



ใบรับรองวิทยานิพนธ์
บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์
..... วิทยาศาสตร์มหาบัณฑิต (สถิติ)

ปริญญา

สถิติ

สาขา

สถิติ

ภาควิชา

เรื่อง รูปแบบการพยากรณ์การออมทรัพย์และการกู้ยืม: กรณีศึกษาสหกรณ์การเกษตร
หาดใหญ่ จำกัด อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา

Saving and Loan Forecasting Models: A Case Study of Agricultural Cooperative
Hatyai Limited, Hatyai District, Songkhla Province

นามผู้วิจัย นางสาวพจนา สุนทรโร

ได้พิจารณาเห็นชอบโดย

ประธานกรรมการ

..... นว

(..... รองศาสตราจารย์ประสิทธิ์ พยัคฆพงษ์, พบ.ม.)

กรรมการ

.....

(..... อาจารย์บุญอ้อม โฉมทิ, Ph.D.)

กรรมการ

.....

(..... รองศาสตราจารย์ปรียานุช อภิบุญโยภาส, Ph.D.)

หัวหน้าภาควิชา

.....

(..... รองศาสตราจารย์สายสุดา สมจิต, M.S.)

บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์รับรองแล้ว

.....

(..... รองศาสตราจารย์วินัย อาจคงหาญ, M.A.)

คณบดีบัณฑิตวิทยาลัย

วันที่ 22 เดือน ธันวาคม พ.ศ. 2548

วิทยานิพนธ์

เรื่อง

รูปแบบการพยากรณ์การออมทรัพย์และการกู้ยืม: กรณีศึกษาสหกรณ์การเกษตร
หาดใหญ่ จำกัด อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา

Saving and Loan Forecasting Models: A Case Study of Agricultural
Cooperative Hatyai Limited, Hatyai District, Songkhla Province

โดย

นางสาวพจนา สุนทโร

เสนอ

บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์
เพื่อความสมบูรณ์แห่งปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต (สถิติ)

พ.ศ. 2548

ISBN 974-9845-29-3

พจนานุกรม 2548: รูปแบบการพยากรณ์การออมทรัพย์และการกู้ยืม: กรณีศึกษาสหกรณ์
การเกษตร หาดใหญ่ จำกัด อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา ปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต
(สถิติ) สาขาสถิติ ภาควิชาสถิติ ประชานกรรมการที่ปรึกษา: รองศาสตราจารย์
ประสิทธิ์ พยัคฆพงษ์, พบ.ม. 100 หน้า
ISBN 974-9845-29-3

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 8 วิธี ได้แก่ วิธี SMA, SES, LES, HWS, DEC, B-J, REG และวิธี Census II โดยใช้ค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ ได้แก่ MAPE, MAD และ MSE เป็นเกณฑ์ วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมเป็นวิธีการพยากรณ์ที่ให้ค่าความถูกต้องของการพยากรณ์ต่ำ และใช้วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมนั้นทำการพยากรณ์ 12 ช่วงเวลาล่วงหน้า

ข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลทุติยภูมิ รวบรวมโดยสหกรณ์การเกษตร หาดใหญ่ จำกัด อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา ผู้วิจัยทำการศึกษาโดยแบ่งข้อมูลออกเป็น 4 ประเภท คือ ข้อมูลเงินกู้ระยะสั้น เงินฝากออมทรัพย์ เงินฝากสัจจะออมทรัพย์ และข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ

จากการวิจัยพบว่าข้อมูลเงินกู้ระยะสั้น ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์ และข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ มีลักษณะของอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นแนวโน้มและไม่มีฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมของข้อมูลเงินกู้ระยะสั้น คือ วิธี SMA สมการพยากรณ์ คือ $\hat{Y}_{t+p} = 250,000$ สำหรับ $p \geq 1$ ส่วนข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์ และข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม คือ วิธี SES สมการพยากรณ์ของข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์ คือ $\hat{Y}_{t+p} = 0.238443 Y_t + 0.761557 \hat{Y}_t$ สำหรับ $p \geq 1$ และ $\alpha = 0.238443$ สมการพยากรณ์ของข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ คือ $\hat{Y}_{t+p} = 0.117714 Y_t + 0.882286 \hat{Y}_t$ สำหรับ $p \geq 1$ และ $\alpha = 0.117714$ ส่วนข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ มีลักษณะของอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมคือ วิธี B-J สมการพยากรณ์ คือ $\hat{Y}_t = e^{\hat{Y}'}$ โดย $\hat{Y}'_t = 0.016792 + \hat{Y}'_{t-1} - 0.8625 e_{t-1} + e_t$ เมื่อกำหนด $Y'_t = \ln Y_t$

นางเน สุทธิ
ลายมือชื่อนิติ

ศาสตราจารย์ ดร. พยัคฆพงษ์
ลายมือชื่อประธานกรรมการ

๒๙, ธ.ค., ๒๕๔๘

Potjana Soontaro 2005: Saving and Loan Forecasting Models: A Case Study of Agricultural Cooperatives Hatyai Limited, Hatyai District, Songkhla Province. Master of Science (Statistics), Major Field: Statistics, Department of Statistics. Thesis Advisor: Associated Professor Prasit Payakkapong, M.S. 100 pages.
ISBN 974-9845-29-3

This research was aimed to compare among 8 forecasting methods: SMA, SES, LES, HWS, DEC, B-J, REG and Census II by using accuracy values of forecasting: MAPE, MAD and MSE as criteria. According to these criteria, the optimum forecasting method was a method that provided low accuracy. Then the optimum method was used for forecasting 12 time periods in advance.

The Data used in the research was the secondary data collected by Agricultural Cooperatives Hatyai Limited, Hatyai District, Songkhla Province. In this study, the data was classified into 4 categories: short-term loan, savings deposit, Sujja savings deposit and special savings deposit.

The results of the research are as follows: short-term loan, savings deposit, and special savings deposit present time series without trend and season. Therefore the optimum forecasting method of short-term loan is SMA. The forecasting equation is $\hat{Y}_{t+p} = 250,000$ for $p \geq 1$. For Savings deposit, and special savings deposit the optimum forecasting method are SES. The forecasting equation of savings deposit is $\hat{Y}_{t+p} = 0.238443 Y_t + 0.761557 \hat{Y}_t$ for $p \geq 1$ and $\alpha = 0.238443$. The forecasting equation of special savings deposit is $\hat{Y}_{t+p} = 0.117714 Y_t + 0.882286 \hat{Y}_t$ for $p \geq 1$ and $\alpha = 0.117714$. However, for Sujja savings deposit, it show time series with trend but not seasonal influence. Therefore the optimum forecasting method is B-J. The forecasting equation is $\hat{Y}_t = e^{\hat{Y}'}$ when $\hat{Y}'_t = 0.016792 + \hat{Y}'_{t-1} - 0.8625 e_{t-1} + e_t$ and $Y'_t = \ln Y_t$

POTJANA SOONTARO

Student's signature

Prasit Payakkapong

Thesis Advisor's signature

29 Nov 2005

กิตติกรรมประกาศ

วิทยานิพนธ์ฉบับนี้สำเร็จลุล่วงได้โดยได้รับคำแนะนำ ข้อคิดเห็นและแก้ไขข้อบกพร่อง
ต่างๆเป็นอย่างดีจาก รศ.ประสิทธิ์ พัทธมพงษ์ ประธานกรรมการที่ปรึกษา ดร.บุญอ้อม โฉม
ที่ กรรมการวิชาเอก รศ.ปรียานุช อภิบุญโยภาส กรรมการวิชาการ อ.ชนิศวรา จัตรแก้ว ผู้แทน
บัณฑิตวิทยาลัย และได้รับความอนุเคราะห์ด้านข้อมูลจาก นางวรรณ ไซยบุญดิษฐ์ ผู้จัดการส
หกรณ์ นางสาวิดา หนูพันธ์ หัวหน้างานบัญชี ผู้วิจัยขอกราบขอบพระคุณเป็นอย่างสูงไว้ ณ ที่นี้

ผู้วิจัยขอน้อมรำลึกถึงพระบิดา มารดา ที่ให้การส่งเสริม สนับสนุน ให้ความรัก ความ
เอาใจใส่แก่ผู้วิจัยตลอดมา ขอขอบพระคุณคณาจารย์ทุกท่านที่ช่วยประสิทธิประสาทวิชาความรู้
แก่ผู้วิจัย

พจนา สุนทโร

กันยายน 2548

สารบัญ

	หน้า
สารบัญ	(1)
สารบัญตาราง	(2)
สารบัญภาพ	(4)
คำย่อที่ใช้ในงานวิจัย	(6)
คำนำ	1
วัตถุประสงค์	3
ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ	3
ขอบเขตของการวิจัย	4
การตรวจเอกสาร	6
ผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง	6
วิธีการทางสถิติที่ใช้ในงานวิจัย	8
อุปกรณ์และวิธีการ	56
อุปกรณ์	56
วิธีการ	57
สถานที่และระยะเวลาที่ทำการวิจัย	58
ผลการวิเคราะห์ข้อมูล	59
สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ	82
สรุปผลการวิจัย	82
ข้อเสนอแนะ	83
เอกสารและสิ่งอ้างอิง	84
ภาคผนวก	86

สารบัญตาราง

ตารางที่		หน้า
1	ลักษณะทางทฤษฎีของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของอนุกรมเวลาสแตชันนารี	31
2	ลักษณะทางทฤษฎีของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองและ ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของรูปแบบการวิเคราะห์ อนุกรมเวลาสแตชันนารีสำหรับรูปแบบ ARMA(p, q)	32
3	ลักษณะทางทฤษฎีของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองและ ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของรูปแบบการวิเคราะห์ อนุกรมเวลาไม่คงที่สำหรับรูปแบบ ARIMA(p, d, q)	35
4	ลักษณะทางทฤษฎีของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองและ ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของรูปแบบการวิเคราะห์ อนุกรมเวลาที่มีฤดูกาลที่สแตชันนารีสำหรับรูปแบบ SARMA(P, Q) ₁₂	38
5	ความสัมพันธ์ของ ρ_k กับพารามิเตอร์ในรูปแบบต่างๆ	46
6	การแปลผลค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสมบูรณ์เฉลี่ย	54
7	ผลการวิเคราะห์ข้อมูลเงินกู้ระยะสั้น เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์ 8 วิธี	60
8	เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินกู้ระยะสั้นจาก 84 ข้อมูล	61
9	เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินกู้ระยะสั้นจากค่าพยากรณ์ ล่วงหน้า 12 เดือน	61
10	ผลการวิเคราะห์ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์ เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์ 8 วิธี	65
11	เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินฝากออมทรัพย์จาก 84 ข้อมูล	66
12	เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินฝากออมทรัพย์จาก ค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน	66
13	ผลการวิเคราะห์ข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์ 8 วิธี	71
14	เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ จาก 84 ข้อมูล	72
15	เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินฝากสัจจะออมทรัพย์จากค่า พยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน	72

สารบัญตาราง (ต่อ)

	หน้า
16 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษเมื่อใช้วิธีการพยากรณ์ 8 วิธี	77
17 เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ จาก 72 ข้อมูล	78
18 เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ จากค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน	78
ตารางผนวกที่	
1 ข้อมูลเงินกู้ระยะสั้น เป็นรายเดือน ปี 2540 – 2547	87
2 ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์ เป็นรายเดือน ปี 2540 – 2547	88
3 ข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ เป็นรายเดือน ปี 2540 – 2547	89
4 ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ เป็นรายเดือน ปี 2541 – 2547	90
5 ผลการพยากรณ์ข้อมูลเงินกู้ระยะสั้นล่วงหน้า 12 เดือน	91
6 ผลการพยากรณ์ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์ล่วงหน้า 12 เดือน	92
7 ผลการพยากรณ์ข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ล่วงหน้า 12 เดือน	93
8 ผลการพยากรณ์ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษล่วงหน้า 12 เดือน	94
9 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ด้วยโปรแกรม MINITAB version 13	96

สารบัญภาพ

ภาพที่		หน้า
1	การรวมตัวของแนวโน้มและฤดูกาลแบบบวกและแบบคูณ	10
2	คอเรโลแกรมของค่า ρ_k และ ρ_{kk} สำหรับรูปแบบ ARIMA (p, q)	40
3	แสดงแผนภาพการกระจายของ X และ Y	55
4	แสดงค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนไม่คงที่ด้วยวิธี SES ของอนุกรมเวลาเงินกู้ระยะสั้น	59
5	การวิเคราะห์อนุกรมเวลาเงินกู้ระยะสั้น ด้วยวิธี SMA ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2540 ถึงเดือนมิถุนายน 2547 และแสดงค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน	62
6	แสดงการแจกแจงของค่าความคลาดเคลื่อนด้วยวิธี SMA ของอนุกรมเวลาเงินกู้ระยะสั้น	63
7	แสดงค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนคงที่ด้วยวิธี SMA ของอนุกรมเวลาเงินกู้ระยะสั้น	64
8	การวิเคราะห์อนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์ ด้วยวิธี SES ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2540 ถึงเดือนมิถุนายน 2547 และแสดงค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน	67
9	แสดงการแจกแจงของค่าความคลาดเคลื่อนด้วยวิธี SES ของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์	68
10	แสดงค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนคงที่ด้วยวิธี SES ของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์	69
11	แสดงค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนไม่คงที่ด้วยวิธี LES ของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์	70
12	การวิเคราะห์อนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ ด้วยวิธี B-J ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2540 ถึงเดือนมิถุนายน 2547 และแสดงค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน	73
13	แสดงการแจกแจงของค่าความคลาดเคลื่อนด้วยวิธี B-J ของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์	74
14	แสดงค่าสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนด้วยวิธี B-J ของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์	75

สารบัญภาพ (ต่อ)

ภาพที่		หน้า
15	แสดงค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนครั้งที่ด้วยวิธี B-J ของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์	76
16	การวิเคราะห์อนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ ด้วยวิธี SES ตั้งแต่ เดือนกรกฎาคม 2540 ถึง มิถุนายน 2547 และแสดงค่าพยากรณ์ ล่วงหน้า 12 เดือน	79
17	แสดงการแจกแจงของค่าความคลาดเคลื่อนด้วยวิธี SES ของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ	80
18	แสดงค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนครั้งที่ด้วยวิธี SES ของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ	81
ภาพผนวกที่		
1	แสดงลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเงินกู้ระยะสั้น	87
2	แสดงลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์	88
3	แสดงลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์	89
4	แสดงลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ	90
5	แสดงคอเรลโรแกรมของ r_k ของข้อมูลอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์	95
6	แสดงคอเรลโรแกรมของ r_k ของข้อมูลอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง หลังจากการแปลงข้อมูลเป็น $\ln y$	95
7	แสดงค่าสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนด้วยวิธี B-J ของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์	97
8	แสดงการแจกแจงของค่าความคลาดเคลื่อนด้วยวิธี B-J ของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์	98
9	แสดงค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนครั้งที่ด้วยวิธี B-J ของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์	99

คำย่อที่ใช้ในงานวิจัย

SMA	= วิธีเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบง่าย(Simple Moving Average)
SES	= วิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียลครั้งเดียว(Single Exponential Smoothing Method)
LES	= วิธีการปรับให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียล 2 ครั้งตามแบบของโฮลท์(Holt's Linear Exponential Smoothing Method)
HWS	= วิธีโฮลท์และวินเทอร์(Holt – Winters Smoothing Method)
DEC	= วิธีการแยกส่วนประกอบ(Decomposition Method)
B-J	= วิธีบ็อกซ์ – เจนกินส์(Box – Jenkins Method)
REG	= วิธีการวิเคราะห์การถดถอย (Regression Analysis)
MAPE	= เปอร์เซนต์ความคลาดเคลื่อนเฉลี่ย(Mean Absolute Percentage Error)
MAD	= ค่าเบี่ยงเบนสมบูรณ์เฉลี่ย(Mean Absolute Deviation)
MSE	= ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย(Mean Square Error)
T	= แนวโน้ม(Trend)
S	= อิทธิพลของฤดูกาล(Seasonal Variation)
C	= อิทธิพลของวัฏจักร(Cyclical Variation)
I	= เหตุการณ์ที่ผิดปกติหรือความผันแปรที่ไม่แน่นอน(Irregular Variation)
ε_t	= ค่าความคลาดเคลื่อนของข้อมูลประชากร
ACF	= ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง(Autocorrelation Function)
PACF	= ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน(Partial Autocorrelation Function)
r_k	= ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของตัวอย่าง ที่ lag k
r_{kk}	= ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของตัวอย่าง ที่ lag k
ρ_k	= ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของประชากร ที่ lag k
ρ_{kk}	= ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของประชากร ที่ lag k
AR (p)	= รูปแบบการถดถอยในตัวเองอันดับที่ p(Autoregressive Model of order p)
MA (q)	= รูปแบบค่าเฉลี่ยการเคลื่อนที่อันดับที่ q(Moving Average Model of order q)
ARMA(p, q)	= รูปแบบผสมค่าเฉลี่ยการเคลื่อนที่และการถดถอยในตัวเองอันดับที่ p และ q(Mixed Autoregressive and Moving Average Model of order p and q)

$ARIMA(p, d, q)$	= รูปแบบอินทิเกรตเคลื่อนที่และการถดถอยในตัวเอง (Autoregressive Integrated Moving Average)
$SARIMA(P, D, Q)_L$	= รูปแบบอนุกรมเวลาที่มีฤดูกาล(Seasonal Integrated Autoregressive and Moving Average)
e_t	= ค่าความคลาดเคลื่อนของข้อมูลตัวอย่าง
$\sum e_t^2$	= ผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อนของข้อมูลตัวอย่าง
$\hat{S}_t$	= ค่าดัชนีฤดูกาล $t = 1, 2, 3, \dots, 12$ เมื่อรูปแบบเป็นแบบคูณ
$\hat{S}_t$	= ค่าอิทธิพลฤดูกาล $t = 1, 2, 3, \dots, 12$ เมื่อรูปแบบเป็นแบบบวก

รูปแบบการพยากรณ์การออมทรัพย์และการกู้ยืม: กรณีศึกษาสหกรณ์การเกษตร หาดใหญ่ จำกัด อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา

Saving and Loan Forecasting Models: A Case Study of Agricultural Cooperative Hatyai Limited, Hatyai District, Songkhla Province.

คำนำ

การพยากรณ์(forecasting) เป็นเทคนิคทางสถิติอย่างหนึ่ง ที่ใช้เป็นเครื่องมือศึกษา เพื่อคาดการณ์สิ่งที่จะเกิดขึ้นในอนาคต การพยากรณ์มีบทบาทสำคัญในการตัดสินใจ หรือกำหนดนโยบายทั้งภาครัฐ และเอกชน ทำให้สามารถเตรียมการให้สอดคล้องกับความต้องการได้ ช่วยให้แผนงานที่กำหนด มีประสิทธิภาพยิ่งขึ้น วิธีการพยากรณ์จะแตกต่างกันไปตามจุดมุ่งหมาย และลักษณะของงานนั้นๆ โดยทั่วไปการพยากรณ์สามารถแบ่งเป็นประเภทใหญ่ๆ ได้ 2 ประเภท คือ การพยากรณ์เชิงคุณภาพ(qualitative) และการพยากรณ์เชิงปริมาณ(quantitative) การพยากรณ์เชิงคุณภาพเป็นการพยากรณ์ที่อาศัยความคิดเห็นส่วนตัวของผู้เชี่ยวชาญ หรือผู้มีประสบการณ์คาดคะเนเหตุการณ์ต่างๆ ที่จะเกิดขึ้น วิธีการนี้ใช้เมื่อไม่มีข้อมูลในอดีต หรือข้อมูลหายาก รวมถึงข้อมูลไม่น่าเชื่อถือ การพยากรณ์เชิงปริมาณเป็นการพยากรณ์ที่อาศัยข้อมูลข่าวสารเกี่ยวกับเหตุการณ์ที่เกิดขึ้นแล้วในอดีต นำข้อมูลในอดีตเหล่านี้มาศึกษาหารูปแบบ(model) ทางคณิตศาสตร์ที่สามารถอธิบาย หรือเป็นตัวแทนที่ดีของข้อมูลที่ศึกษา เมื่อได้รูปแบบแล้วนำมาคาดคะเนค่าในอนาคตของตัวแปรนั้นได้ ซึ่งสามารถแบ่งได้เป็น 2 วิธีด้วยกันคือ วิธีที่ 1 มีแนวความคิดว่า พฤติกรรมของข้อมูลในอดีตที่อยู่ในรูปแบบตัวเลขที่เรียกว่าอนุกรมเวลา(time series) เพียงพอที่จะพยากรณ์พฤติกรรมในอนาคตของข้อมูลชุดนั้นได้ โดยการพยากรณ์นี้ต้องมีข้อสมมติว่า รูปแบบของข้อมูลในอดีตจะคงเหมือนเดิมต่อไปในอนาคต หากข้อสมมตินี้ไม่เป็นจริง การพยากรณ์จะไม่แม่นยำ วิธีที่ 2 เป็นวิธีการที่มีแนวความคิดว่าพฤติกรรมของข้อมูลที่จะพยากรณ์ มีความสัมพันธ์กับตัวแปรอื่นๆ ในลักษณะเป็นเหตุเป็นผลกัน จึงต้องมีการระบุตัวแปรเหล่านั้นก่อน แล้วจึงหารูปแบบ

เนื่องจากประเทศไทยเป็นประเทศหนึ่ง ที่ประชากรในประเทศมีอาชีพเกษตรกรรม ดังนั้นในการพัฒนาเศรษฐกิจของประเทศให้เจริญก้าวหน้าต้องอาศัยปัจจัยที่สำคัญ ได้แก่ การส่งเสริมการลงทุนในภาคเกษตรกรรม สหกรณ์การเกษตรเป็นสถาบันการเงินประเภทหนึ่งที่มีบทบาทสำคัญมากในการพัฒนาเศรษฐกิจและสังคม ซึ่งความหมายของสหกรณ์การเกษตรคือ สหกรณ์ที่จัด

ตั้งขึ้นในหมู่ผู้มีอาชีพทางการเกษตรรวมกันจัดตั้งขึ้น และจดทะเบียนเป็นนิติบุคคลต่อนายทะเบียนสหกรณ์ โดยมีจุดมุ่งหมายเพื่อให้สมาชิกดำเนินกิจการร่วมกันและช่วยเหลือซึ่งกันและกัน เพื่อแก้ไขความเดือดร้อนในการประกอบอาชีพของสมาชิก และช่วยยกฐานะความเป็นอยู่ของสมาชิกให้ดีขึ้น โดยมีวัตถุประสงค์ในการจัดตั้งคือ สหกรณ์การเกษตรดำเนินธุรกิจแบบอเนกประสงค์ เพื่อส่งเสริมให้สมาชิกดำเนินธุรกิจร่วมกัน ช่วยเหลือซึ่งกันและกัน และช่วยเหลือส่วนรวมโดยใช้หลักคุณธรรม จริยธรรมอันดีงามตามพื้นฐานของมนุษย์ เพื่อให้เกิดประโยชน์แก่สมาชิกและส่วนรวมให้มีคุณภาพชีวิตที่ดีทั้งทางด้านเศรษฐกิจและสังคมตามที่กำหนดไว้ในข้อบังคับของสหกรณ์ ซึ่งประโยชน์ที่สมาชิกจะได้รับคือ ทำให้สมาชิกมีปัจจัยการผลิตเพิ่มขึ้น จากการกู้เงินสหกรณ์ในอัตราดอกเบี้ยต่ำมาประกอบอาชีพ ทำให้มีที่ดินทำกินเป็นของตนเองหรือมีที่ดินทำกินมากกว่าเดิม ทั้งได้รับความรู้เกี่ยวกับการใช้เทคโนโลยีในการผลิต ตั้งแต่การใช้พันธุ์พืช พันธุ์สัตว์ การใช้ปุ๋ย การไถยารปราบศัตรูพืชการเก็บรักษาผลผลิตอย่างมีคุณภาพ ผลผลิตที่ได้จึงเป็นไปตามความต้องการของตลาด ส่งผลให้สหกรณ์และบุคคลในครอบครัวมีคุณภาพชีวิตที่ดีขึ้นทั้งทางด้านเศรษฐกิจ สังคม การศึกษา และการอนามัย การให้บริการเงินกู้ของสหกรณ์การเกษตรสามารถสร้างความเชื่อถือให้กับสถาบันการเงิน หน่วยงานของรัฐและบุคคลทั่วไป สหกรณ์จะจัดหาเงินกู้ดอกเบี้ยต่ำมาให้สมาชิกกู้เพื่อลงทุนทำการเกษตร โดยพิจารณาจากแผนการดำเนินการหรือแผนการใช้เงินกู้ประกอบในการให้เงินกู้ เช่น เพื่อนำไปซื้อวัสดุการเกษตร ค่าใช้จ่ายที่จำเป็นในครอบครัว เพื่อนำไปบุกเบิกปรับปรุงที่ดิน หรือซื้อที่ดินทำการเกษตร และในการรับฝากเงินเป็นการส่งเสริมให้สมาชิกรู้จักคุณค่าและประโยชน์ของการออมทรัพย์ อีกทั้งเพื่อเป็นการระดมทุนในสหกรณ์ สหกรณ์จะรับฝากเงินจากสมาชิก 3 ประเภท คือ เงินฝากออมทรัพย์ เงินฝากสัจจะออมทรัพย์ และเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ โดยจะจ่ายดอกเบี้ยสำหรับเงินฝากออมทรัพย์ ร้อยละ 2.50 บาท/ปี เงินฝากสัจจะออมทรัพย์ ร้อยละ 3.50 บาท/ปี และเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ ร้อยละ 3.00 บาท/ปี

ดังนั้นในการนำวิธีการพยากรณ์มาทำการพยากรณ์การออมทรัพย์และการกู้ยืมของสมาชิกสหกรณ์การเกษตร เพื่อให้ผู้บริหารสามารถจัดสรรทรัพยากรที่มีอยู่อย่างจำกัดได้อย่างเหมาะสม เกิดผลตามที่ต้องการและเกิดประโยชน์สูงสุด จึงมีความสำคัญต่อการวางแผนและการตัดสินใจในการดำเนินงานของสหกรณ์การเกษตร เพื่อคาดคะเนเหตุการณ์ในอนาคต ทำให้สามารถเตรียมการให้สอดคล้องตามจุดหมาย และลักษณะของงานที่กำหนดให้มีประสิทธิภาพมากยิ่งขึ้น ซึ่งวิธีการพยากรณ์จะแตกต่างกันไปตามจุดหมาย และลักษณะของงานนั้นๆ การพยากรณ์ทำได้จากการใช้ความรู้ ความสามารถ วิจารณ์ญาณ ประสบการณ์ และความคิดเห็นของผู้เชี่ยวชาญ หรือจากข้อมูลที่เกิดขึ้นมาแล้วในอดีต โดยมีการเก็บรวบรวมอย่างต่อเนื่องและเป็นระบบ

การพยากรณ์แต่ละครั้งค่าที่ได้ต้องมีความถูกต้องและมีความคลาดเคลื่อนให้น้อยที่สุด เพื่อช่วยเพิ่มความมั่นใจในการใช้ค่าพยากรณ์ในการตัดสินใจแผนงานต่างๆ ได้อย่างมีประสิทธิภาพ

วัตถุประสงค์

ในการศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อ

1. เพื่อศึกษาลักษณะการเคลื่อนไหว และวิเคราะห์หารูปแบบการพยากรณ์การออมทรัพย์ และการกู้ยืมของสหกรณ์การเกษตร หาดใหญ่ จำกัด อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา
2. เพื่อศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ด้วยค่าวัดความถูกต้อง 3 ค่า ได้แก่ MAPE, MAD และ MSE ว่าวิธีใดจะให้ผลดีที่สุด กล่าวคือ ได้ค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าจริงมากที่สุด สำหรับข้อมูลอนุกรมเวลาเดียวกัน
3. เพื่อทำการพยากรณ์การออมทรัพย์และการกู้ยืมของสหกรณ์การเกษตร หาดใหญ่ จำกัด อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา

ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

1. ได้วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมมาทำการพยากรณ์การออมทรัพย์และการกู้ยืมของสมาชิก ที่มาใช้บริการจากสหกรณ์การเกษตร หาดใหญ่ จำกัด อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา
2. นำวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมมาทำการพยากรณ์การออมทรัพย์และการกู้ยืมจาก สหกรณ์การเกษตร หาดใหญ่ จำกัด อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา เป็นระยะเวลาล่วงหน้า 12 เดือน
3. เป็นประโยชน์ต่อการวางแผนการปฏิบัติงาน การจัดสรรงบประมาณ และการบริหารงาน เพื่อเป็นแนวทางในการปรับปรุงแก้ไขในการให้บริการทั้งด้านการออมทรัพย์และการกู้ยืม

4. เป็นแนวทางในการหารูปแบบการพยากรณ์การออมทรัพย์และการกู้ยืมของสหกรณ์การเกษตรอื่นๆ

ขอบเขตของการวิจัย

งานวิจัยนี้ได้นำข้อมูลอนุกรมเวลาแยกเป็น 4 ประเภท คือ เงินกู้ระยะสั้น เงินฝากออมทรัพย์ เงินฝากสัจจะออมทรัพย์ และเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ

เงินกู้ระยะสั้น กำหนดส่งชำระคืนภายใน 12 เดือน โดยชำระดอกเบี้ยทุกวันสิ้นเดือนที่เป็นวันทำการ

เงินฝากออมทรัพย์ เป็นประเภทจ่ายคืนเมื่อทวงถาม ไม่เสียภาษีเงินได้ จ่ายดอกเบี้ย เงินฝากปีละ 2 ครั้ง คือปลายเดือนมีนาคม และปลายเดือนกันยายน ของทุกปี จำนวนดอกเบี้ยจากยอดเงินฝากคงเหลือรายวัน กำหนดจำนวนเงินเปิดบัญชีเงินฝาก ไม่ต่ำกว่า 50 บาท ส่วนการฝากครั้งต่อ ๆ ไปจะฝากจำนวนเท่าใดก็ได้ ผู้ฝากสามารถถอนเงินได้โดยไม่มีเงื่อนไข มีแบบใช้สมุดคู่ฝาก และแบบไม่ใช้สมุดคู่ฝาก

เงินฝากสัจจะออมทรัพย์ เป็นประเภทกำหนดระยะเวลาการฝากไว้แน่นอน ได้แก่ 3 เดือน 6 เดือน และ 12 เดือน กำหนดจ่ายดอกเบี้ยเงินฝาก เมื่อสิ้นระยะเวลาการฝาก จำนวนเงินฝากเปิดบัญชี และจำนวนเงินฝากทุกครั้ง ต้องไม่ต่ำกว่า 1,000 บาท มีแบบใช้สมุดคู่ฝากและแบบใช้ใบรับเงินฝาก

เงินฝากออมทรัพย์พิเศษ เป็นประเภทจ่ายคืนเมื่อทวงถาม ไม่เสียภาษีเงินได้ ผู้ฝากได้รับผลตอบแทนสูง จ่ายดอกเบี้ยเงินฝากปีละ 2 ครั้ง คือปลายเดือนมีนาคม และปลายเดือน กันยายน ของทุกปี จำนวนดอกเบี้ย จากยอดเงินฝากคงเหลือเป็นรายวัน กำหนดจำนวนเงินเปิดบัญชีเงินฝาก ไม่ต่ำกว่า 10,000 บาท การฝากถอนแต่ละครั้ง ต้องมีจำนวนเงินไม่ต่ำกว่า 1,000 บาท ผู้ฝากมีสิทธิถอนเงินฝากได้เดือนละ 1 ครั้ง โดยไม่เสียค่าธรรมเนียม แต่ถ้าถอนเกินเดือนละ 1 ครั้ง ผู้ฝากต้องเสียค่าธรรมเนียม ในอัตราร้อยละ 1 ของจำนวนเงินที่ถอน แต่อย่างน้อยต้อง 500 บาท ผู้ฝากต้องรักษาเงินคงเหลือไว้ในบัญชี ไม่ต่ำกว่า 10,000 บาท มิฉะนั้นจะได้รับอัตราดอกเบี้ย เท่ากับเงินฝากออมทรัพย์ปกติ

ข้อมูลเงินกู้ระยะสั้น เงินฝากออมทรัพย์ และเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ เป็นข้อมูลทุติยภูมิ ซึ่งรวบรวมโดยสหกรณ์การเกษตร หาดใหญ่จำกัด อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา ตั้งแต่เดือน กรกฎาคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2547 เป็นระยะเวลา 7 ปี คิดเป็นจำนวนข้อมูล 84 เดือน ส่วนข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ เก็บรวบรวม ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2547 เป็นระยะเวลา 6 ปี คิดเป็นจำนวนข้อมูล 72 เดือน นำข้อมูลเหล่านี้ มาศึกษาลักษณะการเคลื่อนไหวเพื่อหารูปแบบการพยากรณ์ สำหรับวิธีการพยากรณ์ที่นำมาใช้คือ SMA, SES, LES, HWS, DEC, Census II, REG และ B-J แล้วเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่างๆ ด้วยค่าวัดความถูกต้อง 3 ค่า คือ MAPE, MAD และ MSE

เมื่อได้รูปแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสม ทำการพยากรณ์การออมทรัพย์และการกู้ยืมของสหกรณ์การเกษตร หาดใหญ่ จำกัด ล่วงหน้า 12 เดือน

การตรวจเอกสาร

การตรวจเอกสารจะแยกออกเป็น 2 ส่วน คือ

1. ผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง
2. วิธีทางสถิติที่ใช้ในการวิจัย

ผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

อรอนงค์(2533) ได้ศึกษาเรื่อง การศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลา รายเดือนที่มีลักษณะต่าง ๆ กัน เป็นการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 3 วิธีคือ วิธีแยกส่วน ประกอบ วิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียล และวิธีบอซซ์-เจนกินส์ กับอนุกรมเวลารูปแบบต่าง ๆ กัน 9 รูปแบบ และข้อสมมุติของรูปแบบเกี่ยวกับลักษณะของความคลาดเคลื่อน มีค่าของ σ และ α ซึ่งกำหนดค่า σ เท่ากับ 1 และ 20 กับค่า α เท่ากับ 0.1, 0.5 และ 0.9 รวม 6 ลักษณะ การเลือกวิธีที่เหมาะสมจะได้จากการพิจารณาข้อผิดพลาดของผลรวมค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์กำลังสอง ผลการศึกษาพบว่า กรณีที่อนุกรมเวลามีข้อสมมุติต่างกัน สำหรับวิธีการพยากรณ์และรูปแบบเดียวกันเมื่ออนุกรมมีค่า α เดียวกัน อนุกรมเวลาที่มีค่า σ เท่ากับ 1 จะให้ผลรวมค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์กำลังสองต่ำกว่าอนุกรมเวลาที่มีค่า σ เท่ากับ 20 และเมื่ออนุกรมเวลามีค่า σ เดียวกัน อนุกรมเวลาที่มีค่า α เท่ากับ 0.1 จะให้ผลรวมค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์กำลังสองต่ำกว่าอนุกรมเวลาที่มีค่า α เท่ากับ 0.5 และ 0.9 ตามลำดับ

นงนุช(2534) ได้ศึกษาเรื่อง การศึกษาเพื่อเปรียบเทียบเทคนิคการพยากรณ์ราคาข้าว มันสำปะหลัง และถั่วเขียวที่เกษตรกรขายได้ที่ไร่นา วัตถุประสงค์หลักของการศึกษา เพื่อเปรียบเทียบการพยากรณ์ระหว่าง วิธีแยกส่วนประกอบกับวิธีบอซซ์-เจนกินส์ว่าวิธีใดเหมาะสมกับการพยากรณ์ราคาข้าว มันสำปะหลัง และถั่วเขียว ที่เกษตรกรขายได้ที่ไร่นา จากการวิเคราะห์ด้วยวิธีแยกส่วนประกอบ จะได้ว่าอนุกรมเวลามีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งโพลิโนเมียลอันดับที่ 3 สำหรับวิธีบอซซ์-เจนกินส์ พบว่าอนุกรมเวลาที่ศึกษาสดขึ้นนาริหลังจากหาผลต่างเพียงครั้งเดียว นำไปเปรียบเทียบกับคอเรโลแกรม จะได้ว่าอนุกรมเวลาราคาข้าวเปลือกเจ้า 5% มีรูปแบบ MA(1, 1)

ราคาข้าวเปลือกเหนียวเมล็ดยาว มีรูปแบบ $AR(2, 1)$ ราคาหัวมันสำปะหลังสดคละ มีรูปแบบ $AR(1, 1)$ และราคาถั่วเขียวผิวมันเมล็ดใหญ่ชนิดคละ มีรูปแบบ $ARIMA(1, 1, 1)$ จากการเปรียบเทียบได้ว่า วิธีแยกส่วนประกอบเหมาะสมกับการพยากรณ์ราคาข้าวเปลือกเหนียวเมล็ดยาว และราคาหัวมันสำปะหลังสดคละกัน ส่วนวิธีบอก-เจนกินส์เหมาะสมกับการพยากรณ์ราคาข้าวเปลือกเจ้า 5% และราคาถั่วเขียวผิวมันเมล็ดใหญ่ชนิดคละ

วันดี(2538) ได้ศึกษาเรื่อง การพยากรณ์เชิงสถิติของราคาหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย เป็นการศึกษาหารูปแบบและขนาดของอนุกรมเวลาที่เหมาะสมในการพยากรณ์เชิงสถิติของราคาหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย และศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาหลักทรัพย์กับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย แบ่งขนาดอนุกรมเวลาเป็น 3 ขนาด ได้แก่ อนุกรมเวลาขนาดเล็กระยะ 35 วัน ขนาดกลางระยะ 75 วัน และขนาดใหญ่ระยะ 200 วัน โดยใช้วิธีการพยากรณ์เชิงสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีการเคลื่อนที่ที่ช้าสองครั้ง วิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียลช้าสองครั้ง และวิธีบอกซ์-เจนกินส์ การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้งสามวิธี จะใช้เกณฑ์ค่าเฉลี่ยผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อนที่น้อยที่สุด จากการศึกษาพบว่า ในการพยากรณ์ราคาหลักทรัพย์ขนาดอนุกรมไม่จำเป็นต้องมีขนาดใหญ่ วิธีการเคลื่อนที่ที่ช้าสองครั้งจะเป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม สำหรับอนุกรมเวลาขนาดเล็ก ซึ่งจะพยากรณ์ราคาหลักทรัพย์ทุกหลักทรัพย์ได้ดีกว่าวิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียลช้าสองครั้ง และวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ยกเว้นหลักทรัพย์ของบริษัทมหาชน จำกัด(มหาชน) การพยากรณ์ต้องใช้อนุกรมเวลาขนาดใหญ่ และทำการพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ซึ่งพบว่าอนุกรมเวลาราคาหลักทรัพย์ขนาดกลางมีสหสัมพันธ์สูงกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ทำให้สามารถใช้คาดการณ์ดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ได้ดีกว่าอนุกรมเวลาขนาดเล็กและขนาดใหญ่ ยกเว้นหลักทรัพย์ของบริษัทเงินทุนเฟิสต์ซิตีอินเวสเมนต์ จำกัด(มหาชน)

ธวัช(2539) ได้ศึกษาเรื่อง การศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ด้วยค่าวัดความถูกต้องสามค่า เป็นการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 3 วิธี คือ วิธีนี้ฟหนึ่ง วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีโฮลท์และวินเทอร์ โดยใช้ค่าวัดความถูกต้อง 3 ค่า ซึ่งเป็นฟังก์ชันของค่าความคลาดเคลื่อน ได้แก่ MAPE, MAD และ MSE จากการศึกษาพบว่า โดยส่วนใหญ่ค่าวัดความถูกต้องทั้งสามค่าให้ผลสรุปที่สอดคล้องกัน กล่าวคือ วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับอนุกรมเวลาที่ไม่มียอดของแนวโน้ม และไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล คือ วิธีนี้ฟหนึ่ง และวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับอนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลของแนวโน้มแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล

คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับอนุกรมเวลาที่ไม่มีแนวโน้มแต่มีอิทธิพลของฤดูกาล คือ วิธีโฮลท์และวินเทอร์ และวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ส่วนอนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลของแนวโน้มและมีอิทธิพลของฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม คือ วิธีโฮลท์และวินเทอร์

กัญญารัตน์(2540) ได้ศึกษาเรื่อง ตัวแบบสำหรับการพยากรณ์จำนวนคนไข้ในของโรงพยาบาลขนาดใหญ่ 3 โรงพยาบาล เป็นการศึกษาเพื่อหาตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์จำนวนคนไข้ในที่ได้รับการรักษาและจำนวนคนไข้ในที่จำหน่ายของโรงพยาบาลขนาดใหญ่ ได้แก่ โรงพยาบาลราชวิถี โรงพยาบาลภูมิพลอดุลยเดชกรมแพทยทหารอากาศ และโรงพยาบาลศิริราช โดยใช้วิธีการพยากรณ์ทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีโฮลท์และวินเทอร์ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีทรานส์เฟอร์ฟังก์ชัน การพิจารณาเปรียบเทียบการพยากรณ์ที่เหมาะสม ใช้ค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ 3 ค่า ได้แก่ MAPE, MAD และ MSE โดยวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมจะให้ค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ต่ำที่สุด จากการศึกษาพบว่าวิธีโฮลท์และวินเทอร์เป็นวิธีที่เหมาะสมกับการพยากรณ์จำนวนคนไข้ในที่ได้รับการรักษาในโรงพยาบาลศิริราช และจำนวนคนไข้ในที่จำหน่ายในโรงพยาบาลภูมิพลอดุลยเดชกรมแพทยทหารอากาศ วิธีบอกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่เหมาะสมกับการพยากรณ์จำนวนคนไข้ในที่ได้รับการรักษา และจำนวนคนไข้ในที่จำหน่ายในโรงพยาบาลราชวิถี จำนวนคนไข้ในที่ได้รับการรักษาในโรงพยาบาลภูมิพลอดุลยเดชกรมการแพทยทหารอากาศ และจำนวนคนไข้ในที่จำหน่ายในโรงพยาบาลศิริราช สำหรับวิธีทรานส์เฟอร์ฟังก์ชันไม่ใช่วิธีที่เหมาะสมในการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่นำมาศึกษา

วิธีการทางสถิติที่ใช้ในงานวิจัย

ข้อมูลอนุกรมเวลาการออมทรัพย์และการกู้ยืมเงินของสหกรณ์การเกษตร หาดใหญ่ จำกัด อำเภหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา ปี พ.ศ. 2540 - 2547 ประกอบด้วยค่าสังเกตรวม 84 ค่าที่ได้จากการบันทึกอย่างต่อเนื่องเป็นรายเดือน

ข้อมูลอนุกรมเวลามีส่วนประกอบแบ่งเป็น 4 ส่วน

1. แนวโน้ม เป็นข้อมูลที่มีการเพิ่มขึ้นหรือลดลงอย่างสม่ำเสมอตามระยะเวลา ก่อนข้างมีแบบแผน อาจมีลักษณะเป็นเส้นตรง เส้นโค้ง หรือลักษณะอื่นๆ วิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลประเภท

นี้ ได้แก่ วิธีโฮลท์-วินเตอร์ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการวิเคราะห์การถดถอย เป็นต้น

2. อิทธิพลของฤดูกาล เป็นเหตุการณ์ที่เกิดขึ้น ซ้ำ ๆ กันในช่วงระยะเวลาสั้น ๆ เช่น 1 วัน 1 สัปดาห์ 1 เดือน ฯลฯ โดยเกิดการเคลื่อนไหวขึ้นลงซ้ำกันในช่วงเวลาเดียวกันซึ่งจะแสดงการเปลี่ยนแปลงอันเกิดจากฤดูกาลในลักษณะของแบบ(pattern) ที่เกิดขึ้นซ้ำกันในแต่ละช่วง วิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลประเภทนี้ ได้แก่ วิธีโฮลท์-วินเตอร์ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีการวิเคราะห์การถดถอย วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ เป็นต้น

3. อิทธิพลของวัฏจักร มีลักษณะคล้ายฤดูกาลแต่ช่วงของวัฏจักรจะยาวกว่าฤดูกาลมาก วัฏจักรหนึ่งจะครอบคลุมระยะเวลาหลายปี ส่วนมากมักจะขึ้นลงตามวัฏจักรทางเศรษฐกิจ วิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลประเภทนี้ ได้แก่ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีการวิเคราะห์การถดถอย วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ เป็นต้น

4. เหตุการณ์ที่ผิดปกติหรือความผันแปรที่ไม่แน่นอน เป็นการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเฉพาะส่วนที่ไม่มีแบบแผนที่แน่นอน เหตุการณ์ที่ผิดปกตินี้จะเป็นเหตุการณ์ที่เกิดขึ้นโดยไม่อาจคาดการณ์มาก่อนล่วงหน้า ซึ่งอาจเป็นเรื่องเล็กน้อย เช่น การนัดหยุดงานของคนงาน ขาวลือ ไปจนถึงเรื่องใหญ่ ๆ เช่น การเกิดสงคราม การเกิดแผ่นดินไหว เป็นต้น รวมถึงปัจจัยอื่น ๆ ที่ไม่ใช่เนื่องจากแนวโน้ม อิทธิพลของฤดูกาล และอิทธิพลของวัฏจักร

ข้อมูลอนุกรมเวลาแต่ละชุด ไม่จำเป็นต้องประกอบไปด้วยส่วนประกอบทั้ง 4 ส่วน และในกรณีที่ข้อมูลรายปี จะไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล

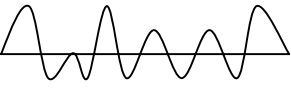
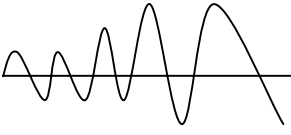
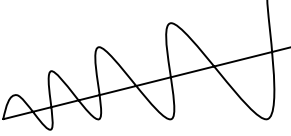
การรวมส่วนประกอบของอนุกรมเวลาเป็นได้ทั้งการรวมตัวแบบบวก(additive model) และการรวมตัวแบบคูณ(multiplicative model) ซึ่งรูปแบบการรวมตัวแบบบวกคือ

$$Y = T + S + C + I$$

และรูปแบบการรวมตัวแบบคูณ คือ

$$Y = T \times S \times C \times I$$

การรวมตัวแบบवलัักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเฉพาะในส่วนของอิทธิพลของฤดูกาลในแต่ละปีจะไม่มีการเปลี่ยนแปลง แต่ถ้าเป็นการรวมตัวแบบคูณ อิทธิพลของฤดูกาลในแต่ละปีจะมีการแกว่งมากขึ้นหรือน้อยลงดังภาพ

การรวมตัว ลักษณะแนวโน้ม	แบบบวก	แบบคูณ
ไม่มีแนวโน้ม		
เส้นตรง		

ภาพที่ 1 การรวมตัวของแนวโน้มและฤดูกาลแบบบวกและแบบคูณ

1. วิธีเฉลี่ยเคลื่อนที่

วิธีเฉลี่ยเคลื่อนที่ เป็นวิธีทำให้เรียบแบบหนึ่ง โดยอาศัยสาระของข้อมูลในอดีตมาพยากรณ์ค่าในอนาคต ด้วยการเฉลี่ยค่าสังเกตที่ใกล้เคียง ณ จุดนั้น แบ่งออกเป็น

วิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบง่าย เป็นการปรับข้อมูลอนุกรมเวลาให้เรียบโดยการกำจัดอิทธิพลของเหตุการณ์ที่ผิดปกติออกไป ซึ่งจะให้เห็นลักษณะที่แท้จริงของข้อมูล โดยการนำชุดของข้อมูลมาหาค่าเฉลี่ย แล้วใช้ค่าเฉลี่ยนั้นพยากรณ์ในช่วงเวลาถัดไป จำนวนข้อมูลที่เหมาะสมในการนำมาหาค่าเฉลี่ย คือจำนวนที่ทำให้ค่าพยากรณ์มีค่าใกล้เคียงกับความเป็นจริงมากที่สุด หรือทำให้ค่าความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด วิธีนี้เหมาะกับข้อมูลที่มีลักษณะคงที่หรือสม่ำเสมอตามแนวนอน (horizontal) ใช้พยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาในระยะสั้นและระยะปานกลาง ข้อจำกัดของวิธีนี้ คือต้องใช้ข้อมูลล่าสุด การคำนวณค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ที่จะต้องมียข้อมูลอย่างน้อย k ค่า และจะมีข้อมูลบาง

ส่วนหายไป ให้นำหน้าของแต่ละค่าสังเกตที่ใช้เฉลี่ยเคลื่อนที่เท่ากัน ค่าพยากรณ์ที่ได้เป็นค่าเฉลี่ยเลขคณิต มีรูปแบบ

$$Y_t = \beta_0 + \varepsilon_t; t = 1, 2, 3, \dots, n$$

เมื่อ Y_t คือ ค่าสังเกต ณ เวลา t

β_0 คือ พารามิเตอร์

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

สมการสำหรับการพยากรณ์ล่วงหน้า p ช่วงเวลา คือ

$$\hat{Y}_{t+p} = \frac{\sum_{i=1}^k Y_{t-i+1}}{k}; p \geq 1$$

เมื่อ k คือ จำนวนค่าสังเกตที่นำมาเฉลี่ย

2. วิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียล

วิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียล เป็นวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ระยะสั้นและมีการเปลี่ยนแปลงไม่มากนักในหนึ่งช่วงเวลา โดยมีหลักการว่าให้น้ำหนักกับค่าสังเกตตัวสุดท้ายมากและค่อยๆ ลดลงเรื่อยๆ แบบเอกซ์โพเนนเชียล ค่าพยากรณ์หนึ่งหน่วยเวลาล่วงหน้า ณ เวลา t สามารถเขียนได้ดังนี้

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

จากสมการ (1) เขียนใหม่ได้ดังนี้

$$\begin{aligned} \hat{Y}_{t+1} &= \alpha \{Y_t + (1-\alpha)Y_{t-1} + (1-\alpha)^2 Y_{t-2} + \dots\} \\ &= \alpha Y_t + (1-\alpha)\hat{Y}_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \hat{Y}_t + \alpha(Y_t - \hat{Y}_t) \\
&= \hat{Y}_t + \alpha e_t; \quad 0 < \alpha < 1
\end{aligned} \tag{2}$$

โดย α เป็นค่าคงที่ เรียกว่า ค่าคงที่กำหนดน้ำหนักของการเฉลี่ย(smoothing constant) ซึ่งมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1 เท่านั้น ค่าของ α จะขึ้นอยู่กับลักษณะของอนุกรมเวลานั้นๆ ถ้า α มีค่าเข้าใกล้ 1 ค่าพยากรณ์หนึ่งช่วงเวลาล่วงหน้าจะมีค่าใกล้เคียงกับค่าปัจจุบันของอนุกรมเวลา ถ้า α มีค่าเข้าใกล้ 0 ค่าพยากรณ์จะขึ้นอยู่กับความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์ ณ เวลาที่เพิ่งผ่านมาน้อย การประมาณค่า α จะคำนวณได้จากอนุกรมเวลาที่มีอยู่ โดยหาผลรวมของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองคือ

$$\sum_{t=1}^n e_t^2; \quad 0 < \alpha < 1$$

โดยที่ $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$

สำหรับแต่ละค่าของ α เมื่อ $0 < \alpha < 1$ และเลือก α ที่ทำให้ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองมีค่าน้อยที่สุด

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยวิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียล เมื่อลักษณะของอนุกรมเวลาที่แตกต่างกัน กล่าวคือ อนุกรมเวลาที่ไม่มีแนวโน้ม ใช้วิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียลครั้งเดียว อนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรง ใช้วิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียลซ้ำสองครั้ง และอนุกรมเวลาที่มีความผันแปรของฤดูกาล ใช้วิธีโฮลท์และวินเทอร์ ซึ่งแต่ละวิธีมีรายละเอียดดังนี้

2.1 วิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียลครั้งเดียว วิธีนี้คล้ายวิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบง่าย เป็นการกำจัดอิทธิพลของความผันแปรไม่แน่นอนไปจากข้อมูล วิธีนี้เหมาะสำหรับข้อมูลที่มีลักษณะคงที่ ไม่มีแนวโน้ม ใช้พยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาระยะสั้น มีรูปแบบคือ

$$Y_t = \beta_0 + \varepsilon_t$$

สมการที่ใช้ในการพยากรณ์ คือ

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

การสร้างสมการโดยวิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียลครั้งเดียว มีรายละเอียดที่จะต้องพิจารณาเกี่ยวกับ ค่าเริ่มต้น(initial value) ด้วยหลักการของการปรับให้เรียบ การหาค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t + 1$ จะต้องทราบค่าพยากรณ์ ณ เวลา t มาก่อน ดังนั้นจึงต้องมีการกำหนดค่าเริ่มต้นของค่าพยากรณ์ต่อไปได้ ค่าเริ่มต้นจะกำหนดได้หลายวิธีดังนี้(เมื่อให้ $\hat{Y}_{init}$ เป็นค่าเริ่มต้น)

ก. $\hat{Y}_{init} = \hat{Y}_2 = Y_1$ จะทำให้หาค่าพยากรณ์ $\hat{Y}_t$ สำหรับ $t = 3, 4, \dots$ ได้

ข. $\hat{Y}_{int} = \hat{Y}_{p+1} = \bar{Y}_p$ = ค่าเฉลี่ยของค่าสังเกต m ค่าแรกจะทำให้หาค่าพยากรณ์ $\hat{Y}_t$ สำหรับ $t = p+2, p+3, \dots$ ได้

ค. $\hat{Y}_{init}$ ได้จากการทำการพยากรณ์ย้อนหลัง(backcasting) โดยการใช้อ่อนุกรมเวลาทั้งชุดกลับเวลากัน นั่นคือ $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ เปลี่ยนเป็น $Y_n, Y_{n-1}, \dots, Y_1$ ทำการพยากรณ์โดยวิธี SES ที่มีค่าเริ่มต้นตาม ข้อ ก. แล้วหาค่าพยากรณ์ Y_0 และใช้ค่าพยากรณ์ Y_0 เป็นค่าเริ่มต้น

2.2 วิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียลด้วยวิธีของโฮลต์ จะมีชื่อเรียกอีกสองแบบ คือ Double Exponential Smoothing: Holt's Two-Parameter Method และ Holt's Linear Method วิธีนี้มีลักษณะคล้ายกับวิธีการพยากรณ์แบบการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียลซ้ำสองครั้ง คือเป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีการเคลื่อนไหวเป็นแนวโน้มแบบเส้นตรง และยังเหมาะกับการพยากรณ์ในระยะสั้นจนถึงการพยากรณ์ในระยะปานกลาง ข้อมูลที่ใช้ในการคำนวณควรจะมีอย่างน้อย 5 ข้อมูล

2.2.1 รูปแบบการบวก

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t$$

2.2.2 รูปแบบการคูณ

$$Y_t = (\beta_0 + \beta_1 t) \varepsilon_t$$

เมื่อ Y_t คือ ข้อมูลหรือค่าสังเกต ณ เวลา t

β_0, β_1 คือ ค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบ

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

สำหรับสมการในการพยากรณ์ทั้งรูปแบบการบวกและการคูณคือ

$$\hat{Y}_{t+p} = a_t + b_t(p)$$

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

a_t และ $b_t(p)$ คือ ค่าประมาณค่าพารามิเตอร์ β_0 และ β_1 ณ เวลา t

p คือ จำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า

ค่าของ a_t และ b_t คำนวณได้จาก

$$a_t = \alpha Y_t + (1 - \alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$$

$$b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1 - \gamma)b_{t-1}$$

เมื่อ α คือ ค่าคงที่การทำให้เรียบระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์และ $0 < \alpha < 1$

γ คือ ค่าคงที่การทำให้เรียบระหว่างแนวโน้มจริงกับค่าประมาณของแนวโน้มและ

$$0 < \gamma < 1$$

กำหนดค่าเริ่มต้นของ $a_0 = Y_1$, $b_0 = Y_2 - Y_1$

2.3 วิธีการทำให้เรียบแบบโฮลท์-วินเตอร์ จะมีชื่อเรียกอีกสองแบบคือ Winters's Three-Parameter Trend and Seasonality Method และ Winters's Method วิธีนี้เหมาะสำหรับข้อมูลที่มีแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล(trend-season data) และยังเหมาะกับการพยากรณ์ในระยะสั้นจนถึงการพยากรณ์ในระยะปานกลาง ข้อมูลที่จะนำมาใช้ในการคำนวณควรจะเป็นข้อมูลรายสัปดาห์ รายเดือนหรือไตรมาส เพื่อจะได้วิเคราะห์ความผันแปรตามฤดูกาลได้

2.3.1 รูปแบบการคูณ(multiplicative seasonality model)

$$Y_t = (\beta_0 + \beta_1 t) S_t \varepsilon_t$$

เมื่อ Y_t คือ ข้อมูลหรือค่าสังเกต ณ เวลา t

β_0, β_1 คือ ค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบ

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

S_t คือ ค่าความผันแปรตามฤดูกาล ณ เวลา t

สมการที่ใช้ในการพยากรณ์คือ

$$\hat{Y}_{t+p} = \begin{cases} (a_t + b_t(p)) \hat{S}_t & , t \leq L \\ (a_t + b_t(p)) \hat{S}_{t-L+p} & , t > L \end{cases}$$

ค่า a_t คือ ระดับของข้อมูลหรือส่วนที่เป็นการทำให้เรียบ

$$a_t = \begin{cases} \frac{\alpha Y_t}{\hat{S}_t} + (1 - \alpha) [a_{t-1} + b_{t-1}] & , t \leq L \\ \frac{\alpha Y_t}{\hat{S}_{t-L}} + (1 - \alpha) [a_{t-1} + b_{t-1}] & , t > L \end{cases}$$

ค่า b_t คือ ส่วนที่เป็นแนวโน้ม

$$b_t = \gamma (a_t - a_{t-1}) + (1 - \gamma) b_{t-1}$$

ค่า $\hat{S}_t$ คือ ส่วนที่เป็นฤดูกาล

$$\hat{S}_t = \frac{\delta Y_t}{a_t} + (1 - \delta) \hat{S}_{t-L}$$

เมื่อ p คือ จำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า

L คือ จำนวนฤดูกาล ถ้า $L = 4$ เมื่อข้อมูลเป็นรายไตรมาส $L = 7$ เมื่อข้อมูลเป็นรายวัน และ $L = 12$ เมื่อข้อมูลเป็นรายเดือน

α คือ ค่าคงที่การทำให้เรียบระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์และ $0 < \alpha < 1$

γ คือ ค่าคงที่การทำให้เรียบระหว่างแนวโน้มจริงกับค่าประมาณของแนวโน้มและ $0 < \gamma < 1$

δ คือ ค่าคงที่การทำให้เรียบระหว่างค่าฤดูกาลจริงกับค่าประมาณฤดูกาลและ $0 < \delta < 1$
กำหนดให้ $a_0 = Y_1$, $b_0 = 0$ และ $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับค่าดัชนีฤดูกาลที่หาได้จากการวิเคราะห์
อนุกรมเวลาแบบแยกส่วน เมื่อ $t = 1, 2, \dots, L$

2.3.2 รูปแบบการบวก มีรูปแบบคือ

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + S_t + \varepsilon_t$$

สมการที่ใช้ในการพยากรณ์ คือ

$$\hat{Y}_{t+p} = a_t + b_t(p) + \hat{S}_{t-L+p}$$

คำนวณค่า a_t , b_t และ $\hat{S}_t$

$$a_t = \alpha(Y_t + \hat{S}_{t-L}) + (1 - \alpha)[a_{t-1} + b_{t-1}]$$

$$b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1 - \gamma)b_{t-1}$$

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

กำหนดให้ $a_0 = Y_1$, $b_0 = 0$ และ $\hat{S}_t = Y_t - a_0$ เมื่อ $t = 1, 2, \dots, L$

3. วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

วิธีการวิเคราะห์การถดถอย มีตัวแปรอนุกรมเวลาเป็นตัวแปรตาม และมีตัวแปรอิสระที่มีความหมายต่างกันไป

3.1 ตัวแปรเวลา(time variable) เป็นตัวแปรที่ใช้เมื่ออนุกรมเวลามีแนวโน้มโดยจะกำหนดตัวแปรเวลาเป็นตัวแปรอิสระที่มีค่าเป็นรหัส(coded value) แทนวัน เดือน ไตรมาส หรือปีที่เก็บรวบรวมข้อมูล รูปแบบแนวโน้มมีหลายรูปแบบขึ้นอยู่กับลักษณะของข้อมูลอนุกรมเวลาแนวโน้มที่นิยมใช้ ได้แก่

แนวโน้มเส้นตรง $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t$

แนวโน้มแบบ quadratic $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \varepsilon_t$

แนวโน้มแบบ exponential $Y_t = \beta_0 \beta_1^t \varepsilon_t$

การใช้ตัวแปรเวลาเป็นตัวแปรอิสระนั้น ไม่ว่ารูปแบบการถดถอยจะเป็นแบบใด ต้องกำหนดค่าให้กับตัวแปรเวลา(t) โดยจะมีค่าเริ่มต้นเท่าใดก็ได้ แต่จะต้องเพิ่มขึ้นเท่าๆกัน ในแต่ละช่วงเวลา

3.2 ตัวแปรดัมมี่(dummy variable) เป็นตัวแปรที่กำหนดขึ้นเพื่อบอกว่าค่าสังเกตในอนุกรมเวลาเกิดขึ้นในฤดูกาลใด ค่าตัวแปรดัมมี่จะเป็น 1 เมื่อค่าสังเกตอยู่ในฤดูกาลที่กำหนด ค่าตัวแปรดัมมี่จะเป็น 0 เมื่อค่าสังเกตไม่อยู่ในฤดูกาลที่กำหนด และตัวแปรดัมมี่จะมีน้อยกว่าจำนวนฤดูกาลอยู่ 1 มีรูปแบบ

3.2.1 รูปแบบการบวก

รูปแบบฤดูกาล

$$Y_t = \beta_0 + \beta_2 X_{1t} + \beta_3 X_{2t} + \dots + \beta_L X_{(L-1)t} + \varepsilon_t$$

รูปแบบแนวโน้มเส้นตรงและฤดูกาล

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 X_{1t} + \beta_3 X_{2t} + \dots + \beta_L X_{(L-1)t} + \varepsilon_t$$

เมื่อ β_0 คือ ค่าจุดตัด(y-intercept)

β_1 คือ ค่าอัตราการเพิ่มขึ้นหรือลดลงของ Y_t เมื่อ t เพิ่มขึ้น 1 หน่วย

β_i คือ ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลที่ $i, i = 2, 3, \dots, L$

$X_{it} = 1$ เมื่อค่าสังเกต t เป็นค่าในฤดูกาลที่ i

$X_{it} = 0$ เมื่อค่าสังเกต t ไม่เป็นค่าในฤดูกาลที่ i

รูปแบบแนวโน้มเส้นโค้งและฤดูกาล

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 X_{1t} + \beta_4 X_{2t} + \dots + \beta_{L+1} X_{(L-1)t} + \varepsilon_t$$

3.2.2 รูปแบบการคูณ

รูปแบบฤดูกาล

$$Y_t = \beta_0 \beta_2^{X_{1t}} \beta_3^{X_{2t}} \dots \beta_L^{X_{(L-1)t}} \varepsilon_t$$

รูปแบบแนวโน้มเส้นตรงและฤดูกาล

$$Y_t = \beta_0 \beta_1^t \beta_2^{X_{1t}} \beta_3^{X_{2t}} \dots \beta_L^{X_{(L-1)t}} \varepsilon_t$$

สำหรับรูปแบบการคูณ ต้องแปลงให้อยู่ในรูปแบบการบวก โดยการหาลอการิทึม(logarithm) คือ แปลง Y_t ให้เป็น $\ln Y_t$ หรือ Y'_t ดังนี้

รูปแบบฤดูกาล

$$\ln Y_t = (\ln \beta_0) + (\ln \beta_2) X_{1t} + \dots + (\ln \beta_L) X_{(L-1)t} + (\ln \varepsilon_t)$$

$$Y'_t = \beta'_0 + \beta'_2 X_{1t} + \dots + \beta'_L X_{(L-1)t} + \varepsilon'_t$$

รูปแบบแนวโน้มเส้นตรงและฤดูกาล

$$\ln Y_t = (\ln \beta_0) + (\ln \beta_1)t + (\ln \beta_2)X_{1t} + \dots + (\ln \beta_L)X_{(L-1)t} + (\ln \varepsilon_t)$$

$$Y'_t = \beta'_0 + \beta'_1 t + \beta'_2 X_{1t} + \dots + \beta'_L X_{(L-1)t} + \varepsilon'_t$$

เมื่อ β_0 คือ ค่าจุดตัด(y-intercept)

β_i คือ ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลที่ i , $i = 2, 3, \dots, L$

$X_{it} = 1$ เมื่อค่าสังเกต t เป็นค่าในฤดูกาลที่ i

$X_{it} = 0$ เมื่อค่าสังเกต t ไม่เป็นค่าในฤดูกาลที่ i

4. วิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์

วิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์ เป็นวิธีการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลา ที่อาศัยขบวนการสุ่ม-คาสติก(stochastic process) โดยถือว่า ข้อมูลที่เกิดขึ้นตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป มีลักษณะการเกิดที่เป็นไปตามกฎความน่าจะเป็น โดยที่ กำหนดให้ Y_t เป็นข้อมูลที่จะวิเคราะห์ ณ เวลา t ซึ่ง Y_t มีฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็น(probability density function) เป็นแบบปกติมีค่าเฉลี่ยคือ μ_y และค่าความแปรปรวนคือ σ_y^2 โดยที่ ε_t ณ เวลา t มีการแจกแจงแบบปกติ มีค่าเฉลี่ยเป็น 0 และค่าความแปรปรวนเป็น σ_ε^2 ที่เท่ากัน

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาเพื่อการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์นั้น ลักษณะของอนุกรมเวลาต้องเป็นอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี กรณีที่อนุกรมเวลาไม่มีคุณสมบัติสเตชันนารีจะต้องแปลงอนุกรมเวลาดังกล่าวให้มีคุณสมบัติสเตชันนารีเสียก่อน โดยการหาผลต่างของค่าสังเกตที่อยู่ติดกันหรือหาลอการิทึมของค่าสังเกตในอนุกรมเวลานั้น

4.1 ประเภทของอนุกรมเวลา อนุกรมเวลาในวิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์ แบ่งเป็น 3 ประเภท คือ

4.1.1 อนุกรมเวลาคงที่(stationary time series)

4.1.2 อนุกรมเวลาไม่คงที่(nonstationary time series)

4.1.3 อนุกรมเวลาที่มีฤดูกาล(seasonal time series)

4.2 ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน การพิจารณาว่าอนุกรมเวลาเป็นสเตชันนารีหรือไม่นั้น จะพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาหรือพิจารณาจากคอเรโลแกรมที่แสดงฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง หรือฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน ซึ่งมีความหมายดังนี้

4.2.1 ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง ที่ lag k เป็นฟังก์ชันที่ใช้วัดสหสัมพันธ์ระหว่างค่าสังเกตในอนุกรมเวลาที่อยู่ห่างกัน k ช่วงเวลา จะใช้ r_k แทนฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของตัวอย่างที่ lag k r_k เป็นตัวประมาณของ ρ_k ซึ่งเป็นฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของประชากรที่ lag k r_k มีคุณสมบัติดังนี้ r_k มีค่าอยู่ระหว่าง -1 ถึง 1 และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองระหว่าง Y_t และ Y_{t+k} จะไม่ต่างจากฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองระหว่าง Y_t และ Y_{t-k} นั่นคือ $r_k = r_{-k}$ จะคำนวณค่า r_k ได้จาก

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2} \quad ; k = 1, 2, 3, \dots$$

โดย
$$\bar{Y} = \frac{\sum_{t=1}^n Y_t}{n}$$

เมื่อ $\bar{Y}$ เป็นค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลา และ n เป็นขนาดของอนุกรมเวลา

ค่าของ r_k อธิบายได้ดังนี้ เมื่อ r_k มีค่าเข้าใกล้ +1 แสดงว่าค่าสังเกตที่อยู่ห่างกัน k ช่วงเวลา มีสหสัมพันธ์กันมาก และสหสัมพันธ์มีทิศทางตามกัน กล่าวคือ ถ้าค่า Y_t มีค่าสูง ค่า Y_{t+k} จะมีค่าสูงด้วย หรือถ้าค่า Y_t มีค่าต่ำ ค่า Y_{t+k} จะมีค่าต่ำด้วย เมื่อ r_k มีค่าเข้าใกล้ -1 แสดงว่าค่าสังเกตที่อยู่ห่างกัน k ช่วงเวลานั้น มีสหสัมพันธ์กันมากและมีทิศทางตรงกันข้าม กล่าวคือ ถ้าค่า Y_t มีค่าสูง ค่า Y_{t+k} จะมีค่าต่ำ หรือถ้า Y_t มีค่าต่ำ ค่า Y_{t+k} จะมีค่าสูง เมื่อ r_k มีค่าใกล้ 0 แสดงว่า ค่าสังเกตที่ห่างกัน k ช่วงเวลา มีสหสัมพันธ์กันน้อยมาก

อนุกรมเวลาสเตชันนารี จะมีคอเรโลแกรมซึ่งเป็นกราฟที่เกิดจากการพล็อตของ k และ r_k ถ้าค่า r_k มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว เมื่อ k มีค่าเพิ่มขึ้น หรือมีค่าใกล้ 0 ที่ระยะห่างช่วงใดช่วงหนึ่งจากอนุกรมเวลา $\{Y_t\}$ ค่า r_k ที่คำนวณได้อาจจะใกล้ 0 มากจนกล่าวได้ว่ามาจากอนุกรมที่มี $\rho_k = 0$ การกำหนดว่า r_k มาจากอนุกรมเวลาที่ ρ_k มีค่าเป็น 0 หรือไม่นั้น จะใช้การทดสอบ $H_0: \rho_k = 0$ กับ $H_1: \rho_k \neq 0$ นั่นคือ ต้องพิจารณาว่า r_k อยู่ภายในช่วง ± 2 เท่าของค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของ r_k หรือไม่ ถ้าอยู่ในช่วงดังกล่าวจะยอมรับ H_0 แสดงว่า $\rho_k = 0$ ซึ่ง 2 เป็นค่าประมาณของ $Z_{0.025}$ และค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของ r_k ประมาณด้วย $1/\sqrt{n}$

เมื่อ $\rho_k = 0$ แสดงว่า r_k มีการแจกแจงใกล้เคียงกับการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ย เป็น 0 และค่าความแปรปรวนเป็น $\sigma_{r_k}^2$ หรือ $r_k \sim N(0, \sigma_{r_k}^2)$ ซึ่งประมาณ $\sigma_{r_k}^2$ ด้วย $S_{r_k}^2$ โดยค่าคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ r_k คือ

$$S_{r_k} = \sqrt{\frac{1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} r_j^2}{n}}, \quad k = 1, 2, \dots$$

$$\approx \frac{1}{\sqrt{n}}$$

การทราบลักษณะการแจกแจงของ r_k จะทำให้ทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับ ρ_k ได้ นั่นคือ การทดสอบ $H_0: \rho_k = 0$ กับ $H_1: \rho_k \neq 0$ จะใช้สถิติทดสอบ

$$Z = \frac{r_k}{S_{r_k}}$$

$$= \sqrt{n} r_k$$

ช่วงวิกฤติคือ $|Z| \geq z_{\alpha/2}$ ที่ระดับนัยสำคัญ α ในทำนองเดียวกันอาจใช้ตัวทดสอบสถิติ r_k ที่มี

$$\text{ช่วงวิกฤติเป็น } |r_k| \geq z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{1}{n}} \text{ ที่ระดับนัยสำคัญ } 0.05 \text{ ช่วงวิกฤติคือ } |r_k| \geq \frac{1.96}{\sqrt{n}} \approx \frac{2}{\sqrt{n}}$$

4.2.2 ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน ที่ lag k จะมีค่าวัดสหสัมพันธ์ระหว่างค่าสังเกตที่อยู่ห่างกัน k ช่วงเวลา เมื่อกำหนดให้ค่าสังเกต ณ เวลาอื่นคงที่ จะใช้ r_{kk} แทนฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของตัวอย่างที่ lag k เป็นตัวประมาณของ ρ_{kk} ซึ่งแทนฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของประชากรที่ lag k จะคำนวณค่าหา r_{kk} ได้จาก

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

เมื่อ $r_{k,j} = r_{k-1,j} - r_{kk} \cdot r_{k-1, k-j}$ สำหรับ $j = 1, 2, 3, \dots, k-1$

อนุกรมเวลาสเตชันนารีจะมีคอเรโลแกรมที่เป็นกราฟที่เกิดจากการพล็อตของ k และ r_{kk} ค่า r_{kk} จะมีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว เมื่อค่าสังเกตของอนุกรมเวลามีระยะห่างกันเพิ่มขึ้น หรือ r_{kk} มีค่าเข้าใกล้ 0 เมื่อ k มีระยะห่างเพิ่มขึ้น ค่า r_{kk} ที่คำนวณได้อาจจะใกล้ 0 มากจนกล่าวได้ว่ามาจากอนุกรมเวลาที่มี $\rho_{kk} = 0$ การพิจารณาว่า r_{kk} มาจากอนุกรมเวลาที่ ρ_{kk} มีค่าเป็น 0 หรือไม่นั้น ใช้การทดสอบ $H_0: \rho_{kk} = 0$ กับ $H_1: \rho_{kk} \neq 0$ นั่นคือต้องพิจารณาว่า r_{kk} อยู่ภายใน ± 2 เท่าของค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของ r_{kk} หรือไม่ ถ้าอยู่ในช่วงดังกล่าวแสดงว่า $\rho_{kk} = 0$ ซึ่ง 2 เป็นค่าประมาณของ $Z_{0.025}$ และค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของ r_{kk} จะเท่ากับ $1/\sqrt{n}$

r_{kk} มีการแจกแจงใกล้เคียงกับการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ยเป็น 0 และค่าความแปรปรวนเป็น $\sigma_{r_{kk}}^2$ ซึ่งประมาณด้วย $S_{r_{kk}}^2$ โดยค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ r_{kk} คือ

$$S_{r_{kk}} = \frac{1}{\sqrt{n}}, \quad k=1, 2, \dots$$

การทราบลักษณะการแจกแจงของ r_{kk} ทำให้ทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับ ρ_{kk} ได้ นั่นคือ การทดสอบ $H_0: \rho_{kk}=0$ กับ $H_1: \rho_{kk} \neq 0$ ใช้สถิติทดสอบ r_{kk} และปฏิเสธ H_0 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อ $|r_{kk}| \geq \frac{2}{\sqrt{n}}$

ในการกำหนดรูปแบบพิจารณาจากชุดรวมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน แต่ในทางปฏิบัติไม่สามารถหาค่าฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของประชากร และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของประชากรได้ ดังนั้นจึงพิจารณาจากฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของกลุ่มตัวอย่าง และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของกลุ่มตัวอย่าง

4.3 ขั้นตอนในการสร้างสมการการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ในการสร้างสมการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ มี 4 ขั้นตอนดังนี้

ขั้นที่ 1 กำหนดรูปแบบ (identification) ก่อนการกำหนดรูปแบบให้กับอนุกรมเวลา $\{Y_t\}$ ต้องพิจารณาว่าอนุกรมเวลาเป็นสแตชัน-นารีหรือไม่ นั่นคือ อนุกรมเวลาอยู่ในสภาพสมดุลรอบระดับค่าเฉลี่ยคงที่หรือไม่ หากพบว่าอนุกรมเวลาไม่เป็นสแตชันนารี ต้องแปลงอนุกรมเวลาเดิมให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่เป็นสแตชันนารี แล้วจึงหารูปแบบที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลาใหม่

รูปแบบของอนุกรมเวลาที่ใช้ในการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เมื่ออนุกรมเวลามีคุณสมบัติเป็นสแตชันนารี มีดังนี้

1. AR(p) ซึ่ง p คือ อันดับที่ของการถดถอยในตัวเอง แสดงว่าค่าสังเกต Y_t จะขึ้นอยู่กับค่าของ $Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p}$ หรือค่าสังเกตที่เกิดขึ้นก่อน p ค่า มีรูปแบบทั่วไปดังนี้

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

เมื่อ Y_t คือ ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ เวลาที่ t
 δ คือ ค่าคงที่
 $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ คือ พารามิเตอร์ของการถดถอยในตัวเอง
 ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลาที่ t มีการแจกแจงแบบปกติ
 ซึ่งมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ความแปรปรวนเท่ากับ σ_ε^2 และเป็นอิสระกัน

โดยที่ $\delta = \mu(1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p)$ ซึ่งพารามิเตอร์ $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ จะต้องมีความสมบัติสเตชันนารี คือ มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของอนุกรมเวลาคงที่ และค่าสหสัมพันธ์ในตัวเองที่ lag k ขึ้นอยู่กับค่า k อย่างเดียว โดยพิจารณาว่าค่าพารามิเตอร์ $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ ใด ที่ทำให้คำตอบของสมการ $1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p = 0$ มี $|B| > 1$ ซึ่งสมการนี้มาจากรูปแบบของ AR(p) นั่นเอง คือ

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

หรือ

$$Y_t - \phi_1 Y_{t-1} - \dots - \phi_p Y_{t-p} = \delta + \varepsilon_t$$

และเขียนในเทอมของ backward operator B ได้เป็น

$$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) Y_t = \delta + \varepsilon_t$$

ดังนั้น AR(p) อาจเขียนใหม่ได้เป็น

$$\phi_p(B) Y_t = \delta + \varepsilon_t$$

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$$

$$B Y_t = Y_{t-1}, \dots, B^p Y_t = Y_{t-p}$$

เรียก B ว่า ตัวถอยหลังเวลา

ค่าของ ρ_k จะมีค่ามากในช่วงแรกๆ และลดลงอย่างช้าๆ เกือบเป็น 0 เมื่อ k มีค่ามากขึ้น หรือมีลักษณะลดลงแบบ damped exponential หรือ damped sine wave หรือทั้งสองแบบรวมกัน

ส่วนค่าของ ρ_{kk} มีค่าเป็น 0 หลังเวลาล้าหลัง $p(\text{lag } p)$ นั่นคือ

$$\rho_{kk} \neq 0 \quad ; k = 1, 2, 3, \dots, p$$

$$\rho_{kk} = 0 \quad ; k > p$$

โดยทั่วไปในทางปฏิบัติ อันดับของกระบวนการ AR มักมีค่าไม่เกิน 2 นั่นคือ $p \leq 2$ AR(p) ที่มีค่า $p = 1$ และ 2 มีรูปแบบดังนี้

1.1 AR(1) รูปแบบนี้ได้จากการแทนค่า $p = 1, d = 0$ และ $q = 0$ ดังนั้น AR(1) ก็คือ ARIMA(1, 0, 0) มีรูปแบบคือ

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

โดยมีข้อตกลงเบื้องต้นของพารามิเตอร์ ที่ทำให้รูปแบบมีคุณสมบัติเป็นสเตชันนารี คือ $|\phi_1| < 1$ ค่าของ ρ_k มีค่ามากในช่วงแรกๆ และลดลงอย่างช้าๆ เมื่อ k มีค่ามากขึ้นเกือบเป็น 0 หรือมีลักษณะลดลงแบบ damped exponential

$$\rho_k = \phi_1^k \quad ; k \geq 1$$

ค่าของ ρ_{kk} มีค่าเป็น 0 หลังเวลาล้าหลังที่ 1 หรือ lag 1

$$\rho_{11} = \phi_1$$

$$\rho_{kk} = 0 \quad ; k > 1$$

1.2 AR(2) รูปแบบนี้ได้จากการแทนค่า $p=2, d=0$ และ $q=0$ ดังนั้น AR(2) ก็คือ ARIMA(2, 0, 0) มีรูปแบบคือ

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t$$

โดยมีข้อตกลงเบื้องต้นของพารามิเตอร์ ที่ทำให้รูปแบบมีคุณสมบัติเป็นสเตชันนารี คือ $\phi_1 + \phi_2 < 1, \phi_2 - \phi_1 < 1$ และ $|\phi_2| < 1$ ส่วนค่าของ ρ_k มีค่ามากในช่วงแรกๆ และลดลงอย่างช้าๆ เมื่อ k มีค่ามากขึ้นเกือบเป็น 0 หรือมีลักษณะลดลงแบบ damped exponential หรือ damped sine wave หรือทั้งสองแบบรวมกัน

$$\rho_0 = 1$$

$$\rho_1 = \frac{\phi_1}{1 - \phi_2}$$

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} ; k > 1$$

ค่าของ ρ_{kk} มีค่าเป็น 0 หลังเวลาล้าหลังที่ 2 หรือ lag 2

$$\rho_{11} = \frac{\phi_1}{1 - \phi_2}$$

$$\rho_{22} = \phi_2$$

$$\rho_{kk} = 0 ; k > 2$$

2. MA(q) ซึ่ง q คือ อันดับของรูปแบบค่าเฉลี่ยการเคลื่อนที่ ที่แสดงว่าค่าสังเกต Y_t จะขึ้นอยู่กับค่าของความคลาดเคลื่อน $\varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q}$ หรือความคลาดเคลื่อนที่อยู่ก่อนหน้า q ค่า มีรูปแบบทั่วไปดังนี้

$$Y_t = \delta - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

เมื่อ Y_t คือ ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ เวลาที่ t
 δ คือ ค่าคงที่
 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ คือ ค่าพารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยการเคลื่อนที่
 ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลาที่ t มีการแจกแจงแบบปกติ มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ค่าความแปรปรวนเท่ากับ σ_ε^2 และเป็นอิสระกัน

โดยที่ $\delta = \mu$ ซึ่งพารามิเตอร์ $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ จะต้องมีความสมบัติ invertible คือ คุณสมบัติที่ทำให้หาค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ε_t อยู่ในเทอมของ $Y_t, Y_{t-1}, \dots$ ได้ โดยพิจารณาว่าค่าพารามิเตอร์ $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ ใด ที่ทำให้คำตอบของสมการ $1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q = 0$ และมี $|B| > 1$ ซึ่งสมการนี้มาจากรูปแบบของ MA(q) นั้นเอง คือ

$$Y_t = \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

$$Y_t = \delta + (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) \varepsilon_t$$

ดังนั้น MA(q) อาจเขียนใหม่ได้เป็น

$$Y_t = \delta + \theta_q(B) \varepsilon_t$$

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

$$B\varepsilon_t = \varepsilon_{t-1}, \dots, B^q \varepsilon_t = \varepsilon_{t-q}$$

ค่าของ ρ_k มีค่าเป็น 0 หลัง lag q นั่นคือ

$$\rho_k \neq 0; k = 1, 2, 3, \dots, q$$

$$\rho_k = 0; k > q$$

ส่วนค่าของ ρ_{kk} มีค่ามากในช่วงแรกๆ และลดลงอย่างช้าๆ เกือบเป็น 0 เมื่อ k มีค่ามากขึ้น หรือ มีลักษณะลดลงแบบ damped exponential หรือ damped sine wave หรือทั้งสองแบบรวมกัน

โดยทั่วไปในทางปฏิบัติ อันดับของกระบวนการ MA มักมีค่าไม่เกิน 2 นั่นคือ $q \leq 2$ MA(q) ที่มีค่า $q = 1$ และ 2 มีรูปแบบดังนี้

2.1 MA(1) รูปแบบนี้ได้จากการแทนค่า $p = 0, d = 0$ และ $q = 1$ ดังนั้น MA(1) ก็คือ ARIMA(0, 0, 1) มีรูปแบบคือ

$$Y_t = \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

โดยมีข้อตกลงเบื้องต้นของพารามิเตอร์ที่ทำให้รูปแบบมีคุณสมบัติเป็น invertible คือ $|\theta_1| < 1$ และ ρ_k มีค่าเป็น 0 หลังเวลาล่าหลังที่ 1 หรือ lag 1

$$\rho_1 = \frac{-\theta_1}{1 + \theta_1^2}$$

$$\rho_k = 0; k > 1$$

ส่วน ρ_{kk} มีค่ามากในช่วงแรกๆ และลดลงอย่างช้าๆ เกือบเป็น 0 เมื่อ k มีค่ามากขึ้น หรือมี ลักษณะลดลงแบบ damped exponential

$$\rho_{kk} = \frac{-\theta_1^k (1 - \theta_1^2)}{1 - \theta_1^{2k+2}}$$

2.2 MA(2) รูปแบบนี้ได้จากการแทนค่า $p = 0, d = 0$ และ $q = 2$ ดังนั้น

MA(2) ก็คือ ARIMA(0, 0, 2) มีรูปแบบคือ

$$Y_t = \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2}$$

โดยมีข้อตกลงเบื้องต้นของพารามิเตอร์ที่ทำให้รูปแบบมีคุณสมบัติเป็น invertible คือ

$\theta_1 + \theta_2 < 1, \theta_2 - \theta_1 < 1$ และ $|\theta_2| < 1$ ซึ่งค่าของ ρ_k มีค่าเป็น 0 หลังจากเวลาล่าช้าที่ 2 หรือ lag 2

$$\rho_1 = \frac{-\theta_1 (1 - \theta_2)}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2}$$

$$\rho_2 = \frac{-\theta_2}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2}$$

$$\rho_k = 0; k > 2$$

ส่วนค่าของ ρ_{kk} มีค่ามากในช่วงแรกๆ และลดลงอย่างช้าๆ เกือบเป็น 0 เมื่อ k มีค่ามากขึ้น หรือ มีลักษณะลดลงแบบ damped exponential หรือ damped sine wave หรือทั้งสองแบบรวมกัน

3. ARMA(p, q) แสดงว่าค่าสังเกต Y_t ขึ้นอยู่กับค่าสังเกตที่เกิดขึ้นก่อน p ค่า และ ค่าของความคลาดเคลื่อนที่อยู่ก่อนหน้า q ค่า มีรูปแบบทั่วไปดังนี้

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

เมื่อ Y_t คือ ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ เวลาที่ t

δ คือ ค่าคงที่
 $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ คือ พารามิเตอร์ของการถดถอยในตัวเอง
 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ คือ ค่าพารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่
 ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลาที่ t มีการแจกแจงแบบปกติ มีค่าเฉลี่ย ε_t เท่ากับ 0 ค่าความแปรปรวนเท่ากับ σ_ε^2 และเป็นอิสระกัน

โดยที่ $\delta = \mu(1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p)$ ซึ่งพารามิเตอร์ $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ จะต้องมีคุณสมบัติสเตชันนารี และพารามิเตอร์ $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ จะต้องมีคุณสมบัติ invertible ส่วน ρ_k และ ρ_{kk} มีค่ามากในช่วงแรกๆ และลดลงอย่างช้าๆ เกือบเป็น 0 เมื่อ k มีค่ามากขึ้น หรือมีลักษณะลดลงแบบ damped exponential หรือ damped sine wave หรือทั้งสองแบบรวมกัน

3.1 รูปแบบ White Noise รูปแบบนี้ได้จากการแทนค่า $p=0, d=0$ และ $q=0$ ดังนั้น $ARMA(0, 0)$ ก็คือ $ARIMA(0, 0, 0)$ มีรูปแบบคือ

$$Y_t = \delta + \varepsilon_t$$

ส่วน ρ_k และ ρ_{kk} มีค่าเป็น 0 ทุกตัว

3.2 $ARMA(1, 1)$ ที่มี $p=1, d=0$ และ $q=1$ ดังนั้น $ARMA(1, 1)$ ก็คือ $ARIMA(1, 0, 1)$ มีรูปแบบดังนี้

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

โดยมีข้อตกลงเบื้องต้นของพารามิเตอร์ ที่ทำให้รูปแบบมีคุณสมบัติเป็นสเตชันนารี คือ $|\phi_1| < 1$ และมีคุณสมบัติเป็น invertible คือ $|\theta_1| < 1$ ส่วน ρ_k และ ρ_{kk} มีค่ามากในช่วงแรกๆ และลดลงอย่างช้าๆ เกือบเป็น 0 เมื่อ k มีค่ามากขึ้น หรือมีลักษณะลดลงแบบ damped exponential

$$\rho_1 = \frac{(1 - \phi_1 \theta_1)(\phi_1 - \theta_1)}{1 - \theta_1^2 - 2\phi_1 \theta_1}$$

$$\rho_k = \phi_1^{k-1} \rho_1; k > 1$$

ตารางที่ 1 ลักษณะทางทฤษฎีของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองและฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของอนุกรมเวลาเสถียร

รูปแบบ	ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง	ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน
AR(p) = ARIMA(p, 0, 0)	มีลักษณะลดลง	มีค่าเป็น 0 หลังเวลาล่าหลังที่ p หรือ lag p
MA(q) = ARIMA(0, 0, q)	มีค่าเป็น 0 หลังเวลาล่าหลังที่ q หรือ lag q	มีลักษณะลดลง
ARMA(p, q) = ARIMA(p, 0, q)	มีลักษณะลดลง	มีลักษณะลดลง

ที่มา: ทรงศิริ(2539)

ตารางที่ 2 ลักษณะทางทฤษฎีของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองและฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง
บางส่วนของรูปแบบการวิเคราะห์หอนุกรมเวลาเสถียรสำหรับรูปแบบ ARMA(p, q)

รูปแบบ	ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง	ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน
White Noise หรือ ARMA(0, 0)	ทุก ρ_k เป็น 0 ทุกตัว	ทุก ρ_{kk} เป็น 0 ทุกตัว
AR(1) หรือ ARIMA(1, 0, 0)	มีลักษณะลดลงแบบ damped exponential $\rho_k = \phi_1^k ; k \geq 1$	มีค่าเป็น 0 หลังเวลาล่าช้าที่ 1 $\rho_{11} = \phi_1, \rho_{kk} = 0; k > 1$
AR(2) หรือ ARIMA(2, 0, 0)	มีลักษณะลดลงแบบผสมของ damped exponential และ/หรือ damped sine wave $\rho_0 = 1, \rho_1 = \frac{\phi_1}{1 - \phi_2}$ $\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2}; k > 1$	มีค่าเป็น 0 หลังเวลาล่าช้าที่ 2 $\rho_{11} = \frac{\phi_1}{1 - \phi_2}$ $\rho_{22} = \phi_2$ $\rho_{kk} = 0; k > 2$
MA(1) หรือ ARIMA(0, 0, 1)	มีค่าเป็น 0 หลังเวลาล่าช้าที่ 1 $\rho_1 = \frac{-\theta_1}{1 + \theta_1^2}, \rho_k = 0; k > 1$	มีลักษณะลดลงแบบ damped exponential $\rho_{kk} = \frac{-\theta_1^k (1 - \theta_1^2)}{1 - \theta_1^{2k+2}}$
MA(2) หรือ ARIMA(0, 0, 2)	มีค่าเป็น 0 หลังเวลาล่าช้าที่ 2 $\rho_1 = \frac{-\theta_1 (1 - \theta_2)}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2},$ $\rho_2 = \frac{-\theta_2}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2}, \rho_k = 0; k > 2$	มีลักษณะลดลงแบบผสมของ damped exponential และ/หรือ damped sine wave
ARMA(1, 1) หรือ ARIMA(1, 0, 1)	มีลักษณะลดลงแบบ damped exponential $\rho_1 = \frac{(1 - \phi_1 \theta_1)(\phi_1 - \theta_1)}{1 - \theta_1^2 - 2\phi_1 \theta_1}$ $\rho_k = \phi_1^{k-1} \rho_1; k > 1$	มีลักษณะลดลงแบบ damped exponential

สำหรับรูปแบบของอนุกรมเวลาที่ใช้ในการพยากรณ์โดยวิธีบอซ-เจน
กินส์เมื่ออนุกรมเวลาไม่สแตชันนารี โดยมีลักษณะเป็นแนวโน้ม

อนุกรมเวลาไม่สแตชันนารีหรืออนุกรมเวลาที่มีแนวโน้ม หมายถึง
อนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยไม่คงที่เนื่องจากแนวโน้ม เป็นอนุกรมเวลาที่มีรูปแบบ ARIMA(p, d, q)
เมื่อ d มีค่าเป็น 1, 2, ... จึงต้องทำอนุกรมเวลาให้เป็นอนุกรมเวลาที่ไม่สแตชันนารีโดยการหาผลต่าง
อันดับต่างๆของข้อมูล (regular difference = d) ถ้าผลต่างอันดับที่ 1 ของข้อมูลยังไม่ทำให้อนุกรม
เวลาสแตชันนารี ก็จะหาผลต่างอันดับอื่นๆต่อไปจนกว่าจะเป็นอนุกรมเวลาสแตชันนารี ซึ่งในทาง
ปฏิบัติแล้วผลต่างมักมีอันดับไม่เกิน 2 ก็ทำให้ได้อนุกรมเวลาสแตชันนารี ถ้าอนุกรมเวลาที่มีแนว
โน้มเป็นเส้นตรงจะใช้ d=1 แต่ถ้ามีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งแบบ quadratic จะใช้ d=2 ในการหา
ผลต่างไม่ควรทำหลายครั้งมากเกินไป เพราะจะมีผลทำให้ค่าพยากรณ์มีความคลาดเคลื่อนสูง

การหาผลต่างเป็นการปรับอนุกรมเวลาเดิม $\{Y_t\}$ ให้เป็นอนุกรมเวลา
ใหม่ $\{Z_t\}$ ที่เป็นอนุกรมเวลาสแตชันนารี โดย $Z_t = \nabla^d Y_t$ เมื่อ d เป็นอันดับของการหาผลต่าง
เช่น

$$\begin{aligned} d=1, \quad Z_t &= \nabla Y_t \\ &= (1-B)Y_t \\ &= Y_t - Y_{t-1} \\ \\ d=2, \quad Z_t &= \nabla^2 Y_t \\ &= (1-B)^2 Y_t \\ &= (1-2B+B^2) Y_t \\ &= Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2} \end{aligned}$$

จะเรียกรูปแบบอนุกรมเวลาที่ต้องหาผลต่างของอนุกรมเวลาเพื่อให้มีคุณสมบัติสแตชันนารี โดย
กำหนดอันดับของการหาผลต่าง ($d \geq 1$) ว่ารูปแบบ ARIMA(p, d, q) โดย d เป็นอันดับที่ของผล
ต่าง มีรูปแบบดังนี้

$$Z_t = \delta + \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

เมื่อ Z_t คือ ค่าสังเกต ณ เวลา t จากอนุกรมเวลาผลต่างครั้งที่ d ของอนุกรมเวลา Y_t

δ คือ ค่าคงที่

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ คือ พารามิเตอร์ของการถดถอยในตัวเอง

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ คือ พารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t มีการแจกแจงแบบปกติ ที่เป็นอิสระกันมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวนเท่ากับ σ_ε^2

รูปแบบผลต่างที่สำคัญ มีดังนี้

1. ARIMA (0, 1, 1) มีรูปแบบคือ

$$Z_t = \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}; |\theta_1| < 1$$

$$Y_t = \delta + Y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

2. ARIMA(1, 1, 0) มีรูปแบบคือ

$$Z_t = \delta + \phi_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t; |\phi_1| < 1$$

$$Y_t = \delta + (1 + \phi_1) Y_{t-1} - \phi_1 Y_{t-2} + \varepsilon_t$$

3. ARIMA(1, 1, 1) มีรูปแบบคือ

$$Z_t = \delta + \phi_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}; |\theta_1| < 1 \text{ และ } |\phi_1| < 1$$

$$Y_t = \delta + (1 + \phi_1) Y_{t-1} - \phi_1 Y_{t-2} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

4. ARIMA (0, 1, 0) มีรูปแบบคือ

$$Z_t = \delta + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \delta + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

ตารางที่ 3 ลักษณะทางทฤษฎีของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองและฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนจากรูปแบบการวิเคราะห์อนุกรมเวลาไม่คงที่สำหรับรูปแบบ ARIMA(p, d, q)

รูปแบบอนุกรมเวลา ของ Y_t	ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ ในตัวเองของ Y_t	ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง ของ Z_t	ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ใน ตัวเองบางส่วนของ Z_t
Random Walk	ลดลงอย่างช้าๆ	ทุก ρ_k เป็น 0	ทุก ρ_{kk} เป็น 0
ARI(1, 1)	ลดลงอย่างช้าๆ	ค่าลดลงเร็วใกล้ 0	ρ_{kk} เป็น 0 สำหรับ $k = 2, \dots$
ARI(2, 1)	ลดลงอย่างช้าๆ	ค่าลดลงเร็วใกล้ 0	ρ_{kk} เป็น 0 สำหรับ $k = 3, \dots$
IMA(1, 1)	ลดลงอย่างช้าๆ	ρ_k เป็น 0 สำหรับ $k = 2, \dots$	ค่าลดลงเร็วใกล้ 0
IMA(1, 2)	ลดลงอย่างช้าๆ	ρ_k เป็น 0 สำหรับ $k = 3, \dots$	ค่าลดลงเร็วใกล้ 0
ARIMA(1, 1, 1)	ลดลงอย่างช้าๆ	ค่าลดลงเร็วใกล้ 0	ค่าลดลงเร็วใกล้ 0

ที่มา: ทรงศิริ(2539)

สำหรับรูปแบบอนุกรมเวลาที่ใช้ในการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์
เมื่ออนุกรมเวลาไม่เสถียร โดยมียุติพลของฤดูกาล

อนุกรมเวลาที่มีฤดูกาล หมายถึง ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีการเปลี่ยนแปลง
ขึ้นลงช่วงเวลาและมีแบบแผนไม่ต่างกันมากนักในแต่ละปี มีรูปแบบเป็น SARIMA(P, D, Q)_L ซึ่ง
P เป็นอันดับของ SAR(seasonal autoregressive) Q เป็นอันดับของ SMA(seasonal moving
average) และ D เป็นจำนวนครั้งที่หาผลต่างฤดูกาลเพื่อทำให้อนุกรมเวลาใหม่ $\{Z_t\}$ เป็นอนุกรม
เวลาสถันนารี สามารถแปลงอนุกรมเวลาเดิม $\{Y_t\}$ ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ $\{Z_t\}$ โดยใช้ผลต่าง
ฤดูกาล(seasonal difference: D) โดย

$$Z_t = \nabla_L^D Y_t$$

เมื่อ D คือ อันดับของการหาผลต่าง

L คือ จำนวนฤดูกาลต่อปี สำหรับอนุกรมเวลารายเดือน $L = 12$

และอนุกรมเวลารายไตรมาส $L = 4$

เช่น อนุกรมเวลารายเดือน

$$\begin{aligned} L = 12, D = 1; \quad Z_t &= \nabla_{12} Y_t \\ &= (1 - B^{12}) Y_t \\ &= Y_t - Y_{t-12} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} L = 12, D = 2; \quad Z_t &= \nabla_{12}^2 Y_t \\ &= (1 - B^{12})^2 Y_t \\ &= (1 - 2B^{12} + B^{24}) Y_t \\ &= Y_t - 2Y_{t-12} + Y_{t-24} \end{aligned}$$

อนุกรมเวลารายไตรมาส

$$\begin{aligned}
 L=4, D=1; \quad Z_t &= \nabla_4 Y_t \\
 &= (1 - B^4) Y_t \\
 &= Y_t - Y_{t-4}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 L=4, D=2; \quad Z_t &= \nabla_4^2 Y_t \\
 &= (1 - B^4)^2 \\
 &= (1 - 2B^4 + B^8) \\
 &= Y_t - 2Y_{t-4} + Y_{t-8}
 \end{aligned}$$

การหาผลต่างของฤดูกาล จะเป็นการปรับอนุกรมเวลาเดิม $\{Y_t\}$ ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ $\{Z_t\}$ โดยทำการหาผลต่างฤดูกาลจนกว่าอนุกรมเวลาใหม่เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารี แล้วจึงกำหนดรูปแบบ $ARMA(p, q) \times SARMA(P, Q)_L$ ให้กับอนุกรมเวลาใหม่ $\{Z_t\}$

รูปแบบอนุกรมเวลาฤดูกาลที่สเตชันนารี เช่น

1. $SAR(1)_{12}$ มีรูปแบบคือ

$$Y_t = \delta + \phi_{12} Y_{t-12} + \varepsilon_t$$

2. $SAR(2)_{12}$ มีรูปแบบคือ

$$Y_t = \delta + \phi_{12} Y_{t-12} + \phi_{24} Y_{t-24} + \varepsilon_t$$

3. $SMA(1)_{12}$ มีรูปแบบคือ

$$Y_t = \delta + \varepsilon_t - \theta_{12}\varepsilon_{t-12}$$

4. $SMA(2)_{12}$ มีรูปแบบคือ

$$Y_t = \delta + \varepsilon_t - \theta_{12}\varepsilon_{t-12} - \theta_{24}\varepsilon_{t-24}$$

5. $SARMA(1, 1)_{12}$ มีรูปแบบคือ

$$Y_t = \delta + \phi_{12}Y_{t-12} + \varepsilon_t - \theta_{12}\varepsilon_{t-12}$$

ตารางที่ 4 ลักษณะทางทฤษฎีของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองและฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง
บางส่วนของรูปแบบการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่มีฤดูกาลที่ชัดเจน
สำหรับรูปแบบ $SARMA(P, Q)_{12}$

รูปแบบ	ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง	ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน
$SAR(1)_{12}$	$\rho_{12}, \rho_{24}, \dots$ มีค่าลดลงเร็วใกล้ 0	$\rho_{kk} = 0$ สำหรับ $k = 24, 36, \dots$
$SAR(2)_{12}$	$\rho_{12}, \rho_{24}, \dots$ มีค่าลดลงเร็วใกล้ 0	$\rho_{kk} = 0$ สำหรับ $k = 36, 48, \dots$
$SMA(1)_{12}$	$\rho_k = 0$ สำหรับ $k = 24, 36, \dots$	$\rho_{12, 12} \cdot \rho_{24, 24} \dots$ มีค่าลดลงเร็วใกล้ 0
$SMA(2)_{12}$	$\rho_k = 0$ สำหรับ $k = 36, 48, \dots$	$\rho_{12, 12} \cdot \rho_{24, 24} \dots$ มีค่าลดลงเร็วใกล้ 0
$SARMA(1, 1)_{12}$	$\rho_{12}, \rho_{24}, \dots$ มีค่าลดลงเร็วใกล้ 0	$\rho_{12, 12} \cdot \rho_{24, 24} \dots$ มีค่าลดลงเร็วใกล้ 0

ที่มา: ทรงศิริ(2539)

สำหรับรูปแบบอนุกรมเวลาที่มีฤดูกาล แต่ไม่สเทชันนารี มีรูปแบบ SARIMA(P, D, Q)_L จะต้องหาผลต่างฤดูกาล จนกว่าอนุกรมเวลานั้นสเทชันนารี

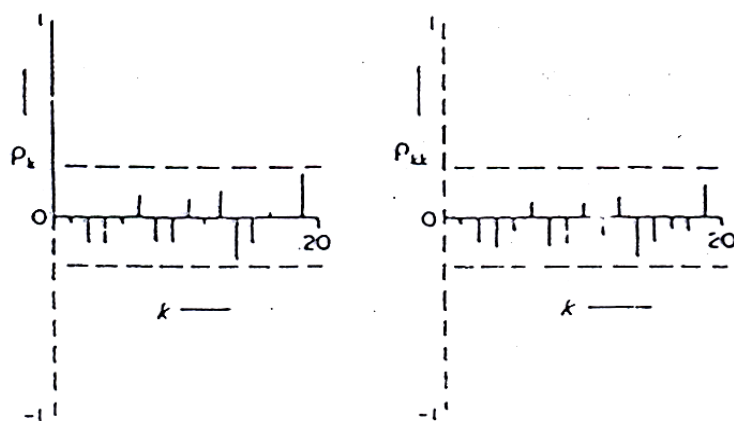
อนุกรมเวลารายเดือนที่มีรูปแบบเป็น SARIMA(0, 1, 1)₁₂ สามารถเขียนรูปแบบได้

$$Z_t = \varepsilon_t - \theta_1^* \varepsilon_{t-12}; \left| \theta_1^* \right| < 1$$

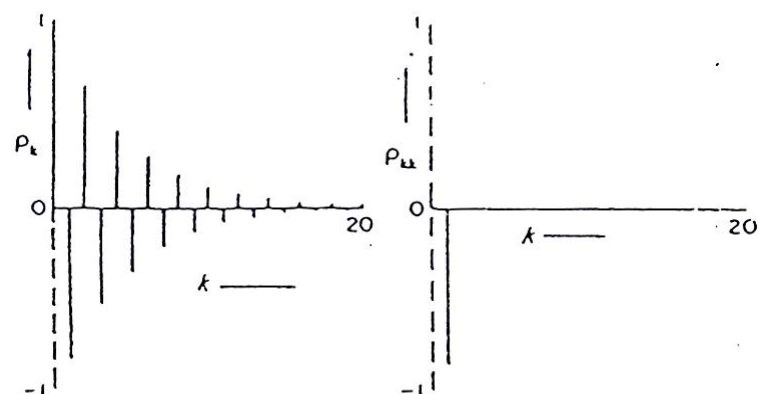
$$Y_t = Y_{t-12} + \varepsilon_t - \theta_1^* \varepsilon_{t-12}$$

เมื่อ	Y_t	คือ ค่าสังเกต ณ เวลา t และ
	Y_{t-12}	คือ ค่าสังเกตที่อยู่ก่อนเวลา t 12 ช่วงเวลา
	θ_1^*	คือ พารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยการเคลื่อนที่ฤดูกาล

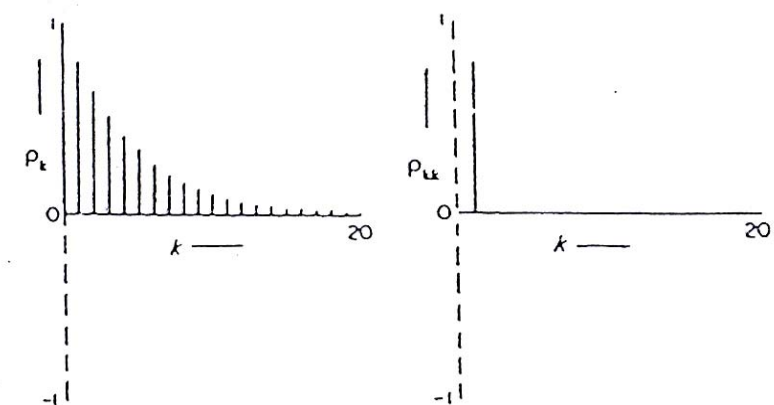
ตัวแบบ ARIMA(0, 0)



ตัวแบบ AR(1)

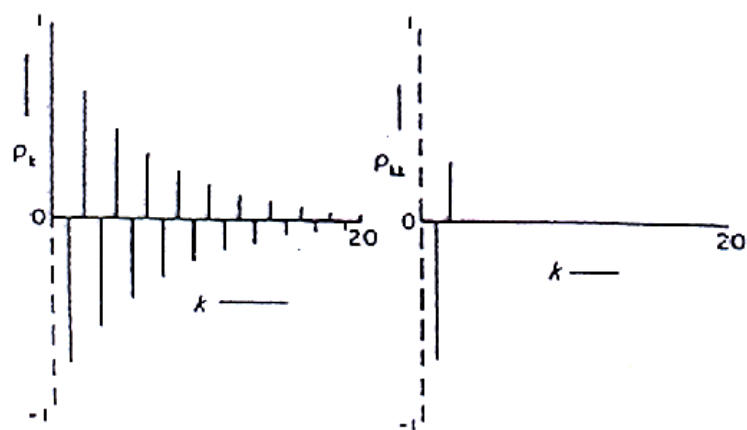


หรือ

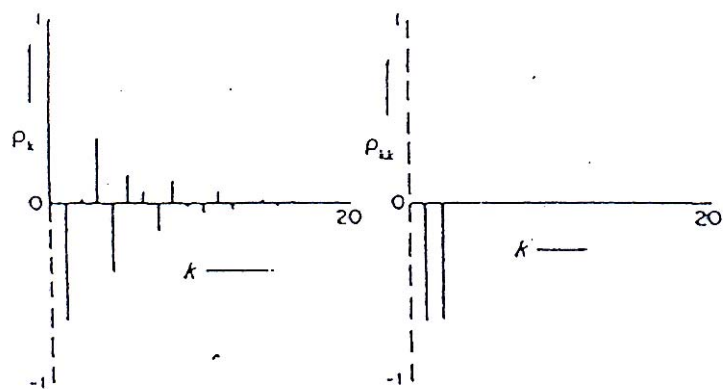


ภาพที่ 2 คอเรโลแกรมของค่า ρ_k และ ρ_{kk} สำหรับรูปแบบ ARIMA(p, q)

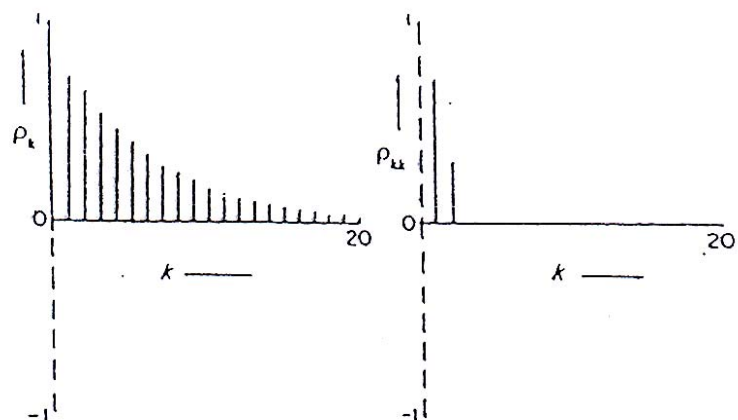
ตัวแบบ AR(2)



หรือ

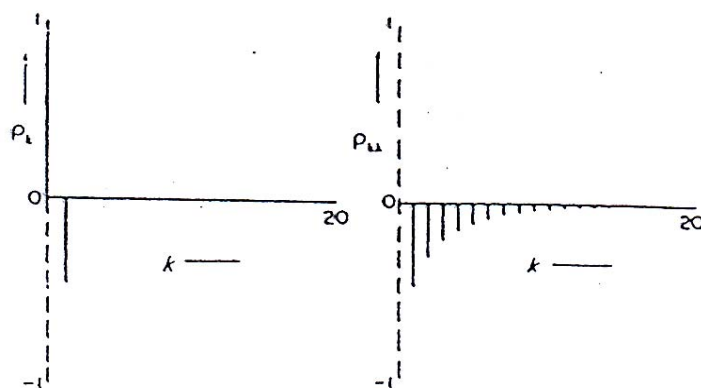


หรือ

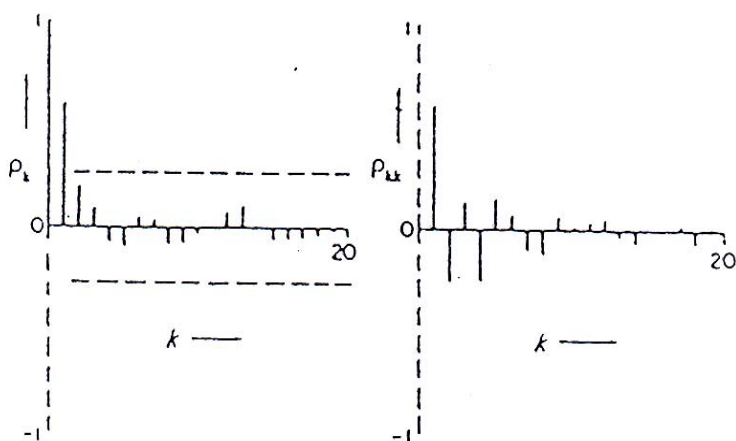


ภาพที่ 2 (ต่อ)

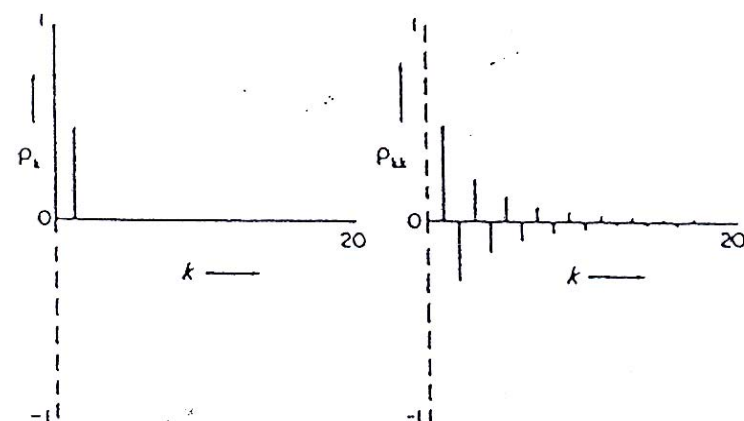
ตัวแบบ MA(1)



หรือ

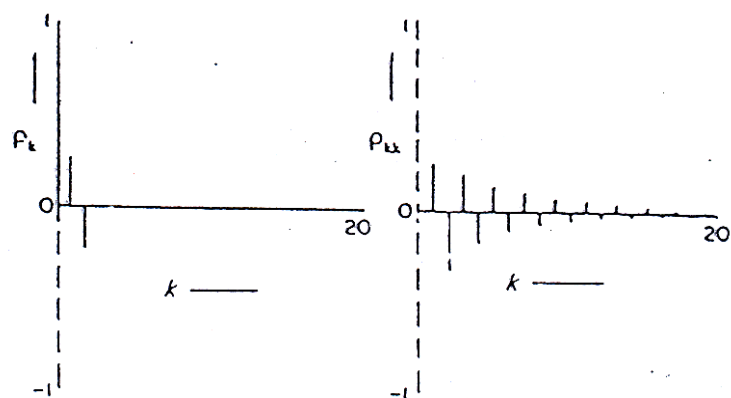


หรือ

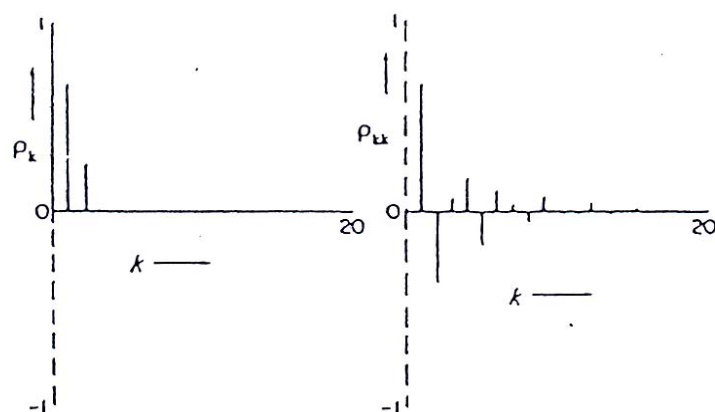


ภาพที่ 2 (ต่อ)

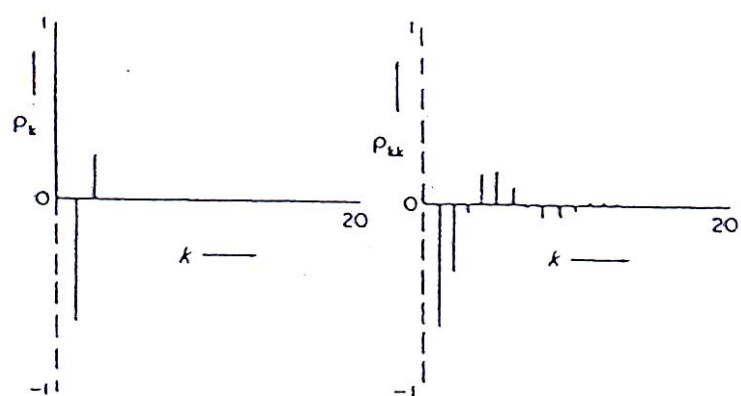
ตัวแบบ MA(2)



หรือ

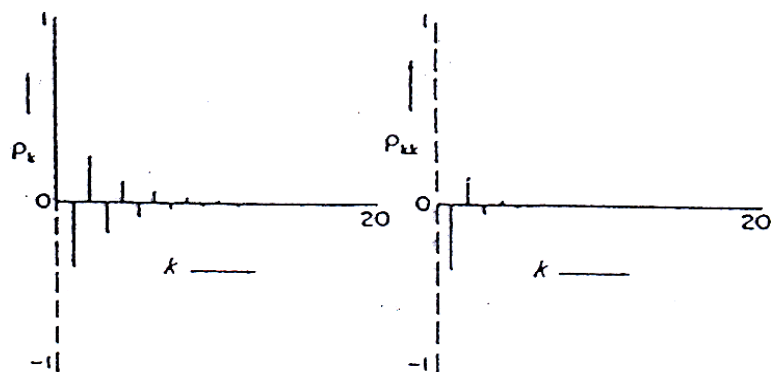


หรือ

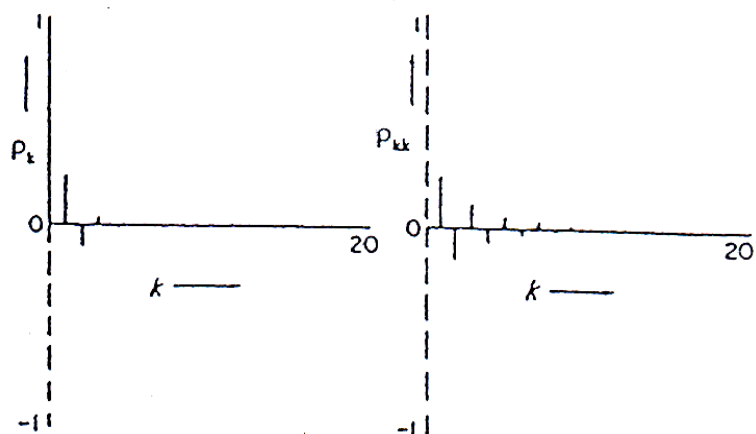


ภาพที่ 2 (ต่อ)

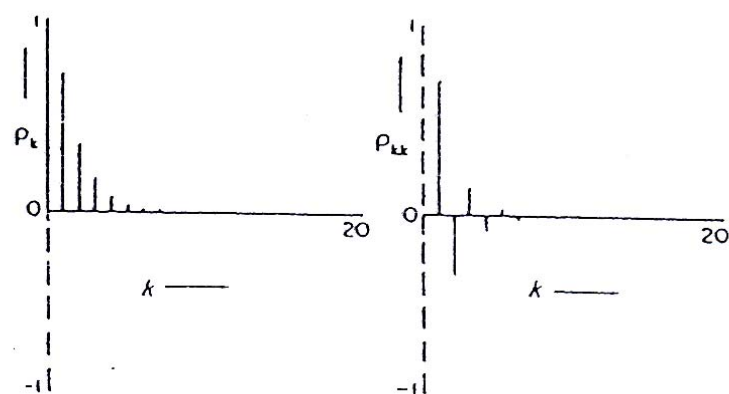
ตัวแบบ ARMA(1, 1)



หรือ

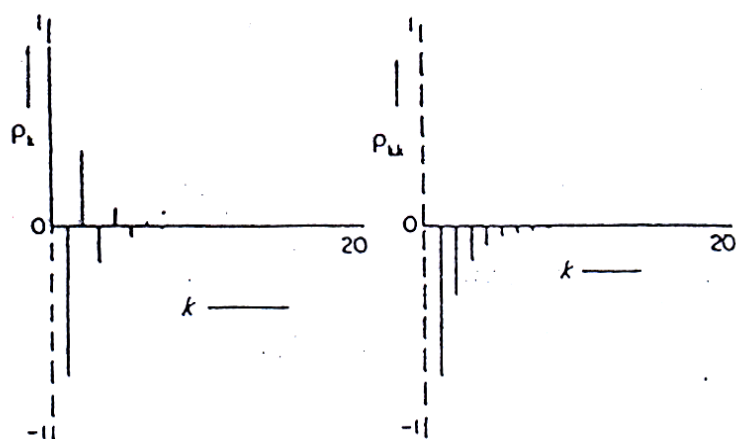


หรือ

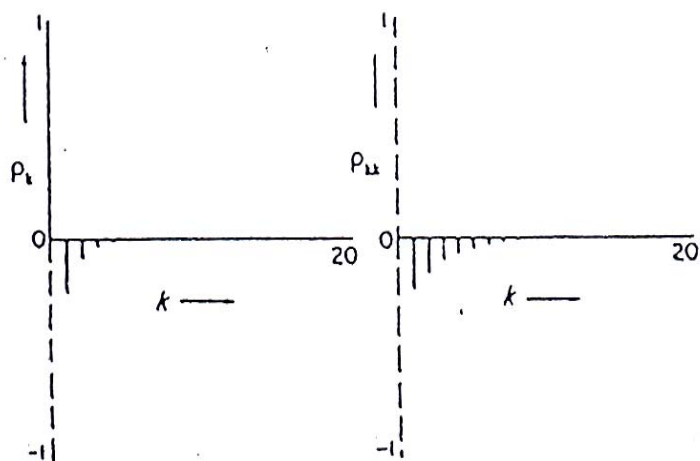


ภาพที่ 2 (ต่อ)

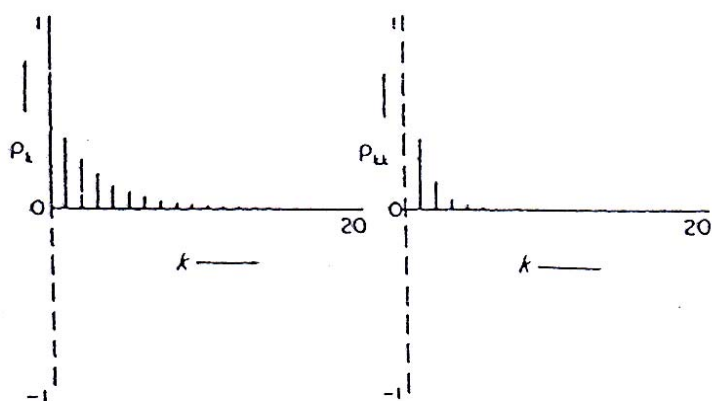
ตัวแบบ ARMA(1, 1)



หรือ



หรือ



ภาพที่ 2 (ต่อ)

ขั้นที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์(parameter estimation) การประมาณค่าพารามิเตอร์ในรูปแบบจะใช้การวิเคราะห์ตัวเลข(numerical analysis) ซึ่งจะต้องประมาณค่าพารามิเตอร์ในรูปแบบ ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด(least squares method) โดยกำหนดค่าประมาณเบื้องต้น(initial estimates) ของพารามิเตอร์ เพื่อหาค่าประมาณสุดท้าย(final estimates) โดยการซ้ำ(iteration) ซึ่งค่าประมาณที่ทำให้ $\sum e_t^2$ มีค่าต่ำที่สุดจะเป็นค่าประมาณที่ใช้ในสมการพยากรณ์ ค่าประมาณเบื้องต้นจะได้จากการแก้สมการที่แสดงความสัมพันธ์ของ ρ_k กับพารามิเตอร์ในรูปแบบต่างๆ โดยแทน ρ_k ด้วย r_k และแทนพารามิเตอร์ด้วยค่าประมาณพารามิเตอร์ โดยจำนวนสมการจะเท่ากับจำนวนพารามิเตอร์ที่ต้องการประมาณ

ตารางที่ 5 ความสัมพันธ์ของ ρ_k กับพารามิเตอร์ในรูปแบบต่างๆ

รูปแบบ	พารามิเตอร์	ความสัมพันธ์	ขอบเขตของพารามิเตอร์
MA(1)	θ_1	$\rho_1 = \frac{-\theta_1}{1 + \theta_1^2}$	$-1 < \theta_1 < 1$
MA(2)	θ_1, θ_2	$\rho_1 = \frac{-\theta_1(1 - \theta_1)}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2}$ $\rho_2 = \frac{-\theta_2}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2}$	$\theta_1 + \theta_2 < 1$ $\theta_2 - \theta_1 < 1$ $-1 < \theta_2 < 1$
AR(1)	ϕ_1	$\rho_1 = \phi_1$	$-1 < \phi_1 < 1$
AR(2)	ϕ_1, ϕ_2	$\rho_1 = \frac{\phi_1}{1 - \phi_2}$ $\rho_2 = \frac{\phi_1^2}{1 - \phi_2} + \phi_2$	$\phi_1 + \phi_2 < 1$ $\phi_2 - \phi_1 < 1$ $-1 < \phi_2 < 1$
ARMA(1, 1)	ϕ_1, θ_1	$\rho_1 = \frac{(1 - \theta_1\phi_1)(\phi_1 - \theta_1)}{1 + \theta_1^2 - 2\phi_1\theta_1}$ $\rho_2 = \phi_1\rho_1$	$-1 < \phi_1 < 1$ $-1 < \theta_1 < 1$

ขั้นที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบ(diagnostic checking) เมื่อกำหนดรูปแบบและประมาณค่าพารามิเตอร์แล้ว ต้องมีการตรวจสอบว่ารูปแบบที่เลือกไว้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาหรือไม่ วิธีการตรวจสอบมีหลายวิธี กล่าวถึงบางวิธีดังนี้

1. พิจารณาจากค่าความคลาดเคลื่อนที่คำนวณได้ โดยพิจารณา e_t และ e_{t-k} ว่า มีสหสัมพันธ์ในตัวเองกันหรือไม่ นั่นคือ ทำการทดสอบสมมติฐาน $H_0: \rho_k(e_t) = 0$ กับ $H_1: \rho_k(e_t) \neq 0$ การทดสอบใช้ $r_k(e_t)$ เป็นตัวทดสอบสมมติฐาน ยอมรับ H_0 ก็ต่อเมื่อค่า $r_k(e_t)$ ตกอยู่ในช่วง ± 2 เท่าของค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของ $r_k(e_t)$ และปฏิเสธ H_0 ก็ต่อเมื่อค่า $r_k(e_t)$ ตกอยู่นอกช่วง ± 2 เท่าของค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของ $r_k(e_t)$ ซึ่ง 2 เป็นค่าประมาณของ $Z_{0.025}$ ส่วนค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานประมาณด้วย $1/n$ เมื่อ n เป็นขนาดของอนุกรมเวลา $\{e_t\}$

2. ทำการทดสอบพารามิเตอร์ทุกพารามิเตอร์ในรูปแบบ ว่ามีค่าต่างจาก 0 หรือไม่ โดยใช้การทดสอบแบบ t กำหนดสมมติฐาน $H_0: \theta = 0$ กับ $H_1: \theta \neq 0$ เมื่อ θ เป็นพารามิเตอร์ใดๆในรูปแบบ โดยตัวสถิติทดสอบที่ใช้ ได้แก่

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

เมื่อ $\hat{\theta}$ คือ ค่าประมาณของพารามิเตอร์

$S_{\hat{\theta}}$ คือ ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของ $\hat{\theta}$

3. การทดสอบโดยวิธีของบ็อกซ์และเพียซ(Box-Pierce Chi-Square Test) เป็นวิธีทดสอบที่ใช้ตัวทดสอบสถิติ Q ที่มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ เรียกตัวสถิตินี้ว่า บ็อกซ์เพียซไคสแควร์ ซึ่งการทดสอบนี้เป็นการทดสอบว่า e_t สำหรับ $t = 1, 2, \dots, n$ มีความเป็นอิสระต่อกันหรือไม่ ซึ่งจะกำหนดสมมติฐาน $H_0: \rho_1(e_t) = \dots = \rho_m(e_t) = 0$ กับ $H_1: \rho_k(e_t) \neq 0$ อย่างน้อย 1 ค่า สำหรับ $k = 1, 2, \dots, m$ โดยตัวสถิติทดสอบที่ใช้ ได้แก่

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

เมื่อ n คือ ขนาดของอนุกรมเวลา $\{e_t\}$

m คือ lag สูงที่สุดที่ต้องการทดสอบ

ซึ่ง $r_k(e_t)$ เป็นค่าของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อนที่อยู่ห่างกัน k ช่วงเวลา

ตัวสถิติทดสอบ Q มีการแจกแจงประมาณไคสแควร์ มีองศาความเป็นอิสระเท่ากับ $m - n_p$ เมื่อ n_p คือ จำนวนพารามิเตอร์ที่ประมาณขึ้นในรูปแบบ ขอมรับ H_0 ก็ต่อเมื่อ $Q < \chi^2_{\alpha, (m-n_p)}$ แสดงว่า $\rho_k(e_t)$ สำหรับ $k = 1, 2, \dots, m$ มีค่าเท่ากับ 0 หรือค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เป็นอิสระกัน หรือรูปแบบที่กำหนดเหมาะสมดีแล้ว และจะปฏิเสธ H_0 ก็ต่อเมื่อ $Q > \chi^2_{\alpha, (m-n_p)}$ แสดงว่า $\rho_k(e_t)$ สำหรับ $k = 1, 2, \dots, m$ มีค่าต่างจาก 0 อย่างน้อยหนึ่งค่า หรือค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ไม่เป็นอิสระกัน หรือรูปแบบที่กำหนดยังไม่เหมาะสม หากการทดสอบพบว่ารูปแบบไม่เหมาะสมกับอนุกรมเวลา จะต้องกลับไปยังขั้นที่ 1 อีกครั้งหนึ่งเพื่อหารูปแบบอื่น

ขั้นที่ 4 การพยากรณ์(forecasting) วิธีของบอกซ์-เจนกินส์ให้สมการพยากรณ์ ใช้ในการหาค่าพยากรณ์ล่วงหน้าได้หลายช่วงเวลา สมการพยากรณ์สร้างจากรูปแบบที่ได้ทำการทดสอบแล้ว ว่าเหมาะสมกับการพยากรณ์ โดยส่วนใหญ่แล้วค่าพยากรณ์ที่ได้จากสมการพยากรณ์ ซึ่งเป็น การพยากรณ์ระยะยาว ค่าพยากรณ์นั้นใช้สาระจากข้อมูลจริงน้อยลง และความแม่นยำที่ได้จากการพยากรณ์ก็มีค่าลดลง

5. วิธีแยกส่วนประกอบแบบ Census II

การแยกส่วนประกอบด้วยวิธี Census II มีขั้นตอนการวิเคราะห์ที่คำนึงถึงจำนวนวันทำการ(trading day) และค่าที่ผิดปกติที่เกิดขึ้น เพิ่มจากวิธีแยกส่วนประกอบเดิม ที่ได้จากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก มีขั้นตอนดังนี้

ขั้นที่ 1 จากอนุกรมเวลาเดิม Y_t ปรับค่า Y_t ด้วยอิทธิพลของวันทำการ เนื่องจากในแต่ละเดือนอาจมีวันที่ทำการไม่เท่ากันทุกเดือน จึงต้องมีการปรับอิทธิพลของวันทำการออก เพื่อให้จำนวนวันทำการในแต่ละเดือนเท่ากัน จะได้อนุกรมเวลา X_t

$$X_t = Y_t \cdot \frac{D_t}{\bar{D}_i}$$

เมื่อ D_t เป็นจำนวนวันทำการ ณ เวลาที่ t

$\bar{D}_i$ เป็นค่าเฉลี่ยของจำนวนวันทำการของเดือนที่ i ที่สัมพันธ์กับเวลา t

ขั้นที่ 2 หาค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ 12 เดือนเพื่อกำจัดอิทธิพลของฤดูกาล ได้อนุกรมเวลาที่กำจัดอิทธิพลของฤดูกาลแล้ว(MA_t)

$$MA_t = T_t$$

ขั้นที่ 3 นำค่า MA_t ที่คำนวณได้มาใช้เป็นค่าปรับแนวโน้มออกจากอนุกรมเวลาทำให้ได้อนุกรมเวลาใหม่ที่มีอิทธิพลของฤดูกาลรวมอยู่ด้วย(R_t)

$$R_t = \frac{X_t}{MA_t} = \frac{T_t \cdot S_t \cdot E_t}{T_t} = S_t \cdot E_t$$

ค่า MA_t ที่คำนวณได้มีจำนวนไม่เท่ากับจำนวนของค่า X_t เนื่องจากการทำเฉลี่ยเคลื่อนที่ที่ทำให้ค่า R_t บางส่วนหายไป

ขั้นที่ 4 เติมค่าที่หายไปทางตอนต้นและตอนปลายของอนุกรมเวลา R_t โดยการเอา 2 ค่าที่อยู่ติดกับค่าที่หายไปมาเฉลี่ยและใส่แทนที่ หลังจากนั้นหาค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบ 3×3 เพื่อกำจัดอิทธิพลของเหตุการณ์ที่ผิดปกติออกจากค่าในอนุกรมเวลา R_t ได้อนุกรมเวลาใหม่ R'_t หรือ S_t ดังนี้

$$R'_t = S_t$$

ขั้นที่ 5 หาค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของ R'_t ในแต่ละเดือน จากผลรวมกำลังสองของ $(R_t - R'_t)$ ดังนี้

$$S.D. = \sqrt{\frac{\sum (R_t - R'_t)^2}{n/12}}$$

ขั้นที่ 6 นำค่า R_t มาเปรียบเทียบกับค่า $R'_t \pm 2 S.D.$ ของเดือนที่สัมพันธ์กันกับค่า R_t ถ้ามีค่ามากกว่าหรือน้อยกว่า $R'_t \pm 2 S.D.$ แสดงว่าค่า R_t นั้นเป็นค่าผิดปกติ ให้ตัดค่า R_t นั้นออก และแทนค่า R_t นั้นด้วยค่าเฉลี่ยของค่าก่อนและหลังของ R_t เพื่อกำจัดอิทธิพลของเหตุการณ์ที่ผิดปกติออกจากอนุกรมเวลา R_t ที่ปรับค่าเหตุการณ์ที่ผิดปกติออกแล้วนี้ทำเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบ 3×3 หรือ 5×5 อีกครั้งหนึ่ง จะได้อนุกรมเวลาใหม่ $\hat{R}'_t$ ซึ่งจะเป็นอนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวเนื่องจากฤดูกาล

$$\hat{R}'_t = S_t$$

ขั้นที่ 7 นำ $\hat{R}'_t$ ไปหารอนุกรมเวลาเดิม ได้อนุกรมเวลาใหม่ที่ PS_t ค่าที่ได้เป็นค่าที่ปรับอิทธิพลของฤดูกาลแล้ว

$$PS_t = \frac{X_t}{\hat{R}'_t} = \frac{T_t \cdot S_t \cdot E_t}{S_t}$$

PS_t เป็นค่าที่ปรับอิทธิพลฤดูกาลเบื้องต้นแล้ว ณ เวลา t

ขั้นที่ 8 หาค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบถ่วงน้ำหนักกับอนุกรมเวลา PS_t ที่ได้ในขั้นที่ 7 ซึ่งเป็นวิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่ครั้งละ 15 เดือนโดยถ่วงน้ำหนักในเดือนแรกน้อย แล้วค่อยๆเพิ่มค่าถ่วงน้ำหนักขึ้นถึงเดือนที่ 8 ซึ่งมีค่าถ่วงน้ำหนักสูงสุด แล้วค่อยๆลดค่าถ่วงน้ำหนักนั้นลงจนถึงเดือนที่ 15 ซึ่งจะมีค่าถ่วงน้ำหนักเท่ากับเดือนแรกพอดี อนุกรมเวลาที่ได้เป็นอนุกรมเวลาที่มีการปรับให้เรียบแล้ว หรือเป็นอนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้ม MA'_t

$$MA'_t = T_t$$

ขั้นที่ 9 จากอนุกรมเวลาเดิม X_t ปรับด้วยค่าแนวโน้มที่ได้ในขั้นที่ 8 อนุกรมที่ได้จะมีความหมายทำนองเดียวกับอนุกรมเวลาที่ได้ในขั้นที่ 3

$$FS_t = \frac{X_t}{MA'_t} = \frac{T_t \cdot S_t \cdot E_t}{T_t} = S_t \cdot E_t$$

ขั้นที่ 10 ทำเช่นเดียวกันกับในขั้นที่ 4 เพื่อกำจัดอิทธิพลของเหตุการณ์ผิดปกติที่ได้จากขั้นที่ 9 ได้อนุกรมเวลา FS'_t

$$FS'_t = S_t$$

ขั้นที่ 11 คำนวณค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของ FS'_t จากผลรวมกำลังสองของ $(FS_t - FS'_t)$ ทำนองเดียวกับการคำนวณในขั้นที่ 5

$$S.D. = \sqrt{\frac{\sum (FS_t - FS'_t)^2}{n/12}}$$

ขั้นที่ 12 ทำเช่นเดียวกันกับขั้นที่ 6 เพื่อกำจัดเหตุการณ์ผิดปกติ ออกจากอนุกรมเวลา FS'_t ได้อนุกรมเวลาใหม่ $\hat{FS}_t$ ซึ่งเป็นอนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวเนื่องจากฤดูกาล

$$\hat{FS}_t = S_t$$

ขั้นที่ 13 ใช้ค่าวัคคิทธิพลฤดูกาลที่ได้จากอนุกรมเวลา FS_t ในขั้นที่ 12 ไปปรับอนุกรมเวลาเดิม X_t ได้อนุกรมเวลาใหม่ FA_t ซึ่งเป็นอนุกรมเวลาที่ปรับฤดูกาลแล้ว

$$FA_t = \frac{X_t}{FS'_t} = \frac{T_t \cdot S_t \cdot E_t}{S_t} = T_t \cdot E_t$$

ขั้นที่ 14 หาค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบถ่วงน้ำหนักกับอนุกรมเวลา FA_t ที่ได้ในขั้นที่ 13 อนุกรมเวลาที่ได้เป็นอนุกรมเวลาที่ได้เป็นอนุกรมเวลาที่มีการปรับให้เรียบแล้ว หรือเป็นอนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มอยู่

$$FA'_t = T_t$$

ขั้นที่ 15 หาตัวประมาณค่าของ E_t โดยนำค่าจากอนุกรมเวลาที่ได้ในขั้นที่ 14 ไปหารค่าจากอนุกรมเวลาที่ได้ในขั้นที่ 13 จะได้ อนุกรมเวลา RC_t

$$RC_t = \frac{FA_t}{FA'_t} = \frac{T_t \cdot E_t}{T_t} = E_t$$

ขั้นที่ 16 นำผลลัพธ์ที่ได้จากขั้นที่ 12 มาประมาณค่าวัคคิทธิพลของฤดูกาลและนำผลลัพธ์ที่ได้จากขั้นที่ 14 มาประมาณค่าแนวโน้ม เพื่อนำไปใช้ในสร้างสมการพยากรณ์ต่อไป

เกณฑ์ในการเปรียบเทียบความสามารถของวิธีการพยากรณ์

การตัดสินใจว่าวิธีการพยากรณ์ใดเหมาะสมและมีความถูกต้องในการพยากรณ์มากที่สุด สามารถพิจารณาได้จากค่าความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าจริงกับค่าพยากรณ์ที่ได้ ณ เวลา t ($e_t = Y_t - \hat{Y}_t$) ซึ่งค่าความคลาดเคลื่อนที่นิยมใช้กันมากได้แก่

1. ค่าเบี่ยงเบนสมบูรณ์เฉลี่ย เป็นการวัดความแม่นยำที่วัดจากค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยไม่คำนึงถึงทิศทางของความคลาดเคลื่อน MAD จะมีหน่วยวัดเหมือนกับค่าสังเกต

$$MAD = \frac{\sum_{i=1}^n |e_i|}{n}$$

2. ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง เป็นการวัดความแม่นยำจากค่าเฉลี่ยผลรวมกำลังสองของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์

$$MSE = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n}$$

3. เปอร์เซนต์ความคลาดเคลื่อนสมบูรณ์เฉลี่ย เป็นการวัดความแม่นยำจากค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ เทียบกับค่าข้อมูลจริง โดยไม่คิดเครื่องหมาย ค่า MAPE เป็นค่าวัดความแม่นยำที่ไม่มีหน่วย จึงเหมาะที่จะใช้กับการเปรียบเทียบอนุกรมเวลาหลายชุดเมื่อใช้วิธีการพยากรณ์เดียวกัน หรือเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์หลายวิธี เมื่อใช้อนุกรมเวลาชุดเดียวกัน

$$MAPE = \frac{\sum_{i=1}^n \left| \frac{e_i}{Y_i} \right| \times 100}{n}$$

สำหรับค่า MAPE มีเกณฑ์ดังตาราง(Lewis, 1982, p.112)

ตารางที่ 6 การแปลผลค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสมบูรณ์เฉลี่ย

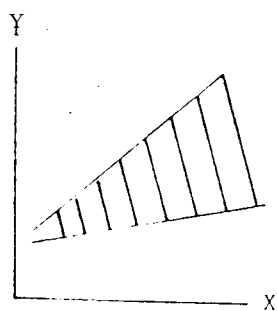
ค่า MAPE (%)	การแปลผล
<10	ค่าพยากรณ์มีความถูกต้องสูงมาก
10 – 20	ค่าพยากรณ์มีความถูกต้องดี
20 – 50	ค่าพยากรณ์เชื่อถือได้
>50	ค่าพยากรณ์ไม่ถูกต้อง

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบการพยากรณ์

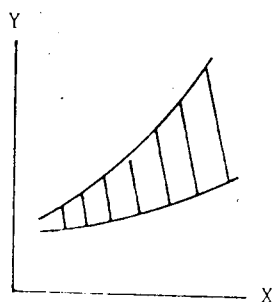
การตรวจสอบจะทำได้ดังนี้

1. การตรวจสอบการแจกแจงแบบปกติของค่าความคลาดเคลื่อน โดยการทำ distribution plot เพื่อพิจารณาว่าความคลาดเคลื่อนมีลักษณะการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ โดยทำ box plot, histogram, dot plot หรือ stem and leaf plot
2. การตรวจสอบการแจกแจงที่เป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อน โดยการทดสอบของ Derbin-Watson ที่ใช้พิจารณาค่าความคลาดเคลื่อนจากการประมาณค่าพารามิเตอร์ในรูปแบบด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด เป็นการทดสอบภายใต้ $H_0: \rho=0$ หรือไม่มีสหสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อนแบบออโตที่ lag 1 กับ $H_1: \rho>0$ หรือมีสหสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อนแบบออโตที่ lag 1 เป็นแบบบวก ตัวทดสอบสถิติที่ใช้ได้แก่ จะปฏิเสธ H_0 ที่ระดับนัยสำคัญเมื่อ $D-W < D_L$ และยอมรับ H_0 เมื่อ $D-W > D_U$ และสรุปไม่ได้เมื่อ $D_L < D-W < D_U$ ซึ่ง D_L และ D_U เป็นค่าวิกฤติที่เปิดได้จากตารางสถิติ
3. การตรวจสอบค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน ทำการพล็อตค่าความคลาดเคลื่อนกับเวลา

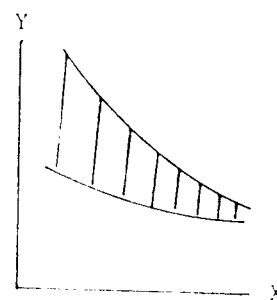
การแก้ไขกรณีที่ค่าความแปรปรวนไม่คงที่ โดยพิจารณาจากแผนภาพการกระจายที่ได้จากการพล็อตค่าของตัวแปร X และ Y



(ก)



(ข)



(ค)

ภาพที่ 3 แสดงแผนภาพการกระจายของ X และ Y

ที่มา: ทรงศิริ(2539)

จากภาพที่ 3 (ก) จะแปลง Y เป็น $\sqrt{Y}$ (ข) จะแปลง Y เป็น $\ln Y$ และ (ค) จะแปลง Y เป็น $1/Y$

อุปกรณ์และวิธีการ

อุปกรณ์

1. อนุกรมเวลาแยกเป็น 4 ประเภท คือ เงินกู้ระยะสั้น เงินฝากออมทรัพย์ เงินฝาก
 สัจจะออมทรัพย์ และเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ โดย เงินกู้ระยะสั้น เงินฝากออมทรัพย์ และเงินฝาก
 สัจจะออมทรัพย์ เป็นข้อมูลทุติยภูมิซึ่งรวบรวมโดยสหกรณ์การเกษตร หาดใหญ่ จำกัด อำเภอ
 หาดใหญ่ จังหวัดสงขลา ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2547 เป็น
 ระยะเวลา 7 ปี คิดเป็นจำนวน 84 ข้อมูล ส่วนข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ เก็บรวบรวม ตั้ง
 ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2547 เป็นระยะเวลา 6 ปี คิดเป็นจำนวน
 72 ข้อมูล ข้อมูลทั้งหมดที่กล่าวมาเป็นข้อมูลรายเดือน
2. เครื่องคอมพิวเตอร์ COMPAQ รุ่น Presario V1000
3. โปรแกรมสำเร็จรูป MINITAB Version 13 และโปรแกรม SAS(Statistical Analysis
 System) Version 9.1

วิธีการ

วิธีการวิเคราะห์มี 5 ขั้นตอนดังนี้

ขั้นที่ 1 นำข้อมูลอนุกรมเวลามาทำการพล็อตกราฟ เพื่อดูลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา เพื่อตรวจสอบว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีการเปลี่ยนแปลงที่แสดงแนวโน้มและ/หรือการเปลี่ยนแปลงเนื่องจากฤดูกาลจริงหรือไม่ โดยตรวจสอบทั้งรูปแบบการบวกและรูปแบบการคูณ

ขั้นที่ 2 นำข้อมูลอนุกรมเวลาแต่ละประเภทมาทำการพยากรณ์ทั้ง 8 วิธี

ขั้นที่ 3 วัดค่าความถูกต้องของวิธีการพยากรณ์แต่ละวิธี สำหรับอนุกรมเวลา โดยคำนวณค่าความคลาดเคลื่อน MAPE, MAD และ MSE

ขั้นที่ 4 นำวิธีการพยากรณ์แต่ละวิธีมาทำการเปรียบเทียบกับค่าวัดความถูกต้องแต่ละค่า เพื่อพิจารณาว่า วิธีการพยากรณ์วิธีใดให้ค่าความน่าเชื่อถือมากกว่ากัน โดยอนุกรมเวลาชุดเดียวกันทำการเปรียบเทียบกับค่าวัดความถูกต้องทั้ง 3 ค่า เพื่อพิจารณาว่า อนุกรมเวลาชุดเดียวกัน เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์เดียวกัน จะให้ค่าวัดความถูกต้องทั้ง 3 ค่าโดยพิจารณาว่าให้ข้อสรุปสอดคล้องกันหรือไม่

ขั้นที่ 5 เลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดสำหรับข้อมูลอนุกรมเวลาแต่ละชุด

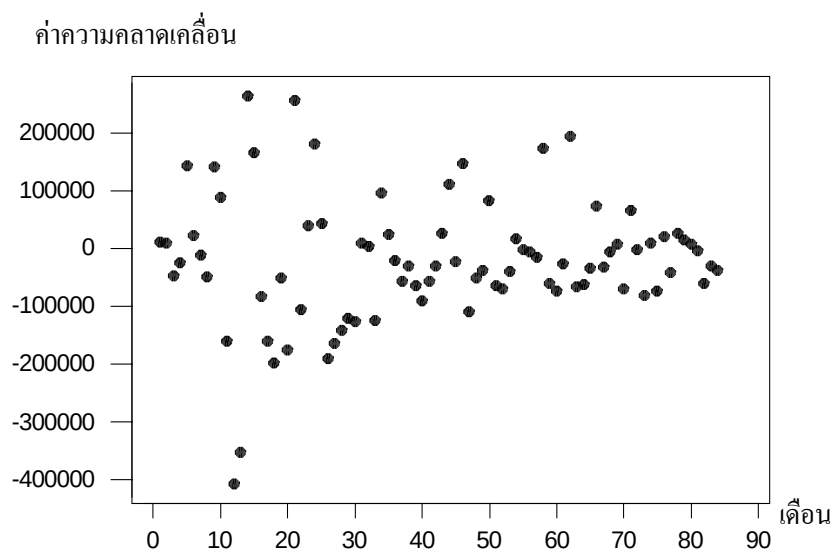
สถานที่และระยะเวลาที่ทำการวิจัย

ดำเนินการวิจัยที่ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ โดยมีระยะเวลาทำการวิจัยตั้งแต่ เดือนพฤศจิกายน พ. ศ. 2547 ถึงเดือนสิงหาคม พ. ศ. 2548 เป็นเวลา 10 เดือน

ผลการวิเคราะห์ข้อมูล

การวิจัยครั้งนี้เป็นการวิจัยเพื่อศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ โดยใช้ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เป็นเกณฑ์ ด้วยวิธีการพยากรณ์ 8 วิธี ได้แก่ วิธีเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบง่าย วิธีปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลครั้งเดียว วิธีปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล 2 ครั้งตามแบบโฮลท์ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีปรับให้เรียบแบบโฮลท์-วินเทอร์ วิธีการวิเคราะห์การถดถอย วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธี census II ในการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลา เงินกู้ระยะสั้น เงินฝากออมทรัพย์ เงินฝากฝากประจำออมทรัพย์ และเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ ผลการวิเคราะห์ข้อมูลเป็น ดังนี้

เงินกู้ระยะสั้น ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเงินกู้ระยะสั้นมีลักษณะคงที่ ไม่มีอิทธิพลของแนวโน้มและฤดูกาล วิธีที่สามารถนำมาใช้ในการพยากรณ์ได้คือวิธี B-J, SES และ SMA จากการพิจารณาค่าวัดความถูกต้อง วิธีที่เหมาะสมคือวิธี SES แต่เมื่อทำการตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบพบว่าค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนไม่คงที่ มีลักษณะลดลง จึงได้ทำการแปลงข้อมูลเป็น $1/Y$ พบว่าวิธีที่เหมาะสมที่สุดคือวิธี SMA



ภาพที่ 4 แสดงค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนไม่คงที่ด้วยวิธี SES ของอนุกรมเวลาเงินกู้ระยะสั้น

ตารางที่ 7 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลเงินกู้ระยะสั้น เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์ 8 วิธี

วิธีการ พยากรณ์	สมการพยากรณ์	
SMA	$\hat{Y}_{t+p} = 250,000$	$p \geq 1$
SES	$\hat{Y}_t = \frac{1}{\hat{Y}'_t}$	$\hat{Y}'_{t+p} = 0.169 Y'_t + 0.831 \hat{Y}'_t$; $Y'_t = 1/Y_t$, $p \geq 1$, $\alpha = 0.169$
LES	$\hat{Y}_t = \frac{1}{\hat{Y}'_t}$	$\hat{Y}'_{t+p} = a_t + b_t(p)$; $a_0 = Y'_1$, $b_0 = Y'_2 - Y'_1$, $Y'_t = 1/Y_t$ $a_t = 0.877 Y'_t + 0.123(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = 0.032(a_t - a_{t-1}) + 0.968 b_{t-1}$ $p \geq 1$, $\alpha = 0.877$, $\gamma = 0.032$
HWS	$\hat{Y}_t = \frac{1}{\hat{Y}'_t}$	$\hat{Y}'_{t+p} = (a_t + b_t(p))\hat{S}_t$; $a_0 = Y'_1$, $b_0 = 0$, $Y'_t = 1/Y_t$ $a_t = \frac{0.2 Y_t}{\hat{S}_t} + 0.8(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = 0.2(a_t - a_{t-1}) + 0.8 b_{t-1}$, $\hat{S}_t$ เป็น 0.945376, 0.946504, 0.946017, 0.897195, 0.962348, 1.076516, 1.146029, 0.840609, 1.094057, 1.077664, 1.08801, 0.979676; $p \geq 1$, $\alpha = 0.2$, $\gamma = 0.2$, $\delta = 0.2$
DEC	$\hat{Y}_t = \frac{1}{\hat{Y}'_t}$	$\hat{Y}'_t = (1.95E-06 + 2.71E-08*t) \hat{S}_t$; $Y'_t = 1/Y_t$ $\hat{S}_t$ เป็น 0.975261, 0.937119, 0.967252, 0.704499, 0.884879, 1.02446, 1.11466, 0.856921, 1.14644, 1.18937, 1.14871, 1.05043
Census II	$\hat{Y}_t = \frac{1}{\hat{Y}'_t}$	$\hat{Y}'_t = (1.95E-06 + 2.71E-08*t) \hat{S}_t$; $Y'_t = 1/Y_t$ $\hat{S}_t$ เป็น 0.975261, 0.937119, 0.967252, 0.704499, 0.884879, 1.02446, 1.11466, 0.856921, 1.14644, 1.18937, 1.14871, 1.05043
REG	$\hat{Y}_t = \frac{1}{\hat{Y}'_t}$	$\hat{Y}'_t = 0.000002 + t - S_2 - S_3 - S_4 - S_5 - S_6 + S_7 + S_8 -$ $0.000001 S_9 + S_{10} + S_{11} + S_{12}$
B-J	$\hat{Y}_t = \frac{1}{\hat{Y}'_t}$	$\hat{Y}'_t = \hat{Y}'_{t-1} + 0.8306 e_{t-1} + e_t$; $Y'_t = 1/Y_t$

เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 8 วิธี โดยใช้ค่าวัดความถูกต้อง 3 ค่า ได้แก่ MAPE, MAD และ MSE ผลแสดงในตารางที่ 8 และ 9

ตารางที่ 8 เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินกู้ระยะสั้นจาก 84 ข้อมูล

วิธีการพยากรณ์	MAPE	MAD	MSE
B-J	19 ¹	5.80E-07 ²	6.35E-13
SMA	19 ¹	5.90E-07 ³	6.14E-13 ²
SES	32 ²	5.80E-07 ²	6.23E-13
DEC	32 ²	5.40E-07 ¹	5.14E-13 ²
Census II	32 ²	5.40E-07 ¹	5.14E-13 ²
REG	33 ³	5.40E-07 ¹	4.77E-13 ¹
HWS	38	6.30E-07	6.54E-13
LES	40	6.70E-07	8.75E-13

ตารางที่ 9 เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินกู้ระยะสั้นจากค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน

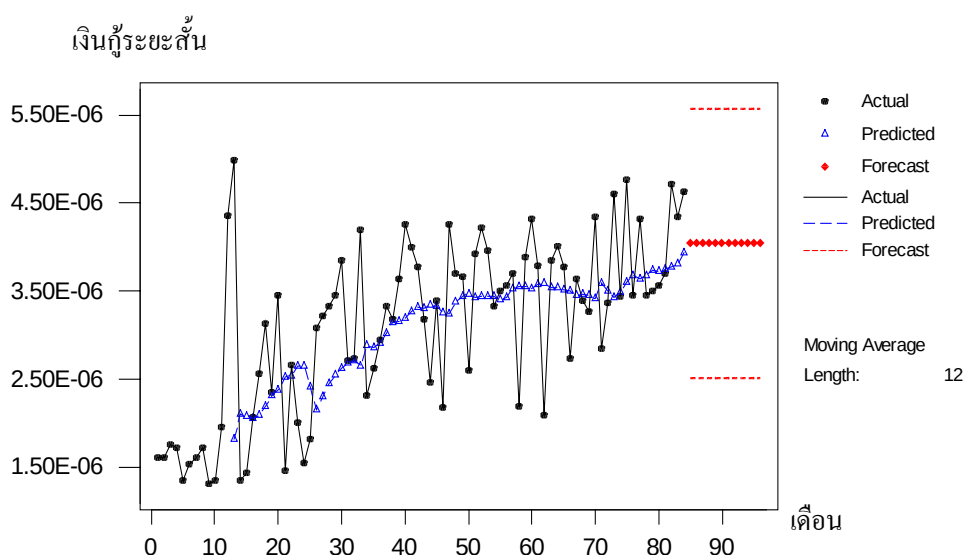
วิธีการพยากรณ์	MAPE	MAD	MSE
B-J	9.01 ¹	22,016 ²	7.30E+08 ²
SMA	9.16 ²	21,833 ¹	7.05E+08 ¹
SES	11.59 ³	26,180 ³	1.16E+09 ³
DEC	13.77	34,482	1.46E+09
Census II	13.77	34,482	1.46E+09
REG	14.2	36,133	1.54E+09
HWS	17.68	45,487	2.61E+09
LES	17.46	45,758	2.78E+09

หมายเหตุ เลขยกกำลัง 1 หมายถึง มีค่าน้อยที่สุด

เลขยกกำลัง 2 หมายถึง มีค่าน้อยอันดับ 2

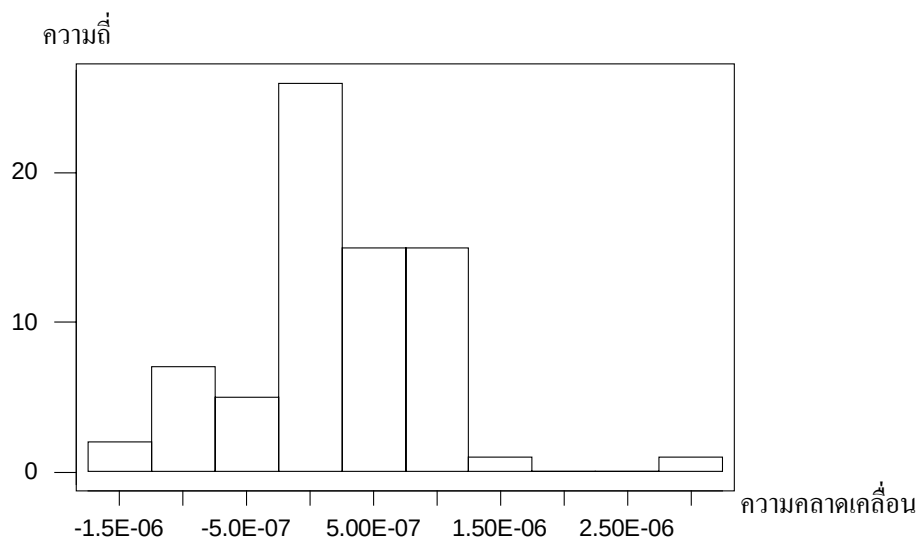
เลขยกกำลัง 3 หมายถึง มีค่าน้อยอันดับ 3

เมื่อพิจารณาค่าวัดความถูกต้องของเงินกู้ระยะสั้น จากตารางที่ 8 เป็นการคำนวณค่าวัดความถูกต้องจากอนุกรมเวลาเงินกู้ระยะสั้นจำนวน 84 ข้อมูล พบว่าวิธีที่ให้ค่า MAPE น้อยที่สุดคือวิธี B-J และ SMA เมื่อพิจารณาค่า MAD วิธีที่ให้ค่า MAD น้อยเป็นอันดับ 2 คือวิธี B-J รองลงมาก็คือวิธี SMA เมื่อพิจารณาค่า MSE วิธีที่ให้ค่า MSE น้อยเป็นอันดับ 2 คือวิธี SMA จากตารางที่ 9 เป็นการคำนวณค่าวัดความถูกต้องจากค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน พบว่าวิธีที่ให้ค่า MAPE น้อยที่สุดคือวิธี B-J รองลงมาก็คือวิธี SMA เมื่อพิจารณาค่า MAD และ MSE วิธีที่ให้ค่า MAD และ MSE น้อยที่สุดคือวิธี SMA ดังนั้นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมของอนุกรมเวลาเงินกู้ระยะสั้นคือวิธี SMA ได้ค่าพยากรณ์ 12 เดือนล่วงหน้า ในเดือนกรกฎาคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2548 ได้ค่าพยากรณ์ 12 เดือนล่วงหน้า ในเดือนกรกฎาคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2548 เท่ากันคือ 250,000 บาท



ภาพที่ 5 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาเงินกู้ระยะสั้น ด้วยวิธี SMA ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2540 ถึงเดือนมิถุนายน 2547 และแสดงค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธี SMA โดยทำการวิเคราะห์ค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินกู้ระยะสั้น



ภาพที่ 6 แสดงการแจกแจงของค่าความคลาดเคลื่อนด้วยวิธี SMA ของอนุกรมเวลาเงินกู้ระยะสั้น

จากภาพที่ 6 แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินกู้ระยะสั้นมีคุณสมบัติตามข้อกำหนด นั่นคือความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงใกล้เคียงแบบปกติ

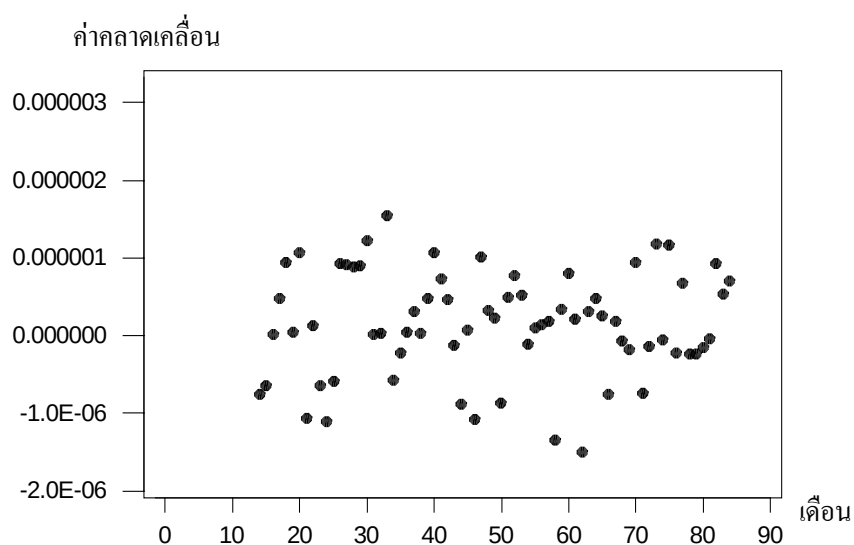
การทดสอบความเป็นอิสระกันของความคลาดเคลื่อนโดยวิธีของ Durbin-Watson

สมมติฐาน $H_0: \rho = 0$ หรือไม่มีสหสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อนแบบออโตที่ lag 1

$H_1: \rho > 0$ หรือมีสหสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อนแบบออโตที่ lag 1 เป็นแบบบวก

ค่าของ Durbin-Watson ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 มีค่าเท่ากับ 1.86 ซึ่งมีค่ามากกว่า $d_U = 1.64$

แสดงว่ายอมรับ H_0 นั่นคือ ค่าความคลาดเคลื่อนมีความเป็นอิสระต่อกัน



ภาพที่ 7 แสดงค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนคงที่ด้วยวิธี SMA ของอนุกรมเวลา
เงินกู้ระยะสั้น

จากภาพที่ 7 แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินกู้ระยะสั้นมีคุณสมบัติตาม
ข้อกำหนด นั่นคือความคลาดเคลื่อนมีความแปรปรวนคงที่

เงินฝากออมทรัพย์ ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์มีลักษณะคง
ที่ ไม่มีอิทธิพลของแนวโน้มและฤดูกาล เมื่อพิจารณาจากค่าวัดความถูกต้องวิธีการพยากรณ์ที่
สามารถนำมาใช้ในการพยากรณ์ได้คือ REG, SMA, SES และ B-J

ตารางที่ 10 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์ เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์ 8 วิธี

วิธีการ พยากรณ์	สมการพยากรณ์	
SMA	$\hat{Y}_{t+p} = 2,771,511$	$p \geq 1$
SES	$\hat{Y}_{t+p} = 0.238443 Y_t + 0.761557 \hat{Y}_t$	$p \geq 1, \alpha = 0.238443$
LES	$\hat{Y}_{t+p} = a_t + b_t p$	$a_t = 0.7682 Y_t + 0.2318(a_{t-1} + b_{t-1}),$ $b_t = 0.0422(a_t - a_{t-1}) + 0.9578 b_{t-1}$ $a_0 = Y_1, b_0 = Y_2 - Y_1$ $p \geq 1, \alpha = 0.7682, \gamma = 0.0422$
HWS	$\hat{Y}_{t+p} = a_t + b_t p + \hat{S}_t$	$a_t = 0.2(Y_t + \hat{S}_t) + 0.8(a_{t-1} + b_{t-1})$ $b_t = 0.2(a_t - a_{t-1}) + 0.8 b_{t-1}$ $a_0 = Y_1, b_0 = 0, \hat{S}_t$ เป็น 91028.33, 233230.3, 149407.3, -565794, -290886, 420284.3, -339661, -162933.667, -120250, 232263.3, 130065.3333, 223244.3333 $p \geq 1, \alpha = 0.2, \gamma = 0.2, \delta = 0.2$
DEC	$\hat{Y}_t = (811,766 + 19,133.6 * t) + \hat{S}_t$	$\hat{S}_t$ เป็น 74891, 98614, -57271, -459639, -201063, 389717, -248770, -163151, 1729, 138801, 116153, 309989
Census II	$\hat{Y}_t = (808,328 + 19,467.4 * t) + \hat{S}_t$	$\hat{S}_t$ เป็น -9650.296, 75219.7, 47223.8, -428553.8, -270144.3, 565876.2, -393035.8, -102677.3, -116368.3, 105369.7, 185806.2, 340934.2
REG	$\hat{Y}_t = 24049 t + 705596 S_2 + 776525$ $S_3 + 695100 S_4 + 72537 S_5 + 348243$ $S_6 + 958142 S_7 + 332890 S_8 + 515642$ $S_9 + 451032 S_{10} + 790724 S_{11} +$ $735957 S_{12}$	
B-J	$\hat{Y}_t = \hat{Y}_{t-1} + 0.7616 e_{t-1} + e_t$	

เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 8 วิธี โดยใช้ค่าวัดความถูกต้อง 3 ค่า ได้แก่ MAPE, MAD และ MSE ผลแสดงในตารางที่ 11 และ 12

ตารางที่ 11 เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินฝากออมทรัพย์จาก 84 ข้อมูล

วิธีการพยากรณ์	MAPE	MAD	MSE
REG	39	3.87E+05 ³	2.29E+11 ²
SMA	24 ¹	3.87E+05 ³	2.56E+11
SES	26 ²	3.83E+05 ²	2.38E+11
B-J	26 ²	3.83E+05 ²	2.39E+11
Census II	27 ³	3.93E+05	2.49E+11
DEC	28	3.92E+05	2.38E+11
HWS	24 ¹	3.44E+05 ¹	1.78E+11 ¹
LES	31	4.46E+05	3.32E+11 ³

ตารางที่ 12 เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินฝากออมทรัพย์จากค่าพยากรณ์
ล่วงหน้า 12 เดือน

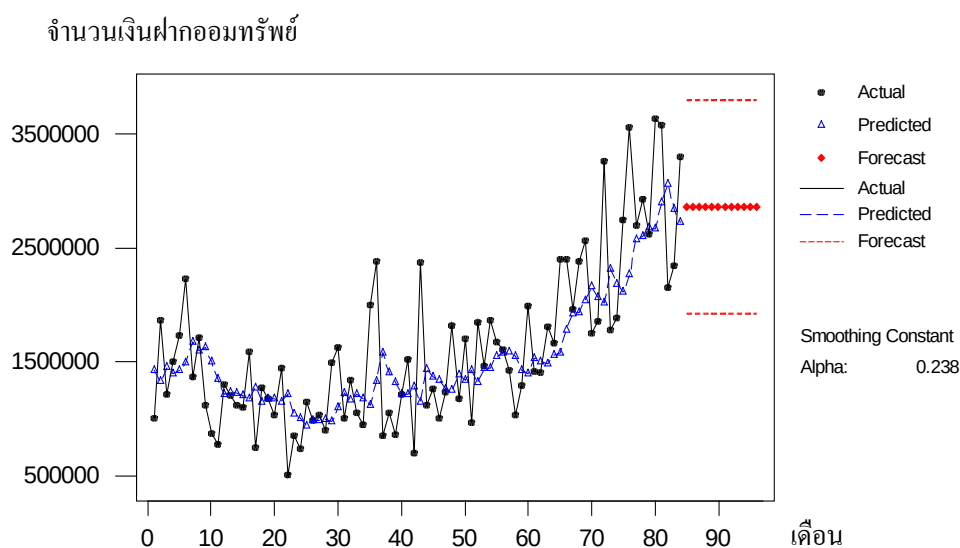
วิธีการพยากรณ์	MAPE	MAD	MSE
REG	17.48 ¹	552,211 ²	5.26E+11 ³
SMA	18.17 ²	556,724 ³	4.02E+11 ²
SES	18.22 ³	541,267 ¹	3.73E+11 ¹
B-J	18.22 ³	541,267	3.73E+11 ¹
Census II	19.05	639,881	6.69E+11
DEC	19.04	612,197	5.51E+11
HWS	24.23	645,037	5.35E+11
LES	26.37	688,741	6.08E+11

หมายเหตุ เลขยกกำลัง 1 หมายถึง มีค่าน้อยที่สุด

เลขยกกำลัง 2 หมายถึง มีค่าน้อยอันดับ 2

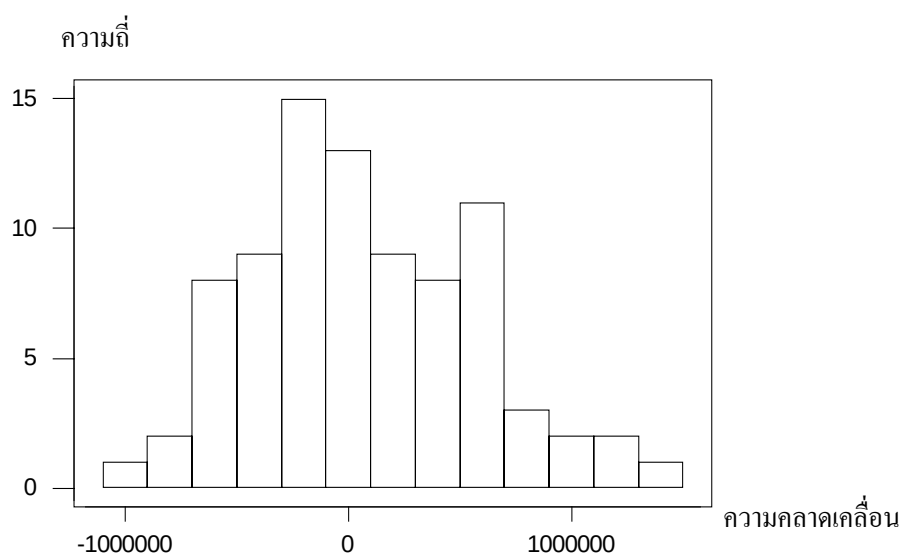
เลขยกกำลัง 3 หมายถึง มีค่าน้อยอันดับ 3

เมื่อพิจารณาค่าวัดความถูกต้องของเงินฝากออมทรัพย์ จากตารางที่ 11 เป็นการคำนวณค่าวัดความถูกต้องจากอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์จำนวน 84 ข้อมูล พบว่าวิธีที่ให้ค่า MAPE น้อยที่สุดคือวิธี SMA รองลงมาคือ SES และ B-J เมื่อพิจารณาค่า MAD วิธีที่ให้ค่า MAD น้อยเป็นอันดับ 2 คือวิธี SES และ B-J เมื่อพิจารณาค่า MSE วิธีที่ให้ค่า MSE น้อยเป็นอันดับ 2 คือวิธี REG จากตารางที่ 12 เป็นการคำนวณค่าวัดความถูกต้องจากค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน วิธีที่ให้ค่า MAPE น้อยที่สุดคือวิธี REG รองลงมาคือวิธี SMA และ SES ตามลำดับ เมื่อพิจารณาค่า MAD และ MSE วิธีที่ให้ค่า MAD และ MSE น้อยที่สุดคือวิธี SES ดังนั้นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์คือวิธี SES ได้ค่าพยากรณ์ 12 เดือนล่วงหน้า ในเดือนกรกฎาคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2548 เท่ากันคือ 2,864,243 บาท



ภาพที่ 8 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์ ด้วยวิธี SES ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2540 ถึงเดือนมิถุนายน 2547 และแสดงค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธี SES โดยทำการวิเคราะห์ค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์



ภาพที่ 9 แสดงการแจกแจงของค่าความคลาดเคลื่อนด้วยวิธี SES ของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์

จากภาพที่ 9 แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์มีคุณสมบัติตามข้อกำหนด นั่นคือความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงใกล้เคียงแบบปกติ

การทดสอบความเป็นอิสระกันของความคลาดเคลื่อนโดยวิธีของ Durbin-Watson

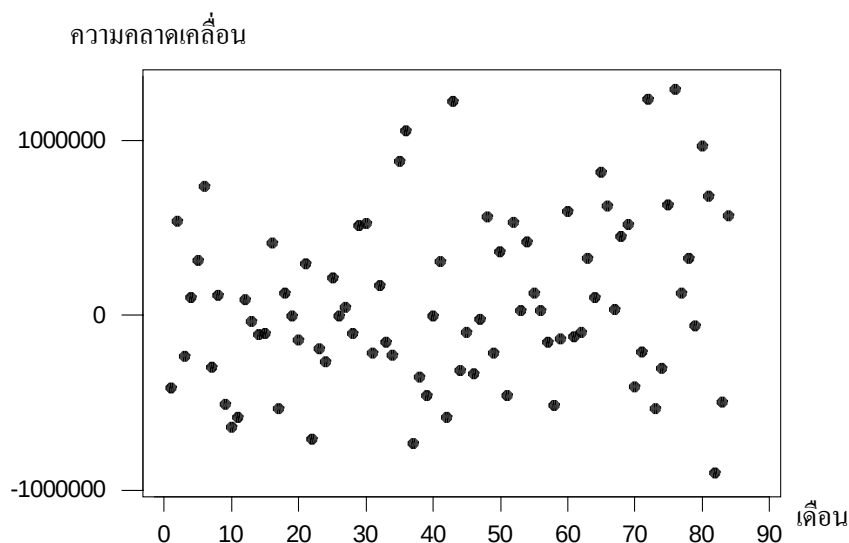
สมมติฐาน $H_0: \rho = 0$ หรือไม่มีสหสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อนแบบออโตที่ lag 1

$H_1: \rho > 0$ หรือมีสหสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อนแบบออโตที่ lag 1 เป็น

แบบบวก

ค่าของ Durbin-Watson ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 มีค่าเท่ากับ 1.91 ซึ่งมีค่ามากกว่า $d_U = 1.66$

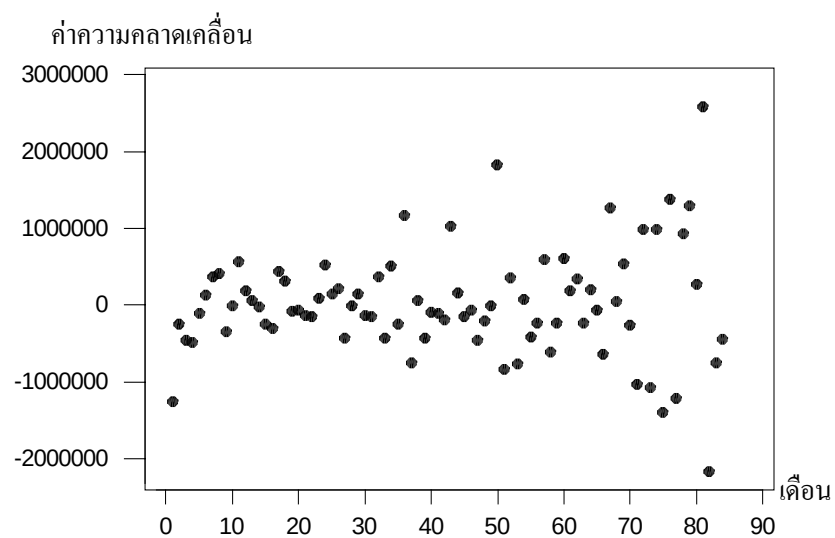
แสดงว่ายอมรับ H_0 นั่นคือ ค่าความคลาดเคลื่อนมีความเป็นอิสระต่อกัน



ภาพที่ 10 แสดงค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนคงที่ด้วยวิธี SES ของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์

จากภาพที่ 10 แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์มีคุณสมบัติตามข้อกำหนด นั่นคือความคลาดเคลื่อนมีความแปรปรวนคงที่

เงินฝากสัจจะออมทรัพย์ ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ มีลักษณะไม่คงที่ มีอิทธิพลของแนวโน้มแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่สามารถนำมาใช้ได้คือวิธี LES, B-J, DEC และ REG เมื่อพิจารณาจากค่าวัดความถูกต้องวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมคือวิธี LES แต่เมื่อทำการตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบการพยากรณ์ พบว่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนไม่คงที่ มีลักษณะเพิ่มขึ้น จึงได้ทำการแปลงข้อมูลเป็น $\ln Y$ พบว่าวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดคือวิธี B-J รูปแบบที่เหมาะสมคือ ARIMA(0, 1, 1)



ภาพที่ 11 แสดงค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนไม่คงที่ด้วยวิธี LES ของอนุกรมเวลา
เงินฝากสัจจะออมทรัพย์

ตารางที่ 13 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลเงินฝากประจำออมทรัพย์ เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์ 8 วิธี

วิธีการ พยากรณ์	สมการพยากรณ์	
SMA	$\hat{Y}_{t+p} = 3,149,644$	$P \geq 1$
SES	$\hat{Y}_{t+p} = e^{\hat{Y}'}$	$\hat{Y}'_{t+p} = 0.294 Y'_t + 0.706 \hat{Y}'_t$; $Y'_t = \ln Y_t$, $p \geq 1$, $\alpha = 0.294$,
LES	$\hat{Y}_{t+p} = e^{\hat{Y}'}$	$\hat{Y}'_{t+p} = a_t + b_t(p)$; $Y'_t = \ln Y_t$, $a_0 = Y'_1$, $b_0 = Y'_2 - Y'_1$ $a_t = 0.831 Y'_t + 0.169(a_{t-1} + b_{t-1})$ $b_t = 0.034(a_t - a_{t-1}) + 0.966 b_{t-1}$ $p \geq 1$, $\alpha = 0.831$, $\gamma = 0.034$
HWS	$\hat{Y}_{t+p} = e^{\hat{Y}'}$	$\hat{Y}'_{t+p} = (a_t + b_t(p)) + \hat{S}_t$; $Y'_t = \ln Y_t$, $a_0 = Y'_1$, $b_0 = 0$ $a_t = 0.2(Y'_t + \hat{S}_t) + 0.8(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = 0.2(a_t - a_{t-1}) + 0.8 b_{t-1}$ $\hat{S}_t$ เป็น 0.106816, 0.096126, 0.134868, -0.06761, -0.20152, 0.071483, -0.04245, 0.306897, -0.12347, 0.021644, -0.17145, -0.13134; $p \geq 1$, $\alpha = 0.2$, $\gamma = 0.2$, $\delta = 0.2$,
DEC	$\hat{Y}_{t+p} = e^{\hat{Y}'}$	$\hat{Y}'_{t+p} = (13.5722 + 0.0156t) + \hat{S}_t$; $Y'_t = \ln Y_t$ $\hat{S}_t$ เป็น 0.02182, 0.096769, 0.000454, -0.0681, -0.24637, 0.197458, 0.044647, 0.166803, -0.09755, 0.016292, -0.04429, -0.08794
Census II	$\hat{Y}_{t+p} = e^{\hat{Y}'}$	$\hat{Y}'_{t+p} = (13.5722 + 0.0156t) + \hat{S}_t$; $Y'_t = \ln Y_t$ $\hat{S}_t$ เป็น 0.02182, 0.096769, 0.000454, -0.0681, -0.24637, 0.197458, 0.044647, 0.166803, -0.09755, 0.016292, -0.04429, -0.08794
REG	$\hat{Y}_{t+p} = e^{\hat{Y}'}$	$\hat{Y}'_t = 13.4 + 0.0156 t + 0.219 S_2 + 0.247 S_3 + 0.216 S_4 +$ $0.098 S_5 + 0.013 S_6 + 0.293 S_7 + 0.152 S_8 + 0.450 S_9 +$ $0.032 S_{10} + 0.081 S_{11}$ $-0.26 S_{12}$; $Y'_t = \ln Y_t$
B-J	$\hat{Y}_t = e^{\hat{Y}'}$	$\hat{Y}'_t = 0.016792 + \hat{Y}'_{t-1} - 0.8625 e_{t-1} + e_t$; $Y'_t = \ln Y_t$

เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 8 วิธี โดยใช้ค่าวัดความถูกต้อง 3 ค่า ได้แก่ MAPE, MAD และ MSE ผลแสดงในตารางที่ 14 และ 15

ตารางที่ 14 เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินฝากสัจจะออมทรัพย์จาก 84 ข้อมูล

วิธีการพยากรณ์	MAPE	MAD	MSE
B-J	1.76 ³	0.25 ²	0.09 ³
SES	1.83	0.26 ³	0.10
LES	2.03	0.29	0.14
SMA	1.81	0.26 ³	0.10
DEC	1.56 ¹	0.22 ¹	0.08 ²
Census II	1.60 ²	0.30	0.10
REG	3.00	0.22 ¹	0.07 ¹
HWS	1.82	0.26 ³	0.09 ³

ตารางที่ 15 เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินฝากสัจจะออมทรัพย์จากค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน

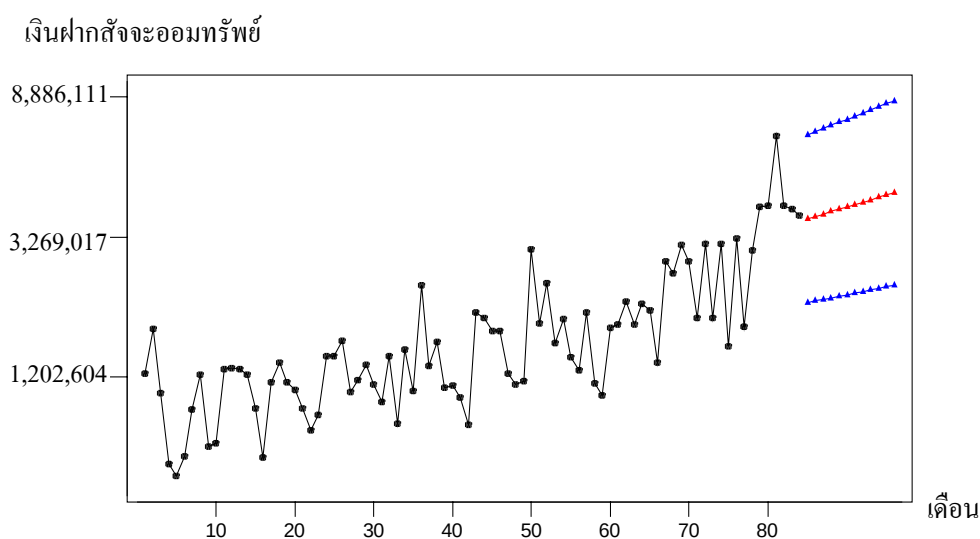
วิธีการพยากรณ์	MAPE	MAD	MSE
B-J	12.74 ¹	497,529 ¹	3.58E+11 ¹
SES	13.45 ²	553,134 ²	3.88E+11 ²
LES	15.55 ³	565,075 ³	5.41E+11 ³
SMA	20.24	889,051	1.16E+12
DEC	22.35	955,152	1.27E+12
Census II	22.35	955,152	1.27E+12
REG	23.13	985198	1.29E+12
HWS	76.53	2,966,644	1.17E+13

หมายเหตุ เลขยกกำลัง 1 หมายถึง มีค่าน้อยที่สุด

เลขยกกำลัง 2 หมายถึง มีค่าน้อยอันดับ 2

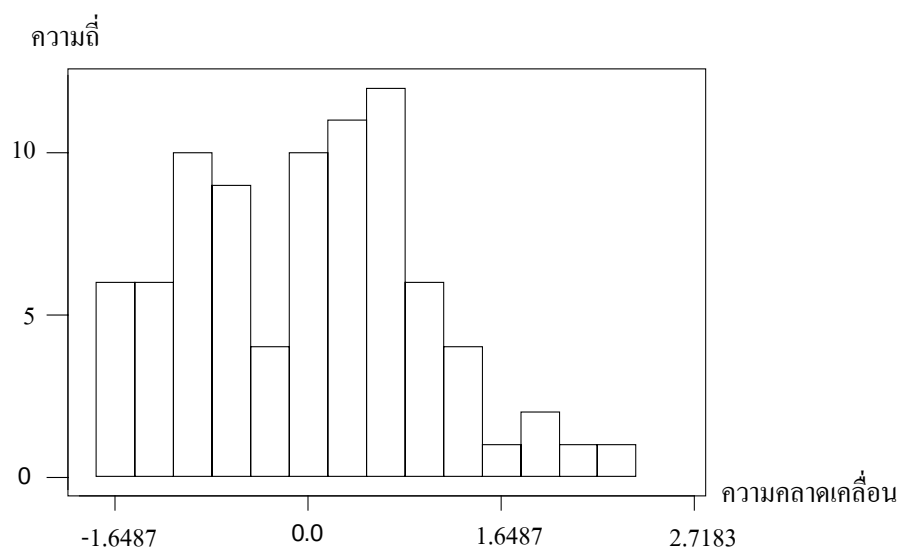
เลขยกกำลัง 3 หมายถึง มีค่าน้อยอันดับ 3

เมื่อพิจารณาค่าวัดความถูกต้องของเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ จากตารางที่ 14 เป็นการคำนวณค่าวัดความถูกต้องจากอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์จำนวน 84 ข้อมูล พบว่าวิธีที่ให้ค่า MAPE น้อยที่สุดคือวิธี DEC รองลงมาคือวิธี Census II และ B-J ตามลำดับ เมื่อพิจารณาค่า MAD วิธีที่ให้ค่า MAD น้อยที่สุดคือ DEC รองลงมาคือวิธี B-J เมื่อพิจารณาค่า MSE วิธีที่ให้ค่า MSE น้อยเป็นอันดับ 2 คือวิธี DEC รองลงมาคือวิธี B-J จากตารางที่ 15 เป็นการคำนวณค่าวัดความถูกต้องจากค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน วิธีที่ให้ค่า MAPE, MAD และ MSE น้อยที่สุดคือวิธี B-J ดังนั้นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์คือวิธี B-J ได้ค่าพยากรณ์ 12 เดือนล่วงหน้า ในเดือนกรกฎาคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2548 คือ 3722105, 3784786, 3848908, 3914116, 3980428, 4047864, 4116443, 4186183, 4257105, 4329229, 4402574 และ 4477162 บาท ตามลำดับ



ภาพที่ 12 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ ด้วยวิธี B-J ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2540 ถึงเดือนมิถุนายน 2547 และแสดงค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธี B-J โดยทำการวิเคราะห์ค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์



ภาพที่ 13 แสดงการแจกแจงของค่าความคลาดเคลื่อนด้วยวิธี B-J ของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์

จากภาพที่ 13 แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์มีคุณสมบัติตามข้อกำหนด นั่นคือความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงใกล้เคียงแบบปกติ มีลักษณะเบ้ขวาเล็กน้อย

การทดสอบความเป็นอิสระกันของความคลาดเคลื่อนโดยวิธีของ Durbin-Watson

สมมติฐาน $H_0: \rho = 0$ หรือไม่มีสหสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อนแบบออโตที่ lag 1

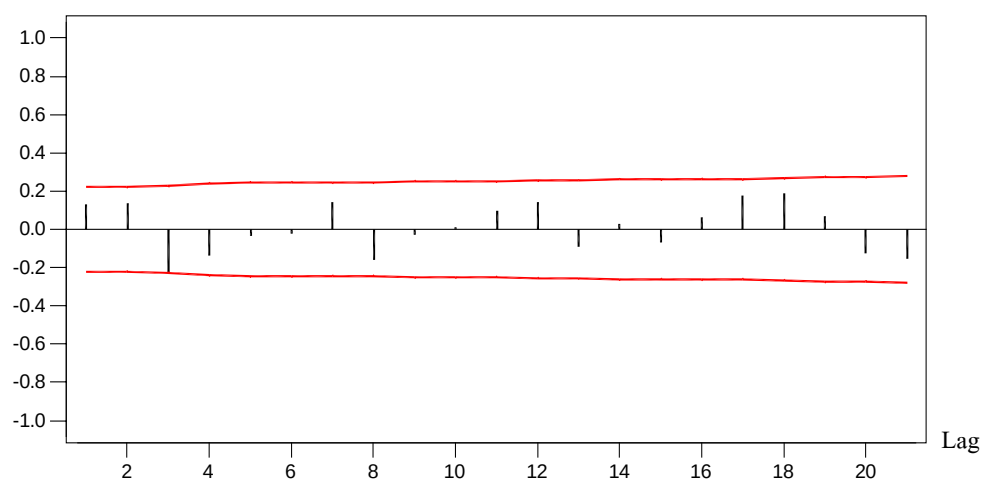
$H_1: \rho > 0$ หรือมีสหสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อนแบบออโตที่ lag 1 เป็น

แบบบวก

ค่าของ Durbin-Watson ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 มีค่าเท่ากับ 1.77 ซึ่งมีค่ามากกว่า $d_U = 1.67$

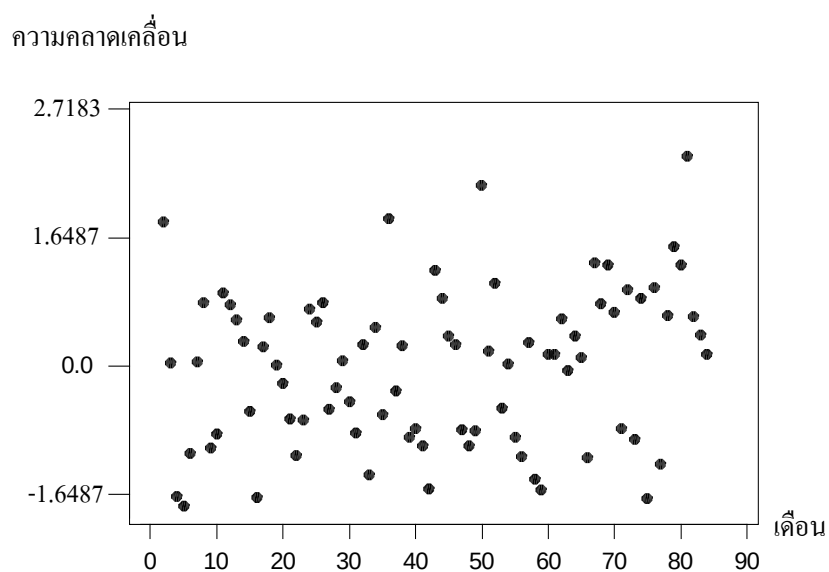
แสดงว่ายอมรับ H_0 นั่นคือ ค่าความคลาดเคลื่อนมีความเป็นอิสระต่อกัน

ค่าสหสัมพันธ์ในตัวเอง



ภาพที่ 14 แสดงค่าสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนด้วยวิธี B-J ของอนุกรมเวลา
เงินฝากสัจจะออมทรัพย์

จากภาพที่ 14 แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์มีคุณสมบัติตามข้อกำหนด นั่นคือความคลาดเคลื่อนไม่มีสหสัมพันธ์กัน หรือมีความเป็นอิสระกันนั่นเอง เพราะค่าของ $r_k(e_t)$ ตกอยู่ในช่วงที่กำหนด



ภาพที่ 15 แสดงค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนที่ได้ด้วยวิธี B-J ของอนุกรมเวลา
เงินฝากสัจจะออมทรัพย์

จากภาพที่ 15 แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์มีคุณสมบัติตามข้อกำหนด นั่นคือความคลาดเคลื่อนมีความแปรปรวนคงที่

เงินฝากออมทรัพย์พิเศษ ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ มีลักษณะคงที่ ไม่มีอิทธิพลของแนวโน้มและฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่สามารถนำมาใช้ได้คือ SES, SMA, DEC, Census II และ REG

ตารางที่ 16 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์ 8 วิธี

วิธีการ พยากรณ์	สมการพยากรณ์	
SMA	$\hat{Y}_{t+p} = 6,406,326$	$p \geq 1$
SES	$\hat{Y}_{t+p} = 0.117714 Y_t + 0.882286 \hat{Y}_t$	$p \geq 1, \alpha = 0.117714$
LES	$\hat{Y}_{t+p} = a_t + b_t(p)$	$a_t = 0.8141 Y_t + 0.1859(a_{t-1} + b_{t-1}),$ $b_t = 0.0416(a_t - a_{t-1}) + 0.9584 b_{t-1},$ $a_0 = Y_1, b_0 = Y_2 - Y_1,$ $p \geq 1, \alpha = 0.8141, \gamma = 0.0416$
HWS	$\hat{Y}_{t+p} = (a_t + b_t(p)) + \hat{S}_t$	$a_t = 0.2(Y_t + \hat{S}_t) + 0.8(a_{t-1} + b_{t-1}),$ $b_t = 0.2(a_t - a_{t-1}) + 0.8 b_{t-1},$ $a_0 = Y_1, b_0 = 0, \hat{S}_t$ เป็น 3050296, 419584, 316157, -1640353, -1522903, 2673586, 1205103, -1123691, -592181, -388087, -984244, -1413268, $p \geq 1, \alpha = 0.2, \gamma = 0.2, \delta = 0.2$
DEC	$\hat{Y}_t = (2648784 + 43321.8 * t) + \hat{S}_t$	$\hat{S}_t$ เป็น 3049096, -323167, -795092, -860427, -2047904, 3247890, 1024607, -850678, 169884, -483612, -977877, -1152718
Cencus II	$\hat{Y}_t = (610,810 + 24,945.2 * t) + \hat{S}_t$	$\hat{S}_t$ เป็น 2323428, 45104, -406919, -1167471, -1542471, 3568351, 1057045, -889204, -652312, -609, -1047471, -1287471
REG	$\hat{Y}_t = 49,382 t + 5,545,064 S_2 +$ $3,081,389 S_3 + 2,629,006 S_4 + 923,346$ $S_5 + 801,432 S_6 + 4,865,565 S_7 +$ $3,666,773 S_8 + 1,316,565 S_9 +$ $1,861,960 S_{10} + 1,823,934 S_{11} +$ $1,533,894 S_{12}$	
B-J	$\hat{Y}_t = \hat{Y}_{t-3} - 1.5646 e_{t-1} +$ $0.74564 e_{t-2} - 0.15909 e_{t-3} + e_t$	

เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 8 วิธี โดยใช้ค่าวัดความถูกต้อง 3 ค่า ได้แก่ MAPE, MAD และ MSE ผลแสดงในตารางที่ 17 และ 18

ตารางที่ 17 เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินฝากออมทรัพย์พิเศษจาก 72 ข้อมูล

วิธีการพยากรณ์	MAPE	MAD	MSE
Census II	35 ²	1.26E+06 ³	2.70E+12 ³
SES	34 ¹	1.20E+06 ¹	2.36E+12 ¹
SMA	43	1.66E+06	4.87E+12
DEC	34 ¹	1.25E+06 ²	2.69E+12 ²
REG	34 ¹	1.21E+06 ¹	2.36E+12 ¹
B-J	66	2.61E+06	1.18E+13
HWS	39 ³	1.32E+06	3.00E+12
LES	52	2.06E+06	7.54E+12

ตารางที่ 18 เปรียบเทียบผลการคำนวณความคลาดเคลื่อนของเงินฝากออมทรัพย์พิเศษจากค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน

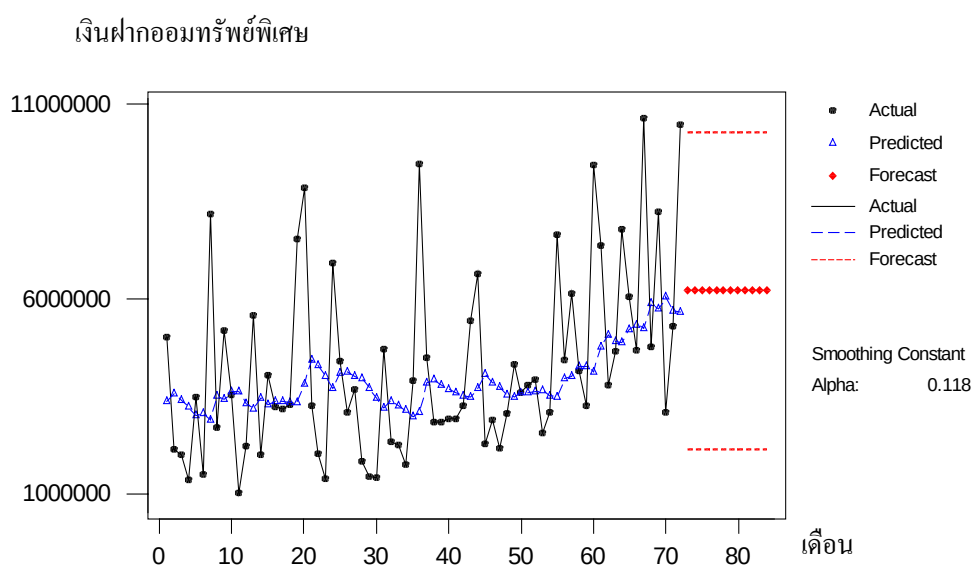
วิธีการพยากรณ์	MAPE	MAD	MSE
Census II	17.81 ³	565,511 ²	5.29E+11 ²
SES	10.29 ¹	559,253 ¹	4.52E+11 ¹
SMA	12.90 ²	702,972 ³	6.63E+11 ³
DEC	18.55	1,081,462	2.57E+12
REG	22.82	1,280,514	2.94E+12
B-J	24.02	1,347,849	3.01E+12
HWS	32.22	1,842,772	5.69E+12
LES	86.26	4,879,747	2.45E+13

หมายเหตุ เลขยกกำลัง 1 หมายถึง มีค่าน้อยที่สุด

เลขยกกำลัง 2 หมายถึง มีค่าน้อยอันดับ 2

เลขยกกำลัง 3 หมายถึง มีค่าน้อยอันดับ 3

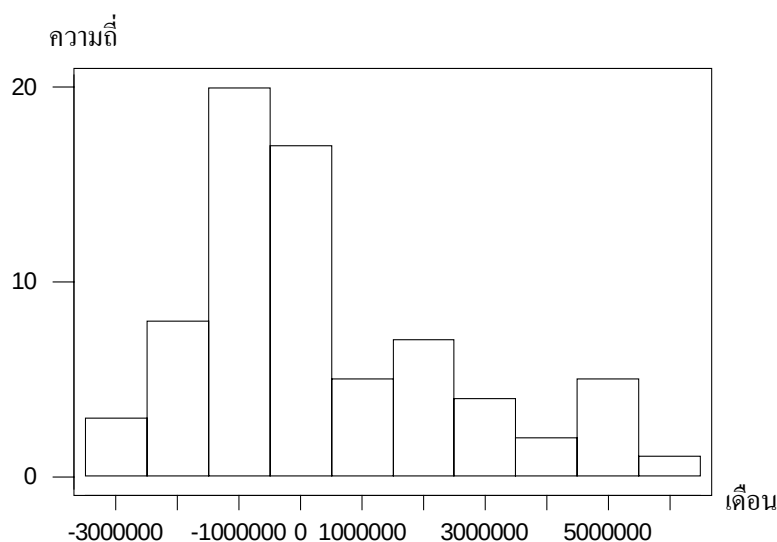
เมื่อพิจารณาค่าวัดความถูกต้องของเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ จากตารางที่ 17 เป็นการคำนวณค่าวัดความถูกต้องจากอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์พิเศษจำนวน 72 ข้อมูล พบว่าวิธีที่ให้ค่า MAPE, MAD และ MSE น้อยที่สุดคือวิธี SES และ REG จากตารางที่ 18 เป็นการคำนวณค่าวัดความถูกต้องจากค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน พบว่าวิธีที่ให้ค่า MAPE, MAD และ MSE น้อยที่สุดคือวิธี SES ดังนั้นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดของอนุกรมเวลาฝากออมทรัพย์คือวิธี SES ได้ค่าพยากรณ์ 12 เดือนล่วงหน้า ในเดือนกรกฎาคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2548 เท่ากันคือ 6,219,742 บาท



ภาพที่ 16 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ ด้วยวิธี SES ตั้งแต่

เดือนกรกฎาคม 2540 ถึง มิถุนายน 2547 และแสดงค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธี SES โดยทำการวิเคราะห์ค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ



ภาพที่ 17 แสดงการแจกแจงของค่าความคลาดเคลื่อนด้วยวิธี SES ของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ

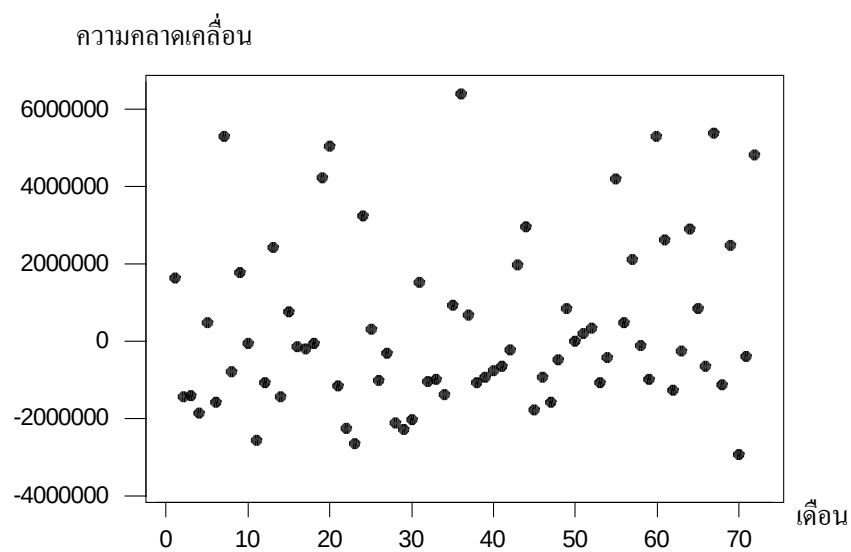
จากภาพที่ 17 แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์พิเศษมีคุณสมบัติตามข้อกำหนด นั่นคือความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงใกล้เคียงแบบปกติ มีลักษณะเบ้ขวาเล็กน้อย

การทดสอบความเป็นอิสระกันของความคลาดเคลื่อนโดยวิธีของ Durbin-Watson

สมมติฐาน $H_0: \rho = 0$ หรือไม่มีสหสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อนแบบออโตที่ lag 1

$H_1: \rho > 0$ หรือมีสหสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อนแบบออโตที่ lag 1 เป็นแบบบวก

ค่าของ Durbin-Watson ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 มีค่าเท่ากับ 2.07 ซึ่งมีค่ามากกว่า $d_U = 1.63$ แสดงว่ายอมรับ H_0 นั่นคือ ค่าความคลาดเคลื่อนมีความเป็นอิสระต่อกัน



ภาพที่ 18 แสดงค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนคงที่ด้วยวิธี SES ของอนุกรมเวลา
เงินฝากออมทรัพย์พิเศษ

จากภาพที่ 18 แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์พิเศษมีคุณสมบัติตามข้อกำหนด นั่นคือความคลาดเคลื่อนมีความแปรปรวนคงที่

สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ

สรุปผลการวิจัย

จากข้อมูลอนุกรมเวลา 4 ประเภท ได้แก่ เงินกู้ระยะสั้น เงินฝากออมทรัพย์ เงินฝาก สัจจะออมทรัพย์ เป็นข้อมูลที่เก็บรวบรวมตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2540 ถึง เดือนมิถุนายน 2547 รวมเป็นอนุกรมเวลารายเดือน 84 เดือน และเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ เป็นข้อมูลที่เก็บรวบรวมตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2541 ถึง เดือนมิถุนายน 2547 รวมเป็นอนุกรมเวลารายเดือน 72 เดือน

ผลการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาด้วยวิธีการพยากรณ์ 8 วิธี

ข้อมูลเงินกู้ระยะสั้น เมื่อทำการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 8 วิธี วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมของข้อมูลเงินกู้ระยะสั้น โดยพิจารณาค่าความคลาดเคลื่อน และจากการตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบการพยากรณ์ คือ วิธี SMA ได้สมการพยากรณ์ คือ $\hat{Y}_{t+p} = 250,000$ สำหรับ $p \geq 1$ และได้ค่าพยากรณ์ 12 เดือนล่วงหน้า ในเดือนกรกฎาคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2548 เท่ากัน คือ 250,000 บาท

ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์ เมื่อทำการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 8 วิธี วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมของข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์ เมื่อพิจารณาค่าความคลาดเคลื่อน และได้ทำการตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบการพยากรณ์ คือ วิธี SES ได้สมการพยากรณ์ คือ $\hat{Y}_{t+p} = 0.238443 Y_t + 0.761557 \hat{Y}_t$ สำหรับ $p \geq 1$ และ $\alpha = 0.238443$ และได้ค่าพยากรณ์ 12 เดือนล่วงหน้า ในเดือนกรกฎาคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2548 เท่ากัน คือ 2,864,243 บาท

ข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ เมื่อทำการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 8 วิธี วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมของข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ เมื่อพิจารณาค่าความคลาดเคลื่อน และได้ทำการตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบการพยากรณ์ คือ วิธี B-J ได้สมการพยากรณ์ คือ $\hat{Y}_t = e^{\hat{Y}'}$ โดย $\hat{Y}'_t = 0.016792 + \hat{Y}'_{t-1} - 0.8625e_{t-1} + e_t$ เมื่อกำหนด $Y'_t = \ln Y_t$ และได้ค่าพยากรณ์ 12 เดือนล่วงหน้า ในเดือนกรกฎาคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2548 คือ 3722105, 3784786, 3848908, 3914116, 3980428, 4047864, 4116443, 4186183, 4257105, 4329229, 4402574 และ 4477162 บาท

ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ เมื่อทำการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 8 วิธี วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมของข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ เมื่อพิจารณาค่าความคลาดเคลื่อน และได้ทำการตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบการพยากรณ์ คือ วิธี SES ได้สมการพยากรณ์ คือ $\hat{Y}_{t+p} = 0.117714 Y_t + 0.882286 \hat{Y}_t$ สำหรับ $p \geq 1$ และ $\alpha = 0.117714$ และได้ค่าพยากรณ์ 12 เดือนล่วงหน้า ในเดือนกรกฎาคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2548 เท่ากัน คือ 621,9742 บาท

ข้อเสนอแนะ

1. ค่าที่ได้จากการพยากรณ์ในงานวิจัยนี้ เป็นเพียงกรณีศึกษาของสหกรณ์การเกษตร หาดใหญ่ จำกัด ยังไม่เป็นในภาพรวมของประเทศ ดังนั้นในการทำวิจัยครั้งต่อไปอาจนำข้อมูลอนุกรมเวลาจากหลายๆสหกรณ์การเกษตร เพื่อเปรียบเทียบกันว่าวิธีการพยากรณ์ของข้อมูลแต่ละประเภท มีความสอดคล้องกัน
2. การเลือกวิธีการพยากรณ์นำมาใช้ในครั้งนี้อาจจะไม่สอดคล้องกับข้อมูล เช่น ข้อมูลที่มีแนวโน้มไม่ควรใช้วิธีการพยากรณ์ วิธีการเคลื่อนที่แบบง่าย การปรับให้เรียบแบบเอ็กโปเนนเชียลครั้งเดียว ดังนั้นในการทำวิจัยครั้งต่อไปจึงควรเลือกแต่เฉพาะวิธีที่สอดคล้องกับข้อมูลมาทำการพยากรณ์
3. งานวิจัยนี้เป็นการศึกษาอนุกรมเวลารายเดือนที่เก็บรวบรวมมาตั้งแต่ พ.ศ. 2540 ถึง พ.ศ. 2547 จำนวน 84 ข้อมูล ถ้าจำนวนข้อมูลที่ใช้พยากรณ์ไม่ใช่ 84 ข้อมูล ผลการพยากรณ์อาจจะแตกต่างจากที่ได้เสนอไว้ในงานวิจัยนี้ก็อาจจะเป็นได้

เอกสารและสิ่งอ้างอิง

กัญญารัตน์ บุษบรณ. 2540. ตัวแบบสำหรับการพยากรณ์จำนวนคนไข้ในของโรงพยาบาลขนาดใหญ่ 3 โรงพยาบาล. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท. มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, กรุงเทพฯ.

นงนุช ดีแท้. 2534. การศึกษาเพื่อเปรียบเทียบเทคนิคการพยากรณ์ราคาข้าว มันสำปะหลัง และ ถั่วเขียวที่เกษตรกรขายได้ที่ไร่นา. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท. มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, กรุงเทพฯ.

ทรงศิริ แต่สมบัติ. 2539. เทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณ. สำนักพิมพ์ฟิสิกส์เซ็นเตอร์, กรุงเทพฯ.

ทัศนีย์ อินทนู. 2543. การเปรียบเทียบความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ร่วมและการพยากรณ์เดี่ยวในการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาทางการศึกษาที่มีและไม่มี การเปลี่ยนแปลงเนื่องจากฤดูกาล. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท. จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, กรุงเทพฯ.

รัชนิวรรณ อนุตระกูลชัย. 2539. การศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ด้วยค่าวัดความถูกต้องสามค่า. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท. มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, กรุงเทพฯ.

วันดี เสาหิน. 2538. การพยากรณ์เชิงสถิติของราคาหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท. มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, กรุงเทพฯ.

สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. 2546. เทคนิคการพยากรณ์. มหาวิทยาลัยทักษิณ, สงขลา.

อรอนงค์ วิศิษฐ์โสภา. 2533. การศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลารายเดือนที่มีลักษณะต่างกัน. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท. มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, กรุงเทพฯ.

Bowerman, B.L. and R.T.O'Connell. 1979. **Time Series Forecasting**. Duxbury Press, Boston.

Bowerman, B.L. and R.T.O'Connell. 1993. **Forecasting And Time Series: An Applied Approach. 3d ed.**, Duxbury Press, California.

Hanke, J.E. and A.G. Reitsch. 1998. **Business Forecasting. 6th ed.**, Prentice-Hall, New Jersey.

Hanke, J.E., Reitsch, A.G. and D.W. Wichern. 2001. **Business Forecasting., 7th ed.**, Prentice-Hall, New Jersey.

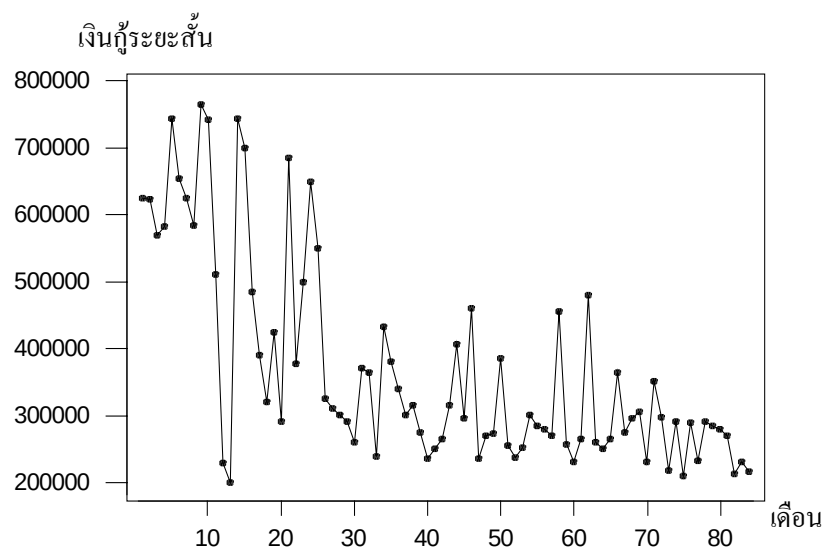
Hanke, J.E. and D.W. Wichern. 2005. **Business Forecasting. 8th ed.**, Prentice-Hall, New Jersey.

ภาคผนวก

ตารางผนวกที่ 1 ข้อมูลเงินกู้ระยะสั้น เป็นรายเดือน ปี 2540 – 2547

หน่วย: บาท

เดือน \ ปี	2540	2541	2542	2543	2544	2545	2546	2547
มกราคม		625,000	425,000	370,000	315,000	285,000	275,000	285,000
กุมภาพันธ์		585,000	290,000	365,000	406,000	280,000	295,000	280,000
มีนาคม		765,000	685,000	238,000	295,000	270,000	306,000	270,000
เมษายน		743,000	376,500	433,000	461,000	456,200	230,000	212,000
พฤษภาคม		511,000	500,000	381,000	235,000	257,300	351,500	230,000
มิถุนายน		229,500	650,000	340,000	270,000	231,000	296,703	215,600
กรกฎาคม	624,986	200,000	325,000	300,000	273,000	264,000	217,000	
สิงหาคม	624,000	744,000	550,000	315,000	385,000	480,000	290,951	
กันยายน	570,000	700,457	311,000	275,000	255,000	260,000	209,400	
ตุลาคม	583,058	485,000	300,000	235,000	237,000	249,229	289,000	
พฤศจิกายน	745,000	390,000	290,000	250,000	252,000	265,000	231,500	
ธันวาคม	654,550	320,000	260,000	265,000	300,000	365,000	290,000	

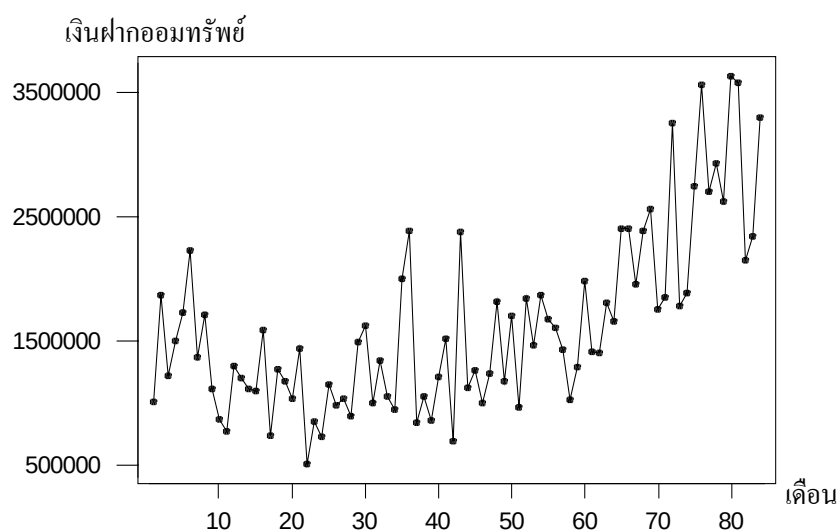


ภาพผนวกที่ 1 แสดงลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเงินกู้ระยะสั้น

ตารางผนวกที่ 2 ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์ เป็นรายเดือน ปี 2540 – 2547

หน่วย: บาท

เดือน \ ปี	2540	2541	2542	2543	2544	2545	2546	2547
มกราคม		1,370,057	1,175,633	1,001,378	2,376,404	1,672,978	1,958,978	2,622,429
กุมภาพันธ์		1,713,843	1,033,090	1,340,732	1,120,553	1,605,851	2,388,102	3,640,525
มีนาคม		1,113,576	1,439,293	1,052,852	1,263,087	1,427,488	2,562,406	3,582,362
เมษายน		864,258	504,012	945,020	1,002,989	1,026,796	1,753,079	2,155,308
พฤษภาคม		768,319	852,681	2,003,936	1,234,560	1,287,928	1,855,857	2,346,469
มิถุนายน		1,299,724	730,503	2,386,925	1,820,621	1,985,922	3,262,596	3,301,089
กรกฎาคม	1,003,790	1,199,719	1,149,550	844,524	1,173,404	1,409,993	1,777,884	
สิงหาคม	1,866,953	1,113,705	979,458	1,053,145	1,703,994	1,405,155	1,884,061	
กันยายน	1,215,964	1,097,413	1,032,930	860,268	963,945	1,805,050	2,746,967	
ตุลาคม	1,499,660	1,591,761	894,305	1,209,671	1,846,903	1,660,270	3,566,154	
พฤศจิกายน	1,733,368	739,441	1,489,163	1,519,345	1,465,507	2,405,591	2,701,280	
ธันวาคม	2,234,686	1,273,553	1,625,779	695,136	1,867,509	2,404,435	2,933,602	

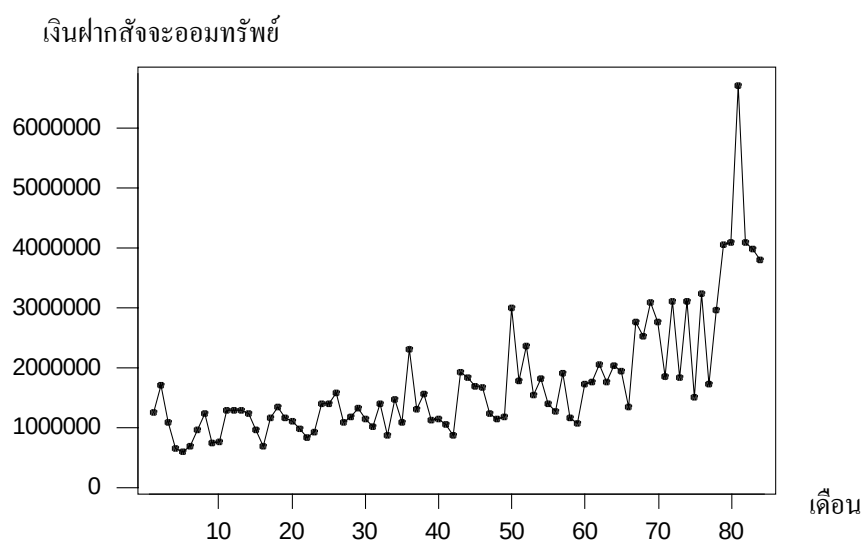


ภาพผนวกที่ 2 แสดงลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์

ตารางผนวกที่ 3 ข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ เป็นรายเดือน ปี 2540 – 2547

หน่วย: บาท

เดือน \ ปี	2540	2541	2542	2543	2544	2545	2546	2547
มกราคม		949,056	1,156,024	1,003,155	1,908,662	1,384,477	2,753,665	4,058,650
กุมภาพันธ์		1,219,458	1,095,249	1,389,647	1,832,391	1,255,540	2,522,564	4,090,419
มีนาคม		727,834	958,540	858,539	1,669,620	1,903,633	3,088,540	6,713,010
เมษายน		748,609	820,421	1,464,405	1,663,121	1,149,590	2,752,794	4,077,859
พฤษภาคม		1,272,151	913,655	1,083,954	1,228,717	1,053,021	1,835,008	2,973,796
มิถุนายน		1,283,629	1,391,229	2,306,309	1,136,103	1,706,266	3,104,639	3,803,100
กรกฎาคม	1,232,907	1,274,281	1,389,721	1,295,616	1,170,001	1,745,486	1,827,164	
สิงหาคม	1,689,973	1,219,600	1,560,384	1,548,189	2,999,802	3,052,444	3,097,467	
กันยายน	1,070,668	956,902	1,080,538	1,116,243	1,761,030	1,748,909	1,494,721	
ตุลาคม	647,230	676,716	1,170,456	1,128,642	2,348,543	2,030,201	3,228,376	
พฤศจิกายน	590,233	1,156,024	1,307,351	1,035,965	1,532,925	1,930,842	1,716,749	
ธันวาคม	683,317	1,332,168	1,135,402	853,199	1,813,434	1,329,132	2,961,231	

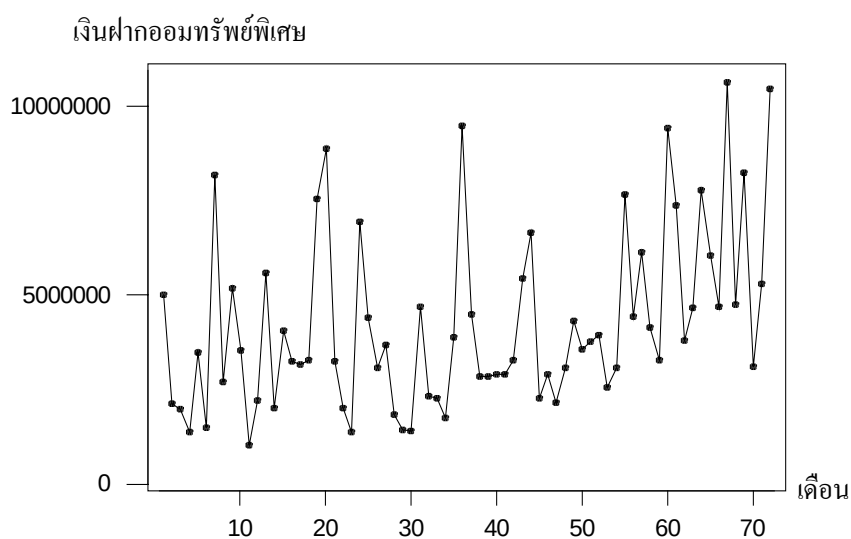


ภาพผนวกที่ 3 แสดงลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์

ตารางผนวกที่ 4 ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ เป็นรายเดือน ปี 2541 – 2547

หน่วย: บาท

เดือน \ ปี	2541	2542	2543	2544	2545	2546	2547
มกราคม		8,189,032	7,558,910	4,703,774	5,453,677	7,669,765	10,657,932
กุมภาพันธ์		2,696,518	8,876,903	2,326,032	6,659,107	4,433,067	4,755,708
มีนาคม		5,176,658	3,254,141	2,249,750	2,267,535	6,133,974	8,247,266
เมษายน		3,539,257	2,009,388	1,730,103	2,887,700	4,139,750	3,085,457
พฤษภาคม		1,007,600	1,357,270	3,894,761	2,144,468	3,259,549	5,292,811
มิถุนายน		2,204,437	6,940,139	9,494,507	3,060,424	9,454,283	10,483,754
กรกฎาคม	5,013,960	5,587,786	4,393,586	4,490,814	4,328,098	7,371,367	
สิงหาคม	2,119,046	1,996,169	3,078,428	2,827,320	3,574,693	3,784,994	
กันยายน	1,974,628	4,046,024	3,665,780	2,829,530	3,772,566	4,660,783	
ตุลาคม	1,347,744	3,230,756	1,814,407	2,899,361	3,928,646	7,796,530	
พฤศจิกายน	3,477,508	3,160,518	1,417,188	2,905,685	2,552,925	6,059,672	
ธันวาคม	1,469,318	3,270,514	1,402,503	3,263,555	3,074,737	4,679,643	



ภาพผนวกที่ 4 แสดงลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ

ตารางผนวกที่ 5 ผลการพยากรณ์ข้อมูลเงินกู้ระยะสั้นล่วงหน้า 12 เดือน

หน่วย: บาท

เดือน	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์							
		SES	B-J	SMA	HWS	LES	DEC	REG	Census II
กรกฎาคม 2547	245,000	270,270	243,902	250,000	196,078	212,766	212,766	217,391	212,766
สิงหาคม 2547	255,000	270,270	243,902	250,000	263,158	212,766	270,270	208,333	270,270
กันยายน 2547	240,000	270,270	243,902	250,000	196,078	208,333	204,082	263,158	204,082
ตุลาคม 2547	230,000	270,270	243,902	250,000	196,078	208,333	192,308	217,391	192,308
พฤศจิกายน 2547	269,000	270,270	243,902	250,000	192,308	204,082	200,000	217,391	200,000
ธันวาคม 2547	270,000	270,270	243,902	250,000	208,333	204,082	217,391	212,766	217,391
มกราคม 2548	243,000	270,270	243,902	250,000	212,766	204,082	232,558	222,222	232,558
กุมภาพันธ์ 2548	285,000	270,270	243,902	250,000	208,333	200,000	238,095	232,558	238,095
มีนาคม 2548	261,000	270,270	243,902	250,000	204,082	200,000	232,558	232,558	232,558
เมษายน 2548	285,000	270,270	243,902	250,000	212,766	196,078	312,500	227,273	312,500
พฤษภาคม 2548	205,000	270,270	243,902	250,000	196,078	196,078	250,000	238,095	250,000
มิถุนายน 2548	200,000	270,270	243,902	250,000	172,414	192,308	212,766	222,222	212,766

ตารางผนวกที่ 6 ผลการพยากรณ์ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์ล่วงหน้า 12 เดือน

หน่วย: บาท

เดือน	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์							
		B-J	SES	REG	SMA	Census II	DEC	HWS	LES
กรกฎาคม 2547	3,419,138	2,864,243	2,864,243	3,002,288	2,771,511	2,346,250	2,189,350	2,758,297	3,133,610
สิงหาคม 2547	2,400,475	2,864,243	2,864,243	2,401,085	2,771,511	2,365,717	2,294,103	2,968,654	3,175,473
กันยายน 2547	3,431,184	2,864,243	2,864,243	2,607,886	2,771,511	2,385,184	2,478,116	3,044,968	3,217,336
ตุลาคม 2547	3,711,904	2,864,243	2,864,243	2,567,324	2,771,511	2,404,652	2,634,321	3,431,113	3,259,199
พฤศจิกายน 2547	2,184,745	2,864,243	2,864,243	2,931,065	2,771,511	2,424,119	2,630,807	3,362,545	3,301,061
ธันวาคม 2547	3,947,621	2,864,243	2,864,243	2,900,346	2,771,511	2,443,587	2,843,777	3,489,355	3,342,924
มกราคม 2548	3,613,077	2,864,243	2,864,243	2,188,439	2,771,511	2,463,054	2,627,812	3,390,769	3,384,787
กุมภาพันธ์ 2548	2,884,425	2,864,243	2,864,243	2,918,084	2,771,511	2,482,521	2,670,669	3,566,602	3,426,650
มีนาคม 2548	2,940,252	2,864,243	2,864,243	3,013,061	2,771,511	2,501,989	2,533,917	3,516,409	3,468,513
เมษายน 2548	2,323,486	2,864,243	2,864,243	2,955,685	2,771,511	2,521,456	2,150,683	2,834,840	3,510,375
พฤษภาคม 2548	2,399,875	2,864,243	2,864,243	2,357,170	2,771,511	2,540,923	2,428,393	3,143,378	3,552,238
มิถุนายน 2548	2,415,333	2,864,243	2,864,243	2,656,926	2,771,511	2,560,391	3,038,306	3,888,179	3,594,101

ตารางผนวกที่ 7 ผลการพยากรณ์ข้อมูลเงินฝากประจำออมทรัพย์ล่วงหน้า 12 เดือน

หน่วย: บาท

เดือน	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์							
		SES	SMA	LES	B-J	REG	DEC	Census II	HWS
กรกฎาคม 2547	3,411,414	3,915,290	3,149,644	3,943,976	3,722,105	3,407,877	3,079,568	3,079,568	4,629,225
สิงหาคม 2547	4,763,460	3,915,290	3,149,644	4,028,078	3,784,786	3,005,036	3,534,209	3,534,209	6,986,568
กันยายน 2547	3,338,795	3,915,290	3,149,644	4,113,974	3,848,908	4,112,740	2,755,749	2,755,749	4,834,557
ตุลาคม 2547	3,653,768	3,915,290	3,149,644	4,201,701	3,914,116	2,751,069	3,136,443	3,136,443	5,948,800
พฤศจิกายน 2547	3,791,999	3,915,290	3,149,644	4,291,727	3,980,428	2,933,187	2,998,432	2,998,432	5,218,915
ธันวาคม 2547	4,059,378	3,915,290	3,149,644	4,383,246	4,047,864	2,676,713	2,915,349	2,915,349	5,781,074
มกราคม 2548	4,470,359	3,915,290	3,149,644	4,476,715	4,116,443	2,791,250	3,304,846	3,304,846	7,806,755
กุมภาพันธ์ 2548	4,469,746	3,915,290	3,149,644	4,572,177	4,186,183	3,528,911	3,617,884	3,617,884	8,219,336
มีนาคม 2548	3,354,198	3,915,290	3,149,644	4,670,142	4,257,105	3,685,807	3,337,058	3,337,058	9,092,860
เมษายน 2548	4,678,711	3,915,290	3,149,644	4,769,729	4,329,229	3,628,029	3,165,115	3,165,115	7,903,372
พฤษภาคม 2548	5,109,316	3,915,290	3,149,644	4,871,439	4,402,574	3,275,890	2,689,861	2,689,861	7,356,538
มิถุนายน 2548	3,363,193	3,915,290	3,149,644	4,975,816	4,477,162	3,056,558	4,258,383	4,258,383	10,286,059

ตารางผนวกที่ 8 ผลการพยากรณ์ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษล่วงหน้า 12 เดือน

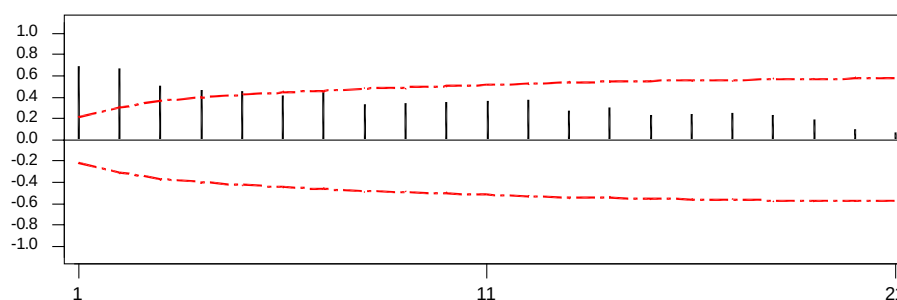
หน่วย: บาท

เดือน	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์							
		Census II	DEC	SES	REG	SMA	HWS	B-J	LES
กรกฎาคม 2547	6,290,347	5,282,334	6,835,884	6,219,742	8,470,419	6,406,326	8,303,170	4,994,190	9,647,781
สิงหาคม 2547	5,081,257	5,314,484	5,003,921	6,219,742	7,321,009	6,406,326	6,063,600	5,256,854	9,825,596
กันยายน 2547	5,857,688	5,346,634	6,067,804	6,219,742	5,020,183	6,406,326	6,684,332	5,539,458	10,003,411
ตุลาคม 2547	5,964,359	5,378,784	5,457,630	6,219,742	5,614,959	6,406,326	6,977,648	5,842,002	10,181,226
พฤศจิกายน 2547	5,998,000	5,410,935	5,006,687	6,219,742	5,626,315	6,406,326	6,470,713	6,164,486	10,359,041
ธันวาคม 2547	4,962,045	5,443,085	4,875,168	6,219,742	5,385,657	6,406,326	6,130,911	6,506,910	10,536,856
มกราคม 2548	6,084,440	5,475,235	9,120,304	6,219,742	3,901,144	6,406,326	10,683,696	6,869,274	10,714,671
กุมภาพันธ์ 2548	5,283,935	5,507,385	5,791,362	6,219,742	9,495,589	6,406,326	8,142,206	7,251,578	10,892,486
มีนาคม 2548	6,662,306	5,539,535	5,362,759	6,219,742	7,081,297	6,406,326	8,128,000	7,653,822	11,070,301
เมษายน 2548	5,662,212	5,571,685	5,340,746	6,219,742	6,678,295	6,406,326	6,260,714	8,076,006	11,248,116
พฤษภาคม 2548	5,580,916	5,603,836	4,196,591	6,219,742	5,022,017	6,406,326	6,467,386	8,518,130	11,425,931
มิถุนายน 2548	5,524,698	5,635,986	9,535,707	6,219,742	4,949,484	6,406,326	10,753,096	8,980,194	11,603,746

ตัวอย่างการวิเคราะห์ข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ ด้วยวิธี B-J

ขั้นที่ 1 นำข้อมูลอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ จากการแปลงข้อมูลเป็น $\ln y$ มาทำการพล็อตกราฟสหสัมพันธ์ในตัวเอง

สหสัมพันธ์ในตัวเอง

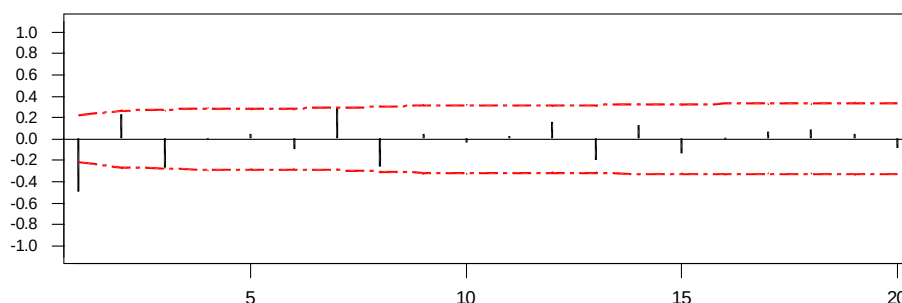


ภาพผนวกที่ 5 แสดงคอเรลโรแกรมของ r_k ของข้อมูลอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์

จากภาพผนวกที่ 5 แสดงให้เห็นว่าข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์มีลักษณะการเคลื่อนไหวไม่คงที่ มีอิทธิพลของแนวโน้ม

ขั้นที่ 2 นำข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ที่แปลงข้อมูลเป็น $\ln y$ จากขั้นที่ 1 มาทำการหาผลต่าง 1 ครั้ง แล้วทำการพล็อตกราฟสหสัมพันธ์ในตัวเองอีกครั้ง

สหสัมพันธ์ในตัวเอง



ภาพผนวกที่ 6 แสดงคอเรลโรแกรมของ r_k ของข้อมูลอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง หลังจากการแปลงข้อมูลเป็น $\ln y$

จากภาพผนวกที่ 6 แสดงให้เห็นว่าข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ มีรูปแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมคือ ARIMA(0, 1, 1)

ขั้นที่ 3 ทำการวิเคราะห์ข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ด้วยโปรแกรม MINITAB version 13 ผลลัพธ์ได้ดังนี้

ตารางผนวกที่ 9 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ด้วยโปรแกรม MINITAB version 13

ARIMA Model: ln y

ARIMA model for ln y

Estimates at each iteration

Iteration	SSE	Parameters	
0	11.2989	0.100	0.114
1	9.6163	0.250	0.062
2	8.6700	0.400	0.030
3	8.1808	0.550	0.015
4	7.9436	0.660	0.015
5	7.8094	0.733	0.016
6	7.7249	0.786	0.016
7	7.6805	0.823	0.017
8	7.6644	0.844	0.017
9	7.6603	0.855	0.017
10	7.6595	0.859	0.017
11	7.6593	0.861	0.017
12	7.6593	0.862	0.017
13	7.6593	0.862	0.017

Relative change in each estimate less than 0.0010

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	SE Coef	T	P
MA 1	0.8625	0.0642	13.44	0.000
Constant	0.016792	0.005008	3.35	0.001

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 84, after differencing 83

Residuals: SS = 7.56561 (backforecasts excluded)
MS = 0.09340 DF = 81

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	17.2	37.7	47.4	69.7
DF	10	22	34	46
P-Value	0.070	0.020	0.063	0.014

จากตารางผนวกที่ 9 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ของข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ คือ $\hat{Y}_t = e^{\hat{Y}'_t}$ โดย $\hat{Y}'_t = 0.016792 + \hat{Y}'_{t-1} - 0.8625 e_{t-1} + e_t$ เมื่อกำหนด $Y'_t = \ln Y_t$

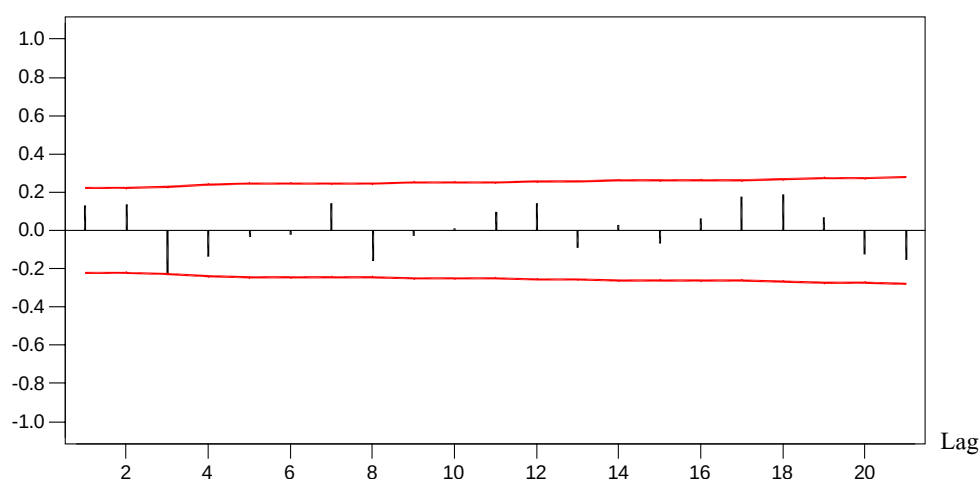
ขั้นที่ 4 การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบ

1. พิจารณาว่าความคลาดเคลื่อนมีความเป็นอิสระกันหรือไม่ โดยการทดสอบสมมติฐาน

$$\text{สมมติฐาน } H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_m(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ อย่างน้อยหนึ่งค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, \dots, m$$

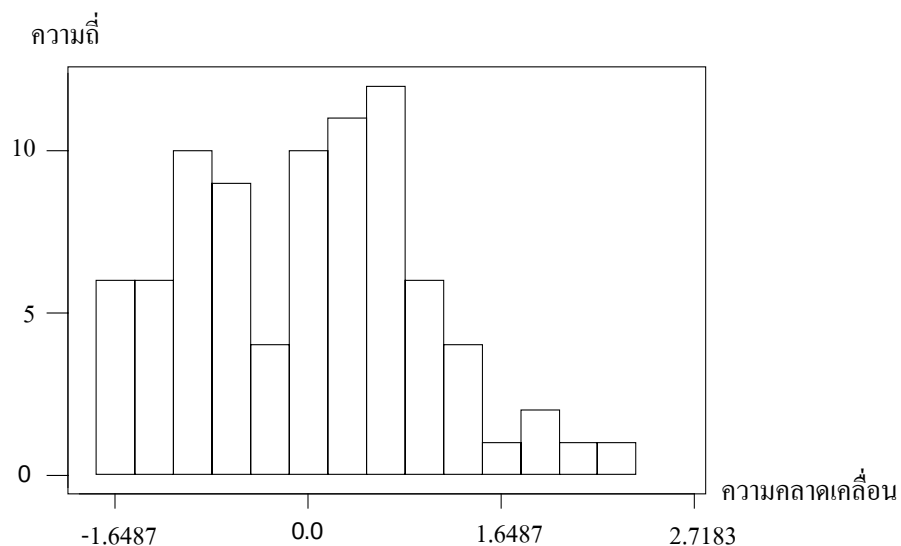
ค่าสหสัมพันธ์ในตัวเอง



ภาพผนวกที่ 7 แสดงค่าสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนด้วยวิธี B-J ของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์

จากภาพผนวกที่ 7 แสดงว่ายอมรับ H_0 นั่นคือ ค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ไม่มีสหสัมพันธ์กัน หรือมีความเป็นอิสระกันนั่นเองเพราะค่าของ $r_k(e_t)$ ตกอยู่ในช่วงที่กำหนด

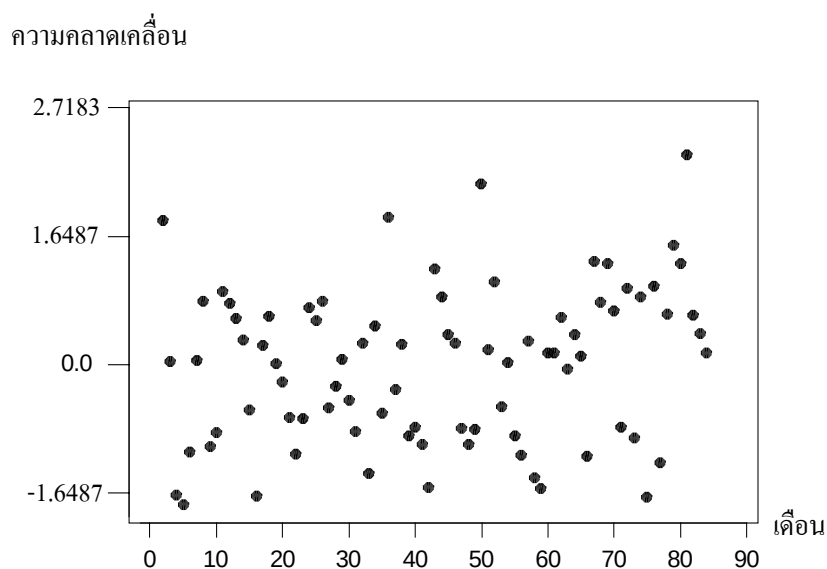
2. พิจารณาว่าค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่



ภาพผนวกที่ 8 แสดงการแจกแจงของค่าความคลาดเคลื่อนด้วยวิธี B-J ของอนุกรมเวลาเงินฝักสัจจะออมทรัพย์

จากภาพผนวกที่ 8 แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินฝักสัจจะออมทรัพย์มีการแจกแจงแบบปกติ

3. พิจารณาว่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าคงที่หรือไม่



ภาพผนวกที่ 9 แสดงค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนที่ได้ด้วยวิธี B-J ของ
อนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์

จากภาพผนวกที่ 9 แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาเงินฝากสัจจะออมทรัพย์
มีคุณสมบัติตามข้อกำหนด นั่นคือความคลาดเคลื่อนมีความแปรปรวนคงที่

ขั้นที่ 5 จากการตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบจะเห็นว่ารูปแบบการพยากรณ์
ARIMA(0, 1, 1) มีความเหมาะสม จึงทำการพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน

ประวัติการศึกษาและการทำงาน

ชื่อ-นามสกุล	นางสาวพจนา สุนทโร
วัน เดือน ปีที่เกิด	วันที่ 4 เดือนมกราคม พ.ศ. 2520
สถานที่เกิด	อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา
ประวัติการศึกษา	วท. บ.(สถิติ) มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์(พ. ศ. 2542)
ที่อยู่ปัจจุบัน	39/1 ถนนโปะหมอพัฒนา 2 ตำบลบ้านพรุ อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา 90250
โทรศัพท์	06-8859956 E-mail address: soontaro.pot@chaiyo.com
ประวัติการทำงาน	พ.ศ. 2543 สอนวิชาคณิตศาสตร์ โรงเรียนส่องแสงวิทยา พ.ศ. 2544 สอนวิชาคณิตศาสตร์ โรงเรียนอานวยวิทย์ พาณิชย์การ พ.ศ. 2545 สอนคณิตศาสตร์ โรงเรียนหาดใหญ่วิทยาลัย พ.ศ. 2548 นักวิชาการศึกษา สำนักประกันคุณภาพ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์
ความเชี่ยวชาญพิเศษ	วิเคราะห์ผลทางสถิติ โปรแกรม SPSS, MINITAB