



ใบรับรองวิทยานิพนธ์
บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์
วิทยาศาสตร์มหาบัณฑิต (สถิติ)

ปริญญา

สถิติ สาขา สถิติ
สถิติ ภาควิชา

เรื่อง การพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย

Forecasting of Thailand Inflation

นามผู้วิจัย นางสาวธันยพร อริยะเสถรณี

ได้พิจารณาเห็นชอบโดย

อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก

(รองศาสตราจารย์ประสิทธิ์ พยัคฆพงษ์, M.S.)

อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ร่วม

(ผู้ช่วยศาสตราจารย์บุญอ้อม โฉมทิ, Ph.D.)

หัวหน้าภาควิชา

(อาจารย์อำไพ ทองธีรภาพ, Ph.D.)

บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์รับรองแล้ว

(รองศาสตราจารย์กัญจนา ชีระกุล, D.Agr.)

คณบดีบัณฑิตวิทยาลัย

วันที่ เดือน พ.ศ.

ลิขสิทธิ์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

วิทยานิพนธ์

เรื่อง

การพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย

Forecasting of Thailand Inflation

โดย

นางสาวฉันทพร อริยะเศรษฐ์

เสนอ

บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์
เพื่อความสมบูรณ์แห่งปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต (สถิติ)

พ.ศ. 2553

ลิขสิทธิ์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

ชั้นยพร อริยะเศรณั 2553: การพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย ปริญญาวិทยาศาสตร
มหาบัณฑิต (สถิติ) สาขาสถิติ ภาควิทยาสติติ อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก: รองศาสตราจารย์
ประสิทธิ์ พัยคณพงษ์, M.S. 135 หน้า

ในงานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาตัวแบบที่มีความเหมาะสมในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อของ
ประเทศไทย โดยทำการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 5 วิธี คือ วิธีการพยากรณ์ของโฮลด์ บ็อกซ์-เจนกินส์
ทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน ตัวแบบเวกเตอร์ออโตรีเกรสซีฟ (VAR) และการพยากรณ์ร่วมด้วยวิธีการวิเคราะห์การ
ถดถอย เณท์ในการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ใช้การวัดความคลาดเคลื่อน 4 แบบ คือ ค่าเฉลี่ยของ
เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (MAPE) ค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (MAD) ค่าเฉลี่ย
ความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) และ Akaike Information Criterion (AIC) อนุกรมเวลาที่ใช้ศึกษาเป็นข้อมูล
ทุติยภูมิประกอบด้วย ดัชนีราคาผู้บริโภค อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ มูลค่าการนำเข้าสินค้า ระดับ
ราคาน้ำมันเบนซิน อัตราการว่างงานและผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือน
ธันวาคม 2550 รวม 120 เดือน

ผลการวิจัยพบว่า ตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน $\hat{Z}_t = 0.0014 + 0.0545Z_t^x + (1 - 0.3048B)^{-1}e_t$ เป็นตัว
แบบที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศไทยมากที่สุด โดยมีระดับราคาน้ำมัน
เบนซินเป็นตัวแปรเข้า เนื่องจากตัวแบบนี้ต้องพิจารณาหาตัวแปรที่มีความสัมพันธ์กับอีกอนุกรมเวลาหนึ่ง ทำ
ให้ยากต่อการวิเคราะห์และการเลือกตัวแปรที่เหมาะสม ดังนั้นอาจพิจารณาวิธีอื่นๆ ที่ให้ค่าวัดความคลาด
เคลื่อนที่ตรงลงมาให้ดีกว่า เช่น โฮลด์ และตัวแบบบ็อกซ์-เจนกินส์ ที่ใช้เฉพาะข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวเอง
ตัวแบบ VAR และวิธีการพยากรณ์ร่วมไม่ควรนำมาพิจารณาในการพยากรณ์เพราะมีความยากในการ
วิเคราะห์ เนื่องจากต้องนำอนุกรมเวลาหลายอนุกรมที่มีความสัมพันธ์กันมาสร้างตัวแบบ

จากการตรวจสอบความถูกต้องของค่าพยากรณ์จากตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันด้วยการตรวจสอบ
tracking signal ด้วยวิธีผลรวมสะสม พบว่าเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ระยะสั้นในช่วง 1-3 เดือน หาก
ต้องการพยากรณ์หลายช่วงเวลามากขึ้น เช่น 12 เดือน อาจพิจารณาวิธีโฮลด์ที่ให้ค่าวัดความคลาดเคลื่อนของค่า
พยากรณ์ที่น้อยกว่าวิธีอื่นๆ

ลายมือชื่อนิสิต

ลายมือชื่ออาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก

Tunyaporn Ariyasaranee 2010: Forecasting of Thailand Inflation. Master of Science (Statistics),
Major Field: Statistics, Department of Statistics. Thesis Advisor: Associate Professor
Prasit Payakkapong, M.S. 135 pages.

The purpose of this research is to study an appropriate model for forecasting inflation of Thailand by using the five forecasting methods : Holt, Box-Jenkins, Transfer function, Vector Autoregressive model (VAR) and combine forecasting with regression analysis. The four criteria for comparison are mean absolute percent error (MAPE), mean absolute deviation (MAD), mean square error (MSE) and akaike information criterion (AIC). The time series data in this study consists of consumer price index, foreign exchange rates, value of imports, price of gasoline, unemployment rate and gross domestic product since January 1998 to December 2007, totally 120 months.

The results of the study are as follow : the most appropriate model for the prediction of Thailand consumer price index is the transfer function : $\hat{Z}_t = 0.0014 + 0.0545Z_t^x + (1 - 0.3048B)^{-1} e_t$ where the level price of gasoline is the entry variable. However, a variable which correlates to other time series data has to be found for the transfer function. As a result, it causes complication while analyzing and choosing a suitable variable. It may be a better way to choose an another simple method such as Holt's method and Box-Jenkins model which is use only its data and is a good model based on the lower forecasting error. The VAR model and combine forecasting should not be chosen for this forecasting due to they are combined with many related time series that may be difficult to analyze.

By checking an accuracy of the forecast value for the transfer function by using a tracking signal cumulative-sum method, it is found that this model is suitable for short-term period forecasting, 1 - 3 month. For the forecasting with more periods, such as 12 months. Holt's method can be used as it given forecasting error less than other methods.

Student's signature

Thesis Advisor's signature

กิตติกรรมประกาศ

วิทยานิพนธ์ฉบับนี้ สามารถสำเร็จสมบูรณ์ได้ด้วยความกรุณาและความช่วยเหลือเอาใจใส่จากอาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ผู้วิจัยขอกราบขอบพระคุณรองศาสตราจารย์ประสิทธิ์ พัทฒพงษ์ อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก และผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.บุญอ้อม โฉมทิ อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ร่วม ที่ได้กรุณาให้ความช่วยเหลือในการวางแผนงานวิจัยในวิทยานิพนธ์ฉบับนี้ ตลอดจนการให้คำปรึกษา แนะนำและตรวจแก้ไขข้อบกพร่องต่างๆ เป็นอย่างดียิ่งจนกระทั่งวิทยานิพนธ์ฉบับนี้สำเร็จลุล่วงไปด้วยดี ผู้วิจัยรู้สึกซาบซึ้ง และขอขอบพระคุณเป็นอย่างสูง

ขอขอบพระคุณรองศาสตราจารย์ ดร.อภิญา หิรัญวงษ์ ประธานกรรมการสอบ และผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร. กุศยา ปลั่งพงษ์พันธ์ ผู้ทรงคุณวุฒิภายนอก ที่ได้กรุณาให้คำแนะนำอันเป็นประโยชน์เพื่อการแก้ไขปรับปรุงและเป็นประโยชน์ต่อวิทยานิพนธ์ฉบับนี้ให้มีความถูกต้องสมบูรณ์ยิ่งขึ้น

ขอขอบพระคุณคณาจารย์ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ ที่ได้ปฏิบัติประสาวิชาความรู้ และประสบการณ์ทางด้านสถิติอันเป็นประโยชน์ต่อผู้วิจัย

ขอขอบพระคุณ คุณสมเดช อุดมชัย นักวิชาการพาณิชย์ชำนาญการและคุณกนกวรรณ ลอยจันทร์แจ่ม นักวิชาการพาณิชย์ปฏิบัติการ กลุ่มดัชนีราคาผู้บริโภค สำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า กระทรวงพาณิชย์ ที่ให้ความอนุเคราะห์ด้านข้อมูลและความรู้เกี่ยวกับการคำนวณดัชนีราคาผู้บริโภคอันเป็นประโยชน์ต่อการศึกษาวินิพนธ์ฉบับนี้

ท้ายสุดนี้ผู้วิจัยใคร่ขอขอบพระคุณบิดา มารดา ญาติพี่น้องและเพื่อน ที่เป็นพลังใจสำคัญ ทำให้ผู้วิจัยมีความมานะตั้งใจในการทำวิทยานิพนธ์ฉบับนี้จนสำเร็จลุล่วงด้วยดี

ธัญพร อริยะเสรณี

ตุลาคม 2552

สารบัญ

	หน้า
สารบัญ	(1)
สารบัญตาราง	(2)
สารบัญภาพ	(5)
คำนำ	1
วัตถุประสงค์	5
การตรวจเอกสาร	7
อุปกรณ์และวิธีการ	65
อุปกรณ์	65
วิธีการ	65
ผลและวิจารณ์	66
ผล	66
วิจารณ์	110
สรุปและข้อเสนอแนะ	111
สรุป	111
ข้อเสนอแนะ	113
เอกสารและสิ่งอ้างอิง	114
ภาคผนวก	116
ภาคผนวก ก การประมาณผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศรายไตรมาส เป็นรายเดือน	117
ภาคผนวก ข ข้อมูลสถิติที่ใช้ในการศึกษา	121
ภาคผนวก ค โปรแกรมในการประมวลผล	129
ประวัติการศึกษาและการทำงาน	135

สารบัญตาราง

ตารางที่		หน้า
1	แสดงน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตด้วยวิธีปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลครั้งเดียว	14
2	แสดงค่า r_k ที่สัมพันธ์กับอนุกรมเวลาลักษณะต่างๆ	21
3	ค่า μ_Y , σ_Y^2 , ρ_k และ ρ_{kk} ของตัวแบบ ARMA(p,q)	26
4	แสดงลักษณะของ ρ_k และ ρ_{kk} ของตัวแบบ ARIMA(p,d,q)	33
5	รูปแบบฟังก์ชันทรานสเฟอร์และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมที่สัมพันธ์กัน	44
6	แสดงข้อมูลสถิติที่ใช้ในการคำนวณดัชนีราคาผู้บริโภคของกรุงเทพมหานคร ในหมวดย่อยข้าว แป้งและผลิตภัณฑ์จากแป้ง เดือนมกราคมและกุมภาพันธ์ 2552	68
7	แสดงสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาผู้บริโภค อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ มูลค่าสินค้านำเข้า ราคาน้ำมันเบนซิน อัตราการว่างงาน และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDP)	80
8	แสดงค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปด้วยวิธีของโฮลต์	81
9	แสดงการประมาณค่าพารามิเตอร์จากตัวแบบARIMA(0,1,1) ของดัชนีราคาผู้บริโภค	83
10	แสดงค่าสถิติของ Box-Pierce จากตัวแบบARIMA(0,1,1) ของดัชนีราคาผู้บริโภค	84
11	แสดงค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคด้วยวิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์	85
12	แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ $\alpha_t = (1 - \phi_1 B + \phi_2 B^2) Z_t^x - \mu$	87
13	แสดงค่าสถิติของ Box-Pierce จากตัวแบบ $\alpha_t = (1 - 0.3088B + 0.2379B^2) Z_t^x - 0.0078$	88
14	แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของทรานสเฟอร์ฟังก์ชันที่ $r = 0$ $b = 0$ และ $s = 0$	89

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่		หน้า
15	แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน	91
16	แสดงค่าสถิติของBox-Pierce ที่ได้จากตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน	
	$Z_t = 0.0014 + 0.0545Z_t^x + (1 - 0.3048B)^{-1}e_t$	92
17	แสดงการทดสอบสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างค่าความคลาดเคลื่อนกับอนุกรม α_t	93
18	แสดงค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคด้วยวิธีทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน	93
19	แสดงค่า AIC(p) ของตัวแบบVAR	95
20	แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบVAR(2) ที่เหมาะสมที่สุดในแต่ละการรวมกันที่เป็นไปได้ของจำนวนตัวแปร	96
21	ค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ $\Delta Z_t = \delta + \sum_{i=1}^2 \Phi_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$ ที่ผ่านการทดสอบเมื่อ $Z_t = [\text{CPI LNOil LNUNP}]'$	100
22	แสดงค่าสถิติของ Box-Pierce ที่ได้จากตัวแบบ VAR(2)	102
23	แสดงค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคด้วยวิธีของตัวแบบ VAR(2)	102
24	แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์และการทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบการพยากรณ์รวม	104
25	ค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคด้วยการพยากรณ์รวม	105
26	ค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ในช่วงตัวอย่างจากวิธีการพยากรณ์ของดัชนีราคาผู้บริโภค	106
27	แสดงการตรวจสอบค่าพยากรณ์ของตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันในเดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคมของปี 2551	107
28	ค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์นอกช่วงตัวอย่างจากวิธีการพยากรณ์ของดัชนีราคาผู้บริโภค	108
29	แสดงการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 5 วิธี	112

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่		หน้า
ก1	ผลการคำนวณGDPรายเดือนโดยประมาณของประเทศไทยตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2550	120
ข1	ข้อมูลดัชนีราคาผู้บริโภค ปีฐาน2550 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2550	122
ข2	ข้อมูลอัตราการว่างงาน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2550	123
ข3	ข้อมูลมูลค่าสินค้านำเข้า ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2550	124
ข4	ข้อมูลปริมาณเงินตามความหมายกว้าง ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2550	125
ข5	ข้อมูลรายจ่ายของภาครัฐบาล ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2550	126
ข6	ข้อมูลระดับราคาน้ำมันเบนซิน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2550	127
ข7	ข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ตั้งแต่ไตรมาสที่1 พ.ศ. 2541 ถึงไตรมาสที่4 พ.ศ. 2550	128

สารบัญภาพ

ภาพที่		หน้า
1	แสดงลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ White noise	27
2	แสดงลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ AR(1)	27
3	แสดงลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ AR(2)	28
4	แสดงลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ MA(1)	29
5	แสดงลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ MA(2)	30
6	แสดงลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ ARMA(1,1)	31
7	แสดงการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาอัตราการเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศไทย ระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึง ธันวาคม 2550	72
8	แสดงการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าสินค้านำเข้าของประเทศไทยระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึง ธันวาคม 2550	73
9	แสดงการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึง ธันวาคม 2550	74
10	แสดงการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาระดับราคาน้ำมันเบนซิน ระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึง ธันวาคม 2550	76
11	แสดงการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาอัตราการว่างงานของประเทศไทย ระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึง ธันวาคม 2550	77
12	แสดงการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึง ธันวาคม 2550	78
13	คอเรลโรแกรมแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลดัชนีราคาผู้บริโภค หลังจากการแปลงอนุกรมเวลาให้เป็นสเตชันนารีแล้ว	82
14	แสดงกราฟ Normal Probability plot ของค่าความคลาดเคลื่อนที่พยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์	84
15	แสดงความสัมพันธ์ระหว่างค่าความคลาดเคลื่อนกับดัชนีราคาผู้บริโภคที่พยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์	85

สารบัญภาพ (ต่อ)

ภาพที่		หน้า
16	แสดงคอลเรลโรแกรมของACFและPACF ของค่าลอการิทึมของอนุกรมเวลา ระดับราคาน้ำมันเบนซินของประเทศไทย หลังจากกำจัดอิทธิพลของแนวโน้ม	86
17	แสดงคอลเรลโรแกรมACF ของค่าความคลาดเคลื่อนจากตัว แบบ $\alpha_t = (1 - 0.3088B + 0.2379B^2)Z_t^x - 0.0078$	88
18	แสดงค่าประมาณของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างอนุกรม α_t และ β_t	89
19	แสดงคอลเรลโรแกรมACFและPACF ของค่าความคลาดเคลื่อนจากตัวแบบ $\hat{\alpha}_t = Z_t - 0.00141 - 0.05673Z_t^x$	90
20	แสดงคอลเรลโรแกรมACF ของค่าความคลาดเคลื่อนจากตัวแบบทรานสเฟอร์ ฟังก์ชัน $Z_t = 0.0014 + 0.0545Z_t^x + (1 - 0.3048B)^{-1}e_t$	92
21	แสดงฟังก์ชันเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของตัวอย่างของตัวแบบ VAR	94
22	แสดงฟังก์ชันเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของตัวอย่างของตัวแบบ VAR	94
23	แสดงการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ VAR(2)	101

การพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย

Forecasting of Thailand Inflation

คำนำ

ประเทศไทยเป็นประเทศที่มีระบบเศรษฐกิจแบบเปิด (Open Economy) นั่นคือจะมีความสัมพันธ์ทางเศรษฐกิจกับต่างประเทศในสภาพของโลกที่ไร้พรมแดน ทำให้การค้า การลงทุน การเงิน การถ่ายเทเทคโนโลยี ตลอดจนการให้ความร่วมมือช่วยเหลือกันในด้านต่างๆ มีการเชื่อมโยงกันทั่วโลก ซึ่งส่งผลทำให้เศรษฐกิจไทยมีอัตราการขยายตัวเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องและมีเสถียรภาพ แต่สิ่งที่เป็นประเด็นสำคัญที่จะก่อให้เกิดปัญหาต่อระบบเศรษฐกิจของประเทศ ณ ปัจจุบัน ก็คือ การเกิดภาวะเงินเฟ้อ ซึ่งถือได้ว่าเป็นปัจจัยสำคัญอย่างหนึ่งที่มีผลต่อการขยายตัวทางเศรษฐกิจของประเทศไทย เนื่องจากภาวะเงินเฟ้อที่เกิดขึ้นอย่างต่อเนื่องและเป็นเวลานานอาจเป็นอุปสรรคในการดำรงรักษาเสถียรภาพและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

รัตนา (2541) ภาวะเงินเฟ้อ หรือเรียกว่า “inflation” เป็นภาวะทางเศรษฐกิจที่ค่าของเงินมีแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่อง (decreasing value) เนื่องจากระดับราคาสินค้าและบริการโดยทั่วไปสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง (increasing price) โดยที่รายได้และการจ้างงานไม่มีการเปลี่ยนแปลงทำให้อำนาจการซื้อของประชาชนโดยรวมของผู้มีรายได้ประจำมีค่าน้อยลง เนื่องจากสินค้าภายในประเทศจะมีราคาเพิ่มสูงขึ้นกว่าปกติ การนำเข้าสินค้าต่างประเทศเพิ่มขึ้นขณะที่การส่งออกลดลง ส่งผลให้ประเทศขาดดุลการค้ามากขึ้น นอกจากนี้ยังอาจส่งผลต่อการขยายตัวทางเศรษฐกิจของประเทศ ซึ่งสามารถแบ่งออกเป็นกลุ่มๆ ได้ดังนี้

1. กลุ่มผู้ส่งออก หากภาวะเงินเฟ้อในประเทศสูงกว่าประเทศคู่ค้าหรือประเทศคู่แข่งทางการค้าจะทำให้ความสามารถในการแข่งขันของภาคการส่งออกลดลง เพราะค่าจ้างแรงงานและต้นทุนการผลิตในประเทศจะเพิ่มขึ้นตามภาวะเงินเฟ้อที่สูงและถ้าสินค้าส่งออกของประเทศนั้นแข่งขันกับประเทศอื่นไม่ได้ก็จะเป็นผลเสียต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ การจ้างงานและการผลิต

2. กลุ่มประชาชนและผู้บริโภค ราคาสินค้าและบริการที่เพิ่มสูงขึ้นจากภาวะเงินเฟ้อทำให้กำลังซื้อของผู้บริโภคลดลง หรือจำนวนเงินเท่าเดิมแต่ซื้อของได้น้อยลง

3. กลุ่มผู้ออม ภาวะเงินเฟ้อที่อยู่ในระดับสูงทำให้เงินที่ออมไว้เพื่อใช้ในอนาคตมีความสามารถในการจับจ่ายน้อยลงและยังทำให้รายได้จากดอกเบี้ยเงินฝากมีค่าลดลงด้วย

4. กลุ่มภาคธุรกิจ ภาวะเงินฝากสูงอย่างต่อเนื่องจะทำให้สาธารณชนและภาคธุรกิจมีความไม่แน่นอนในการวางแผนธุรกิจเนื่องจากไม่แน่ใจว่าต้นทุนการผลิตในอนาคตจะเพิ่มสูงขึ้นอย่างไร นอกจากนี้อาจมีผลต่อเนื่องถึงค่าจ้างแรงงานที่อาจต้องปรับสูงขึ้น ทำให้เกิดการคาดการณ์ว่าราคาสินค้าจะแพงอย่างต่อเนื่องขึ้นในอนาคต สิ่งเหล่านี้ล้วนแต่สร้างความไม่แน่นอนให้แก่ภาคธุรกิจซึ่งไม่เป็นผลดีต่อระบบเศรษฐกิจ

5. ระบบเศรษฐกิจโดยรวม ภาวะเงินเฟ้อที่อยู่ในระดับสูงทำให้การกระจายรายได้ของคนในประเทศมีความไม่เท่าเทียมกันมากขึ้น ผู้ที่มีทรัพย์สินคงทน เช่น ที่ดิน หรือทองคำ จะไม่สูญเสียมูลค่าที่แท้จริงของทรัพย์สินไปกับภาวะเงินเฟ้อ ในขณะที่ผู้มีทรัพย์สินในรูปของเงินสดหรือเงินฝากตลอดจนผู้มีรายได้ประจำที่เป็นตัวเงินคงที่ จะสูญเสียมูลค่าที่แท้จริงของรายได้และทรัพย์สินดังกล่าวไปกับเงินเฟ้อ

เสรี (2549) สาเหตุของภาวะเงินเฟ้อ ในทางทฤษฎีเมื่อนักเศรษฐศาสตร์ กล่าวถึง “ภาวะ” เงินเฟ้อก็มักจะหมายถึงช่วงเวลาที่ยาวนาน เช่น 1 ปี หรือ 6 เดือน จึงมักจะกล่าวว่าสาเหตุสำคัญก็คือ เศรษฐกิจรวมมีปริมาณเงินมากกว่าปริมาณสินค้าและบริการในช่วงเวลาเดียวกันนั้น เมื่อเงินหมุนเวียนในระบบมีมากกว่าปริมาณสินค้าและบริการก็จะกดดันให้ระดับราคาโดยทั่วไปสูงขึ้นอย่างต่อเนื่องในช่วงเวลาดังกล่าวเพราะปริมาณสินค้าและบริการไม่สามารถขยายตัวได้เร็วเท่ากับการขยายตัวของปริมาณเงินที่ถือโดยสาธารณชน ดังนั้นในทางเศรษฐศาสตร์การแก้ไขภาวะเงินเฟ้อจึงเป็นเรื่องของการใช้มาตรการทางการเงินและการคลังที่เหมาะสม ซึ่งสาเหตุการเกิดเงินเฟ้อสามารถแบ่งได้ 2 สาเหตุหลักๆได้แก่

1. เกิดจากต้นทุนในการผลิตสินค้าสูงขึ้น หรือที่เรียกว่า “Cost-push inflation” ซึ่งต้นทุนที่ใช้ในการผลิตสินค้าอาจจะสูงขึ้นได้จากทั้งส่วนผสมหรือวัตถุดิบที่ใช้ในการผลิตสินค้า ค่าจ้างแรงงาน รวมทั้งค่าขนส่งสินค้ามีราคาแพงขึ้น เช่น กรณีของราคาน้ำมันที่แพงขึ้นก็เป็นตัวอย่างได้ หรือการที่มีการปรับขึ้นค่าจ้างแรงงานหรือเกิดน้ำท่วม ภัยแล้ง ทำให้ผลผลิตเกษตรเสียหาย ราคาสินค้าเกษตรก็แพงขึ้น เป็นต้น หรือแม้แต่ในกรณีที่ค่าเงินบาทอ่อนลงจาก 35 บาท เป็น 40 บาทต่อ 1 ดอลลาร์ ซึ่งหมายถึงว่าเราต้องใช้จ่ายเงินบาทจำนวนที่มากขึ้นเพื่อไปซื้อวัตถุดิบจากต่างประเทศมาผลิตหรือแม้แต่การที่รัฐบาลเก็บภาษีเพิ่มขึ้น เช่น การเก็บภาษีบุหรี่เพิ่มขึ้นในช่วงที่ผ่านมาหรืออาจ

เกิดจากผู้ผลิตต้องการกำไรที่สูงขึ้นจึงขึ้นราคาสินค้า ซึ่งไม่ว่าจะเกิดจากสาเหตุใดก็ตามก็จะมี ส่วนทำให้ราคาสินค้าแพงขึ้นได้ ซึ่งสาเหตุเหล่านี้อาจจะเกิดขึ้นเพียงอย่างเดียวหนึ่งก็ได้หรือ อาจจะเกิดขึ้นพร้อมๆ กันก็ได้ ซึ่งหากเกิดขึ้นพร้อมๆ กัน และทำให้ราคาสินค้าและบริการหลายๆ ชนิดแพงขึ้นพร้อมๆ กันความรุนแรงของภาวะเงินเฟ้อก็มากขึ้นด้วย

2. เกิดจากความต้องการสินค้าและบริการที่เพิ่มขึ้น หรือที่เรียกว่า “Demand-pull inflation” ในช่วงปกติผู้ผลิตสินค้าส่วนใหญ่ก็ย่อมจะวางแผนการผลิตสินค้าโดยดูว่ามีลูกค้าต้องการซื้อสินค้าเท่าไรในแต่ละช่วงเวลา ดังนั้นปริมาณสินค้าที่มีในตลาดก็น่าจะอยู่ใกล้เคียงกับความต้องการซื้อสินค้า แต่หากความต้องการสินค้าและบริการสูงขึ้นอย่างรวดเร็วขณะที่สินค้าและบริการที่เป็นที่ ต้องการมีอยู่ในตลาดมีไม่พอก็ย่อมทำให้ราคาสินค้าและบริการแพงขึ้นได้

โดยปกติแล้ว หากระดับราคาของสินค้าและบริการค่อยๆ เพิ่มขึ้นอย่างช้าๆ จะเรียกภาวะเงินเฟ้อนี้ว่า “ภาวะเงินเฟ้ออย่างอ่อน (Mild inflation)” เงินเฟ้อประเภทนี้จะเป็นสิ่งที่ดีที่จะกระตุ้นเศรษฐกิจได้เพราะจะช่วยสร้างแรงจูงใจให้ผู้ผลิตมีการลงทุน ขยายการผลิตและมีการจ้างงาน ซึ่งทำให้เศรษฐกิจของประเทศขยายตัวได้ดีไม่มีผลเสียต่อเศรษฐกิจ แต่หากเงินเฟ้อสูงขึ้นมากๆ และสูงขึ้นเรื่อยๆ จนยากที่จะคาดเดาได้ว่าเงินเฟ้อจะเป็นเท่าไร เรียกเงินเฟ้อประเภทนี้ว่า “ภาวะเงินเฟ้ออย่างรุนแรง (Hyper inflation)” จะมีผลเสียต่อระบบเศรษฐกิจเพราะจะทำให้ผู้ผลิตไม่สามารถวางแผนการผลิตและลงทุนได้เพราะไม่รู้ว่าจะตัดสินใจที่จะซื้อเข้ามาราคาจะเป็นเท่าไร จะตั้งราคาสินค้าเท่าไรเพื่อให้ง่ายมีกำไร ขณะที่ประชาชนซึ่งเป็นผู้บริโภคเองก็ไม่แน่ใจว่าราคาสินค้าจะแพงขึ้นอีกหรือไม่ เงินจำนวนเท่าเดิมที่มีอยู่ในกระเป๋าก็ค่อยๆ ทยอยค่าลงไปเพราะค่าของแพงขึ้น ทำให้ซื้อของได้น้อยลง ธุรกิจก็ขายของได้น้อยลง ซึ่งที่สุดแล้วจะทำให้เศรษฐกิจของประเทศแย่ลงได้

ในปัจจุบันนี้ เมื่อพิจารณาอัตราเงินเฟ้อของประเทศไทยจะพบว่าแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่องนับจากไตรมาสที่สามของปี 2551 โดยที่อัตราเงินเฟ้อสูงสุดของรายเดือนอยู่ที่ร้อยละ 9.2 ในเดือนกรกฎาคมและลดลงเป็น 6.4 และ 6.0 ในเดือนสิงหาคมและกันยายน ตามลำดับ และในเดือนตุลาคมอัตราเงินเฟ้อลดลงเป็นร้อยละ 3.9 ทำให้ไตรมาสสุดท้ายของปี 2551 มีอัตราเงินเฟ้อเท่ากับร้อยละ 2.3 ซึ่งมีผลมาจากค่าครองชีพของประชาชนลดลง อาทิเช่น ราคาน้ำมันที่ปรับตัวลดลงและมาตรการของรัฐบาลที่ออกช่วยเหลือประชาชนในหมวดของไฟฟ้า น้ำประปาและพาหนะ นอกจากนี้ยังมีปัญหาของเศรษฐกิจโลกและในปี 2552 มีการคาดการณ์ว่าเศรษฐกิจไทยมีแนวโน้มชะลอตัวลงทำให้อัตราเงินเฟ้อโดยเฉลี่ยน่าจะอยู่ที่ประมาณร้อยละ 2.5 – 3.5 ซึ่งจะต้องติดตามกันอย่างใกล้ชิดต่อไป (สายนโยบายการเงิน, 2551)

ดังนั้น การพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อที่กำลังจะเกิดขึ้นในอนาคตเป็นประเด็นสำคัญที่
เอื้ออำนวยต่อการดำเนินมาตรการแก้ไขทางการเงินในทิศทางที่ถูกต้อง เพื่อรักษาระดับอัตราเงิน
เฟ้อให้อยู่ในเกณฑ์ที่เหมาะสมซึ่งเป็นเป้าหมายที่สำคัญประการหนึ่งของการดำเนินนโยบายในการ
รักษาเสถียรภาพทางการเงิน เพื่อสร้างความเชื่อมั่นให้แก่นักลงทุนอันจะส่งผลต่อการเจริญเติบโต
ในระบบเศรษฐกิจของประเทศไทย



วัตถุประสงค์

1. ศึกษาหลักการคำนวณอัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย
2. ศึกษาการเคลื่อนไหวของปัจจัยต่างๆ ที่มีผลกระทบต่อระดับอัตราเงินเฟ้อของประเทศไทยระหว่างปี พ.ศ. 2541 ถึงปี พ.ศ. 2550
3. เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภค
4. สร้างตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย
5. พยากรณ์ค่าอัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย

ขอบเขตการวิจัย

ในการศึกษาครั้งนี้ ใช้ข้อมูลทุติยภูมิ (secondary data) ประกอบด้วย ข้อมูลดัชนีราคาผู้บริโภค (Consumer price index) โดยใช้ปี 2550 เป็นปีฐาน (base year) คือ ปีที่กำหนดให้ดัชนีมีค่าเท่ากับ 100 มูลค่าสินค้านำเข้า อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ อัตราการว่างงานและระดับราคาน้ำมันเบนซิน ข้อมูลเหล่านี้เป็นข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2550 และข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเป็นข้อมูลรายไตรมาสตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 พ.ศ. 2541 ถึงไตรมาสที่ 4 พ.ศ. 2550 ดังนั้นจะต้องทำการแปลงข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศรายไตรมาสให้เป็นรายเดือนโดยใช้หลักการถ่วงน้ำหนัก (Chow and Lin, 1971) (ภาคผนวก ก) ก่อนที่จะนำข้อมูลไปวิเคราะห์

ข้อมูลดัชนีราคาผู้บริโภคได้ข้อมูลจากสำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ มูลค่าสินค้านำเข้าและระดับราคาน้ำมันเบนซินได้ข้อมูลจากธนาคารแห่งประเทศไทย ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศได้ข้อมูลจากสำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ และอัตราการว่างงานได้ข้อมูลจากสำนักงานสถิติแห่งชาติ

การคำนวณอัตราเงินเฟ้อ จะใช้การเปรียบเทียบดัชนีราคาผู้บริโภคของเดือนเดียวกันของปีก่อนหน้า

วิธีการที่ใช้ในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อของประเทศไทยได้ศึกษา 5 วิธีการพยากรณ์ ซึ่งมีดังต่อไปนี้

1. วิธีการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล (Exponential Smoothing)
2. วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (The Box - Jenkins Methodology)
3. ตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน (Transfer Function Model)
4. ตัวแบบเวกเตอร์ออโตรีเกรสซีฟ (Vector Autoregressive Models ; VAR)
5. การพยากรณ์โดยวิธีการหาค่าพยากรณ์รวม (Combined Forecasting)

ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

1. ทราบถึงหลักการคำนวณอัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย
2. ทราบถึงการเปลี่ยนแปลงของภาวะเงินเฟ้อซึ่งจะเป็นประโยชน์สำหรับการกำหนดนโยบายด้านการเงิน การลงทุนของธุรกิจและการบริหารประเทศได้อย่างเหมาะสม
3. เพื่อเป็นแนวทางในการดำเนินการควบคุมเงินเฟ้อที่อาจจะเกิดขึ้นในอนาคต
4. ในงานวิจัยครั้งนี้ การศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 5 วิธีดังกล่าว ทำให้เข้าใจและทราบถึงหลักการวิธีการพยากรณ์แต่ละวิธี และได้รับความรู้เพิ่มขึ้นจากวิธีการพยากรณ์อื่นๆ ที่ได้เคยศึกษามา เช่น ตัวแบบ VAR และวิธีการพยากรณ์รวม

การตรวจเอกสาร

การตรวจเอกสารจะแยกออกเป็น 2 ส่วน ส่วนแรกจะกล่าวถึงวิธีการที่ใช้ในการวิจัยและ ส่วนหลังจะกล่าวถึงผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง ดังรายละเอียดต่อไปนี้

วิธีการ

การคำนวณอัตราเงินเฟ้อ

เสรี (2549) อัตราเงินเฟ้อ (Inflation Rate) หมายถึง อัตราการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภคในระหว่างช่วงเวลาหนึ่ง ซึ่งเปรียบเทียบกับเดือนเดียวกันของปีก่อน

ดัชนีราคาผู้บริโภค (Consumer Price Index : CPI) เป็นตัวชี้วัดการเปลี่ยนแปลงราคาสินค้าและบริการโดยเฉลี่ยที่ผู้บริโภคใช้จ่ายไปในการบริโภคกลุ่มสินค้าและบริการที่กำหนดในแต่ละเดือน

ประโยชน์ (2552) กลุ่มสินค้าและบริการที่กำหนดนี้ มีคำเฉพาะที่เรียกว่า ตะกร้าสินค้า (Market Basket) คือ กลุ่มสินค้าและบริการที่กลุ่มผู้บริโภคเป้าหมายส่วนใหญ่ซื้อเข้ามาบริโภคเป็นประจำ การจัดตะกร้าสินค้านั้นใช้ข้อมูลจากการสำรวจค่าใช้จ่ายการบริโภคของผู้บริโภค

ในการวัดการเปลี่ยนแปลงราคาดังนั้น จะเปรียบเทียบราคาสินค้าในแต่ละเดือนเทียบกับราคาสินค้าเดียวกันในช่วงเวลาตั้งต้น ซึ่งมีคำเฉพาะเรียกว่า ปีฐาน (Base Year) ในทางปฏิบัติ ปีฐานหมายถึงปีที่กำหนดให้ตัวเลขดัชนีมีค่าเท่ากับ 100

ในการทำดัชนีราคาผู้บริโภคจะคำนวณการเปลี่ยนแปลงราคาสินค้าทุกรายการในตะกร้าสินค้าโดยใช้ค่าเฉลี่ยแบบถ่วงน้ำหนัก (Weight Average) ค่าน้ำหนัก (Weight) ที่นำมาใช้ในการจัดทำดัชนีราคา คือ ค่าใช้จ่ายโดยเฉลี่ยที่ครัวเรือนใช้จ่ายในสินค้าหรือบริการนั้นๆ ในแต่ละเดือน ดังนั้นสินค้าแต่ละรายการในตะกร้าสินค้าจะมีน้ำหนักที่แตกต่างกัน สินค้าที่ผู้บริโภคใช้จ่ายในการบริโภคมากจะมีน้ำหนักมาก ส่วนสินค้าที่ผู้บริโภคใช้จ่ายในการบริโภคน้อยก็จะมีน้ำหนักน้อย ขั้นตอนการจัดทำดัชนีราคาผู้บริโภค แบ่งออกเป็น 8 ขั้นตอน ดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 กำหนดวัตถุประสงค์และลักษณะครวเรือนดัชนีราคา การกำหนดวัตถุประสงค์เพื่อระบุให้ชัดเจนว่าดัชนีที่ทำมีวัตถุประสงค์เพื่อวัดค่าครองชีพของครัวเรือนผู้บริโภคกลุ่มไหน ครวเรือนนั้นมีที่ตั้งอยู่ที่ไหน มีจำนวนสมาชิกในครัวเรือนเท่าใด มีรายได้เท่าไร หรือมีอาชีพหลักทำอะไร ครวเรือนที่กำหนดขึ้นจะเรียกว่า ครวเรือนดัชนี

ขั้นตอนที่ 2 การจัดทำค่าใช้จ่ายของครัวเรือนดัชนี การสำรวจค่าใช้จ่ายของครัวเรือนดัชนีที่กำหนดไว้ เพื่อต้องการทราบว่าครวเรือนที่สนใจมีรูปแบบในการใช้จ่ายในการบริโภคสินค้าและบริการต่างๆเป็นอย่างไร มีรายการสินค้าและบริการอะไรบ้าง และใช้จ่ายเป็นจำนวนเท่าไร เพื่อนำข้อมูลนี้ไปใช้จัดทำโครงสร้างดัชนีราคาผู้บริโภค และน้ำหนักที่จะทำให้ความสำคัญมากน้อยแก่สินค้าและบริการที่ครัวเรือนใช้ไป

การสำรวจค่าใช้จ่ายของครัวเรือนในประเทศไทย จะจัดโดยสำนักงานสถิติแห่งชาติทุกๆ 4-5 ปี และกระทรวงพาณิชย์จะนำผลการสำรวจมาใช้ในการจัดทำดัชนีราคาผู้บริโภค

ขั้นตอนที่ 3 การจัดโครงสร้างและน้ำหนัก (Weight) ของรายการสินค้า ดัชนีราคาผู้บริโภคคำนวณจากค่าเฉลี่ยของการเปลี่ยนแปลงราคาของรายการสินค้าต่างๆ ที่ครัวเรือนดัชนีใช้บริโภคในแต่ละเดือน แต่เนื่องจากรายการสินค้าแต่ละรายการมีความสำคัญไม่เท่ากันขึ้นกับค่าใช้จ่ายที่ครัวเรือนดัชนีโดยรวมใช้จ่ายในรายการนั้นๆ ค่าใช้จ่ายในการบริโภคของแต่ละรายการสินค้าที่ได้จากการสำรวจจะนำมาคำนวณเปรียบเทียบสัดส่วนกัน เพื่อหาน้ำหนักของแต่ละรายการสินค้า รายการสินค้าที่มีค่าใช้จ่ายมากจะมีน้ำหนักมาก รายการสินค้าที่มีค่าใช้จ่ายน้อยจะมีน้ำหนักน้อย ในทางปฏิบัติจะนำทุกรายการที่ได้จากการสำรวจค่าใช้จ่ายผู้บริโภคมาพิจารณาความสำคัญ โดยดูจากน้ำหนักของแต่ละรายการสินค้า

กรณีของประเทศไทย รายการสินค้าทั้งหมดสามารถนำมาจัดแบ่งเป็นหมวดใหญ่ๆ ได้ 7 หมวด ได้แก่

1. หมวดอาหารและเครื่องดื่ม
2. หมวดเครื่องนุ่งห่มและรองเท้า
3. หมวดเคหสถาน

4. หมวดพาหนะ การขนส่งและการสื่อสาร
5. หมวดการตรวจรักษาและบริการส่วนบุคคล
6. หมวดการบันเทิงการอ่านและการศึกษา
7. หมวดยาสูบและเครื่องดื่มมีแอลกอฮอล์

ซึ่งในแต่ละหมวดใหญ่ๆ เหล่านี้ ยังได้จำแนกออกเป็นหมวดย่อยๆ อีก โดยมีรายการสินค้าย่อยทั้งหมด 417 รายการ

ขั้นตอนที่ 4 การเชื่อมดัชนีราคาชุดเดิมกับชุดใหม่ เมื่อมีการปรับปรุงโครงสร้างและน้ำหนักดัชนีชุดใหม่ซึ่งแตกต่างจากโครงสร้างและน้ำหนักดัชนีชุดเดิม ดังนั้นจึงต้องเชื่อมดัชนีชุดใหม่กับชุดเก่าเข้าด้วยกัน ซึ่งมีขั้นตอนการเชื่อมดังนี้

1. กำหนดจุดเชื่อมดัชนีว่าเป็นเดือนอะไร จุดเชื่อมดัชนี คือเดือนที่คำนวณดัชนีชุดเก่าเป็นเดือนสุดท้าย
2. ปรับน้ำหนักดัชนีชุดใหม่จากปีฐานมาเป็นน้ำหนักเดือนที่เป็นจุดเชื่อมดัชนี เพื่อให้น้ำหนักดัชนีใหม่สะท้อนการเปลี่ยนแปลงราคาต่ำสุด
3. สวมน้ำหนักรายการสินค้าของดัชนีชุดใหม่ที่ปรับแล้ว แทนน้ำหนักดัชนีชุดเก่า ณ จุดที่เชื่อม
4. คำนวณดัชนีราคาฐานใหม่ ในเดือนที่ต่อจากจุดเชื่อมไป

ขั้นตอนที่ 5 การเลือกตัวอย่างและการกำหนดลักษณะจำเพาะของสินค้าและบริการ สินค้าที่จะเก็บราคาต้องเป็นสินค้าชนิด ขนาด ลักษณะและตราเดียวกัน เพื่อเป็นประโยชน์ในการเปรียบเทียบราคา ฉะนั้นจึงต้องมีการกำหนดลักษณะจำเพาะของสินค้าแต่ละรายการให้แน่นอน และชัดเจนก่อน และจัดเก็บราคาสินค้านั้นตลอดไปจนกว่าจะมีการเปลี่ยนแปลง การเลือกหรือการ

กำหนดลักษณะจำเพาะของสินค้าอาจจะกำหนดโดยการพิจารณาจากความนิยม หรือกำหนดโดยการสุ่มทางสถิติ ซึ่งจะไม่เกิดความเอนเอียงในการเลือกสินค้า

ขั้นตอนที่ 6 การเลือกพื้นที่และแหล่งจัดเก็บราคาสินค้า พื้นที่และแหล่งจัดเก็บราคาสินค้าที่ดี จะสะท้อนราคาสินค้าและบริการที่ครัวเรือนดัชนีใช้จ่ายในการซื้อสินค้าได้เป็นอย่างดี การเลือกพื้นที่จะเลือกจากจังหวัด โดยจะต้องเป็นจังหวัดที่มีความสำคัญทางเศรษฐกิจการค้าของประเทศหรือของภาคนั้น มีแหล่งค้าขายซึ่งประชาชนมาจับจ่ายใช้สอย ส่วนเกณฑ์การเลือกร้านค้าเพื่อจัดเก็บราคาจะเป็นร้านค้าประจำ มีสินค้าจำหน่ายจำนวนมากและหลายชนิด เป็นร้านค้าอยู่ในย่านชุมชนที่ผู้บริโภคส่วนใหญ่นิยมมาซื้อสินค้า และร้านค้านั้นต้องให้ความร่วมมืออย่างดีแก่เจ้าหน้าที่

ขั้นตอนที่ 7 การจัดเก็บราคา เจ้าหน้าที่จะมีแบบฟอร์มที่กำหนดรายการสินค้าและลักษณะจำเพาะ เพื่อให้เจ้าหน้าที่จดบันทึกข้อมูลราคา เจ้าหน้าที่ทุกคนจะได้รับการฝึกอบรมและมีการตรวจสอบจากเจ้าหน้าที่กำกับดูแลในเรื่องการจัดทำดัชนีราคาเป็นระยะๆ เพื่อให้แน่ใจว่าข้อมูลราคาที่นำมาทำดัชนีนั้นถูกต้อง และรวดเร็วทันเวลา

ขั้นตอนที่ 8 การคำนวณดัชนีราคาผู้บริโภค เป็นการเปรียบเทียบค่าใช้จ่ายในการซื้อสินค้าและบริการตามราคาสินค้าของเดือนปัจจุบันกับค่าใช้จ่ายในการซื้อสินค้าและบริการ ณ ปีฐาน

สูตรที่ใช้คำนวณดัชนีราคาผู้บริโภคของสำนักดัชนีเศรษฐกิจในปัจจุบันใช้สูตรของลาสแปร์ (Laspeyres Formula) ซึ่งได้ดัดแปลงเพื่อให้เหมาะสมสำหรับการคำนวณวัดความเคลื่อนไหวของราคาสินค้า เมื่อเปรียบเทียบกับระยะเวลาที่กำหนดและสามารถแก้ไขปัญหาเรื่องการเชื่อมต่อของราคา สูตรที่ใช้คำนวณจึงถูกเรียกว่า สูตรลาสแปร์แบบดัดแปลง (Modified Laspeyres Formula) แสดงดังนี้

$$I_t = \frac{\sum_{i=1}^n \left(W_{i,t-1} \times \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} \right)}{\sum_{i=1}^n W_{i,t-1}} \times I_{t-1}$$

โดยที่

I_t คือ ดัชนี ณ เวลาใดเวลาหนึ่ง (t) เปรียบเทียบกับดัชนี ณ เวลาในปีฐาน($t=0$)

I_{t-1} คือ ดัชนีในเดือนก่อนหน้า (t-1) เปรียบเทียบกับดัชนี ณ เวลาในปีฐาน

W_{t-1} คือ ใช้จ่ายที่ใช้ซื้อสินค้าแต่ละรายการในเดือนก่อน

n คือ จำนวนรายการสินค้าทั้งหมดสำหรับคำนวณดัชนี

P_t คือ ราคาเฉลี่ยของสินค้าแต่ละรายการที่ซื้อในเดือนปัจจุบัน

P_{t-1} คือ ราคาเฉลี่ยของสินค้าแต่ละรายการที่ซื้อในเดือนก่อนหน้า

ซึ่ง

$$W_t = \frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} \right)}{100} \times W_{t-1}$$

การคำนวณดัชนีราคาผู้บริโภคโดยใช้สูตรของลาสเปร์ เนื่องจากในทางปฏิบัติแล้ววิธีการของลาสเปร์นั้นจะเสียค่าใช้จ่ายในการสำรวจไม่มาก สะดวกต่อการจัดเก็บข้อมูลและสามารถเผยแพร่ได้รวดเร็ว โดยมีการตัดแปลงเพื่อให้เหมาะสมกับการชี้วัดความเคลื่อนไหวของราคาสินค้า และสามารถปรับปรุงรายการสินค้าหรือลักษณะจำเพาะต่างๆตามความเหมาะสม

การคำนวณอัตราเงินเฟ้อหรืออัตราการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภครายเดือน โดยเทียบกับช่วงเวลาเดียวกันของปีก่อนหน้า เพื่อที่จะบอกว่าการราคาสินค้าและบริการโดยทั่วไปแพงขึ้นหรือถูกลงเมื่อเปรียบเทียบกัน ซึ่งคำนวณได้จาก

$$\text{อัตราเงินเฟ้อ} = \frac{\text{CPI เดือนปัจจุบัน} - \text{CPI เดือนเดียวกันของปีที่ผ่านมา}}{\text{CPI เดือนเดียวกันของปีที่ผ่านมา}} \times 100$$

วิธีการพยากรณ์

สมเกียรติ (2546) กล่าวถึง การพยากรณ์ คือ การคาดคะเนหรือการทำนายลักษณะการเกิดของเหตุการณ์หรือสภาพการณ์ต่างๆในอนาคต โดยอาศัยข้อมูลที่เกี่ยวข้องอย่างมีระบบและจากความรู้ ความสามารถ ประสบการณ์และวิจารณญาณของผู้พยากรณ์ที่เกิดขึ้นในอดีตมาทำการศึกษาถึงแนวโน้มหรือรูปแบบของการเกิดเหตุการณ์ในอนาคต การพยากรณ์มีบทบาทสำคัญอย่างมากในการวางแผนและตัดสินใจเกี่ยวกับการดำเนินงานของบุคคลทุกอาชีพและองค์กรต่างๆ ทั้งนี้ เพราะว่าการวางแผนและการตัดสินใจต่างก็เกี่ยวข้องกับเหตุการณ์ในอนาคต ซึ่งโดยทั่วไป เหตุการณ์ในอนาคตเป็นสิ่งที่ควบคุมไม่ได้ เพราะฉะนั้นการพยากรณ์จึงมีความจำเป็นอย่างมากที่ผู้บริหารระดับต่างๆ จะนำมาใช้เป็นเครื่องมือในการวางแผนและตัดสินใจเพื่อให้ทราบว่าเกิดเหตุการณ์หรือสภาพการณ์ใดในอนาคตด้วยความเชื่อมั่นระดับหนึ่งที่จะทำให้การวางแผนและการตัดสินใจเป็นไปในทิศทางที่ถูกต้อง

ทรงศิริ (2549) ได้กล่าวถึงอนุกรมเวลา คือ กลุ่มของค่าสังเกตที่เกี่ยวข้องตามเวลาอย่างต่อเนื่อง ช่วงเวลาที่เก็บข้อมูลอาจจะห่างเท่ากันหรือไม่เท่ากันก็ได้ ดังนั้นการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจึงเป็นการศึกษาแผนแบบการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาและสร้างตัวแบบอนุกรมเวลาแทนลักษณะการเคลื่อนไหว เพื่อพยากรณ์ค่าในอนาคตจากรูปแบบอนุกรมเวลาที่สร้างขึ้นภายใต้ข้อสมมติว่าแผนแบบการเคลื่อนไหวในอนาคตไม่ต่างจากแผนแบบการเคลื่อนไหวในอดีต

วิธีการทางสถิติที่ใช้ในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อ ในงานวิจัยนี้ได้แก่

1. วิธีการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล (Exponential Smoothing)

วิธีการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล เป็นวิธีการใช้ค่าสังเกตในอดีตในการสร้างสมการพยากรณ์โดยน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าแตกต่างกัน การใช้วิธีการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลมีอยู่หลายวิธีการซึ่งแต่ละวิธีการจะนำไปใช้กับลักษณะของข้อมูลอนุกรมเวลาที่แตกต่างกัน ซึ่งสรุปรายละเอียดดังนี้

1.1. วิธีการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลครั้งเดียว (Simple Exponential Smoothing) เป็นวิธีการพยากรณ์สำหรับข้อมูลอนุกรมเวลาที่ไม่มีการเคลื่อนไหวของแนวโน้มและความผันแปรของฤดูกาล โดยมีการสร้างสมการพยากรณ์จากค่าสังเกตทั้งหมดของอนุกรมเวลา

หลักการปรับให้เรียบของวิธีนี้ คือ น้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าไม่เท่ากัน นั่นคือจะให้ น้ำหนักกับค่าสังเกตล่าสุด (Y_t) มากที่สุดและลดหลั่นกันไปในลักษณะแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล สำหรับค่าสังเกตที่อยู่ห่างออกไป (Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) ตามลำดับ น้ำหนักที่ให้อาจจะขึ้นอยู่กับค่าถ่วง น้ำหนัก (α) ซึ่งมีผลรวมทั้งหมดเท่ากับ 1

สมการพยากรณ์หนึ่งช่วงเวลาล่วงหน้า ณ เวลา t เมื่อใช้ค่าสังเกตทั้งหมดจนถึงเวลา t เป็น

$$\hat{Y}_{t+1} = \alpha Y_t + \alpha(1-\alpha)Y_{t-1} + \alpha(1-\alpha)^2 Y_{t-2} + \dots \quad ; 0 < \alpha < 1$$

วิธีการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลครั้งเดียว มีสมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_{t+1} = \alpha Y_t + (1-\alpha)\hat{Y}_t \quad ; 0 < \alpha < 1$$

โดยที่

\hat{Y}_{t+1} คือ ค่าพยากรณ์หนึ่งช่วงเวลาล่วงหน้า ณ เวลา t

Y_t คือ ค่าสังเกต ณ เวลา t

\hat{Y}_t คือ ค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

α คือ ค่าคงที่ที่ทำให้เรียบสำหรับข้อมูล มีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

ถ้า α ที่มีค่ามากค่าน้ำหนักจะลดลงอย่างรวดเร็ว ส่วน α ที่มีค่าน้อยค่าน้ำหนักจะลดลงอย่างช้าๆ นั่นคือจะใช้ค่า α สูงเมื่อต้องการถ่วงน้ำหนักให้กับค่าล่าสุดมากกว่าค่าก่อนหน้า ดังแสดงในตารางที่ 1

ตารางที่ 1 แสดงน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตด้วยวิธีปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลครั้งเดียว

เวลา	น้ำหนัก	α				
		0.1	0.3	0.5	0.6	0.9
1	α	0.1	0.3	0.5	0.6	0.9
2	$\alpha(1-\alpha)$	0.09	0.21	0.25	0.24	0.09
3	$\alpha(1-\alpha)^2$	0.081	0.147	0.125	0.096	0.009
4	$\alpha(1-\alpha)^3$	0.0729	0.1029	0.0625	0.0384	0.0009
5	$\alpha(1-\alpha)^4$	0.06561	0.07203	0.03125	0.01536	0.00009
6	$\alpha(1-\alpha)^5$	0.059049	0.050421	0.015625	0.006144	0.000009
7	$\alpha(1-\alpha)^6$	0.0531441	0.0352947	0.0078125	0.0024576	0.0000009
8	$\alpha(1-\alpha)^7$	0.0478297	0.0247063	0.00390625	0.0009830	0.00000009
9	$\alpha(1-\alpha)^8$	0.0430467	0.0172944	0.00195312	0.0003932	0.000000009

ที่มา: ทรงศิริ (2549)

1.2. วิธีการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลเชิงเส้นตรงโดยวิธีของโฮลต์ (Holt's Method) วิธีการพยากรณ์นี้เหมาะสำหรับข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวของแนวโน้มเส้นตรงและไม่มีความผันแปรเนื่องจากฤดูกาล วิธีของโฮลต์ใช้ค่าปรับให้เรียบ 2 ค่า ได้แก่ α และ γ โดยที่เป็นค่าคงที่สำหรับปรับแนวโน้มและปรับความลาดชัน ตามลำดับ ซึ่งมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1 ดังนั้นสมการพยากรณ์ p ช่วงเวลาล่วงหน้าของโฮลต์ ณ เวลา t คือ

$$\hat{Y}_{t+p} = \hat{T}_t(t) + p\hat{\beta}_t(t)$$

โดยที่

\hat{Y}_{t+p} คือ ค่าพยากรณ์ p ช่วงเวลาล่วงหน้า ณ เวลา t

$\hat{T}_t(t)$ คือ ค่าปรับให้เรียบสำหรับค่าแนวโน้ม

$\hat{\beta}_t(t)$ คือ ค่าปรับให้เรียบสำหรับค่าความลาดชัน

p คือ ช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า

ซึ่ง

$$\hat{T}_t(t) = \alpha Y_t + (1-\alpha)(\hat{T}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

$$\hat{\beta}_t(t) = \gamma (\hat{T}_t - \hat{T}_{t-1}) + (1-\gamma) \hat{\beta}_{t-1}$$

โดย α คือ ค่าคงที่ปรับค่าให้เรียบสำหรับแนวโน้ม

และ γ คือ ค่าคงที่ปรับค่าให้เรียบสำหรับความลาดชัน

1.3. วิธีการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลของวินเตอร์ (Winters's Method)

วิธีการพยากรณ์นี้เหมาะสำหรับข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวของแนวโน้มเส้นตรงและมีความผันแปรของฤดูกาล วิธีการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลของวินเตอร์จะใช้ค่าปรับให้เรียบ 3 ค่า คือ α , γ และ δ สำหรับค่าแนวโน้ม ค่าความลาดชันของแนวโน้มเชิงเส้นและค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล ตามลำดับ ซึ่งมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1 วิธีการพยากรณ์นี้มี 2 รูปแบบ โดยแบ่งตามลักษณะอิทธิพลของฤดูกาล คืออนุกรมเวลาที่มีการแปรผันตามฤดูกาลแบบบวกและอนุกรมเวลาที่มีการแปรผันตามฤดูกาลแบบคูณ ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

1.3.1. ตัวแบบอนุกรมเวลาที่มีการแปรผันตามฤดูกาลแบบบวก (Additive Seasonality) คือ ลักษณะของการแปรผันตามฤดูกาลที่มีลักษณะความผันแปรคงที่เมื่ออนุกรมเวลา มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือแตกต่างจากเดิมไม่มากนัก ณ เวลาต่างๆ กัน โดยมีสมการพยากรณ์ p ช่วงเวลาล่วงหน้าของวินเตอร์ ณ เวลา t ดังนี้

$$\hat{Y}_{t+p} = \hat{T}_t + p\hat{\beta}_t + \hat{S}_{t+p-s}$$

ซึ่ง
$$\hat{T}_t = \alpha (Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)(\hat{T}_{t-1} - \hat{\beta}_{t-1})$$

$$\hat{\beta}_t = \gamma (\hat{T}_t - \hat{T}_{t-1}) + (1-\gamma) \hat{\beta}_{t-1}$$

$$\hat{S}_t = \delta (Y_t - \hat{T}_t) + (1-\delta) \hat{S}_{t-s}$$

โดยที่

\hat{Y}_{t+p} คือ ค่าพยากรณ์ p ช่วงเวลาล่วงหน้า ณ เวลา t

\hat{T}_t คือ ค่าปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม

α คือ ค่าคงที่ปรับค่าให้เรียบสำหรับแนวโน้ม

$\hat{\beta}_t$ คือ ค่าปรับให้เรียบสำหรับค่าความลาดชัน

γ คือ ค่าคงที่ปรับค่าให้เรียบสำหรับค่าความลาดชัน

\hat{S}_t คือ ค่าประมาณดัชนีฤดูกาล ณ เวลา t

δ คือ ค่าคงที่ปรับค่าให้เรียบสำหรับอิทธิพลของฤดูกาล

p คือ ช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า

s คือ ความยาวของฤดูกาล

1.3.2. ตัวแบบอนุกรมเวลาที่มีการแปรผันตามฤดูกาลแบบคูณ (Multiplicative Seasonality) คืออนุกรมเวลาที่มีการผันแปรตามฤดูกาลเป็นสัดส่วนกับความลาดชันของอนุกรมเวลา เช่น เมื่อความลาดชันของอนุกรมเวลาเพิ่มขึ้นการแปรผันตามฤดูกาลก็จะเพิ่มขึ้นด้วย ซึ่งมีสมการพยากรณ์ p ช่วงเวลาล่วงหน้าของวินเตอร์ ณ เวลา t ดังนี้

$$\hat{Y}_{t+p} = (\hat{T}_t + p\hat{\beta}_t) \hat{S}_{t+p-s}$$

ซึ่ง

$$\hat{T}_t = \alpha \frac{Y_t}{\hat{S}_{t-s}} + (1-\alpha)(\hat{T}_{t-1} - \hat{\beta}_{t-1})$$

$$\hat{\beta}_t = \gamma (\hat{T}_t - \hat{T}_{t-1}) + (1-\gamma) \hat{\beta}_{t-1}$$

$$\hat{S}_t = \delta \left(\frac{Y_t}{\hat{T}_t} \right) + (1-\delta) \hat{S}_{t-s}$$

สัญลักษณ์ตัวแปรต่างๆ ใช้การอธิบายทำนองเดียวกับตัวแบบอนุกรมเวลาที่มีการแปรผันตามฤดูกาลแบบบวก

ในงานวิจัยครั้งนี้วิธีการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลพิจารณาใช้วิธีการพยากรณ์ของไฮลด์ เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลาดัชนีราคาผู้บริโภคที่นำมาศึกษามีอิทธิพลของแนวโน้ม

2. วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (The Box - Jenkins Methodology)

ทรวงศิริ (2549) ได้อธิบายการพยากรณ์อนุกรมเวลาแบบบ็อกซ์-เจนกินส์ว่าเป็นวิธีการพยากรณ์ค่าในอนาคตที่พัฒนาโดยนักสถิติที่มีชื่อเสียงสองท่าน คือ George E.P.Box และ Gwilym M.Jenkins ในการพยากรณ์จะนำอนุกรมเวลาในอดีตมาพยากรณ์อนุกรมเวลาในอนาคต โดยจะมีการวิเคราะห์ถึงความเหมาะสมของตัวแบบก่อน ซึ่งในการวิเคราะห์เพื่อหาตัวแบบจะใช้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (autocorrelation) และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (partial autocorrelation) เมื่อได้ตัวแบบที่เหมาะสมแล้วจึงนำมาสร้างเป็นตัวแบบพยากรณ์ การวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาตามวิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์จะใช้กับข้อมูลอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี (stationary) ถ้าข้อมูลอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสเตชันนารี (non-stationary) เนื่องจากมีแนวโน้มหรือความผันแปรเนื่องจากฤดูกาลต้องแปลงอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสเตชันนารีให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่เป็นสเตชันนารีแล้วจึงกำหนดตัวแบบให้กับอนุกรมเวลาใหม่นั้น ดังนั้นการวิเคราะห์จะแบ่งลักษณะข้อมูลอนุกรมเวลาออกเป็น 2 ลักษณะ คือ

2.1 อนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี (Stationary Time Series) คืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและค่าความแปรปรวนคงที่สำหรับ ณ เวลาที่ t นั่นคือค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาบางส่วนใดๆ จะต้องไม่แตกต่างไปจากค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาอีกส่วนหนึ่งอย่างมีนัยสำคัญ และความแปรปรวนของอนุกรมเวลาบางส่วนใดๆ จะต้องไม่แตกต่างไปจากความแปรปรวนของอนุกรมเวลาอีกส่วนหนึ่งอย่างมีนัยสำคัญเช่นกัน ลักษณะของอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารีสามารถพิจารณาได้ 2 วิธี คือพิจารณาจากการพล็อตกราฟอนุกรมเวลาถ้าอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารีจะมีความผันแปร

รอบๆค่าเฉลี่ย และพิจารณาจากคอลเรลโรแกรมของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ ถ้าอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารีค่าคอลเรลโรแกรมของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์จะมีค่าลดลงค่อนข้างเร็วเมื่อ k มีค่ามากขึ้น

2.2 อนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสเตชันนารี (non-stationary time series) คืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่สำหรับแต่ละเวลา t ซึ่งลักษณะของอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสเตชันนารีสามารถพิจารณาได้ 2 วิธี คือพิจารณาจากการพล็อตกราฟอนุกรมเวลาและพิจารณาจากคอลเรลโรแกรมของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ ในการหาตัวแบบให้กับอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสเตชันนารีนั้นไม่สามารถกระทำได้เลยจะต้องทำให้อนุกรมเวลานั้นเป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารีก่อนสามารถทำได้โดยการแปลงอนุกรมเวลาซึ่งพิจารณาแยกเป็นสองกรณี คือ

กรณีที่อนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยไม่คงที่ เนื่องจากอนุกรมเวลามีอิทธิพลของแนวโน้ม ความผันแปรเนื่องจากฤดูกาล และมีอิทธิพลของแนวโน้มและความผันแปรเนื่องจากฤดูกาล ซึ่งสามารถทำการแปลงโดยมีรายละเอียดดังนี้

2.2.1. การหาผลต่าง (Regular differencing) ของอนุกรมเวลาสองตัวที่อยู่ติดกัน โดยใช้สัญลักษณ์ ∇ แทนผลต่าง ซึ่ง

$$\begin{aligned} Z_t &= \nabla^d Y_t \\ &= \nabla^{d-1} Y_t - \nabla^{d-1} Y_{t-1} \end{aligned}$$

โดยที่ Z_t คือ ค่าสังเกตใหม่ ณ เวลา t หลังจากกำจัดอิทธิพลของแนวโน้ม

Y_t คือ ค่าสังเกต ณ เวลา t

d คือ จำนวนครั้งของการหาผลต่าง

2.2.2. การหาผลต่างฤดูกาล (Seasonal differencing) ของอนุกรมเวลาที่มีความผันแปรเนื่องจากฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะแปลงอนุกรมเวลาเดิม (Y_t) ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่ไม่ฤดูกาล (Z_t) ซึ่ง

$$Z_t = \nabla_L^D Y_t$$

โดยที่ Z_t คือ ค่าสังเกตใหม่ ณ เวลา t หลังจากกำจัดอิทธิพลของฤดูกาล

D คือ จำนวนครั้งของการหาผลต่างฤดูกาล

L คือ จำนวนฤดูกาลต่อปี

จำนวนครั้งที่หาผลต่างฤดูกาลขึ้นอยู่กับว่าเมื่อหาผลต่างแล้วอนุกรมเวลาใหม่เป็น สเตชันนารีแล้วหรือไม่ ถ้าไม่เป็นก็ต้องหาผลต่างต่อไป

2.2.3. การหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล กรณีที่อนุกรมเวลามีทั้งอิทธิพลของแนวโน้มและฤดูกาล การแปลงให้อนุกรมเวลาเป็นสเตชันนารีนั้นทำได้โดยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลควบคู่กันไป โดยที่

$$Z_t = \nabla^d \nabla_L^D Y_t$$

ซึ่งจำนวนครั้งที่หาผลต่างและผลต่างฤดูกาลขึ้นอยู่กับว่าอนุกรมเวลาใหม่ที่สร้างขึ้นเป็นสเตชันนารีแล้วหรือไม่

กรณีที่อนุกรมเวลาที่มีความแปรปรวนไม่คงที่ หรืออนุกรมเวลาที่มีความผันแปรไม่คงที่ ซึ่งสามารถทำการแปลงโดยการหาลอการิทึม รากที่สองและรากที่สี่ของค่าสังเกตในอนุกรมเวลา โดยที่

$$Z_t = \log Y_t$$

$$Z_t = \sqrt{Y_t}$$

$$Z_t = \sqrt[4]{Y_t}$$

สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (Coefficient autocorrelation ; ρ_k)

เป็นค่าวัดสหสัมพันธ์ระหว่างค่าสังเกตในอนุกรมเวลาที่อยู่ห่างกัน k ช่วงเวลาหรือเป็นค่าวัดสหสัมพันธ์ระหว่าง Y_t และ Y_{t-k} โดยอธิบายได้ว่ามีสหสัมพันธ์ในทิศทางตามกันหรือตรงกันข้ามกันและสามารถบอกถึงขนาดของสหสัมพันธ์ ซึ่ง r_k เป็นค่าประมาณของ ρ_k โดยมีสูตรการคำนวณดังนี้

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2}$$

โดยที่

Y_t คือ ค่าสังเกต ณ เวลา t

\bar{Y} คือ ค่าเฉลี่ยของข้อมูลทั้งหมด ; $\bar{Y} = \frac{\sum_{t=1}^n Y_t}{n}$

k คือ จำนวนช่วงเวลาที่ข้อมูลอยู่ห่างกัน ; $k = 1, 2, 3, \dots$

n คือ จำนวนค่าสังเกตของอนุกรมเวลา

และ

$$V(r_k) = \begin{cases} \frac{1}{n} & ; k=1 \\ \frac{1}{n} (1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} r_j^2) & ; k=2, 3, \dots \end{cases}$$

คุณสมบัติของ r_k มีดังนี้

1. r_k มีค่าอยู่ระหว่าง -1 ถึง 1 เมื่อขนาดของ r_k ที่วัดด้วย $|r_k|$ มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ แสดงว่ามีความสัมพันธ์กันต่ำ ถ้า r_k มีค่าน้อยกว่าศูนย์ แสดงว่ามีความสัมพันธ์ในทิศทางที่ตรงกันข้าม และถ้า r_k มีค่ามากกว่าศูนย์ แสดงว่ามีความสัมพันธ์กันในทิศทางเดียวกัน

2. $r_k = r_k$ นั่นคือ การวัดความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t+k} หรือระหว่าง Y_t กับ Y_{t-k} ที่อยู่ห่างกัน k ค่าไม่แตกต่างกัน

ตารางที่ 2 แสดงค่า r_k ที่สัมพันธ์กับอนุกรมเวลาลักษณะต่างๆ

ลักษณะอนุกรมเวลา	ค่า r_k
1. ไม่มีแนวโน้มและความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระ	r_k มีค่าเท่ากับศูนย์สำหรับทุกค่าของ k
2. ไม่มีแนวโน้มและความคลาดเคลื่อนไม่เป็นอิสระ	r_k มีค่าสูงเมื่อ k มีค่าน้อยและเท่ากับศูนย์เมื่อ k มีค่ามาก
3. มีแนวโน้ม	r_k มีค่ามากและเป็นบวกเมื่อ k มีค่าน้อยและลดลงอย่างต่อเนื่องซ้ำๆ เมื่อ k มีค่าเพิ่มขึ้น
4. มีฤดูกาล	r_k มีค่ามากสำหรับ k ที่มีค่าเป็นผลคูณของ $L/2$ เมื่อ L เป็นจำนวนฤดูกาลต่อปี นั่นคือ สำหรับอนุกรมเวลารายเดือน r_k มีค่ามากเมื่อ $k = 6, 12, 18, \dots$ และสำหรับอนุกรมรายไตรมาส r_k มีค่ามากเมื่อ $k = 2, 4, 6, \dots$
5. มีแนวโน้มและฤดูกาล	r_k มีค่าทำนองเดียวกับกรณีมีแนวโน้มและกรณีมีฤดูกาลรวมกัน

ที่มา: ทรงศิริ (2549)

สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial coefficient autocorrelation ; ρ_{kk})

เป็นค่าวัดสหสัมพันธ์ระหว่างค่าสังเกตในอนุกรมเวลาที่อยู่ห่างกัน k ช่วงเวลาหรือเป็นค่าวัดสหสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-k} เมื่อกำหนดให้ค่าสังเกต ณ เวลาอื่นคงที่ ซึ่ง r_{kk} เป็นค่าประมาณของ ρ_{kk} โดยมีสูตรการคำนวณดังนี้

$$r_{kk} = \begin{cases} r_1 & ; k=1 \\ \frac{r_k - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j}r_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j}r_j} & ; k=2,3,4,\dots \end{cases}$$

เมื่อ $r_{k,j}$ คือ ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนที่ช่วงเวลาห่างกัน k และ j

$$\text{โดยที่ } r_{k,j} = (r_{k-1,j} - r_{kk})r_{k-1,k-j} \quad ; \quad j = 1, 2, 3, \dots, k-1$$

$$k = 2, 3, \dots$$

และ

$$V(r_{kk}) = \begin{cases} \frac{1}{n} & ; k=1 \\ \frac{1}{n} \left(1 + 2 \sum_{k=1}^{k-1} r_{kk}^2 \right) & ; k=2,3,\dots \end{cases}$$

ขั้นตอนการสร้างสมการพยากรณ์ โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

ขั้นที่ 1 กำหนดตัวแบบ (Identification)

ตัวแบบของอนุกรมเวลาที่ใช้ในการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์จะต้องเป็นอนุกรมเวลาที่เป็นแบบสเตชันนารี และในการหาตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะพิจารณาจาก

สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน ดังนั้นในการกำหนดตัวแบบจะพิจารณาจากอนุกรมเวลา 2 ลักษณะ คือ

1. อนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี (Stationary Time Series)

1.1. ตัวแบบ White noise เป็นตัวแบบที่มีการแจกแจงแบบปกติที่เหมือนกันทุกเวลา t และเป็นอิสระจากกัน ซึ่งมีตัวแบบ คือ

$$Y_t = \theta_0 + \varepsilon_t$$

โดยที่

Y_t คือ ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ เวลา t

θ_0 คือ ค่าเฉลี่ยที่มีค่าคงที่

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t โดยที่ $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$

1.2. ตัวแบบออโตรีเกรสซีฟอันดับที่ p (Autoregressive Models of order p ; AR(p)) ตัวแบบนี้ข้อมูลอนุกรมเวลา Y_t จะมีความสัมพันธ์แบบเส้นตรงกับตัวมันเองที่ต่างคาบเวลากัน ซึ่ง p คืออันดับของออโตรีเกรสซีฟ ซึ่งตัวแบบ AR(p)ทั่วไป คือ

$$Y_t = \theta_0 + \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

โดยที่

Y_t คือ ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ เวลา t

θ_0 คือ ค่าเฉลี่ยที่มีค่าคงที่

$Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลาที่ $t-1, t-2, \dots, t-p$

$\varphi_0, \varphi_1, \dots, \varphi_p$ คือ สัมประสิทธิ์การถดถอย

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t โดยที่ $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$

เช่น

ตัวแบบของ AR(1) คือ $Y_t = \theta_0 + \varphi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$

ตัวแบบของ AR(2) คือ $Y_t = \theta_0 + \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t$

1.3. ตัวแบบค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ q (Moving Average Model of order q ; MA(q)) ตัวแบบนี้ค่า Y_t จะมีความสัมพันธ์กับค่าความคลาดเคลื่อนในอดีต ซึ่ง q คืออันดับที่ของตัวแบบค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ โดยที่

$$Y_t = \theta_0 - \omega_1 \varepsilon_{t-1} - \omega_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \omega_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

โดยที่

Y_t คือ ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ เวลา t

θ_0 คือ ค่าเฉลี่ยที่มีค่าคงที่

$\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-q}$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลาที่ $t-1, t-2, \dots, t-q$

$\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_q$ คือ สัมประสิทธิ์การถดถอย

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t โดยที่ $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$

เช่น

ตัวแบบของ MA(1) คือ $Y_t = \theta_0 - \omega_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$

ตัวแบบของ MA(2) คือ $Y_t = \theta_0 - \omega_1 \varepsilon_{t-1} - \omega_2 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$

1.4. ตัวแบบผสมออโตรีเกรสซีฟและค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ p และ q (Autoregressive -Moving Average Model of order p and q ; ARMA(p,q)) เป็นตัวแบบผสมระหว่างตัวแบบออโตรีเกรสซีฟอันดับที่ p (AR(p)) และตัวแบบค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ q (MA(q)) ซึ่งมีตัวแบบทั่วไปดังนี้

$$Y_t = \theta_0 + \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \omega_1 \varepsilon_{t-1} - \omega_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \omega_q \varepsilon_{t-q}$$

เช่น

ตัวแบบ ARMA(1,1) คือ $Y_t = \theta_0 + \varphi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t - \omega_1 \varepsilon_{t-1}$

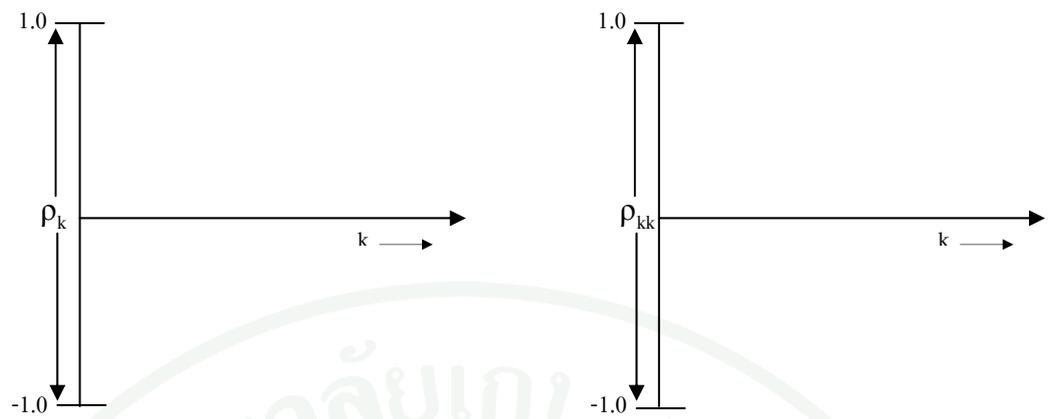
ค่าวัดลักษณะที่สำคัญของตัวแบบที่มีลักษณะสเตชันนารี ประกอบด้วยค่าเฉลี่ย (μ_Y) ค่าความแปรปรวน (σ_Y^2) ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองที่ช่วงเวลา k (ρ_k) และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนที่ช่วงเวลา k (ρ_{kk}) ซึ่งแต่ละตัวแบบมีค่าวัดลักษณะที่ต่างกัน ดังตารางที่ 3

ตารางที่ 3 ค่า μ_Y , σ_Y^2 , ρ_k และ ρ_{kk} ของตัวแบบ ARMA(p,q)

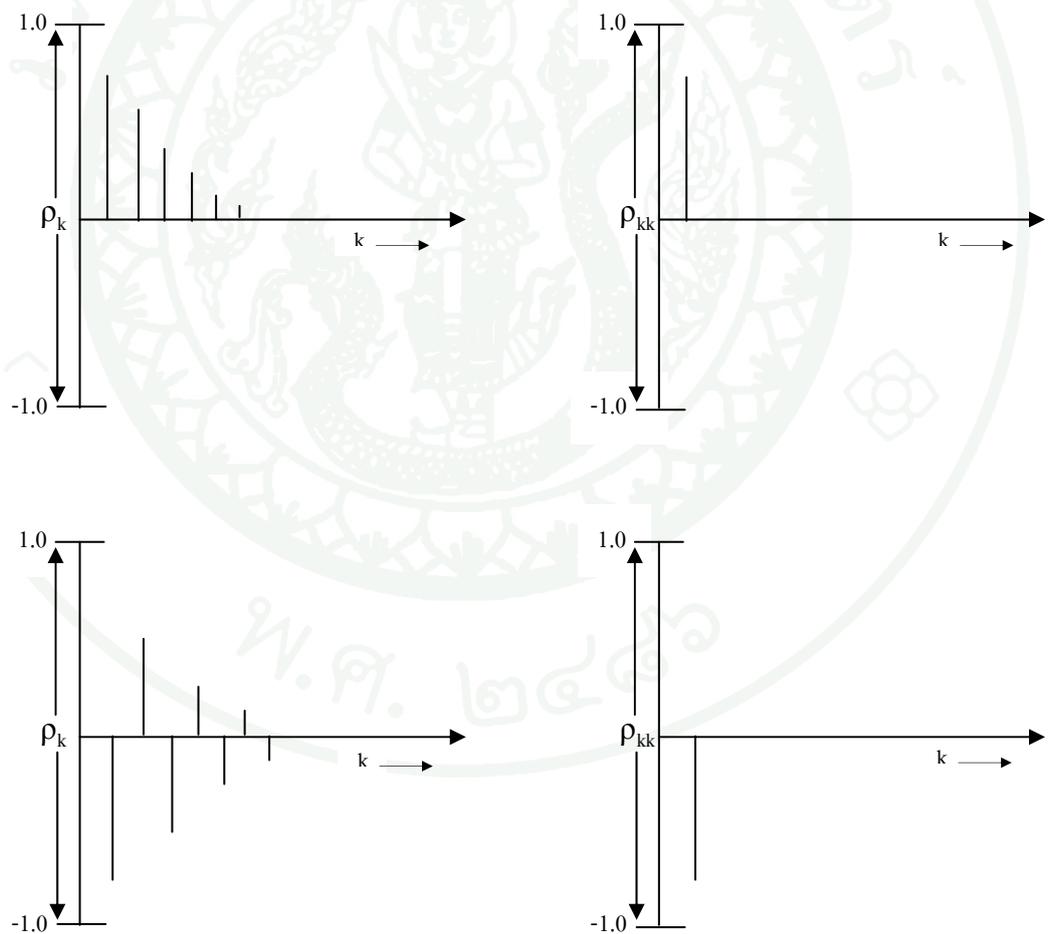
ตัวแบบ	μ_Y	σ_Y^2	ρ_k	ρ_{kk}
White noise	θ_0	σ^2	$\rho_k = 0, k \geq 1$	$\rho_{kk} = 0, k \geq 1$
AR(1)	$\frac{\theta_0}{1-\phi_1}$	$\frac{\sigma^2}{1-\phi_1^2}$	$\rho_k = \phi_1^k, k \geq 1$	$\rho_{kk} = \phi_1^k$
AR(2)	$\frac{\theta_0}{1-\phi_1-\phi_2}$	$\frac{(1-\phi_2)\sigma^2}{(1+\phi_2)((1-\phi_2)^2-\phi_1^2)}$	$\rho_0 = 1$ $\rho_1 = \frac{\phi_1}{1-\phi_2}$ $\rho_k = \phi_1\rho_{k-1} + \phi_2\rho_{k-2}, k > 1$	$\rho_{11} = \frac{\phi_1}{1-\phi_2}$ $\rho_{22} = \phi_2$ $\rho_{kk} = 0, k > 2$
MA(1)	θ_0	$(1+\theta_1^2)\sigma^2$	$\rho_1 = \frac{\theta_1}{1+\theta_1^2}$ $\rho_k = 0, k > 1$	$\rho_{kk} = \frac{-\theta_1^k(1-\theta_1^2)}{1-\theta_1^{2k+2}}$
MA(2)	θ_0	$(1+\theta_1^2+\theta_2^2)\sigma^2$	$\rho_1 = \frac{-\theta_1(1-\theta_2)}{1+\theta_1^2+\theta_2^2}$ $\rho_2 = \frac{-\theta_2}{1+\theta_1^2+\theta_2^2}$ $\rho_k = 0, k > 2$	ค่าลดลงเร็วเข้า สู่ศูนย์
ARMA(1,1)	$\frac{\theta_0}{1-\phi_1}$	$\frac{(1-\theta_1^2-2\phi_1\theta_1)\sigma^2}{1-\phi_1^2}$	$\rho_1 = \frac{(1-\phi_1\theta_1)(\phi_1-\theta_1)}{1-\theta_1^2-2\phi_1\theta_1}$ $\rho_k = \phi_1^{k-1}\rho_1, k > 1$	ค่าลดลงเร็วเข้า สู่ศูนย์

ที่มา: ทรงศิริ (2549)

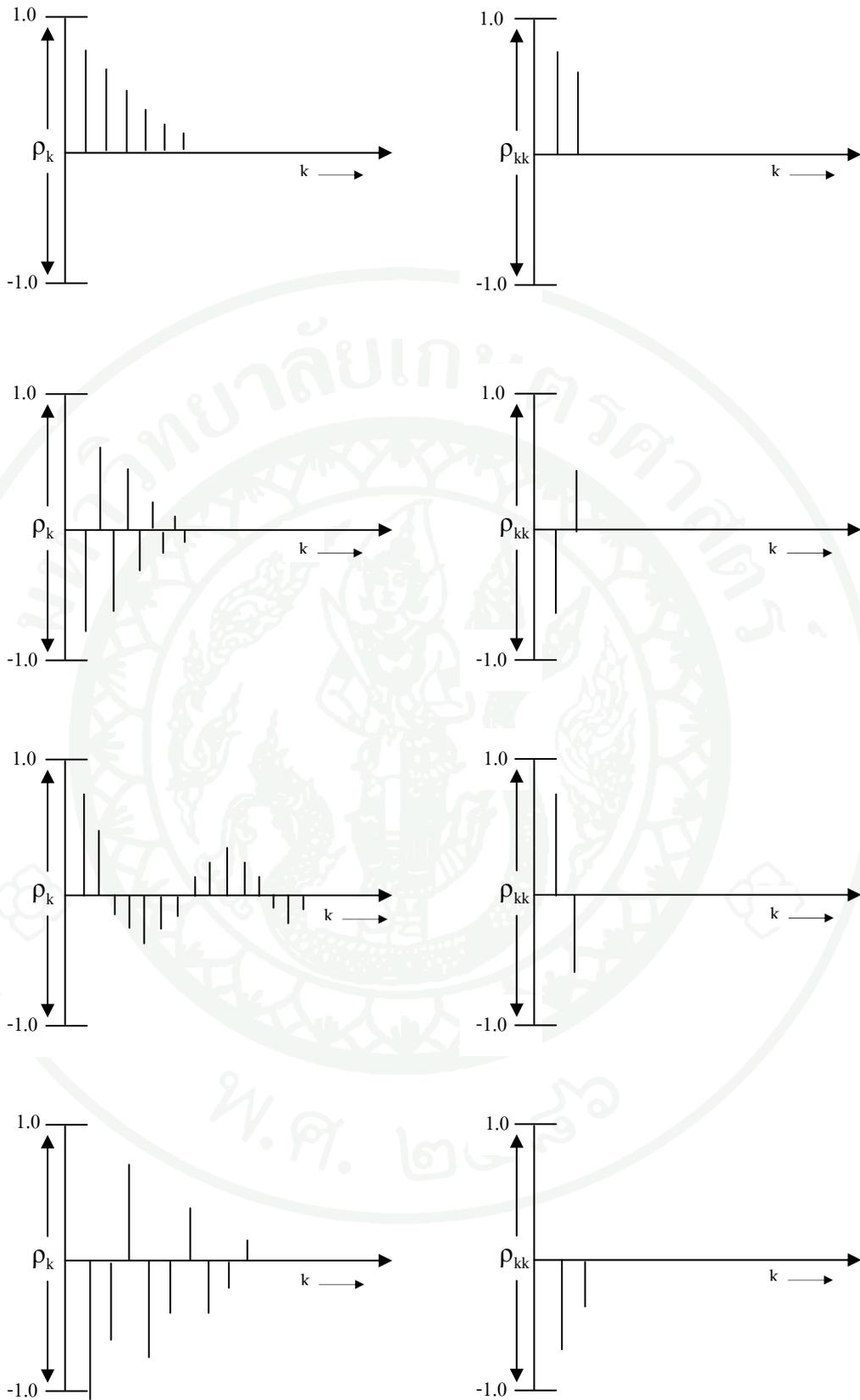
ลักษณะของ ρ_k และ ρ_{kk} ที่แสดงด้วยคอลเรลโรแกรมของ ρ_k (Autocorrelation function ; ACF) และ ρ_{kk} (Partial autocorrelation function ; PACF) ดังแสดงในภาพที่ 1- 6



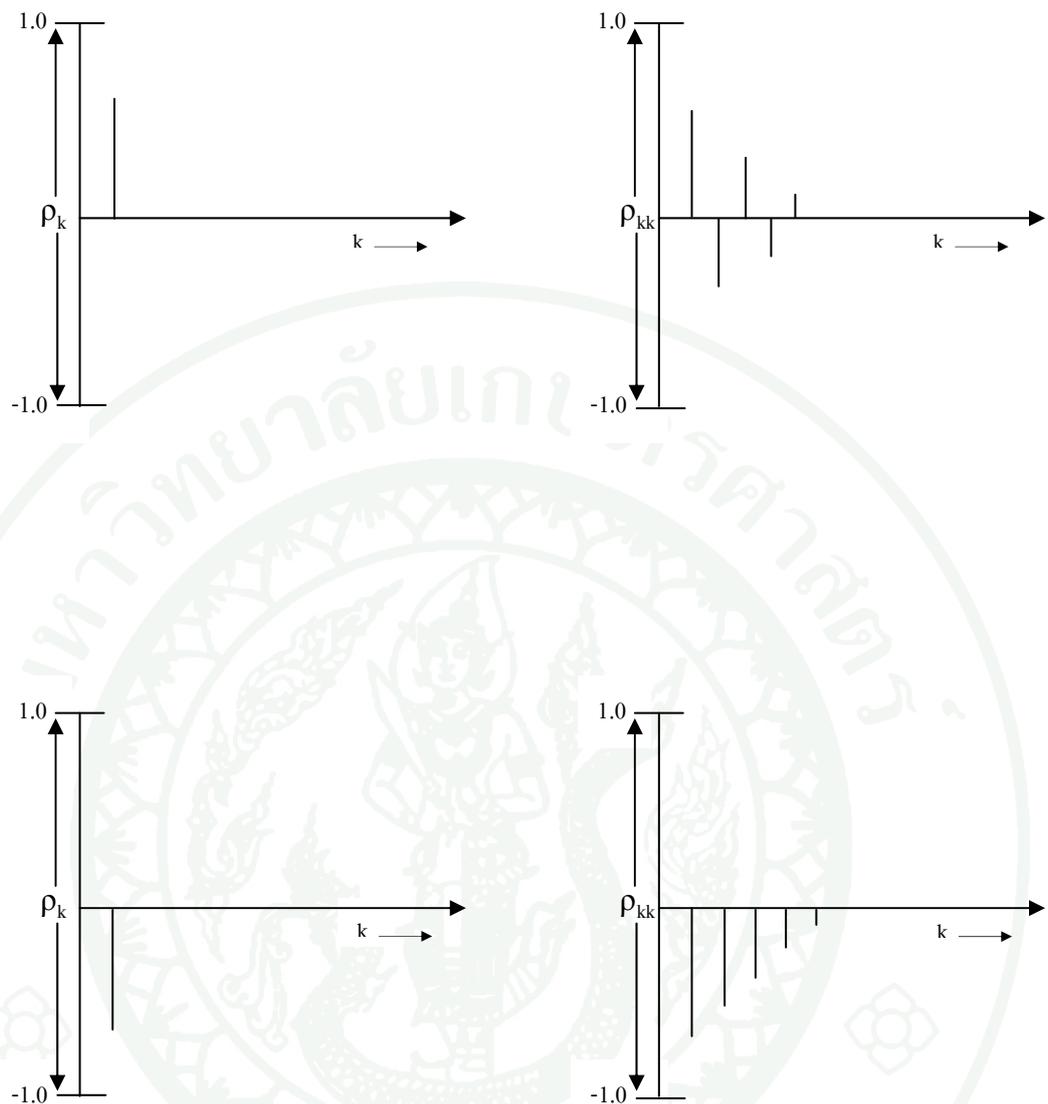
ภาพที่ 1 แสดงลักษณะคอลเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ White noise



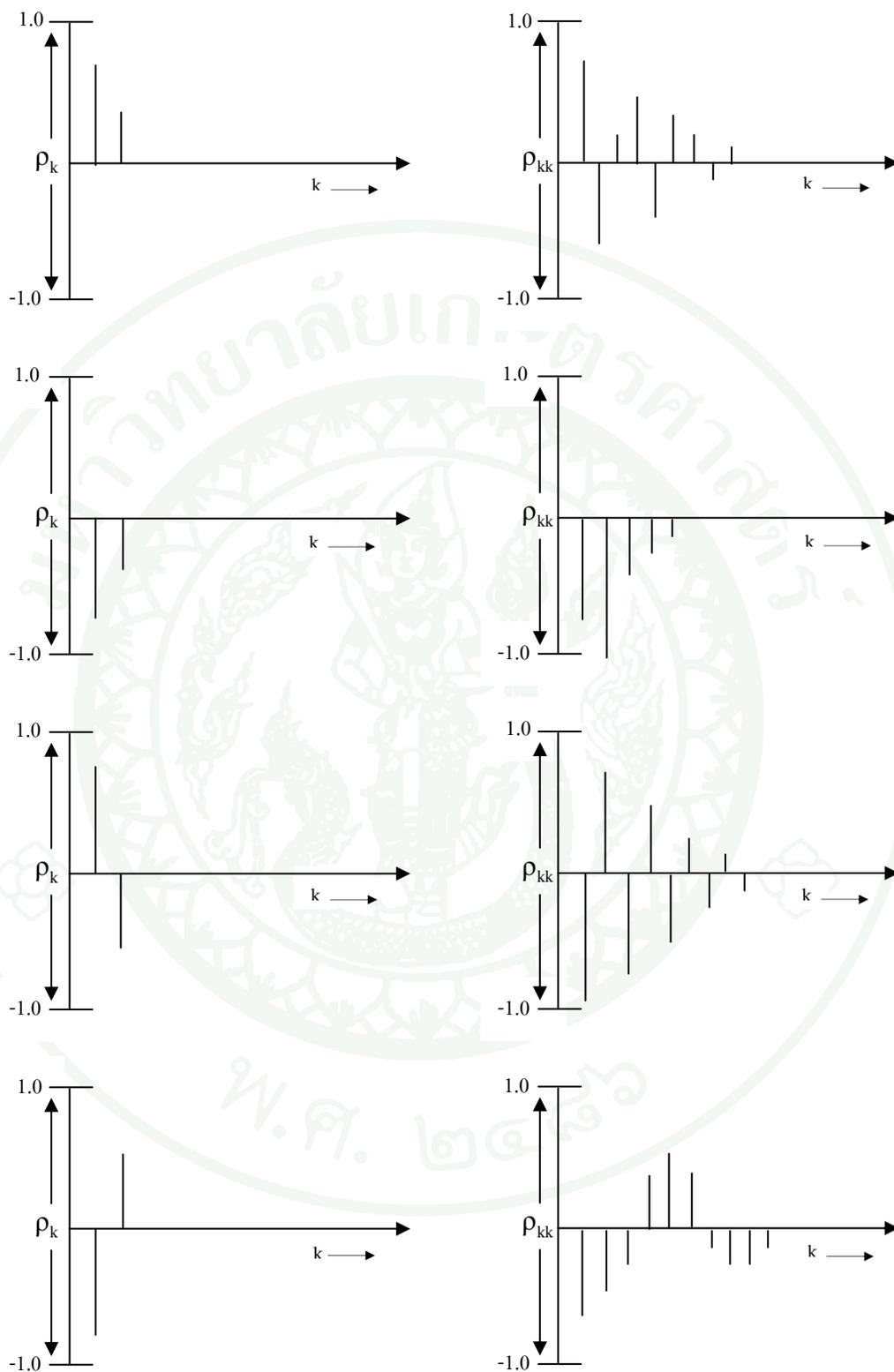
ภาพที่ 2 แสดงลักษณะคอลเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ AR(1)



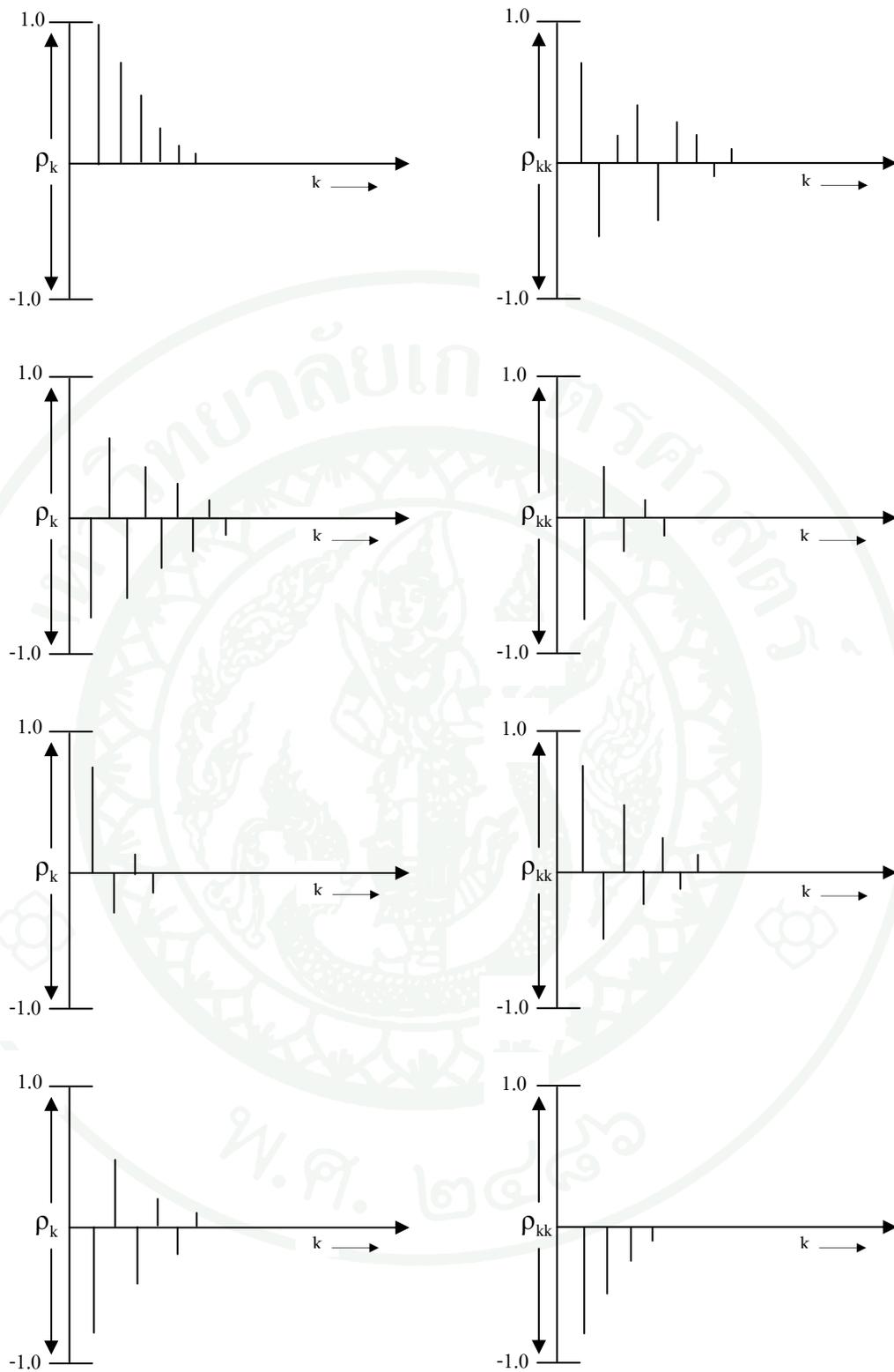
ภาพที่ 3 แสดงลักษณะคอลเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ AR(2)



ภาพที่ 4 แสดงลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ MA(1)



ภาพที่ 5 แสดงลักษณะคอลเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ MA(2)



ภาพที่ 6 แสดงลักษณะคอลเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ ARMA(1,1)

2. อนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสแตชันนารี (Non- Stationary Time Series)

2.1. ตัวแบบอินทิเกรตเคลื่อนที่และออโตรีเกรสซีฟ (Integrated Autoregressive and Moving Average order p d q model ; ARIMA(p,d,q)) เป็นอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสแตชันนารีเนื่องจากอิทธิพลของแนวโน้ม ซึ่งมีตัวแบบดังนี้

$$Z_t = \theta_0 + \varphi_1 Z_{t-1} + \varphi_2 Z_{t-2} + \dots + \varphi_p Z_{t-p} + \varepsilon_t - \omega_1 \varepsilon_{t-1} - \omega_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \omega_q \varepsilon_{t-q}$$

โดยที่

Z_t คือ ค่าสังเกต ณ เวลา t ของอนุกรมเวลาที่เกิดจากการแปลงโดยการหาผลต่างครั้งที่ d ของอนุกรมเวลา Y_t

θ_0 คือ ค่าเฉลี่ยที่มีค่าคงที่

$\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p$ คือ พารามิเตอร์ของตัวแบบAR(p)

$\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_q$ คือ พารามิเตอร์ของตัวแบบMA(q)

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t โดยที่ $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$

เช่น

ตัวแบบ ARIMA(1,1,0) คือ $Z_t = \theta_0 + \varphi_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t$

ตัวแบบ ARIMA(0,1,1) คือ $Z_t = \theta_0 - \omega_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$

ตัวแบบ ARIMA(1,1,1) คือ $Z_t = \theta_0 + \varphi_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t - \omega_1 \varepsilon_{t-1}$

จากตัวอย่างข้างต้นสามารถอธิบายลักษณะของ ρ_k และ ρ_{kk} ของตัวแบบ ARIMA(p,d,q) ได้ดังแสดงในตารางที่ 4

ตารางที่ 4 แสดงลักษณะของ ρ_k และ ρ_{kk} ของตัวแบบ ARIMA(p,d,q)

ตัวแบบ	ลักษณะของ ρ_k	ลักษณะของ ρ_{kk}
ARIMA(1,1,0)	มีค่าลดลงเร็วเข้าใกล้ศูนย์	$\rho_{11} \neq 0$ และ ρ_{kk} เป็นศูนย์สำหรับ $k = 2, 3, \dots$
ARIMA(2,1,0)	มีค่าลดลงเร็วเข้าใกล้ศูนย์	$\rho_{11} \neq 0$, $\rho_{22} \neq 0$ และ ρ_{kk} เป็นศูนย์สำหรับ $k = 3, 4, \dots$
ARIMA(0,1,1)	$\rho_1 \neq 0$ และ ρ_k เป็นศูนย์สำหรับ $k = 2, 3, \dots$	มีค่าลดลงเร็วเข้าใกล้ศูนย์
ARIMA(0,1,2)	$\rho_1 \neq 0$, $\rho_2 \neq 0$ และ ρ_k เป็นศูนย์สำหรับ $k = 3, 4, \dots$	มีค่าลดลงเร็วเข้าใกล้ศูนย์
ARIMA(1,1,1)	มีค่าลดลงเร็วเข้าใกล้ศูนย์	มีค่าลดลงเร็วเข้าใกล้ศูนย์

ที่มา: ทรงศิริ (2549)

2.2. Seasonal Integrated Autoregressive and Moving Average order P D Q model ; SARIMA(P,D,Q) กรณีอนุกรมเวลาไม่เป็นสเตชันนารีเนื่องจากอิทธิพลของฤดูกาล ซึ่งมีตัวแบบดังนี้

$$Z_t = \theta_0 + \Phi_1 Z_{t-s} - \dots - \Phi_p Z_{t-ps} + \varepsilon_t - \Psi_1 \varepsilon_{t-s} - \dots - \Psi_Q \varepsilon_{t-Qs}$$

โดยที่

Z_t คือ ค่าสังเกต ณ เวลา t ของอนุกรมเวลาที่เกิดจากการแปลงโดยการหาผลต่างฤดูกาลครั้งที่ D ของอนุกรมเวลา Y_t

θ_0 คือ ค่าเฉลี่ยที่มีค่าคงที่

$\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_p$ คือ พารามิเตอร์ของตัวแบบ SAR(P)

$\Psi_1, \Psi_2, \dots, \Psi_Q$ คือ พารามิเตอร์ของตัวแบบ SMA(Q)

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t โดยที่ $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$

เช่น

ตัวแบบ SARIMA(1,1,0) คือ $Z_t = \theta_0 + \Phi_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t$

ตัวแบบ SARIMA(0,1,1) คือ $Z_t = \theta_0 - \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$

ขั้นที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ (Estimation)

หลังจากกำหนดตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับอนุกรมเวลาได้แล้วก็จะทำการหาค่าประมาณของพารามิเตอร์ในตัวแบบซึ่งค่าประมาณที่ดีที่สุด หมายถึงค่าประมาณที่ให้ค่าของผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์น้อยที่สุด และวิธีการประมาณที่นิยมใช้กันมากและรู้จักกันดี ก็คือวิธีกำลังสองน้อยสุด

ขั้นที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ (Diagnostic Checking)

เมื่อกำหนดตัวแบบและการประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบได้แล้วจะต้องมีการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบที่กำหนดไว้ว่ามีความเหมาะสมที่จะนำไปใช้ในการพยากรณ์อย่างแท้จริง ซึ่งการตรวจสอบจะพิจารณาจากค่าความคลาดเคลื่อน $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$ ตามวิธีดังนี้

1. ตรวจสอบค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนเท่ากับศูนย์โดยการทดสอบสมมติฐาน

H_0 : ค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนเท่ากับศูนย์

H_1 : ค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนไม่เท่ากับศูนย์

2. ตรวจสอบความแปรปรวนคงที่หรือไม่ โดยการพิจารณาจากกราฟของความคลาดเคลื่อนเทียบกับเวลา ถ้ากราฟมีลักษณะกระจายอย่างสุ่มรอบเส้นที่ลากผ่าน $e_t = 0$ ในแนวนอนซึ่งสามารถยอมรับว่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนคงที่ และในขณะเดียวกันก็สามารถยอมรับได้ด้วยว่าค่าเฉลี่ยของค่าความคลาดเคลื่อนเท่ากับศูนย์

3. พิจารณาว่าอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนแต่ละเวลา t มีลักษณะการเคลื่อนไหวที่อิสระจากกันหรือไม่ โดยสมมติฐานในการทดสอบ คือ

$$H_0 : \rho_k(\varepsilon_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(\varepsilon_t) \neq 0$$

สถิติทดสอบ

$$r_k(e_t) = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (e_t - \bar{e})(e_{t+k} - \bar{e})}{\sum_{t=1}^n (e_t - \bar{e})^2}$$

โดยที่ $\bar{e} = \frac{\sum_{t=1}^n e_t}{n}$ ซึ่งยอมรับ H_0 ก็ต่อเมื่อค่า $r_k(e_t)$ ตกอยู่ในช่วง ± 2 เท่าของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของค่าความคลาดเคลื่อน นั่นหมายความว่าตัวแบบที่กำหนดให้กับอนุกรมเวลามีความเหมาะสม

4. การทดสอบว่าแต่ละพารามิเตอร์ในตัวแบบมีค่าเท่ากับศูนย์หรือไม่ โดยกำหนดสมมติฐาน คือ

$$H_0 : \theta = 0$$

$$H_1 : \theta \neq 0$$

เมื่อ θ คือ พารามิเตอร์ใดๆ ของตัวแบบ

สถิติทดสอบ

$$t = \frac{\hat{\theta}}{S_{\hat{\theta}}}$$

โดยที่ $\hat{\theta}$ คือ ค่าประมาณของพารามิเตอร์ θ

S_0 คือ ค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ $\hat{\theta}$

ซึ่งจะยอมรับ H_0 เมื่อ $-t_{\frac{\alpha}{2}, n-1} \leq t \leq t_{\frac{\alpha}{2}, n-1}$ นั้นหมายความว่าพารามิเตอร์ใดๆ นั้นไม่เหมาะสมที่จะอยู่ในตัวแบบ

5. ทดสอบสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อน ($\rho_k(\varepsilon_t)$) นั้นคือเป็นการพิจารณาว่าค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่อยู่ห่างกัน 1, 2, 3, ..., m ช่วงเวลา เป็นอิสระจากกันหรือไม่ โดยมีสมมติฐาน คือ

$$H_0 : \rho_1(\varepsilon_t) = \rho_2(\varepsilon_t) = \dots = \rho_m(\varepsilon_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(\varepsilon_t) \text{ อย่างน้อยหนึ่งค่าที่ไม่เท่ากับศูนย์}$$

สถิติทดสอบที่ใช้คือ ตัวสถิติของ Box-Pierce (Q) หรือตัวสถิติของ Box-Ljung (Q_m) โดยตัวสถิติ Box-Pierce คือ

$$Q = n \sum_{k=1}^m r_k^2(\varepsilon_t)$$

และตัวสถิติของ Box-Ljung คือ

$$Q_m = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{r_k^2(\varepsilon_t)}{(n-k)}$$

เมื่อ

n คือ ขนาดของอนุกรมเวลาของ ε_t ทั้งหมด

m คือ ช่วงเวลาที่ห่างกันมากที่สุดที่ต้องการทดสอบ

$r_k(e_t)$ คือ ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของตัวอย่างของค่าความคลาดเคลื่อนที่อยู่ห่างกัน k ช่วงเวลา

ซึ่งจะปฏิเสธ H_0 ที่ระดับนัยสำคัญ α เมื่อตัวสถิติ Q หรือตัวสถิติ Q_m มากกว่าหรือเท่ากับ $\chi_{\alpha,m}^2$ แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนไม่เป็นอิสระต่อกัน ซึ่งแสดงว่าตัวแบบที่ได้ยังไม่เหมาะสมต้องย้อนกลับไปกำหนดตัวแบบใหม่ในขั้นที่ 1 เพื่อหาตัวแบบอื่นๆ ที่มีความเหมาะสมต่อไป

3. ตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน (Transfer Function)

ทรงศิริ (2549) เป็นการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างอนุกรมเวลาที่ต้องการพยากรณ์ (Y_t) และอนุกรมเวลาของปัจจัยต่างๆ ที่มีอิทธิพลต่อการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดนั้น (X_t) เพื่อนำไปใช้ประโยชน์ในการพยากรณ์ให้มีความถูกต้องมากขึ้น เนื่องจากตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันที่สามารถอธิบายลักษณะความสัมพันธ์กับค่าสังเกตก่อนหน้าได้ โดยเรียกอนุกรมเวลาที่ต้องการหาค่าพยากรณ์ว่าอนุกรมเวลาออกและเรียกอนุกรมเวลาของปัจจัยต่างๆ ที่มีความสัมพันธ์เพื่อนำมาช่วยในการพยากรณ์ว่าอนุกรมเวลาเข้า

กำหนดให้อนุกรมเวลา X_t เป็นอนุกรมเวลาเข้าและอนุกรมเวลา Y_t เป็นอนุกรมเวลาออกที่มีลักษณะสเตชันนารี หากอนุกรมเวลามีลักษณะไม่เป็นสเตชันนารีจะต้องทำการแปลงค่า ซึ่งได้กล่าวมาแล้วในข้างต้น

ตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันที่กำหนดให้อนุกรมเวลา X_t และ Y_t เป็นสเตชันนารี คือ

$$Y_t = f(X_t) + a_t$$

โดยที่ $f(X_t)$ คือ ฟังก์ชันทรานสเฟอร์

$$f(X_t) = \theta_0 + \frac{\omega(B)}{\delta(B)} B^b X_t$$

เมื่อ $\omega(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s$

$$\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r$$

ซึ่ง $\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_s$ และ $\delta_1, \dots, \delta_r$ คือค่าสัมประสิทธิ์ทรานสเฟอร์ซึ่งเป็นพารามิเตอร์ในตัวแบบ

θ_0 คือ ค่าเฉลี่ยที่มีค่าคงที่

X_t คือ ค่าสังเกตของอนุกรมเวลาเข้า ณ เวลาที่ t

b คือ ช่วงเวลาแรกที่ Y_t ขึ้นอยู่กับ X_t

r คือ ลำดับที่ของฟังก์ชันทรานสเฟอร์หรือลำดับใน $\delta(B)$ ที่แสดงค่าสังเกต Y_t ขึ้นอยู่กับค่าสังเกตก่อนหน้า r ค่า โดยการพิจารณาค่า r ที่เหมาะสมจะพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วม (Cross correlation coefficient) ที่ช่วงเวลาห่างกัน k หน่วย ($r_k(x_t, y_t)$)

โดยที่ $r = 0$ เมื่อ $r_k(x_t, y_t)$ มีค่าใกล้ศูนย์ทุกค่า

$r = 1$ เมื่อ $r_k(x_t, y_t)$ มีค่าลดลงแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล

$r = 2$ เมื่อ $r_k(x_t, y_t)$ มีการเคลื่อนไหวเป็นลูกคลื่น

s คือ จำนวนช่วงเวลานับตั้งแต่ $t - b$ ที่ Y_t ขึ้นอยู่กับ X_t

และ a_t คือ ความคลาดเคลื่อนที่มีตัวแบบเป็น ARMA(p,q) สามารถอธิบายในรูปของกระบวนการ white noise ดังนี้

$$a_t = \frac{\theta(B)}{\varphi(B)} \varepsilon_t$$

โดยที่ $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$

$$\varphi(B) = 1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p$$

เมื่อ ε_t คือ กระบวนการ white noise ซึ่งมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนเท่ากับ σ_ε^2

ความแปรปรวนร่วม (Covariance) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ร่วม (Cross correlation function)

มุกดา (2549) ได้อธิบายกระบวนการสเตรชันนารีของตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน โดยหาสหสัมพันธ์ในตัวเองของกระบวนการ X_t และ Y_t แยกกันและหาสหสัมพันธ์ร่วม (Cross correlation) ระหว่างสองกระบวนการ X_t และ Y_t ดังนี้

กระบวนการสเตรชันนารี X_t และ Y_t กำหนดให้ $\gamma_x(k)$ และ $\gamma_y(k)$ แทนความแปรปรวนร่วมในตัวเอง (Autocovariance) ของกระบวนการ X_t และ Y_t ตามลำดับ

ให้สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของกระบวนการ X_t แทนด้วย

$$\rho_x(k) = \frac{\gamma_x(k)}{\sigma_x^2} \quad ; k = 0, 1, 2, \dots$$

ให้สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของกระบวนการ Y_t แทนด้วย

$$\rho_y(k) = \frac{\gamma_y(k)}{\sigma_y^2} \quad ; k = 0, 1, 2, \dots$$

ให้ความแปรปรวนร่วมระหว่าง X_t และ Y_t แทนด้วย

$$\gamma_{xy}(k) = E(X_t - \mu_x)(Y_{t+k} - \mu_y) \quad ; k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

และให้สหสัมพันธ์ร่วมระหว่าง X_t และ Y_t แทนด้วย

$$\rho_{xy}(k) = \frac{\gamma_{xy}(k)}{\sigma_x \sigma_y} \quad ; k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

ข้อควรสังเกตเกี่ยวกับความแปรปรวนร่วม คือ $\gamma_{xy}(k) \neq \gamma_{xy}(-k)$ ซึ่งแตกต่างไปจากคุณสมบัติของความแปรปรวนในตัวเอง ทั้งนี้เนื่องจากเป็นไปได้ที่ Y_t ในอนาคตจะเปลี่ยนไปตาม X_t นั่นคือ $\gamma_{xy}(k) > 0$ เมื่อ $k > 0$ แต่ไม่สัมพันธ์กับ Y_t ในอดีต นั่นคือ $\gamma_{xy}(k) = 0$ เมื่อ $k < 0$

$$\text{ถ้า } \gamma_{yx}(k) = E(Y_t - \mu_y)(X_{t+k} - \mu_x) \quad ; \quad k=0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

$$\text{แสดงว่า } \gamma_{yx}(k) = \gamma_{xy}(-k) \quad \text{ซึ่งทำให้ } \rho_{xy}(k) = \rho_{yx}(-k)$$

ฟังก์ชันสหสัมพันธ์รวมนอกจากจะแสดงความสัมพันธ์มากน้อยระหว่างตัวแปรแล้วยังแสดงทิศทางของความสัมพันธ์อีกด้วย และอาจมีประโยชน์เช่นเดียวกันกับฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของแต่ละตัวแปร นั่นคืออาจจะกำหนดตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันจากการพิจารณาฟังก์ชันสหสัมพันธ์รวมของตัวอย่างโดยเปรียบเทียบกับฟังก์ชันสหสัมพันธ์รวมของตัวแบบ

โดยทั่วไปในปัญหาด้านการพยากรณ์มีเพียงอนุกรมเวลาตัวอย่าง x_t และ y_t ซึ่งสามารถหาความแปรปรวนร่วมและสหสัมพันธ์รวมของตัวอย่าง เพื่อใช้ในการประมาณค่า $\rho_{xy}(k)$ และ $\rho_{yx}(-k)$ โดยใช้นิยามต่อไปนี้

ให้ $C_{xy}(k)$ แทนความแปรปรวนร่วมของตัวอย่างโดยที่

$$C_{xy}(k) = \begin{cases} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y}) & ; \quad k=0, 1, 2, \dots \\ \frac{1}{n} \sum_{t=1-k}^n (x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y}) & ; \quad k=0, -1, -2, \dots \end{cases}$$

เมื่อ \bar{x} และ \bar{y} คือค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่สอดคล้องกันของ x_t และ y_t ตามลำดับ และ n คือจำนวนค่าสังเกตหลังจากการหาผลต่าง

ในทำนองเดียวกัน ฟังก์ชันสหสัมพันธ์รวมของตัวอย่าง คือ

$$\gamma_{xy}(k) = \frac{C_{xy}(k)}{S_x S_y}$$

ขั้นตอนการสร้างสมการพยากรณ์โดยวิธีของตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน

ขั้นที่ 1 การกำหนดตัวแบบ (Identification)

การสร้างสมการพยากรณ์จากตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันสำหรับอนุกรมเวลา X_t และ Y_t ที่เป็นสเตชันนารีเริ่มจากการหาฟังก์ชันทรานสเฟอร์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลา โดยพิจารณาจากค่า $r_k(x_t, y_t)$ แต่เนื่องจากอนุกรมเวลา X_t และ Y_t อาจจะมีการเคลื่อนไหวเนื่องจากปัจจัยอื่นบางปัจจัยจึงแปลงอนุกรมเวลา X_t และ Y_t ให้เป็นอนุกรมเวลา α_t และ β_t ตามลำดับ

$$\text{จาก } Y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} B^b X_t + a_t$$

ถ้าตัวแบบ ARMA ที่เหมาะสมกับกระบวนการ X_t คือ

$$\varphi_x(B)X_t = \theta_x(B)\alpha_t \quad \text{หรือ} \quad \alpha_t = \theta_x^{-1}(B)\varphi_x(B)X_t$$

และถ้าใช้กระบวนการกรอง $\theta_x^{-1}(B)\varphi_x(B)$ กับตัวแบบจะได้

$$\theta_x^{-1}(B)\varphi_x(B)Y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} B^b \theta_x^{-1}(B)\varphi_x(B)X_t + \theta_x^{-1}(B)\varphi_x(B)a_t$$

ถ้าให้ $\beta_t = \theta_x^{-1}(B)\varphi_x(B)Y_t$ และ $a_t^* = \theta_x^{-1}(B)\varphi_x(B)a_t$ จะได้

$$\beta_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} B^b \alpha_t + a_t^*$$

อนุกรมเวลา α_t ที่เกิดจากการแปลงอนุกรมเวลา X_t ที่มีรูปแบบ white noise เรียกอนุกรม α_t ว่าอนุกรมเวลาที่ทำ Prewhitening แล้ว

ด้วยวิธีทำนองเดียวกัน อนุกรมเวลาของ β_t ที่เกิดจากการแปลงอนุกรมเวลา Y_t เรียกว่า อนุกรมเวลาที่ทำ Pretreating แล้ว

ดังนั้น ค่า $r_k(\alpha_t, \beta_t)$ เป็นค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วม (Cross correlation coefficient) ระหว่างอนุกรมเวลา X_t และ Y_t ที่ช่วงเวลาห่าง k นั่นคือเป็นการกำจัดปัจจัยอื่นออกจากอนุกรมเวลา X_t และ Y_t แล้ว ซึ่งค่า $r_k(\alpha_t, \beta_t)$ ที่ได้จะนำไปใช้ประโยชน์ในการกำหนดฟังก์ชันทรานสเฟอร์

ขั้นตอนการกำหนดตัวแบบฟังก์ชันทรานสเฟอร์ ประกอบด้วย 3 ขั้นตอนดังนี้

1. กำหนดตัวแบบ ARMA(p,q) ที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลา X_t เมื่ออนุกรมเวลา X_t เป็นอนุกรมเวลาที่สเตรชันนารี ทำ prewhitening อนุกรมเวลา X_t จากตัวแบบ ARMA(p,q) ที่ได้ จะได้

$$\varphi_x(B)X_t = \theta_x(B)\alpha_t$$

หรือ
$$\alpha_t = \frac{\varphi_x(B)}{\theta_x(B)} X_t$$

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

$$\varphi(B) = 1 - \varphi_1 B - \varphi_2 B^2 - \dots - \varphi_p B^p$$

ขั้นตอนต่อไปทำ pretreating อนุกรมเวลา Y_t ด้วยวิธีทำนองเดียวกับการทำ prewhitening ของอนุกรมเวลา X_t จะได้

$$\beta_t = \frac{\varphi_x(B)}{\theta_x(B)} Y_t$$

2. หาค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างอนุกรม α_t และ β_t ที่ช่วงเวลาห่าง k ในขั้นตอนนี้ลักษณะความสัมพันธ์ระหว่าง $r_k(\alpha_t, \beta_t)$ และฟังก์ชันทรานสเฟอร์ที่ได้จะใช้ในการกำหนดอันดับ (r, s, b)

เมื่อกำหนดอันดับ (r, s, b) แล้วสามารถประมาณค่าพารามิเตอร์ $\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_s$ และพารามิเตอร์ $\delta_1, \dots, \delta_r$ ของฟังก์ชันทรานสเฟอร์ได้ในรูป

$$\hat{v}(B) = \frac{\hat{\omega}(B)}{\hat{\delta}(B)} B^b$$

เขียนฟังก์ชันทรานสเฟอร์ที่ได้จากการกำหนดอันดับ (r, s, b) ที่เหมาะสมและความคลาดเคลื่อน a_t นั่นคือ

$$Y_t = \frac{\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r} B^b X_t + a_t$$

ค่า r, s และ b ที่มีค่าต่างกันสามารถกำหนดฟังก์ชันทรานสเฟอร์และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมที่สัมพันธ์กัน ดังแสดงในตารางที่ 5

ตารางที่ 5 รูปแบบฟังก์ชันทรานสเฟอร์และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมที่สัมพันธ์กัน

r	s	b	ฟังก์ชันทรานสเฟอร์	$\rho_k(x_t, y_t)$	$\rho_k(x_t, y_t)$ ที่ไม่เป็นศูนย์	
					k	ลดลงแบบ
0	0	0	$Y_t = \omega_0 X_t$		0	
0	0	1	$Y_t = \omega_0 X_{t-1}$		1	
1	0	0	$Y_t = \frac{\omega_0 X_t}{(1-\delta_1 B)}$		0,(+)	เอ็กซ์โปเนนเชียลเริ่มจาก 1
0	1	0	$Y_t = \omega_0 X_t - \omega_1 X_{t-1}$		0,1	
1	0	1	$Y_t = \frac{\omega_0 X_{t-1}}{(1-\delta_1 B)}$		1,(+)	เอ็กซ์โปเนนเชียลเริ่มจาก 2
0	1	1	$Y_t = \omega_0 X_{t-1} - \omega_1 X_{t-2}$		1,2	
0	0	2	$Y_t - \omega_0 X_{t-2}$		2	
0	1	2	$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B) X_{t-2}$		2,3	

ตารางที่ 5 (ต่อ)

r	s	b	ฟังก์ชันทรานสเฟอร์	$\rho_k(x_t, y_t)$	$\rho_k(x_t, y_t)$ ที่ไม่เป็นศูนย์	
					k	ลดลงแบบ
0	2	2	$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2) X_{t-2}$		2,3,4	
1	0	2	$Y_t = \frac{\omega_0}{(1-\delta_1 B)} X_{t-2}$		2,(+)	เอ็กซ์โปเนนเชียลเริ่มจาก 3
1	1	2	$Y_t = \frac{(\omega_0 - \omega_1 B)}{(1-\delta_1 B)} X_{t-2}$		2,3,(+)	เอ็กซ์โปเนนเชียลเริ่มจาก 4
1	2	2	$Y_t = \frac{(\omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2)}{(1-\delta_1 B)} X_{t-2}$		2,3,4,(+)	เอ็กซ์โปเนนเชียลเริ่มจาก 5
2	0	2	$Y_t = \frac{\omega_0}{(1-\delta_1 B - \delta_2 B^2)} X_{t-2}$		2,(+)	เอ็กซ์โปเนนเชียลเริ่มจาก 3
2	1	2	$Y_t = \frac{(\omega_0 - \omega_1 B)}{(1-\delta_1 B - \delta_2 B^2)} X_{t-2}$		2,3,(+)	เอ็กซ์โปเนนเชียลเริ่มจาก 4
2	2	2	$Y_t = \frac{(\omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2)}{(1-\delta_1 B - \delta_2 B^2)} X_{t-2}$		2,3,4,(+)	เอ็กซ์โปเนนเชียลเริ่มจาก 5

ที่มา: ทรงศิริ (2549)

3. สร้างสมการทรานสเฟอ์จากอนุกรมเวลาของค่าความคลาดเคลื่อน a_t โดยประมาณ a_t ได้จาก

$$\hat{a}_t = Y_t - \hat{Y}_t = Y_t - \frac{\hat{\omega}(B)}{\hat{\delta}(B)} B^b X_t$$

พิจารณาคอเรลโรแกรมของ $r_k(a_t)$ และ $r_{kk}(a_t)$ เพื่อกำหนดรูปแบบ ARMA(p,q) ให้กับ a_t ได้

$$a_t = \frac{\theta(B)}{\varphi(B)} \varepsilon_t$$

ดังนั้น ตัวแบบทรานสเฟอ์ฟังก์ชัน คือ

$$Y_t = \frac{\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r} B^b X_t + \frac{1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q}{1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p} \varepsilon_t$$

ขั้นที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์

การประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด

ขั้นที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบทำได้โดยการวิเคราะห์คุณสมบัติของ ε_t และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่าง α_t และ ε_t ดังนี้

1. สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองระหว่างค่าความคลาดเคลื่อนที่ช่วงเวลาห่าง k โดยการทดสอบ $H_0 : \rho_k(\varepsilon_t) = 0$ และการทดสอบ $H_0 : \rho_1(\varepsilon_t) = \rho_2(\varepsilon_t) = \dots = \rho_m(\varepsilon_t) = 0$ ตัวแบบที่เหมาะสมจะยอมรับสมมติฐานทั้งสองการทดสอบ

2. ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมในช่วงเวลาห่าง k ระหว่างอนุกรมเวลาของค่าความคลาดเคลื่อนจากตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันและอนุกรมเวลาที่ทำ prewhitening แล้ว สมมติฐานการทดสอบคือ $H_0 : \rho_k(\varepsilon_t, \alpha_t) = 0$ โดยตัวแบบที่เหมาะสมคือการยอมรับสมมติฐานนี้

ขั้นที่ 4 การพยากรณ์ ในการพยากรณ์โดยใช้ตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันเลือกจากตัวแบบที่ให้ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยน้อยสุด

4. ตัวแบบเวกเตอร์ออโตรีเกรสซีฟ (Vector Autoregressive Models ; VAR)

Lütkepohl (2005) ได้อธิบายว่าเป็นการนำอนุกรมเวลามาพิจารณาพร้อมๆ กันหลายอนุกรมเวลาอาจมีประโยชน์ในการตัดสินใจที่มากขึ้น ถ้าได้นำอนุกรมเวลาซึ่งมีความสัมพันธ์กันมาพิจารณาร่วมกันในรูปของเวกเตอร์ของอนุกรมเวลา Z_t โดยจะนำตัวแปรที่มีความสัมพันธ์กับตัวแปรที่ต้องการพยากรณ์มาสร้างตัวแบบ ซึ่งแนวความคิดพื้นฐานของตัวแบบ VAR มีดังนี้

สมมติให้ $Z_t = [Z_{1,t} \ Z_{2,t} \ \dots \ Z_{m,t}]'$; $t=0, \pm 1, \pm 2, \dots$ เป็นเวกเตอร์ของอนุกรมเวลาแบบ สเตชันนารีที่มีจำนวน m อนุกรม

รูปแบบทั่วไปของตัวแบบ VAR

$$Z_t = \delta + \Phi_1 Z_{t-1} + \Phi_2 Z_{t-2} + \dots + \Phi_p Z_{t-p} + \varepsilon_t$$

โดยที่ δ คือ ค่าคงที่

Φ_i คือ เมทริกซ์พารามิเตอร์ของตัวแบบที่ต้องการประมาณค่า

p คือ อันดับของตัวแบบ VAR ที่ p

ε_t คือ เวกเตอร์ของความคลาดเคลื่อนสุ่ม ซึ่งมีการแจกแจงแบบปกติและมีเวกเตอร์ค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ เมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมเท่ากับ Σ และ $\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k}$ เป็นอิสระจากกัน

โดยที่ตัวแบบ VAR มี

$$\text{เวกเตอร์ของค่าเฉลี่ย } E(\mathbf{Z}_t) = \boldsymbol{\mu} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_m \end{bmatrix}$$

เมทริกซ์ความแปรปรวนร่วม (Covariance matrix) ระหว่าง \mathbf{Z}_t กับ \mathbf{Z}_{t+k} คือ $\Gamma(k)$ โดยที่

$$\begin{aligned} \Gamma(k) &= \text{COV}(\mathbf{Z}_t, \mathbf{Z}_{t+k}) = E[(\mathbf{Z}_t - \boldsymbol{\mu})(\mathbf{Z}_{t+k} - \boldsymbol{\mu})'] \\ &= E \begin{bmatrix} Z_{1,t} - \mu_1 \\ Z_{2,t} - \mu_2 \\ \vdots \\ Z_{m,t} - \mu_m \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{1,t+k} - \mu_1 & Z_{2,t+k} - \mu_2 & \cdots & Z_{m,t+k} - \mu_m \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} \gamma_{11}(k) & \gamma_{12}(k) & \cdots & \gamma_{1m}(k) \\ \gamma_{21}(k) & \gamma_{22}(k) & \cdots & \gamma_{2m}(k) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \gamma_{m1}(k) & \gamma_{m2}(k) & \cdots & \gamma_{mm}(k) \end{bmatrix} = \text{Cov}(\mathbf{Z}_{t+k}, \mathbf{Z}_t) \end{aligned}$$

เมื่อ

$$\gamma_{ij}(k) = E(\mathbf{Z}_{i,t} - \mu_i)(\mathbf{Z}_{j,t+k} - \mu_j) = E(\mathbf{Z}_{i,t-k} - \mu_i)(\mathbf{Z}_{j,t} - \mu_j)$$

ถ้า $i = j$, $\gamma_{ii}(k)$ คือฟังก์ชันความแปรปรวน (Autocovariance Function) ของอนุกรมที่ i ของเวกเตอร์ \mathbf{Z} ($\mathbf{Z}_{i,t}$) ที่ห่างกัน k ; $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$

ถ้า $i \neq j$, $\gamma_{ij}(k)$ คือฟังก์ชันความแปรปรวนร่วม (Cross - Covariance Function) ระหว่าง $\mathbf{Z}_{i,t}$ และ $\mathbf{Z}_{j,t}$ ที่ห่างกัน k ; $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$

คุณสมบัติสแตชันนารี

สแตชันนารีเป็นเงื่อนไขของพารามิเตอร์ Φ_1, \dots, Φ_p ในรูปแบบ AR(p) ที่ทำให้ค่าคาดหวังของ Y_t และค่าความแปรปรวนของ Y_t ณ เวลาที่ t คงที่ และทำให้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองที่ช่วงเวลาห่างกัน k (ρ_k) ขึ้นอยู่กับค่า k อย่างเดียว โดยที่กระบวนการจะมีคุณสมบัติสแตชันนารีก็ต่อเมื่อสมการ $|\mathbf{I} - \Phi_1 B| = 0$ อยู่นอกวงกลมรัศมีหนึ่งหน่วย

ซึ่งในตัวแบบ VAR จะต้องมีคุณสมบัตินี้เช่นกัน โดยที่แต่ละอนุกรมเวลาที่นำมาวิเคราะห์เพื่อหาค่าพยากรณ์นั้นจะต้องมีคุณสมบัติที่เป็นสแตชันนารี หากอนุกรมเวลาใดที่นำมาวิเคราะห์ไม่สแตชันนารีจะต้องทำการแปลงอนุกรมเวลาให้มีคุณสมบัติสแตชันนารี โดยใช้หลักการแปลงเดียวกันกับวิธีการพยากรณ์ของบ็อกซ์-เจนกินส์

ฟังก์ชันเมทริกซ์สหสัมพันธ์และเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน

ฟังก์ชันเมทริกซ์สหสัมพันธ์ (Correlation Matrix Function) มีประโยชน์อย่างมากในการกำหนดอันดับของตัวแบบเคลื่อนที่ (MA) ถ้าเมทริกซ์สหสัมพันธ์ cut off หลัง lag q แสดงว่าควรใช้ตัวแบบ MA(q) โดยเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองระหว่าง Z_t และ Z_{t+k} คำนวณจาก

$$\mathbf{p}(k) = \mathbf{D}^{-1/2} \boldsymbol{\Gamma}(k) \mathbf{D}^{-1/2} = \left[\rho_{ij}(k) \right] \quad ; \quad \begin{array}{l} i = 1, 2, \dots, m \\ j = 1, 2, \dots, m \end{array}$$

เมื่อ \mathbf{D} คือ เมทริกซ์แนวเส้นทแยงมุม (Diagonal Matrix) ที่สมาชิกในแนวทแยงมุม คือ ความแปรปรวนของอนุกรมเวลาที่ i นั่นคือ

$$\mathbf{D} = \text{diag}[\gamma_{11}(0), \gamma_{22}(0), \dots, \gamma_{mm}(0)]$$

โดยที่ เมทริกซ์แนวเส้นทแยงมุมของ $\mathbf{p}(k)$ หรือ $\rho_{ii}(k)$ คือฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง ณ เวลาที่ i ของอนุกรมเวลา $Z_{i,t}$ ส่วนสมาชิกนอกแนวเส้นทแยงมุมของ $\mathbf{p}(k)$ หรือ $\rho_{ij}(k)$ คือฟังก์ชันสหสัมพันธ์ร่วมระหว่าง $Z_{i,t}$ และ $Z_{j,t}$ ซึ่งคำนวณจาก

$$\rho_{ij}(k) = \frac{\gamma_{ij}(k)}{[\gamma_{ii}(0)\gamma_{jj}(0)]^{1/2}}$$

ค่าสถิติอีกค่าหนึ่งซึ่งมีประโยชน์ในการกำหนดตัวแบบ VAR คือ เมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Matrix) เมื่อสัญลักษณ์ $P(s)$ แทนเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนที่ห่างกัน

ฟังก์ชันเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน คำนวณได้จาก

$$P(s) = \begin{cases} \Gamma'(1)[\Gamma(0)]^{-1} & ; s=1 \\ \left\{ \Gamma'(s) - c'(s)[A(s)]^{-1}b(s) \right\} \left\{ \Gamma(0) - b'(s)[A(s)]^{-1}b(s) \right\}^{-1} & ; s>1 \end{cases}$$

โดยที่

$$A(s) = \begin{bmatrix} \Gamma(0) & \Gamma'(1) & \cdots & \Gamma'(s-2) \\ \Gamma(1) & \Gamma(0) & \cdots & \Gamma'(s-3) \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \Gamma(s-2) & \Gamma(s-3) & \cdots & \Gamma(0) \end{bmatrix}; \quad b(s) = \begin{bmatrix} \Gamma'(s-1) \\ \Gamma'(s-2) \\ \vdots \\ \Gamma'(1) \end{bmatrix}, \quad c(s) = \begin{bmatrix} \Gamma(1) \\ \Gamma(2) \\ \vdots \\ \Gamma(s-1) \end{bmatrix}$$

และเนื่องจากการประมาณค่า $P(s)$ สามารถประมาณ $\Gamma(s)$ ที่ไม่ทราบค่าด้วยตัวประมาณเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วม $\hat{\Gamma}(s)$ ซึ่งคำนวณจาก

$$\hat{\Gamma}(s) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-s} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+s} - \bar{Z})' \quad ; s = 1, 2, \dots$$

โดยที่ $\bar{Z} = (\bar{Z}_1, \bar{Z}_2, \dots, \bar{Z}_m)$ คือ เวกเตอร์ของค่าเฉลี่ย

สำหรับการพิจารณาตัวแบบ VAR(p) จากค่าเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนจะกำหนด ดังนี้

$$P(s) = \begin{cases} \Phi_p & ; s = p \\ 0 & ; s > p \end{cases}$$

นั่นหมายความว่า เมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของตัวแบบ VAR(p) จะ cut off ที่ lag p และความแปรปรวนของเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนจะประมาณด้วย $1/n$

เนื่องจากจำนวนอนุกรมเวลาที่เพิ่มขึ้นจะส่งผลทำให้เมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง เมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนและกราฟสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง กราฟสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนมีความสลับซับซ้อนทำให้การพิจารณา รูปแบบในการกำหนดตัวแบบทำได้ยาก Tiao และ Box (1981) อ้างใน Wei (2006) ได้กำหนดวิธีการและสัญลักษณ์ +, - และ . แทนแต่ละสมาชิกในเมทริกซ์เพื่อช่วยในการกำหนดตัวแบบ

โดยที่ + แทน ค่าประมาณเมทริกซ์สหสัมพันธ์ที่มีค่ามากกว่า 2 เท่าของความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน แสดงว่ามีนัยสำคัญทางสถิติ

- แทน ค่าประมาณเมทริกซ์สหสัมพันธ์ที่มีค่าน้อยกว่า 2 เท่าของความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน แสดงว่าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

. แทน ค่าประมาณเมทริกซ์สหสัมพันธ์ที่มีค่าอยู่ในช่วง ± 2 เท่าของความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน แสดงว่าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

การกำหนดอันดับ p ที่เหมาะสม (Optimum lag)

ในการกำหนดอันดับ p ของตัวแบบ VAR(p) จะพิจารณาจากค่า lag สูงสุดของเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนที่มีนัยสำคัญทางสถิติ สมมติว่าเป็น p' ดังนั้นตัวแบบ VAR(p) ที่เป็นไปได้คือ $p = 1, 2, \dots, p'$ เมื่อได้ตัวแบบ VAR(p) ที่เป็นไปได้หลายตัวแบบจึงต้องพิจารณาหาตัวแบบที่เหมาะสมที่สุด โดยพิจารณาจากค่า AIC (Akaike's Information Criterion) ซึ่งคำนวณจาก

$$AIC(p) = \ln \left| \sum (p) \right| + \frac{2}{n} pm^2 \quad \text{เมื่อ } p = 1, 2, 3, \dots, p_{\max}$$

โดยที่ \sum คือ ตัวประมาณเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมของค่าความคลาดเคลื่อน

p คือ ค่า lag สูงสุดของเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองที่มีนัยสำคัญทางสถิติ

n คือ จำนวนค่าสังเกต

m คือ จำนวนอนุกรมเวลา m อนุกรมเวลา

เนื่องจากค่า AIC มีความสัมพันธ์กับค่าผลรวมของความคลาดเคลื่อนกำลังสอง ดังนั้นเกณฑ์ในการกำหนดอันดับ p ของตัวแบบ VAR ควรพิจารณาเลือกค่า AIC ที่ต่ำที่สุด(Wei, 2006)

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ VAR

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ VAR นอกจากจะมีการตรวจสอบนัยสำคัญของพารามิเตอร์โดยใช้ตัวสถิติ t ยังมีการตรวจสอบข้อสมมติของความคลาดเคลื่อน คือการตรวจสอบว่าความคลาดเคลื่อนเป็นตัวแปรสุ่มที่ไม่มีความสัมพันธ์กัน ซึ่งมีการแจกแจงแบบปกติ มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนคงที่ ในการตรวจสอบความคลาดเคลื่อนของตัวแบบว่ามีความสัมพันธ์กันหรือไม่ สามารถใช้เมทริกซ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบ

สมมติฐานในการทดสอบ

$$H_0 : \rho_{ij}(\varepsilon_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_{ij}(\varepsilon_t) \neq 0$$

เมื่อ ε_t คือ เวกเตอร์ของความคลาดเคลื่อนสุ่ม ซึ่งสมมติว่ามีการแจกแจงแบบปกติ โดยมีค่าเฉลี่ยของเวกเตอร์เท่ากับศูนย์ เมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมเท่ากับ \sum และเป็นอิสระจากกัน

$\bar{\varepsilon}_t$ คือ เวกเตอร์ของค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนสุ่ม

$$r_{ij}(e_t) = \frac{\sum_{t=k+1}^n (e_{i,t} - \bar{e}_i)(e_{j,t-k} - \bar{e}_j)}{\left[\sum_{t=1}^n (e_{i,t} - \bar{e}_i)^2 \sum_{t=1}^n (e_{j,t} - \bar{e}_j)^2 \right]^{1/2}}$$

$$= \frac{\sum_{t=k+1}^n e_{i,t} e_{j,t-k}}{\left[\sum_{t=1}^n (e_{i,t})^2 \sum_{t=1}^n (e_{j,t})^2 \right]^{1/2}}$$

นำค่า $r_{ij}(e_t)$ ที่คำนวณได้เปรียบเทียบกับค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (SE) ของ $r_{ij}(e_t)$ ซึ่งประมาณด้วย $\frac{1}{\sqrt{n}}$ ถ้าค่า $r_{ij}(e_t) < 2SE$ แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีสหสัมพันธ์ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$

5. การพยากรณ์โดยวิธีการหาค่าพยากรณ์รวม (Combined Forecasting)

มูกดา (2549) เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีการพิจารณามากกว่าหนึ่งวิธี แทนที่จะเลือกใช้วิธีพยากรณ์เดียววิธีใดวิธีหนึ่งอาจใช้วิธีการหาค่าพยากรณ์รวม โดยการใช้ค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์เดียวที่เหมาะสมทั้งหลายมาสร้างสมการพยากรณ์ การหาค่าพยากรณ์รวมในปัจจุบันมีหลายวิธีการ เช่น การหาค่าพยากรณ์รวมโดยใช้แนวคิดแบบซีเควนเซียลเบย์ การหาค่าพยากรณ์รวมโดยใช้การวิเคราะห์องค์ประกอบหลักและการหาค่าพยากรณ์รวมโดยใช้การวิเคราะห์การถดถอย ซึ่งในงานวิจัยนี้จะเลือกใช้วิธีของการวิเคราะห์การถดถอยเนื่องจากง่ายและสะดวกต่อการวิเคราะห์ โดยกำหนดให้ค่าพยากรณ์ของวิธีการพยากรณ์เดียวแบบต่างๆเป็นตัวแปรอิสระและข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นตัวแปรตาม

ในการหาค่าพยากรณ์รวมโดยใช้วิธีพยากรณ์เดียวหลายวิธี จำนวนวิธีพยากรณ์ที่นำมาใช้จะให้ค่าพยากรณ์ที่แม่นยำต่างกัน จากการศึกษาส่วนใหญ่พบว่าการใช้วิธีการพยากรณ์เดียว 3 วิธี ให้ความแม่นยำไม่แตกต่างมากจากการใช้วิธีการพยากรณ์เดียวเพียง 2 วิธี ดังนั้นในการศึกษาครั้งนี้จะใช้วิธีพยากรณ์เดียว 2 วิธี

สมการพยากรณ์รวมโดยใช้แนวคิดของการวิเคราะห์การถดถอยแสดงดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{i,t} + \beta_2 + \varepsilon_t$$

โดยที่

Y_t คือ อนุกรมเวลา ณ เวลา t

$Y_{i,t}$ คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีพยากรณ์ที่ i ณ เวลา t

$Y_{j,t}$ คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีพยากรณ์ที่ j ณ เวลา t

$\beta_0, \beta_1, \beta_2$ คือ สัมประสิทธิ์การถดถอย เป็นพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า

เมื่อ $\beta_1 (\beta_2)$ หมายถึงการเปลี่ยนแปลงในค่าเฉลี่ยของ Y เมื่อค่าของตัวแปร $Y_{i,t} (Y_{j,t})$ เปลี่ยนแปลงไปหนึ่งหน่วย โดยที่ค่าของตัวแปรอิสระ $Y_{j,t} (Y_{i,t})$ คงที่ และ β_0 หมายถึงค่าเฉลี่ยของ Y เมื่อตัวแปรอิสระทุกตัวมีค่าเท่ากับศูนย์

ε_i คือ ค่าความคลาดเคลื่อนที่เกิดขึ้นในค่าสังเกตที่ i โดยมีข้อกำหนดของค่าความคลาดเคลื่อน คือ ε_i เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงปกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนมีความเป็นเอกภาพและ ε_i และ ε_j เป็นอิสระกัน

การประมาณค่าพารามิเตอร์ (Estimation)

การประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด

ค่าวัดความเหมาะสมของตัวแบบ

ค่าวัดความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยมีอยู่หลายค่า ซึ่งแยกออกเป็น 2 กลุ่ม ดังนี้

1. ค่าวัดที่เป็นฟังก์ชันของผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อน (SSE) ได้แก่ ค่าเฉลี่ยกำลังสองของความคลาดเคลื่อน (MSE) หรือรากของค่าเฉลี่ยกำลังสองของความคลาดเคลื่อน (RMSE) สมการถดถอยที่เหมาะสมจะเป็นสมการที่ให้ค่าเหล่านี้ต่ำที่สุด

2. ค่าสัมประสิทธิ์ตัวกำหนด (R^2) และค่าสัมประสิทธิ์ตัวกำหนดแบบปรับแล้ว (R_a^2) โดยค่า R^2 เป็นค่าวัดว่าตัวแปรอิสระ X_1, X_2, \dots, X_k มีส่วนในการอธิบายการผันแปรของตัวแปรตาม Y มากน้อยเพียงใด

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = 1 - \frac{SSE}{SST}$$

และค่าสัมประสิทธิ์ตัวกำหนดแบบปรับแล้ว เป็นค่า R^2 ที่ปรับค่าด้วยจำนวนองศาอิสระ

$$R_a^2 = 1 - \frac{SSE / (n - k)}{SST / (n - 1)} = 1 - \frac{MSE}{SST / (n - 1)}$$

ค่า R^2 และค่า R_a^2 เป็นค่าที่ไม่มีหน่วย ค่า R^2 แปรตามค่า SSE สมการถดถอยที่เหมาะสมจะเป็นสมการที่ให้ค่า R^2 และค่า R_a^2 สูงที่สุด

การทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบ

การทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยที่มีตัวแปรอิสระสองตัว สามารถทำได้โดย

1. การทดสอบแบบ F รวม (Overall F test) เป็นการทดสอบว่ามีอย่างน้อยหนึ่งตัวแปรอิสระมีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม Y โดยใช้การทดสอบ F ซึ่งกำหนดสมมติฐานในการทดสอบ คือ

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1 : \beta_1 \text{ อย่างน้อยหนึ่งตัวไม่เท่ากับศูนย์}$$

สถิติทดสอบ

$$F = \frac{MSR}{MSE}$$

ซึ่งจะยอมรับ H_0 เมื่อ $F \leq F_{\alpha, k-1, n-k-1}$ นั้นหมายความว่าตัวแบบที่สร้างขึ้นไม่เหมาะสมหรือตัวแปรอิสระที่นำมาพิจารณาไม่สามารถอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม Y

2. การทดสอบพารามิเตอร์แต่ละตัว (Individual test) เป็นการทดสอบว่าตัวแปรอิสระแต่ละตัวมีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม Y หรือไม่ โดยใช้สถิติ t ภายใต้สมมติฐาน

$$H_0 : \beta_i = 0$$

$$H_1 : \beta_i \neq 0 \quad (\text{เมื่อ } \beta_i \text{ คือ พารามิเตอร์ใดๆ ของตัวแบบ})$$

สถิติทดสอบ

$$t = \frac{\hat{\beta}_i}{S_{\hat{\beta}_i}}$$

โดยที่ $\hat{\beta}_i$ คือ ค่าประมาณของพารามิเตอร์ β

$S_{\hat{\beta}_i}$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ $\hat{\beta}_i$

ซึ่งจะยอมรับ H_0 เมื่อ $-t_{\frac{\alpha}{2}, n-1} \leq t \leq t_{\frac{\alpha}{2}, n-1}$ นั้นหมายความว่าพารามิเตอร์นั้นๆ ไม่เหมาะสมที่จะอยู่ในตัวแบบ

3. การทดสอบสหสัมพันธ์ต่อเนื่องของ Durbin Watson เพื่อทดสอบว่าไม่มีสหสัมพันธ์ต่อเนื่องของค่าความคลาดเคลื่อน ซึ่งกำหนดสมมติฐานเป็น $H_0 : \rho = 0$ และ $H_1 : \rho > 0$ โดยใช้ตัวทดสอบสถิติ

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

จะปฏิเสธ H_0 เมื่อ $DW < d_L$ แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนมีความสัมพันธ์ต่อเนื่องกัน ในทางตรงกันข้ามจะยอมรับ H_0 เมื่อ $DW > d_U$ แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีความสัมพันธ์ต่อเนื่องกัน และจะสรุปการทดสอบไม่ได้เมื่อ $d_L \leq DW \leq d_U$ (Kutner et.al, 2005) ในกรณีที่ไม่สามารถสรุปผลการทดสอบโดยใช้ตัวสถิติของ Durbin Watson ได้ อาจพิจารณาใช้การทดสอบสหสัมพันธ์ต่อเนื่องของค่าความคลาดเคลื่อนด้วยค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง โดยพิจารณาคอลเลโรแกรมของ $r_k(e_t)$ ว่ามีค่าใกล้กับศูนย์หรือไม่ หรือทดสอบ $H_0 : \rho_k(e_t) = 0$ สำหรับ $k = 1, 2, \dots$ โดยใช้ตัวสถิติทดสอบ $r_k(e_t)$ หรือทดสอบ $H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_m(e_t) = 0$ ด้วยการทดสอบสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของ Box-Pierce รายละเอียดดังที่ได้กล่าวไว้ในวิธีของ บ็อกซ์-เจนกินส์

การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีการพยากรณ์

ในการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบต่างๆที่ใช้ในการพยากรณ์ สามารถตรวจสอบได้จากความสอดคล้องระหว่างค่าสังเกตกับค่าพยากรณ์ เนื่องจากตัวแบบที่ดีควรให้ค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าสังเกต ซึ่งจะเรียกค่านี้ว่า ค่าวัดความถูกต้องของวิธีพยากรณ์ ซึ่งเป็นฟังก์ชันของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่ไม่คำนึงถึงทิศทาง ซึ่ง e_t เป็นผลต่างของค่าสังเกตกับค่าพยากรณ์ซึ่งได้จากตัวแบบ ณ เวลา t

1. ค่า MAD (mean absolute deviation) เป็นค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ที่วัดจากขนาดของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์โดยไม่คำนึงถึงทิศทางของความคลาดเคลื่อนเพราะแทนด้วยค่าสัมบูรณ์ของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ค่า MAD มีหน่วยวัดเดียวกับค่าสังเกต

$$MAD = \frac{\sum_{t=1}^n |e_t|}{n}$$

2. ค่า MSE (mean square error) เป็นค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ที่วัดจากขนาดของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่ได้จากการยกกำลังสองของค่าความคลาดเคลื่อน ค่า MSE จะไวต่อค่าคลาดเคลื่อนที่มีขนาดใหญ่ เพราะค่าความคลาดเคลื่อนใดมีค่าสูง เมื่อยกกำลังสองแล้วจะสูงมาก ซึ่งมีหน่วยวัดเดียวกับค่าสังเกต

$$\text{MSE} = \frac{\sum_{t=1}^n e_t^2}{n}$$

3. ค่า MAPE (mean absolute percent error) เป็นค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ที่วัดจากขนาดของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เทียบกับค่าจริง ค่าวัดความถูกต้องนี้ไม่มีหน่วย จึงเหมาะที่จะใช้ในการเปรียบเทียบอนุกรมเวลาหลายชุดที่อาจจะมีหน่วยของการวัดต่างกันเมื่อใช้วิธีการพยากรณ์เดียวกัน

$$\text{MAPE} = \frac{\sum_{t=1}^n |e_t / Y_t|}{n} * 100$$

4. ค่า AIC (Akaike's information criterion) กรณีที่อนุกรมเวลาหนึ่งชุดใดๆ มีตัวแบบที่เหมาะสมมากกว่าหนึ่งตัวแบบ ภายใต้ข้อสมมติว่าได้กำหนดตัวแบบที่มีพารามิเตอร์เป็นจำนวนเท่ากับ k ค่า ซึ่งสามารถเขียนสูตรการคำนวณทั่วไป ดังนี้

$$\text{AIC} = \ln(\text{maximum likelihood}) + \frac{2k}{n}$$

โดยที่ e_t คือ ความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์ ($Y_t - \hat{Y}_t$)

Y_t คือ ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ เวลา t

\hat{Y}_t คือ ค่าพยากรณ์ของ Y_t ที่ได้จากตัวแบบ

n คือ จำนวนของค่าสังเกต

k คือ จำนวนพารามิเตอร์ที่ต้องประมาณ

ในการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ที่มีความถูกต้องมากที่สุด จะต้องเป็นวิธีที่ให้ค่า MSE (Mean Squared Error) MAPE (Mean Absolute Percentage Error) MAD (Mean Absolute Deviation) และ AIC (Akaike's information criterion) น้อยที่สุด

การตรวจสอบค่าพยากรณ์

ทรงศิริ (2549) กล่าวว่าแม้ว่าจะพยากรณ์จากสมการพยากรณ์ที่ดีที่สุดแต่เมื่อพยากรณ์ไปช่วงเวลาหนึ่งค่าพยากรณ์นั้นอาจจะผิดพลาด นั่นคือค่าพยากรณ์จะคลาดเคลื่อนจากค่าจริงที่เก็บรวบรวมมาใหม่มาก สาเหตุสำคัญได้แก่ เหตุการณ์ที่เคยเกิดในอดีตมีการเปลี่ยนแปลงหรือปัจจัยต่างๆ ที่มีผลต่อการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาที่เปลี่ยนไป ดังนั้นจึงต้องมีเครื่องมือช่วยตรวจสอบค่าพยากรณ์โดยนำค่าพยากรณ์จากสมการพยากรณ์ที่สร้างขึ้นไปเปรียบเทียบกับค่าจริงที่เก็บรวบรวมใหม่ซึ่งค่าจริงดังกล่าวยังไม่ได้นำมาใช้ในการสร้างสมการพยากรณ์ ถ้าค่าจริงและค่าพยากรณ์ไม่แตกต่างกันมากแสดงว่าค่าพยากรณ์อยู่ในการควบคุม แต่ถ้าค่าพยากรณ์ห่างจากค่าจริงมากแสดงว่าค่าพยากรณ์ไม่อยู่ในการควบคุม ค่าพยากรณ์ที่ไม่อยู่ในการควบคุมจะเป็นสัญญาณเตือนแก่ผู้พยากรณ์ว่าค่าพยากรณ์เริ่มไม่ถูกต้องหรือสมการที่สร้างขึ้นเริ่มไม่เหมาะสม

ในการตรวจสอบจะนำค่าวัดความผันแปร (measure of variability) ของค่าสถิติที่เรียกว่าค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานมาปรับค่าวัดความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เพื่อให้ค่าวัดความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เป็นค่าวัดความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน จะเรียกค่าวัดความคลาดเคลื่อนมาตรฐานว่า tracking signal ในงานวิจัยนี้ได้พิจารณาใช้ tracking signal ด้วยวิธีผลรวมสะสม (วิธี CUSUM) ซึ่งมีความสะดวกในการปรับค่าเมื่อมีค่าความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์ใหม่เพิ่มขึ้น

วิธีการตรวจสอบแบบผลรวมสะสมได้พัฒนาขึ้น โดย Brown (1959) ซึ่งจะเปรียบเทียบผลรวมสะสมของค่าคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์กับค่าเฉลี่ยแบบปรับให้เรียบของค่าความคลาดเคลื่อนสมบูรณ์ (Smoothed mean absolute deviation) ซึ่งตัวสถิติแทนด้วย $CUSUM_t$ โดยคำนวณได้จาก

$$\text{CUSUM}_t = \left| \frac{\text{SUM}_t}{\text{MAD}_t} \right|$$

โดยที่

$$e_t = Z_t - \hat{Z}_t$$

$$\text{SUM}_t = e_t + \text{SUM}_{t-1}$$

$$\text{MAD}_t = \gamma |e_t| + (1 - \gamma)\text{MAD}_{t-1}$$

ซึ่ง SUM_t คือ ผลรวมสะสมของค่าความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์ ณ เวลา t

MAD_t คือ ค่าเฉลี่ยแบบปรับให้เรียบของค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ ณ เวลา t

γ คือ ค่าคงที่ที่ใช้ในการปรับให้เรียบ มีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

ทรงศิริ (2549) ในทางปฏิบัติเมื่อ γ มีค่าน้อยจะอนุโลมใช้กรณีสมมติว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกัน

CUSUM_t คือ ตัวสถิติแบบผลรวมสะสมที่ใช้ตรวจสอบ ณ คาบเวลา t

สำหรับช่วงการควบคุมของวิธีผลรวมสะสม คือ $\pm Z_{\frac{\alpha}{2}} \hat{\sigma}$ โดย $\hat{\sigma} = 0.88 \sqrt{\frac{2 - \gamma}{1 - (1 - \gamma)^2}}$

เกณฑ์การตัดสินใจ ถ้าตัวสถิติ CUSUM_t มีค่ามากกว่าช่วงควบคุมแสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์มีค่าเบี่ยงเบนจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

การกำหนดค่าเริ่มต้น SUM_t และ MAD_t ในการคำนวณตัวสถิติ CUSUM_t ได้ดังนี้

$$\text{SUM}_0 = 0$$

$$\text{MAD}_0 = \text{ค่าเฉลี่ยของค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ในอดีต 10 ช่วงเวลา}$$

ผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

Cushman and Zha (1997) ทำการศึกษา นโยบายการเงินในประเทศแคนาดาภายใต้ นโยบายอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวด้วยวิธี Vector Autoregressive โดยใช้ข้อมูลปี 1974 ถึง 1993 ตัวแปรที่ใช้ประกอบด้วยตัวแปรในประเทศและตัวแปรต่างประเทศ โดยสร้างแบบจำลอง 3 สมการ คือ สมการ Money Demand และ Money Supply สมการ Information Market และสมการหมวดผลผลิต ในส่วนแรกได้ทำการเปรียบเทียบผลของการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันจากอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศกับในประเทศ พบว่าจากอัตราดอกเบี้ยสหรัฐอเมริกาทำให้ค่าเงินของแคนาดาตกลง ส่วนต่อมา Cushman and Zha ได้ทำการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลอง พบว่าความยืดหยุ่นของอัตราดอกเบี้ยต่อ Money Demand มีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนความยืดหยุ่นของอัตราดอกเบี้ยในประเทศต่อ Money Supply เป็นบวกเช่นเดียวกับสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยน ส่วนสัมประสิทธิ์ของระดับราคาสินค้าส่งออกของโลกมีค่าเป็นลบและจากสมการ Information สัมประสิทธิ์ของตัวแปร Money Supply การส่งออก การนำเข้าและราคาสินค้าต่างประเทศมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 ส่วนสัมประสิทธิ์ของระดับราคาและระดับผลผลิตก็มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

Jacobson et al. (1999) ในงานวิจัยนี้เป็นการอธิบายซึ่งจะแสดงให้เห็นถึงการควบคุมนโยบายทางการเงินระยะยาวว่าจะสามารถทำได้โดยใช้ตัวแบบ VAR และจะนำทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์มาประยุกต์ใช้ร่วมกันในการวิเคราะห์ซึ่งในงานวิจัยนี้ได้แสดงสูตรของตัวแบบ VAR โดยมีคุณสมบัติที่จะสามารถนำมาใช้พยากรณ์อัตราเงินเฟ้อได้ ซึ่งจะมีความสัมพันธ์แบบพลวัตอย่างสมบูรณ์อันเป็นความสำคัญเชิงประจักษ์และมีข้อจำกัดในการกำหนดและการทดสอบระยะยาว ในการวิเคราะห์นโยบายทางการเงินและกระบวนการของการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อเป็นการพิจารณาตัวแปรที่แตกต่างกัน โดยถือว่าจะมีความสัมพันธ์กันกับอัตราเงินเฟ้อในอนาคต เช่น อัตราการแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและอัตราการเปลี่ยนแปลงตามมูลค่าที่ปรากฏ

ผลการวิเคราะห์สรุปได้ว่า อัตราการเปลี่ยนแปลงคุณภาพสามารถช่วยในการทำนายการเปลี่ยนแปลงในอนาคตในอัตราการเปลี่ยนแปลงตามมูลค่าที่ปรากฏและอัตราคุณภาพดูเหมือนว่าจะมีผลมาจากการเปลี่ยนแปลงในการจัดการนโยบาย นอกจากนี้ความผันผวนของอัตราการเปลี่ยนแปลงตามมูลค่าที่ปรากฏสามารถช่วยทำนายอัตราเงินเฟ้อในอนาคตได้ และยังพบว่าดัชนีภาวะการเงิน เช่น อัตราดอกเบี้ยไม่สามารถนำมาใช้ประโยชน์ในการควบคุมนโยบายทางการเงินได้ ซึ่งผลที่ได้นี้จะมีความสำคัญในการควบคุมนโยบายทางการเงิน

Moser et al. (2006) ในงานวิจัยนี้ได้ศึกษาการพยากรณ์อัตราการเปลี่ยนแปลงใน HICP (ΔP_0) ของออสเตรเลียและดัชนีย่อยต่างๆ ประกอบด้วย ดัชนีทางด้าน processed food (ΔP_1) unprocessed food (ΔP_2) energy (ΔP_3) non-energy industrial good (ΔP_4) และ services (ΔP_5) โดยการเปรียบเทียบจากวิธีการของตัวแบบปัจจัย (Factor Models) ตัวแบบ VAR และตัวแบบ ARIMA และเปรียบเทียบการพยากรณ์ของ HICP ที่แสดงถึงอัตราเงินเฟ้อภายใต้การสร้างตัวแบบโดยตรงของ HICP ที่เป็นการพยากรณ์รวมกันของดัชนีย่อย กลุ่มข้อมูลที่นำมาใช้ในการศึกษา ประกอบด้วย อนุกรมเวลาทางด้านเศรษฐศาสตร์มหภาคและการเงิน 179 อนุกรมเวลา โดยเป็นข้อมูลรายเดือนซึ่งเป็นข้อมูลในระหว่างเดือนมกราคม 2523 ถึงเดือนธันวาคม 2545 และแต่ละอนุกรมเวลามีค่าสังเกต 276 ค่า

โดยในการเปรียบเทียบระหว่างตัวแบบปัจจัยและตัวแบบ VAR พบว่าตัวแบบปัจจัยมีนัยสำคัญความถูกต้องของการทำนายสูงกว่าตัวแบบ VAR สำหรับดัชนีด้าน unprocessed food energy และ industrial good เมื่อพิจารณา processed food พบว่าตัวแบบ VAR จะมีค่า MSE น้อยกว่าส่วนตัวแบบ ARIMA จะให้ผลดีในส่วนของความถูกต้องของการทำนายโดยผ่านตัวแบบปัจจัย และจากการเปรียบเทียบโดยใช้ค่า MSE ของตัวแบบ VAR และตัวแบบ ARIMA แสดงให้เห็นว่าตัวแบบ ARIMA มีค่า MSE น้อยกว่า VAR สำหรับ unprocessed food และ non-energy industrial good แต่ในส่วนอื่นๆ VAR จะมีค่า MSE ที่น้อยกว่าตัวแบบ ARIMA ผลการศึกษานี้ชี้ให้เห็นว่า ตัวแบบปัจจัยทำหน้าที่ได้ดีกว่าตัวแบบ VAR และตัวแบบ ARIMA สำหรับ HICP และดัชนีย่อยต่างๆ ยกเว้น processed food จะดีกว่าใน VAR แต่โดยสรุปแล้วความถูกต้องของการทำนายโดยตัวแบบปัจจัยและตัวแบบ VAR ส่วนใหญ่มีค่าใกล้เคียงกัน

นิมิตร (2529) ได้ศึกษาการวิเคราะห์สาเหตุของภาวะเงินเฟ้อในประเทศไทยและนโยบายแก้ไข เพื่อวิเคราะห์ถึงสาเหตุที่ก่อให้เกิดภาวะเงินเฟ้อในประเทศไทยและเปรียบเทียบความรุนแรงของสาเหตุสำคัญดังกล่าว ตลอดจนเสนอแนวทางแก้ไขปัญหาภาวะเงินเฟ้อโดยใช้วิธีการวิเคราะห์ในเชิงพรรณนา วิธีการวิเคราะห์ในเชิงปริมาณและใช้วิธีชิมูเลชั่นเพื่อเป็นการทดสอบความสมบูรณ์ของแบบจำลองและทำการทดสอบนโยบาย และทางด้านการเสนอแนวทางแก้ไขนั้นได้ใช้วิธีการประมาณด้วยกำลังสองน้อยสุด ผลการศึกษา พบว่าราคานำเข้าสินค้าต่างประเทศมีอิทธิพลต่อระดับราคาภายในประเทศมากที่สุด รองลงมาได้แก่ อุปสงค์รวมและปริมาณเงิน ตามลำดับ โดยการเพิ่มขึ้นของราคานำเข้าสินค้าต่างประเทศ ส่วนใหญ่เป็นผลมาจากการประกาศขึ้นราคาน้ำมันดิบของประเทศผู้ผลิตน้ำมันกลุ่มโอเปก ส่วนอุปสงค์รวมจะประกอบด้วยอุปสงค์การบริโภคของเอกชนและอุปสงค์การลงทุนรวมเป็นส่วนใหญ่ และการเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินซึ่งปริมาณเงิน

ได้ถูกกำหนดโดยปริมาณเงินที่ธนาคารแห่งประเทศไทยให้กู้แก่รัฐบาลเพื่อชดเชยการขาดดุลงบประมาณ ปริมาณเงินที่ธนาคารแห่งประเทศไทยให้กู้แก่ธนาคารพาณิชย์ ปริมาณเงินฝากประจำและเงินทุนสำรองระหว่างประเทศ ซึ่งเงินทุนสำรองระหว่างประเทศมีอิทธิพลต่อปริมาณเงินมากที่สุด และรองลงมาได้แก่ ปริมาณเงินฝากประจำ ปริมาณเงินที่ธนาคารแห่งประเทศไทยให้กู้แก่รัฐและปริมาณเงินที่ธนาคารแห่งประเทศไทยให้กู้แก่ธนาคารพาณิชย์ ตามลำดับ

สำหรับการประมาณแบบจำลองที่ใช้เป็นแนวทางในการแก้ไขภาวะเงินเฟ้อโดยควบคุมทางด้านปริมาณเงินได้กำหนดให้ปริมาณเงินฝากประจำเป็นตัวผันแปรที่จะควบคุมการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงิน จากผลการวิเคราะห์ปรากฏว่าปริมาณเงินฝากประจำถูกกำหนดโดยอัตราดอกเบี้ยฝากประจำของธนาคารไทยพาณิชย์

นภาพร (2539) ได้ศึกษาการวิเคราะห์ภาวะเงินเฟ้อของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลรายปีระหว่าง พ.ศ.2514-2538 เพื่อศึกษาดัชนีที่ใช้วัดภาวะเงินเฟ้อในประเทศไทยและวิเคราะห์ปัจจัยที่มีผลกระทบต่อภาวะเงินเฟ้อที่เกิดขึ้น ใช้วิธีวิเคราะห์ในเชิงพรรณนาในการอธิบายลักษณะทั่วไปของดัชนีที่ใช้ในการวัดภาวะเงินเฟ้อในประเทศไทยและวิธีวิเคราะห์ในเชิงปริมาณจะใช้แบบจำลองสมการถดถอยเชิงซ้อนสำหรับตัวแปรหลายๆตัวด้วยวิธีกำลังสองน้อยสุดธรรมดา ในการศึกษาได้แบ่งพิจารณาปัจจัยที่กระทบระดับราคาเป็น 2 กรณี คือกรณีปริมาณเงินในความหมายแคบและกรณีปริมาณเงินในความหมายกว้าง ผลการศึกษา พบว่าทั้งกรณีปริมาณเงินตามความหมายแคบและปริมาณเงินตามความหมายกว้างปัจจัยที่นำมาพิจารณาทั้ง 4 ปัจจัยที่มีผลต่อภาวะเงินเฟ้อ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 และปัจจัยที่มีผลกระทบต่อระดับราคาภายในประเทศมากที่สุดคือระดับราคาภายในประเทศในปีที่แล้ว อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ ดัชนีราคานำเข้าสินค้าและบริการ ปริมาณเงินตามความหมายแคบและปริมาณเงินตามความหมายกว้าง

มงคล (2543) ได้ศึกษาการวิเคราะห์สาเหตุการเกิดภาวะเงินเฟ้อของประเทศไทยระหว่างปี พ.ศ.2527 - 2539 มีวัตถุประสงค์เพื่อหาสาเหตุการเกิดภาวะเงินเฟ้อของประเทศไทยว่าปัจจัยใดบ้างเป็นสาเหตุที่ก่อให้เกิดภาวะเงินเฟ้อซึ่งมีทั้งปัจจัยภายในระบบเศรษฐกิจและปัจจัยเงินนโยบาย วิธีการศึกษาใช้วิธีวิเคราะห์ในเชิงพรรณนา การวิเคราะห์ในเชิงปริมาณและวิธีทางเศรษฐมิติ (Econometric Techniques) เพื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ต่างๆ

ผลการศึกษาพบว่า ระดับราคาสินค้ามีความอ่อนไหวต่อตัวแปรด้านอุปทานมากกว่าตัวแปรด้านอุปสงค์ ทั้งนี้เนื่องจากกระบวนการปรับตัวด้านอุปสงค์ใช้เวลานานกว่าการปรับตัวด้าน

อุปทาน ซึ่งการปรับตัวด้านอุปสงค์จะมีการปรับตัวด้านปริมาณ (Quantities Adjustment) ในส่วนสินค้าคงคลังหรือในส่วนของกระบวนการผลิตก่อนแล้วจึงมีการปรับตัวด้านราคา (Price Adjustment) ในส่วนของกำไรหรือต้นทุนอีกที ส่วนการปรับตัวด้านอุปทานจะมีการปรับตัวด้านราคาเพียงด้านเดียว และจากการศึกษาพบว่าตัวแปรที่เป็นตัวแทนด้านอุปทานและอุปสงค์ในระยะสั้นนั้นระดับราคามีค่าความยืดหยุ่นต่อค่าจ้างขั้นต่ำมากที่สุด รองลงมา ได้แก่ ราคาสินค้าวัตถุดิบ การใช้จ่ายของภาครัฐ ปริมาณเงินและดุลการชำระเงินที่แท้จริง และในระยะยาวระดับราคามีค่าความยืดหยุ่นต่อค่าจ้างขั้นต่ำมากที่สุด รองลงมา ได้แก่ ราคาสินค้าวัตถุดิบ การใช้จ่ายของภาครัฐบาล ปริมาณเงินและดุลการชำระเงินที่แท้จริง ในขณะที่ตัวแปรราคาสินค้าขั้นกลางซึ่งเป็นเพียงตัวแปรเดียวในแบบจำลองที่ไม่มีนัยสำคัญต่อระดับราคา สำหรับตัวแปรเงินนโยบาย ได้แก่ ปริมาณเงินเป็นตัวแทนด้านนโยบายการเงิน และการใช้จ่ายของภาครัฐเป็นตัวแทนด้านนโยบายการคลัง จะเห็นได้ว่าระดับราคาอ่อนไหวต่อนโยบายการคลังมากกว่านโยบายการเงิน และตัวแปรเงินนโยบายดังกล่าวมีอิทธิพลต่อด้านรายได้ที่แท้จริงหรือด้านอุปสงค์มวลรวมมากกว่า

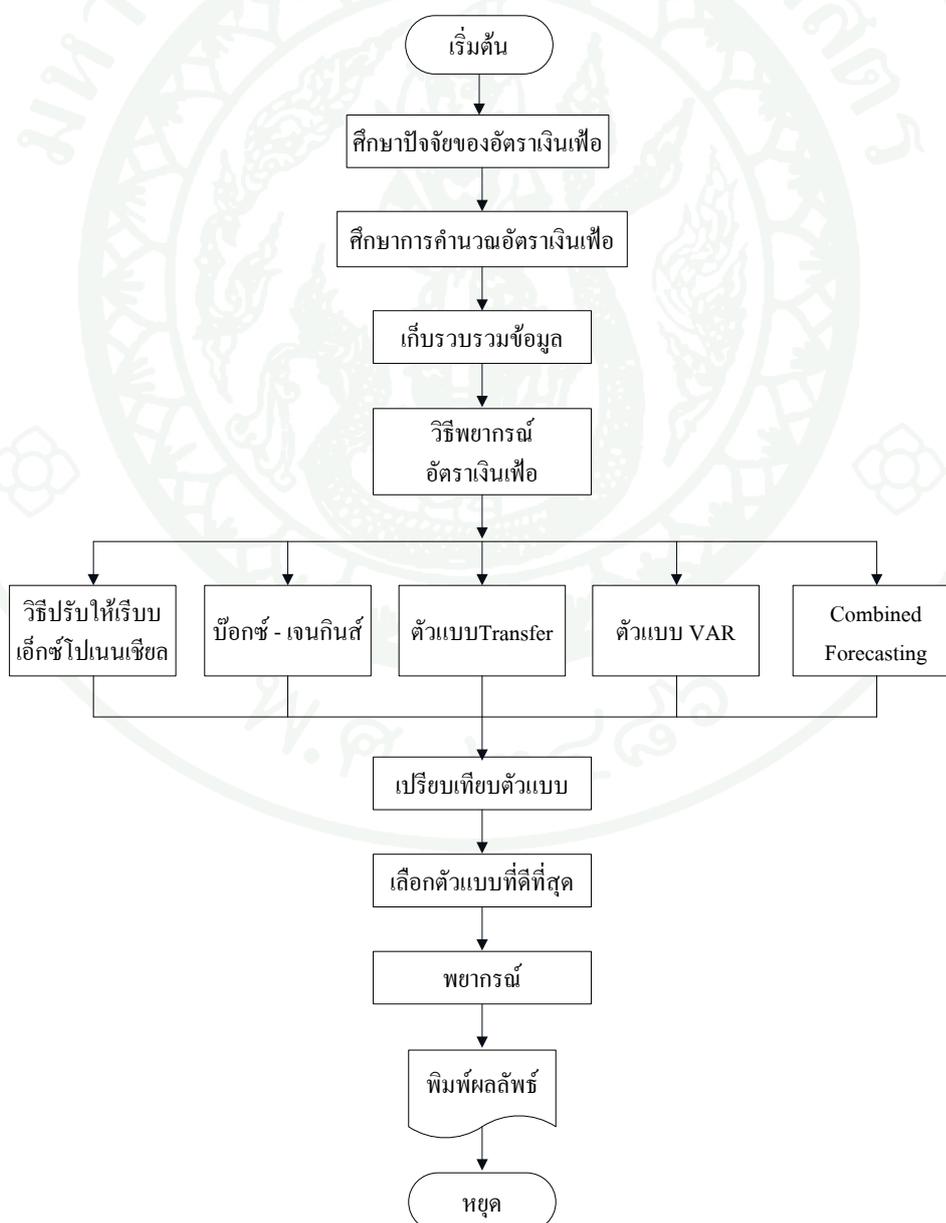
พรรณี (2545) ได้ศึกษาการเปรียบเทียบวิธีการประมาณดัชนีราคาผู้บริโภค โดยใช้วิธีโมดิฟายด์ลาสเปร์ (Modified Laspeyres) และวิธีโมดิฟายด์เชนลาสเปร์ (Modified Chain Laspeyres) ซึ่งใช้ข้อมูลดัชนีราคาผู้บริโภคของกรุงเทพมหานครระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2544 โดยในการประมาณดัชนีราคาผู้บริโภคใช้การสุ่มตัวอย่างแบบบุดสเตรป ซึ่งมีขนาดตัวอย่าง 300 400 และ 500 ตัวอย่าง ซึ่งผลการศึกษาพบว่า ทั้งสองวิธีมีบางคุณสมบัติของเลขดัชนีเหมือนกัน โดยให้ค่าประมาณดัชนีราคาผู้บริโภคที่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นตามเวลาและมีลักษณะการเคลื่อนไหวเหมือนกัน เมื่อใช้การสุ่มตัวอย่างแบบบุดสเตรปแล้วกำหนดตัวแบบที่เป็นไปได้ พบว่าทั้งสองวิธีให้ตัวแบบ ARIMA(1,1,1) และมีค่าประมาณพารามิเตอร์ของแต่ละตัวแบบที่ใกล้เคียงกัน โดยค่าประมาณของวิธีโมดิฟายด์ลาสเปร์น้อยกว่าวิธีโมดิฟายด์เชนลาสเปร์ และมีค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองของตัวแบบน้อยกว่าวิธีโมดิฟายด์เชนลาสเปร์

อุปกรณ์และวิธีการ

อุปกรณ์

เครื่องไมโครคอมพิวเตอร์ โปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ เช่น SPSS for window 15.0 MINITAB 15 Microsoft Excel และ โปรแกรม SAS 9.1 ที่ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

วิธีการ



ผลและวิจารณ์

ผล

ในการวิจัย การพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย เพื่อศึกษาหลักการคำนวณอัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย วิเคราะห์ตัวแบบพยากรณ์และหาวิธีพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดเพื่อใช้ในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อในอนาคต ดั้งชั้นตอนต่างๆที่ได้กล่าวมาแล้วข้างต้น

การนำเสนอผลการวิเคราะห์จะแบ่งออกเป็น 4 ส่วน คือ ส่วนที่ 1 คือ หลักการคำนวณอัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย ส่วนที่ 2 คือ ศึกษาการเคลื่อนไหวของปัจจัยต่างๆ ส่วนที่ 3 คือ การกำหนดตัวแบบที่เหมาะสมของวิธีการพยากรณ์ต่างๆ ส่วนที่ 4 คือ เปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบที่ได้และการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อของประเทศไทยจากวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด

ส่วนที่ 1 การคำนวณอัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย

เนื่องจากอัตราเงินเฟ้อคำนวณได้จากอัตราการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภค ดังนั้นผู้วิจัยจึงได้ศึกษาหลักการคำนวณดัชนีราคาผู้บริโภคก่อนว่ามีวิธีการคำนวณอย่างไร หลังจากนั้นจึงนำค่าดัชนีราคาผู้บริโภคที่ได้ไปคำนวณค่าอัตราเงินเฟ้อต่อไป

การคำนวณดัชนีราคาผู้บริโภค

ในการจัดทำดัชนีราคานั้นมีวัตถุประสงค์เพื่อวัดการครองชีพของประชาชนทั่วไปที่อาศัยในเขตเมืองของประเทศไทย ครั้วเรือนดัชนีซึ่งกำหนดปีฐาน 2550 ประกอบด้วย

- ครั้วเรือนที่ตั้งอยู่ในเขตเทศบาลเมือง 4 ภาค กรุงเทพฯและปริมณฑล
- มีสมาชิกในครั้วเรือนตั้งแต่ 1 – 5 คน
- มีรายได้ตั้งแต่ 9,000 – 55,000 บาท ต่อเดือนต่อครั้วเรือน

ส่วนหลักเกณฑ์ในการคัดเลือกรายการสินค้า คือ คัดเลือกจากสัดส่วนค่าใช้จ่ายของสินค้าแต่ละรายการตั้งแต่ร้อยละ 0.01 ของค่าใช้จ่ายทั้งหมดของครัวเรือนดัชนีที่ได้ข้อมูลจากการสำรวจของสำนักงานสถิติแห่งชาติ

หลังจากที่มีการกำหนดลักษณะจำเพาะของสินค้าและบริการแต่ละตรา ขนาด สี รุ่นและกลิ่นที่ต้องการเก็บข้อมูลเพื่อนำมาจัดทำดัชนีราคาเรียบร้อยแล้ว เจ้าหน้าที่ที่ผ่านการอบรมจะลงพื้นที่เพื่อทำการจัดเก็บข้อมูล โดยตัวอย่างจังหวัดที่เป็นตัวแทนในการจัดเก็บราคาแบ่งตามภาค มีดังต่อไปนี้

- กรุงเทพฯและปริมณฑล ได้แก่ ปทุมธานี นนทบุรี สมุทรปราการ
- ภาคเหนือ มี 9 จังหวัด ได้แก่ นครสวรรค์ ตาก แพร่ เชียงใหม่ เชียงราย อุดรดิตถ์ พิษณุโลก เพชรบูรณ์ น่าน
- ภาคกลาง มี 11 จังหวัด ได้แก่ ออยุธยา ลพบุรี สิงห์บุรี ชลบุรี ระยอง จันทบุรี ปราจีนบุรี ราชบุรี สุพรรณบุรี เพชรบุรี ประจวบคีรีขันธ์
- ภาคอีสาน มี 8 จังหวัด ได้แก่ นครราชสีมา ขอนแก่น สุรินทร์ อุบลราชธานี หนองคาย ศรีสะเกษ มุกดาหาร อุดรธานี
- ภาคใต้ มี 9 จังหวัด ได้แก่ ระนอง สุราษฎร์ธานี นครศรีธรรมราช ตรัง สงขลา ยะลา ภูเก็ต กระบี่ นราธิวาส

การคำนวณดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศไทยจะคำนวณจากน้ำหนักค่าใช้จ่ายของหมวดย่อยแต่ละรายการสินค้า โดยจะนำน้ำหนักค่าใช้จ่ายของหมวดสินค้าย่อยของแต่ละรายการสินค้ามาถ่วงน้ำหนัก ซึ่งน้ำหนักที่ถ่วงนี้ใช้จำนวนประชากรในครัวเรือนดัชนีของแต่ละภูมิภาคมาเป็นตัวถ่วง โดยไม่คำนึงว่ารายการสินค้าในแต่ละหมวดย่อยในแต่ละภาคจะเหมือนกันหรือไม่ ส่วนดัชนีราคาผู้บริโภคโดยรวมของประเทศไทยจะคำนวณจากน้ำหนักของกลุ่มสินค้า หรือหมวดย่อยของแต่ละภูมิภาค เพื่อให้เกิดความเข้าใจมากขึ้นจึงแสดงตัวอย่างการคำนวณดัชนีราคาผู้บริโภคของกรุงเทพมหานครของเดือนกุมภาพันธ์ 2552 ดังต่อไปนี้

ตารางที่ 6 แสดงข้อมูลสถิติที่ใช้ในการคำนวณดัชนีราคาผู้บริโภคของกรุงเทพมหานคร ในหมวดย่อยข้าว แป้งและผลิตภัณฑ์จากแป้ง เดือนมกราคมและ กุมภาพันธ์ 2552

หมวด/รายการ	มกราคม 2552			กุมภาพันธ์ 2552		
	น้ำหนัก (1)	ดัชนี (2)	สัมพัทธ์ (3)	น้ำหนัก (4)	ดัชนี (5)	อัตราเงินเพื่อ (6)
รวมทุกรายการ	17360.96543	101.16985	101.16206	17562.70991	102.34550	-0.7
- หมวดอาหารและเครื่องดื่ม	6215.39822	112.78253	99.69891	6196.68427	112.44295	7.1
ข้าว แป้งและผลิตภัณฑ์จากแป้ง	510.96609	128.74689	100.11215	511.53912	128.89127	24.7
ข้าวสารเจ้า	306.62263	139.26991	99.95484	306.48416	139.20702	35.1
ข้าวสารเหนียว	20.04851	91.08115	100.26806	20.10225	91.32529	-3.0
แป้งสาลี	2.44989	115.80119	99.27263	2.43207	114.95888	8.2
เส้นก๋วยเตี๋ยวสด	17.97405	144.78690	100.00000	17.97405	144.78690	33.7
วุ้นเส้น	6.46875	103.98850	100.00000	6.46875	103.98850	0.8
เต้าหู้	10.89918	116.89182	100.37969	10.94056	117.33561	11.1
ขนมปังปอนด์	38.70400	111.39681	100.54280	38.91409	112.00149	2.2
อาหารธัญพืช	2.08826	102.72270	100.04158	2.08913	102.76550	-0.3
เส้นหมี่	4.83534	146.42473	99.89600	4.83031	146.27241	35.1
ขนมอบ	100.87548	109.55116	100.42455	101.30375	110.01626	8.9

ที่มา: สำนักงานดัชนีเศรษฐกิจการค้า (2552)

จากตารางที่ 6 สามารถคำนวณค่าดัชนีราคาผู้บริโภคของกรุงเทพมหานครโดยรวมสินค้า
ทุกรายการของเดือนกุมภาพันธ์ 2552 (CPI = 102.34550) ได้ดังนี้

1. เริ่มจากการคำนวณราคาสัมพัทธ์(3) โดยการเปรียบเทียบราคาของสินค้าขายปลีกเฉลี่ย
ณ เดือนปัจจุบันกับเดือนที่ผ่านมา นั่นคือ

$$\text{ราคาเปอร์เซ็นต์สัมพัทธ์} = \frac{P_t}{P_{t-1}} \times 100$$

ส่วนราคาเปอร์เซ็นต์สัมพัทธ์รวมสินค้าทุกรายการคำนวณจากค่าเฉลี่ยของผลรวมราคา
เปอร์เซ็นต์สัมพัทธ์ทุกรายการสินค้า ซึ่งมีทั้งหมด 417 รายการ

2. คำนวณน้ำหนักค่าใช้จ่าย ณ เดือนปัจจุบัน (4) จาก

$$W_t = \frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} \right)}{100} \times W_{t-1}$$

ตัวอย่าง การคำนวณน้ำหนักค่าใช้จ่ายของข้าวสารเจ้า แทนค่าลงในกรคำนวณ W_t จะได้

$$W_t = \frac{99.95484}{100} \times 306.62263 = 306.48416$$

คำนวณแต่ละรายการสินค้าในหมวดย่อยข้าว แป้งและผลิตภัณฑ์จากแป้งจนครบ 10
รายการและทุกหมวดอื่นๆ หาค่าน้ำหนักค่าใช้จ่ายรวมสินค้าทุกรายการจากผลรวมของค่าน้ำหนัก
ค่าใช้จ่ายของแต่ละรายการสินค้าทั้งหมด 417 รายการ แทนค่าในสมการซึ่งจะได้

$$W_t = \frac{101.16206}{100} \times 17360.96543 = 17,562.70991$$

ดังนั้นค่าน้ำหนักค่าใช้จ่ายรวมสินค้าทุกรายการของกรุงเทพมหานคร มีค่าเท่ากับ

17,562.70991

3. การคำนวณดัชนีราคาผู้บริโภคของกรุงเทพมหานคร(5) จาก

$$I_t = \frac{\sum_{i=1}^n \left(W_{i,t-1} \times \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} \right)}{\sum_{i=1}^n W_{i,t-1}} \times I_{t-1}$$

ตัวอย่าง การคำนวณดัชนีราคาผู้บริโภคของกรุงเทพมหานครของข้าวสารเจ้า แทนค่าลงในกรคำนวณ I_t จะได้

$$I_t = \frac{306.62263 \times 0.9995484}{306.62263} \times 139.26991 = 139.20702$$

คำนวณแต่ละรายการสินค้าในหมวดย่อยข้าว แป้งและผลิตภัณฑ์จากแป้ง จนครบ 10 รายการและทุกหมวดอื่นๆ คำนวณดัชนีราคาผู้บริโภคของกรุงเทพมหานครรวมสินค้าทุกรายการของเดือนกุมภาพันธ์ โดย

$$I_t = \frac{17360.96543 \times 1.0116206}{17360.96543} \times 101.16985 = 102.34550$$

ดังนั้น ดัชนีราคาผู้บริโภคของกรุงเทพมหานคร ณ เดือนกุมภาพันธ์ 2552 มีค่าเท่ากับ 102.34550

การคำนวณอัตราเงินเฟ้อ

การคำนวณอัตราเงินเฟ้อหรืออัตราการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภคของกรุงเทพมหานครเดือนกุมภาพันธ์ 2552 ได้จาก

$$\text{อัตราเงินเฟ้อ} = \frac{\text{CPI เดือนกุมภาพันธ์ 2552} - \text{CPI เดือนกุมภาพันธ์ 2551}}{\text{CPI เดือนกุมภาพันธ์ 2551}} \times 100$$

อัตราเงินเฟ้อหรืออัตราการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภคของกรุงเทพมหานครเดือน
กุมภาพันธ์ 2552 (CPI = 102.34550) เทียบกับเดือนกุมภาพันธ์ 2551 (CPI = 103.06697) โดยใช้ปี
2550 เป็นปีฐาน (สำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า, 2552)

$$\begin{aligned}\text{อัตราเงินเฟ้อ} &= \frac{102.34550 - 103.06697}{103.06697} \times 100 \\ &= -0.7\end{aligned}$$

ดังนั้นอัตราเงินเฟ้อของกรุงเทพมหานครเดือนกุมภาพันธ์ 2552 เท่ากับ -0.7 หมายความว่า
ระดับราคาสินค้าและบริการโดยรวมมีราคาต่ำลงเมื่อเทียบกับเดือนเดียวกันของปีก่อน 0.7 % หรือ
หากมีเงินจำนวนเท่าเดิมกับปีที่แล้วค่าของเงินที่ถืออยู่จะมีมูลค่ามากขึ้น ซึ่งทำให้ซื้อสินค้าได้มาก
ขึ้น

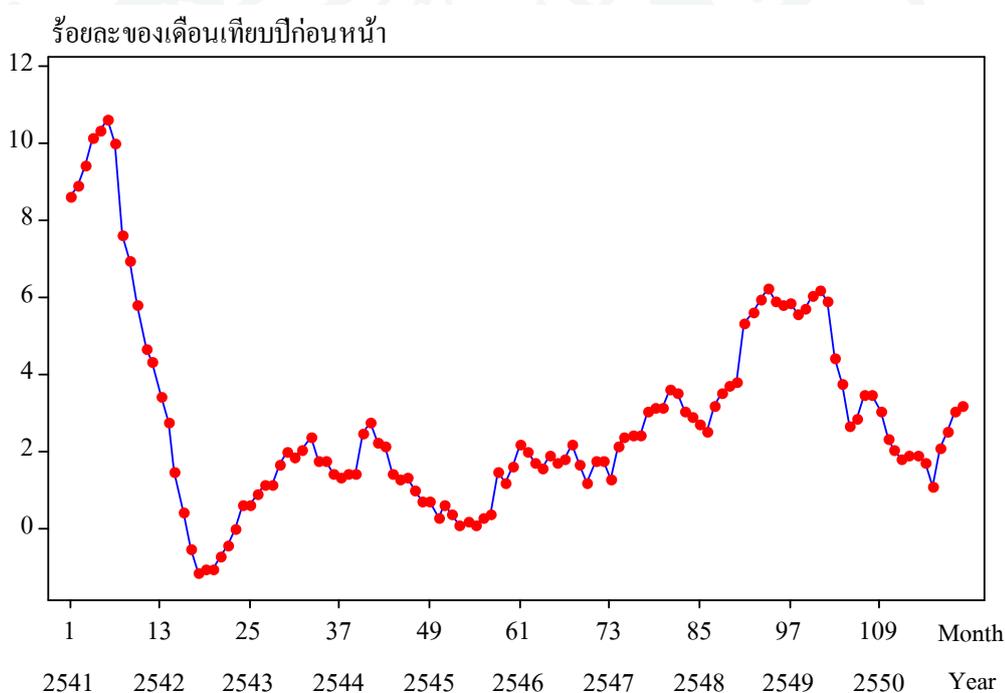
คำนวณอัตราเงินเฟ้อหรืออัตราการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วราชอาณาจักร
เดือนกุมภาพันธ์ 2552 โดยเทียบกับช่วงเวลาเดียวกันของปีก่อน ซึ่งคือเดือนกุมภาพันธ์ 2551 โดย
ดัชนีราคาผู้บริโภคเดือนกุมภาพันธ์ 2552 ที่ประกาศโดยสำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้าอยู่ที่ 103.1
ส่วนเดือนกุมภาพันธ์ปี 2551 อยู่ที่ 103.2 โดยใช้ปี 2550 เป็นปีฐาน คำนวณจาก

$$\begin{aligned}\text{อัตราเงินเฟ้อ} &= \frac{103.1 - 103.2}{103.2} \times 100 \\ &= -0.1\end{aligned}$$

ดังนั้น อัตราเงินเฟ้อของเดือนกุมภาพันธ์ 2552 เท่ากับ -0.1 ซึ่งมีความหมายว่าระดับราคา
สินค้าและบริการโดยรวมมีราคาลดลงเมื่อเทียบกับเดือนเดียวกันปีก่อน 0.1% หรือหากมีเงินจำนวน
เท่าเดิมกับปีที่แล้วค่าของเงินที่ถืออยู่จะมีมูลค่ามากขึ้น ซึ่งทำให้ซื้อสินค้าได้มากขึ้น

ส่วนที่ 2 ศึกษาการเคลื่อนไหวของปัจจัยต่างๆ

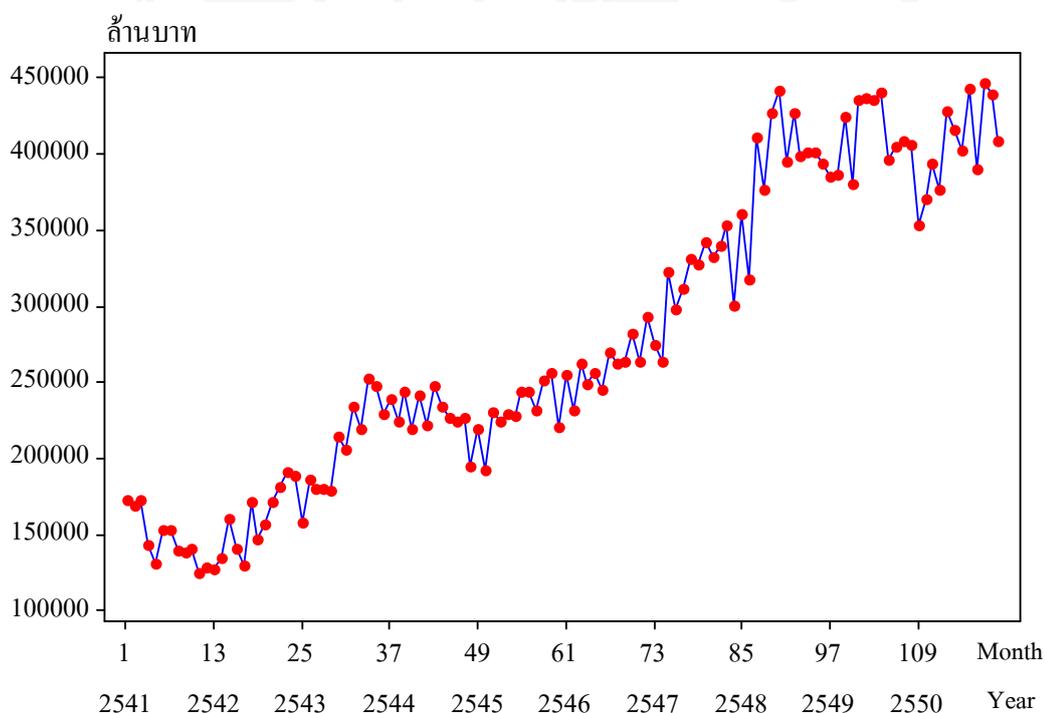
ในการศึกษาครั้งนี้ปัจจัยที่สนใจคือ ดัชนีราคาผู้บริโภค มูลค่าสินค้านำเข้า อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ ระดับราคาน้ำมันเบนซินและอัตรากาว่างงาน โดยลักษณะข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาอยู่ในรูปข้อมูลรายเดือน นับตั้งแต่เดือนมกราคม ปี 2541 ถึงธันวาคม ปี 2550 ยกเว้นผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศซึ่งในประเทศไทยได้จัดเก็บข้อมูลเป็นรายไตรมาส ดังนั้นจึงต้องทำการจัดการข้อมูลก่อนการวิเคราะห์ โดยการแปลงข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศรายไตรมาสให้เป็นรายเดือน โดยใช้หลักการถ่วงน้ำหนัก(ภาคผนวก ก)จะได้ข้อมูลอนุกรมเวลา 120 เดือน ซึ่งแสดงลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลในรูปแบบภาพประกอบดังนี้



ภาพที่ 7 แสดงการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาอัตรากาว่างงานเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศไทย ระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึง ธันวาคม 2550

จากภาพที่ 7 แสดงอัตรากาว่างงานเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาผู้บริโภคของเดือนเทียบปีก่อนหน้า พบว่าอัตราเงินเฟ้อขยับตัวสูงขึ้นในช่วงครึ่งแรกของปี 2541 ซึ่งเป็นผลมาจากวิกฤติเศรษฐกิจของประเทศไทยในปี 2540 และเป็นผลมาจากราคาสินค้าในตลาดโลกสูงขึ้น รวมทั้งมีการปรับขึ้นภาษีต่างๆ ส่วนในช่วงครึ่งหลังของปี 2541 อัตราเงินเฟ้อได้อ่อนตัวลงมากซึ่งเป็นผลมาจากค่าเงินบาทมีเสถียรภาพประกอบกับความเชื่อมั่นที่นักลงทุนต่างประเทศมีต่อแนวทางแก้ไขปัญหาเศรษฐกิจของ

ไทย หลังจากนั้นอัตราเงินเฟ้อได้มีแนวโน้มลดลงเรื่อยๆจนมีค่าติดลบในเดือนพฤษภาคม ของปี 2542 เนื่องมาจากราคาน้ำมันในตลาดโลกยังลดลงอย่างต่อเนื่องประกอบกับอุปทานสินค้าเกษตรเพิ่มขึ้นและความซบเซาของอุปสงค์ภายในประเทศ ในปี 2548 อัตราเงินเฟ้อได้ปรับตัวสูงขึ้นอีกครั้งเนื่องมาจากนโยบายการตรึงราคาน้ำมันและราคาสินค้ากลุ่มอาหารสดที่เพิ่มสูงขึ้น ในปี 2550 อัตราเงินเฟ้อได้ชะลอตัวลงจากปี 2549 อันเนื่องมาจากการชะลอตัวของค่าโดยสารสาธารณะ ราคาน้ำมัน ราคาสินค้าในกลุ่มอาหารสด แต่ในช่วงไตรมาสที่ 4 ของปี 2550 อัตราเงินเฟ้อเริ่มเพิ่มสูงขึ้นอย่างชัดเจน ซึ่งส่วนหนึ่งเป็นผลมาจากความต้องการสินค้าโภคภัณฑ์ในตลาดโลกที่ขยายตัวสูงขึ้น(สาขนโยบายการเงิน, 2551)

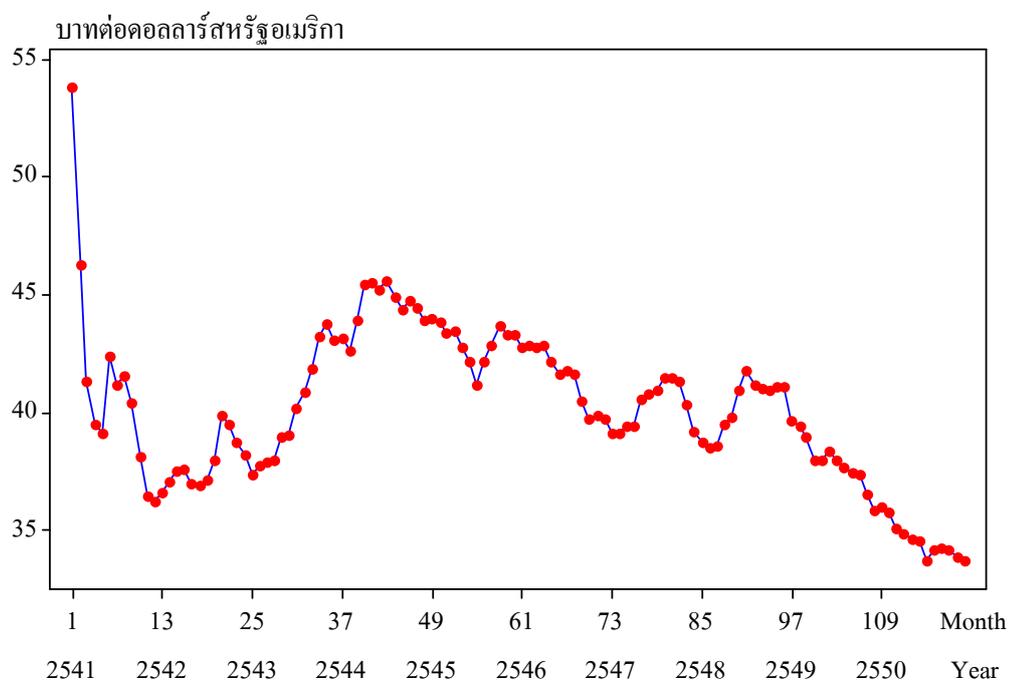


ภาพที่ 8 แสดงการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าสินค้านำเข้าของประเทศไทย ระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึง ธันวาคม 2550

จากภาพที่ 8 แสดงข้อมูลมูลค่าสินค้านำเข้าของประเทศไทย พบว่าในปี 2541 มูลค่าสินค้านำเข้ามีมูลค่าลดลงอย่างมากตามอุปสงค์ภายในประเทศ เนื่องจากปัญหาสถาบันการเงินและการขาดสภาพคล่องส่งผลให้ภาคการผลิตชะงักงันลง โดยเฉพาะการนำเข้าน้ำมันมีมูลค่าลดลงมากและสินค้าที่ไม่ใช้น้ำมัน เช่น ยานพาหนะและส่วนประกอบ เครื่องจักรกลเพื่อใช้ในอุตสาหกรรม เป็นต้น มีมูลค่านำเข้าลดลงอย่างมาก

หลังจากปี 2541 เป็นต้นมา มูลค่าสินค้านำเข้ามีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเรื่อยๆ โดยสินค้านำเข้าที่มีมูลค่าการนำเข้าขยายตัวมาก ได้แก่ หมวดของสินค้าอุปโภคบริโภค วัตถุดิบและกึ่งวัตถุดิบ สินค้าทุน รถยนต์และชิ้นส่วนประกอบ และน้ำมันดิบ

ในปี 2550 มูลค่าสินค้านำเข้ามีมูลค่าลดลงเมื่อเทียบกับปี 2549 โดยสินค้านำเข้าที่มีมูลค่านำเข้าลดลง คือน้ำมันดิบ โดยมีสาเหตุมาจากการปิดซ่อมโรงกลั่นในประเทศไทย รวมทั้งการนำเข้าพลังงานทดแทนอื่นๆ เพิ่มขึ้น เช่น ก๊าซธรรมชาติ ถ่านหิน เป็นต้น ส่วนหมวดสินค้าอุปโภคบริโภค วัตถุดิบและกึ่งวัตถุดิบ สินค้าทุน และรถยนต์และชิ้นส่วนประกอบยังคงมีมูลค่าเพิ่มขึ้น (สายนโยบายการเงิน, 2551)



ภาพที่ 9 แสดงการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ ระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึง ธันวาคม 2550

จากภาพที่ 9 แสดงข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ พบว่าการปรับระบบอัตราแลกเปลี่ยนเป็นแบบลอยตัวเมื่อปี 2540 ในระยะแรกทำให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงซึ่งส่งผลถึงเดือนมกราคม 2541 แต่หลังจากนั้นค่าเงินบาทกลับแข็งค่าขึ้นและมีเสถียรภาพต่อเนื่องเป็นผลมาจากการดำเนินนโยบายปรับอัตราดอกเบี้ยให้สูงเพื่อสนับสนุนให้ค่าเงินบาทปรับตัวสู่

เสถียรภาพโดยเร็ว ประกอบกับความเชื่อมั่นของนักลงทุนต่างประเทศที่มีต่อแนวทางแก้ปัญหาเศรษฐกิจของไทย

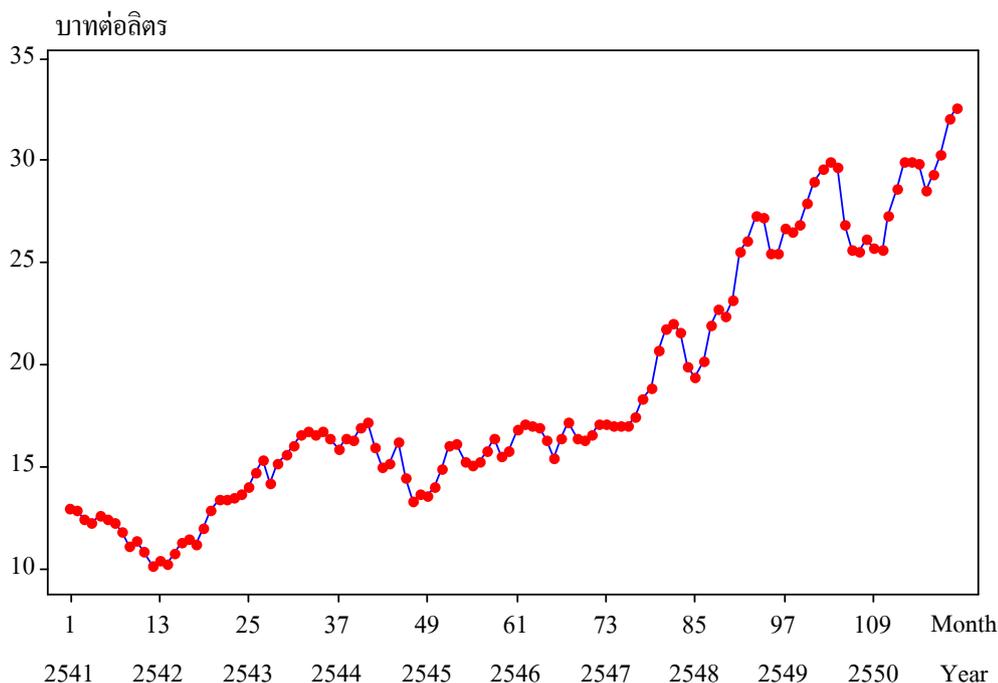
ในช่วงหลังของปี 2542 ค่าเงินบาทมีแนวโน้มอ่อนตัวลงอย่างต่อเนื่อง เนื่องจากค่าเงินดอลลาร์ สหรัฐอเมริกาแข็งขึ้นและตลาดมีความกังวลต่อการลดค่าเงินหยวน รวมถึงความไม่สงบในติมอร์ตะวันออก ซึ่งส่งผลถึงปี 2543 และ 2544 ทำให้สินค้านำเข้าในรูปเงินบาทปรับสูงขึ้น

ในปี 2545 ค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้น เป็นผลมาจากปัจจัยภายนอกและปัจจัยภายใน ได้แก่ เศรษฐกิจที่ดีขึ้นของไทย ตัวเลขการขยายตัวของผลิตภัณฑ์มวลรวมที่สูงกว่าที่ตลาดคาดการณ์ อุปสงค์ภายในประเทศฟื้นตัวอย่างชัดเจน ทำให้มีเงินทุนจากต่างประเทศไหลเข้า แต่ในครึ่งปีหลังค่าเงินมีแนวโน้มอ่อนค่าลง เนื่องจากกองทุนในสหรัฐอเมริกาได้ขายหุ้นในภูมิภาคเอเชีย

ในปี 2546 ค่าเงินบาทแข็งค่าตลอดทั้งปี โดยปัจจัยที่สำคัญได้แก่ ปัจจัยพื้นฐานในประเทศที่ดีและความเชื่อมั่นต่อเศรษฐกิจไทย การปรับตัวสูงขึ้นของดัชนีตลาดหลักทรัพย์ไทย การปรับเพิ่มอันดับความเชื่อถือของไทยจากสถาบันจัดอันดับในต่างประเทศและความเชื่อมั่นของค่าเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริกาที่ยังคงประปราย จนถึงในระหว่างปี 2547 ที่ค่าเงินปรับอ่อนลงจากปัจจัยการระบาดของไข้หวัดนก ปัญหาความไม่สงบใน 3 จังหวัดชายแดนภาคใต้และระดับราคาน้ำมันที่ปรับตัวสูงขึ้น

ในปี 2548 หลังเดือนกุมภาพันธ์ค่าเงินอ่อนค่าลงอย่างรวดเร็วจากปัจจัยลบ ได้แก่ ความกังวลของนักลงทุนในการปรับตัวของเศรษฐกิจไทยต่อราคาน้ำมันที่ปรับตัวสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง แต่เมื่อธนาคารกลางจีนปรับระบบอัตราแลกเปลี่ยนเงินหยวนทำให้ค่าเงินบาทกลับแข็งค่าขึ้น (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2548)

ในปี 2549 ค่าเงินบาทมีแนวโน้มแข็งค่าขึ้นอย่างต่อเนื่องจนถึงปี 2550 ซึ่งเป็นผลมาจากค่าเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริกามีแนวโน้มอ่อนค่าลงอย่างต่อเนื่องจากความเชื่อมั่นในค่าเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริกา การชะลอตัวของเศรษฐกิจสหรัฐอเมริกา การเกินดุลบัญชีสะพัดอย่างต่อเนื่องของไทยทำให้มีแรงเทขายเงินตราต่างประเทศ และการไหลเข้าของเงินทุนที่เคลื่อนย้ายมาลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ (สายนโยบายการเงิน, 2551)



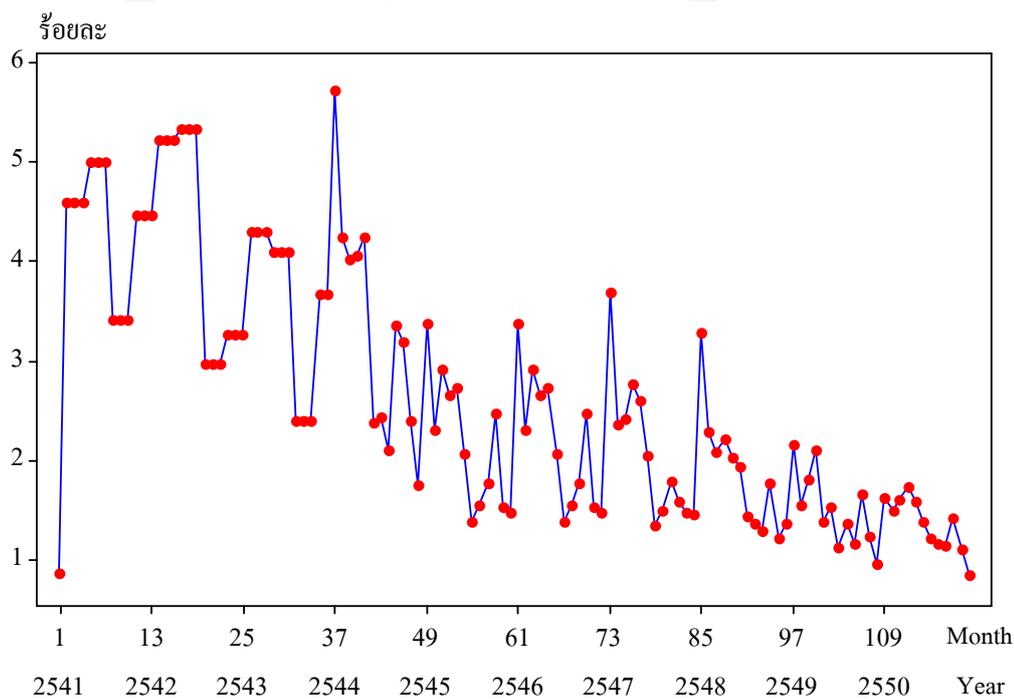
ภาพที่ 10 แสดงการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาระดับราคาน้ำมันเบนซิน ระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึง ธันวาคม 2550

จากภาพที่ 10 แสดงข้อมูลระดับราคาน้ำมันเบนซิน พบว่า ในปี 2541 ระดับราคาน้ำมันลดลงเป็นผลมาจากอุปทานน้ำมันในตลาดโลกเพิ่มขึ้น ในขณะที่อุปสงค์ชะลอตัวลงตามภาวะเศรษฐกิจ ในปี 2542 – 2543 ระดับราคาน้ำมันปรับตัวสูงขึ้น เนื่องจากอุปสงค์เพิ่มขึ้นและการควบคุมปริมาณการผลิตของกลุ่มประเทศผู้ผลิตน้ำมันเป็นสินค้าออก (OPEC) แต่ก็เริ่มชะลอตัวลงในปี 2543 เนื่องจากอุปสงค์ต่อราคาน้ำมันเริ่มลดลงตามการชะลอตัวของเศรษฐกิจสหรัฐอเมริกาที่เป็นผู้ใช้น้ำมันรายใหญ่ของโลก

ในปี 2544 ระดับราคาน้ำมันมีแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่อง เนื่องจากราคานำเข้าลดลง ซึ่งมีสาเหตุมาจากเหตุการณ์วินาศกรรมที่สหรัฐอเมริกาและกลุ่มประเทศผู้ผลิตน้ำมันส่งออก (OPEC) ไม่สามารถปรับลดการผลิตน้ำมันได้ตามที่ตกลง

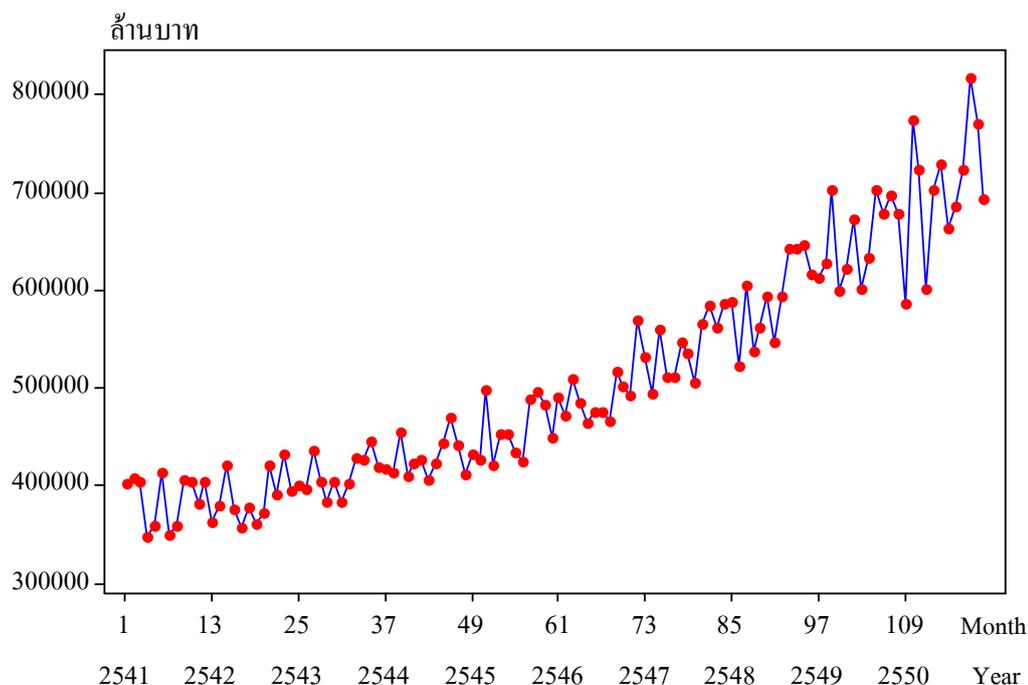
ในปี 2545 ระดับราคาน้ำมันเบนซินมีแนวโน้มสูงขึ้น เนื่องจากราคานำเข้ามีทิศทางสูงขึ้นอย่างต่อเนื่องจากช่วงต้นปี เนื่องจากความกังวลที่จะเกิดสงครามระหว่างสหรัฐอเมริกากับอิรักและปัญหาการเมืองของเวเนซุเอลาซึ่งเป็นผู้ผลิตน้ำมันรายใหญ่อันดับ 5 ของโลกซึ่งส่งผลต่อเนื่องถึงปี 2546

ช่วงครึ่งหลังของปี 2547 ถึง 2550 ระดับราคาน้ำมันมีแนวโน้มสูงขึ้นอย่างต่อเนื่องเป็นผลมาจากปัจจัยสำคัญได้แก่ สภาพภูมิอากาศ ความแปรปรวนในสหรัฐอเมริกาและสหภาพยุโรป การนัดหยุดงานประท้วงของแรงงานน้ำมันในไนจีเรีย ความไม่สงบในตะวันออกกลาง โดยเฉพาะการเก็งกำไรของกองทุน Hedge Fund(สายนโยบายการเงิน, 2551)



ในปี 2543 จากการเร่งดำเนินมาตรการบรรเทาปัญหาการว่างงานอย่างต่อเนื่องและภาวะเศรษฐกิจที่ปรับตัวดีขึ้นเป็นลำดับส่งผลให้อัตราการว่างงานลดลง แต่ทั้งนี้ก็ยังคงมีแรงงานถูกเลิกจ้างจากการปิดกิจการของสถานประกอบการอยู่ หลังจากปี 2543 เป็นต้นมาอัตราการว่างงานก็ลดต่ำลงอย่างต่อเนื่อง เนื่องจากการขยายตัวของแรงงานในนอกภาคการเกษตร การก่อสร้างภาคอุตสาหกรรม การโรงแรมภัตตาคารและการค้าปลีกค้าส่ง เป็นต้น

ในปี 2550 อัตราการว่างงานอยู่ในระดับต่ำอยู่ที่ร้อยละ 1.4 ซึ่งเป็นผลมาจากภาคการผลิตและภาคบริการมีอัตราการขยายตัวของผู้มีงานทำเพิ่มจากปีก่อนค่อนข้างมาก และมีโครงการอุตสาหกรรมที่เน้นการใช้แรงงานในการผลิตสูง ทำให้อัตราการว่างงานลดลงอย่างมาก(สายนโยบายการเงิน, 2551)



ภาพที่ 12 แสดงการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึง ธันวาคม 2550

จากภาพที่ 12 แสดงข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ พบว่า ในปี 2541 เกิดการหดตัวอย่างรุนแรงของอุปสงค์ภายในประเทศ อันเป็นผลมาจากการลดลงของรายได้ ปัญหาหนี้สิน และการขาดสภาพคล่องของธุรกิจเอกชน การลดลงของสินทรัพย์และความเสี่ยงของการประกอบ

ธุรกิจสูงขึ้น จึงทำให้การผลิตนอกภาคการเกษตรหดตัวลง โดยเฉพาะสาขาอุตสาหกรรม ก่อสร้าง การค้าและสาขาการเงินและอสังหาริมทรัพย์ ส่งผลต่อการจ้างงานทำให้จำนวนผู้ว่างงานสูงขึ้น

ในปี 2542 ผลผลิตทั้งหมดรวมภายในประเทศมีแนวโน้มขยายตัวสูงขึ้นเล็กน้อย เนื่องจากได้รับแรงกระตุ้นจากการส่งออก ประกอบกับแรงเสริมจากการฟื้นตัวของอุปสงค์ภายในประเทศ การลงทุนและการบริโภคภาคเอกชนก็ปรับตัวดีขึ้น ทำให้ภาคการผลิตที่เคยชะงักงันได้หันกลับมาดำเนินการใหม่อีก

ในปี 2543 การผลิตขยายตัวในอัตราคงที่ เนื่องจากมูลค่าสินค้าส่งออกเริ่มทรงตัวและรัฐบาลต้องระมัดระวังการใช้จ่ายที่มาจากหนี้ภาครัฐบาลที่เพิ่มมากขึ้น ในปี 2544 เป็นต้นมา ผลผลิตทั้งหมดรวมภายในประเทศมีมูลค่าเพิ่มขึ้นเรื่อยมากระทั่งในปี 2550 ผลผลิตทั้งหมดรวมภายในประเทศยังคงมีมูลค่าเพิ่มขึ้นโดยมีแรงขับเคลื่อนสำคัญมาจากภาคการส่งออกและการผลิตภาคอุตสาหกรรมขยายตัวอยู่ในเกณฑ์สูง(สาขานโยบายการเงิน, 2551)

ตารางที่ 7 แสดงสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาผู้บริโภค อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ มูลค่าสินค้านำเข้า ราคาน้ำมันเบนซิน อัตราการว่างงานและผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ

		CPI	Forex	Import	Oil	UNP	GDP
CPI	Pearson Correlation	1	-.526**	.942**	.976**	-.716**	.953**
	Sig. (2-tailed)		.000	.000	.000	.000	.000
	N	120	120	120	120	120	120
Forex	Pearson Correlation	-.526**	1	-.348**	-.451**	.075	-.478**
	Sig. (2-tailed)	.000		.000	.000	.413	.000
	N	120	120	120	120	120	120
Import	Pearson Correlation	.942**	-.348**	1	.949**	-.755**	.929**
	Sig.(2-tailed)	.000	.000		.000	.000	.000
	N	120	120	120	120	120	120
Oil	Pearson Correlation	.976**	-.451**	.949**	1	-.708**	.927**
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000		.000	.000
	N	120	120	120	120	120	120
UNP	Pearson Correlation	-.716**	.075	-.755**	-.708**	1	-.722**
	Sig. (2-tailed)	.000	.413	.000	.000		.000
	N	120	120	120	120	120	120
GDP	Pearson Correlation	.953**	-.478**	.929**	.927**	-.722**	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000	.000	.000	
	N	120	120	120	120	120	120

หมายเหตุ ** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

จากตารางที่ 7 แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ (Forex) มูลค่าสินค้านำเข้า (Import) ราคาน้ำมันเบนซิน (Oil) อัตราการว่างงาน (UNP) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDP) พบว่าดัชนีราคาผู้บริโภคมีความสัมพันธ์เชิงเส้นทางบวกกับมูลค่าสินค้านำเข้า ($r = 0.942$) ราคาน้ำมันเบนซิน ($r = 0.976$) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ($r = 0.953$) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 และมีความสัมพันธ์เชิงเส้นทางลบกับอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ ($r = -0.526$) และอัตราการว่างงาน ($r = -0.716$) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

ส่วนที่ 3 การกำหนดตัวแบบที่เหมาะสมของวิธีการพยากรณ์ต่างๆและเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบที่ได้

1. วิธีการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลของโฮลต์

การประมาณค่าพารามิเตอร์ เนื่องจากข้อมูลดัชนีราคาผู้บริโภค มีการเคลื่อนไหว เนื่องจากอิทธิพลของแนวโน้ม ดังนั้นผู้วิจัยจึงเลือกวิธีการพยากรณ์ของโฮลต์ ซึ่งในการพยากรณ์ต้องกำหนดค่าคงที่ปรับค่าให้เรียบที่เหมาะสม ซึ่งจะต้องมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1 จากการใช้โปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติวิเคราะห์ได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบที่ดีที่สุด คือ $\alpha = 0.64$ และ $\gamma = 0.25$ ซึ่งค่าปรับให้เรียบนี้จะให้ค่าผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อนที่มีค่าต่ำสุด ซึ่งสามารถเขียนสมการพยากรณ์ p ช่วงเวลาล่วงหน้า ณ เวลา t ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{t+p} = \hat{T}_t(t) + p\hat{\beta}_t(t)$$

$$\text{โดย } \hat{T}_t(t) = 0.64Y_t + 0.36(\hat{T}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

$$\hat{\beta}_t(t) = 0.25(\hat{T}_t - \hat{T}_{t-1}) + 0.75\hat{\beta}_{t-1}$$

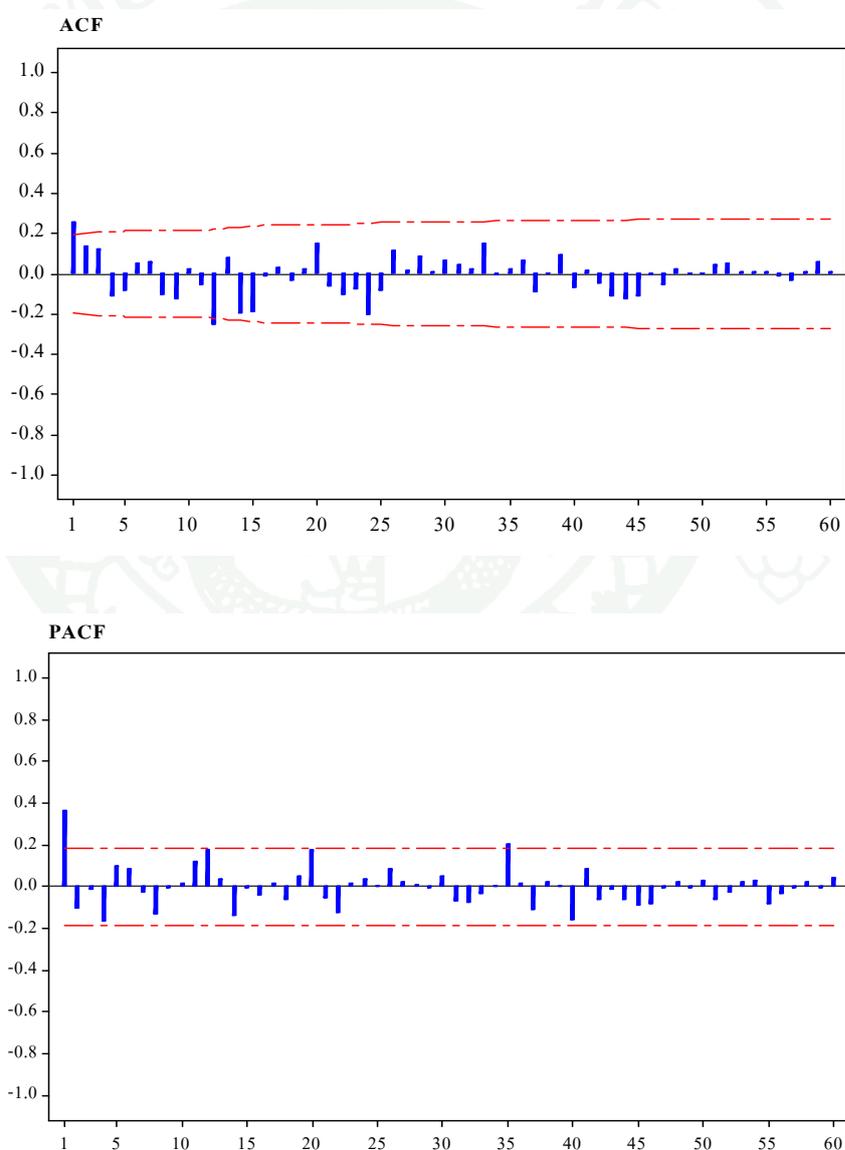
จากสมการพยากรณ์ด้วยวิธีของโฮลต์ข้างต้น นำไปหาค่าพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภค ระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึงธันวาคม 2550 พบว่า ค่าพยากรณ์ให้ค่าใกล้เคียงกับค่าดัชนีราคาผู้บริโภคที่แท้จริง โดยมีค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์แสดงในตารางที่ 8

ตารางที่ 8 แสดงค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปด้วยวิธีของโฮลต์

MAPE	MAD	MSE	AIC
0.3495	0.3149	0.1647	-212.4326

2. วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

เนื่องจากข้อมูลดัชนีราคาผู้บริโภคมีลักษณะการเคลื่อนไหวเนื่องจากอิทธิพลของ
แนวโน้ม ดังนั้นจึงกำจัดอิทธิพลของแนวโน้มโดยการหาผลต่างได้อนุกรมใหม่ $\{Z_t\}$ ที่
 $Z_t = \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ซึ่งอนุกรมเวลาใหม่นี้เป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารีและนำอนุกรมที่แปลงนี้มา
ทดสอบสหสัมพันธ์ด้วยกราฟ ACF และ PACF เพื่อใช้ประโยชน์ในขั้นตอนของการกำหนดตัวแบบ
ดังนี้



ภาพที่ 13 กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลดัชนีราคาผู้บริโภค หลังจากการ
แปลงอนุกรมเวลาให้เป็นสเตชันนารีแล้ว

ในการกำหนดตัวแบบจะพิจารณาจากคอลเรลโรแกรมในภาพที่ 13 จากค่า ACF พบว่า r_1 มีค่ามากและเมื่อพิจารณาค่า PACF พบว่า r_{11} มีค่ามาก ดังนั้นสามารถกำหนดตัวแบบที่เป็นไปได้ 2 ตัวแบบ คือ ARIMA(1,1,0) และ ARIMA(0,1,1) แต่จากผลการวิเคราะห์ตัวแบบ ARIMA(0,1,1) ให้ค่าความคลาดเคลื่อนน้อยกว่า จึงทำการประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,1,1) แสดงผลในตารางที่ 9

ตารางที่ 9 แสดงการประมาณค่าพารามิเตอร์จากตัวแบบ ARIMA(0,1,1) ของดัชนีราคาผู้บริโภค

ค่าประมาณพารามิเตอร์				
Type	Coef	SE Coef	t	P-value
MA 1	- 0.4065	0.0846	-4.81	<0.0001
Constant	0.1858	0.0446	4.17	<0.0001

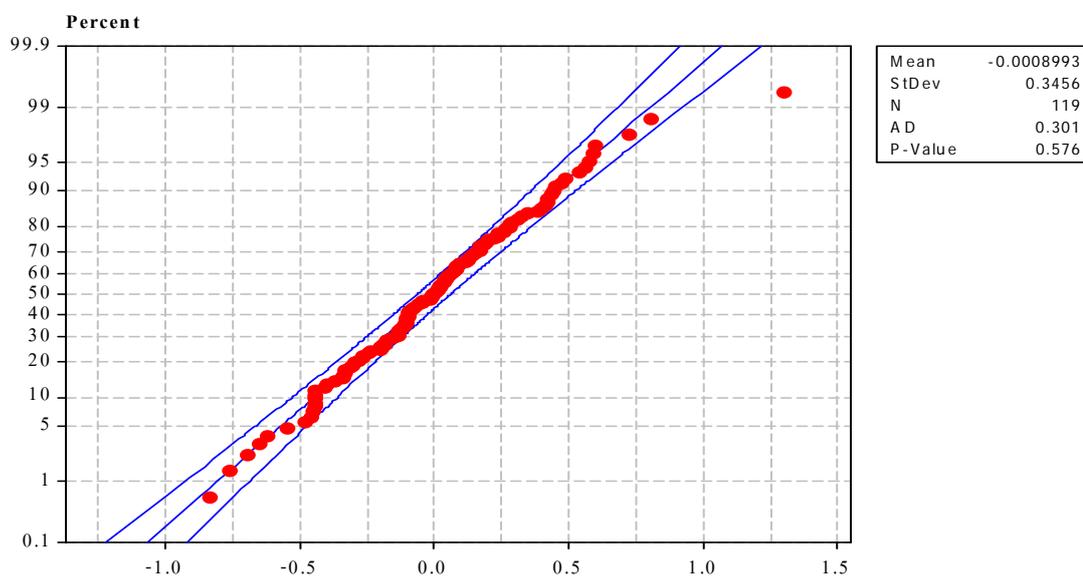
จากการประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,1,1) สามารถเขียนสมการพยากรณ์คือ

$$\hat{Z}_t = 0.1858 + (1 + 0.4065B)e_t$$

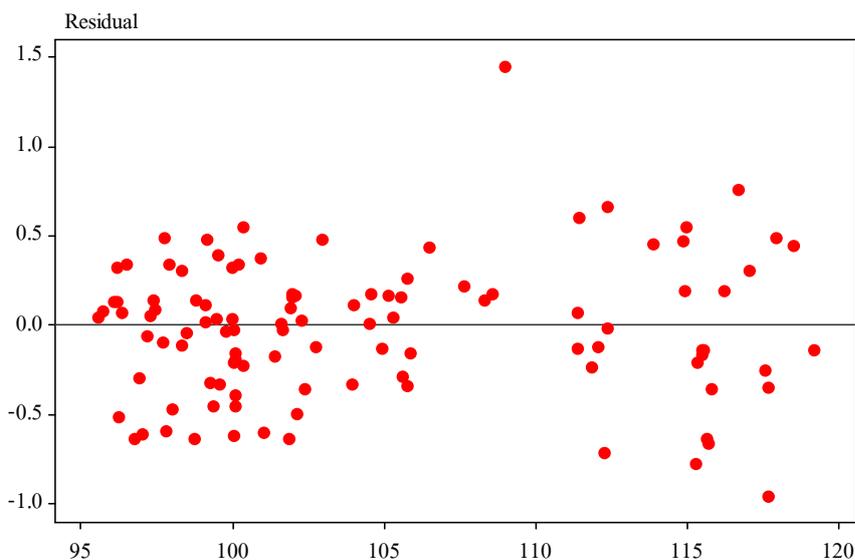
จากการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยการทดสอบค่าพารามิเตอร์ในตารางที่ 9 พบว่าค่าประมาณพารามิเตอร์มีนัยสำคัญทางสถิติ ดังนั้นตัวแบบ ARIMA(0,1,1) จึงมีความเหมาะสม สำหรับการทดสอบค่าความคลาดเคลื่อน โดยใช้การทดสอบสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อนจากตัวสถิติของ Box-Pierce พบว่าค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่อยู่ห่างกัน 1, 2, 3, ..., m ช่วงเวลาเป็นอิสระจากกัน ดังแสดงในตาราง ที่ 10 และเมื่อพิจารณาจากกราฟ Normal Probability plot ดังแสดงในภาพที่ 14 พบว่าค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ และเมื่อพิจารณาภาพที่ 15 โดยการตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน พบว่า เมื่อดัชนีราคาเพิ่มขึ้นค่าคลาดเคลื่อนก็ยังคงมีค่ากระจายอยู่ในช่วงแคบๆ โดยไม่แสดงรูปแบบใดๆ ซึ่งแสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนคงที่

ตารางที่ 10 แสดงค่าสถิติของ Box-Pierce จากตัวแบบ ARIMA(0,1,1) ของดัชนีราคาผู้บริโภค

To Lag	Chi-Square	DF	P-value	Autocorrelations					
6	4.50	5	0.4792	0.002	0.037	0.015	0.162	-0.002	0.089
12	11.19	11	0.4274	0.051	-0.080	-0.037	0.054	0.030	0.190
18	17.96	17	0.3915	0.172	-0.076	-0.029	0.102	-0.048	0.022
24	23.08	23	0.4558	0.012	0.147	0.000	0.107	-0.009	0.040



ภาพที่ 14 แสดงกราฟ Normal Probability plot ของค่าความคลาดเคลื่อนที่พยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์



ภาพที่ 15 แสดงความสัมพันธ์ระหว่างค่าความคลาดเคลื่อนกับเวลาที่พยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าตัวแบบ $\hat{Z}_t = 0.1858 + (1 + 0.4065B)e_t$ มีความเหมาะสม โดยมีความวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึงธันวาคม 2550 ซึ่งแสดงในตารางที่ 11

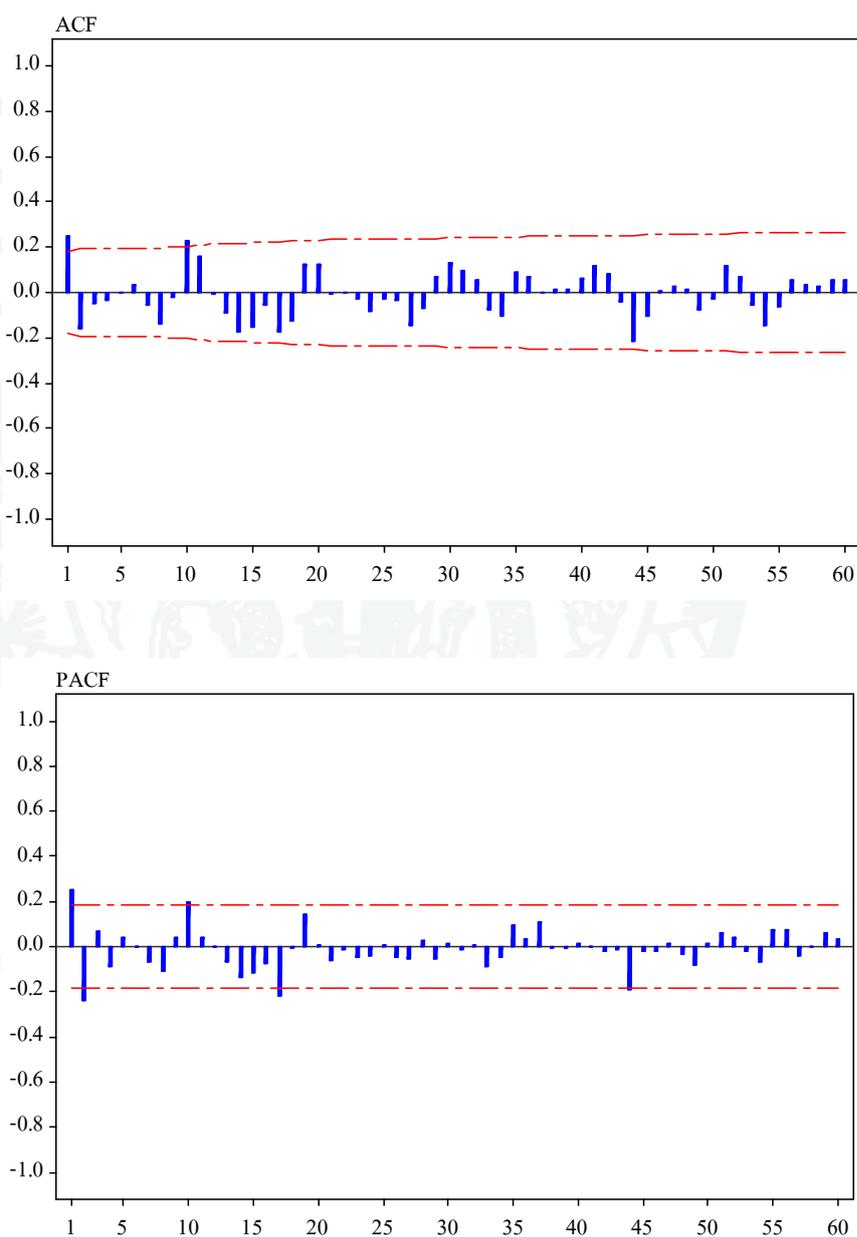
ตารางที่ 11 แสดงค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคด้วยวิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์

MAPE	MAD	MSE	AIC
0.2967	0.2651	0.1185	87.8671

3. ตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน

สำหรับตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันนั้นจะกำหนดให้ข้อมูลอนุกรมเวลาของดัชนีราคาผู้บริโภคเป็นอนุกรมเวลาออก (Y_t) ส่วนอนุกรมเวลาเข้า (X_t) ใช้ระดับราคาน้ำมันเบนซินเนื่องจากมีความสัมพันธ์กับดัชนีราคาผู้บริโภคมากที่สุด และจากอนุกรมเวลาเข้าที่นำมาใช้ในการวิเคราะห์จะต้องเป็นอนุกรมเวลาที่เสถียร ซึ่งจากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาของระดับราคาน้ำมันเบนซินโดยการพิจารณาจากคอลเลโรแกรมของ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาของระดับราคาน้ำมัน

เบนซินเป็นอนุกรมเวลาที่มีความแปรปรวนและมีแนวโน้มในระดับไม่คงที่ จึงทำการแปลงโดยการหาลอการิทึมและทำการหาผลต่างเพื่อให้ได้อนุกรมเวลาที่มีคุณสมบัติสแตชันนารีดังแสดงในภาพที่ 16 เนื่องจากทำการแปลงอนุกรมเวลาของระดับราคาน้ำมันเบนซินโดยการหาลอการิทึม ดังนั้นจึงต้องทำการแปลงอนุกรมเวลาของดัชนีราคาผู้บริโภคโดยการหาลอการิทึมด้วย



ภาพที่ 16 แสดงคอลเรลโรแกรมของACFและPACF ของค่าลอการิทึมของอนุกรมเวลาระดับราคาน้ำมันเบนซินของประเทศไทย หลังจากกำจัดอิทธิพลของแนวโน้ม

เมื่อพิจารณา ACF ของอนุกรมเวลาระดับราคาน้ำมันเบนซินหลังจากกำจัดอิทธิพลของแนวโน้มโดยการหาผลต่างครั้งที่ 1 ของลอการิทึมของระดับราคาน้ำมันเบนซินในภาพที่ 16 พบว่าฟังก์ชันสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองมีลักษณะลดลงแสดงว่าอนุกรมมีลักษณะที่เสถียร และพบว่าค่าประมาณสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง cutoff หลัง lag ที่ 1 และลดลงแบบ sine wave และเมื่อพิจารณาประกอบกับค่าประมาณสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน พบว่า จะ cutoff หลัง lag ที่ 2 ดังนั้นตัวแบบที่น่าจะเป็นไปได้ 2 ตัวแบบสำหรับอนุกรมเวลาเข้า คือ ARIMA(2,1,0) และ ARIMA(0,1,1) แต่เนื่องจากผลการวิเคราะห์ตัวแบบ ARIMA(2,1,0) ให้ค่าความคลาดเคลื่อนน้อยกว่า จึงหาค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(2,1,0) ดังแสดงในตารางที่ 12

ตารางที่ 12 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ $\alpha_t = (1 - \phi_1 B + \phi_2 B^2) Z_t^x - \mu$

Parameter	Estimate	Standard Error	t	P-value	Lag
MU	0.007795	0.0039328	1.98	0.0499	0
AR1,1	0.308850	0.0902100	3.42	0.0009	1
AR1,2	-0.237950	0.0907400	-2.62	0.0099	2

จากตารางที่ 12 พบว่า μ , ϕ_1 และ ϕ_2 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 และจากการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบดังกล่าวโดยการพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองระหว่างค่าความคลาดเคลื่อนในช่วงเวลาห่าง k ซึ่งแสดงในภาพที่ 17 พบว่า ค่าประมาณสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองระหว่างค่าความคลาดเคลื่อนที่ทุกๆ lag ของตัวแบบไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 และจากการทดสอบความสัมพันธ์ของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองโดยใช้สถิติของ Box-Pierce ดังแสดงค่าในตารางที่ 13 พบว่าที่ทุกๆ lag ของตัวแบบไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 เช่นเดียวกัน ดังนั้นสรุปได้ว่าค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบนี้จึงไม่มีความสัมพันธ์กัน

Autocorrelation Plot of Residuals																								
Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error
0	0.0015848	1.00000											*****											0
1	0.0000241	0.01522									.		.											0.091670
2	-0.0000566	-.03571								.	*		.											0.091691
3	0.0001354	0.08543								.		**	.											0.091808
4	-0.0000968	-.06110								.	*		.											0.092473
5	-0.0000360	-.02272								.			.											0.092812
6	0.0000301	0.01900								.			.											0.092859
7	-0.0000419	-.02641								.	*		.											0.092892
8	-0.0001363	-.08598								.	**		.											0.092955
9	-0.0000511	-.03225								.	*		.											0.093621
10	0.0003015	0.19027								.		****												0.093714

ภาพที่ 17 แสดงคอลเรลโรแกรม ACF ของค่าความคลาดเคลื่อนจากตัวแบบ

$$\alpha_t = (1 - 0.3088B + 0.2379B^2)Z_t^x - 0.0078$$

ตารางที่ 13 แสดงค่าสถิติของ Box-Pierce จากตัวแบบ $\alpha_t = (1 - 0.3088B + 0.2379B^2)Z_t^x - 0.0078$

To Lag	Chi-Square	DF	P-value	Autocorrelations					
6	1.67	4	0.7962	0.015	-0.036	0.085	-0.061	-0.023	0.019
12	8.73	10	0.5577	-0.026	-0.086	-0.032	0.190	0.087	-0.027
18	20.85	16	0.1842	-0.038	-0.135	-0.169	-0.009	-0.151	-0.126
24	25.18	22	0.2884	0.114	0.078	-0.035	0.022	-0.010	-0.092

ตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับอนุกรมเวลาเข้า คือ $\alpha_t = (1 - 0.3088B + 0.2379B^2)Z_t^x - 0.0078$ หรือจะเรียกอนุกรม α_t ว่าการทำ prewhitening อนุกรมเวลา X_t และแปลงอนุกรมเวลา Z_t ด้วยการกรองหรือการทำ pretreating อนุกรมเวลา Y_t ด้วยรูปแบบเดียวกับ α_t

หาตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันโดยพิจารณาในภาพที่ 18 จะเห็นว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมของอนุกรมเวลา α_t และ β_t มีนัยสำคัญทางสถิติที่ค่าแรกที่ lag = 0 นั่นคือ $b = 0$ และไม่มี lag ใดที่มีนัยสำคัญทางสถิติถัดจาก lag ศูนย์จะได้ $s = 0$ และพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมพบว่าไม่มีค่าใกล้ศูนย์ทุกค่าจะได้ $r = 0$ ดังนั้นอันดับ (r, s, b) คือ $(0, 0, 0)$

Crosscorrelations																								
Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
-10	1.61387E-6	0.01060										.		.										
-9	-9.7528E-6	-.06403										.		*										
-8	-0.0000273	-.17907										.		****										
-7	2.71658E-7	0.00178										.		.										
-6	-0.0000208	-.13669										.		***										
-5	-0.0000173	-.11349										.		**										
-4	-0.0000313	-.20553										.		****										
-3	7.8205E-8	0.00051										.		.										
-2	3.34492E-7	0.00220										.		.										
-1	-4.6716E-6	-.03067										.		*										
0	0.00008063	0.52935										.		*****										
1	0.00001316	0.08640										.		**	.									
2	-0.0000110	-.07226										.		*	.									
3	0.00001752	0.11501										.		**	.									
4	-4.0994E-6	-.02691										.		*	.									
5	-4.9515E-6	-.03251										.		*	.									
6	0.00001751	0.11494										.		**	.									
7	3.11452E-6	0.02045										.		.										
8	-2.8349E-6	-.01861										.		.										
9	0.00001939	0.12732										.		***	.									
10	0.00001107	0.07271										.		*	.									

ภาพที่ 18 แสดงค่าประมาณของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างอนุกรม α_t และ β_t

ตารางที่ 14 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของทรานสเฟอร์ฟังก์ชันที่ $r=0$ $b=0$ และ $s=0$

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	P-value	Lag	Variable	Shift
MU	0.0014094	0.0003084	4.57	<.0001	0	y	0
SCALE1	0.0567300	0.0071913	7.84	<.0001	0	x	0

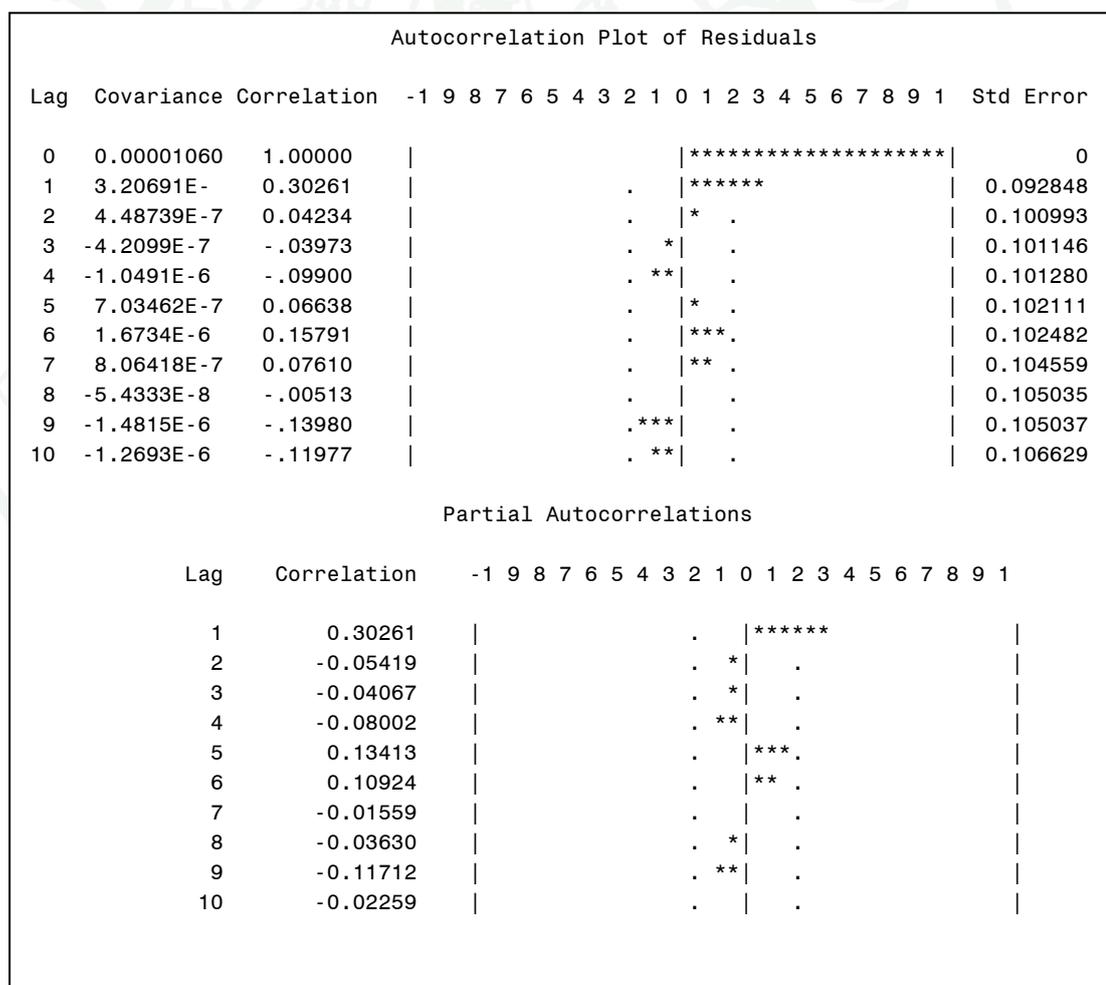
จากค่าประมาณพารามิเตอร์ที่แสดงในตารางที่ 14 ได้ฟังก์ชันทรานสเฟอร์ คือ

$$Z_t = 0.00141 + 0.05673Z_t^x + a_t$$

สร้างสมการทรานสเฟอร์จากอนุกรมเวลาของค่าความคลาดเคลื่อน a_t โดยประมาณ a_t ได้จาก

$$\hat{a}_t = Z_t - \hat{Z}_t = Z_t - 0.00141 - 0.05673Z_t^x$$

กำหนดตัวแบบสำหรับอนุกรม a_t โดยพิจารณาจากคอลเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง $r_k(\hat{a}_t)$ และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน $r_{kk}(\hat{a}_t)$ ดังแสดงในภาพที่ 19 พบว่า ค่าประมาณสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองหลัง lag ที่ 1 จะลดลงเข้าสู่ศูนย์อย่างรวดเร็วและเมื่อพิจารณาประกอบกับค่าประมาณสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนจะมีค่าเท่ากับศูนย์หลัง lag ที่ 1 ดังนั้นตัวแบบของ a_t ที่น่าจะเป็นไปได้ 2 ตัวแบบ คือ AR(1) และ MA(1) แต่ AR(1) มีความเหมาะสมมากกว่าเนื่องจากให้ค่าความคลาดเคลื่อนของค่าพยากรณ์น้อยกว่า จึงนำ AR(1) ประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ a_t



ภาพที่ 19 แสดงคอลเรลโรแกรม ACF และ PACF ของค่าความคลาดเคลื่อนจากตัวแบบ

$$\hat{a}_t = Z_t - 0.00141 - 0.05673Z_t^x$$

ตารางที่ 15 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	P-value	Lag	Variable	Shift
MU	0.001435	0.0004188	3.43	0.0009	0	y	0
AR1,1	0.304850	0.0896800	3.40	0.0009	1	y	0
SCALE1	0.054550	0.0070940	7.69	<.0001	0	x	0

จากตัวแบบที่เป็นไปได้ของ \hat{z}_t เมื่อนำมารวมกับฟังก์ชันทรานสเฟอร์ทำการประมาณค่าพารามิเตอร์ซึ่งแสดงในตารางที่ 15 และจากตารางพบว่า ω_0 และ ϕ_1 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 ดังนั้นจึงสามารถเขียนตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน ได้ดังนี้

$$\hat{Z}_t = 0.0014 + 0.0545Z_t^x + (1 - 0.3048B)^{-1}e_t$$

ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบดังกล่าวโดยการพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง ซึ่งแสดงในภาพที่ 20 พบว่าค่าประมาณสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองระหว่างค่าความคลาดเคลื่อนที่ทุกๆ lag ของตัวแบบไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 และจากการทดสอบความสัมพันธ์ของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองโดยใช้สถิติของ Box-Pierce ดังแสดงค่าในตารางที่ 16 พบว่าที่ทุกๆ lag ของตัวแบบไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 เช่นเดียวกัน ดังนั้นจึงสรุปว่าค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบนี้จึงไม่มีความสัมพันธ์กัน

จากการทดสอบความสัมพันธ์ของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างค่าความคลาดเคลื่อนกับอนุกรม α_t พบว่าไม่มีความสัมพันธ์กัน เพราะจากค่าสถิติของ Box-Pierce ที่แสดงในตารางที่ 17 พบว่าไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

Autocorrelation Plot of Residuals																								
Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error
0	9.70503E-6	1.00000																						0
1	1.58393E-7	0.01632									.													0.092848
2	-3.4385E-7	-.03543									.	*												0.092872
3	-2.7997E-7	-.02885									.	*												0.092989
4	-1.3002E-6	-.13397									.	***												0.093066
5	5.72966E-7	0.05904									.		*											0.094714
6	1.39086E-6	0.14331									.		***											0.095031
7	4.26154E-7	0.04391									.		*											0.096876
8	1.3389E-7	0.01380									.													0.097047
9	-1.2199E-6	-.12570									.	***												0.097064
10	-9.2859E-7	-.09568									.	**												0.098457

ภาพที่ 20 แสดงคอลเรลโรแกรม ACF ของค่าความคลาดเคลื่อนจากตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน

$$\hat{Z}_t = 0.0014 + 0.0545Z_t^x + (1 - 0.3048B)^{-1}e_t$$

ตารางที่ 16 แสดงค่าสถิติของ Box-Pierce ที่ได้จากตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน

$$\hat{Z}_t = 0.0014 + 0.0545Z_t^x + (1 - 0.3048B)^{-1}e_t$$

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	5.46	5	0.3621	0.016	-0.035	-0.029	0.134	0.059	0.143
12	16.58	11	0.1208	0.044	0.014	-0.126	0.096	-0.059	0.234
18	21.13	17	0.2207	0.073	0.062	0.058	0.110	-0.020	0.090
24	25.36	23	0.3321	0.003	-0.004	-0.037	0.140	-0.034	0.082

ตารางที่ 17 แสดงการทดสอบสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างค่าความคลาดเคลื่อนกับอนุกรม α_t

To Lag	Chi-Square	DF	P-value	Crosscorrelations					
5	2.73	6	0.8420	-0.008	0.120	-0.049	0.074	0.018	-0.030
11	9.75	12	0.6376	0.120	0.039	0.003	0.164	-0.052	0.122
17	20.53	18	0.3038	0.027	0.233	0.006	-0.193	0.025	0.001
23	26.35	24	0.3355	-0.003	-0.027	0.176	0.063	-0.121	0.005

ดังนั้นตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน $\hat{Z}_t = 0.0014 + 0.0545Z_t^x + (1 - 0.3048B)^{-1}e_t$ จึงมีความเหมาะสม โดยมีค่าวัดความถูกต้องจากการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึงธันวาคม 2550 ซึ่งแสดงในตารางที่ 18

ตารางที่ 18 แสดงค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคด้วยวิธีทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน

MAPE	MAD	MSE	AIC
0.000541	0.002513	0.002513	-1006.82

4. ตัวแบบ Vector Autoregressive

ในการกำหนดตัวแบบ VAR สำหรับพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อของประเทศไทยนั้น ในการศึกษาครั้งนี้ตัวแปรที่นำมาใช้ในการศึกษาประกอบด้วยข้อมูลอนุกรมเวลาของดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ (Forex) มูลค่าสินค้านำเข้า (Import) ระดับราคาน้ำมันเบนซิน (Oil) อัตราการว่างงาน (UNP) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDP) ซึ่งตัวแปรที่นำมาศึกษาจะพิจารณาจากนักวิจัยท่านอื่นที่ได้ทำการศึกษาตัวแปรที่มีความสัมพันธ์กับอัตราเงินเฟ้อมาแล้ว เนื่องจากอนุกรมเวลาที่นำมาวิเคราะห์โดยใช้ตัวแบบ VAR ต้องเป็นอนุกรมเวลาที่เสถียร ดังนั้นต้องมีการตรวจสอบและมีการแปลงอนุกรมเวลาให้เป็นเสถียรก่อนเพื่อลดความยุ่งยากในการวิเคราะห์ในการศึกษาครั้งนี้ได้นำอนุกรมที่มีอิทธิพลของฤดูกาลไปปรับฤดูกาลออก (Seasonal adjust) ซึ่งตัวแปรที่ต้องนำไปปรับฤดูกาลออกประกอบด้วย มูลค่าสินค้านำเข้า อัตราการว่างงาน และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ฉะนั้นจึงเหลืออิทธิพลของ

แนวโน้มและความแปรปรวนที่ไม่คงที่ จากการตรวจสอบพบว่าต้องทำการแปลงโดยการหาผลต่างของทุกอนุกรมเวลา และต้องแปลงอนุกรมเวลาในรูปของค่าลอการิทึม ประกอบด้วยอนุกรมเวลาของราคาน้ำมันเบนซิน (LNOil) อัตราการว่างงานของประเทศไทย (LNUNP) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (LNGDP) หลังจากที่เราแปลงอนุกรมเวลาที่นำมาศึกษาให้เป็นสเตชันนารีแล้วจึงนำไปวิเคราะห์โดยใช้วิธีการและขั้นตอนของตัวแบบVAR ซึ่งได้กล่าวมาแล้ว

Schematic Representation of Cross Correlations

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
CPI	+.+. .	+.....
Forex	.+.+. .	.+.+.
Import	..+.+. .	..+.+.
LNOil	+.+.+. .	+.+.+.
LNUNP	..+.+. .	..+.+.
LNGDP	..+.+. .	..+.+.

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

ภาพที่ 21 แสดงฟังก์ชันเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของตัวอย่างของตัวแบบ VAR

ภาพที่ 21 แสดงค่าประมาณของเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (Sample autocorrelation matrix function) ของตัวแบบVAR และการทดสอบที่มีนัยสำคัญทางสถิติโดยแสดงด้วยเครื่องหมาย + ซึ่งพบว่าดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) มีนัยสำคัญสูงสุดอยู่ที่ lag 1 อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ (Forex) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (LNGDP) มีนัยสำคัญสูงสุดอยู่ที่ lag 8 มูลค่าสินค้านำเข้า (Import) มีนัยสำคัญสูงสุดอยู่ที่ lag 2 ระดับราคาน้ำมันเบนซิน (LNOil) มีนัยสำคัญสูงสุดที่ lag 10 อัตราการว่างงานของประเทศไทย (LNUNP) มีนัยสำคัญสูงสุดอยู่ที่ lag 4

Schematic Representation of Partial Autoregression

Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
CPI	+.
Forex	.+.
Import	..+.
LNOil
LNUNP
LNGDP

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

ภาพที่ 22 แสดงฟังก์ชันเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของตัวแบบ VAR

ภาพที่ 22 แสดงค่าประมาณของเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน(Partial autoregression matrix) ของตัวแบบ VAR และการทดสอบที่มีนัยสำคัญทางสถิติโดยแสดงด้วยเครื่องหมาย + ซึ่งพบว่าดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) และมูลค่าสินค้านำเข้า (Import) มีนัยสำคัญสูงสุดอยู่ที่ lag 6 อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ (Forex) มีนัยสำคัญสูงสุดอยู่ที่ lag 1 ส่วนระดับราคาน้ำมันเบนซิน (LNOil) และอัตราการว่างงานของประเทศไทย (LNUNP) ไม่มี lag ใดมีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (LNGDP) มีนัยสำคัญสูงสุดอยู่ที่ lag 10

ในการกำหนดตัวแบบVAR จะพิจารณาจากเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและเมทริกซ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน ซึ่งจะพบว่า lag ที่มีนัยสำคัญสูงสุดคือ lag ที่ 10 จึงนำตัวแปรทุกตัวที่ศึกษาแทนค่าในตัวแบบVAR(p) โดยที่ $p = 1, 2, \dots, 10$ หลังจากนั้นคำนวณหาค่า AIC(p) ของแต่ละตัวแบบแล้วเลือกตัวแบบที่ให้ค่า AIC(p) ที่น้อยที่สุด ซึ่งแสดงค่าดังนี้

ตารางที่ 19 แสดงค่า AIC(p) ของตัวแบบVAR

p	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AIC	0.04	-0.45	-0.44	-0.23	-0.15	-0.12	-0.17	-0.11	-0.22	-0.32

จากตารางที่ 19 แสดงค่า AIC(p) ซึ่งใช้ในการกำหนดอันดับของตัวแบบVAR จากการพิจารณาพบว่า $p = 2$ ให้ค่า AIC ต่ำสุด ดังนั้นจึงนำตัวแบบVAR(2) ไปประมาณค่าพารามิเตอร์และตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบกับเซตของตัวแปรซึ่งประกอบด้วย อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ (Forex) มูลค่าสินค้านำเข้า (Import) ระดับราคาน้ำมันเบนซิน (LNOil) อัตราการว่างงานของประเทศไทย (LNUNP) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (LNGDP) ในทุกการรวมกัน (combination) ที่เป็นไปได้ ซึ่งจะนำเสนอเฉพาะตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดในแต่ละการรวมกันที่เป็นไปได้ของจำนวนตัวแปร ซึ่งแสดงในตารางที่ 20

ตารางที่ 20 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบVAR(2) ที่เหมาะสมที่สุดในแต่ละการรวมกันที่เป็นไปได้ของจำนวนตัวแปร

ตัวแปร	ตัวแบบ
CPI	$\nabla\text{CPI}_t = 0.1186 + 0.3630\nabla\text{CPI}_{t-1}^* + 0.3765\nabla\text{LNOil}_{t-1} - 0.0030\nabla\text{CPI}_{t-2}$
LNOil	$-1.5031\nabla\text{LNOil}_{t-2}$
	$\nabla\text{LNOil}_t = 0.0066 - 0.0008\nabla\text{CPI}_{t-1} + 0.3114\nabla\text{LNOil}_{t-1}^* + 0.0076\nabla\text{CPI}_{t-2}$
	$-0.2740\nabla\text{LNOil}_{t-2}^*$
	MAPE = 0.2818 MAD = 0.2530 MSE = 0.1149 AIC = -8.8439
CPI	$\nabla\text{CPI}_t = 0.1209 + 0.3329\nabla\text{CPI}_{t-1}^* + 0.5859\nabla\text{LNOil}_{t-1} + 0.0833\nabla\text{LNUNP}_{t-1}$
LNOil	$+ 0.0062\nabla\text{CPI}_{t-2} - 1.5554\nabla\text{LNOil}_{t-2} + 0.1569\nabla\text{LNUNP}_{t-2}$
LNUNP	$\nabla\text{LNOil}_t = 0.0064 + 0.0012\nabla\text{CPI}_{t-1} + 0.2991\nabla\text{LNOil}_{t-1}^* - 0.0088\nabla\text{LNUNP}_{t-1}$
	$+ 0.0066\nabla\text{CPI}_{t-2} - 0.2694\nabla\text{LNOil}_{t-2}^* - 0.0093\nabla\text{LNUNP}_{t-2}$
	$\nabla\text{LNUNP}_t = 0.0059 - 0.0648\nabla\text{CPI}_{t-1} + 0.1804\nabla\text{LNOil}_{t-1} - 0.4158\nabla\text{LNUNP}_{t-1}^*$
	$- 0.0588\nabla\text{CPI}_{t-2} + 0.1511\nabla\text{LNOil}_{t-2} - 0.1390\nabla\text{LNUNP}_{t-2}$
	MAPE = 0.2813 MAD = 0.2527 MSE = 0.1132 AIC = -11.9987
CPI	$\nabla\text{CPI}_t = 0.1247 + 0.3252\nabla\text{CPI}_{t-1}^* + 0.0653\nabla\text{Forex}_{t-1} + 0.5433\nabla\text{LNOil}_{t-1}$
Forex	$+ 0.1031\nabla\text{LNUNP}_{t-1} + 0.0057\nabla\text{CPI}_{t-2} - 0.0334\nabla\text{Forex}_{t-2}$
LNOil	$- 1.6320\nabla\text{LNOil}_{t-2} + 0.1854\nabla\text{LNUNP}_{t-2}$
LNUNP	$\nabla\text{Forex}_t = -0.0884 - 0.1215\nabla\text{CPI}_{t-1} + 0.2578\nabla\text{Forex}_{t-1}^* + 3.2280\nabla\text{LNOil}_{t-1}$
	$- 0.1369\nabla\text{LNUNP}_{t-1} + 0.2777\nabla\text{CPI}_{t-2} - 0.0044\nabla\text{Forex}_{t-2}$
	$- 0.8661\nabla\text{LNOil}_{t-2} + 0.1062\nabla\text{LNUNP}_{t-2}$
	$\nabla\text{LNOil}_t = 0.0073 + 0.0008\nabla\text{CPI}_{t-1} + 0.0104\nabla\text{Forex}_{t-1}^* + 0.2805\nabla\text{LNOil}_{t-1}^*$
	$- 0.0043\nabla\text{LNUNP}_{t-1} + 0.0074\nabla\text{CPI}_{t-2} - 0.0032\nabla\text{Forex}_{t-2}$
	$- 0.2953\nabla\text{LNOil}_{t-2}^* - 0.0013\nabla\text{LNUNP}_{t-2}$
	$\nabla\text{LNUNP}_t = 0.00164 - 0.0779\nabla\text{CPI}_{t-1} - 0.009\nabla\text{Forex}_{t-1} + 0.3851\nabla\text{LNOil}_{t-1}$
	$- 0.4404\nabla\text{LNUNP}_{t-1}^* - 0.0740\nabla\text{CPI}_{t-2} - 0.0318\nabla\text{Forex}_{t-2}$
	$+ 0.3916\nabla\text{LNOil}_{t-2} - 0.2011\nabla\text{LNUNP}_{t-2}^*$
	MAPE = 0.2815 MAD = 0.2528 MSE = 0.1139 AIC = -11.5622

ตารางที่ 20 (ต่อ)

ตัวแปร	ตัวแบบ
CPI	$\nabla \text{CPI}_t = 0.1077 + 0.34736\nabla \text{CPI}_{t-1}^* + 0.0000\nabla \text{Import}_{t-1} + 0.1541\nabla \text{LNOil}_{t-1}$
Import	$+ 0.0472\nabla \text{LNUNP}_{t-1} + 0.7584\nabla \text{LNGDP}_{t-1} - 0.0261\nabla \text{CPI}_{t-2}$
LNOil	$+ 0.0000\nabla \text{Import}_{t-2} - 1.677\nabla \text{LNOil}_{t-2} + 0.175\nabla \text{LNUNP}_{t-2}$
LNUNP	$+ 0.2061\nabla \text{LNGDP}_{t-2}$
LNGDP	$\nabla \text{Import}_t = 4109.1485 + 5772.768\nabla \text{CPI}_{t-1} - 0.6945\nabla \text{Import}_{t-1}^* + 50807.648\nabla \text{LNOil}_{t-1}$ $- 13972.4346\nabla \text{LNUNP}_{t-1} - 24552.1645\nabla \text{LNGDP}_{t-1} - 8967.9577\nabla \text{CPI}_{t-2}$ $- 0.0961\nabla \text{Import}_{t-2} + 63724.4191\nabla \text{LNOil}_{t-2} - 5259.958\nabla \text{LNUNP}_{t-2}$ $- 87267.0107\nabla \text{LNGDP}_{t-2}^*$
	$\nabla \text{LNOil}_t = 0.0057 + 0.0031\nabla \text{CPI}_{t-1} + 0.0000\nabla \text{Import}_{t-1} + 0.2866\nabla \text{LNOil}_{t-1}^*$ $- 0.0124\nabla \text{LNUNP}_{t-1} + 0.0639\nabla \text{LNGDP}_{t-1} + 0.0028\nabla \text{CPI}_{t-2}$ $+ 0.0000\nabla \text{Import}_{t-2} - 0.2849\nabla \text{LNOil}_{t-2}^* - 0.0027\nabla \text{LNUNP}_{t-2}$ $- 0.0338\nabla \text{LNGDP}_{t-2}^*$
	$\nabla \text{LNUNP}_t = 0.0075 - 0.063\nabla \text{CPI}_{t-1} - 0.0000\nabla \text{Import}_{t-1} + 0.294\nabla \text{LNOil}_{t-1}$ $- 0.4151\nabla \text{LNUNP}_{t-1}^* + 0.3122\nabla \text{LNGDP}_{t-1} - 0.0618\nabla \text{CPI}_{t-2}$ $- 0.0000\nabla \text{Import}_{t-2} + 0.1357\nabla \text{LNOil}_{t-2} - 0.1362\nabla \text{LNUNP}_{t-2}$ $- 0.1042\nabla \text{LNGDP}_{t-2}$
	$\nabla \text{LNGDP}_t = 0.0112 + 0.0073\nabla \text{CPI}_{t-1} - 0.0000\nabla \text{Import}_{t-1}^* + 0.1435\nabla \text{LNOil}_{t-1}$ $- 0.0056\nabla \text{LNUNP}_{t-1} - 0.6819\nabla \text{LNGDP}_{t-1}^* - 0.0043\nabla \text{CPI}_{t-2}$ $- 0.0000\nabla \text{Import}_{t-2} + 0.1343\nabla \text{LNOil}_{t-2} - 0.0388\nabla \text{LNUNP}_{t-2}^*$ $- 0.5563\nabla \text{LNGDP}_{t-2}^*$
MAPE = 0.2815 MAD = 0.2527 MSE = 0.1098 AIC = 1.1222	

ตารางที่ 20 (ต่อ)

ตัวแปร	ตัวแบบ
CPI	$\nabla \text{CPI}_t = 0.1079 + 0.3618 \nabla \text{CPI}_{t-1}^* + 0.0551 \nabla \text{Forex}_{t-1} + 0.0000 \nabla \text{Import}_{t-1}$
Forex	$+ 0.1768 \nabla \text{LNOil}_{t-1} + 0.0503 \nabla \text{LNUNP}_{t-1} + 0.7557 \nabla \text{LNGDP}_{t-1}$
Import	$- 0.0334 \nabla \text{CPI}_{t-2} - 0.0462 \nabla \text{Forex}_{t-2} + 0.0000 \nabla \text{Import}_{t-2} - 1.6219 \nabla \text{LNOil}_{t-2}$
LNOil	$+ 0.1668 \nabla \text{LNUNP}_{t-2} + 0.3234 \nabla \text{LNGDP}_{t-2}$
LNUNP	$\nabla \text{Forex}_t = -0.0476 - 0.2055 \nabla \text{CPI}_{t-1} + 0.2734 \nabla \text{Forex}_{t-1}^* - 0.0000 \nabla \text{Import}_{t-1}$
LNGDP	$+ 3.944 \nabla \text{LNOil}_{t-1} + 0.0035 \nabla \text{LNUNP}_{t-1} - 2.2352 \nabla \text{LNGDP}_{t-1}$
	$+ 0.3451 \nabla \text{CPI}_{t-2} + 0.0337 \nabla \text{Forex}_{t-2} - 0.0000 \nabla \text{Import}_{t-2}$
	$- 1.0402 \nabla \text{LNOil}_{t-2} + 0.2071 \nabla \text{LNUNP}_{t-2} - 21816 \nabla \text{LNGDP}_{t-2}$
	$\nabla \text{Import}_t = 5061.2492 + 6251.6721 \nabla \text{CPI}_{t-1} + 3249.1242 \nabla \text{Forex}_{t-1}$
	$- 0.7247 \nabla \text{Import}_{t-1}^* + 33591.6331 \nabla \text{LNOil}_{t-1} - 9405.3934 \nabla \text{LNUNP}_{t-1}$
	$- 41762.813 \nabla \text{LNGDP}_{t-1} - 6583.2124 \nabla \text{CPI}_{t-2} + 2762.2925 \nabla \text{Forex}_{t-2}$
	$- 0.1392 \nabla \text{Import}_{t-2} + 33745.8561 \nabla \text{LNOil}_{t-2} + 3096.9791 \nabla \text{LNUNP}_{t-2}$
	$- 100716.06 \nabla \text{LNGDP}_{t-2}^*$
	$\nabla \text{LNOil}_t = 0.0065 + 0.0021 \nabla \text{CPI}_{t-1} + 0.0091 \nabla \text{Forex}_{t-1} + 0.0000 \nabla \text{Import}_{t-1}$
	$+ 0.2753 \nabla \text{LNOil}_{t-1}^* - 0.0083 \nabla \text{LNUNP}_{t-1} + 0.0496 \nabla \text{LNGDP}_{t-1}$
	$+ 0.0038 \nabla \text{CPI}_{t-2} - 0.0032 \nabla \text{Forex}_{t-2} + 0.0000 \nabla \text{Import}_{t-2}$
	$- 0.3029 \nabla \text{LNOil}_{t-2}^* + 0.0031 \nabla \text{LNUNP}_{t-2} - 0.031 \nabla \text{LNGDP}_{t-2}^*$
	$\nabla \text{LNUNP}_t = 0.0002 - 0.0694 \nabla \text{CPI}_{t-1} - 0.0123 \nabla \text{Forex}_{t-1} - 0.0000 \nabla \text{Import}_{t-1}$
	$+ 0.4312 \nabla \text{LNOil}_{t-1} - 0.4494 \nabla \text{LNUNP}_{t-1}^* + 0.4435 \nabla \text{LNGDP}_{t-1}$
	$- 0.0817 \nabla \text{CPI}_{t-2} - 0.0318 \nabla \text{Forex}_{t-2} - 0.0000 \nabla \text{Import}_{t-2}$
	$+ 0.3781 \nabla \text{LNOil}_{t-2} - 0.2022 \nabla \text{LNUNP}_{t-2}^* + 0.0257 \nabla \text{LNGDP}_{t-2}$
	$\nabla \text{LNGDP}_t = 0.0128 + 0.0079 \nabla \text{CPI}_{t-1} + 0.0067 \nabla \text{Forex}_{t-1} - 0.0000 \nabla \text{Import}_{t-1}^*$
	$+ 0.1141 \nabla \text{LNOil}_{t-1} + 0.0023 \nabla \text{LNUNP}_{t-1} - 0.7118 \nabla \text{LNGDP}_{t-1}^*$
	$- 0.0004 \nabla \text{CPI}_{t-2} + 0.0039 \nabla \text{Forex}_{t-2} - 0.0000 \nabla \text{Import}_{t-2}$
	$+ 0.0834 \nabla \text{LNOil}_{t-2} - 0.0245 \nabla \text{LNUNP}_{t-2}^* - 0.5528 \nabla \text{LNGDP}_{t-2}^*$
MAPE = 0.2827 MAD = 0.2536 MSE = 0.1075 AIC = -0.4458	

หมายเหตุ * แสดงตัวแปรที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

ตารางที่ 20 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบVAR(2) ที่เหมาะสมที่สุดในแต่ละการรวมกันที่เป็นไปได้ของจำนวนตัวแปร ตั้งแต่ 2 – 6 ตัวแปร จากการพิจารณาทุกตัวแบบในการวิเคราะห์หาตัวแปรที่ให้ค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบVAR(2) พบว่าตัวแบบที่ประกอบด้วยตัวแปร CPI LNOil และLNUNP เป็นตัวแบบที่มีความเหมาะสมที่สุด จากการพิจารณาจากค่า AIC ร่วมกับค่าความคลาดเคลื่อน MAPE MAD และ MSE ซึ่งสามารถเขียนตัวแบบได้ คือ

$$\nabla Z_t = \delta + \sum_{i=1}^2 \Phi_i \nabla Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{เมื่อ } Z_t = [\text{CPI} \quad \text{LNOil} \quad \text{LNUNP}]'$$

เมื่อทำการประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบจะพบว่า δ_1 Φ_{11} Φ_{22} Φ_{33} ณ เวลา $t-1$ และ Φ_{22} ณ เวลา $t-2$ มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 ดังนั้น จึงทำการทดสอบค่าประมาณพารามิเตอร์ที่เหลือทีละตัวว่ามีนัยสำคัญทางสถิติจริงหรือไม่ เพื่อที่จะได้ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญนั้นออกจากตัวแบบ จากการทดสอบจะเห็นว่าพารามิเตอร์ทุกตัวไม่มีนัยสำคัญทางสถิติจริง ดังนั้นจึงพิจารณาพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจากตัวแบบ แต่หากพิจารณาเอาพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกทั้งหมด จะทำให้ตัวแบบที่ได้ไม่มีความเหมาะสมเนื่องจากค่าความคลาดเคลื่อนมีความสัมพันธ์กัน ดังนั้นจึงพิจารณาจากพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญมากที่สุดก่อน ซึ่งแสดงผลในตารางที่ 21

ตารางที่ 21 ค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ $\nabla Z_t = \delta + \sum_{i=1}^2 \Phi_i \nabla Z_{t-i} + \varepsilon_t$ ที่ผ่านการทดสอบ

เมื่อ $Z_t = [\text{CPI} \text{ LNOil} \text{ LNUNP}]'$

Equation	Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Variable
CPI	CONST1	0.09077	0.02952	3.07	0.0027	1
	AR1_1_1	0.34615	0.08765	3.95	0.0001	CPI(t-1)
	AR1_1_2	0.60862	0.89042	0.68	0.4957	LNOil(t-1)
	AR1_1_3	0.00000	0.00000	-	-	LNUNP(t-1)
	AR2_1_1	0.00000	0.00000	-	-	CPI(t-2)
	AR2_1_2	-1.47950	0.78713	-1.88	0.0628	LNOil(t-2)
	AR2_1_3	0.13948	0.11796	1.18	0.2396	LNUNP(t-2)
LNOil	CONST2	0.00000	0.00000	1.00	-	1
	AR1_2_1	0.00000	0.00000	-	-	CPI(t-1)
	AR1_2_2	0.32500	0.09127	3.56	0.0005	LNOil(t-1)
	AR1_2_3	-0.01357	0.01513	-0.90	0.3719	LNUNP(t-1)
	AR2_2_1	0.01232	0.00945	1.30	0.1950	CPI(t-2)
	AR2_2_2	-0.28044	0.10433	-2.69	0.0083	LNOil(t-2)
	AR2_2_3	-0.01000	0.01399	-0.71	0.4763	LNUNP(t-2)
LNUNP	CONST3	0.00000	0.00000	1.00	-	1
	AR1_3_1	-0.04852	0.05149	-0.94	0.3481	CPI(t-1)
	AR1_3_2	0.00000	0.00000	-	-	LNOil(t-1)
	AR1_3_3	-0.42128	0.09083	-4.64	0.0001	LNUNP(t-1)
	AR2_3_1	-0.04993	0.05134	-0.97	0.3330	CPI(t-2)
	AR2_3_2	0.00000	0.00000	-	-	LNOil(t-2)
	AR2_3_3	-0.14510	0.07013	-2.07	0.0409	LNUNP(t-2)

จากตารางที่ 21 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบที่ได้ทำการทดสอบพารามิเตอร์แต่ละตัวในตัวแบบ พบว่าตัวแบบที่ได้ไม่ทำให้ค่าวัดความถูกต้อง AIC เปลี่ยนแปลง แสดงว่าพารามิเตอร์ที่ถูกเอาออกจากตัวแบบไม่สามารถอธิบายตัวแบบได้ และยังคงทำให้ตัวแบบที่ได้มีความเหมาะสม ซึ่งสามารถเขียนตัวแบบในรูปเมทริกซ์ ได้ดังนี้

$$\begin{bmatrix} \nabla \text{CPI} \\ \nabla \text{LNOil} \\ \nabla \text{LNUNP} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.0908 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.346 & 0.609 & 0 \\ 0 & 0.325 & -0.014 \\ -0.048 & 0 & -0.423 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla \text{CPI}_{t-1} \\ \nabla \text{LNOil}_{t-1} \\ \nabla \text{LNUNP}_{t-1} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} 0 & -1.479 & 0.139 \\ 0.012 & -0.280 & -0.01 \\ -0.050 & 0 & -0.145 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla \text{CPI}_{t-2} \\ \nabla \text{LNOil}_{t-2} \\ \nabla \text{LNUNP}_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \end{pmatrix}$$

Variable/ Lag	Schematic Representation of Cross Correlations of Residuals										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
CPI	++.
LNOil	++.
LNUNP	..+

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

ภาพที่ 23 แสดงการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ VAR(2)

จากภาพที่ 23 แสดงค่าประมาณเมทริกซ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบ จะเห็นว่าทุก lag ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 นั่นหมายความว่าค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบไม่มีความสัมพันธ์กัน

ตารางที่ 22 แสดงค่าสถิติของ Box-Pierce ที่ได้จากตัวแบบ VAR(2)

To Lag	Chi- Square	DF	P-value
3	16.74	9	0.0529
4	25.68	18	0.1074
5	30.66	27	0.2852
6	45.36	36	0.1363
7	51.04	45	0.2484
8	58.59	54	0.3109
9	65.48	63	0.3909
10	76.74	72	0.3294

เมื่อพิจารณาผลการทดสอบเมทริกซ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนด้วยตัวสถิติของ Box-Pierce จากตารางที่ 22 พบว่าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบไม่มีความสัมพันธ์กัน

ดังนั้นในการศึกษาครั้งนี้ตัวแบบ VAR(2) ที่ $Z_t = [CPI \ LNOil \ LNUNP]'$ จึงมีความเหมาะสมที่สุด โดยมีค่าวัดความถูกต้องจากการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึงธันวาคม 2550 ซึ่งแสดงในตารางที่ 23

ตารางที่ 23 แสดงค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคด้วยวิธีของตัวแบบ VAR(2)

MAPE	MAD	MSE	AIC
0.2807	0.2525	0.1143	-11.9898

5. วิธีการพยากรณ์รวม

วิธีการหาค่าพยากรณ์รวมจะพิจารณาจากค่าพยากรณ์เดี่ยวของแต่ละวิธีที่มีตัวแบบเหมาะสมที่สุด ซึ่งมีทั้งหมด 4 ตัวแบบ เลือกมาพิจารณาทีละสองตัวแบบจะได้ตัวแบบที่ใช้วิธีหาค่าพยากรณ์รวมทั้งหมด 6 ตัวแบบ คือ วิธีโฮสต์ กับวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีโฮสต์กับทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน วิธีโฮสต์ กับตัวแบบVAR วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์กับทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์กับตัวแบบVAR และตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันกับตัวแบบVAR ซึ่งตัวแบบที่ใช้ในการพยากรณ์ คือ ตัวแบบการวิเคราะห์การถดถอย

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \hat{Y}_{i,t} + \beta_2 \hat{Y}_{j,t} + \varepsilon_t$$

โดยที่

Y_t คือ อนุกรมเวลาของดัชนีราคาผู้บริโภค ณ เวลา t

$Y_{i,t}$ คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีพยากรณ์ที่ i ณ เวลา t

$Y_{j,t}$ คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีพยากรณ์ที่ j ณ เวลา t

$\beta_0, \beta_1, \beta_2$ คือ สัมประสิทธิ์การถดถอย เป็นพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า

ทำการประมาณค่าพารามิเตอร์โดยวิธีกำลังสองน้อยสุดของทั้ง 6 ตัวแบบ ซึ่งแสดงผลในตารางที่ 24

ตารางที่ 24 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์และการทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบการพยากรณ์รวม

ตัวแบบ	F	sig	β_0	sig	β_1	sig	β_2	sig	R ²	Durbin - Watson
Holt กับARIMA	18780.3	<.0001	-0.48690	0.3038	-0.02591	0.8625	1.03140	<.0001	0.9969	2.029
Holt กับTransfer	27144.8	<.0001	-0.23376	0.5434	-0.01392	0.8808	1.01671	<.0001	0.9979	1.826
Holt กับVAR	19292.0	<.0001	-0.69248	0.1416	-0.11401	0.4414	1.12216	<.0001	0.9971	2.100
ARIMA กับTransfer	27169.3	<.0001	-0.24459	0.5260	0.04753	0.7220	0.95536	<.0001	0.9979	1.829
ARIMA กับVAR	19200.2	<.0001	-0.61599	0.1808	0.10496	0.8185	0.90225	0.0505	0.9970	2.043
Transfer กับVAR	28263.5	<.0001	-0.46366	0.2219	0.95562	<.0001	0.04965	0.7047	0.9980	1.968

หมายเหตุ จากตาราง Durbin–Watson ค่า $d_L \approx 1.63$ และ $d_U \approx 1.72$

จากตารางที่ 24 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์และการทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบ พบว่า ทุกตัวแบบมีวิธีการพยากรณ์เดี่ยวอย่างน้อย 1 วิธี ที่สามารถอธิบายค่าดัชนีราคาผู้บริโภคได้ และจากการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยใช้สถิติ Durbin – Watson จะเห็นว่าทุกตัวแบบมีค่าความคลาดเคลื่อนที่ไม่มีความสัมพันธ์กัน แต่เนื่องจากตัวแบบที่ใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวของทรานสเฟอร์ฟังก์ชันและตัวแบบVAR สามารถอธิบายความผันแปรที่เกิดขึ้นในค่าดัชนีราคาผู้บริโภคได้มากที่สุด ดังนั้น ตัวแบบการพยากรณ์รวมที่ได้คือ

$$CPI_t = -4.4637 + 0.9556\hat{Y}_{trans,t} + 0.0497\hat{Y}_{VAR,t} + e_t$$

แต่จากตารางที่ 24 เมื่อทำการทดสอบค่าประมาณพารามิเตอร์แต่ละตัวจะเห็นว่า ค่าประมาณพารามิเตอร์ของ b_0 กับ b_2 ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 จึงต้องตัดตัวแปรดังกล่าวออกจากตัวแบบ ทำให้ตัวแบบที่ได้คือ

$$CPI_t = 1.0005\hat{Y}_{trans,t} + e_t$$

จากตัวแบบที่ได้พบว่าค่าพยากรณ์ของตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันสามารถอธิบายความผันแปรของดัชนีราคาผู้บริโภคได้ สำหรับค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์รวมโดยใช้การวิเคราะห์การถดถอยระหว่างเดือนมกราคม 2541 ถึงธันวาคม 2550 แสดงในตารางที่ 25

ตารางที่ 25 แสดงค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคด้วยการพยากรณ์รวม

MAPE	MAD	MSE	AIC
0.2179	0.2432	0.0769	-298.1290

ส่วนที่ 4 การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ที่ดีที่สุดและการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย จากวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด

จากการคำนวณค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ 4 ค่า คือ MAPE MAD MSE และ AIC ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ของดัชนีราคาผู้บริโภค โดยทำการคำนวณค่าพยากรณ์ทั้งในช่วง ตัวอย่าง คือ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึง เดือนธันวาคม 2550 และนอกช่วงตัวอย่าง คือ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2551 ถึง เดือนธันวาคม 2551

สำหรับการพยากรณ์ในช่วงตัวอย่างเมื่อเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์โดยพิจารณาจากค่าวัด MAPE MAD และ MSE พบว่าวิธีทรานสเฟอร์ฟังก์ชันให้ค่าวัดความคลาดเคลื่อนน้อยสุด รองลงมาคือ วิธีการพยากรณ์รวม ตัวแบบVAR วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีโฮสต์ให้ค่าวัดความคลาดเคลื่อนมากที่สุด เมื่อพิจารณาโดยใช้ค่าวัด AIC พบว่า วิธีทรานสเฟอร์ฟังก์ชันให้ค่าวัดความคลาดเคลื่อนน้อยสุด รองลงมาคือ วิธีการพยากรณ์รวม วิธีโฮสต์ ตัวแบบVAR และวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ให้ค่าวัดความคลาดเคลื่อนมากที่สุด แต่เมื่อพิจารณาโดยใช้ค่าวัดทั้ง 4 ค่า พบว่าวิธีการพยากรณ์ที่ให้ค่าวัดความคลาดเคลื่อนน้อยสุดคือ วิธีทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน ดังแสดงค่าในตารางที่ 26

ตารางที่ 26 ค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ในช่วงตัวอย่างจากวิธีการพยากรณ์ของดัชนีราคาผู้บริโภค

วิธีการพยากรณ์	ค่าวัดความถูกต้อง			
	MAPE	MAD	MSE	AIC
1. โฮสต์	0.3495	0.3149	0.1647	-212.4326
2. บ็อกซ์-เจนกินส์	0.2967	0.2651	0.1185	87.8671
3. ทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน	0.0005	0.0025	1.02079E-05	-1006.82
4. ตัวแบบVAR	0.2807	0.2525	0.1143	-11.9876
5. วิธีการพยากรณ์รวม	0.2179	0.2432	0.0769	-298.1290

จากสมการพยากรณ์ของตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันนำไปคำนวณหาค่าพยากรณ์ เพื่อตรวจสอบค่าพยากรณ์ว่าค่าพยากรณ์จากสมการพยากรณ์ที่สร้างขึ้นแตกต่างจากค่าจริงหรือไม่ โดยใช้การตรวจสอบของ tracking signal ด้วยวิธีผลรวมสะสม ซึ่งในการคำนวณกำหนดค่าปรับให้เรียบ (γ) เท่ากับ 0.1 และ $\alpha = 0.05$ กำหนดค่าเริ่มต้นของ $SUM_0 = 0$ $MAD_0 = 0.3634$ และช่วง

ควบคุมที่จำนวนได้ คือ ± 5.45 โดยทำการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์จากตัวแบบทรานสเฟอร์ ฟังก์ชันจากเดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคมของปี 2551 แสดงในตารางที่ 27

ตารางที่ 27 แสดงการตรวจสอบค่าพยากรณ์ของตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันในเดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคมของปี 2551

เดือน	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	CUSUM _t
มกราคม	102.5	101.80	1.9263*
กุมภาพันธ์	103.2	101.95	4.3136*
มีนาคม	103.8	102.13	6.3082
เมษายน	105.6	102.33	8.1687
พฤษภาคม	107.9	102.52	9.4594
มิถุนายน	109.1	102.72	10.3301
กรกฎาคม	109.5	102.9	11.0510
สิงหาคม	106.2	103.10	11.9803
กันยายน	106.4	103.29	12.8895
ตุลาคม	105.1	103.48	14.0249
พฤศจิกายน	103.8	103.68	15.5518
ธันวาคม	102.1	103.87	14.9786

หมายเหตุ * ค่าสถิติอยู่ในช่วงควบคุม ± 5.45

จากตารางที่ 27 แสดงการตรวจสอบค่าพยากรณ์ของเดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคมของปี 2551 พบว่า ค่าพยากรณ์ของเดือนมกราคมและเดือนกุมภาพันธ์อยู่ในช่วงควบคุม แต่หลังจากเดือนกุมภาพันธ์จะพบว่าค่าพยากรณ์อยู่นอกช่วงควบคุม ซึ่งเป็นสัญญาณเตือนว่าค่าพยากรณ์เริ่มไม่ถูกต้องหรือสมการที่สร้างขึ้นเริ่มไม่เหมาะสม ซึ่งจะต้องมีการปรับปรุงสมการพยากรณ์ใหม่โดยนำค่าสังเกตใหม่มาร่วมในการสร้างสมการพยากรณ์ เพื่อนำไปปรับค่าพยากรณ์และเริ่มการตรวจสอบค่าพยากรณ์ใหม่

ตารางที่ 28 ค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์นอกช่วงตัวอย่างจากวิธีการพยากรณ์ของดัชนีราคาผู้บริโภค

วิธีการพยากรณ์	ค่าวัดความถูกต้อง			
	MAPE	MAD	MSE	AIC
1. โฮลต์	2.2339	2.3817	8.9056	2.5200
2. บ็อกซ์ – เจนกินส์	2.6786	2.8657	12.5067	2.8596
3. ทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน	2.7245	2.9142	12.8164	3.0507
4. ตัวแบบVAR	2.9873	3.1953	14.9174	6.2025
5. วิธีการพยากรณ์รวม	2.6842	2.8714	12.5501	2.6963

จากตารางที่ 28 แสดงค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์นอกช่วงตัวอย่างเมื่อเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์โดยพิจารณาจากค่าวัด MAPE MAD และ MSE พบว่าวิธีโฮลต์ให้ค่าความคลาดเคลื่อนน้อยสุด รองลงมาคือ วิธีบ็อกซ์ – เจนกินส์ และตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน ส่วนตัวแบบVARให้ค่าความคลาดเคลื่อนมากที่สุด เมื่อพิจารณาโดยใช้ค่าวัด AIC พบว่าวิธีโฮลต์ให้ค่าความคลาดเคลื่อนน้อยสุด รองลงมาคือ วิธีการพยากรณ์รวม และตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน ส่วนตัวแบบVARให้ค่าความคลาดเคลื่อนมากที่สุด เมื่อพิจารณาโดยใช้ค่าวัดทั้ง 4 ค่า พบว่าวิธีการพยากรณ์ที่ให้ค่าความคลาดเคลื่อนน้อยสุดคือ วิธีโฮลต์ จึงสรุปว่าหากต้องการพยากรณ์ล่วงหน้า 12 ช่วงเวลา อาจพิจารณาจากวิธีของโฮลต์ที่ให้ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่มีค่าน้อย

จากผลการตรวจสอบค่าพยากรณ์แสดงให้เห็นว่าตัวแบบพยากรณ์ของทรานสเฟอร์ฟังก์ชันเหมาะสำหรับการพยากรณ์ระยะสั้นนั้นคือสามารถพยากรณ์ล่วงหน้าได้ 2 – 3 คาบเวลา ซึ่งหากพยากรณ์ไปล่วงหน้าหลายช่วงเวลามากกว่านี้จะทำให้ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์สูงขึ้น

ดังนั้น ค่าพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคที่สามารถนำมาคำนวณอัตราเงินเฟ้อของประเทศไทยได้อย่างมีประสิทธิภาพ คือ ค่าพยากรณ์ของเดือนมกราคมและเดือนกุมภาพันธ์ 2551 ซึ่งมีค่า 101.80 และ 101.95 ตามลำดับ นำมาคำนวณอัตราเงินเฟ้อได้ดังนี้

จากข้อมูลของสำนักงานดัชนีเศรษฐกิจคำนวณค่าดัชนีราคาผู้บริโภคของเดือนมกราคมและกุมภาพันธ์ 2550 มีค่าเท่ากับ 98.3 และ 97.9 ตามลำดับ ดังนั้นอัตราเงินเฟ้อที่คำนวณได้ คือ

$$\begin{aligned}
 \text{อัตราเงินเฟ้อของเดือนมกราคม 2551} &= \frac{\text{CPI ม.ค.51} - \text{CPI ม.ค.50}}{\text{CPI ม.ค.50}} \times 100 \\
 &= \frac{101.8 - 98.3}{98.3} \times 100 \\
 &= 3.43
 \end{aligned}$$

ดังนั้น อัตราเงินเฟ้อของเดือนมกราคม 2551 มีค่าเท่ากับ 3.43 ซึ่งความหมายว่าระดับราคาสินค้าและบริการโดยรวมมีราคาเพิ่มขึ้นเมื่อเทียบกับเดือนเดียวกันของปีก่อน 3.43% หรือหากมีเงินจำนวนเท่าเดิมกับปีที่แล้วค่าของเงินที่ถืออยู่จะมีมูลค่าน้อยลง ซึ่งทำให้ซื้อสินค้าได้น้อยลงด้วย

$$\begin{aligned}
 \text{อัตราเงินเฟ้อของเดือนกุมภาพันธ์ 2551} &= \frac{\text{CPI ก.พ.51} - \text{CPI ก.พ.50}}{\text{CPI ก.พ.50}} \times 100 \\
 &= \frac{101.95 - 97.9}{97.9} \times 100 \\
 &= 3.66
 \end{aligned}$$

ดังนั้น อัตราเงินเฟ้อของเดือนกุมภาพันธ์ 2551 มีค่าเท่ากับ 3.66 ซึ่งความหมายว่าระดับราคาสินค้าและบริการโดยรวมมีราคาเพิ่มขึ้นเมื่อเทียบกับเดือนเดียวกันของปีก่อน 3.66% หรือหากมีเงินจำนวนเท่าเดิมกับปีที่แล้วค่าของเงินที่ถืออยู่จะมีมูลค่าน้อยลง ซึ่งทำให้ซื้อสินค้าได้น้อยลงด้วย

วิจารณ์

ในการหาตัวแบบที่เหมาะสมของการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคนั้น นอกจากการพิจารณาจากค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์แล้ว การเลือกตัวแบบจากวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมควรพิจารณาจากปัจจัยต่างๆ ได้แก่ เวลาที่ใช้เตรียมการพยากรณ์ ค่าใช้จ่ายในการพยากรณ์ ช่วงการพยากรณ์ที่ต้องการ และความยุ่งยากของวิธีการพยากรณ์ โดยที่แต่ละวิธีการพยากรณ์จะมีข้อจำกัดเหล่านี้ของการพยากรณ์ที่แตกต่างกัน เช่น หากพิจารณาวิธีการพยากรณ์ที่ศึกษาในงานวิจัยครั้งนี้ จะเห็นว่า เวลาที่ใช้ในการเตรียมการพยากรณ์วิธีของโฮลต์ใช้เวลาที่น้อยที่สุด เนื่องจากเป็นวิธีการพยากรณ์ที่ง่ายและไม่ยุ่งยาก ส่งผลทำให้มีค่าใช้จ่ายในการพยากรณ์น้อย ส่วนวิธีของตัวแบบ VAR เป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีความยุ่งยากและสลับซับซ้อนมากทำให้เวลาที่ใช้ในการเตรียมการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากวิธีของตัวแบบVAR ต้องนำอนุกรมเวลาหลายอนุกรมเวลาที่มีความสัมพันธ์กันมาใช้ในการวิเคราะห์ จึงทำให้มีค่าใช้จ่ายในการพยากรณ์มากขึ้นด้วย ซึ่งหากพิจารณาการเรียงลำดับวิธีการพยากรณ์ในงานวิจัยนี้สามารถเรียงลำดับตามความยุ่งยากดังนี้ คือ การพยากรณ์รวม ตัวแบบVAR ทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน บ็อกซ์-เจนกินส์ และ วิธีของโฮลต์ ซึ่งในการนำไปใช้หากค่าวัดความถูกต้องของแต่ละวิธีการพยากรณ์ไม่แตกต่างกันมากนัก ก็อาจพิจารณาเลือกวิธีการพยากรณ์ที่ง่าย เช่น จากตารางที่ 25 จะเห็นว่าวิธีทรานสเฟอร์ฟังก์ชันให้ค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ต่ำสุด แต่วิธีการพยากรณ์นี้อาจจะมีความยุ่งยากในการหาอนุกรมเวลาที่มีความสัมพันธ์กับอนุกรมของดัชนีราคาผู้บริโภค อีกทั้งยังมีวิธีในการหาตัวแบบหลายขั้นตอนยากต่อการอธิบาย ดังนั้นในทางปฏิบัติอาจพิจารณาเลือกตัวแบบของโฮลต์มาใช้ในการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคแทน เพราะวิธีของโฮลต์ให้ค่าวัดความถูกต้องที่ไม่แตกต่างจากวิธีการพยากรณ์อื่นๆ มากนัก และเพื่อให้ง่ายต่อการแปลผลและอธิบายผลลัพธ์ อีกทั้งยังช่วยประหยัดเวลาและค่าใช้จ่ายในการสร้างสมการพยากรณ์ ในส่วนของระยะเวลาที่ต้องการพยากรณ์ล่วงหน้า วิธีการพยากรณ์แต่ละวิธีจะมีความเหมาะสมในช่วงเวลาที่ต่างกัน นั่นก็ขึ้นอยู่กับลักษณะของอนุกรมเวลาที่นำมาสร้างสมการพยากรณ์ด้วย แต่โดยทั่วไปแล้ววิธีของโฮลต์ บ็อกซ์-เจนกินส์ มีความเหมาะสมกับการพยากรณ์ในช่วงเวลาระยะสั้น ส่วนการพยากรณ์รวม ทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน และตัวแบบVAR มีความเหมาะสมกับการพยากรณ์ในช่วงเวลาระยะสั้นถึงระยะเวลายาว ซึ่งขึ้นอยู่กับความต้องการนำไปใช้และจากการตรวจสอบความถูกต้องของค่าพยากรณ์นั้น

สรุปและข้อเสนอแนะ

สรุป

จากการศึกษาหาวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย โดยการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 5 วิธี คือ วิธีการพยากรณ์ของโฮลต์ บ็อกซ์-เจนกินส์ ทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน ตัวแบบVAR และการพยากรณ์รวมโดยใช้การวิเคราะห์การถดถอย เหนือทั้งในการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ใช้ค่าวัดความถูกต้อง 4 แบบ คือ MAPE MAD MSE และAIC ซึ่งอนุกรมเวลาที่ใช้ศึกษาประกอบด้วย ดัชนีราคาผู้บริโภค อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ มูลค่าการนำเข้าสินค้า ราคาน้ำมันเบนซิน อัตราการว่างงาน และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2550 รวมทั้งหมด 120 เดือน ซึ่งสามารถสรุปได้ดังแสดงในตารางที่ 29 ดังนี้

ตารางที่ 29 แสดงการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 5 วิธี

วิธีการพยากรณ์	ตัวแบบ	ค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์			
		MAPE	MAD	MSE	AIC
1. โฮสต์	$\hat{Y}_{t+p} = \hat{T}_t(t) + p\hat{\beta}_t(t)$ ซึ่ง $\hat{T}_t(t) = 0.64Y_t + 0.36(\hat{T}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$ และ $\hat{\beta}_t(t) = 0.25(\hat{T}_t - \hat{T}_{t-1}) + 0.75\hat{\beta}_{t-1}$ โดยมี $\alpha = 0.64$ และ $\gamma = 0.25$	0.3495	0.3149	0.1647	-212.4326
2. บ็อกซ์-เจนกินส์	$\hat{Z}_t = 0.1858 + (1 + 0.4065B)e_t$	0.2967	0.2651	0.1185	87.8671
3. ทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน	$\hat{Z}_t = 0.0014 + 0.0545Z_t^x + (1 - 0.3048B)^{-1}e_t$	0.0005	0.0025	1.02079E-05	-1006.82
4. ตัวแบบVAR	$\nabla Z_t = \delta + \sum_{i=1}^2 \Phi_i \nabla Z_{t-i} + \varepsilon_t$ เมื่อ $Z_t = [\text{CPI} \text{ LNOil} \text{ LNUNP}]'$ โดยที่ $\begin{aligned} \hat{CPI}_t &= 0.1209 + 0.3329CPI_{t-1}^* + 0.5859LNOil_{t-1} + 0.0833LNUNP_{t-1} + 0.0062CPI_{t-2} \\ &\quad - 1.5554LNOil_{t-2} + 0.1569LNUNP_{t-2} + e_{1,t} \\ \hat{LNOil}_t &= 0.0064 + 0.0012CPI_{t-1} + 0.2991LNOil_{t-1}^* - 0.0088LNUNP_{t-1} + 0.0066CPI_{t-2} \\ &\quad - 0.2694LNOil_{t-2}^* - 0.0093LNUNP_{t-2} + e_{2,t} \\ \hat{LNUNP}_t &= 0.0059 - 0.0648CPI_{t-1} + 0.1804LNOil_{t-1} - 0.4158LNUNP_{t-1}^* - 0.0588CPI_{t-2} \\ &\quad + 0.1511LNOil_{t-2} - 0.1390LNUNP_{t-2} + e_{3,t} \end{aligned}$	0.2807	0.2525	0.1143	-11.9876
5. วิธีการพยากรณ์รวม	$\hat{CPI}_t = 1.0005\hat{Y}_{trans,t} + e_t$	0.2179	0.2432	0.0769	-298.1290

จากการเปรียบเทียบตัวแบบที่ศึกษาโดยพิจารณาจากค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์พบว่า ตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันให้ค่าวัด MAPE MAD MSE และ AIC น้อยที่สุดสำหรับการพยากรณ์ในช่วงตัวอย่าง ส่วนวิธีโพลต์ให้ค่าวัด MAPE MAD MSE และ AIC น้อยที่สุดสำหรับการพยากรณ์นอกช่วงตัวอย่างล่วงหน้า 12 ช่วงเวลา เพื่อการนำค่าพยากรณ์ของตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันที่ได้ไปใช้ประโยชน์ในการพยากรณ์ที่ถูกต้อง จึงทำการตรวจสอบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ด้วยการตรวจสอบของ tracking signal ด้วยวิธีผลรวมสะสม พบว่า ค่าพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคของตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันเหมาะสมกับการพยากรณ์ระยะสั้นในช่วง 1 - 3 เดือน ดังนั้น หากต้องการพยากรณ์ในช่วงระยะเวลาสั้นๆ อาจเลือกวิธีการพยากรณ์ของทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน แต่หากต้องการพยากรณ์หลายช่วงเวลามากขึ้น เช่น 12 เดือน อาจพิจารณาวิธีของโพลต์ที่มีความเหมาะสมในช่วงเวลาดังกล่าว

และหลังจากที่ได้ค่าพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภค จากนั้นนำไปคำนวณอัตราเงินเฟ้อโดยการคำนวณจากการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภครายเดือนเมื่อเทียบกับช่วงเวลาเดียวกันของปีก่อนหน้า

ข้อเสนอแนะ

1. ตัวแปรที่ใช้ในการศึกษาค้างนี้ได้พิจารณาจากผลงานของผู้วิจัยหลายๆ ท่านที่ทำการศึกษเกี่ยวกับความสัมพันธ์ว่ามีความเกี่ยวข้องกับอัตราเงินเฟ้อ ซึ่งมีบางตัวแปรที่ไม่ได้นำมาพิจารณาเช่น ค่าใช้จ่ายของรัฐบาล ฐานเงิน ปริมาณเงิน เป็นต้น ดังนั้นในการศึกษาค้างต่อไปอาจพิจารณาตัวแปรเหล่านี้ด้วย
2. ในการศึกษาครั้งต่อไป อาจเพิ่มการศึกษาโดยใช้วิธีการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ ซึ่งเป็นการศึกษาความสัมพันธ์เชิงเศรษฐศาสตร์ระหว่างตัวแปรที่มากกว่าหนึ่งตัวแปร ซึ่งอาจทำให้ได้สารสนเทศที่มีประโยชน์มากขึ้น
3. เมื่อเวลาผ่านไป ทำให้ข้อมูลที่นำมาศึกษาในครั้งนี้มีการปรับเปลี่ยนค่าสังเกตให้เป็นปัจจุบันขึ้น ดังนั้นควรตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบใหม่อีกครั้งว่าเหมาะสมกับข้อมูลชุดนั้นหรือไม่เมื่อนำตัวแบบไปใช้ประโยชน์ในคราวต่อไป

เอกสารและสิ่งอ้างอิง

- ทรงศิริ แต่สมบัติ. 2549. การพยากรณ์เชิงปริมาณ. มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, กรุงเทพฯ.
- สายนโยบายการเงิน. 2551. รายงานเศรษฐกิจและการเงินประจำปี 2541-2551. ธนาคารแห่งประเทศไทย.
- นภาพร เลขาวีวัฒนกุล. 2549. การวิเคราะห์ภาวะเงินเฟ้อของประเทศไทย. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- นิมิตร ยุทธโยธิน. 2529. การวิเคราะห์สาเหตุของภาวะเงินเฟ้อในประเทศไทยและนโยบายแก้ไข. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- ประโยชน์ เพ็ญสุต. 2552. คู่มือการฝึกอบรมเจ้าหน้าที่เพื่อพัฒนาหน่วยงานสู่ความเป็นเลิศในการจัดทำดัชนีราคาผู้บริโภค, น. 1-31. สำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า กระทรวงพาณิชย์ นนทบุรี.
- พรรณี ล้ำวรรณวงศ์. 2545. การศึกษาเปรียบเทียบวิธีการประมาณดัชนีราคาผู้บริโภค. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท, มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.
- มงคล ไชวงค์ยะ. 2543. การวิเคราะห์สาเหตุการเกิดภาวะเงินเฟ้อของประเทศไทย. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท, มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.
- มุกดา แม่นมินทร์. 2549. อนุกรมเวลาและการพยากรณ์. บริษัทโพธิ์พูนตั้ง จำกัด, กรุงเทพฯ.
- รัตนา สายคณิต. 2541. มหเศรษฐศาสตร์เบื้องต้น. โรงพิมพ์ไทยวัฒนาพานิชย์ จำกัด, กรุงเทพฯ.
- สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. 2546. เทคนิคการพยากรณ์. การกิจเอกสารและตำรามหาวิทยาลัยทักษิณ, สงขลา.
- เสรี ลีลาสัย. 2549. ทฤษฎีเงินเฟ้อ. คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยรามคำแหง, กรุงเทพฯ.

สำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า. 2550. **ดัชนีเศรษฐกิจการค้าของประเทศไทย ปี 2550**. สำนักงาน
ปลัดกระทรวงพาณิชย์ กระทรวงพาณิชย์, ถนนพหลโยธิน.

Brocklebank, J.C. and D.A. Dickey. 2003. **SAS® for Forecasting Time Series**. 2th ed. Cary,
NC: SAS Institute Inc, United States of America.

Chow, G. C. and A. Lin. 1971. Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation
of time series by related series. **Review of Economics and Statistics** (53): 372-375.

Cushman, D.O. and T. Zha. 1997. Identifying monetary policy in a small open economy
under flexible exchange rates. **Journal of Monetary Economics** 1997 (39): 433-448.

Lütkepohl, H. 2005. **New Introduction to Multiple Time series Analysis**. Springer-Verlag,
Germany.

Moser, G. , F. Rumle and J. Scharler. 2006. Forecasting Austrian inflation. **Economic
Modelling** 2007 (24): 470-480.

Kutner, M.H. , C.J. Nachtsheim, J.Neter and W.Li. 2005. **Applied Linear Statistical Models**.
5th ed. McGraw - Hill, Singapore.

Jacobson, T. , P. Jansson, A. Vredin and A. Warne. 1999. A VAR model for monetary policy
analysis in a small open economy. **Working paper series** 1999 (77).

SAS Institute Inc. 2008. **SAS/ETS ® 9.2 User's Guide**. Cary, NC: SAS Institute Inc., United
Stated of America.

Wei, W.W.S. 2006. **Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods**. 2th ed.
Pearson Education, Inc. , America.





ขั้นตอนในการประมาณข้อมูลรายเดือนของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ซึ่งวิธีที่จะกล่าวต่อไปนี้เป็นแนวคิดของ Chow และ Lin (1971) โดยมีขั้นตอนดังนี้

1. หากความสัมพันธ์ของข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นรายไตรมาสกับตัวแปรที่คาดว่าจะสามารถใช้เป็นตัวแปรกำหนดผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นรายไตรมาสได้ โดยตัวแปรดังกล่าวจะต้องมีการเก็บรวบรวมข้อมูลเป็นรายเดือนไว้ด้วย ซึ่งในที่นี้กำหนดให้ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นถูกกำหนดมาจากรายจ่ายของภาครัฐและมูลค่าการส่งออกสินค้า มีรูปแบบสมการดังนี้

$$QGDP_{j,t} = a_0 + a_1 QGDV_{j,t} + a_2 QEXP_{j,t} \quad j = 1,2,3,4 \quad (1)$$

โดยที่ $QGDP_{j,t}$ คือ ข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นรายไตรมาสที่ j

$QGDV_{j,t}$ คือ ข้อมูลรายจ่ายของภาครัฐรายไตรมาสที่ j

$QEXP_{j,t}$ คือ ข้อมูลมูลค่าการส่งออกสินค้ารายไตรมาส ที่ j

2. คำนวณข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นรายเดือนเบื้องต้น โดยใช้ข้อมูลรายเดือนของรายจ่ายภาครัฐและมูลค่าการส่งออกสินค้าและค่าสัมประสิทธิ์ a_0, a_1, a_2 ที่ได้จากสมการ(1)

$$EMGDP_{i,t} = (a_0 / 3) + a_1 MGOV_{i,t} + a_2 MEXP_{i,t} \quad ; \quad i = 1,2,\dots,12 \quad (2)$$

โดยที่ $EMGDP_{i,t}$ คือ ข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นรายเดือนที่ i

$MGOV_{i,t}$ คือ ข้อมูลรายจ่ายของภาครัฐรายเดือนที่ i

$MEXP_{i,t}$ คือ ข้อมูลมูลค่าการส่งออกสินค้ารายเดือนที่ i

3. คำนวณค่าความคลาดเคลื่อนของการประมาณการ โดยการนำผลรวมของข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นรายเดือนที่ประมาณค่าได้จากสมการ(2) ทั้ง 3 เดือนมา

ลบกับข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นรายไตรมาสจะทำให้ได้ค่าความคลาดเคลื่อนรายไตรมาส (residual estimate quarter GDP : Rest) โดยที่

$$QRES_{j,t} = QGDP_{j,t} - \sum EMGDP_{i,t} \quad (3)$$

โดยที่ $QRES_{j,t}$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อนจากการประมาณค่าซึ่งอยู่ในรูปของข้อมูลรายไตรมาส

$j =$ ไตรมาสที่ 1 , $i =$ เดือนที่ 1-3

$j =$ ไตรมาสที่ 2 , $i =$ เดือนที่ 4-6

$j =$ ไตรมาสที่ 3 , $i =$ เดือนที่ 7-9

$j =$ ไตรมาสที่ 4 , $i =$ เดือนที่ 10-12

4. คำนวณค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักของค่าความคลาดเคลื่อนรายเดือนโดยกำหนดให้

$$MRES_{i,t} = (EMGDP_{i,t} / \sum MGD_{i,t}) \times QRES_{j,t} \quad (4)$$

5. คำนวณหาข้อมูลประมาณการของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นรายเดือนได้ดังนี้

$$GDP_{i,t} = EMGDP_{i,t} + MRES_{i,t} \quad (5)$$

โดยที่ $GDP_{i,t}$ คือ ข้อมูลประมาณการของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นรายเดือน

ตารางผนวกที่ ก1 ผลการคำนวณ GDP รายเดือน โดยประมาณของประเทศไทยตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2550 (หน่วย : ล้านบาท)

ปี	เดือน											
	ม.ค.	ก.พ.	มี.ค.	เม.ย.	พ.ค.	มิ.ย.	ก.ค.	ส.ค.	ก.ย.	ต.ค.	พ.ย.	ธ.ค.
2541	400780	406398	403650	347403	357445	412271	348524	358194	405341	403083	380700	402657
2542	361622	378244	419937	375649	356400	376789	360951	371086	420192	389968	432291	393950
2543	399042	396362	435842	403073	383202	403703	382494	402480	427141	425462	444983	418948
2544	416543	413747	454410	408803	422207	426199	404909	421667	443489	469787	440709	411032
2545	431730	426481	496904	421164	451771	452249	432822	423423	487754	495940	482007	448398
2546	490391	471464	509853	485111	463915	475493	474721	466153	517007	502109	491673	569479
2547	530655	493128	559909	511397	510936	545690	534711	506042	565338	584575	561033	586062
2548	588716	522444	604588	536768	561432	594519	547437	593415	641667	642399	646140	616094
2549	612627	627213	703355	599748	622705	672010	601911	633933	702424	678986	697077	678342
2550	585201	774505	722982	600714	702073	728204	664152	686599	722978	817594	770446	693611



ภาคผนวก ข
ข้อมูลสถิติที่ใช้ในการศึกษา

ตารางผนวกที่ ข1 ข้อมูลดัชนีราคาผู้บริโภค ปีฐาน2550 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2550 (หน่วย : ร้อยละ)

ปี	เดือน											
	ม.ค.	ก.พ.	มี.ค.	เม.ย.	พ.ค.	มิ.ย.	ก.ค.	ส.ค.	ก.ย.	ต.ค.	พ.ย.	ธ.ค.
2541	79.7	80.3	81.1	81.7	82.2	82.6	82.7	83.0	82.8	82.7	82.4	82.2
2542	82.4	82.5	82.3	82.1	81.7	81.6	81.8	82.2	82.2	82.3	82.4	82.7
2543	82.9	83.3	83.3	83.0	83.1	83.3	83.3	83.9	84.2	83.8	83.9	83.9
2544	84.0	84.5	84.5	85.1	85.4	85.1	85.1	85.1	85.3	84.9	84.7	84.5
2545	84.7	84.8	85.0	85.5	85.6	85.4	85.3	85.4	85.7	86.2	85.8	85.9
2546	86.6	86.5	86.5	86.8	87.2	86.8	86.8	87.3	87.2	87.3	87.4	87.4
2547	87.7	88.4	88.5	89.0	89.3	89.5	89.6	90.0	90.3	90.3	90.0	90.0
2548	90.1	90.6	91.4	92.1	92.6	92.9	94.4	95.0	95.7	96.0	95.3	95.2
2549	95.4	95.6	96.6	97.7	98.4	98.4	98.5	98.6	98.3	98.7	98.6	98.5
2550	98.3	97.9	98.5	99.5	100.3	100.3	100.3	99.7	100.3	101.2	101.6	101.7
2551	102.5	103.2	103.8	105.6	107.9	109.1	109.5	106.2	106.4	105.1	103.8	102.1

ที่มา: สำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า, 2551

ตารางผนวกที่ ข2 ข้อมูลอัตราการว่างงาน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2550 (หน่วย : ร้อยละของผู้ที่อยู่ในกำลังแรงงาน)

ปี	เดือน											
	ม.ค.	ก.พ.	มี.ค.	เม.ย.	พ.ค.	มิ.ย.	ก.ค.	ส.ค.	ก.ย.	ต.ค.	พ.ย.	ธ.ค.
2541	0.872	4.602	4.602	4.602	5.014	5.014	5.014	3.412	3.412	3.412	4.472	4.472
2542	4.472	5.229	5.229	5.229	5.334	5.334	5.334	2.968	2.968	2.968	3.278	3.278
2543	3.278	4.298	4.298	4.298	4.096	4.096	4.096	2.392	2.392	2.392	3.671	3.671
2544	5.728	4.245	4.036	4.057	4.244	2.375	2.429	2.109	3.360	3.192	2.398	1.747
2545	3.377	2.300	2.924	2.666	2.731	2.066	1.391	1.543	1.775	2.479	1.532	1.485
2546	3.377	2.300	2.924	2.666	2.731	2.066	1.391	1.543	1.775	2.479	1.532	1.485
2547	3.693	2.373	2.417	2.776	2.602	2.052	1.351	1.490	1.788	1.580	1.474	1.461
2548	3.283	2.290	2.080	2.208	2.028	1.933	1.431	1.360	1.301	1.769	1.221	1.367
2549	2.164	1.554	1.803	2.102	1.386	1.540	1.130	1.365	1.158	1.669	1.231	0.962
2550	1.624	1.490	1.614	1.734	1.590	1.387	1.209	1.164	1.152	1.413	1.105	0.845

ที่มา: สำนักงานสถิติแห่งชาติ, 2551

ตารางผนวกที่ ข3 ข้อมูลมูลค่าสินค้านำเข้า ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2550 (หน่วย : ล้านบาท)

ปี	เดือน											
	ม.ค.	ก.พ.	มี.ค.	เม.ย.	พ.ค.	มิ.ย.	ก.ค.	ส.ค.	ก.ย.	ต.ค.	พ.ย.	ธ.ค.
2541	173693.7	169036.9	173212.2	143965.1	131719.2	153724.1	153600.7	140006.3	139133.8	141465.1	125847.1	128662.3
2542	127567.9	134980.3	160456.5	141309.5	130876.5	171729.1	147645.5	157483.1	172352.8	181690.9	191826.7	189471.9
2543	159000.4	187017.9	180041.4	180654.8	178877.9	214871.7	206478.8	235187.9	220296.0	253523.1	248661.3	229521.9
2544	239477.6	224990.7	244809.6	219367.8	241975.9	221772.6	247692.0	234166.8	227097.5	224512.1	227363.8	195735.1
2545	219817.3	192925.1	230541.6	224733.8	229237.7	228371.7	243941.5	244223.9	232428.3	251512.8	256365.0	220793.6
2546	255415.7	231618.1	263417.3	249215.9	256649.0	245204.6	269891.4	263421.9	264409.7	282434.8	264089.4	293008.1
2547	275498.2	263820.4	322489.6	297990.9	311370.4	331687.9	327615.9	342273.3	333250.3	340174.9	353770.8	301123.8
2548	360942.3	318003.0	410604.2	376514.9	427429.7	442125.9	395482.9	426871.0	398819.0	401493.4	401104.2	394570.9
2549	385349.1	386674.2	425055.7	380424.3	435884.4	436907.6	435446.4	440154.2	397032.2	405653.3	408336.6	406004.5
2550	353298.2	370689.4	394385.0	376928.4	427780.6	415569.3	402815.1	442672.8	390635.5	447116.0	439285.2	409010.8

ที่มา: กระทรวงพาณิชย์, 2551

ตารางผนวกที่ ๗4 ข้อมูลปริมาณเงินตามความหมายกว้าง ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2550 (หน่วย : ล้านบาท)

ปี	เดือน											
	ม.ค.	ก.พ.	มี.ค.	เม.ย.	พ.ค.	มิ.ย.	ก.ค.	ส.ค.	ก.ย.	ต.ค.	พ.ย.	ธ.ค.
2541	4416347	4414173	4408752	4416237	4432994	4502492	4587506	4602905	4689300	4718229	4729349	4753361
2542	4741915	4784884	4789063	4790287	4817667	4764119	4756061	4788665	4786578	4796365	4832331	4854748
2543	4824062	4840420	4824467	4817995	4801909	4801323	4827635	4877651	4907459	5007080	5007302	5032684
2544	5076241	5089022	5113559	5139408	5136006	5122376	5127310	5141819	5165680	5198344	5235253	5243655
2545	5309179	5368982	5369091	5415373	5417499	5385684	5411360	5493910	5257759	5294776	5366132	5378857
2546	5409326	5423782	5444816	5434390	5457544	5479634	5483850	5504829	5518461	5551802	5648799	5641844
2547	5739561	5769793	5794329	5881646	5900713	5797958	5880654	5878350	5875193	5916349	5970237	5948370
2548	6018800	6068742	6029517	6041793	6044121	5987773	6142784	6225232	6263352	6279659	6402847	6438927
2549	6662506	6681893	6742694	6819801	6814474	6671381	6756859	6831239	6790720	6822060	6922721	6824040
2550	6850358	6935676	6909976	6991969	7032753	6798296	6953381	6906410	6877686	6935162	6921433	6758701

ที่มา: ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2551

ตารางผนวกที่ ข5 ข้อมูลรายจ่ายของภาครัฐบาล ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2550 (หน่วย : ล้านบาท)

ปี	เดือน											
	ม.ค.	ก.พ.	มี.ค.	เม.ย.	พ.ค.	มิ.ย.	ก.ค.	ส.ค.	ก.ย.	ต.ค.	พ.ย.	ธ.ค.
2541	59998	62571	67744	52653	60297	81349	64901	78518	104444	70683	63715	75988
2542	53278	59110	71114	76165	62717	73305	59825	65874	89783	59726	91465	70702
2543	59513	59439	75285	80296	66575	71017	61224	68442	86907	71775	82499	70221
2544	67370	63877	73380	80505	66295	72983	68060	68360	90662	101902	82064	73155
2545	80625	76547	102644	74439	71309	75090	76685	61967	95752	86782	79327	74337
2546	71891	63095	72405	98527	69270	82169	77806	72005	90765	84236	83414	130615
2547	90459	66362	93048	97236	82839	92434	98897	79323	106927	99248	89498	113061
2548	114730	80052	92834	100925	95284	111331	88421	101557	131750	125158	122997	111708
2549	107680	112068	126486	99632	87383	111840	98000	106990	149531	88966	92382	98756
2550	96552	199930	138958	107130	136933	153826	136396	122485	148147	155083	127016	106645

ที่มา: ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2551

ตารางผนวกที่ ๖ ข้อมูลระดับราคาน้ำมันเบนซิน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2550 (หน่วย : บาทต่อลิตร)

ปี	เดือน											
	ม.ค.	ก.พ.	มี.ค.	เม.ย.	พ.ค.	มิ.ย.	ก.ค.	ส.ค.	ก.ย.	ต.ค.	พ.ย.	ธ.ค.
2541	12.805	12.794	12.318	12.105	12.600	12.370	12.208	11.762	11.089	11.360	10.865	10.120
2542	10.384	10.136	10.683	11.240	11.446	11.167	11.984	12.806	13.460	13.403	13.457	13.667
2543	13.955	14.658	15.316	14.150	15.106	15.587	15.996	16.577	16.720	16.509	16.720	16.325
2544	15.861	16.365	16.303	16.870	17.177	15.963	14.961	15.158	16.180	14.396	13.270	13.638
2545	13.558	14.011	14.871	16.020	16.061	15.320	15.055	15.235	15.780	16.329	15.487	15.774
2546	16.796	17.065	16.990	16.860	16.248	15.407	16.351	17.193	16.360	16.322	16.580	17.058
2547	17.109	16.990	16.990	16.990	17.474	18.310	18.848	20.745	21.790	22.022	21.617	19.858
2548	19.367	20.133	21.909	22.813	22.398	23.167	25.572	26.050	27.393	27.185	25.440	25.498
2549	26.724	26.510	26.900	28.060	29.130	29.700	30.110	29.720	26.870	25.640	25.540	26.190
2550	25.706	25.633	27.345	28.683	29.990	30.003	29.848	28.532	29.390	30.313	32.137	32.787

ที่มา: ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2551

ตารางผนวกที่ ข7 ข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ตั้งแต่ไตรมาสที่1 พ.ศ. 2541 ถึง
ไตรมาสที่4 พ.ศ. 2550 (หน่วย : ล้านบาท)

ปี	ไตรมาส			
	1	2	3	4
2541	1210828	1117120	1112059	1186440
2542	1159803	1108838	1152229	1216209
2543	1231245	1189978	1212115	1289393
2544	1284700	1257209	1270065	1321528
2545	1355115	1325184	1343999	1426345
2546	1471707	1424519	1457881	1563262
2547	1583692	1568023	1606091	1731670
2548	1715748	1692719	1782519	1904633
2549	1943195	1894462	1938267	2054405
2550	2082688	2030992	2073729	2281651

ที่มา: สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ, 2551



ภาคผนวก ค
โปรแกรมในการประมวลผล

คำสั่งโปรแกรม SAS สำหรับวิเคราะห์หาตัวแบบของ Holt

```

data cpi;
date=intnx('month','01jan98'd, _n_-1);
format date mmyyp.;
input month y@@;
datalines;
1      79.7
2      80.3
3      81.1
4      81.7
5      82.2
...    ...
9      100.3
10     101.2
11     101.6
12     101.7
;
proc print data=cpi;
run;
proc forecast data=cpi interval=month method=EXPO trend=2
weight=(0.6) lead=12 out=out1 outfull outresid outest=est
outfitstats;
  id date;
  var y;
run;
proc print data=est;
run;
proc print data=out1;
run;

```

คำสั่งโปรแกรม SAS สำหรับวิเคราะห์หาตัวแบบ ARIMA(0,1,1)

```
data cpi;
date=intnx('month','01jan98'd, _n_-1);
format date mmyyp.;
input month y@@;
datalines;
1      79.7
2      80.3
3      81.1
...    ...
10     101.2
11     101.6
12     101.7
;
proc print data=cpi;
run;
proc arima data=cpi;
  identify var=y(1) noprint nlag=15;
  estimate q=(1) printall;
  forecast lead=12 alpha=0.05 interval=month
  id=date out=out1;
run;
proc print data=out1;
run;
```

คำสั่งโปรแกรม SAS สำหรับวิเคราะห์หาตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน

```

data inflation;
input y x @@;
datalines;
4.37827      2.55645
4.38577      2.55490
4.39568      2.51770
4.40305      2.50062
4.40916      2.53370
...          ...
4.60817      3.38065
4.61710      3.41148
4.62104      3.46792
4.62203      3.48493
;
run;
proc arima data=work.inflation;
  identify var=x;
  identify var=x(1);
  identify var=y;
  identify var=y(1);
run;
proc arima data=work.inflation;
  identify var=x(1);
  estimate p=(1,2) printall plot;
run;
proc arima data=work.inflation;
  identify var=x(1) noprint;
  estimate p=(1,2);
  identify var=y(1) crosscor=(x(1)) nlag=20;
run;
proc arima data=work.inflation;
  identify var=x(1) noprint;
  estimate p=(1,2) ;
  identify var=y(1) crosscor=(x(1)) nlag=10;
  estimate input = (0$(0)/(0)x) printall
    altparm maxit = 30 backlim = -3 plot;
run;
proc arima data=work.inflation;
  identify var=x(1) noprint;
  estimate p=(1,2) ;
  identify var=y(1) crosscor=(x(1)) nlag=10;
  estimate p=(1) input = (0$(0)/(0)x) printall
    altparm maxit = 30 backlim = -3 plot;
  forecast lead = 12 out=out1;
run;
proc print data=out1;
run;

```

คำสั่งโปรแกรม SAS สำหรับวิเคราะห์หาตัวแบบ VAR(2)

```

data inflation;
date=intnx('month','01jan98'd, _n_-1);
format date mmyyp.;
input month CPI Forex Import Oil UNP GDP@@;
LNOil = log(Oil);
LNUNP=log(UNP);
LNGDP = log(GDP);
cards;
1      79.7   53.8147   182052   12.89   0.63198   404268
2      80.3   46.2979   181416   12.87   4.20442   411398
3      81.1   41.3318   166652   12.40   3.96942   376080
...    ...    ...    ...    ...    ...    ...
10     101.2  34.1689   441933   30.31   1.33438   778078
11     101.6  33.8843   431327   32.07   1.31882   749014
12     101.7  33.7044   420318   32.62   1.10815   692540
;
/*proc print data=inflation ;
run;*/
proc varmax data=inflation;
id date interval=month;
model CPI LNOil LNUNP /p=2 dif=(CPI(1) LNOil(1) LNUNP(1))
print=(corry parcoef) minic=(type=aic p=8) lagmax=10;
restrict const(3)=0,const(2)=0,AR(2,1,1)=0,AR(1,2,1)=0,
AR(1,3,2)=0,AR(2,3,2)=0,AR(1,1,3)=0;
/*test AR(1,1,2)=0; test AR(1,1,3)=0; test AR(2,1,1)=0;
testAR(2,1,2)=0;test AR(1,3,1)=0;
test AR(1,2,1)=0;test AR(1,2,3)=0; test AR(2,2,1)=0;
test AR(2,1,3)=0;test AR(1,3,2)=0;
test AR(2,3,1)=0;test AR(2,3,2)=0;test AR(2,3,3)=0;*/
output alpha=0.05 lead=12 out=out1;
run;
proc print data=out1;
run;

```

พ.ศ. ๒๕๖๖

คำสั่งโปรแกรม SAS สำหรับวิเคราะห์หาตัวแบบการพยากรณ์รวมโดยใช้การวิเคราะห์การถดถอย

```

data combine;
date=intnx('month','01jan98'd, _n_-1);
format date mmyyp.;
input month cpi trans var@@;
datalines;
4      81.7  81.401  81.7117
5      82.2  82.136  82.0351
6      82.6  82.311  82.5026
7      82.7  82.767  82.7834
...    ...    ...    ...
9      100.3 99.854  99.583
10     101.2 100.703  100.688
11     101.6 101.839  101.56
12     101.7 101.822  101.808
;
run;
proc reg data=combine outest=est;
model cpi=trans/noint DW AIC clm cli;
output out=out1;
run;
proc print data=est;
run;

```



ประวัติการศึกษา และการทำงาน

ชื่อ –นามสกุล	ธัญพร อริยะเสรี
วัน เดือน ปี ที่เกิด	28 พฤษภาคม 2527
สถานที่เกิด	อำเภอหลังสวน จังหวัดชุมพร
ประวัติการศึกษา	วท.บ. (สถิติ) เกียรตินิยม อันดับ 2 มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์
ตำแหน่งหน้าที่การงานปัจจุบัน	-
สถานที่ทำงานปัจจุบัน	-
ผลงานดีเด่นและรางวัลทางวิชาการ	-
ทุนการศึกษาที่ได้รับ	ได้รับทุนผู้ช่วยสอนจากคณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์(2548) ได้รับทุนผู้ช่วยสอนจากบัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์(2551)