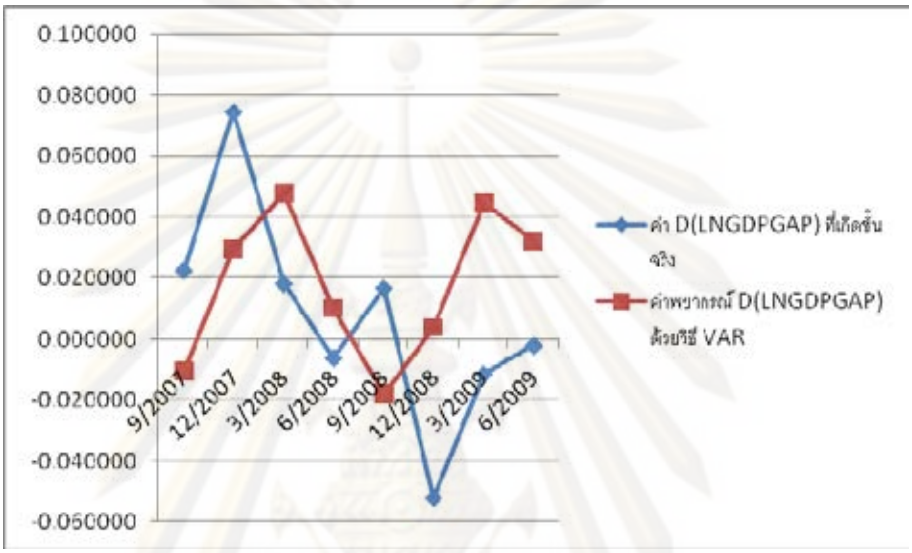
ตารางที่ 4.15 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต (E(D(LNGDPGAP))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต (D(LNGDPGAP)
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	0.010410	-0.006110
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	-0.017967	0.016646
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	0.004049	-0.052220
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	0.044883	-0.011478
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	0.032245	-0.002086

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.6

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.6 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต



เมื่อได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR มาแล้ว จะทำการเปลี่ยนรูปค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี VARให้อยู่ในรูปของค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR โดยจะได้ค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตจากไตรมาสที่3 ของปีพ.ศ.2550 ถึง ไตรมาสที่2ของปีพ.ศ.ของปี2552 ดังต่อไปนี้

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

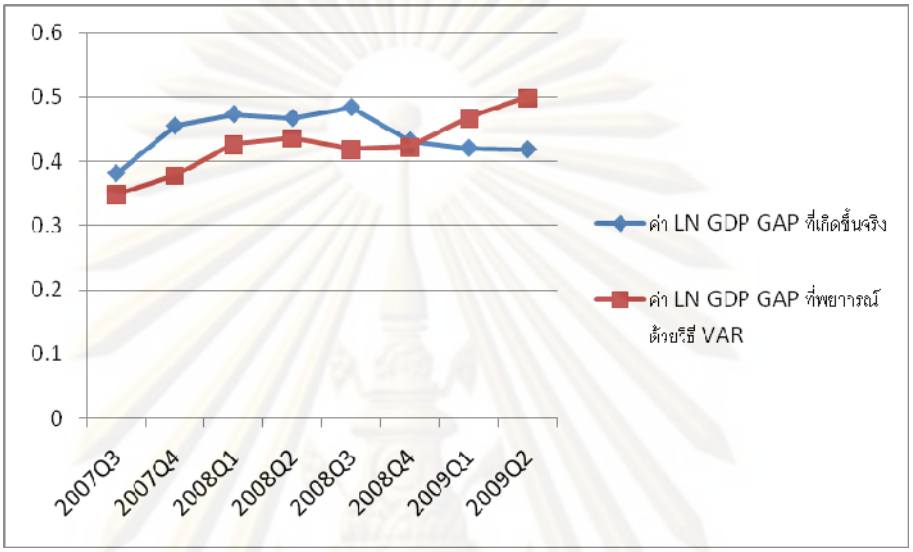
ตารางที่ 4.16 ค่าคาดการณ์ของค่าล็อกผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต (E(LN GDP GAP))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต (LN GDP GAP)
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	0.348503	0.381213
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	0.378224	0.455739
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	0.426143	0.473912
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	0.436553	0.467802
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	0.418586	0.484448
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	0.422635	0.432228
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	0.467518	0.420750
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	0.499763	0.418664

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.7

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.7 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต



4.4 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี VAR โดยการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient

4.4.1 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี VAR โดยการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.17 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี VAR

ช่วงเวลา	ค่า CORE INFLATION ที่เกิดขึ้นจริง	ค่า CORE INFLATION ที่พยากรณ์ได้โดยวิธี VAR	ค่า Root Mean Squared Error	ค่า Theil Inequality Coefficient
T+1	0.300000	-0.913397	1.213397	1.000000
T+2	0.500000	-0.991725	1.359701	0.995625
T+3	0.500000	0.294242	1.116529	0.900272
T+4	1.600000	-0.238163	1.334050	0.840288
T+5	0.400000	-0.950858	1.337428	0.851522
T+6	-0.400000	-1.316474	1.276943	0.780566
T+7	0.000000	-0.436551	1.193678	0.779574
T+8	-0.100000	-0.498663	1.125445	0.774523

4.4.2 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี VAR โดยการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient

ตารางที่ 4.18 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี VAR

ช่วงเวลา	ค่า LN GDP GAP ที่เกิดขึ้นจริง	ค่า LN GDP GAP ที่พยากรณ์ได้โดยวิธี VAR	ค่า Root Mean Squared Error	ค่า Theil Inequality Coefficient
T+1	0.381213	0.348503	0.032710	0.044826
T+2	0.455739	0.378224	0.059492	0.075902
T+3	0.473912	0.426143	0.055858	0.067755
T+4	0.467802	0.436553	0.050835	0.060147
T+5	0.484448	0.418586	0.054175	0.063208
T+6	0.432228	0.422635	0.049610	0.057897
T+7	0.42075	0.467518	0.049214	0.057091
T+8	0.418664	0.499763	0.054234	0.062333

4.5 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของตัวแปรต้น(exogenous variables)ด้วยวิธี Bayesian ARIMA โดยอาศัยตัวคัดกรองของกาล์แมน(Kalman filter)

ในการประมาณค่าแบบจำลอง Bayesian VAR นั้นไม่มีความจำเป็นในการทดสอบความนิ่งของข้อมูล ก่อนที่จะนำข้อมูลมาประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยแบบจำลอง Bayesian VAR (Fernandez-Villaverde, 2009) อย่างไรก็ตามในงานวิจัยนี้ได้มีการทดสอบความนิ่งของข้อมูล ก่อนที่จะนำข้อมูลมาประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยแบบจำลอง Bayesian VAR

ในการประมาณค่าแบบจำลอง Bayesian VAR นั้นจะเป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์บนสมมุติฐานที่ว่าระบบเศรษฐกิจนั้นมีการเคลื่อนที่(dynamic) การเคลื่อนที่ของระบบเศรษฐกิจนี้เองที่ทำให้เกิดปัญหาความไม่แน่นอนของตัวแบบ(Uncertainty Modeling) โดยปัญหาความไม่แน่นอนของตัวแบบนี้จะถูกแก้โดยใช้การประมาณค่าแบบจำลอง Bayesian VAR

เมื่อแบบจำลอง Bayesian VAR นั้นได้ถูกพัฒนามาเพื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ของระบบเศรษฐกิจนั้นมีการเคลื่อนที่ ดังนั้นแบบจำลอง Bayesian VAR จึงคือ การประมาณค่าพารามิเตอร์แบบ VAR และอาศัยตัวคัดกรองของกาล์แมน(Kalman filter)มาช่วย

4.5.1 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย(D(RP)) โดยวิธี Bayesian ARIMA

การสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย(D(RP)) โดยวิธี Bayesian ARIMA (3,0,3)

ในการสร้างค่าพยากรณ์ด้วยวิธี Bayesian ARIMA นั้น เนื่องจากเป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์โดยอาศัยตัวคัดกรองของกาล์แมน ดังนั้นจึงต้องมีการประมาณค่าพามิเตอร์ที่เกี่ยวข้องกับสภาวะของระบบเศรษฐกิจ(state)และจะต้องมีการประมาณค่าพามิเตอร์ที่เกี่ยวข้องกับสัญญาณของระบบเศรษฐกิจ(signal)เสียก่อน

โดยในการประมาณค่าค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย(D(RP)) โดยวิธี Bayesian ARIMA (3,0,3) นั้นสามารถเขียนให้อยู่ในรูปสมการสถานะและสมการสัญญาณได้ดังนี้

@signal d(RP) = sv1 + c(1)*sv2 + c(2)*sv3 + c(3)*sv4

@state sv1 = c(5)*sv1(-1) + c(6)*sv2(-1) + c(7)*sv3(-1) +
[var = exp(c(4))]

@state sv2 = sv1(-1)

@state sv3 = sv2(-1)

@state sv4 = sv3(-1)

เมื่อ sv1 แสดงถึง ค่าความล่าช้าของสถานะของระบบเศรษฐกิจ(state of economy)ในอดีตที่มีผลต่อสถานะของระบบเศรษฐกิจในปัจจุบัน หรือ คือค่าความล่าช้าเท่ากับ 3 ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย

sv2 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง Moving average (1) และ d(RP)

sv3 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง Moving average (2) และ d(RP)

sv4 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง Moving average (3) และ d(RP)

var คือ ค่าความแปรปรวนของความผิดพลาด

เมื่อได้สร้างสมการที่บ่งบอกถึงสภาวะของระบบเศรษฐกิจ(State equations)และสมการที่บ่งบอกสัญญาณ (Signal equations) ขึ้นมาแล้ว ขั้นตอนต่อไปเป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง Bayesian ARIMA (3,0,3) เพื่อประมาณค่าพยากรณ์ค่าของผลต่างลำดับที่ 1 ของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย ได้ค่าประมาณดังนี้

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.19 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบายด้วยวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q)

Sspace: SSD_RP
Method: Maximum likelihood (Marquardt)
Sample: 1997Q1 2007Q2
Included observations: 42
Valid observations: 41
Estimation settings: tol= 0.00010, derivs=accurate numeric
Initial Values: C(1)=0.00524, C(2)=0.00094, C(3)=-0.00108, C(4)=4.8e-05, C(5)=-0.00041, C(6)=-4.9e-05, C(7)=0.30181
Convergence achieved after 239 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.345671	15.43521	0.022395	0.9821
C(2)	0.625254	31.12949	0.020086	0.9840
C(3)	-0.462226	17.91120	-0.025807	0.9794
C(4)	-0.266833	37.81955	-0.007055	0.9944
C(5)	0.053954	2.910260	0.018539	0.9852
C(6)	-0.191942	1.406757	-0.136443	0.8915
C(7)	0.276839	1.081810	0.255904	0.7980
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	0.046482	0.881750	0.052716	0.9580
SV2	-0.543102	0.281786	-1.927357	0.0539
SV3	-0.918730	0.280616	-3.273972	0.0011
SV4	-0.363236	0.282248	-1.286939	0.1981
Log likelihood	-54.82968	Akaike info criterion		3.016082
Parameters	7	Schwarz criterion		3.308643
Diffuse priors	0	Hannan-Quinn criter.		3.122617

เมื่อได้ประมาณค่าพารามิเตอร์ของข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย ด้วยวิธี Bayesian ARIMA และได้กำหนดรูปแบบของข้อมูลของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายนั้นเป็น Bayesian ARIMA (3,0,3) และเป็นแบบไม่ผันแปรตามเวลา(ไม่มี time trend)และไม่มีจุดตัดแกน Y(ไม่มี drift)แล้ว ต่อจากนั้นก็ทำการพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายด้วยวิธี Bayesian ARIMA โดยจะได้ค่าคาดการณ์

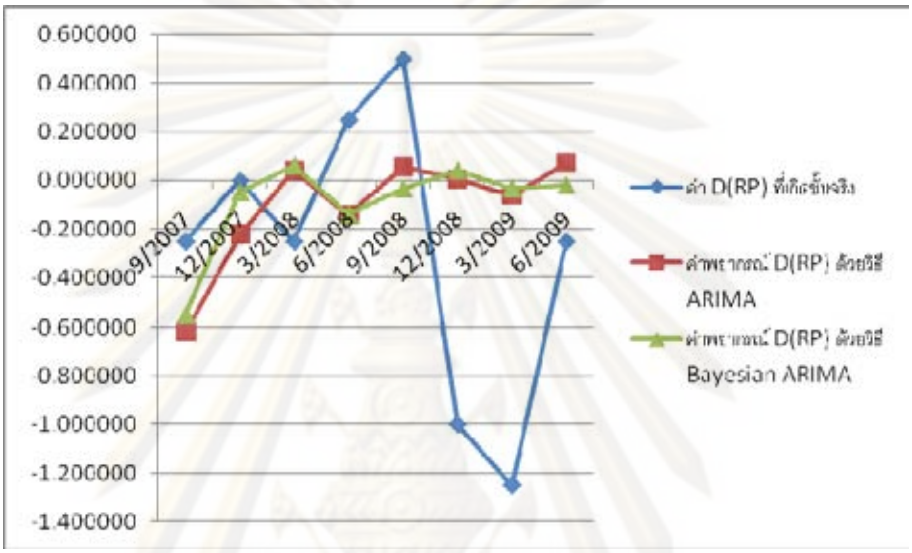
ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายจาก ไตรมาสที่ 3 ของปีพ.ศ.2550ถึงไตรมาสที่ 2 ของปีพ.ศ.ของปี2552 ดังต่อไปนี้

ตารางที่ 4.20 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q)

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย (E(D(RP)))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย (D(RP))
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	-0.547769	-0.250000
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	-0.045750	0.000000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	0.062716	-0.250000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	-0.138246	0.250000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	-0.031296	0.500000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	0.042714	-1.000000
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	-0.029768	-1.250000
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	-0.018321	-0.250000

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p.d,q) , วิธี ARIMA (p,d,q)และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายที่พยากรณ์ได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.8

ภาพที่ 4.8 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบายที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q) , วิธี ARIMA (p,d,q) และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย



4.5.2 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ (D(FX)) โดยวิธี Bayesian ARIMA

ในการประมาณค่าค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ(D(FX))โดยวิธี Bayesian ARIMA(2,0,2)ที่มี time trend และมี drift นั้นสามารถเขียนให้อยู่ในรูปสมการสถานะและสมการสัญญาณได้ดังนี้

@signal d_fx3 = sv1 + sv2*@trend + sv3 + c(1)*sv4 + c(2)*sv5

@state sv1 = sv1(-1)

@state sv2 = sv2(-1)

@state sv3 = c(4)*sv3(-1) + c(5)*sv4(-1) + [var = exp(c(3))]

@state sv4 = sv3(-1)

@state sv5 = sv4(-1)

เมื่อ sv1 คือ ค่าคงที่ (จุดตัดแกน Y)

sv2 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่างเวลา และ d(FX)

sv3 แสดงถึง ค่าความล่าช้าของสถานะของระบบเศรษฐกิจ(state of economy)ในอดีตที่มีผลต่อสถานะของระบบเศรษฐกิจในปัจจุบัน หรือ คือค่าความล่าช้าเท่ากับ 2 ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ

sv4 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง Moving average (1) และ d(FX)

sv5 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง Moving average (2) และ d(FX)

var คือ ค่าความแปรปรวนของความผิดพลาด

เมื่อได้สร้างสมการที่บ่งบอกถึงสภาวะของระบบเศรษฐกิจ(State equations)และสมการที่บ่งบอกสัญญาณ (Signal equations) ขึ้นมาแล้ว ขั้นตอนต่อไปเป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง Bayesian ARIMA (2,0,2) ที่มี time trend และมี drift เพื่อประมาณค่าพยากรณ์ค่าของผลต่างลำดับที่ 1 ของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ ได้ค่าประมาณดังนี้

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.21 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ ด้วยวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q)

Sspace: SSD_RP
Method: Maximum likelihood (Marquardt)
Sample: 1997Q1 2007Q2
Included observations: 42
Valid observations: 41
Estimation settings: tol= 0.00010, derivs=accurate numeric
Initial Values: C(1)=0.00524, C(2)=0.00094, C(3)=-0.00108, C(4)=4.8e-05, C(5)=-0.00041, C(6)=-4.9e-05, C(7)=0.30181
Convergence achieved after 239 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.345671	15.43521	0.022395	0.9821
C(2)	0.625254	31.12949	0.020086	0.9840
C(3)	-0.462226	17.91120	-0.025807	0.9794
C(4)	-0.266833	37.81955	-0.007055	0.9944
C(5)	0.053954	2.910260	0.018539	0.9852
C(6)	-0.191942	1.406757	-0.136443	0.8915
C(7)	0.276839	1.081810	0.255904	0.7980

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	0.046482	0.881750	0.052716	0.9580
SV2	-0.543102	0.281786	-1.927357	0.0539
SV3	-0.918730	0.280616	-3.273972	0.0011
SV4	-0.363236	0.282248	-1.286939	0.1981

Log likelihood	-54.82968	Akaike info criterion	3.016082
Parameters	7	Schwarz criterion	3.308643
Diffuse priors	0	Hannan-Quinn criter.	3.122617

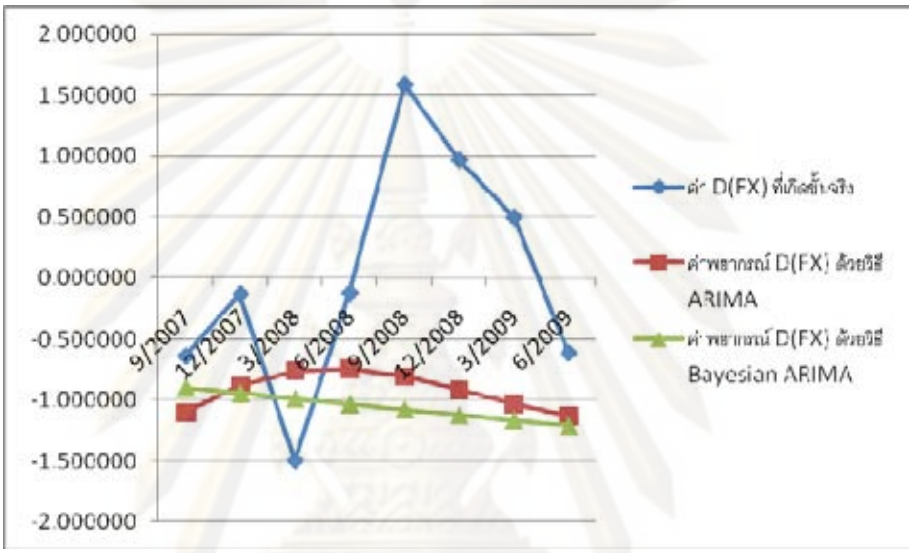
เมื่อได้ประมาณค่าพารามิเตอร์ของข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ ด้วยวิธี Bayesian ARIMA และได้กำหนดรูปแบบของข้อมูลของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ นั้นเป็น Bayesian ARIMA (2,0,2) ที่มี time trend และมี drift แล้ว ต่อจากนั้นก็ทำการพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ ด้วยวิธี Bayesian ARIMA โดยจะได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐจากไตรมาสที่3 ของ ปีพ.ศ.2550 ถึง ไตรมาสที่2ของปีพ.ศ.ของปี2552 ดังต่อไปนี้

ตารางที่ 4.22 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q)

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ (E(D(FX)))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ (D(FX))
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	-0.899024	-0.639600
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	-0.943600	-0.133500
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	-0.987116	-1.499700
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	-1.032036	-0.124900
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	-1.076093	1.582500
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	-1.120961	0.965700
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	-1.165237	0.493700
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	-1.210013	-0.613700

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p.d,q) , วิธี ARIMA (p,d,q)และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐที่พยากรณ์ได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.9

ภาพที่ 4.9 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q) , วิธี ARIMA (p,d,q) และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ



4.5.3 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของราคาน้ำมันดูไบ (D(DUBAI)) โดยวิธี Bayesian ARIMA

ในการประมาณค่าค่าผลต่างลำดับที่1ของราคาน้ำมันดูไบ(D(DUBAI)) โดยวิธี Bayesian ARIMA (4,0,4)ที่ไม่มี time trend แต่มี drift นั้นสามารถเขียนให้อยู่ในรูปสมการสถานะและสมการสัญญาณได้ดังนี้

@signal d_dubai3 = sv1 + sv2 + c(1)*sv3 + c(2)*sv4 + c(3)*sv5 +

c(4)*sv6

@state sv1 = sv1(-1)

@state sv2 = c(6)*sv2(-1) + c(7)*sv3(-1) + c(8)*sv4(-1) + c(9)*sv5(-1) +

[var = exp(c(5))]

@state sv3 = sv2(-1)

@state sv4 = sv3(-1)

@state sv5 = sv4(-1)

@state sv6 = sv5(-1)

เมื่อ sv1 คือ ค่าคงที่ (จุดตัดแกน Y)

sv2 แสดงถึง ค่าความล่าช้าของสถานะของระบบเศรษฐกิจ(state of economy)ในอดีตที่มีผลต่อสถานะของระบบเศรษฐกิจในปัจจุบัน หรือ คือค่าความล่าช้าเท่ากับ 4 ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ

sv3 คือ ค่าสัมประสิทธ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง Moving average (1) และ d(DUBAI)

sv4 คือ ค่าสัมประสิทธ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง Moving average (2) และ d(DUBAI)

sv5 คือ ค่าสัมประสิทธ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง Moving average (3) และ d(DUBAI)

sv6 คือ ค่าสัมประสิทธ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง Moving average (4) และ d(DUBAI)

var คือ ค่าความแปรปรวนของความผิดพลาด

เมื่อได้สร้างสมการที่บ่งบอกถึงสภาวะของระบบเศรษฐกิจ(State equations)และสมการที่บ่งบอกสัญญาณ (Signal equations) ขึ้นมาแล้ว ขั้นตอนต่อไปเป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง Bayesian ARIMA (4,0,4) ที่ไม่มี time trend แต่มี drift เพื่อประมาณค่าพยากรณ์ค่าของผลต่างลำดับที่ 1 ของราคาน้ำมันดูไบได้ค่าประมาณดังนี้

ตารางที่ 4.23 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของราคาน้ำมันดูไบด้วยวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q)

Sspace: SSD_RP
Method: Maximum likelihood (Marquardt)
Sample: 1997Q1 2007Q2
Included observations: 42
Valid observations: 41
Estimation settings: tol= 0.00010, derivs=accurate numeric
Initial Values: C(1)=0.00524, C(2)=0.00094, C(3)=-0.00108, C(4)=4.8e-05, C(5)=-0.00041, C(6)=-4.9e-05, C(7)=0.30181
Convergence achieved after 239 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.345671	15.43521	0.022395	0.9821
C(2)	0.625254	31.12949	0.020086	0.9840
C(3)	-0.462226	17.91120	-0.025807	0.9794
C(4)	-0.266833	37.81955	-0.007055	0.9944
C(5)	0.053954	2.910260	0.018539	0.9852
C(6)	-0.191942	1.406757	-0.136443	0.8915
C(7)	0.276839	1.081810	0.255904	0.7980
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	0.046482	0.881750	0.052716	0.9580
SV2	-0.543102	0.281786	-1.927357	0.0539
SV3	-0.918730	0.280616	-3.273972	0.0011
SV4	-0.363236	0.282248	-1.286939	0.1981
Log likelihood	-54.82968	Akaike info criterion		3.016082
Parameters	7	Schwarz criterion		3.308643
Diffuse priors	0	Hannan-Quinn criter.		3.122617

เมื่อได้ประมาณค่าพารามิเตอร์ของข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ ด้วยวิธี Bayesian ARIMA และได้กำหนดรูปแบบของข้อมูลของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ นั้นเป็น Bayesian ARIMA (4,0,4) ที่ไม่มี time trend แต่มี drift แล้ว ต่อจากนั้นก็ทำการพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ ด้วยวิธี Bayesian ARIMA โดยจะได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบจากไตรมาสที่3 ของ ปีพ.ศ.2550 ถึงไตรมาสที่2ของปีพ.ศ.ของปี2552 ดังต่อไปนี้

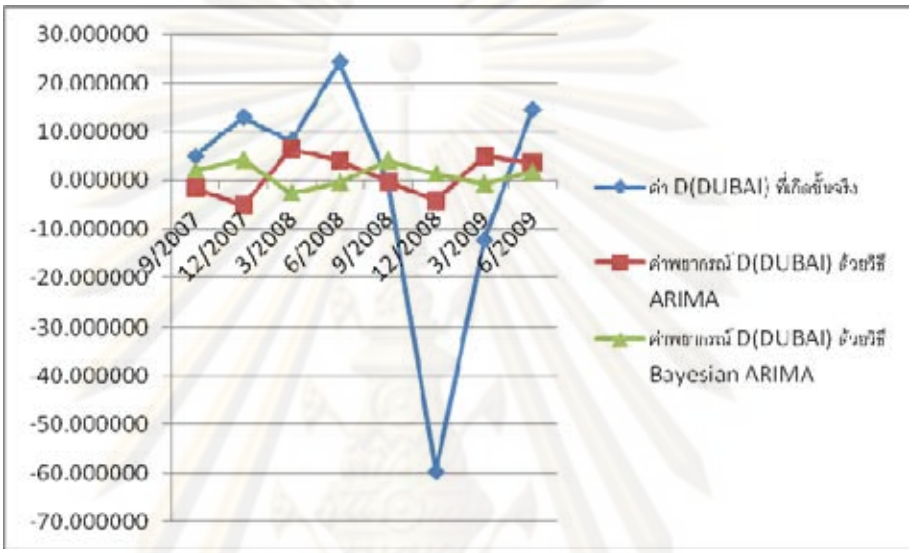
ตารางที่ 4.24 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ ที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q)

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ (E(D(DUBAI)))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ (D(DUBAI))
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	2.246386	5.052308
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	4.387408	13.10231
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	-2.562487	8.146154
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	-0.241957	24.42231
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	4.215902	-0.227692
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	1.525443	-59.58308
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	-0.630766	-12.16769
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	1.792984	14.61154

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p.d,q) , วิธี ARIMA (p,d,q)และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบที่พยากรณ์ได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.10

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.10 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q) , วิธี ARIMA (p,d,q) และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของราคาน้ำมันดูไบ



ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง Bayesian VAR เพื่อพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตนั้น เนื่องจากในโปรแกรม Eviews นั้นไม่มีการคำนวณแบบ Bayesian VAR อย่างเฉพาะเจาะจงไว้ให้จึงต้องอาศัยการแยกระบบสมการ VAR ออกเป็น 2 สมการย่อยแล้วจึงอาศัยตัวคัดกรองของกาล์แมนในการประมาณค่า recursive parameter ดังนั้นเมื่อแยก 1 ระบบสมการ VAR ออกเป็น 2สมการย่อยแล้ว จะได้ว่าในสมการที่ใช้ในการประมาณค่าพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานนั้น จะต้องพยากรณ์ตัวแปร exogenous ต่างๆด้วยวิธี Bayesian ARIMA ขึ้นมาก่อนแล้วจึงนำค่าพยากรณ์ของตัวแปร exogenous ต่างๆมาใส่ลงในแบบจำลองหลังจากนั้นจึงทำการจำลองแบบ (Simulation)เพื่อหาค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน โดยตัวแปร exogenous ที่ใช้ในการพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยวิธี Bayesian VAR นั้นได้แก่ ค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต ,ค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย , ค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราแลกเปลี่ยนและค่าผลต่างลำดับที่1ของราคาน้ำมันดูไบ ในทำนองเดียวกันจะได้ว่า ตัวแปร

exogenous ที่ใช้ในการพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่1ของผลต่างของผลผลิตด้วยวิธี Bayesian VAR นั้นได้แก่ ค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน,ค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย , ค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราแลกเปลี่ยนและค่าผลต่างลำดับที่1ของราคาน้ำมันดูไบ

เมื่อทราบขั้นตอนในการพยากรณ์แล้วเราทราบว่า exogenous variable ของเรานั้นคือ ค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต D(LNGDPGAP)ดังนั้นเราต้องหารูปแบบ ARIMA (p,d,q)ของค่าผลต่างลำดับที่1ของผลต่างของผลผลิต

จากผลการทดสอบ unit root สรุปได้ว่าเมื่อกำหนดระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.01 , 0.05 และ 0.10 แล้ว ชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของผลต่างของผลผลิตจะมีคุณสมบัตินิ่งเมื่อ d = 0 และไม่มี time trend แต่ไม่มี drift

ตารางที่ 4.25 ผลการทดสอบ unit root ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของผลต่างของผลผลิต

Null Hypothesis: D_LNGDPGAP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-14.64548	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.211868	
	5% level	-3.529758	
	10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(D_LNGDPGAP)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1997Q4 2007Q2
Included observations: 39 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_LNGDPGAP(-1)	-1.863942	0.127271	-14.64548	0.0000
D(D_LNGDPGAP(-1))	0.878331	0.090154	9.742561	0.0000
C	-0.002408	0.006819	-0.353056	0.7262
@TREND(1997Q1)	0.001326	0.000294	4.516055	0.0001

ตารางที่ 4.25 ผลการทดสอบ unit root ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของผลต่างของผลผลิต

R-squared	0.860289	Mean dependent var	-0.000966
Adjusted R-squared	0.848314	S.D. dependent var	0.049741
S.E. of regression	0.019373	Akaike info criterion	-4.952999
Sum squared resid	0.013135	Schwarz criterion	-4.782378
Log likelihood	100.5835	Hannan-Quinn criter.	-4.891782
F-statistic	71.83916	Durbin-Watson stat	1.701467
Prob(F-statistic)	0.000000		

จากนั้นทำการทดสอบเพื่อหาค่า p และ qโดยการประมาณค่าสัมประสิทธ์

ตารางที่ 4.26 การประมาณค่าเพื่อหารูปแบบ ARIMA(p,d,q) ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของผลต่างของผลผลิต

Dependent Variable: D_LNGDPGAP
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1998Q1 2007Q2
Included observations: 38 after adjustments
Convergence achieved after 49 iterations
MA Backcast: 1997Q2 1997Q4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
@TREND	0.000729	8.28E-05	8.814127	0.0000
AR(1)	-0.613569	0.151549	-4.048641	0.0003
AR(2)	-0.979575	0.030536	-32.07967	0.0000
AR(3)	-0.555027	0.146355	-3.792333	0.0006
MA(1)	0.673008	0.061255	10.98693	0.0000
MA(2)	0.687600	0.062066	11.07857	0.0000
MA(3)	0.953717	0.021616	44.11990	0.0000

R-squared	0.894591	Mean dependent var	0.013477
Adjusted R-squared	0.874190	S.D. dependent var	0.036840
S.E. of regression	0.013067	Akaike info criterion	-5.672636
Sum squared resid	0.005293	Schwarz criterion	-5.370976
Log likelihood	114.7801	Hannan-Quinn criter.	-5.565308
Durbin-Watson stat	1.927225		

Inverted AR Roots	-.02+.98i	-.02-.98i	-.58
Inverted MA Roots	.15+.98i	.15-.98i	-.97

จากผลลัพธ์ในการประมาณค่าเพื่อหารูปแบบ ARIMA ของข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของล็อกผลต่างของผลผลิต นั้นคือ ARIMA (3,0,3) ที่มี time trend แต่ไม่มี drift

4.5.4 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกผลต่างของผลผลิต(D(LNGDPGAP)) โดยวิธี Bayesian ARIMA

ในการประมาณค่าค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกผลต่างของผลผลิต (D(LNGDPGAP)) โดยวิธี Bayesian ARIMA (3,0,3) ที่มี time trend แต่ไม่มี drift นั้นสามารถเขียนให้อยู่ในรูปสมการสถานะและสมการสัญญาณได้ดังนี้

@signal d(LNGDPGAP) = sv1*@trend + sv2 + c(1)*sv3 + c(2)*sv4 +

c(3)*sv5

@state sv1 = sv1(-1)

@state sv2 = c(5)*sv2(-1) + c(6)*sv3(-1) + c(7)*sv4(-1) +

[var = exp(c(4))]

@state sv3 = sv2(-1)

@state sv4 = sv3(-1)

@state sv5 = sv4(-1)

เมื่อ sv1 แสดงถึง การผันแปรตามเวลา(time trend)ของข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกผลต่างของผลผลิต (D(LNGDPGAP)

sv2 แสดงถึง ค่าความล่าช้าของสถานะของระบบเศรษฐกิจ(state of economy)ในอดีตที่มีผลต่อสถานะของระบบเศรษฐกิจในปัจจุบัน หรือ คือค่าความล่าช้าเท่ากับ 3 ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิต

sv3 คือ ค่าสัมประสิทธ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง Moving average (1) และ d(LNGDPGAP)

sv4 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง Moving average (2) และ d(LNGDPGAP)

sv5 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง Moving average (3) และ d(LNGDPGAP)

var คือ ค่าความแปรปรวนของความผิดพลาด

เมื่อได้สร้างสมการที่บ่งบอกถึงสภาวะของระบบเศรษฐกิจ(State equations)และสมการที่บ่งบอกสัญญาณ (Signal equations) ขึ้นมาแล้ว ขั้นตอนต่อไปเป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง Bayesian ARIMA (3,0,3) ที่มี time trend แต่ไม่มี drift เพื่อประมาณค่าพยากรณ์ค่าของผลต่างลำดับที่ 1 ของค่าล็อกผลต่างของผลผลิตได้ค่าประมาณดังนี้

ตารางที่ 4.27 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกผลต่างของผลผลิตด้วยวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q)

Sspace: LNGDPGAP3ARIMA
Method: Maximum likelihood (Marquardt)
Sample: 1997Q1 2007Q2
Included observations: 42
Valid observations: 41
Estimation settings: tol= 0.00010, derivs=accurate numeric
Initial Values: C(1)=0.00073, C(2)=-0.61357, C(3)=-0.97958, C(4)=
-0.55503, C(5)=0.67301, C(6)=0.68760, C(7)=0.95372
Failure to improve Likelihood after 9 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-0.226799	0.203963	-1.111961	0.2662
C(2)	-0.349701	0.143283	-2.440638	0.0147
C(3)	0.194805	0.074165	2.626634	0.0086
C(4)	-6.766014	0.346801	-19.50977	0.0000
C(5)	1.043032	0.046261	22.54680	0.0000
C(6)	0.002286	0.001160	1.971565	0.0487
C(7)	0.858288	0.135825	6.319049	0.0000

ตารางที่ 4.27 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกผลต่างของผลผลิตด้วยวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q)

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	0.000797	0.000179	4.448106	0.0000
SV2	-0.052956	0.040353	-1.312303	0.1894
SV3	-0.053480	0.011724	-4.561484	0.0000
SV4	-0.009416	0.011434	-0.823514	0.4102
SV5	0.003317	0.011145	0.297672	0.7660

Log likelihood	36.19727	Akaike info criterion	-1.424257
Parameters	7	Schwarz criterion	-1.131696
Diffuse priors	5	Hannan-Quinn criter.	-1.317722

เมื่อได้ประมาณค่าพารามิเตอร์ของข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิต ด้วยวิธี Bayesian ARIMA และได้กำหนดรูปแบบของข้อมูลของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิต นั้นเป็น Bayesian ARIMA (3,0,3) ที่มี time trend แต่ไม่มี drift แล้ว ต่อจากนั้นก็ทำการพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิตด้วยวิธี Bayesian ARIMA โดยจะได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิตจากไตรมาสที่3 ของ ปีพ.ศ.2550 ถึง ไตรมาสที่2ของปีพ.ศ.ของปี2552 ดังต่อไปนี้

ตารางที่ 4.28 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q)

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิต (E(D(LNGDPGAP)))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิต (D(LNGDPGAP))
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	-0.003404	0.022430
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	-0.000281	0.074526
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	-0.054626	0.018173

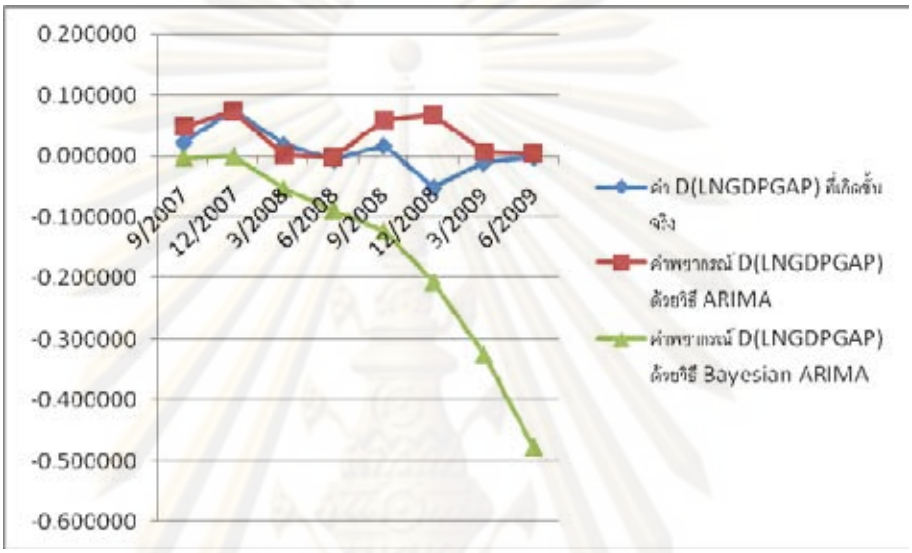
ตารางที่ 4.28 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q)

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิต (E(D(LNGDPGAP)))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิต (D(LNGDPGAP))
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	-0.089428	-0.006110
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	-0.123891	0.016646
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	-0.207280	-0.052220
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	-0.324928	-0.011478
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	-0.478128	-0.002086

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p.d,q) , วิธี ARIMA (p,d,q) และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิต ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.11

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.11 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q), วิธี ARIMA (p,d,q) และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกผลต่างของผลผลิต



เมื่อทราบขั้นตอนในการพยากรณ์แล้วเราทราบว่า exogenous variable ของเรานั้นคือ ค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน D(CORE_INFLATION)ดังนั้นเราต้องหารูปแบบ ARIMA (p,d,q)ของค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยวิธี Bayesian ARIMA

จากผลการทดสอบ unit root สรุปได้ว่าเมื่อกำหนดระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.01 , 0.05 และ 0.10 แล้ว ชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน จะมีคุณสมบัตินิ่งเมื่อ d = 0 และไม่มี time trendและไม่มี drift

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.29 ผลการทดสอบ unit root ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน

Null Hypothesis: D_CORE_INFLATION has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.162102	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.610453	
	5% level	-2.938987	
	10% level	-2.607932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(D_CORE_INFLATION)
Method: Least Squares
Date: 04/09/10 Time: 23:35
Sample (adjusted): 1997Q4 2007Q2
Included observations: 39 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_CORE_INFLATION(-1)	-2.146617	0.262998	-8.162102	0.0000
D(D_CORE_INFLATION(-1))	0.417560	0.151111	2.763264	0.0090
C	-0.060488	0.303896	-0.199043	0.8433

R-squared	0.800218	Mean dependent var	-0.015385
Adjusted R-squared	0.789119	S.D. dependent var	4.132002
S.E. of regression	1.897490	Akaike info criterion	4.192744
Sum squared resid	129.6168	Schwarz criterion	4.320710
Log likelihood	-78.75851	Hannan-Quinn criter.	4.238657
F-statistic	72.09815	Durbin-Watson stat	2.040056
Prob(F-statistic)	0.000000		

จากนั้นทำการทดสอบเพื่อหาค่า p และ qโดยการประมาณค่าสัมประสิทธ์

ตารางที่ 4.30 การประมาณค่าเพื่อหารูปแบบ ARIMA(p,d,q) ของชุดข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน

Dependent Variable: D_CORE_INFLATION
Method: Least Squares
Date: 04/09/10 Time: 23:37
Sample (adjusted): 1997Q3 2007Q2
Included observations: 40 after adjustments
Convergence achieved after 13 iterations
MA Backcast: 1997Q2

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.048931	0.166352	0.294141	0.7703
MA(1)	-0.972598	0.031799	-30.58547	0.0000

R-squared	0.460860	Mean dependent var	-0.015000
Adjusted R-squared	0.446672	S.D. dependent var	2.345159
S.E. of regression	1.744471	Akaike info criterion	3.999486
Sum squared resid	115.6407	Schwarz criterion	4.083930
Log likelihood	-77.98972	Hannan-Quinn criter.	4.030018
Durbin-Watson stat	2.001257		

Inverted AR Roots	.05
Inverted MA Roots	.97

จากผลลัพธ์ในการประมาณค่าเพื่อหารูปแบบ ARIMA ของข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน นั้นคือ ARIMA (1,0,1) ที่ไม่มี time trend และไม่มี drift

4.5.5 ผลการสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (D(CORE_INFLATION)) **โดยวิธี** Bayesian ARIMA

ในการประมาณค่าค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกผลต่างของเงินเฟ้อพื้นฐาน D(CORE_INFLATION)โดยวิธี Bayesian ARIMA (1,0,1) ที่ไม่มี time trend และไม่มี drift นั้นสามารถเขียนให้อยู่ในรูปสมการสถานะและสมการสัญญาณได้ดังนี้

@signal d(CORE_INFLATION) = sv1 + c(1)*sv2

@state sv1 = c(3)*sv1(-1) + [var = exp(c(2))]

@state sv2 = sv1(-1)

เมื่อ sv1 แสดงถึง ค่าความล่าช้าของสถานะของระบบเศรษฐกิจ(state of economy)ในอดีตที่มีผลต่อสถานะของระบบเศรษฐกิจในปัจจุบัน หรือ คือค่าความล่าช้าเท่ากับ 1 ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน

sv2 แสดงถึง ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง Moving average (1) และ d(CORE_INFLATION)

var คือ ค่าความแปรปรวนของความผิดพลาด

เมื่อได้สร้างสมการที่บ่งบอกถึงสภาวะของระบบเศรษฐกิจ(State equations)และสมการที่บ่งบอกสัญญาณ (Signal equations) ขึ้นมาแล้ว ขั้นตอนต่อไปเป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง Bayesian ARIMA (1,0,1) ที่ไม่มี time trend และไม่มี drift เพื่อประมาณค่าพยากรณ์ค่าของผลต่างลำดับที่1 ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานได้ค่าประมาณดังนี้

ตารางที่ 4.31 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q)

Sspace: D_COREINFLATIONARIM
Method: Maximum likelihood (Marquardt)
Sample: 1997Q1 2007Q2
Included observations: 42
Valid observations: 41
Estimation settings: tol= 0.00010, derivs=accurate numeric
Initial Values: C(1)=-1.01334, C(2)=-0.04791, C(3)=-0.06049
Convergence achieved after 28 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-0.999765	18.08405	-0.055284	0.9559
C(2)	1.007183	18.00398	0.055942	0.9554
C(3)	0.066013	0.161147	0.409648	0.6821
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	-0.049434	1.654750	-0.029874	0.9762
SV2	-0.748847	0.271589	-2.757275	0.0058

ตารางที่ 4.31 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q)

Log likelihood	-80.59885	Akaike info criterion	4.077993
Parameters	3	Schwarz criterion	4.203376
Diffuse priors	0	Hannan-Quinn criter.	4.123651

เมื่อได้ประมาณค่าพารามิเตอร์ของข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยวิธี Bayesian ARIMA และได้กำหนดรูปแบบของข้อมูลของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานเป็น Bayesian ARIMA (1,0,1) ที่ไม่มี time trend และไม่มี drift แล้วต่อจากนั้นก็ทำการพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน ด้วยวิธี Bayesian ARIMA โดยจะได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานจากไตรมาสที่3 ของ ปีพ.ศ.2550 ถึง ไตรมาสที่2ของปีพ.ศ.ของปี2552 ดังต่อไปนี้

ตารางที่ 4.32 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q)

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (E(D(CORE_INFLATION)))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (D(CORE_INFLATION))
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	0.699236	0.000000
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	0.046159	0.200000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	0.003047	0.000000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	0.000201	1.100000

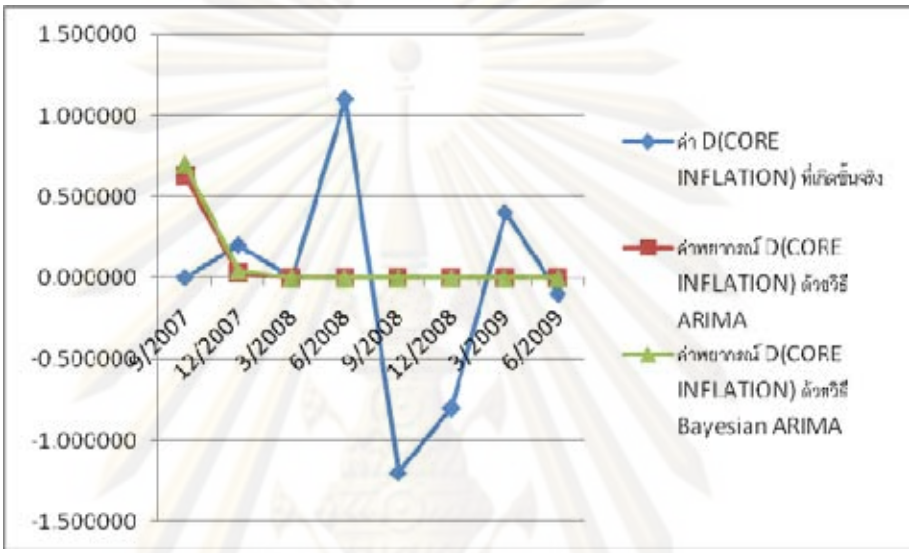
ตารางที่ 4.32 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q)

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (E(D(CORE_INFLATION)))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (D(CORE_INFLATION))
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	1.33E-05	-1.200000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	8.77E-07	-0.800000
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	5.79E-08	0.400000
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	3.82E-09	-0.100000

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p.d,q) , วิธี ARIMA (p,d,q) และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.12

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.12 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian ARIMA (p,d,q), วิธี ARIMA (p,d,q) และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน



4.6 ผลการสร้างการสร้างแบบจำลอง Bayesian VAR โดยอาศัยตัวคัดกรองของกาล์แมน (Kalman filter)

4.6.1 ผลการสร้างการสร้างแบบจำลอง Bayesian VAR เพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (D(CORE_INFLATION))

ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ของ Bayesian VAR เพื่อประมาณค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานนั้นจะกำหนดให้ค่าความล่าช้าเท่ากับ 2 เหมือนกับการประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วย VAR กล่าวคือจะกำหนดให้ค่าความล่าช้าคงที่แต่ค่าสัมประสิทธิ์ (coefficient)นั้นมีการเปลี่ยนแปลงได้ โดยสามารถเขียนให้อยู่ในรูปของแบบจำลอง Bayesian VAR โดยอาศัยตัวคัดกรองของกาล์แมนได้ดังต่อไปนี้

สมการเพื่อประมาณค่าค่าผลต่างลำดับที่ 1 ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน

@signal d(CORE_INFLATION) = sv1*d(LNGDPGAP)(-1) +

```
                                        sv2*d(LNGDPGAP)(-2) + sv3 +
                                        sv4*d(RP) + sv5*d(FX) + sv6*d(DUBAI)
                                        + sv7
        @state sv1 = sv1(-1)
        @state sv2 = sv2(-1)
        @state sv3 = sv3(-1)
        @state sv4 = sv4(-1)
        @state sv5 = sv5(-1)
        @state sv6 = sv6(-1)
        @state sv7 = c(2)*sv7(-1) + c(3)*sv8(-1) + [var = exp(c(1))]
        @state sv8 = sv7(-1)
```

เมื่อ sv1 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง d(LNGDPGAP)(-1) และ d(CORE_INFLATION)

sv2 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง d(LNGDPGAP)(-2) และ d(CORE_INFLATION)

sv3 คือ ค่าคงที่ (จุดตัดแกน Y)

sv4 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง d(RP) และ d(CORE_INFLATION)

sv5 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง d(FX) และ d(CORE_INFLATION)

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

sv6 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง d(DUBAI) และ d(CORE_INFLATION)

sv7 แสดงถึง ค่าความล่าช้าของสถานะของระบบเศรษฐกิจ(state of economy)ในอดีตที่มีผลต่อสถานะของระบบเศรษฐกิจในปัจจุบัน หรือ คือค่าความล่าช้าเท่ากับ 2 ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน

sv8 แสดงถึง ค่าความล่าช้าของสถานะของระบบเศรษฐกิจ(state of economy)ในอดีตที่มีผลต่อสถานะของระบบเศรษฐกิจในปัจจุบัน หรือ คือค่าความล่าช้าของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน

var คือ ค่าความแปรปรวนของความผิดพลาด

เมื่อได้สร้างสมการที่บ่งบอกถึงสภาวะของระบบเศรษฐกิจ(State equations)และสมการที่บ่งบอกสัญญาณของตัวแปร exogenous (Signal equations) ขึ้นมาแล้ว ขั้นตอนต่อไปเป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง Bayesian VAR เพื่อประมาณค่าพยากรณ์ค่าของผลต่างลำดับที่ 1 ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน ได้ค่าประมาณดังนี้

ตารางที่ 4.33 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยวิธี Bayesian VAR

Sspace: SS1_D_CORE_INFLATIO
Method: Maximum likelihood (Marquardt)
Sample: 1997Q1 2007Q2
Included observations: 42
Valid observations: 39
Estimation settings: tol= 0.00010, derivs=accurate numeric
Initial Values: C(1)=1.34767, C(2)=-0.25369, C(3)=-0.03110
Failure to improve Likelihood after 6 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	1.347447	0.161193	8.359209	0.0000
C(2)	-0.263099	0.108446	-2.426079	0.0153
C(3)	-0.033579	0.034399	-0.976164	0.3290

ตารางที่ 4.33 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยวิธี Bayesian VAR

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	4.213015	8.790936	0.479245	0.6318
SV2	-11.69102	9.510279	-1.229303	0.2190
SV3	-0.106863	0.318580	-0.335436	0.7373
SV4	0.042407	0.278713	0.152154	0.8791
SV5	0.153854	0.173340	0.887583	0.3748
SV6	0.159359	0.093943	1.696334	0.0898
SV7	-0.069449	1.967943	-0.035290	0.9718
SV8	0.272490	0.549799	0.495618	0.6202

Log likelihood	-130.6013	Akaike info criterion	6.851350
Parameters	3	Schwarz criterion	6.979316
Diffuse priors	8	Hannan-Quinn criter.	6.897263

เมื่อได้ทำการพยากรณ์ตัวแปร exogenous variables ต่างๆที่จำเป็นต้องใช้ในการจำลองแบบเพื่อสร้างค่าพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานครบแล้วและเมื่อได้ประมาณค่าพารามิเตอร์ของข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน ด้วยวิธี Bayesian VAR ต่อจากนั้นก็ทำการจำลองแบบเพื่อสร้างพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน ด้วยวิธี Bayesian VAR โดยได้ใช้เงื่อนไขในการจำลองแบบดังต่อไปนี้

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.34 เงื่อนไขในการจำลองแบบเพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่า ล็อกของผลต่างของผลผลิตโดยวิธี Bayesian VAR

ช่วงเวลาที่ต้องการสร้างค่าพยากรณ์	2007Q3 2009Q2
การพยากรณ์	Deterministic
การพยากรณ์	Dynamic
อัลกอริทึม	Gauss-Seidel
จำนวนรอบในการพยากรณ์ซ้ำ	5000 รอบ
การพยากรณ์	Baseline

โดยจะได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานจากไตรมาสที่3 ของ ปีพ.ศ.2550 ถึง ไตรมาสที่2ของปีพ.ศ.ของปี2552 ดังต่อไปนี้

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

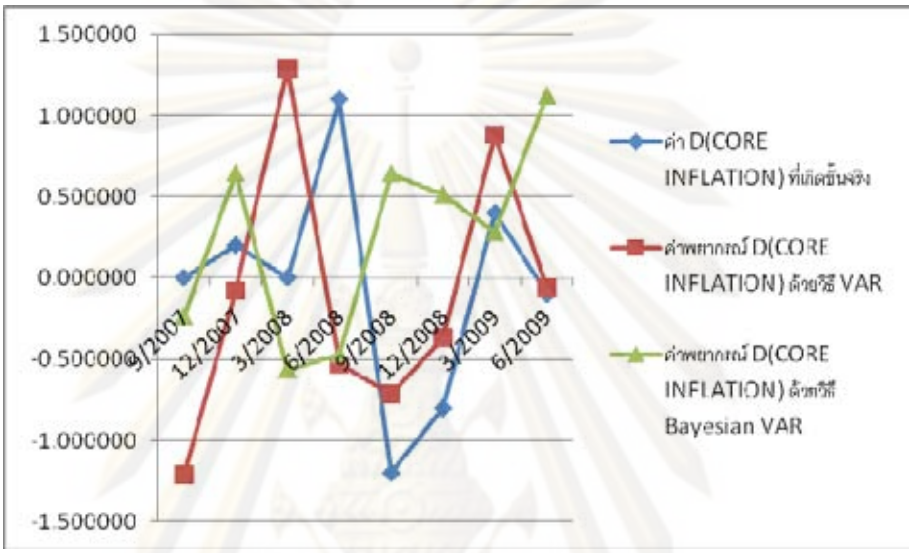
ตารางที่ 4.35 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (E(D(CORE_INFLATION)))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (D(CORE_INFLATION))
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	-0.236773	0.000000
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	0.643766	0.200000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	-0.561859	0.000000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	-0.466254	1.100000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	0.641421	-1.200000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	0.511827	-0.800000
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	0.279431	0.400000
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	1.120046	-0.100000

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR, วิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.13

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.13 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR , วิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน



4.6.2 **ผลการสร้างการสร้างแบบจำลอง** Bayesian VAR **เพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน** (CORE_INFLATION)

เมื่อได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR มาแล้ว จะทำการเปลี่ยนรูปค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VARให้อยู่ในรูปของค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR โดยจะได้ค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานจากไตรมาสที่3 ของปีพ.ศ.2550 ถึง ไตรมาสที่2ของปีพ.ศ.ของปี2552 ดังต่อไปนี้

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

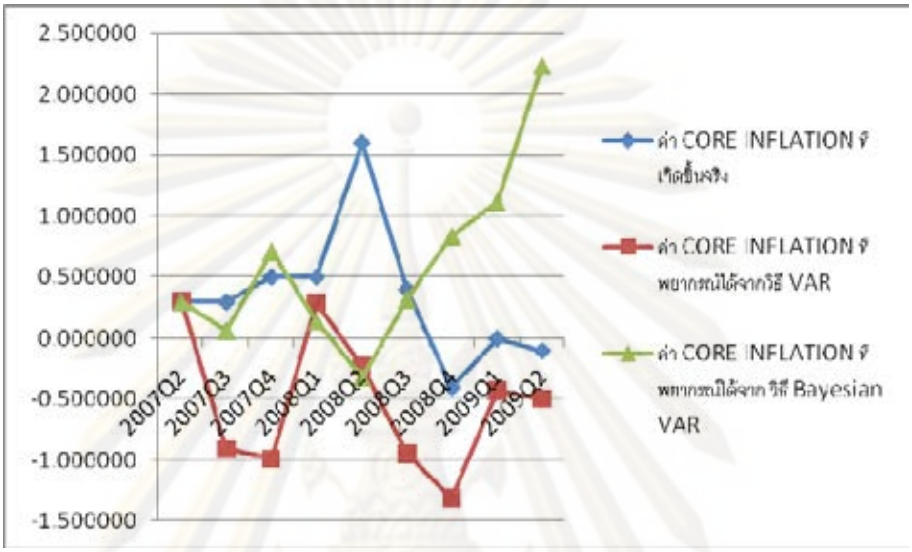
ตารางที่ 4.36 ค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR

เวลา	ค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (E(CORE_INFLATION))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (CORE_INFLATION)
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	0.063227	0.300000
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	0.706993	0.500000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	0.145134	0.500000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	-0.321120	1.600000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	0.320301	0.400000
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	0.832128	-0.400000
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	1.111559	0.000000
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	2.231605	-0.100000

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR , วิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.14

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.14 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR , วิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน



4.6.3 **ผลการสร้างการสร้างแบบจำลอง** Bayesian VAR **เพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต** (D(LN GDP GAP))

ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ของ Bayesian VAR เพื่อประมาณค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตนั้นจะกำหนดให้ค่าความล่าช้าเท่ากับ 2 เหมือนกับการประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วย VAR กล่าวคือจะกำหนดให้ค่าความล่าช้าคงที่แต่ค่าสัมประสิทธิ์ (coefficient)นั้นมีการเปลี่ยนแปลงได้ โดยสามารถเขียนให้อยู่ในรูปของแบบจำลอง Bayesian VAR โดยอาศัยตัวคัดกรองของกาล์แมนได้ดังต่อไปนี้

สมการเพื่อประมาณค่าค่าผลต่างลำดับที่ 1 ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต

@signal d(LNGDPGAP) = sv1*d(CORE_INFLATION) +

sv2*d(d(CORE_INFLATION) + sv3 +

sv4*d(RP) + sv5*d(FX) + sv6*d(DUBAI) + sv7

@state sv1 = sv1(-1)

@state sv2 = sv2(-1)

@state sv3 = sv3(-1)

@state sv4 = sv4(-1)

@state sv5 = sv5(-1)

@state sv6 = sv6(-1)

@state sv7 = c(2)*sv7(-1) + c(3)*sv8(-1) + [var = exp(c(1))]

@state sv8 = sv7(-1)

เมื่อ sv1 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง d(CORE_INFLATION)(-1) และ d(LNGDPGAP)

sv2 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง d(CORE_INFLATION)(-2) และ d(LNGDPGAP)

sv3 คือ ค่าคงที่ (จุดตัดแกน Y)

sv4 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง d(RP) และ d(LNGDPGAP)

sv5 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง d(FX) และ d(LNGDPGAP)

sv6 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่าง d(DUBAI) และ d(LNGDPGAP)

sv7 แสดงถึง ค่าความล่าช้าของสถานะของระบบเศรษฐกิจ(state of economy)ในอดีตที่มีผลต่อ สถานะของระบบเศรษฐกิจในปัจจุบัน หรือ คือค่าความล่าช้าเท่ากับ 2 ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต

sv8 แสดงถึง ค่าความล่าช้าของสถานะของระบบเศรษฐกิจ(state of economy)ในอดีตที่มีผลต่อสถานะของระบบเศรษฐกิจในปัจจุบัน หรือ คือค่าความล่าช้าของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต

var คือ ค่าความแปรปรวนของความผิดพลาด

เมื่อได้สร้างสมการที่บ่งบอกถึงสภาวะของระบบเศรษฐกิจ(State equations) และสมการที่บ่งบอกสัญญาณของตัวแปร exogenous (Signal equations) ขึ้นมาแล้ว ขั้นตอนต่อไปเป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง Bayesian VAR เพื่อประมาณค่าพยากรณ์ค่าของผลต่างลำดับที่ 1 ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิต ได้ค่าประมาณดังนี้

ตารางที่ 4.37 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตด้วยวิธี Bayesian VAR

Sspace: D_LNGDPGAP3SSSS
Method: Maximum likelihood (Marquardt)
Date: 04/10/10 Time: 00:59
Sample: 1997Q1 2007Q2
Included observations: 42
Valid observations: 39
Estimation settings: tol= 0.00010, derivs=accurate numeric
Initial Values: C(1)=0.04893, C(2)=-0.97260, C(3)=0.06601
Convergence achieved after 28 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-6.722582	0.341051	-19.71137	0.0000
C(2)	-0.000611	0.014165	-0.043148	0.9656
C(3)	-0.006263	0.004209	-1.487765	0.1368
	Final State	**Root MSE**	**z-Statistic**	**Prob.**
SV1	-0.002292	0.002867	-0.799549	0.4240
SV2	-0.004863	0.002924	-1.663388	0.0962
SV3	0.020758	0.006235	3.329039	0.0009
SV4	0.010511	0.005494	1.913121	0.0557
SV5	0.003154	0.002876	1.096830	0.2727
SV6	-0.002984	0.001712	-1.743360	0.0813
SV7	-0.000141	0.034691	-0.004051	0.9968
SV8	-0.018465	0.009662	-1.911124	0.0560

ตารางที่ 4.37 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการสถานะและสมการสัญญาณของตัวแปรค่าผลต่างลำดับที่1ของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตด้วยวิธี Bayesian VAR

Log likelihood	1.965490	Akaike info criterion	0.053052
Parameters	3	Schwarz criterion	0.181018
Diffuse priors	8	Hannan-Quinn criter.	0.098965

เมื่อได้ทำการพยากรณ์ตัวแปร exogenous variables ต่างๆที่จำเป็นต้องใช้ในการจำลองแบบเพื่อสร้างค่าพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตครบแล้วและเมื่อได้ประมาณค่าพารามิเตอร์ของข้อมูลค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตครบแล้ว ด้วยวิธี Bayesian VAR ต่อจากนั้นก็ทำการจำลองแบบเพื่อสร้างพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต ด้วยวิธี Bayesian VAR โดยได้ใช้เงื่อนไขในการจำลองแบบดังตารางที่ 4.34

โดยจะได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตจากไตรมาสที่3 ของ ปีพ.ศ.2550 ถึง ไตรมาสที่2ของปีพ.ศ.ของปี2552 ดังต่อไปนี้

ตารางที่ 4.38 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต (E(D(LNGDPGAP)))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต (D(LNGDPGAP))
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	0.005792	0.022430
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	0.002768	0.074526
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	0.022315	0.018173

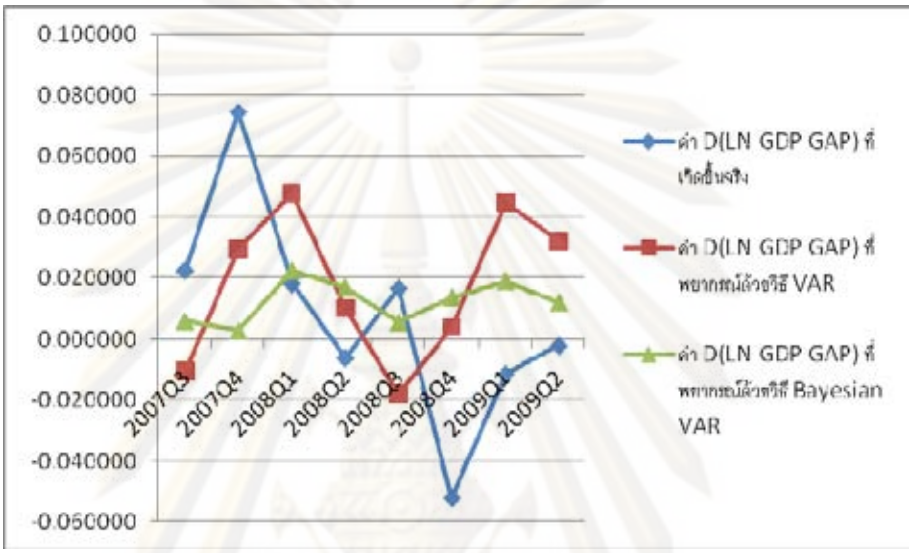
ตารางที่ 4.38 ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต (E(D(LNGDPGAP)))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต (D(LNGDPGAP))
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	0.016861	-0.006110
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	0.005491	0.016646
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	0.013673	-0.052220
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	0.018869	-0.011478
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	0.012038	-0.002086

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR, วิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่พยากรณ์ได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.15

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.15 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR , วิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต



4.6.4 **ผลการสร้างการสร้างแบบจำลอง Bayesian VAR เพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต** (LN GDP GAP)

เมื่อได้ค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต ที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR มาแล้ว จะทำการเปลี่ยนรูปค่าคาดการณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VARให้อยู่ในรูปของค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR โดยจะได้ค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตจากไตรมาสที่3 ของปีพ.ศ.2550 ถึง ไตรมาสที่2ของปีพ.ศ.ของปี2552 ดังต่อไปนี้

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

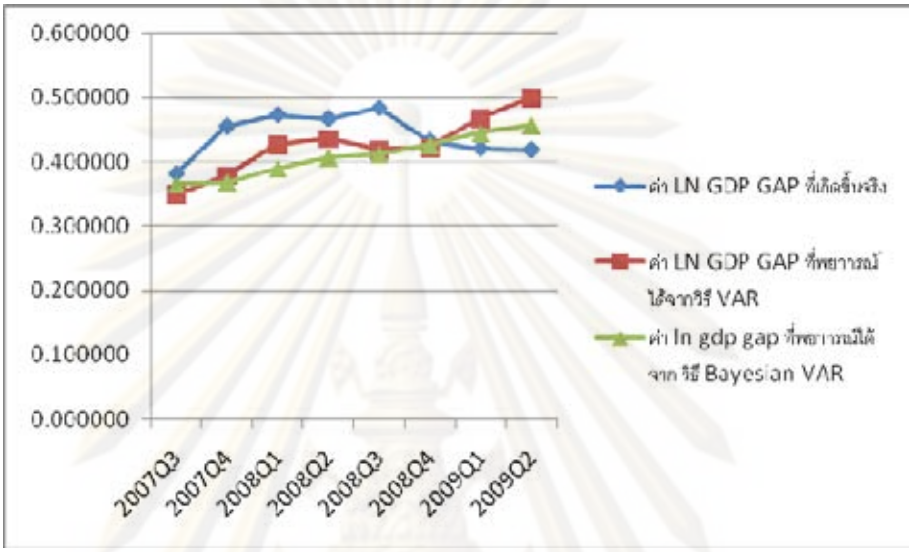
ตารางที่ 4.39 ค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR

เวลา	ค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต (E(LN GDP GAP))	ค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต (LN GDP GAP)
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่3	0.364575	0.381213
พ.ศ.2550 ไตรมาสที่4	0.367343	0.455739
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่1	0.389658	0.473912
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่2	0.406519	0.467802
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่3	0.412010	0.484448
พ.ศ.2551 ไตรมาสที่4	0.425683	0.432228
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่1	0.444552	0.420750
พ.ศ.2552 ไตรมาสที่2	0.456590	0.418664

เพื่อให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR , วิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต ดังนั้นจึงแสดงในค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตได้ลักษณะกราฟดังภาพที่ 4.16

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.16 ความแตกต่างระหว่างค่าคาดการณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่พยากรณ์ได้จากวิธี Bayesian VAR , วิธี VAR และค่าที่เกิดขึ้นจริงของค่าล็อกของผลต่างผลผลิต



4.7 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี Bayesian VAR **โดยการคำนวณค่า** Root Mean Squared Error **และค่า** Theil Inequality Coefficient

4.7.1 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี Bayesian VAR **โดยการคำนวณค่า** Root Mean Squared Error **และค่า** Theil Inequality Coefficient

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.40 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี Bayesian VAR

ช่วงเวลา	ค่า CORE INFLATION ที่เกิดขึ้นจริง	ค่า CORE INFLATIONที่พยากรณ์ได้โดยวิธี Bayesian VAR	ค่า Root Mean Squared Error	ค่า Theil Inequality Coefficient
T+1	0.300000	0.063227	0.236773	0.651860
T+2	0.500000	0.706993	0.222382	0.243246
T+3	0.500000	0.145134	0.273762	0.317678
T+4	1.600000	-0.321120	0.989386	0.770760
T+5	0.400000	0.320301	0.885651	0.740577
T+6	-0.400000	0.832128	0.952193	0.763288
T+7	0.000000	1.111559	0.976553	0.739617
T+8	-0.100000	2.231605	1.230446	0.751784

4.7.2 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี Bayesian VAR โดยการคำนวณค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.41 ผลการวัดประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างผลผลิตที่ได้จากตัวแบบที่สร้างโดยการประมาณด้วยวิธี Bayesian VAR

ช่วงเวลา	ค่า LN GDP GAP ที่เกิดขึ้นจริง	ค่า LN GDP GAP ที่พยากรณ์ได้โดยวิธี Bayesian VAR	ค่า Root Mean Squared Error	ค่า Theil Inequality Coefficient
T+1	0.381213	0.364575	0.016638	0.022309
T+2	0.455739	0.367343	0.063603	0.080910
T+3	0.473912	0.389658	0.071156	0.087542
T+4	0.467802	0.406519	0.068820	0.083053
T+5	0.484448	0.412010	0.069559	0.082550
T+6	0.432228	0.425683	0.063555	0.075168
T+7	0.420750	0.444552	0.059524	0.070125
T+8	0.418664	0.456590	0.057271	0.067171

4.8ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ระหว่างวิธี VAR และ Bayesian VAR ด้วยค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient

4.8.1 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานระหว่างวิธี VAR และ Bayesian VAR

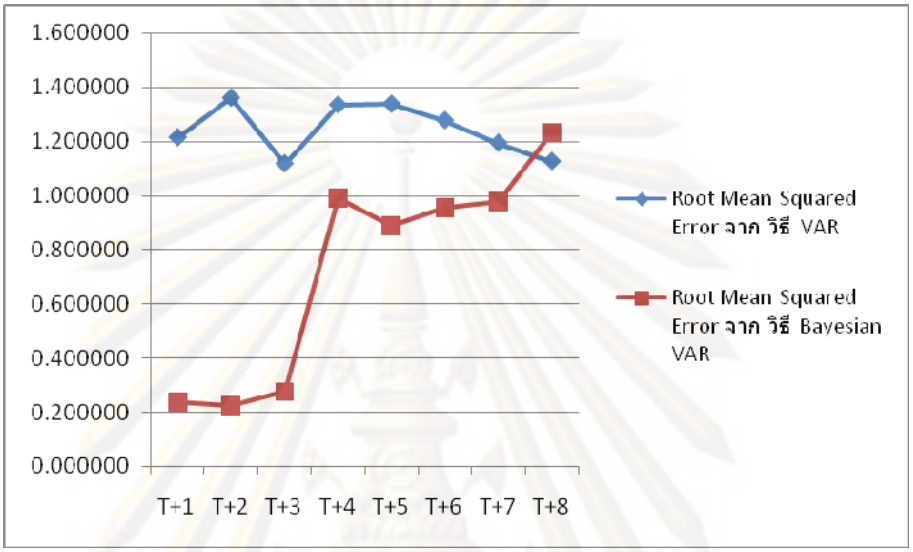
4.8.1.1การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยค่า Root Mean Squared Error

ตารางที่ 4.42 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยค่า Root Mean Squared Error

ช่วงเวลา	ค่า Root Mean Squared Error จากวิธี VAR	ค่า Root Mean Squared Error จากวิธี Bayesian VAR
T+1	1.213397	0.236773
T+2	1.359701	0.222382
T+3	1.116529	0.273762
T+4	1.33405	0.989386
T+5	1.337428	0.885651
T+6	1.276943	0.952193
T+7	1.193678	0.976553
T+8	1.125445	1.230446

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.17 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยค่า Root Mean Squared Error



4.8.1.2 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยค่า Theil Inequality Coefficient

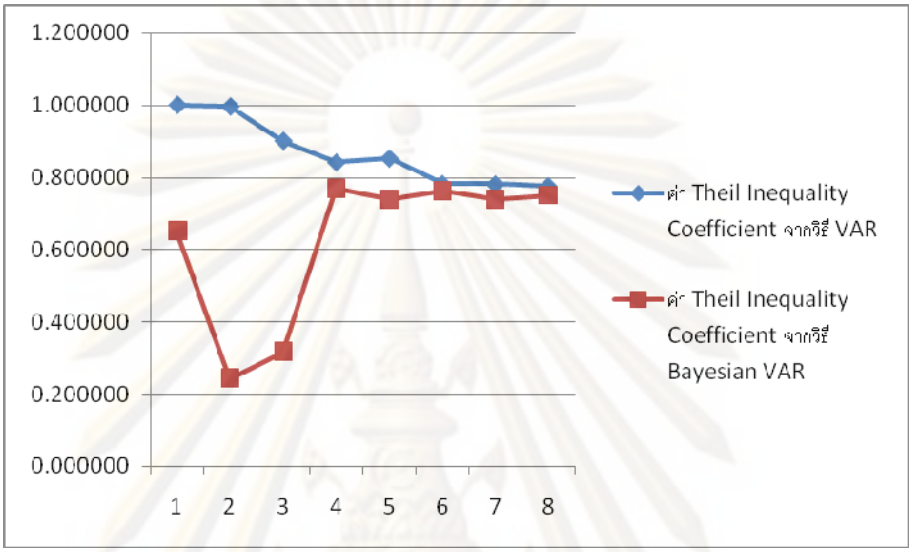
ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.43 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยค่า Theil Inequality Coefficient

ช่วงเวลา	ค่า Theil Inequality Coefficient จากวิธี VAR	ค่า Theil Inequality Coefficient จากวิธี Bayesian VAR
T+1	1.000000	0.651860
T+2	0.995625	0.243246
T+3	0.900272	0.317678
T+4	0.840288	0.770760
T+5	0.851522	0.740577
T+6	0.780566	0.763288
T+7	0.779574	0.739617
T+8	0.774523	0.751784

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.18 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อพื้นฐานด้วยค่า Theil Inequality Coefficient



4.8.2 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตระหว่างวิธี VAR และ Bayesian VAR

4.8.2.1 การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตด้วยค่า Root Mean Squared Error

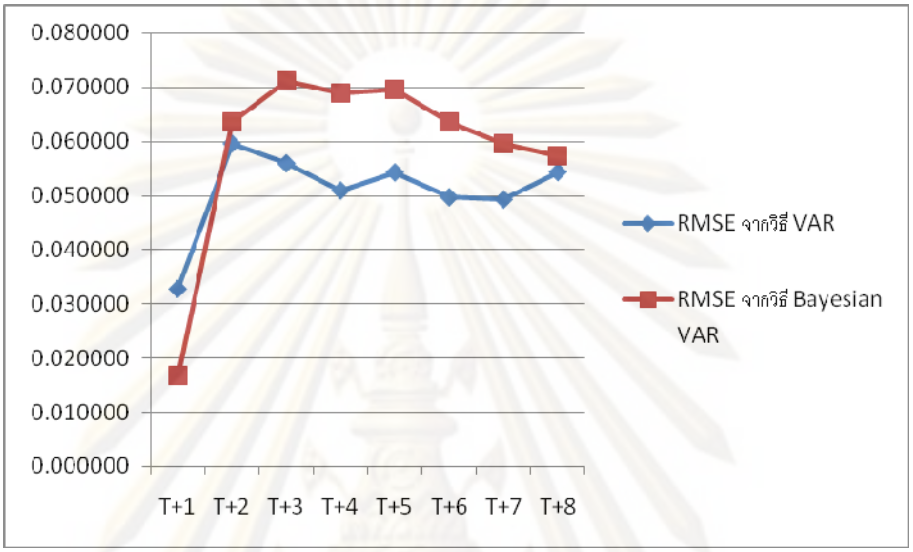
ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.44 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่า ล็อกของผลต่างของผลผลิตด้วยค่า Root Mean Squared Error

ช่วงเวลา	ค่า Root Mean Squared Error จากวิธี VAR	ค่า Root Mean Squared Error จากวิธี Bayesian VAR
T+1	0.032710	0.016638
T+2	0.059492	0.063603
T+3	0.055858	0.071156
T+4	0.050835	0.068820
T+5	0.054175	0.069559
T+6	0.049610	0.063555
T+7	0.049214	0.059524
T+8	0.054234	0.057271

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.19 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างของผลผลิตด้วยค่า Root Mean Squared Error



4.8.2.2 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างผลผลิตด้วยค่า Theil Inequality Coefficient

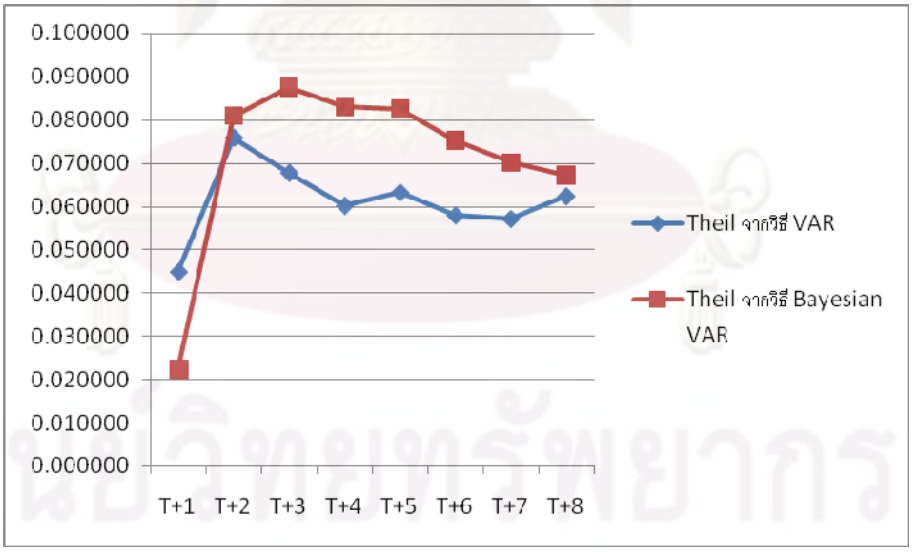
ตารางที่ 4.45 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่า ล็อกของผลต่างผลผลิตด้วยค่า Theil Inequality Coefficient

ช่วงเวลา	ค่า Theil Inequality Coefficient จากวิธี VAR	ค่า Theil Inequality Coefficient จากวิธี Bayesian VAR
T+1	0.044826	0.022309
T+2	0.075902	0.080910
T+3	0.067755	0.087542
T+4	0.060147	0.083053
T+5	0.063208	0.082550

ตารางที่ 4.45 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่า ล็อกของผลต่างผลผลิตด้วยค่า Theil Inequality Coefficient

ช่วงเวลา	ค่า Theil Inequality Coefficient จากวิธี VAR	ค่า Theil Inequality Coefficient จากวิธี Bayesian VAR
T+6	0.057897	0.075168
T+7	0.057091	0.070125
T+8	0.062333	0.067171

ภาพที่ 4.20 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ค่าล็อกของผลต่างผลผลิตด้วยค่า Theil Inequality Coefficient



ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

บทที่ 5

สรุปผลการวิจัย อภิปรายผล และข้อเสนอแนะ

5.1 สรุปผลการวิจัย

ผลการศึกษาเกี่ยวกับการใช้ Bayesian VAR เพื่อใช้ในการพยากรณ์แบบจุด (deterministic)ค่าอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าล็อกของผลต่างผลผลิตในกรณีที่เกิดขึ้นจริงของระบบเศรษฐกิจไทยในงานวิจัยนี้พบว่า เมื่อใช้ข้อมูลจากไตรมาสที่สองของปี 2540 ถึง ไตรมาสที่2 ของปี 2550 ในการประมาณค่าพารามิเตอร์เพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานและค่าพยากรณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตแล้ว การประมาณค่าพารามิเตอร์แบบBayesian VARเพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานนั้นจะให้ค่า Theil Inequality Coefficient ที่ต่ำกว่าการประมาณค่าพารามิเตอร์แบบ VAR ในกรณีที่ทำการพยากรณ์ล่วงหน้าไป 8 ไตรมาส แต่ทว่าการประมาณค่าพารามิเตอร์แบบBayesian VAR เพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตนั้นจะให้ค่า Theil Inequality Coefficient ที่ต่ำกว่าการประมาณค่าพารามิเตอร์แบบ VAR เพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตหากเป็นการพยากรณ์ไปล่วงหน้าเพียง 1 ไตรมาส แต่หากต้องการพยากรณ์ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของค่าล็อกของผลต่างผลผลิตไปล่วงหน้า 2 – 8 ไตรมาสแล้ว พบว่าการประมาณค่าพารามิเตอร์แบบ VAR เพื่อสร้างค่าพยากรณ์นั้นจะเป็นวิธีที่เหมาะสมกว่า

5.2 ข้อเสนอแนะเชิงนโยบาย

ในการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อโดยมีเวลาเข้ามาเกี่ยวข้องนั้นธนาคารกลางจะต้องคำนึงถึงกลไก(dynamic)ของระบบเศรษฐกิจด้วย โดยธนาคารกลางนั้นจะต้องทำให้ผลรวมของฟังก์ชั่นการสูญเสียจากช่วงเวลาที่ 0 ถึงช่วงเวลาที่ ∞ นั้นต่ำที่สุด การดำเนินนโยบายการเงินนั้นๆจึงจะถือว่าเป็นนโยบายการเงินที่ดีที่สุด(optimal monetary policy) การดำเนินนโยบายการเงินของธนาคารกลางนั้นขึ้นกับค่าอัตราเงินเฟ้อพยากรณ์ในช่วงเวลาที่ t+2 จากข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ณ.ช่วงเวลาที่ t หากค่าอัตราเงินเฟ้อพยากรณ์ที่ธนาคารกลางพยากรณ์ได้เพื่อนำมาใช้ในการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อนั้นมีความแม่นยำสูงก็จะทำให้เกิดความผิดพลาดในการพยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์น้อยส่งผลให้เกิดการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้ระบบการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อที่ดีกว่า

จากผลการศึกษาข้างต้น ที่พบว่าในการประมาณค่าพารามิเตอร์เพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานไปข้างหน้า 8 ไตรมาสแล้ว การประมาณค่าพารามิเตอร์แบบ Bayesian VAR เพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานนั้นจะให้ค่า Theil Inequality Coefficient ที่ต่ำกว่าการประมาณค่าพารามิเตอร์แบบ VAR ดังนั้นการนำการประมาณค่าพารามิเตอร์แบบ Bayesian VAR มาใช้เพื่อสร้างค่าพยากรณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานของระบบเศรษฐกิจไทยจะเป็นผลให้การดำเนินนโยบายการเงินของธนาคารกลางนั้นเป็นการดำเนินนโยบายการเงินที่ดีที่สุด

5.3 ข้อเสนอแนะเพื่อการศึกษาต่อ

ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธี Bayesian VAR ในงานวิจัยนี้เป็นการประมาณค่าแบบจุด ดังนั้นค่าพยากรณ์ของอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานที่ได้ในงานวิจัยนี้จึงเป็นค่าพยากรณ์แบบจุด แต่ในการสร้างแผนภาพรูปพัดเพื่อพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อของธนาคารกลางต่างๆทั่วโลกนั้นนิยมใช้การพยากรณ์แบบสุ่ม(Stochastic) ซึ่งจะได้ค่าพยากรณ์ออกมาในรูปของช่วงความเชื่อมั่น(confidence interval)หรืออาจอยู่ในรูปของฟังก์ชั่นการแจกแจงความน่าจะเป็น (Probability Density Function) ดังนั้นหากมีการศึกษาเพิ่มเติมต่อไปผู้วิจัยอาจใช้วิธีการพยากรณ์แบบสุ่ม เพื่อจะได้ทำการศึกษาต่อไปว่าในกรณีของประเทศไทยนั้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธี Bayesian VAR นั้นจะทำให้ช่วงความเชื่อมั่นของค่าพยากรณ์ที่แคบกว่า(Sharpen) การประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธี VAR หรือไม่

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

รายการอ้างอิง

ภาษาไทย

ตีรณ พงศ์มฆพัฒน์. เศรษฐศาสตร์มหภาค : ทฤษฎี นโยบายและการวิเคราะห์สมัยใหม่. จำนวน 1,500 เล่ม. พิมพ์ครั้งที่ 3. โครงการตำรา ศูนย์บริการวิชาการ คณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาฯ ลำดับที่ 35 กรุงเทพฯ : โรงพิมพ์แห่งจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2548.

ทรงศิริ แต้สมบัติ. เทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณ. กรุงเทพฯ : ฟิสิกส์เซ็นเตอร์, 2539.

ธนาคารแห่งประเทศไทย. รายงานแนวโน้มเงินเฟ้อ. รายงานแนวโน้มเงินเฟ้อ (มกราคม 2551).

ธนาคารแห่งประเทศไทย. นโยบายการเงิน [ออนไลน์]. http://www.bot.or.th/Thai/MonetaryPolicy/Pages/MonetaryPolicy.aspx [15 ธันวาคม 2551].

ธนาคารแห่งประเทศไทย. แบบจำลองเศรษฐกิจสำหรับนโยบายการเงินภายใต้กรอบ Inflation targeting [ออนไลน์]. www.bot.or.th/Thai/MonetaryPolicy/Pages/model_full_%20document_PDF.pdf [15 ธันวาคม 2551].

พิมลรัตน์ สิริเศรษฐอาภา. การศึกษาเชิงประจักษ์ของการพยากรณ์ทางเศรษฐกิจและนโยบายอัตราดอกเบี้ยของธนาคารแห่งประเทศไทย. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต. สาขาวิชาเศรษฐศาสตร์ คณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยา, 2550.

สุชาดา กีระนันทน์. การอนุมานเชิงสถิติ : ทฤษฎีขั้นต้น. พิมพ์ครั้งที่ 3. กรุงเทพฯ : โรงพิมพ์จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2534.

สุรจิต ลักษณะสุต. รายงานการคาดการณ์เงินเฟ้อด้วยแผนภาพรูปพัด (Fan Chart). รายงานเศรษฐกิจรายเดือน 41,2(ก.พ. 2544) : 35-47.

อัครพงศ์ อั่นทอง. คู่มือการใช้โปรแกรม Eviews เพื่อการวิเคราะห์ Unit roots, Cointegration และ Correction model (ตามวิธีการของ Engle and Granger). สถาบันวิจัยสังคม มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 2546.

ภาษาอังกฤษ

Banco Central do Brasil. Asymmetric distributions in fan charts: International experience and an application to Brazil. Banco Central do Brasil Inflation report (September 2005).

Barro, Robert J., and Gordon, David B.. A positive theory of monetary policy in a natural rate model. Journal of Political Economy 91,4 (August 1983) : 589-610.

Britton, E., Fisher, P, and Whitley, J.. The inflation report projections: Understanding the fan chart. Bank of England Quarterly Bulletin (February 1998).

Brix, Martin, and Sellin, Peter. Inflation forecasts with uncertainty intervals. Sveriges Riksbank Quarterly Review (1999).

Brunner, A.D.. On the derivation of monetary policy shocks: Should we throw the VAR out with the bath water?. Journal of Money Credit and Banking 32,2 (May 2000) : 255-279.

Cogley, Timothy, Morozov, Sergei, and Sargent, Thomas J.. Bayesian fan charts for U.K. inflation : Forecasting and sources of uncertainty in an evolving monetary system. Journal of Economic Dynamics and Control 29,11 (November 2005) : 1893-1925.

Disyatat, Piti, and Vongsinsirikul, Pinnarat. Monetary policy and the transmission mechanism in Thailand. Journal of Asian Economics 14 (2003) : 389-418.

Eichengreen, Barry. Can emerging markets float? Should they inflation target?. University of California, Berkeley, 2002. (in press)

Enders, Walter. Applied econometric time series. เล่มที่หรือจำนวนเล่ม (ถ้ามี). 2nd ed. Hoboken, N.J. : John Wiley & Sons, 2004.

Engle, Robert F. and McFadden, Daniel L.. Handbook of econometrics. Amsterdam : Elsevier, 1994.

Evans, C.L., and Kuttner, K.N.. Can VAR's describe monetary policy?. Federal Reserve Bank of Chicago, 1998. (in press)

Fernandez-Villaverde, Jesus. The Econometrics of DSGE models. MA : National Bureau of Economic Research, 2009. (in press)

Gamerman, Dani, and Lopes, Hedibert F.. Markov chain Monte Carlo : stochastic simulation for Bayesian inference. 2nd ed. FL : Taylor & Francis , 2006.

Harvey, Andrew C.. Forecasting, structural time series models and the Kalman filter. Cambridge : Cambridge University Press, 1994.

Joiner, Alex. Monetary policy effects in an Australia Bayesian VAR model. Monash University, 2001. (in press)

Keele, Luke. Not just for cointegration: Error correction models with stationary data. Nuffeld College and Oxford University, 2004. (in press)

Kenny, Geoff, Meyler, Aidan, and Quinn, Terry. Bayesian VAR models for forecasting Irish inflation. Dublin : Central Bank of Ireland, 1998. (in press)

Koopman, SJ, Shephard, N, and Doornik, JA. Statistical algorithms for models in state space using SsfPack 2. 2. The Econometrics Journal (1999) : 107-160.

Kydland, Finn E., and Prescott, Edward C.. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans rules. Journal of Political Economy 85,3 (June 1977) : 473-492.

Litterman, Robert B.. Techniques of forecasting using vector autoregressions. Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1979. (in press)

Litterman, Robert B.. Forecasting and policy analysis with Bayesian vector autoregression models. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review 1984.

Pindyck, Robert S., and Rubinfeld, Daniel L.. Econometric models and economic forecasts. 4th ed. NY : McGraw-Hill, 1998.

Pornchaiwiseskul, Pongsa. Study materials for advanced Econometrics course [online]. http://pioneer.netserv.chula.ac.th/~ppongsa/mycourses.htm [15 th December 2008].

Rudebusch, G.D.. Do measures of monetary policy in a VAR make sense?. International Economic Review 39,4 (November 1998a) : 907-931.

Rudebusch, G.D.. Do measures of monetary policy in a VAR make sense? A reply to Christopher A. Sims. International Economic Review 39,4 (November 1998b) : 943-949.

Sargent, Thomas J.. Rational expectations, the real rate of interest, and the natural rate of unemployment.. Brookings Papers on Economic Activity 2 (1973) : 429-472.

Sims, Christopher A.. Macroeconomics and reality. Econometrica 1980.

Sims, C.A.. Comment on Glenn Rudebusch's "Do measures of monetary policy in a VAR make sense"?. International Economic Review 39,4 (November 1998) : 933-941.

Svennson, Lars E.O.. Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. European Economic Review 41 (1997) : 1111-1146.

Svensson, Lars E.O., and Williams, Noah M.. Bayesian and adaptive optimal policy under model uncertainty. MA : National Bureau of Economic Research, 2007. (in press)

Taylor, John B.. Discretion versus policy rules in practice. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39 1993 : 195-214.

Taylor, John B.. Comments on "Tradeoffs in monetary policy" by Milton Friedman www.stanford.edu/~johntayl/CommensOnMiltonFriedman'sLaiderFestschriftPaperRevised.doc [15th December 2008].

Walsh, Carl E.. Monetary theory and policy. 2nd ed. MA : The MIT Press, 2003.

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ประวัติผู้เขียนวิทยานิพนธ์

นางสาวจรรยพร เรืองประดิษฐ์ เกิดเมื่อวันที่ 9 สิงหาคม พ.ศ. 2525 ที่จังหวัดตราด สำเร็จการศึกษาระดับปริญญาสถิติศาสตร์บัณฑิต สาขาวิชาสถิติประยุกต์ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย ในปีพ.ศ. 2547 และได้เข้าศึกษาต่อในหลักสูตรเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาวิชาเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย ในปีพ.ศ.2550

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย