รายงานการวิจัย

เรื่อง

การพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาเมื่อมีค่าสังเกตที่ผิดปกติเชิงบวก

FORECASTING TIME SERIES WITH ADDITIVE OUTLIERS

โดย

นายเฉลิมสิน สิงห์สนอง

การวิจัยนี้ได้รับทุนอุดหนุนจาก
มหาวิทยาลัยธุรกิจบัณฑิตย์ พ.ศ. 2539

A Research Report

FORECASTING TIME SERIES WITH ADDITIVE OUTLIERS

By

MRCHALERMSIN SINGSANONG

Basic Research

Faculty of Humanities Dhurakipundit University

1996

รายงานการวิจัย

เรื่อง

การพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาเมื่อมีค่าสังเกตที่ผิดปกติเชิงบวก

โดย

นายเฉลิมสิน สิงห์สนอง

การวิจัยพื้นฐาน

คณะมนุษยศาสตร์ มหาวิทยาลัยธุรกิจบัณฑิตย์

พ.ศ. 2539

ชื่อโครงการวิจัย การพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาเมื่อมีค่าสังเกตที่ผิดปกติเชิงบวก

FORECASTING TIME SERIES WITH ADDITIVE OUTLIERS

ได้รับทุนอุดหนุนการวิจัย เพื่อพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมด้วยวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี ประจำปี 2538

จำนวนเงิน 26.560 บาท ระยะเวลาทำการวิจัย 1 ปี ตั้งแต่ 1 กุมภาพันธ์ 2538 ถึง 1 กุมภาพันธ์ 2539

ชื่อผู้วิจัย นายเฉลิมสิน สิงห์สนอง

คุณวุฒิผู้วิจัย การศึกษาบัณฑิต มหาวิทยาลัยศรีนครินทรวิโรฒ ปทุมวัน

สถิติศาสตร์มหาบัณฑิต จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

หัวหน้ากลุ่มวิชาคณิตศาสตร์ หมวดวิชาศึกษาทั่วไป คณะมนุษยศาสตร์

มหาวิทยาลัยธุรกิจบัณฑิตย์ โทร 5800050 ต่อ 105

ผู้ช่วยวิจัย ผู้ช่วยศาสตราจารย์ปิยวรรณ แสงสว่าง

คุณวุฒิผู้ช่วยวิจัย การศึกษาบัณฑิต วิทยาลัยวิชาการศึกษาพระนคร

วิทยาศาสตร์มหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

หัวหน้ากลุ่มวิชาวิทยาศาสตร์ หมวดวิชาศึกษาทั่วไป คณะมนุษยศาสตร์

มหาวิทยาลัยธุรกิจบัณฑิตย์ โทร 5800050 ต่อ 105

บทคัดย่อ

การวิจัยครั้งนี้ มีวัตถุประสงค์เพื่อเปรียบเทียบค่าสังเกตที่ผิดปกติในข้อมูลอนุกรมเวลาคงที่ $\phi(B).Y_t = \theta(B).e_t$ โดยพิจารณาจากค่าร้อยละของความผิดพลาดประเภทที่ I อำนาจของการทดสอบ และเปรียบเทียบความถูกต้องการพยากรณ์ล่วงหน้า 6 หน่วยเวลา

ข้อมูลที่นำมาใช้มาจากการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล มีความคลาดเคลื่อน (e_t) มีการแจกแจงแบบปกติปลอมปน คือ สเกลคอนทามิเนต โดยมีสเกลแฟคเตอร์เป็น 3 4 5 และ 6 สำหรับอนุกรมเวลาที่มีตัวแบบ AR(1) MA(1) และ IMA(1,1) ขนาดตัวอย่าง 100 ทั้งนี้จะศึกษาในกรณีที่มีจำนวนค่าสังเกตที่ผิดปกติ 1 ค่า ยกเว้นการเปรียบเทียบความถูกต้องการพยากรณ์ล่วงหน้า 6 หน่วยเวลา จะใช้ข้อมูลจริงจากมูลค่าการส่งออกของประเทศไทยตั้งแต่ปี 2529 ถึง 2536 ด้วยการจำลองแบบให้มีค่าผิดปกติเกิดขึ้นกับข้อมูลเพื่อเป็นแนวทางในการตัดสินใจ

จากการศึกษาภายใต้สถานการณ์ที่กำหนด สรุปได้ 3 กรณี ดังนี้

1. ความสามารถในการควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ I พบว่าที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และ 0.01 วิธีการที่นำเสนอโดย Chang , Hillmer , Chang Tiao และ Chen มีความสามารถควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ I ได้น้อยมาก ในตัวแบบอนุกรมเวลา AR(1) , MA(1) และ IMA(1,1)

2. อำนาจของการทดสอบสำหรับการตรวจหาค่าสังเกตที่ผิดปกติ พบว่าที่ระดับค่าวิกฤติ 2.0 2.25 2.50 2.75 3.0 3.25 3.50 วิธีการที่นำเสนอโดย Chang , Hillmer , Chang Tiao และ Chen มีอำนาจของการทดสอบสูงมากในตัวแบบอนุกรมเวลา AR(1) , MA(1) สำหรับตัวแบบอนุกรมเวลา IMA(1,1) มีอำนาจการทดสอบต่ำกว่า

3 การเปรียบเทียบค่าร้อยละเฉลี่ยสัมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์ล่วงหน้า 6 หน่วยเวลา เมื่อมีการปรับแก้ไขค่าสังเกตที่ผิดปกติ ณ ตำแหน่งคาบเวลาที่ตรวจพบตรงตำแหน่งปรากฏว่า ค่าพยากรณ์ที่ได้จากตัวแบบอนุกรมเวลาที่มีการปรับแก้ไขค่าสังเกตที่ผิดปกติแล้วให้ค่าร้อยละเฉลี่ยสัมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์ต่ำกว่าตัวแบบอนุกรมเวลาที่ไม่มีการปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติ และยังมีค่าสัมประสิทธิ์ของการตัดสินใจสูงกว่าตัวแบบอนุกรมเวลาที่ไม่มีการปรับแก้ไขค่าผิดปกติ

ABSTRACT

The purpose of this research was to compare the observation outlier in the stationary time series $\phi(B).Y_t = \theta(B).e_t$ taking into account the percentage of the type I errors, power of the test aswell as to compare the correctness of the 6 rime unit forecasting

The data of the research derived from data simulation by Montecarlo technique with errors (e_t) and contaminated normal distribution with scale factors of 3 4 5 and 6 for the time series of models AR(1) MA(1) and IMA(1,1) sample size 100. Thestudy dealt with the case of 1 observation outlier, except for comparing the correctness of the 6 rime unit forecasting which used the real data of Thailand exports from the year 1986 ro 1993 , by simulating the model to causs errors tin the data which would become the guide Line for decision

The study under the given situation was summarized into 3 case as follows.

1. The ability to control the rype I errors : the resout showed that at the significant levels 0.05 and 0.01, the method precented by Chang , Hillmer, Chang Tiao and Chen , was able to control the type I errors very tittle in time series models AR(1) MA(1) and IMA(1,1).

2. Power of the test for finding observation outiler : it was found that at the critical levels 2.0 2.25 2.50 7.75 3.00 3.25 3.50, the method presented by Chang , Hillmer, Chang Tiao and Chen, possessed the highest power of the test in rime series models AR(I) MA(1) while in model IMA(1,1) the power of the tesr was lower

3. The comparison of mean absolute percenrage errors fo advance 6 time unit forecasting : the study revcaled that when adjusting to correct the observation outlier at the possition of rime series models with adjusted observation outlier correctness had given mean absolute percentage errors lower than that of the time series models unadjusted. Moreover, the coefficient correlation of decision was higher than that of the unadjusted models.

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยเรื่อง การพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาคงที่ที่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติเชิงบวก ได้รับเงินสนับสนุนจากมหาวิทยาลัยธุรกิจบัณฑิตย์ ปีการศึกษา 2537 ทั้งนี้ได้รับความเห็นชอบจาก ดร.สุนทรี ศาสตรสาระ หัวหน้าหมวดวิชาศึกษาทั่วไป และได้รับการสนับสนุนในการทำวิจัยจาก ผศ.ศิริพร พงษ์ศรีโรจน์ รองอธิการบดีฝ่ายพัฒนาและวางแผน ตลอดทั้งได้รับความอนุเคราะห์จาก ผศ.ปิยวรรณ แสงสว่าง ที่กรุณาให้คำแนะนำตรวจแก้ไขข้อบกพร่องต่าง ๆ ของต้นฉบับวิจัยเป็นอย่างดี

สุดท้ายนี้ขอกราบขอบพระคุณท่านทั้งหลายที่ได้กล่าวนามข้างต้น และขอกราบขอบพระคุณท่านอาจารย์ทุกท่านที่ได้ประสิทธิ์ประสาทวิชาความรู้แก่ผู้เขียนมาโดยตลอด

ผู้วิจัย

19 กุมภาพันธ์ 2539

สารบัญ

หน้า

สารบัญ (ต่อ)

หน้า

สารบัญตาราง

สารบัญรูปภาพ

หน้า

รูปที่

บทที่ 1

บทนำ

1.1 ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา

ปัจจุบันได้มีการนำความรู้ทางสถิติไปประยุกต์ใช้กับงานวิจัยต่าง ๆ เป็นอันมากโดยเฉพาะงานวิจัยในสาขาบริหารธุรกิจ สังคมศาสตร์และเศรษฐศาสตร์ ทั้งนี้เนื่องมาจากวิธีการทางสถิติเป็นวิธีดำเนินการที่เป็นระบบซึ่งสามารถช่วยในการวิเคราะห์เพื่อหาคำตอบสำหรับการวิจัยนั้นๆ ได้ โดยเฉพาะอย่างยิ่งการหาคำตอบเพื่อคาดคะเนเหตุการณ์ล่วงหน้าหรือการยากรณ์ ซึ่งผู้วิจัยมักจะเลือกใช้วิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลา

การวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาสิ่งสำคัญประการหนึ่ง คือ ลักษณะข้อมูลที่มีความถูกต้องแม่นยำ ผลการวิเคราะห์ย่อมมีประสิทธิภาพและน่าเชื่อถือ ในทางปฏิบัติการเก็บรวบรวมข้อมูลเพื่อใช้ในการวิเคราะห์ บางครั้งข้อมูลที่ได้มาไม่เป็นไปตามสภาวะการณ์ที่ศึกษาหรือควบคุมอยู่ทำให้ข้อมูลบางค่าแตกต่างไปจากข้อมูลอื่น บางค่ามีค่าสูงมากบางค่ามีค่าต่ำมากผลของเหตุการณ์เหล่านี้จะก่อให้เกิดค่าสังเกตที่ไม่มีความเสถียรภาพมั่นคงของข้อมูลทั้งหมดที่มีอยู่ ค่าสังเกตเหล่านี้เรียกว่า ค่าสังเกตที่ผิดปกติ (Outliers) ความแตกต่างที่เกิดขึ้นมีสาเหตุสำคัญสองประการ (Ascomebe F.J. : 1960) ประการแรก คือ ความผิดพลาดที่เกิดจากการวัด (measurment error) หรือ ความผิดพลาดที่เกิดจากการปฏิบัติการ (execution error) เกิดขึ้นจากการใช้เครื่องมือเครื่องใช้ในการวัดที่มีคุณภาพต่ำหรือการจดบันทึกข้อมูลที่ผิดพลาด การลงรหัส การเจาะบัตร เป็นต้น ประการที่สอง เป็นความผิดพลาดที่เกิดขึ้นโดยธรรมชาติ (inherent error) เป็นความผิดพลาดที่เกิดจากผลกระทบของสิ่งแวดล้อมภายนอก ที่ไม่สามารถหลีกเลี่ยงได้ แม้ว่าจะมีการควบคุมการวัดการปฏิบัติการอย่างดี เช่น ราคาสินค้าอุปโภคบริโภคสูงขึ้นอย่างผิดปกติ เมื่อเกิดภาวะสงคราม เป็นต้น ค่าสังเกตที่ผิดปกติเป็นสิ่งที่ทำให้เกิดความเสียหายในการวิเคราะห์ข้อมูลด้านความถูกต้องแม่นยำ ทำให้สรุปผลอ้างอิงที่ขาดความน่าเชื่อถือหรือบางครั้งไม่สามารถนำผลที่วิเคราะห์ไปใช้ได้

ในกรณีที่ข้อมูลที่กำลังศึกษาเกิดมีค่าสังเกตที่ผิดปกติ เราสามารถทำการพยากรณ์โดยใช้เทคนิคการพยากรณ์ตามปกติ แต่จะส่งผลกระทบถึงผลการวิเคราะห์ ในการประมาณค่า

พารามิเตอร์ของตัวแบบสูงหรือต่ำกว่าความเป็นจริง ทำให้เกิดความเอนเอียง (bias) อาจให้ค่าพยากรณ์ที่มีความผิดพลาด (error) สูง มีความถูกต้องแม่นยำ (pricision) ต่ำและขาดความน่าเชื่อถือ (reliability) ซึ่งอาจนำไปสู่การตัดสินใจ หรือ การวางแผนงานที่ผิดพลาดได้

ดังนั้น ในการศึกษาวิจัยครั้งนี้ จะทำการศึกษาเปรียบเทียบค่าร้อยละของความผิดพลาดประเภทที่ 1 อำนาจการทดสอบ และค่าร้อยละเฉลี่ยสัมบูรณ์ของความถูกต้องการพยากรณ์ล่วงหน้าของอนุกรมเวลาคงที่ที่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติเชิงบวกโดยศึกษาภายใต้เทคนิคการจำลองแบบมอนติคาร์โล (Mote Carlo Simulation Technique) ภายใต้ขนาดตัวอย่าง ลักษณะการแจกแจงความคลาดเคลื่อน ค่าเฉลี่ย และความแปรปรวนตามที่กำหนด ส่วนการพยากรณ์ล่วงหน้าของอนุกรมเวลาจะใช้ข้อมูลจากมูลค่าการส่งออกของประเทศไทย ตั้งแต่ปี 2529 ถึง 2536 เพื่อเป็นแนวทางการตัดสินใจ

1.2 วัตถุประสงค์การวิจัย

1. เพื่อเปรียบเทียบค่าร้อยละของความผิดพลาดประเภทที่ 1
2. เพื่อเปรียบเทียบอำนาจของการทดสอบ
3. เพื่อเปรียบเทียบความถูกต้องการพยากรณ์ล่วงหน้าของอนุกรมเวลาคงที่

1.3 สมมุติฐานสำหรับการวิจัย

การพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีการตรวจหาและปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติก่อนทำการพยากรณ์จะทำให้เกิดความถูกต้องแม่นยำสูงกว่าการไม่มีการปรับแก้ค่าสังเกตนั้น

1.4 ข้อตกลงเบื้องต้น

1.4.1 ความคลาดเคลื่อน (a_t) เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติเหมือนกันและเป็นอิสระแก่กันและกัน ที่มีค่าเฉลี่ยเป็น 0 ความแปรปรวนเป็น 1

1.4.2 การวิจัยครั้งนี้ถือว่า การสร้างอนุกรมเวลาคงที่ภายใต้ลักษณะการแจกแจงของค่าความคลาดเคลื่อนแบบปกติปลอมปน

1.4.3 ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบอนุกรมเวลาคงที่ จะใช้วิธีการโมเมนต์และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง ให้การพยากรณ์มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด

1.5 <u>คำจำกัดความ</u>

อนุกรมเวลา (time series data) หมายถึง การเก็บรวบรวมข้อมูล โดยมีความ สัมพันธ์กับเวลา อาจจะเป็นวัน สัปดาห์ เดือน ปี เป็นต้น

อนุกรมเวลาคงที่ (stationary time series data) หมายถึง ข้อมูลอนุกรมเวลาที่ เก็บรวบรวมได้ ต้องมีคุณสมบัติ ดังนี้

1. ค่าเฉลี่ยของข้อมูลคงที่
2. ความแปรปรวนของข้อมูลคงที่

อนุกรมเวลา ไม่คงที่ (nonstationary time series data) หมายถึง ข้อมูลอนุกรมเวลา ที่เก็บรวบรวม ได้ไม่มีคุณสมบัติของอนุกรมเวลาคงที่ เช่น อนุกรมเวลาที่มีแนวโน้ม มีฤดูกาล

ค่าสังเกตที่ผิดปกติ (outlier observation) หมายถึง ค่าสังเกตที่แตกต่าง ไปจาก ค่าสังเกตอื่น ในข้อมูลชุดเดียวกันอย่างมีนัยสำคัญ

ระดับความเชื่อมั่น (level of confidence) หมายถึง ค่าความน่าจะเป็นที่แสดงถึง ความเชื่อมั่น ที่ใช้ในการทดสอบสมมุติฐาน ว่ามีเท่าไร โดยกำหนดในรูปร้อยละ

ระดับนัยสำคัญ (level of significance) หมายถึง ขอบเขตของความผิดพลาดที่จะ ยอมให้เกิด ขึ้นได้ ในการทดสอบสมมุติฐาน

ค่าผิดปกติเชิงบวก (addtive outlier) หมายถึง ค่าสังเกตที่ผิดปกติที่สามารถทำ การปรับแก้ไข ในตัวแบบการพยากรณ์ให้เหมาะสมกับลักษณะการกระจายของข้อมูลชุดนั้นเพื่อ ความถูกต้องของตัวแบบการพยากรณ์

ความผิดพลาดประเภทที่ I (type I error : α) หมายถึง ความผิดพลาดอันเกิด จากการผู้วิจัยปฏิเสธสมมุติฐานที่เป็นจริง

ความผิดพลาดประเภทที่ II (type II error : β) หมายถึง ความผิดพลาดอันเกิด จากการผู้วิจัยยอมรับสมมุติฐานที่เป็นเท็จ

อำนาจของการทดสอบ (power of a test: หมายถึง ค่าความน่าจะเป็นที่ผู้วิจัยจะ ปฏิเสธสมมุติฐาน Ho เมื่อสมมุติฐาน Ho เป็นเท็จ โดยมีสูตรการคำนวณดังนี้

$$1 - \beta = P(\text{ปฏิเสธ Ho เมื่อ } H_1 \text{ เป็นจริง})$$
$$= P(\text{ปฏิเสธสิ่งที่ไม่จริง})$$

สเกลเฟคเตอร์ (scale factors) หมายถึง ค่าคงที่ที่ทำให้ข้อมูล ณ ตำแหน่งที่ต้องการศึกษามีการแจกแจงความคลาดเคลื่อนแตกต่างไปจากข้อมูลตัวอื่นๆ ในข้อมูลชุดเดียวกัน

1.6 <u>ขอบเขตของการวิจัย</u>

1.6.1 สร้างอนุกรมเวลา โดยมีรูปแบบดังนี้

1.6.1.1 อนุกรมเวลาคงที่และมีตัวแบบอัตตสัมพันธ์อันดับที่ 1 (AR(1) : fist order **autoregressive model)**

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + a_t \qquad ; \; t = 1,2,\ldots,n$$

โดยที่ n เป็นขนาดตัวอย่าง

Y_t เป็นอนุกรมเวลา ณ เวลา t ที่ต้องการ

a_t เป็นความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t

μ เป็นค่าคงที่ของอนุกรมเวลา

$|\phi_1| < 1$ และ $E(Y_t) = \dfrac{\mu}{1 - \phi_1}$; $Var(Y_t) = \dfrac{\sigma_a^2}{1 - \phi_1^2}$

$E(Y_iY_j) \neq 0$ เมื่อ $i = j$

$E(Y_tY_{t-1}) = \phi_1 \, Var(Y_t)$

และ σ_a^2 เป็นความแปรปรวนสุ่มของความคลาดเคลื่อน

1.6.1.2 อนุกรมเวลาคงที่ มีตัวแบบเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่หนึ่ง (MA(1) : first order moving average model)

$$Y_t = \beta + \theta_1 a_{t-1} + a_t \qquad ; \; t = 1,2,\ldots,n$$

โค *on*″ n เป็นขนาดตัวอย่าง

Y_t เป็นอนุกรมเวลา ณ เวลา t ที่ต้องการ

a_t เป็นความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t

β เป็นค่าคงที่ของอนุกรมเวลา

$|\theta_1| < 1$ และ $E(Y_t) = \beta$; $Var(Y_t) = (\theta_1^2 + 1)\,\sigma_a^2$

$E(Y_iY_j) \neq 0$ rปo $i = j$

$E(Y_tY_{t-1}) = -\theta_1 \, Var(Y_t)$

และ σ_a^2 เป็นความแปรปรวนสุ่มของความคลาดเคลื่อน

1.6.1.3 อนุกรมเวลาคงที่เฉลี่ยเคลื่อนที่และมีผลต่างอันดับที่ 1 (IMA(1,1) : integrate moving average and difference first order)

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad ; t = 1,2,...n$$

โดยที่ n เป็นขนาดตัวอย่าง

Y_t เป็นอนุกรมเวลา ณ เวลา t ที่ต้องการ

a_t เป็นความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t

$|\theta_1| < 1$

1.6.2 ค่าความคลาดเคลื่อนที่ใช้ศึกษา มีการแจกแจงแบบปกติปลอมปน

1.6.2.1 เมื่อเปรียบเทียบสัดส่วนของความผิดพลาดประเภทที่ 1 อำนาจของ การตรวจสอบ จะสร้างค่าสังเกตที่ผิดปกติจากลักษณะการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน แบบ ปกติปลอมปน คือ สเกลคอนทามิเนต มีรูปแบบการแจกแจงเป็น

$$F = (1 - p)N(0,1) + p.N(0,w^2(1))$$

เมื่อ N(0,1) เป็นการแจกแจงแบบปกติ (0,1)

p เป็นค่าร้อยละของการปลอมปน

$N(0,w^2(1))$ เป็นการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าความแปรปรวน $w^2(1)$

w เป็นค่าสเกลแฟกเตอร์ จะใช้ w = 3 w = 4 w = 5 และ w = 6

1.6.2.2 เมื่อเปรียบเทียบความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์ล่วงหน้าในอนุกรม เวลาคงที่ จะใช้ข้อมูล จากมูลค่าการส่งออกของประเทศไทย ตั้งแต่ปี 2529 ถึง ปี 2536

1.6.3 ทำการศึกษาเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 100 ในแต่ละตัวแบบ จะทำซ้ำ 100 ครั้ง

1.6.4 วิธีการตรวจหาอำนาจของการทดสอบค่าสังเกตที่ผิดปกติจากอนุกรมเวลา ที่สร้างขึ้น จะใช้วิธีของ Chang(1982) Hillmer(1983) , Cheng Tiao และ Chen(1988) ทำการตรวจหา โดยใช้ค่าวิกฤติเป็น 2.0 2.25 2.50 2.75 3.00 3.25 3.50 ตามลำดับ

1.6.5 การวิจัยครั้งนี้ได้จำลองข้อมูลให้มีสภาพการณ์ตามที่ต้องศึกษา โดยใช้เทคนิคการจำลองแบบมอนร์ติคาร์โล จากเครื่องคอมพิวเตอร์ เขียนด้วยภาษาฟอร์แทน 77 (FORTRAN **77**) **และโปรแกรมสำเร็จรูป** AUTOBOX Version **3.0**

1.7 <u>ระเบียบวิธีวิจัย</u>

1.7.1 ประเภทของงานวิจัยเป็นงานวิจัยพื้นฐานเพื่อการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลา

1.7.2 รูปแบบของการวิจัย เป็นการวิจัยเชิงการทดลองและการสำรวจ โดยใช้ข้อมูลจากการจำลองปัญหาทางสถิติและข้อมูลทุติยภูมิ

1.7.3 กลุ่มตัวอย่าง เก็บข้อมูลจากตัวอย่างจริงและสร้างกลุ่มตัวอย่างขึ้นมาศึกษาเองโดยใช้วิธีการจำลองสถานการณ์ขึ้นมาศึกษา มีขนาดตัวอย่างทั้งหมด 100 ตัวอย่าง ทำซ้ำ 100 ครั้ง

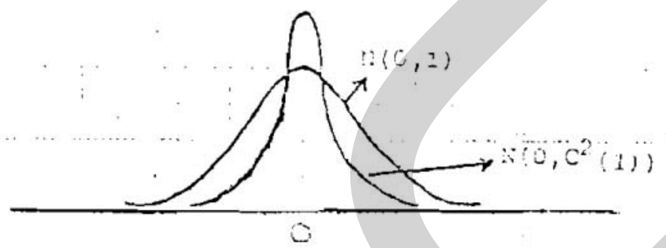
1.7.4 เครื่องมือที่ใช้ในการวิจัย

1.7.4.1 ใช้การเขียนโปรแกรมคอมพิวเตอร์ โดยใช้ภาษาฟอร์แทรน 77

1.7.4.2 ใช้โปรแกรมสำเร็จรูป AUTOBOX VERSION **3.0**

1.7.5 การวิเคราะห์ข้อมูล

ใช้สถิติประเภทพรรณนาในรูปร้อยละ



รูปที่ 1.1 แสดงลักษณะการแจกแจงแบบปกติปลอมปน

1.8 ประโยชน์ของการวิจัย

1.8.1 ทำให้มหาวิทยาลัยฯ เข้าใจโครงสร้างของปัญหา และรู้ข้อบกพร่องของข้อมูล เพื่อเป็นแนวทางในการแก้ปัญหา และหาทางป้องกันมิให้เกิดความผิดพลาดในการทดลองและการเก็บรวบรวมข้อมูล

1.8.2 เพื่อเป็นการเผยแพร่ความรู้ใหม่ ๆ ให้กับผู้สนใจงานวิจัยเชิงทดลอง และเชิงสำรวจในสาขาวิชาบริหารธุรกิจ เศรษฐศาสตร์ ฯลฯ อันเป็นผลส่งเสริมชื่อเสียงให้กับมหาวิทยาลัยฯ อีกทางหนึ่งด้วย

1.9 ระยะเวลาในการทำงานวิจัย 1 ปี

1.10 แผนผังแสดงระยะเวลาดำเนินการวิจัย

รวม	จำนวน	เดือนที่												หมายเหตุ
	เดือน	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
ออกแบบวิจัย	1													
เตรียมโปรแกรม	3													
สร้าง	1													
ทดสอบ	1													
ปรับปรุง	1													
รวบรวมเอกสาร	2													
ประมวลผล	2													
ลงรหัส	1													
คำนวณ	1													
วิเคราะห์ข้อมูล	1													
สรุปผล	1													
เขียนรายงาน	1													
จัดพิมพ์	1													
รวม	12													

1.11 <u>งบประมาณ</u>

1.1 1.1 **หมวดค่าตอบแทน**

- ค่าอาหารทำงานนอกเวลา	3,600 บาท
(อัตรา 60 บาท/คน/วัน จำนวน 30 วัน)	
(อัตรา 45 บาท/คน/วัน จำนวน 40 วัน)	
- ค่าจ้างผู้ช่วยวิจัยระดับปริญญาตรี	
จำนวน 1 ทน 1 เดือน	5.360 บาท

1.11.2 **หมวดค่าใช้สอย**

ค่าถายเอกสาร	500 บาท
ค่าผลิตเค้าโครง 25 ชุด ๆ a 20 บาท	500 uin
ค่าผลิตรายงานฉบับตรวจแก้ไข 3 เล่ม	600 บาท
ค่าผลิตรายงานฉบับสมบูรณ์ 20 เล่ม	4,000 บาท
ค่าประมวณผลด้วยคอมพิวเตอร์	10,000 บาท
ค่าพาหนะ	1,000 บาท

1.1 1.3 **หมวดค่าวัสดุ**

ค่าวัสดุสำนักงาน	1,000 บาท
รวมงบประมาณทั้งสิ้น	**26.560 บาท**

ตัวสถิติและผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ในการศึกษาการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาเมื่อมีค่าสังเกตที่ผิดปกติเชิงบวกครั้งนี้ การตรวจสอบเอกสารจะแยกออกเป็น 2 ส่วน ส่วนแรกจะเป็นการกล่าวถึงผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้องที่ได้มีผู้ศึกษาวิจัยแล้ว และส่วนหลังจะเป็นรายละเอียดของทฤษฎีและตัวสถิติที่สำคัญตลอดถึงวิธีการพยากรณ์ค่าในอนาคตที่มีผู้พัฒนาขึ้นมา โดยจะกล่าวถึงเฉพาะวิธีที่จะนำมาศึกษา

2.1 เอกสารอ้างอิงและผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

กัลยาณี (2519) ได้ศึกษาเรื่อง การประมาณเชิงสถิติของปริมาณสินค้าขาเข้าและสินค้าขาออกที่สำคัญของประเทศไทย (พ.ศ. 2516 - 2525) สรุปได้ว่า ในการประมาณปริมาณสินค้าขาออกข้าว ข้าวโพด ยางพารา และปริมาณสินค้าขาเข้าผลิตภัณฑ์น้ำมันเชื้อเพลิง ผลิตภัณฑ์เหล็กและเหล็กกล้า ผลิตภัณฑ์กระดาษ การพยากรณ์โดยใช้วิธีเอกซ์โปเนนเชียลให้ความถูกต้องแม่นยำกว่าวิธีดีคอมโพซิชัน โดยเทียบค่าพยากรณ์ที่ได้กับค่าจริง แต่ทั้ง 2 วิธีจะให้ค่าพยากรณ์ที่ไม่แตกต่างจากค่าจริงมากนัก สำหรับช่วงระยะเวลาที่ไม่เกิน 36 เดือน สำหรับการพยากรณ์ล่วงหน้าเกินกว่า 36 เดือน จะต้องมีการปรับปรุงอนุกรมเวลาใหม่ ถึงแม้ว่าวิธีเอกซ์โปเนนเชียลจะให้ความถูกต้องสูงกว่าวิธีดีคอมโพซิชันแต่จะใช้เวลาและค่าใช้จ่ายในการพยากรณ์มากกกว่า

เกศิณี (2529) ได้ศึกษาเรื่อง การศึกษาเปรียบเทียบเทคนิคการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับลักษณะข้อมูล โดยศึกษาจากข้อมูลเงินอากรขาเข้า โดยข้อมูลมีความผันแปรเนื่องจากฤดูกาล มีค่าผิดปกติ และมีความผันแปรเนื่องจากสาเหตุอื่น ๆ ด้วย กำหนดขนาดตัวอย่างที่ศึกษาเป็น 17 ขนาด โดยใช้ข้อมูลหลังจากเดือนธันวาคม 2528 จากการศึกษาเปรียบเทียบสรุปได้ว่า อนุกรมเวลาที่มีความผันแปรเนื่องจากฤดูกาลน้อย มีการกระจายของข้อมูลน้อยหรือมาก และมีค่าผิดปกติหรือไม่ก็ตาม การพยากรณ์โดยวิธีดีคอมโพซิชันให้ความผิดพลาดน้อยที่สุดในทุกขนาดตัวอย่าง ยกเว้น ขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5. 6, 7, 8, 9, 10 และ 20 ของอนกรมเวลาที่มีความผันแปรเนื่องจากฤดูกาลน้อย มีการกระจายของข้อมูลมาก และมีค่าผิดปกติ หรือไม่มีก็ตาม การพยากรณ์โดยวิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โปเนนเชียลให้ความผิดพลาดน้อยที่สุด

สำหรับอนุกรมเวลาที่มีความผันแปรเนื่องจากฤดูกาลมาก มีการกระจายของข้อมูลน้อยหรือมาก และมีค่าผิดปกติหรือไม่ก็ตาม เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 50, 60, 70, 80, 90, 100, 110 และ 120 การพยากรณ์โดยวิธีบ๊อกและเจนกินส์ให้ความผิดพลาดน้อยที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5, 6, 7, 8, 9 และ 10 การพยากรณ์โดยวิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โปเนนเชียล ให้ความผิดพลาดน้อยที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 20, 30 และ 40 การพยากรณ์โดยวิธีคอมโพซิชันให้ความผิดพลาดน้อยที่สุด

บุษบา (2522) ได้ศึกษเรื่อง การเปรียบเทียบรูปแบบที่ใช้คาดคะเนจำนวนนักท่องเที่ยวที่เข้ามาในประเทศไทย โดยใช้วิธีดีคอมโพซิชันกับวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์ สรุปว่ารูปแบบที่ใช้พยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวที่เข้ามาท่องเที่ยวในประเทศไทยที่ดีที่สุด ได้แก่รูปแบบที่ได้จากวิธีดีคอมโพซิชัน เมื่ออนุกรมเวลาประกอบด้วยแนวโน้ม ความผันแปรของฤดูกาล และเหตุการณ์ผิดปกติ วิธีนี้จะให้ค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าความจริงมากที่สุด สำหรับการพยากรณ์ โดยวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์ให้ค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าพยากรณ์โดยวิธีแรก มีขั้นตอนในการพยากรณ์น้อยกว่า แต่มีค่าใช้จ่ายสูงกว่า ผลสรุปได้ว่าในทางธุรกิจวิธีการพยากรณ์ที่ให้ผลดีที่สุดอาจจะไม่ใช่วิธีที่เหมาะสมที่สุด เพราะธุรกิจบางประเภทไม่ต้องการค่าพยากรณ์ที่ใกล้เคียงกับค่าจริงมากที่สุด แต่บางประเภทต้องการค่าพยากรณ์ที่ใกล้เคียงกับค่าจริง

บุญสม (2532) ได้ศึกษาเรื่องวิธีการตรวจสอบค่าผิดปกติ ในสมการถดถอยเชิงเส้นพหุ โดยเปรียบเทียบวิธีการตรวจสอบ 3 วิธี คือ วิธีของจิแบร์รี่ วิธีของคุ๊ก และ วิธีแอนดูร์และเพรตจิบอน โดยพิจารณาอำนาจของการทดสอบ และความน่าจะเป็นของความผิดพลาดประเภทที่ 1 โดยข้อมูลที่นำมาใช้ได้มาจากการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล เมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติสเกลคอนทามิเนต และโลเคชั่นคอนทามิเนต และทำการศึกษาเมื่อสเกลแฟคเตอร์เป็น 3 4 5 และโลเคชั่นแฟคเตอร์เป็น 4 6 15 จำนวนตัวแปรอิสระสำหรับสมการถดถอยเป็น 2 4 6 8 10 ขนาดตัวอย่างเป็น 20 30 50 70 ทั้งนี้จะมีจำนวนค่าผิดปกติ 1 และ 2 ค่า ได้ข้อสรุปดังนี้ ประการที่หนึ่ง ความสามารถในการ ควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 พบว่า วิธีของจิแบร์รี่ และ วิธีของแอนดูร์และเพรตจิบอน มีความสามารถในการควบคุมความผิดพลาดได้สูงพอกัน ส่วนวิธีของคุ๊กความสามารถในการควบคุมความผิดพลาด ควบคุมได้น้อยมาก ประการที่สอง อำนาจของการทดสอบของการตรวจสอบค่าสังเกตที่ผิดปกติ พบว่า วิธีของแอนดูร์และเพรตจิบอน มีอำนาจของการทดสอบสูงสุดทั้งในกรณีที่จำนวนค่าสังเกตที่ผิดปกติเป็น 1 และ 2 ค่า และในกรณีขนาดตัวอย่างเล็กและขนาดตัวตัวอย่างใหญ่ ทุกรูปแบบการแจกแจงของความคลาดเคลื่อนคือ การแจกแจงแบบปกติปลอมปน ส่วนวิธีของจิแบร์รี่ มีอำนาจการทดสอบสูงในกรณีที่ความคลาดเคลื่อน มีการแจกแจงเป็นโลเคชั่นคอนทามิเนต และขนาดตัวอย่างใหญ่ เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ วิธีของจิแบร์รี่และวิธี ของ

แอนดูร์และเพรตจิบอนมีอำนาจการทดสอบสูงพอกัน วิธีของตุ๊กมีอำนาจการทดสอบต่ำมากเกือบทุกกรณี

2.2 ตัวสถิติที่เกี่ยวข้อง

2.2.1 อนุกรมเวลาคงที่

2.2.1.1 รูปแบบอัตตสัมพันธ์อันดับที่ p (Autoregressive Model of Order p : AR(p)) ซึ่ง p คือ อันดับที่ของรูปแบบอัตสสัมพันธ์ มีรูปแบบเป็น

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + a_t \quad (2.1)$$

โดยที่ μ คือ ค่าคงที่

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ คือ พารามิเตอร์ของอัตตสัมพันธ์ (Autoregressive)

รูปแบบที่นิยมใช้ได้แก่

2.2.1.1.1 รูปแบบ AR(1) มีรูปแบบเป็น

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + at \qquad , |\phi_1| < 1 \quad (2.2)$$

ซึ่ง $|\phi_1| < 1$ เป็นเงื่อนไขที่ทำให้อนุกรมเวลามีคุณสมบัติคงที่

2.2.1.1.2. รูปแบบ AR(2) มีรูปแบบเป็น

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + a_t \quad (2.3)$$

$$\phi_1 + \phi_2 < 1$$

$$\phi_2 - \phi_1 < 1$$

$$|\phi_2| < 1$$

ซึ่ง $\phi_1 + \phi_2 < 1$, $\phi_2 - \phi_1 < 1$ และ $|\phi_2| < 1$ เป็นเงื่อนไขที่ทำให้อนุกรมเวลามีคุณสมบัติคงที่

2.2.1.2 รูปแบบค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ที่มีอันดับ q '(Moving Avenge Model of Order q : MA(q)) ซึ่ง q เป็นอันดับที่ของรูปแบบค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ มีรูปแบบ

$$Y_t = \mu + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \qquad (2.4)$$

โดยที่ Y_t คือ ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ คาบเวลา t

μ คือ ค่าคงที่

a_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ คาบเวลา t มีการแจกแจงแบบปกติ ที่มีค่าเฉลี่ยเป็น 0 ค่าความแปรปรวนเป็น σ^2 และเป็นอิสระกัน

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ คือ พารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ (Moving Average)

รูปแบบที่นิยมใช้ได้แก่

2.2.1.2.1 รูปแบบ MA(1) มีรูปแบบเป็น

$$Y_t = \mu + a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad , \ |\theta_1| < 1 \qquad (2.5)$$

ซึ่ง $|\theta_1| < 1$ เป็นเงื่อนไขที่ทำให้อนุกรมเวลามีคุณสมบัติผกผันกลับ (inverstible)

2.2.1.2.2 รูปแบบ MA(2) มีรูปแบบเป็น

$$Y_t = \mu + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} \qquad (2.6)$$

$$, \ \theta_1 + \theta_2 < 1$$
$$, \ \theta_2 - \theta_1 < 1$$
$$, \ |\theta_2| < 1$$

ซึ่ง $\theta_1 + \theta_2 < 1$, $\theta_2 - \theta_1 < 1$ และ $|\theta_2| < 1$ เป็นเงื่อนไขที่ทำให้อนุกรมเวลามีคุณสมบัติผกผันกลับ

2.2.1.3 **รูปแบบผสมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่อัตตสหสัมพันธ์ที่มีอันดับ p และเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ q** (**Mixed Autoregressive-Moving-Average** Model of Order p and q : **ARMA (p,q)**) **มีรูปแบบเป็น**

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \ldots + \phi_p Y_{t-p} - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \ldots - \theta_q a_{t-q} + a_t \quad (2.7)$$

2.2.13.1 รูปแบบ ARMA (1,1) มีรูปแบบ

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} - \theta_1 a_{t-1} + a_t \quad (2.8)$$

$$, \quad |\phi_1| < 1$$
$$|\theta_1| < 1$$

ซึ่ง $|\phi_1| < 1$ เป็นเงื่อนไขที่ทำให้อนุกรมเวลามีคุณสมบัติคงที่ $|\theta_1| < 1$ เป็นเงื่อนไขที่ทำให้อนุกรมเวลามีคุณสมบัติผกผันกลับ

2.2.2 <u>อนุกรมเวลาที่ไม่คงที่</u>

อนุกรมเวลาส่วนใหญ่มีคุณสมบัติเป็นอนุกรมเวลาที่ไม่คงที่ ดังนั้นการที่จะหารูปแบบที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลา จึงต้องแปลงอนุกรมเวลาที่มีคุณสมบัติเป็นอนุกรมเวลาไม่คงที่ให้เป็นอนุกรมเวลาที่มีคุณสมบัติคงที่ก่อน จึงจะทำการหารูปแบบให้กับอนุกรมเวลาได้ ซึ่งอาจจะทำได้โดยการหาผลต่าง (Differencing) ของอนุกรมเวลาเดิม ถ้าผลต่างครั้งที่ 1 ของอนุกรมเวลามีคุณสมบัติคงที่แล้ว ก็จะนำอนุกรมนี้ไปหารูปแบบที่เหมาะสมต่อไป ถ้าผลต่างครั้งที่ 1 ของอนุกรมเวลายังไม่มีคุณสมบัติคงที่ จึงจะหาผลต่างครั้งที่ 2 ของอนุกรมเวลา ถ้าผลต่างครั้งที่ 2 ของอนุกรมเวลามีคุณสมบัติคงที่แล้ว ก็จะนำอนุกรมเวลานี้ไปหารูปแบบที่เหมาะสมต่อไปโดยผลต่างครั้งที่ 1 จะได้

$$\begin{aligned} Y^1_t &= DY_t \\ &= Y_t - Y_{t-1} \end{aligned}$$

ผลต่างครั้งที่ 2 จะได้

$$\begin{aligned} Y^2_t &= D^2 Y_t \\ &= Y_t - Y_{t-1} + Y_{t-2} \end{aligned}$$

รูปแบบของอนุกรมเวลาที่มีคุณสมบัติเป็นอนุกรมเวลาไม่คงที่ จะทำให้อนุกรมเวลาคงที่ได้โดยการกำหนดอันดับของการหาผลต่าง ($D > 1$) รูปแบบจะเป็นหนึ่งเดียวระหว่างอัตตสัมพันธ์และเฉลี่ยเคลื่อนที่ (Autoregressive Integrate Moving Average : ARIMA (p,d,q) โดย d เป็นอันดับที่ของผลต่าง รูปแบบที่นิยมได้แก่

2.2.2.1 ARIMA (0,1,1) หรือ IMA (1,1) มีรูปแบบ

$$Y_{t-1} = \mu + a_t - \theta_1 a_{t-1} \qquad (2.9)$$

$$, |\theta_1| < 1$$

2.2.2.2 ARIMA (0,1,2) หรือ IMA (1.2) มีรูปแบบ

$$Y_t - Y_{t-1} = \mu + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} \qquad (2.10)$$

$$, \theta_1 + \theta_2 < 1$$

$$\theta_2 - \theta_1 < 1$$

$$|\theta_2| < 1$$

2.2.2.3 ARIMA (1,1,0) หรือ ARI (1,1) มีรูปแบบ

$$(Y_t - Y_{t-1}) - \phi_1(Y_{t-1} - Y_{t-2}) = \mu + a_t \qquad (2.11)$$

$$, |\phi_1| < 1$$

2.2.2.4 ARIMA (2,1,0) หรือ ARI (2,1) มีรูปแบบ

$$(Y_t - Y_{t-1}) - \phi_1(Y_{t-1} - Y_{t-2}) - \phi_2(Y_{t-2} - Y_{t-3}) = \mu + a_t \qquad (2.12)$$

$$, \phi_1 + \phi_2 < 1$$

$$\phi_2 - \phi_1 < 1$$

$$|\phi_2| < 1$$

2.2.2.5 ARIMA (1,1,1) มีรูปแบบ

$$(Y_t - Y_{t-1}) - \phi_1(Y_{t-1} - Y_{t-2}) = \mu + a_t - \theta_1 a_{t-1} \qquad (2.13)$$

$, |\phi_1| < 1$
$|\theta_1| < 1$

2.2.2.6 **ARIMA (0,1,0) มีรูปแบบ**

$$Y_t - Y_{t-1} = a_t \quad (2.14)$$

ถ้าอนุกรมเวลาที่พิจารณามีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาที่มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล จะหารูปแบบได้จาก SARIMA (p,d,q) ซึ่งแสดงความสัมพันธ์ของอนุกรมเวลาที่อยู่ในช่วงเวลาที่ติดต่อกัน อาจเป็นเดือน เป็นปี ฯลฯ ถ้าสมมติว่าอนุกรมเวลามีคุณสมบัติเป็น SARIMA (0,1,1) และอนุกรมเวลามีความสัมพันธ์ระหว่างช่วงห่าง 12 เดือนจะมีรูปแบบ คือ

$$Y_t - Y_{t-12} = a_t - \theta^* a_{t-12} \quad (2.15)$$

$, |\theta^*| < 1$

โดย $Y_t - Y_{t-12}$ คือ ค่าสังเกตที่อยู่ห่างกัน 12 เดือน

θ^* คือ พารามิเตอร์ในรูปแบบค่าเฉลี่ยที่ฤดูกาล (Seasonal Moving Average Model)

การกำหนดรูปแบบ การกำหนดรูปแบบของอนุกรมเวลา จะวิเคราะห์จากค่าสังเกตในอดีตซึ่งควรจะมีจำนวนค่าสังเกตอย่างน้อย 30 ค่า หรือบางครั้งอาจถึง 100 ค่า ค่าสถิติที่สำคัญที่ใช้ในการพยากรณ์ ได้แก่ ฟังก์ชั่นสหสัมพันธ์ระหว่างค่าสังเกตที่อยู่ห่างกัน k ช่วงเวลา คือ ρ_k (Autocorrelation Function at lag k) และฟังชั่นสหสัมพันธ์บางส่วนระหว่างค่าสังเกตที่อยู่ห่างกัน k ช่วงเวลา 60 $\varnothing_{kk}$ (Partial Autocoorelation Function at lag k) โดย ρ_k มีคุณสมบัติคือ $-1 < \rho_k < 1$ และ $\rho_k = \rho_{-k}$ ซึ่ง

$$\rho_k = \frac{\sum(Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z})}{Co} \quad (2.16)$$

$, t = 1,2,3,\ldots,n-k$

โดยที่

$$Co = \sum(Z_t - \bar{Z})^2 \qquad , t = 1, \ldots, n$$

$$\bar{Z} = \frac{\sum Z_t}{n} \qquad , t = 1,\ldots,n$$

ส่วน $\varnothing_{kk}$ เป็นค่าวัดสหสัมพันธ์บางส่วนระหว่างค่าสังเกตที่อยู่ห่างกัน k ช่วงเวลา เมื่อกำหนดให้อิทธิพลเนื่องจากตัวแปรอื่นคงที่ ซึ่ง

$$\varnothing_{kk} = \begin{cases} \rho_1 & \text{สำหรับ } k = 1 \\ (\rho_k - R)/(1 - R) & \text{สำหรับ } k = 2,3,\ldots \end{cases} \qquad (2.17)$$

โดยที่ $R = \sum \rho_{k-1} \cdot \rho_{k-j}$ สำหรับ $j = 1,2,\ldots,k-1$

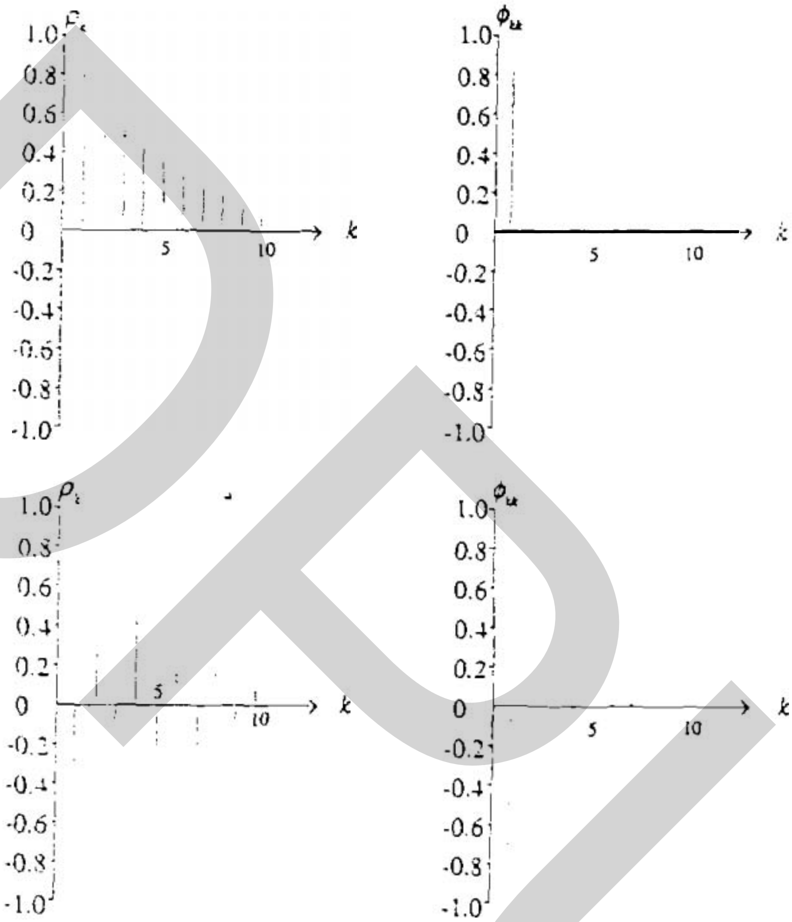
เมื่อ $\rho_{k-j} = \rho_{k-1,j} - \varnothing_{kk} \cdot \rho_{k-1,k-j}$ สำหรับ $j = 1,2,\ldots,k-1$

การพิจารณารูปแบบจะได้จากการสร้างกราฟความสัมพันธ์ (Correlogram) โดยนำ ρ_k และ $\varnothing_{kk}$ไปพล็อตกับ k และนำไปเปรียบเทียบกับรูปแบบมาตรฐานที่แสดงความสัมพันธ์ของ k กับ ρ_k และ k กับ $\varnothing_{kk}$ ซึ่ง ρ_k เป็นตัวประมาณของ ρ_k และ $\varnothing_{kk}$ เป็นตัวประมาณของ $\varnothing_{kk}$ สำหรับรูปแบบแต่ละรูปแบบ จะทำให้สามารถเลือกรูปแบบได้อย่างเหมาะสมซึ่งลักษณะของ ρ_k และ $\varnothing_{kk}$ สำหรับรูปแบบ ARMA ต่าง ๆ แสดงในตารางที่ 2.1 และสามารถแสดงกราฟความสัมพันธ์ของ k กับ ρ_k และ k กับ $\varnothing_{kk}$ สำหรับรูปแบบ ARMA ต่างๆ ดังรูปที่ 2.1

ตารางที่ 2.1 ลักษณะของ ρ_k และ $\varnothing_{kk}$ สำหรับรูปแบบของ ARMA ต่าง ๆ

รูปแบบ	ρ_k	$\varnothing_{kk}$
AR (1)	ρ_k มีค่าเข้าใกล้ 0 เมื่อ k มีค่ามากขึ้น	$\varnothing_{kk} = \begin{cases} 1, \text{ สำหรับ } k = 1 \\ 0, \text{ สำหรับ } k = 2,3,\ldots \end{cases}$
AR(2)	ρ_k มีค่าเข้าใกล้ 0 เมื่อ k มีค่ามากขึ้น	$\varnothing_{kk} = \begin{cases} 1, \text{ สำหรับ } k = 1,2 \\ 0, \text{ สำหรับ } k = 3,4,\ldots \end{cases}$
MA(1)	$\rho_k = \begin{cases} 1, \text{ สำหรับ } k = 1 \\ 0, \text{ สำหรับ } k = 2,3,\ldots \end{cases}$	$\varnothing_{kk}$ มีค่าเข้าใกล้ 0 เมื่อ k มีค่ามากขึ้น
MA(2)	$\rho_k = \begin{cases} 1, \text{ สำหรับ } k = 1 \\ 0, \text{ สำหรับ } k = 2,3,\ldots \end{cases}$	$\varnothing_{kk}$ มีค่าเข้าใกล้ 0 เมื่อ k มีค่ามากขึ้น
ARMA(0,0)	$\rho_k = 0$, สำหรับ $k = 1,2,\ldots$	$\varnothing_{kk} = 0$, สำหรับ $k = 1,2,\ldots$
ARMA(1,1)	ρ_k มีค่าเข้าใกล้ 0 เมื่อ k มีค่ามากขึ้น	$\varnothing_{kk}$ มีค่าเข้าใกล้ 0 เมื่อ k มีค่ามากขึ้น

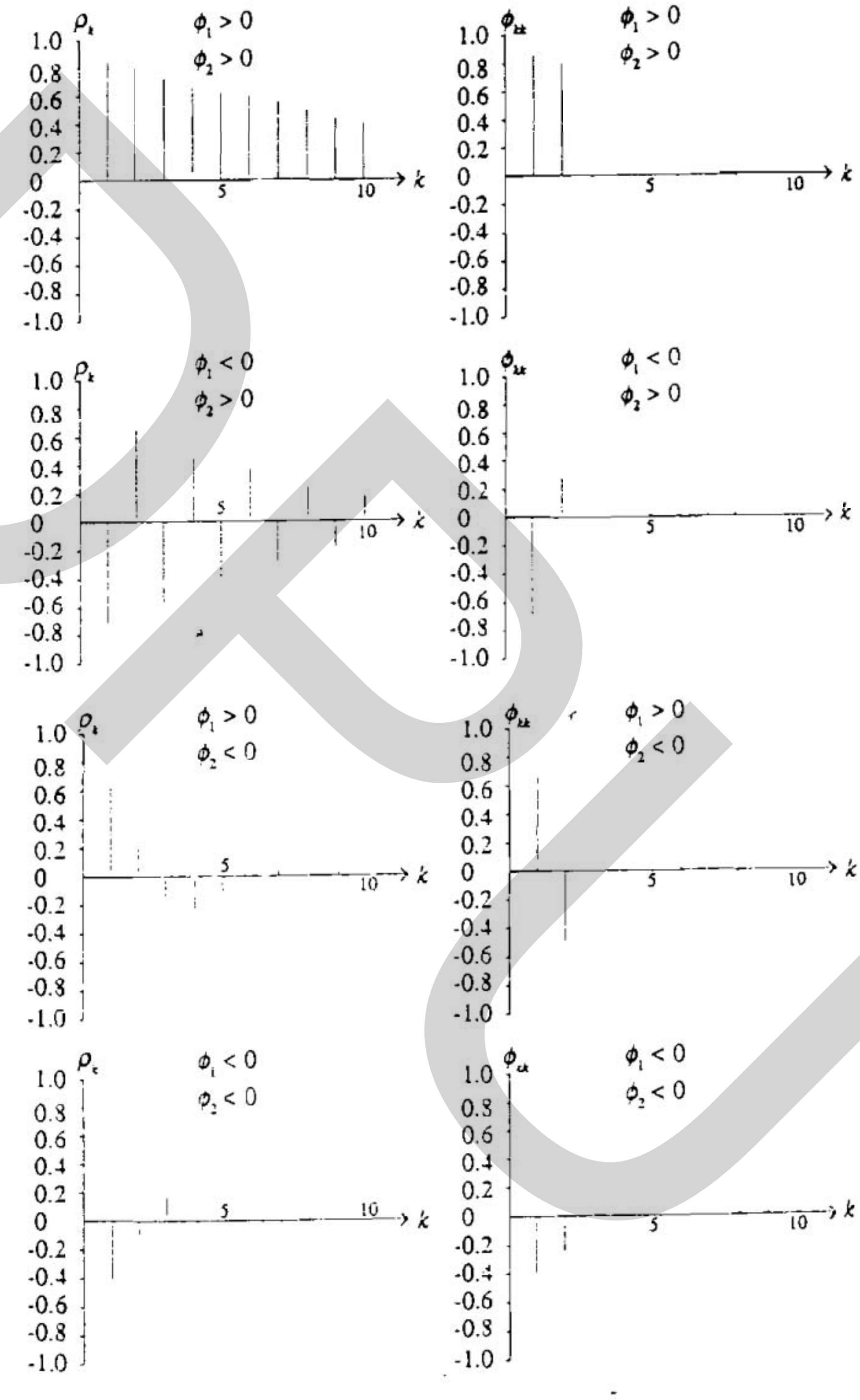
รูปแบบ AR(1)



รูปที่ 2.1 กราฟแสดงความสัมพันธ์ของ k กับ ρ_k และ k กับ $\varnothing_{kk}$

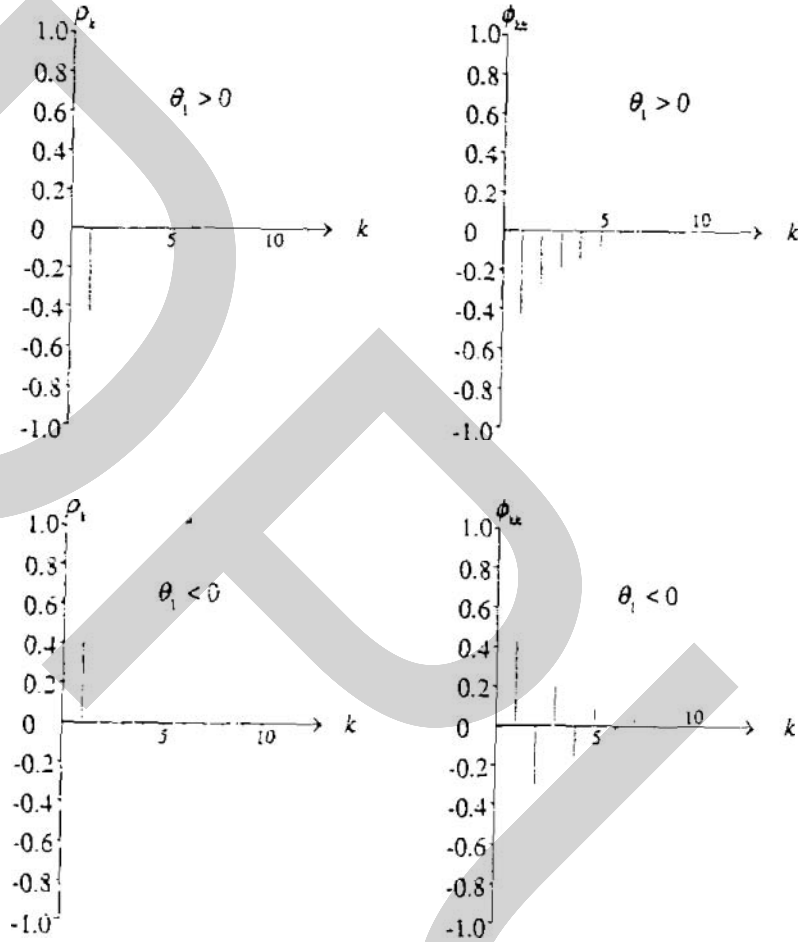
สำหรับรูปแบบของ ARMA ต่าง ๆ

รูปแบบ AR(2)



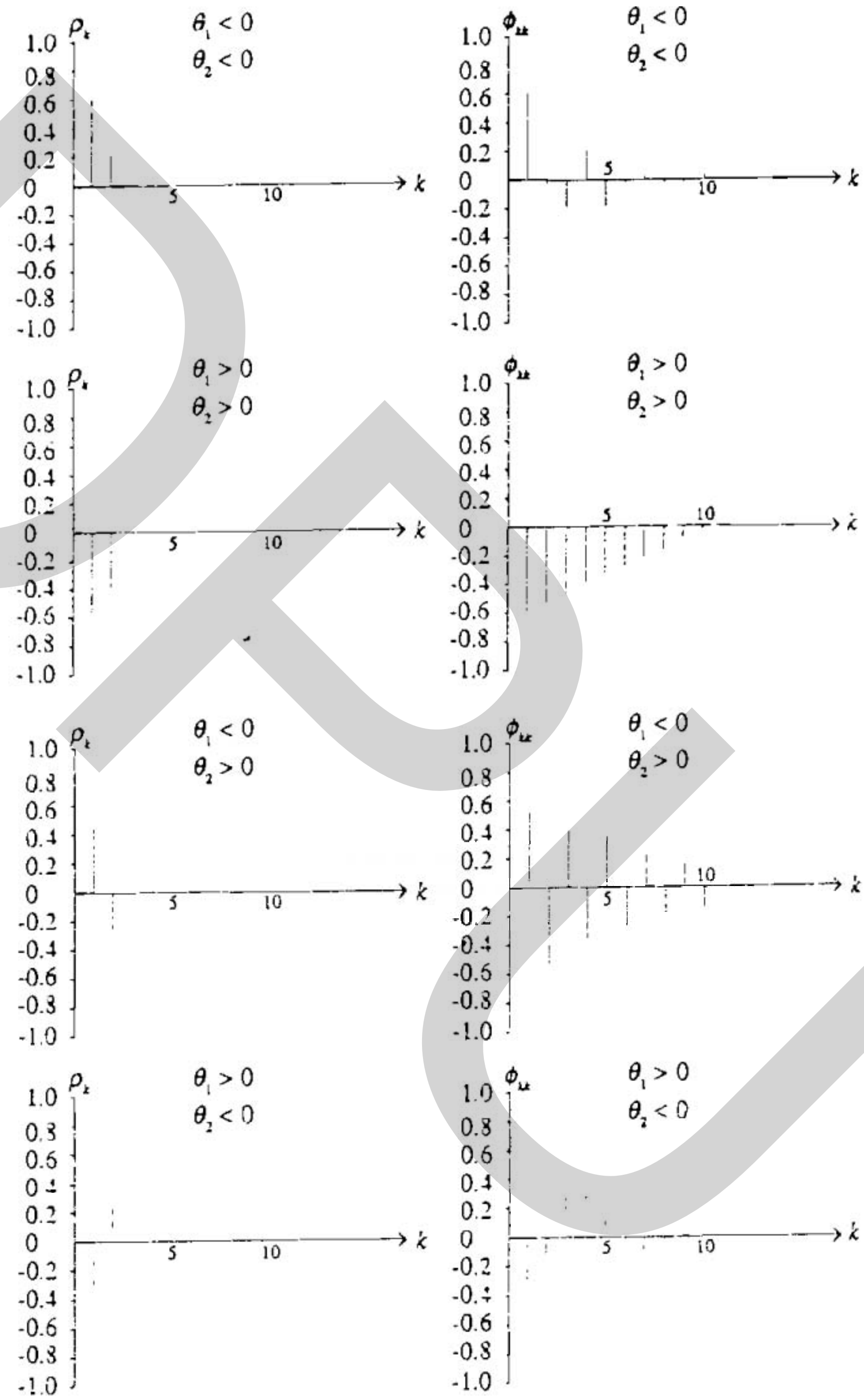
รูปที่ 2.1 (ต่อ)

รูปแบบ MA(1)



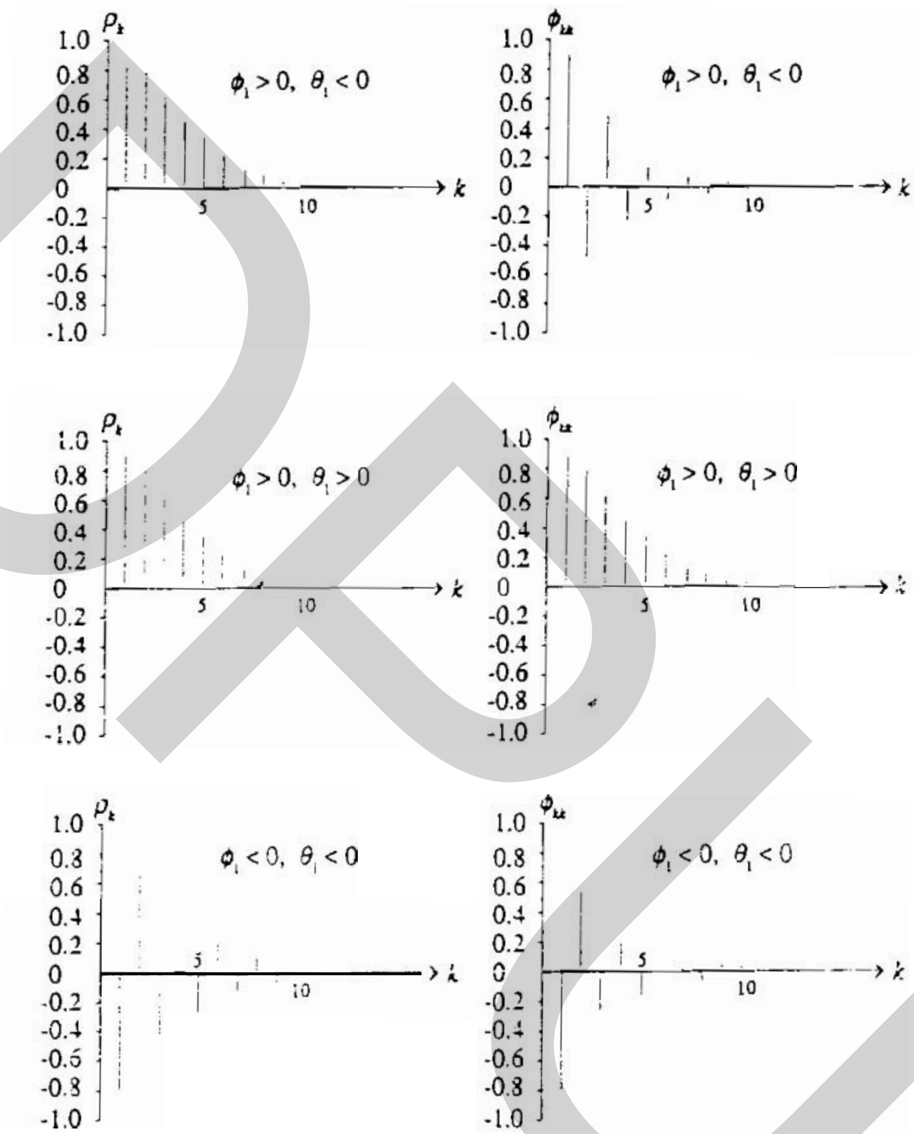
รูปที่ 2.1 (ต่อ)

รูปแบบ MA(2)

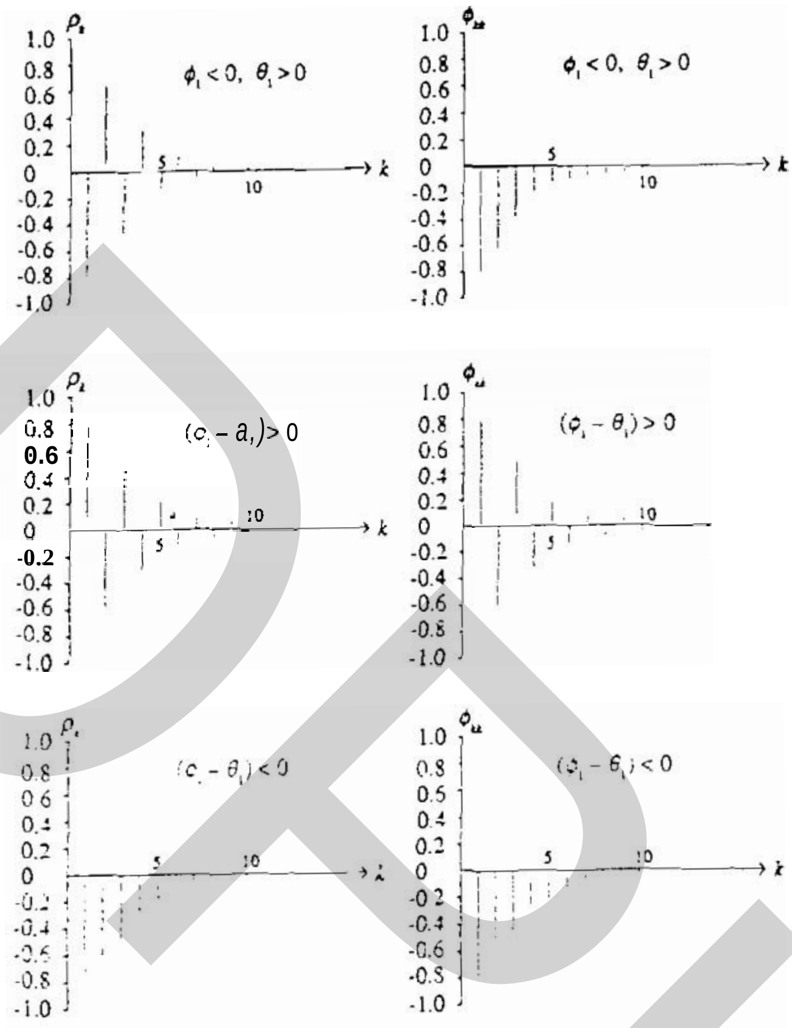


จปที่ 2.1 **(do)**

รูปแบบ ARMA(1,1)



รูปที่ 2.1 (ต่อ)



รูปที่ 2.1 (ต่อ)

การพิจารณาว่า ρ_k มีค่าเท่ากับ 0 หรือ $\varnothing_{kk}$ จะมีค่าเท่ากับ 0 หรือไม่ มีจุดวิกฤติ คือ 2σ ซึ่ง a: เป็นส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของ ρ_k หรือ $\varnothing_{kk}$ หมายความว่า ถ้า ρ_k หรือ $\varnothing_{kk}$ มีค่าอยู่ในช่วงหรือเท่ากับ 2σ จะยอมรับว่า ρ_k หรือ $\varnothing_{kk}$ มีค่าเท่ากับ 0 ถ้า ρ_k หรือ $\varnothing_{kk}$ ค่า อยู่นอกช่วง 2σ จะไม่ยอมรับ ก ρ_k หรือ $\varnothing_{kk}$ มีค่าเท่ากับ 0 โดยค่าประมาณความแปรปรวน ของ ρ_k คือ $Var(\rho_k)$ มีค่าประมาณเท่ากับ

$$\frac{1 + 2\rho_1^2 + \dots + 2\rho_q^2}{n} \qquad \text{สำหรับ } k > q$$

และเมื่อ n มีขนาดใหญ่จะประมาณว่า $Var(\rho_k)$ มีค่าประมาณเท่ากับ n^{-1} ส่วนค่าประมาณ ความแปรปรวน ของ $\varnothing_{kk}$ คือ $Var(\varnothing_{kk})$ มีค่าประมาณเท่ากับ n^{-1} สำหรับ $k > q$

การประมาณค่าของพารามิเตอร์ การประมาณค่าพารามิเตอร์ในรูปของ ARIMA เบื้องต้น จะใช้ความสัมพันธ์ของฟังก์ชันสหสัมพันธ์กับพารามิเตอร์ ซึ่งความสัมพันธ์สำหรับ อนุกรมเวลาในแต่ละรูปแบบดังตารางที่ 2.2

ตารางที่ 2.2 แสดงความสัมพันธ์ของ ρ_k กับพารามิเตอร์ในรูปแบบต่าง ๆ

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

จากความสัมพันธ์ดังกล่าว จะประมาณค่าพารามิเตอร์นี้ได้โดยการแทนค่า ρ_k ด้วย ρ_k แล้วแก้สมการหาค่าประมาณของพารามิเตอร์

การตรวจสอบรูปแบบ ในการตรวจสอบรูปแบบเป็นการตรวจสอบว่ารูปแบบที่กำหนดไว้เหมาะสมกับอนุกรมเวลาหรือไม่ ซึ่ง Box และ Pierce (Box และ Pierce 1970) ได้เสนอวิธีการตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบ โดยใช้ตัวสถิติ บ๊อกซ์เพียซไคสแควร์ (Box- Pierce Chi-Square) คือ Q เป็นการตรวจสอบว่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t คือ a_t , $t = 1,2,\ldots,n$ มีความเป็นอิสระต่อกันหรือไม่ โดยเปรียบเทียบผลรวมของค่าสหสัมพันธ์ของ a_t เวลาต่าง ๆ กับช่วงความเชื่อมั่น

$$Q = (n-d)\sum \rho_j^2(a_t) \qquad (2.18)$$

เมื่อ $j = 1,2,...,k$

โดย n คือ จำนวนค่าสังเกตในอนุกรมเวลา

d คือ ลำดับผลต่างของอนุกรมเวลาที่ทำให้อนุกรมเวลาเป็นอนุกรมเวลาคงที่

$\rho_j(a_t)$ คือ ค่าสหสัมพันธ์ระหว่างค่าสังเกตที่อยู่ห่างกัน j ช่วงเวลาของอนุกรมเวลาของค่าความคลาดเคลื่อน

Q มีการแจกแจงแบบไคสแควร์โดยประมาณ มีชั้นความอิสระ (degree of freedom) เท่ากับ $k - n_p$ โดย n_p เป็นจำนวนพารามิเตอร์ที่ประมาณได้ ถ้า Q น้อยกว่าหรือเท่ากับ $\chi^2_\infty(k-n_p)$ จะได้ว่า a_t เป็นอิสระกัน แสดงว่ารูปแบบที่ใช้เหมาะสมแล้ว ถ้า Q มากกว่า $\chi^2_\infty(k-n_p)$ จะได้ว่า a_t ไม่เป็นอิสระกัน แสดงว่ารูปแบบที่ใช้ยังไม่เหมาะสมจึงจะกลับไปพิจารณาหารูปแบบที่เหมาะสมใหม่ต่อไป

2.2.3 วิธีการตรวจหาและปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติ วิธีการที่เสนอโดย Cheng Tiao และ Chen (1988)

ให้อนุกรมเวลา Y_t และ Y_t เป็นอนุกรมเวลาที่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติอย่างอิสระ (Outlier free) กำหนดให้ว่า Y_t เป็นอนุกรมเวลาที่มีตัวแบบเป็น

$$\phi(B)y_t = \theta(B)a_t \qquad (2.19)$$

เมื่อ $\phi(B)$ เป็นฟังชันพารามิเตอร์ของขบวนการตัวแบบ AR(p)

$\theta(B)$ เป็นฟังชันพารามิเตอร์ของขบวนการตัวแบบ MA(q)

B เป็นตัวดำเนินการย้อนเวลา (back-shiff operator)

ซึ่ง

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

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

และ a_t เป็นความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 มีความแปรปรวนเท่ากับ σ_a^2 ดังนั้น

$$Y_t = \begin{cases} Y_t & \text{เมื่อ } t \neq T \\ Y_t + w & \text{เมื่อ } t = T \end{cases} \qquad (2.20)$$

$$= Y_t + w\, I_t^{(T)} \qquad (2.21)$$

$$= [\frac{\theta(B)}{\phi(B)}]a_t + w\,I_t^{(T)}$$

w เป็นพารามิเตอร์สำหรับปรับค่าสังเกตที่ผิดปกติในอนุกรมเวลา

T เป็นตำแหน่งคาบเวลาที่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติเกิดขึ้น

$$Y_t = [\frac{\theta(B)}{\phi(B)}]a_t + w\,I_t^{(T)} \qquad (2.22)$$

เมื่อ

$$I_t^{(T)} = \begin{cases} 1 & \text{เมื่อ } t = T \\ 0 & \text{เมื่อ } t \neq T \end{cases}$$

ขบวนการที่ตรวจหาค่าสังเกตที่ผิดปกติ จะพิจารณาจาก T และ พารามิเตอร์ทุกตัวในสกการ (2.19) และกำหนดให้ว่า

$$\pi(B) = [\frac{\phi(B)}{\theta(B)}] = (1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots) \qquad (2.23)$$

$\pi(B)$ เป็นฟังชันอัตราส่วนพารามิเตอร์ของขบวนการในตัวแบบ ARMA(p,q) และกำหนดให้ว่า

$$e_t = \pi(B)\, Y_t \qquad (2.24)$$

จากสมการที่ (2.19) ได้ว่า

$$e_t = w\pi(B).I_t^{(T)} + a_t \qquad (2.25)$$

สำหรับค่าสังเกต n ค่า และตัวแบบในสมการที่ (2.22) เขียนเป็นเมตริกซ์ได้ดังนี้

$$\begin{bmatrix} e_1 \\ . \\ e_{T-1} \\ e_t \\ e_{T+1} \\ . \\ n \end{bmatrix} = w \begin{bmatrix} 0 \\ . \\ 0 \\ 1 \\ -\pi_1 \\ . \\ -\pi_{n-T} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1 \\ . \\ a_{T-1} \\ a_t \\ a_{T+1} \\ . \\ a_n \end{bmatrix} \qquad (2.26)$$

ให้ W_{AT} เป็นตัวประมาณค่าแบบลีสสแควร์ **(least square : LS)** ของ **w** สำหรับตัวแบบ เพราะว่า a_t เป็นความคลาดเคลื่อนจากทฤษฎีลีสสแควร์ ดังนั้นจะได้ว่า

$$W_{AT} = [e_t - \sum \pi_j . e_{T+j}] / \tau^2 \qquad (2.27)$$

เมื่อ $j = 1, 2, \ldots, n-T$

$$\tau^2 = \sum \pi_j^2$$

เมื่อ $j = 0, 1 \ldots\ldots n-T$

และ $\pi_0 = 1$

$$\mathrm{Var}(W_{AT}) = \frac{\sigma_a^2}{\tau^2} \qquad (2.28)$$

ซึ่ง $\mathrm{Var}(W_{AT})$ น้อยกว่าหรือเท่ากับ σ_a^2

การทดสอบสมมติฐาน

Ho : อนุกรมเวลา Y_t ไม่มีค่าผิดปกติ

H1 : อนุกรมเวลา Y_t มีค่าผิดปกติ

ตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐาน H_1 คู่กับ H_o คือ

$$\lambda_T = \frac{\tau . w_{AT}}{\sigma_a} \qquad (2.29)$$

ซึ่ง λ_T จะมีการแจกแจงแบบปกติ มีค่าเฉลี่ยเป็น 0 ความแปรปรวนเป็น 1

2.2.3.1 <u>ขั้นตอนการตรวจหาและปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติ</u>

2.2.3.1.1 กำหนดให้อนุกรมเวลา Y_t ไม่มีภาวะการค่าสังเกตที่ผิดปกติ ทำการคำณวน ค่าพารามิเตอร์ ความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาและกำหนดค่าระดับนัยสำคัญ C สำหรับ การทดสอบสมมติฐาน ดังสมการ (2.24)

$$e_t = \pi(B).Y_t$$

$$= [\frac{\phi(B)}{\theta(B)}].Y_t \qquad t = 1,2,3,...,n$$

เมื่อ

$$\pi(B) = (1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots)$$

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

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

โดยที่ ความแปรปรวน $(\sigma_a^2) = \frac{e_t^2}{n}$ เพื่อใช้เป็นค่าเริ่มต้นของการประมาณ σ_a^2

. 2.2.3.1.2 คำณวนค่า λ_T สำหรับ $t = 1,2,...,n$

$$\lambda_t = \frac{\tau.W_{AT}}{\sigma_a} \qquad (2.30)$$

ใช้ประมาณตัวแบบ

$$\lambda_T = \max_T \{ |\lambda_t| \}$$

เมื่อ T แสดงถึงคาบเวลาที่เป็นไปได้สูงสุด ที่คาดว่าจะเกิดค่าผิดปกติขึ้นในอนุกรมเวลา ถ้า $\lambda_T \geq |\lambda_T| >$ **C** แสดงว่าในขณะนั้นเกิดค่าผิดปกติ ณ เวลา T จึงทำการประมาณพารามิเตอร์ W_{AT} ดังสมการ (2.31)

$$W_{AT} = \frac{e_t - \sum \pi_j e_{T+j}}{\tau^2} \qquad (2.31)$$

เมื่อ $j = 1,2, \dots ,n-T$

$$\tau^2 = \sum \pi_j^2$$ เมื่อ $j=0,1,...,n-T$

และ $\pi_0 = 1$

$$Var(W_{AT}) = \frac{\sigma_a^2}{\tau^2}$$

ทำการปรับปรุงข้อมูลโดยสมการ

$$Y_t = Y_t - W_{AT} I_t(T) \tag{2.32}$$

$$I_t(T) = \begin{cases} 1 & \text{เมื่อ } t = T \\ 0 & \text{เมื่อ } t \neq T \end{cases}$$

และให้ความหมายความคลาดเคลื่อนตัวใหม่

$$\tilde{e}_T = e_t - W_{AT}\,\pi(B)\,I_t(T) \tag{2.33}$$

ทำการประมาณความค่า σ_a^2 ตัวใหม่ จากการปรับปรุงความคลาดเคลื่อนแล้ว

2.2.3.1.3 ทำการคำณวนค่า λ_τ ใหม่โดยยึดหลักการปรับปรุงความคลาดเคลื่อนและ σ_a^2 ตามที่กล่าวมาแล้ว ทำย้อนกลับไปที่ข้อ 2.4.2 ใหม่ทุก ๆ ภาวะการที่ตรวจพบค่าสังเกตที่ผิดปกติ

2.2.3.1.4 สมมติว่าในข้อที่ 2.41 ถึง 2.4.3 ซ้ำ ๆ จนกว่าอนุกรมเวลาที่กำลังพิจารณานั้นไม่พบค่าสังเกตที่ผิดปกติ

2.2.3.2 วิธีการประมาณคา $\pi(B)$

2.2.3.2.1 เมื่ออนุกรมเวลามีตัวแบบเป็น AR(1)

$$\pi(B) = \frac{\phi(B)}{\theta(B)} \tag{2.34}$$

$$= (1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots)$$

$$(1 - \phi_1 B) = 1 - \pi_1 B$$

ดังนั้น $\pi_1 = \phi_1$

2.2.3.2.2 เมื่ออนุกรมเวลามีตัวแบบเป็น MA(1)

$$\frac{1}{1-\theta_1} = 1 - \pi_1 B - \pi_2 B - \ldots \qquad (2.35)$$

$$1 = (1 - \theta_1 B)(1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \ldots)$$

$$1 = 1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \ldots$$

$$- \theta_1 B + \pi_1 \theta_1 B^2 - \ldots$$

$$\ldots$$

เทียบค่าของ B : $-\pi_1 - \theta_1 = 0$

$$-\pi_1 = \theta_1$$

ดังนั้น $\pi_1 = -\theta_1$

2.2.3.2.3 เมื่ออนุกรมเวลามีตัวแบบเป็น IMA(0,1,1)

$$\frac{1-B}{1-\theta_1 B} = (1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \ldots) \qquad (2.36)$$

$$(1 - B) = (1 - \theta_1 B)(1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \ldots)$$

จัดรูปแบบใหม่

$$(1 - B) = [1 - (\pi_1 + \theta_1)B - (\pi_2 - \pi_1\theta_1)B^2 - \ldots]$$

เทียบสัมประสิทธิ์

$$1 = \pi_1 + \theta_1$$

$$\pi_1 = 1 - \theta_1$$

2.2.3.3 เครื่องมือที่ใช้วัดความถูกต้องการพยากรณ์ล่วงหน้าของอนุกรมเวลาคือ ค่าร้อยละ เฉลี่ยสมบูรณ์ (mean absolute percentage error : MAPE)

$$\text{MAPE} = \frac{\sum\left|\frac{e_t}{Z_t}\right|}{n}.100 \qquad \text{เมื่อ } t = 1,2,\ldots,n$$

บทที่ 3

วิธีดำเนินการวิจัย

สิ่งที่ต้องการศึกษาในการวิจัยครั้งนี้ คือ หาข้อสรุปที่เหมาะสม ในการใช้ตัวสถิติสำหรับ ตรวจสอบและปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติในข้อมูลอนุกรมเวลาคงที่ โดยเปรียบเทียบความน่าจะเป็นของความผิดพลาดการตรวจสอบทั้งหมด อำนาจการทดสอบ และค่าร้อยละเฉลี่ยสมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์ เมื่อทำการพยากรณ์ล่วงหน้า ในการตรวจสอบและปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติเมื่อความคลาดเคลื่อน (a_t) มีการแจกแจงแบบปกติปลอมปนโดยสร้างจากการแจกแจงปกติที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และความแปรปรวนเท่ากับ 1 คือ เมื่อเปรียบเทียบความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดอำนาจการทดสอบ จะสร้างค่าสังเกตที่ผิดปกติจากการแจงแจงปกติที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวน แตกต่างไปจากค่าสังเกตอื่นโดยกำหนดค่าสเกลแฟคเตอร์ 4 ระดับ คือ 3 4 5 และ 6 โดยให้มีค่าผิดปกติ 1 ค่า เมื่อเปรียบเทียบร้อยละค่าเฉลี่ยสมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อน เมื่อทำการพยากรณ์ล่วงหน้าหลังจากมีการปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติแล้ว จะใช้ค่าสังเกตที่เก็บได้จาก ข้อมูลจากมูลค่าการส่งออกของประเทศไทย ตั้งแต่ปี 2529 ถึง 2536

3.1 <u>วิธีมอนติคาร์โล</u>

เทคนิคที่ใช้สำหรับแก้ปัญหาในการคำนวณทางคณิตศาสตร์นั้นมีอยู่หลายวิธี วิธีมอนติคาร์โล เป็นวิธีหนึ่งที่จะใช้แก้ปัญหาได้ และเป็นวิธีที่นิยมใช้กันอย่างแพร่หลายใน ปัจจุบัน แฮมเมอร์เลย์และ แฮนสโคมบ์ (Hammersley and Handscomb 1964:2) กล่าวว่าวิธีมอนติคาร์โลเป็นสาขาหนึ่งของคณิตศาสตร์เชิงทดลอง ซึ่งหลักการของวิธีมอนติคาร์โลนั้นจะใช้ตัวเลขสุ่ม (Random number) มาช่วยในการหาคำตอบของปัญหาที่ต้องการศึกษา

ในการวิจัยในครั้งนี้ จะใช้เทคนิคมอนติคาร์โลดังกล่าวในการสร้างข้อมูลอนุกรมเวลาคงที่ มีสภาพการแจกแจงตามที่ต้องการซึ่งขั้นตอนของวิธีมอนติคาร์โลที่ใช้กันอยู่ในปัจจุบันแบ่งได้เป็น 3 ขั้นตอน ดังนี้

3.1.1 การสร้างตัวเลขสุ่ม การใช้ตัวเลขสุ่มเป็นสิ่งสำคัญมากในวิธีมอนติคาร์โลทั้งนี้เพราะว่า หลักการของวิธีมอนติคาร์โลนั้นจะใช้ตัวเลขสุ่มมาช่วยในการหาคำตอบของปัญหา

ลักษณะ ตัวเลขสุ่มจะมีการแจกแจงสม่ำเสมอในช่วง (0,1) สำหรับวิธีการสร้างตัวเลขสุ่ม มีผู้เสนอไว้หลายวิธี แต่วิธีที่ดีนั้นลักษณะตัวเลขสุ่ม ที่เกิดขึ้นจะต้องมีการแจกแจง สม่ำเสมอในช่วง (0,1) และเป็นอิสระกัน

3.1.2 การประยุกต์ปัญหาที่ต้องการศึกษามาใช้กับตัวเลขสุ่มซึ่งขั้นตอนนี้ขึ้นอยู่กับลักษณะปัญหาที่ต้องการศึกษา บางปัญหาอาจจะไม่ใช้ตัวเลขสุ่มโดยตรงแต่อาจจะมีขั้นตอนอื่นอีกหลายขั้นตอน ซึ่งขั้นตอนเหล่านี้บางขั้นตอนที่ต้องใช้ตัวเลขสุ่ม

3.1.3 การทดลองกระทำเมื่อประยุกต์ปัญหาให้ใช้กับตัวเลขสุ่มได้แล้ว ขั้นตอนต่อไปก็ คือ การทดลองโดยกระบวนการของการสุ่ม (Random Process) มากระทำในลักษณะที่ซ้ำ ๆ กัน เพื่อหาคำตอบของปัญหาที่ต้องการศึกษา

3.2 <u>แผนการทดลอง</u>

การวิจัยครั้งนี้กำหนดสถานการณ์ต่าง ๆ ที่ต้องการศึกษาโดยสุ่มตัวอย่างจากประชากรที่มีการแจกแจงแบบเดียวกัน ยกเว้นค่าสังเกตที่ผิดปกติที่มีการแจกแจงแบบปกติปลอมปน มีค่าสเกลแฟคเตอร์ 4 ระดับ คือ 3 4 5 และ 6 มีจำนวนค่าสังเกตที่ผิดปกติ 1 ตารางที่ 3.1

<u>ตารางที่ 3.1</u> แสดงค่าสเกลแฟคเตอร์ ใช้ในการวิจัยครั้งนี้

(0,1) (0,3) (0,4) (0,5) (0,6)

โดยมีสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ϕ_1) ของตัวแบบ AR(1) เป็น 0.2 0.6 และ 0.9 ตัวแบบ MA(1) มีค่าพารามิเตอร์ $\theta 1$ เป็น 0.2 0.6 0.9 และตัวแบบ IMA(1,1) มีค่าพารามิเตอร์เป็น 0.2 0.6 และ 0.9 ขนาดตัวอย่างเป็น 100

3.3 <u>ขั้นตอนในการวิจัย</u>

ขั้นตอนในการวิจัยแบ่งออกเป็น 4 ขั้นตอน คือ

1. สร้างโปรแกรมย่อย (subroutine) สำหรับสร้างการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน (a_t) ตามที่ต้องการศึกษา
2. สร้างอนุกรมเวลาคงที่ Y_t ตามที่กำหนด
3. ประมาณค่าพารามิเตอร์ของอนุกรมเวลาคงที่
4. คำนวณค่าของตัวสถิติ

ซึ่งรายละเอียดสำหรับแต่ละขั้นตอนเป็นดังนี้

3.3.1 การสร้างโปรแกรมย่อยสำหรับการสร้างการแจกแจงของความคลาดเคลื่อนตามที่กำหนด

การสร้างลักษณะการแจกแจงของความคลาดเคลื่อนทุกรูปแบบตามที่กำหนดในแผนแผนการทดลองนั้น ใช้โปรแกรมภาษาฟอร์แทน 77 (Fortran 77) โดยใช้กับเครื่อง ไมโครคอมพิวเตอร์ ซึ่งการสร้างลักษณะการแจกแจงปกติ จะต้องใช้กับตัวเลขสุ่มซึ่งมีการแจกแจงแบบสม่ำเสมอในช่วง (0,1) เป็นพื้นฐานในการสร้าง สำหรับโปรแกรมที่ใช้สร้างตัวเลขสุ่ม ในการวิจัยครั้งนี้ใช้วิธีไวท์และสมิดท์ (White and Schmidt 1975:421) เสนอไว้ซึ่งรายละเอียดแสดงไว้ในภาคผนวก ก. ส่วนรายละเอียดในการสร้างการแจกแจงแบบปกติปลอมปน นั้นเป็นดังนี้

3.3.1.1 กำหนดให้มีค่าสังเกตที่ผิดปกติ 1 ค่า

สร้างการแจแจงแบบปกติโดยใช้วิธีของ Gauss ซึ่งมีค่าเฉลี่ยเป็น 0 และ ความแปรปรวนเป็น 1 ส่วนค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนอื่นที่ใช้สร้างค่าสังเกตที่ผิดปกติ จะใช้การแปลงข้อมูลในรูป ASCAL = XMEAN + SA*X โดย XMEAN และ SA^2 คือ ค่าเฉลี่ยเป็น 0 และความแปรปรวนที่ต้องการ โดยที่ SA เป็นผลคูณของ IC กับ S เมื่อ IC เป็นเสกลแฟคเตอร์ สำหรับความแปรปรวน S^2 เป็นความแปรปรวนมีค่าเป็น 1 ส่วนรายละเอียดแสดงไว้ใน ภาคผนวก ก. การใช้โปรแกรมย่อยนี้ใช้คำสั่ง CALL SCALE (IX,AM,SA,X) ค่า AM,SA^2 เป็น ค่าพารามิเตอร์ซึ่งกำหนดค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนซึ่งจะถูกส่งมาจากโปรแกรมหลัก ผลลัพธ์ คือ ค่า X ซึ่งเป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงปกติที่มีค่าเฉลี่ยเป็น AM และความแปร ปรวนเป็น SA^2

3.3.2 การสร้างข้อมูลอนุกรมเวลาคงที่

ในการวิจัยครั้งนี้จะสร้างค่าของความคลาดเคลื่อน a_t ขึ้นมาก่อนจึงทำการสร้างข้อมูลอนุกรมเวลาคงที่ Z_t ให้มีความสัมพันธ์ตามที่ต้องการ ภายใต้ลักษณะการแจกแจงของความคลาดเคลื่อนแบบปกติปลอมปน ดังที่กล่าวแล้วใน 2.2.1.1 2.2.1.2 และ 2.2.2.2.1

สำหรับการสร้างค่าความคลาดเคลื่อน a_t จากการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ยเป็น 0 ความแปรปรวนเป็น 1 ในการสร้างข้อมูลนั้นจะเริ่มจากการกำหนดขนาดตัวอย่าง คาบเวลา t จำนวนค่าสังเกตที่ผิดปกติ ในการวิจัยได้สร้างค่าสังเกตที่ผิดปกติจากลักษณะการแจกแจงของ a_t คือ กรณีที่ค่าสังเกตที่ผิดปกติเท่ากับ 1 ค่าจะทำการสร้างโดยให้ $a_1, a_2, ..., a_{t-1}$ มาจากการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ ความแปรปรวนเท่ากับ 1 a_t มาจากการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ความแปรปรวนเท่ากับ SA

3.3.3 การประมาณค่าพารามิเตอร์

ในการวิจัยครั้งนี้ ใช้วิธีฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองเป็นวิธีประมาณค่า ดังที่กล่าวแล้วในบทที่ 2 ตารางที่ 2.2

3.3.4 การคำนวณค่าสถิติ

การหาค่าสัดส่วนของความผิดพลาดประเภทที่ 1 ค่าอำนาจการทดสอบ และเปรียบเทียบ ค่าร้อยละเฉลี่ยสมบูรณ์ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ เมื่อมีการปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติแล้ว

3.3.4.1 การหาค่าสัดส่วนของความผิดพลาดประเภทที่ 1

เมื่อสร้างข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีความสัมพันธ์ตามตัวแบบที่ต้องการได้แล้ว ขั้นต่อไปคือ **การทดลองเพื่อหาสัดส่วนของความผิดพลาดประเภทที่** 1ในการทดลอง จะแบ่งออกเป็น 2 กรณี คือ กรณีที่ไม่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติ (k=0) กรณีที่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติ 1 (k=1) ซึ่งค่าสังเกตที่ผิดปกติสร้างมาจากเสกลแฟคเตอร์ มีขั้นตอนการคำนวณค่าสถิติ คือ ประมาณค่าพารามิเตอร์ ความคลาดเคลื่อน คำนวณค่า λ_t เลือกค่า $|\lambda_t|$ ที่มีค่าสูงสุด เปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ **0.05** และ 0.01 เพื่อตัดสินใจว่าจะปฏิเสธหรือยอมรับสมมติฐาน **ในกรณีที่ไม่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติ** จะทำการตรวจสอบเพื่อแสดงว่า ไม่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติจริงโดยมีเงื่อนไขว่าถ้าค่าสถิติค่าที่หนึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤติ ค่าสถิติค่าที่สองน้อยกว่าค่าวิกฤติแสดงว่าตรวจไม่พบค่าสังเกตที่ผิดปกติ ในกรณีที่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติมี 1 ค่า โดยมีเงื่อนไขว่า **ถ้าค่าสถิติค่าที่หนึ่งมากกว่าค่าวิกฤติ ค่าสถิติค่าที่สองน้อยกว่าค่าวิกฤติ** และทำการตรวจสอบตำแหน่งที่ตรวจพบค่าที่ผิดปกติว่าตรงกับตำแหน่งที่สร้างขึ้น ถ้าปรากฏว่าไม่ตรงกันแสดงว่าตรวจพบค่าสังเกตที่ผิดปกติเพียง 1 ค่า นับจำนวนครั้งที่ทำการตรวจสอบที่ตรงตามเงื่อนไข จากนั้นย้อนกลับไปทำการสุ่มตัวอย่างชุดใหม่จนกระทั่งครบ 100 ครั้ง และ

คำนวณค่าความผิดพลาดประเภทที่ 1 จากนั้นก็จะเปลี่ยนเสกลแฟคเตอร์และขนาดตัวอย่างตามลำดับจนครบรูปแบบที่ต้องการศึกษา

3.3.3.2 การหาอำนาจการทดสอบ

เมื่อสร้างข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีความสัมพันธ์ตามตัวแบบที่ต้องการได้แล้ว ขั้นต่อไปคือ การทดลองเพื่อหาอำนาจการทดสอบทั้งหมดในการทดลอง คือ กรณีที่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติ 1 (k=1) ซึ่งค่าสังเกตที่ผิดปกติสร้างมาจากเสกลแฟคเตอร์ มีขั้นตอนการคำนวณค่าสถิติ คือ ประมาณค่าพารามิเตอร์ ความคลาดเคลื่อน คำนวณค่า λ_T เลือกค่า | λ_T | ที่มีค่าสูงสุด เปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 0.0122 0.01 0.003 0.0013 และ 0.0006 เพื่อตัดสินใจว่าจะปฏิเสธหรือยอมรับสมมติฐาน กรณีที่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติมี 1 ค่า โดยมีเงื่อนไขว่า ถ้าค่าสถิติค่าที่หนึ่งมากกว่า ค่าวิกฤติ ค่าสถิติค่าที่สองน้อยกว่าค่าวิกฤติ และทำการตรวจสอบตำแหน่งที่พบค่าผิด หากตรงกับตำแหน่งที่สร้างขึ้น แสดงว่าตรวจพบค่าสังเกต ที่ผิดปกติเพียง 1 ค่า นับจำนวนครั้งที่ทำ การตรวจสอบที่ตรงตามเงื่อนไข ainนั้น ย้อนกลับไปทำการสุ่มตัวอย่างชุดใหม่จนกระทั่งครบ 100 ครั้ง และคำนวณค่าอำนาจการทดสอบทั้งหมดจากนั้น ก็จะเปลี่ยนเสกลแฟคเตอร์และขนาดตัวอย่างตามลำดับ จนครบรูปแบบที่ต้องการศึกษา

3.3.3.3 การหาค่าร้อยละเฉลี่ยสมบูรณ์ความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์ล่วงหน้า เมื่อมีการปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติแล้ว ณ ตำแหน่งที่ตรวจสอบพบ

เมื่อได้ข้อมูลจากมูลค่าการส่งออกของประเทศไทย ตั้งแต่ปี 2529 ถึง 2536 ขั้นต่อไป คือ การทดลองเพื่อหาค่าร้อยละเฉลี่ยสมบูรณ์ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ เมื่อมีการปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติแล้ว การคำนวณค่าสถิติ คือ ประมาณค่าพารามิเตอร์ ความคลาดเคลื่อน คำนวณค่า λ_T เลือกค่า | λ_T | ที่มีค่าสูงสุดเปรียบเทียบ กับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เพื่อตัดสินใจว่าจะปฏิเสธหรือยอมรับสมมติฐาน ปรับแก้ไขค่าสังเกตที่ผิดปกติที่ตรวจพบ mnimยากรณ์ล่วงหน้าอนุกรมเวลา โดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป AUTOBOX VERSION 3.0 ต่อจากนั้นทำการหาค่เฉลี่ยของค่าร้อยละเฉลี่ยสมบูรณ์อีกครั้งหนึ่ง โดยใช้สูตรการคำนวณใน 2.4.4

3.4 <u>โปรแกรมที่ใช้ในการวิจัย</u>

โปรแกรมที่ใช้ในการวิจัยทั้งหมดเขียนด้วยภาษาฟอร์แทรน 77 สำหรับใช้กับเครื่องไมโครคอมพิวเตอร์ ซึ่งแสดงไว้ในภาคผนวก n. และโปรแกรม AUTOBOX VERSION 3.0

บทที่ 4
ผลการวิเคราะห์

ในการวิเคราะห์ครั้งนี้ต้องการศึกษาเปรียบเทียบความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมด อำนาจการทดสอบ และเปรียบเทียบค่าร้อยละเฉลี่ยสมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์ล่วงหน้า เมื่อมีการปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติแล้วตรวจสอบค่าสังเกตที่ผิดปกติในข้อมูลอนุกรมเวลาคงที่ 3 ตัวแบบ คือ AR(1) MA(1) และ IMA(1,1) เมื่อความคลาดเคลื่อน (a_t) มีการแจกแจงเป็นแบบปกติปลอมปน คือ สเกลคอนทามิเนต จำนวนค่าผิดปกติ 1 ค่า ใช้สเกลแฟคเตอร์เป็น 3 4 5 และ 6 ส่วนการเปรียบเทียบค่าร้อยละเฉลี่ยสมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์ เมื่อมีการปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติแล้ว ใช้ข้อมูลจากมูลค่าการส่งออกของประเทศไทย ตั้งแต่ปี 2529 ถึง ปี 2536

ในการเสนอค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดสำหรับการทดสอบนำเสนอในรูปตาราง อำนาจการทดสอบ นำเสนอในรูตารางและกราฟเปรียบเทียบ ส่วนการเปรียบเทียบค่าร้อยละเฉลี่ยสมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์ล่วงหน้า เมื่อมีการปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติแล้ว นำเสนอในรูปตาราง ดังนี้

4.1 <u>การเปรียบเทียบสถิติทดสอบโดยใช้ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมด</u>

สำหรับความน่าจะเป็นความผิดพลาดทั้งหมดจากการทดลอง จะนำเสนอในรูปของตาราง โดยใช้เกณฑ์ในการพิจารณาความสามารถในการควบคุมความ คลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของ Cochran (1954 : อ้างโดย Ramsay 1980 : 337-349) และ เกณฑ์ของ Bradley (1978 : 144-152) พิจารณาควบคู่กัน รายละเอียดสำหรับแต่ละเกณฑ์ที่ใช้ในการพิจารณาเป็นดังนี้

เกณฑ์ของ Cochran กำหนดให้ Γ คือ ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดที่เกิดขึ้นจากการทดลอง ถ้า Γ มีค่าในช่วง [.007,.015] ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 มีค่าในช่วง [.04,.06] ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะถือว่าการทดสอบนั้นควบคุมความผิดพลาดทั้งหมด ณ ระดับนัยสำคัญนั้น

เกณฑ์ของ Bradley กำหนดให้ Γ คือ ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดที่เกิดขึ้นจากการทดลอง ถ้า Γ มีค่าในช่วง [.005,.015] ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 มีค่าในช่วง

[.025,.075] ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะถือว่าการทดสอบนั้นควบคุมความผิดพลาดทั้งหมด ณ ระดับนัยสำคัญนั้น

จากผลการทดลอง ถ้าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดของการทดสอบใด อยู่นอกขอบเขตที่ระบุสำหรับแต่ละเกณฑ์ที่กำหนด จะถือว่าการทดสอบนั้นไม่สามารถควบคุมความผิดพลาดได้ ซึ่งแยกออกได้เป็น 2 กรณี คือ

1. กรณีที่ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดมากกว่าขอบเขตบนของเกณฑ์ที่ใช้พิจารณา จะถือว่าการทดสอบนั้นมีค่า ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดมากกว่าค่า α ที่กำหนด ($\Gamma > \alpha$)

2. กรณีที่ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดน้อยกว่าขอบเขตล่างของเกณฑ์ที่พิจารณาจะถือว่าการทดสอบนั้นมีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดนอัยกว่าค่า α ที่กำหนด ($\Gamma < \alpha$)

ในกรณีที่ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดอยู่ในขอบเขตที่ระบุ สำหรับแต่ละเกณฑ์ที่กำหนดจะถือว่าการทดสอบนั้นมีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดเท่ากับค่า α ที่กำหนด ($\Gamma = \alpha$) และสามารถควบคุมความผิดพลาดทั้งหมดได้

สำหรับการนำเสนอความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดจากการทดลองในการวิจัยครั้งนี้แบ่งได้เป็น 2 กรณี คือ ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดในการทดสอบจำนวนค่า สังเกตที่ผิดปกติเป็น 0 (k=0) ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดในการทดสอบจำนวนค่า ผิดปกติเป็น 1 (k=1) เมื่อมีตัวแบบอนุกรมเวลาคงที่ เป็น AR(1) MA(1) และ IMA(1,1) ระดับนัยสำคัญ 2 ระดับคือ 0.05 0.01 สำหรับขนาดตัวอย่าง 100 ซึ่งความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดจะนำเสนอด้วยตาราง 4.1 และจากค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดซึ่งนำเสนอในรูปตารางแล้ว จะสรุปเป็นจำนวนครั้งที่สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนได้และควบคุมไม่ได้ เมื่อมีค่าระดับนัยสำคัญ 0.05 0.01 โดยจะนำเสนอด้วยตารางที่ 4.2

4.1.1 ผลการวิเคราะห์ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดของขนาดตัวอย่าง 100 โดยเปรียบเทียบ Γ กับค่า α ที่กำหนด ซึ่งมีค่า **0.05 0.01** ด้วยเกณฑ์ ของ Bradley แสดงไว้ดังตารางที่ 4.1 ซึ่งมีรายละเอียดแสดงได้ดังนี้

ตารางที่ 4.1 แสดงความน่าจะเป็นของความผิดพลาดประเภทที่1 จากการทดลอง ในการทดสอบค่าสังเกตที่ผิดปกติ เมื่อขนาดตัวอย่าง 100 จำแนกตามสเกลแฟคเตอร์ พารามิเตอร์และระดับนัยสำคัญ

ระดับ นัยสำคัญ	ตัวแบบ	พารามิเตอร์ ϕ	θ	ไม่มีค่าผิดปกติ k = 0	มีค่าผิดปกติ 1 ค่า (k=0) 3	4	5	6
0.05	[illegible]	0.2		0.12'	0.06	0.00*	0.00*	0.00*
		0.6		0.05	0.07	0.00*	0.00*	0.00*
		0.9		0.00'	0.10*	0.05	0.05	0.00'
	MA(1)		0.2	0.55*	0.17'	0.15*	0.10*	0.05
			0.6	0.39*	0.12*	0.05	0.05	0.00*
			0.9	0.16'	0.09*	0.00'	0.00'	0.00*
	IMA(1,1)		0.2	0.28'	0.09*	0.00*	0.00*	0.00*
			0.6	0.01	0.09*	0.00*	0.00*	0.00*
			0.9	0.00'	0.04	0.00*	0.00*	0.00*
0.01	AR(1)	0.2		0.08*	0.01	0.00*	0.00*	0.00*
		0.6		0.01	0.03*	0.00*	0.00*	0.00*
		0.9		0.00*	0.10*	0.05*	0.04*	0.00*
	MA(1)		0.2	0.24	0.05	0.09	0.00*	0.00*
			0.6	0.23	0.05	0.05	0.00*	0.00*
			0.9	0.09	0.01	0.00*	0.00*	0.00*
	IMA(1,1)		0.2	0.10	0.01	0.00*	0.00*	0.00*
			0.6	0.00'	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*
			0.9	0.00'	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*

หมายเหตุ * หมายความว่า ไม่สามารถควบคุมความผิดพลาดได้

จากตารางที่ 4.1 สรุปผลได้ดังนี้

4.1.1.1 **ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05**

4.1.1.1.1 เมื่อขนาดตัวอย่างเป็น 100

4.1.1.1.1.1 เมื่อจำนวนค่าสังเกตที่ผิดปกติเป็น 0 ผลปรากฏว่า ไม่สามารถควบคุม α ได้

4.1.1.1.3.2 เมื่อจำนวนค่าสังเกตที่ผิดปกติเป็น 1 ผลปรากฏว่า ไม่สามารถควบคุม α ได้ทุกตัวแบบ

4.1.1.2 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

4.1.1.2.1 เมื่อขนาดตัวอย่างเป็น 100

4.1.1.2.1.1 เมื่อจำนวนค่าสังเกตที่ผิดปกติเป็น 0 ผลปรากฏว่า ไม่สามารถควบคุม α ได้ในทุกกรณีตัวแบบ

4.1.1.2.1.2 เมื่อจำนวนค่าสังเกตที่ผิดปกติเป็น 1 ผลปรากฏว่าไม่สามารถควบคุม α ได้ทุกตัวแบบ

4.1.2 **uanรุปจำนวนครั้งที่การทดสอบสามารถควบคุมความผิดพลาดทั้งหมดได้และควบคุมไม่ได้**

จากค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดทั้งหมดที่เสนอไปแล้วนั้น จะทำการสรุปผลเป็นจำนวนครั้งที่การทดสอบดังกล่าว สามารถควบคุมความผิดพลาดได้และควบคุมไม่ได้ จากการทดสอบค่าสังเกตที่ผิดปกติจำนวน 1 ค่า สำหรับตัวแบบอนุกรมเวลาคงที่ AR(1) MA(1) และ IMA(1,1) ขนาดตัวอย่าง 100 รวมทั้งหมด 5 การทดลอง โดยเปรียบเทียบค่า Γ กับค่า α ที่กำหนด ซึ่งมีค่า 0.05 0.01 ด้วยเกณฑ์ของ Cochran และเกณฑ์ของ Bradley ดังตารางที่ 4.2 ซึ่งมีรายละเอียดดังนี้

ตารางที่ 4.2 แสดงจำนวนครั้งที่สามารถควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้และไม่ได้ จากการทดลองในการตรวจสอบค่าสังเกตที่ผิดปกติ เมื่อขนาดตัวอย่างเป็น 100 อนุกรมเวลาคงที่ สำหรับค่าสังเกตที่ผิดปกติ k=0 และ k=1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และ 0.01

ตัวแบบ	เกณฑ์ Bradley						เกณฑ์ Cochran					
	$< \alpha$		$= \alpha$		$> \alpha$		$< \alpha$		- a		$> \alpha$	
	0.05	0.01	0.05	0.01	0.05	0.01	0.05	0.01	0.05	0.01	0.05	0.01
AR(1)	8	8	5	2	2	5	8	8	4	2	3	5
MA(1)	4	6	3	1	8	8	4	6	3	1	8	8
IMA(1,1)	11	13	1	1	3	1	11	13	1	1	3	1

จากตารางที่ 4.2 สรุปผลได้ดังนี้คือ

4.1.2.1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ผลปรากฏว่าการทดสอบสามารถควบคุม **a** ได้น้อยเมื่อใช้เกณฑ์ของ Bradley และเกณฑ์ Cochran

4.1.2.2 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ผลปรากฏว่าการทดสอบสามารถควบคุม a ได้น้อยเมื่อใช้เกณฑ์ของ Bradley และ เกณฑ์ของ Cochran

4.2 การเปรียบเทียบสถิติตรวจสอบค่าสังเกตที่ผิดปกติโดยใช้อำนาจการทดสอบ

การนำเสนออำนาจของการทดสอบจากการทดลองในการวิจัยครั้งนี้ จะนำเสนอในรูปตารางและรูปกราฟ การนำเสนอในรูปตาราง กรณีที่ค่าความคลาดเคลื่อน (a_t) มีการแจกแจงแบบปกติปลอมปน สำหรับสเกลแฟคเตอร์ 4 ระดับ คือ 3 4 5 และ 6 ขนาดตัวอย่าง 100 โดยแต่ละตารางจะนำเสนอสำหรับกรณีค่าสังเกตที่ผิด ปกติเป็น 1 ค่า เมื่อระดับนัยสำคัญเป็น 0.05 0.0122 0.01 0.003 0.0013 0.0006 0.0001 หรือมีค่าวิกฤติเป็น 2.0 2.25 2.50 2.75 3.00 3.25 3.50 ตามลำดับ ในการนำเสนอด้วยใน รูปกราฟ จะทำการเปรียบเทียบอำนาจของการทดสอบ เมื่อค่าสังเกตที่ผิดปกติเป็น 1 เมื่อค่าความคลาดเคลื่อน (a_t) มีการแจกแจงแบบปกติปลอมปนตามที่กำหนด

การนำเสนออำนาจของการทดสอบ จะนำเสนอด้วยตารางที่ 4.3-4.5 การนำเสนอในรูปกราฟ จะนำเสนอด้วยรูปที่ 4.1 - 4.4 เมื่อความคลาดเคลื่อน (a_t) มีการแจกแจงแบบปกติปลอมปนตามที่กำหนด

4.2.1 ตารางการเปรียบเทียบอำนาจของการทดสอบ

ผลจากการวิเคราะห์อำนาจการทดสอบ ซึ่งมีรายละเอียดดังนี้

ตารางที่ 4.3 แสดงค่าอำนาจการทดสอบจากการทดลองในการทดสอบค่าสังเกตที่ผิดปกติเมื่อขนาดตัวอย่าง 100 จำแนกตามค่าวิกฤติ ตัวแบบอนุกรมเวลาคงที่ พารามิเตอร์ สเกลแฟคเตอร์ จำนวนค่าสังเกตที่ผิดปกติ

ค่าวิกฤติ	ตัวแบบ	พารามิเตอร์	ค่าสังเกตที่ผิดปกติ k = 1			
C		ϕ	3	4	5	6
2.0	AR(1)	0.2	0.94	1.00	1.00	1.00
	AR(1)	0.6	0.86	1.00	1.00	1.00
	AR(1)	0.9	0.46	0.70	0.90	1.00
2.25	AR(1)	0.2	0.93	1.00	1.00	1.00
	AR(1)	0.6	0.85	1.00	1.00	1.00
	AR(1)	0.9	0.36	0.65	0.80	1.00
2.50	AR(1)	0.2	0.92	1.00	1.00	1.00
	AR(1)	0.6	0.81	1.00	1.00	1.00
	AR(1)	0.9	0.30	0.65	0.80	1.00
2.75	AR(1)	0.2	0.89	1.00	1.00	1.00
	AR(1)	0.6	0.77	1.00	1.00	1.00
	AR(1)	0.9	0.30	0.65	0.80	1.00
3.00	AR(1)	0.2	0.89	1.00	1.00	1.00
	AR(1)	0.6	0.74	1.00	1.00	1.00
	AR(1)	0.9	0.28	0.60	0.75	0.95
3.25	AR(1)	0.2	0.89	1.00	1.00	1.00
	AR(1)	0.6	0.72	1.00	1.00	1.00
	AR(1)	0.9	0.23	0.50	0.75	0.85
3.50	AR(1)	0.2	0.88	1.00	1.00	1.00
	AR(1)	0.6	0.70	0.95	1.00	1.00
	AR(1)	0.9	0.17	0.45	0.70	0.85

ตารางที่ 4.4 แสดงค่าอำนาจการทดสอบจากการทดลองในการทดสอบค่าสังเกตที่ผิดปกติเมื่อขนาดตัวอย่าง 100 จำแนกตามค่าวิกฤติ ตัวแบบอนุกรมเวลาคงที่ พารามิเตอร์ สเกลแฟคเตอร์ จำนวนค่าสังเกตที่ผิดปกติ

ค่าวิกฤติ	ตัวแบบ	พารามิเตอร์	ค่าสังเกตที่ผิดปกติ k = 1			
C		ϕ	3	4	5	6
2.0	MA(1)	0.2	0.83	0.85	0.90	0.95
	MA(1)	0.6	0.77	0.85	0.90	0.95
	MA(1)	0.9	0.77	0.85	0.90	0.95
2.25	MA(1)	0.2	0.83	0.85	0.90	0.95
	MA(1)	0.6	0.77	0.85	0.90	0.95
	MA(1)	0.9	0.77	0.85	0.90	0.95
2.50	MA(1)	0.2	0.83	0.85	0.90	0.95
	MA(1)	0.6	0.77	0.85	0.90	0.95
	MA(1)	0.9	0.77	0.85	0.90	0.95
2.75	MA(1)	0.2	0.82	0.85	0.90	0.95
	MA(1)	0.6	0.76	0.80	0.90	0.95
	MA(1)	0.9	0.76	0.80	0.90	0.95
3.00	MA(1)	0.2	0.80	0.81	0.90	0.90
	MA(1)	0.6	0.75	0.80	0.90	0.90
	MA(1)	0.9	0.75	0.80	0.90	0.90
3.25	MA(1)	0.2	0.80	0.81	0.90	0.90
	MA(1)	0.6	0.75	0.80	0.90	0.90
	MA(1)	0.9	0.75	0.80	0.90	0.90
3.50	MA(1)	0.2	0.73	0.80	0.85	0.90
	MA(1)	0.6	0.73	0.80	0.85	0.90
	MA(1)	0.9	0.73	0.80	0.85	0.90

ตารางที่ 4.5 แสดงค่าอำนาจการทดสอบจากการทดลองในการทดสอบค่าสังเกตที่ผิดปกติเมื่อขนาดตัวอย่าง 100 จำแนกตามค่าวิกฤติ ตัวแบบอนุกรมเวลาคงที่ พารามิเตอร์ สเกลแฟคเตอร์ จำนวนค่าสังเกตที่ผิดปกติ

ค่าวิกฤติ	ตัวแบบ	พารามิเตอร์	ค่าสังเกตที่ผิดปกติ k = 1			
C		ϕ	3	4	5	6
2.0	IMA(1,1)	0.2	0.75	0.85	0.88	0.90
	IMA(1,1)	0.6	0.45	0.45	0.50	0.57
	IMA(1,1)	0.9	0.25	0.30	0.35	0.40
2.25	IMA(1,1)	0.2	0.75	0.85	0.88	0.90
	IMA(1,1)	0.6	0.45	0.45	0.50	0.54
	IMA(1,1)	0.9	0.24	0.30	0.35	0.40
2.50	IMA(1,1)	0.2	0.75	0.85	0.88	0.90
	IMA(1,1)	0.6	0.45	0.45	0.50	0.54
	IMA(1,1)	0.9	0.23	0.25	0.35	0.40
2.75	IMA(1,1)	0.2	0.75	0.85	0.87	0.90
	IMA(1,1)	0.6	0.45	0.45	0.45	0.47
	IMA(1,1)	0.9	0.21	0.25	0.35	0.40
3.00	IMA(1,1)	0.2	0.75	0.84	0.85	0.90
	IMA(1,1)	0.6	0.73	0.45	0.45	0.45
	IMA(1,1)	0.9	0.19	0.25	0.35	0.40
3.25	IMA(1,1)	0.2	0.75	0.82	0.85	0.90
	IMA(1,1)	0.6	0.41	0.45	0.45	0.45
	IMA(1,1)	0.9	0.15	0.25	0.35	0.40
3.50	IMA(1,1)	0.2	0.75	0.80	0.85	0.90
	IMA(1,1)	0.6	0.41	0.45	0.45	0.45
	IMA(1,1)	0.9	0.15	0.25	0.30	0.40

จากตารางที่ 4.3 – 4.5 สรุปได้ดังนี้

4.2.1.1 ที่ตัวแบบ AR(1)

ผลปรากฏว่ามีอำนาจการทดสอบสูงและค่อยลดลงเมื่อมีค่าวิกฤติเพิ่มขึ้น และมีค่าสูงขึ้นเมื่อค่าสเกลแฟคเตอร์สูงขึ้น

4.2.1.2 ที่ตัวแบบ MA(1)

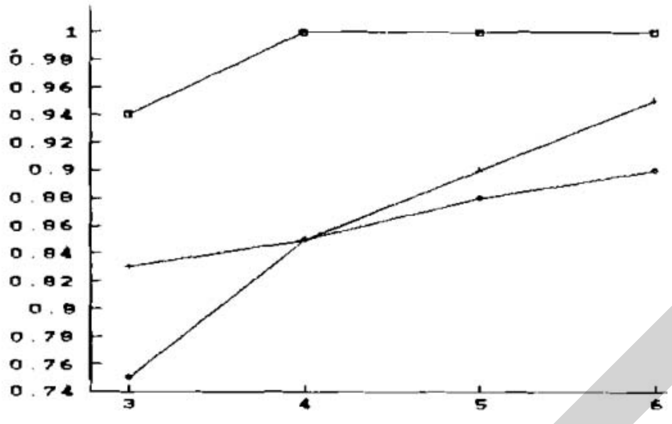
ผลปรากฏว่ามี อำนาจของการทดสอบจะค่อยลดลงเมื่อมีค่าวิกฤติเพิ่มขึ้น และมีค่าสูงขึ้นเมื่อสเกลแฟคเตอร์สูงขึ้น

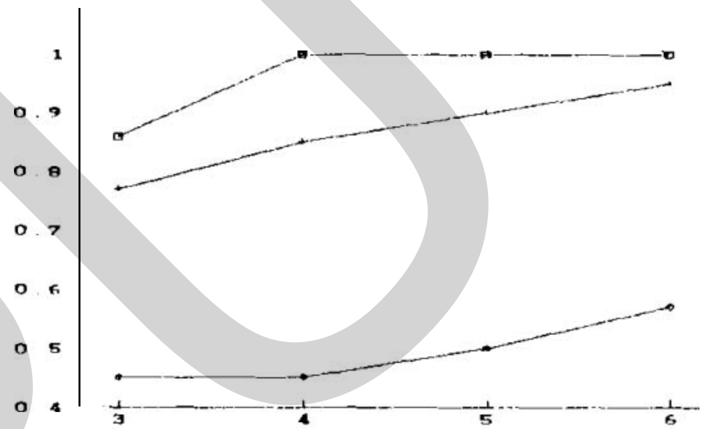
4.2.1.3 ที่ตัวแบบ IMA(1,1)

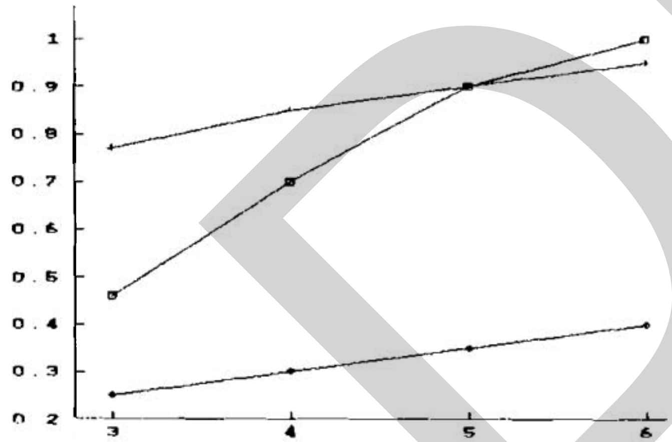
ผลปรากฏว่ามีอำนาจของการทดสอบจะค่อยลดลงเมื่อมีค่าวิกฤติเพิ่มขึ้น และมีค่าสูงขึ้นเมื่อค่าสเกลแฟคเตอร์สูงขึ้น

4.2.2 กราฟการเปรียบเทียบอำนาจของการทดสอบ

ผลการวิเคราะห์ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติจะนำเสนอในรูปของกราฟเชิงเส้น โดยเปรียบเทียบอำนาจของการทดสอบ กรณีที่มีจำนวนค่าสังเกตที่ผิดปกติเป็น 1 สำหรับสเกลแฟคเตอร์ 4 ระดับ คือ 3 4 5 และ 6 ตัวแบบอนุกรมเวลาคงที่ AR(1) MA(1) และ IMA(1,1) ที่ระดับนัยค่าวิกฤติ 2.0 2.25 2.50 2.75 3.0 3.25 3.50 ขนาดตัวอย่าง 100 ดังแสดงในรูปที่ 4.1 - 4.7 ซึ่งมีรายละเอียดดังนี้





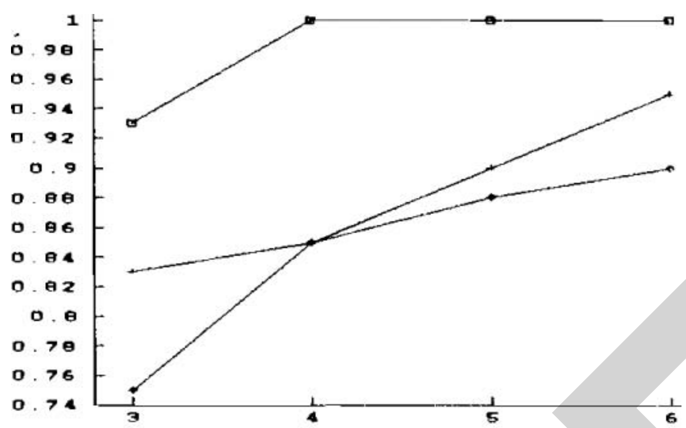


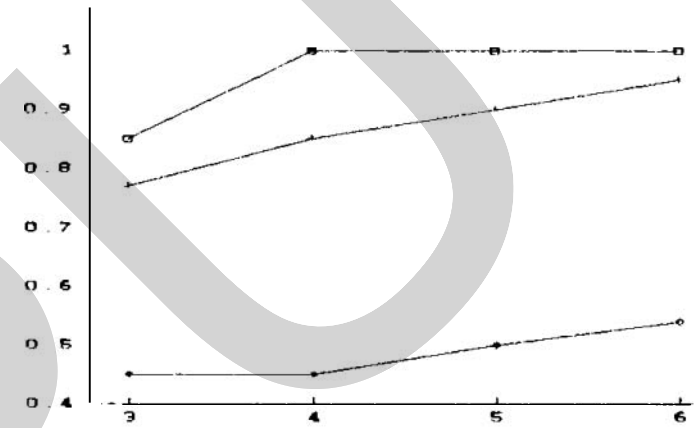
รูปที่ 4.1 ที่ระดับค่าวิกฤติ 2.0 ขนาดตัวอย่าง 100

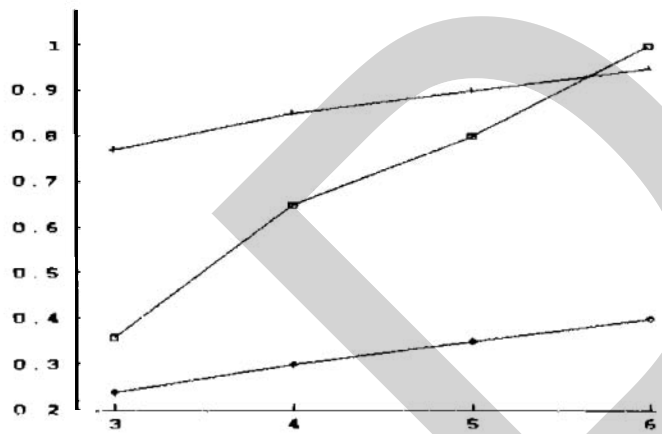
--□-- ตัวแบบ AR(1)

--x-- ตัวแบบ MA(1)

--◇-- ตัวแบบ IMA(1,1)





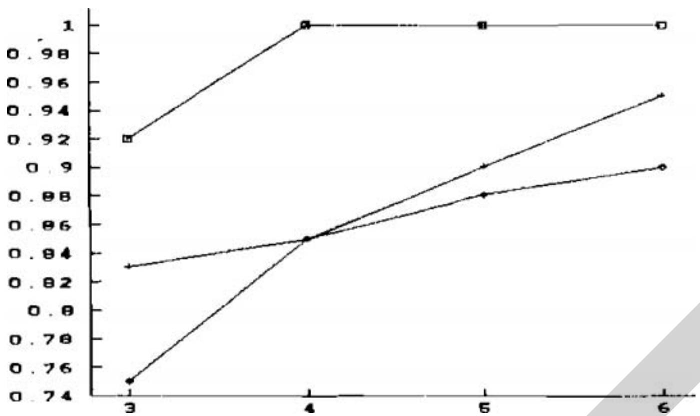


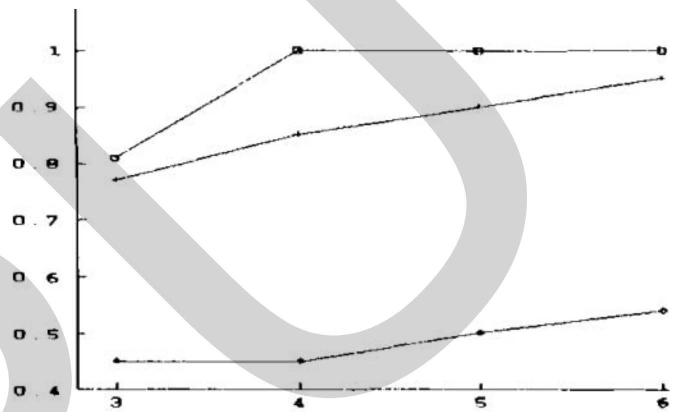
รูปที่ 4.2 ที่ระดับค่าวิกฤติ 2.25 ขนาดตัวอย่าง 100

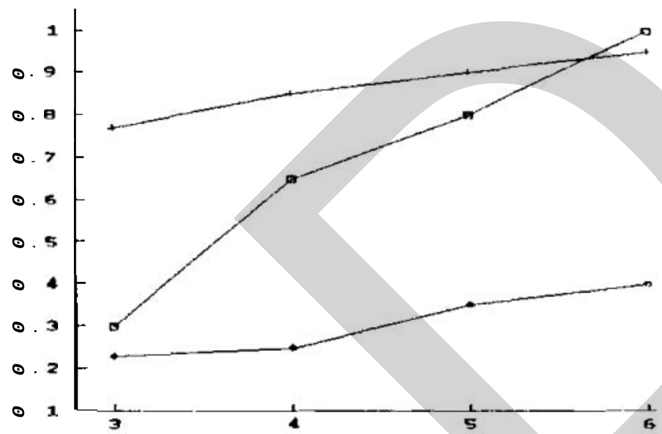
---□--- ตัวแบบ AR(1)

---x--- ตัวแบบ MA(1)

---◇--- ตัวแบบ IMA(1,1)





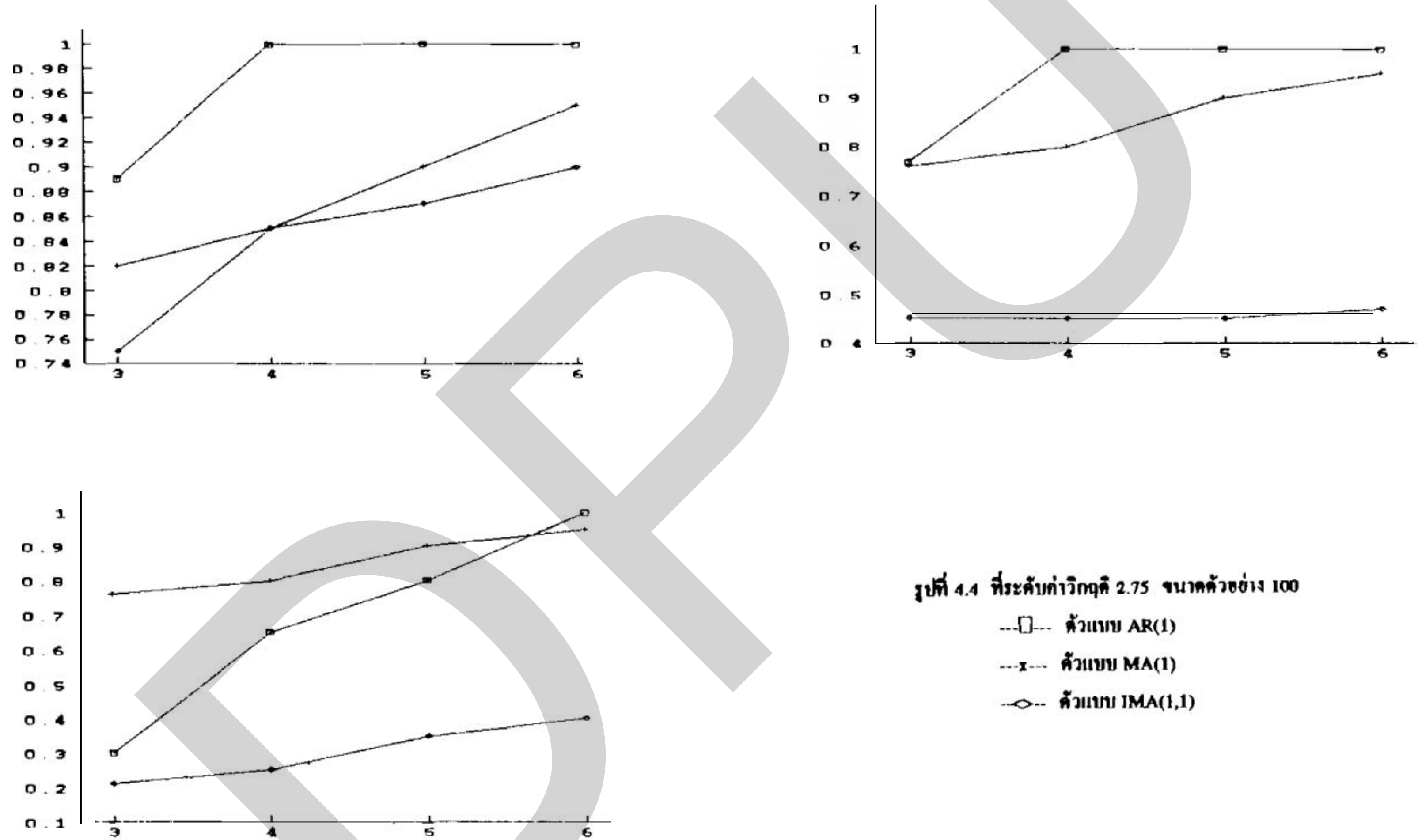


รูปที่ 4.3 ที่ระดับค่าวิกฤติ 2.50 ขนาดตัวอย่าง 100

---□--- ตัวแบบ AR(1)

---x--- ตัวแบบ MA(1)

---◇--- ตัวแบบ IMA(1,1)

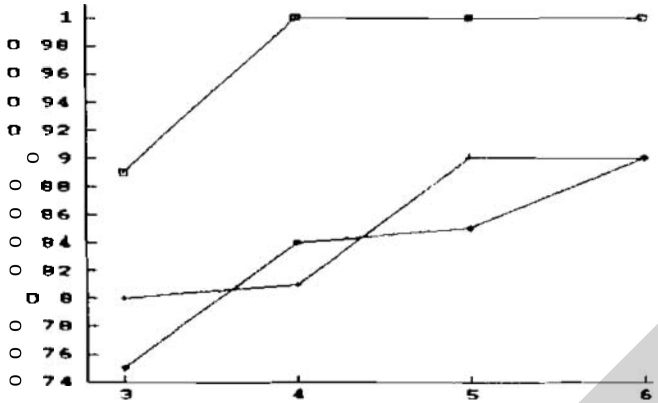


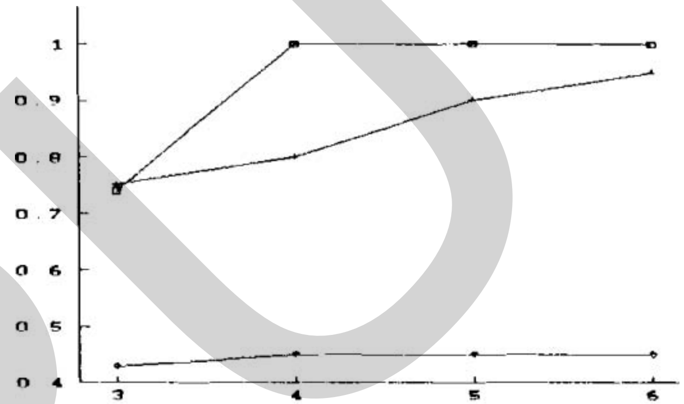
รูปที่ 4.4 ที่ระดับค่าวิกฤติ 2.75 ขนาดตัวอย่าง 100

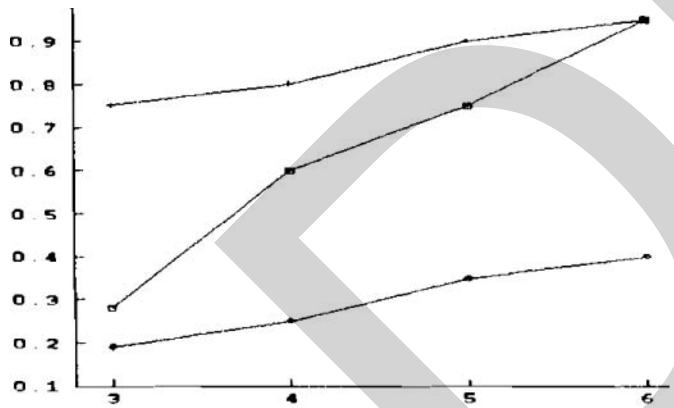
---□--- ตัวแบบ AR(1)

---x--- ตัวแบบ MA(1)

--◇-- ตัวแบบ IMA(1,1)





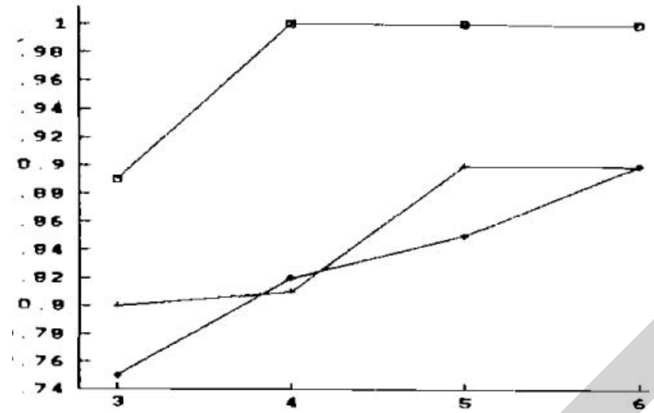


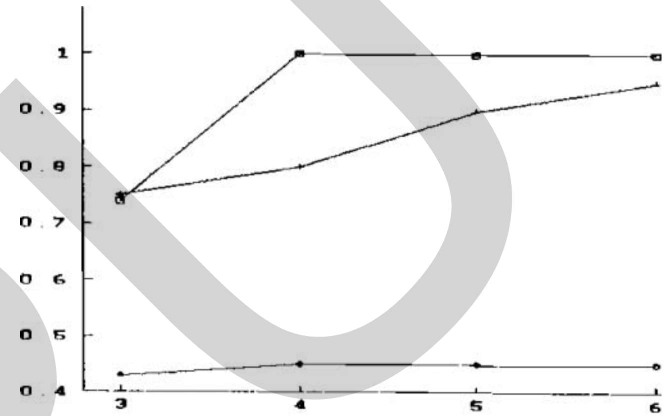
รูปที่ 4.5 ที่ระดับค่าวิกฤติ 3.00 ขนาดตัวอย่าง 100

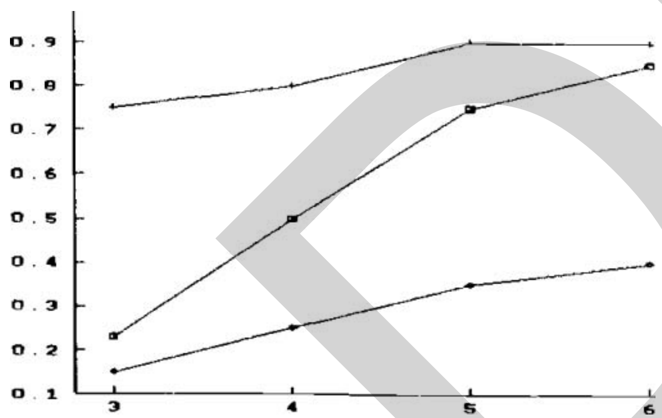
---□--- ตัวแบบ AR(1)

---x--- ตัวแบบ MA(1)

---◇--- ตัวแบบ IMA(1,1)





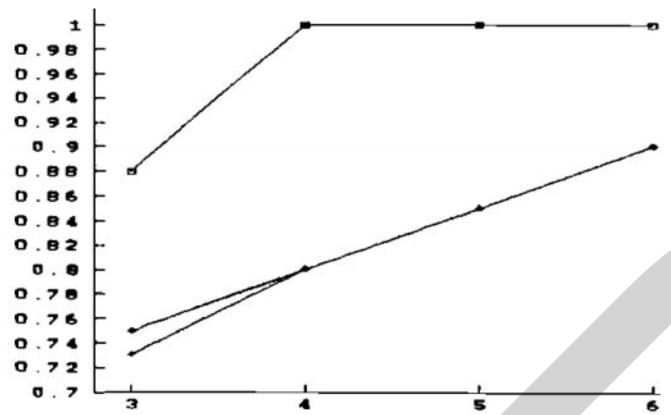


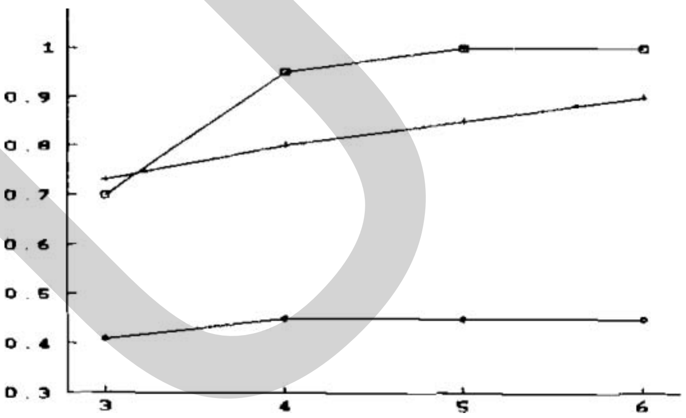
รูปที่ 4.6 ที่ระดับค่าวิกฤติ 3.25 ขนาดตัวอย่าง 100

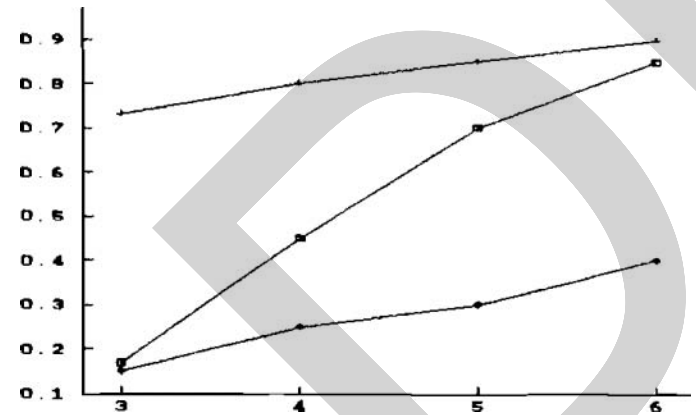
---□--- ตัวแบบ AR(1)

---x--- ตัวแบบ MA(1)

--◇-- ตัวแบบ IMA(1,1)







รูปที่ 4.7 ที่ระดับค่าวิกฤติ 3.50 ขนาดตัวอย่าง 100

--□-- ตัวแบบ AR(1)

--+-- ตัวแบบ MA(1)

--◇-- ตัวแบบ IMA(1,1)

จากรูปที่ 4.1 – 4.7 สรุปได้ดังนี้

4.2.2.1 ที่ระดับค่าวิกฤติ 2.00

ตัวแบบอนุกรมเวลา AR(1) MA(1) มีอำนาจการทดสอบสูงกว่าตัวแบบอนุกรมเวลา IMA(1,1)

4.2.2.2 ที่ระดับค่าวิกฤติ 2.25

ตัวแบบอนุกรมเวลา AR(1) MA(1) มีอำนาจการทดสอบสูงกว่าตัวแบบอนุกรมเวลา IMA(1,1)

4.2.2.3 ที่ระดับค่าวิกฤติ 2.50

ตัวแบบอนุกรมเวลา AR(1) MA(1) มีอำนาจการทดสอบสูงกว่าตัวแบบอนุกรมเวลา IMA(1,1)

4.2.2.4 ที่ระดับค่าวิกฤติ 2.75

ตัวแบบอนุกรมเวลา AR(1) MA(1) มีอำนาจการทดสอบสูงกว่าตัวแบบอนุกรมเวลา IMA(1,1)

4.2.2.5 ที่ระดับค่าวิกฤติ 3.00

ตัวแบบอนุกรมเวลา AR(1) MA(1) มีอำนาจการทดสอบสูงกว่าตัวแบบอนุกรมเวลา IMA(1,1)

4.2.2.6 ที่ระดับค่าวิกฤติ 3.25

ตัวแบบอนุกรมเวลา AR(1) MA(1) มีอำนาจการทดสอบสูงกว่าตัวแบบอนุกรมเวลา IMA(1,1)

4.2.2.7 ที่ระดับค่าวิกฤติ 3.50

ตัวแบบอนุกรมเวลา AR(1) MA(1) มีอำนาจการทดสอบสูงกว่าตัวแบบอนุกรมเวลา IMA(1,1)

4.3 การเปรียบเทียบร้อยละค่าเฉลี่ยสัมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์ล่วงหน้าเมื่อมีการปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติ ณ ตำแหน่งเวลาที่ตรวจพบ

การเปรียบเทียบร้อยละค่าเฉลี่ยสัมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์ล่วงหน้าเมื่อมีการปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติแล้วจะศึกษาโดยใช้ข้อมูลจากมูลค่าการส่งออกของประเทศไทยตั้งแต่ปี 2529 ถึง 2536 ผลการวิเคราะห์ที่ได้ ใช้โปรแกรมสำเร็จรูป AUTOBOX VERSION 3.0 ช่วยในการวิเคราะห์ นำเสนอในตารางที่ 4.6

ตารางที่ 4.6 มูลค่าสินค้าออกของประเทศไทยรายเดือน ปี 2529 – 2537

(มูลค่า : ล้านบาท)

เดือน	2529	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536
ม.ค	18592.2	20612.3	24696.1	36011.8	39870.7	52464.4	66226.9	61551.9
ก.พ	17562.2	19985.0	27459.4	35040.3	43130.7	50259.3	57986.8	70445.5
มี.ค	20423.2	25382.0	36404.3	46032.4	52380.0	63440.3	69150.7	75420.4
เม.ย	19434.4	23369.3	29968.8	41028.0	42836.6	54854.4	65921.0	69053.6
พ.ค	19986.1	23572.1	31237.2	43555.6	49363.1	57561.5	61043.3	71097.7
มิ.ย	18546.1	25315.3	34699.0	49415.0	52126.8	56072.5	73498.0	77502.7
ก.ค	20037.4	26839.5	32815.5	40097.7	48985.0	69774.8	72558.0	82320.8
ส.ค	19474.0	23670.0	37272.4	48099.1	55374.0	64549.1	38826.7	81073.9
ก.ย	19968.8	26572.3	38264.2	44849.8	48754.5	63127.3	73288.9	91362.2
ต.ค	19247.4	26841.0	36324.7	41502.0	51094.0	63754.2	72598.3	85777.8
พ.ย	17363.6	28773.3	34927.1	43365.1	54922.1	64735.7	67774.3	85613.2
ธ.ค	22538.5	28921.0	39501.1	47318.2	51320.0	64855.3	74714.3	83289.3

ที่มา สถิติประจำปี กรมเศรษฐกิจการพาณิชย์ กระทรวงพาณิชย์ ปี 2531 – 2537

4.2.3.1 ตัวแบบของข้อมูลจริง

จากตารางที่ 4.6 นำข้อมูลมาวิเคราะห์หาตัวแบบของอนุกรมได้ดังนี้

$$[(I - B)]Y(T) = 1493.5 + A(T)[(1+0.7724B + 0.3972B^2)]^{-1}[(1 + 0.5182B^{12})] \tag{4.6.1}$$

ซึ่งมีค่าความแปรปรวน (σ_a^2) เท่ากับ 0.1355 และค่าคุณลักษณะ (parameter) ของตัวแบบ ดังตารางที่4.7

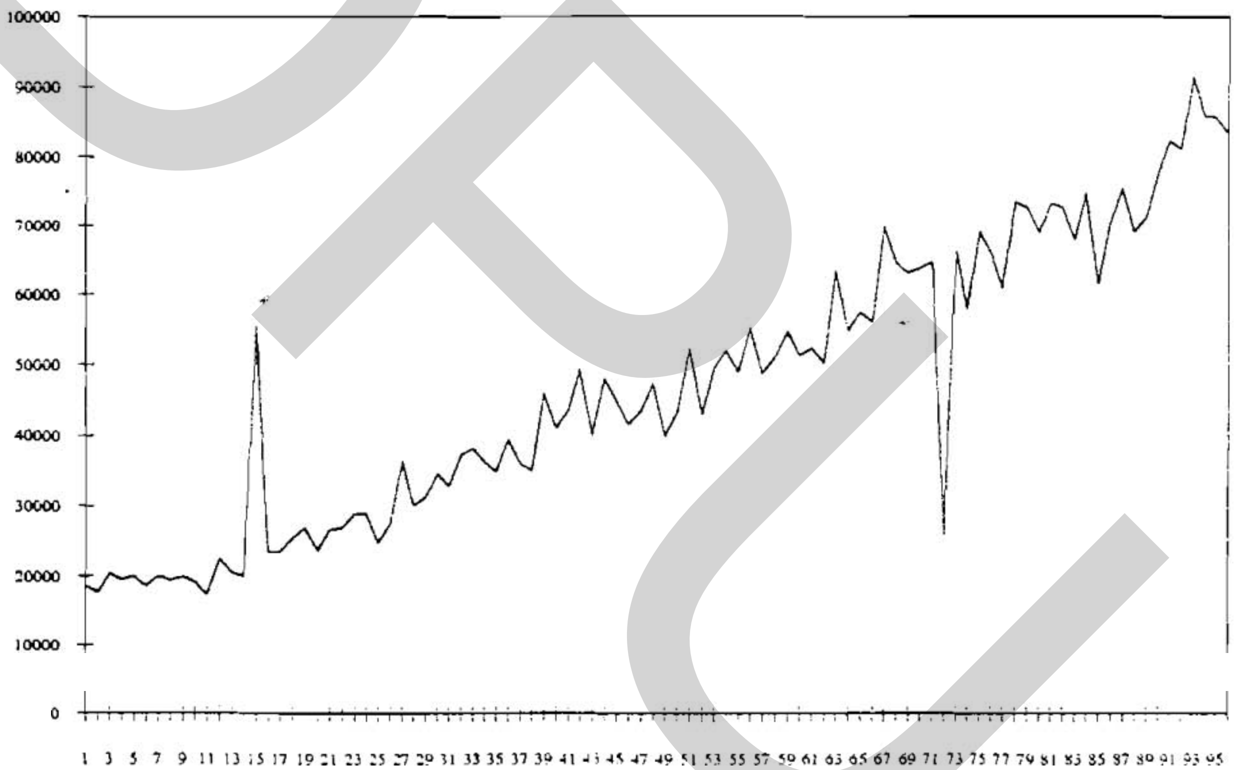
ตารางที่ 4.7 แสดงค่าประมาณคุณลักษณะของตัวแบบ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95%

PARAMETER	Coefficient	Standard Error	t–ratio
ค่าคงที่	1493.544	557.559	2.679*
ϕ_1	−0.7724	0.0965	−7.997*
ϕ_2	−0.3971	0.0962	−4.128*
θ_1	−0.5181	0.1089	−4.758*

4.3.2 ตัวแบบข้อมูลที่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติ

4.3.2.1 ไม่มีการปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติ

ตามที่ได้กล่าวไว้แล้วในหัวข้อ 4.2.3.1 ผู้วิจัยจะสร้างข้อมูลที่ผิดปกติขึ้นมาใหม่ 2 ค่า โดยการสุ่มตัวเลขมาจากตารางเลขสุ่มเพื่อจะหา หรือกำหนดตำแหน่งของข้อมูลที่ผิดปกติ ปรากฏว่าจากการสุ่มตัวเลขสุ่มมาได้ตำแหน่งของข้อ มูลคือ เดือนมีนาคม 2530 กับ ธันวาคม 2534 ณ ตำแหน่งนี้จะแทนข้อมูลที่ผิดปกติลงไป กล่าวคือข้อมูลเดิมเป็น 25,382.0 จะเปลี่ยนเป็น 55,382.0 และ ข้อมูลเดิมเป็น 64,855.3 จะเปลี่ยนเป็น 25,855.0 โดยมีข้อมูล ณ ตำแหน่งอื่น ๆ ยังคงเดิม ทำการวิเคราะห์ข้อมูลใหม่อีกครั้งหนึ่ง เพื่อหาคุณลักษณะของตัวแบบ ดังรูปที่ 4.8



รูปที่ 4.8 แสดงค่าสังเกตที่ผิดปกติในตำแหน่งที่ 1 และที่ 2

จากการวิเคราะห์เพื่อหาตัวแบบของข้อมูล ได้ตัวแบบของการพยากรณ์ดังนี้

$$[(1 - B^2)]Y(T) = 2567.6 + A(T)[(1 + 0.9780B^2)]^{-1}\{(1 - 0.9251B^4)] \quad (4.6.2)$$

ซึ่งมีค่าความแปรปรวน (σ_a^2) เท่ากับ 0.4502 และมีค่าคุณลักษณะของตัวแบบ ดังตารางที่ 4.8

ตารางที่ 4.8 แสดงค่าประมาณคุณลักษณะของตัวแบบ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95%

PARAMETER	Coefficient	Standard Error	t–ratio
ค่าคงที่	2567.576	140.475	18.28*
ϕ_1	–0.9780	0.0506	–19.30*
θ_1	0.9250	0.1070	8.644*

4.3.2.2 มีการปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติ ณ ตำแหน่งที่พบ

ตามที่ได้กล่าวไว้แล้วเกี่ยวกับข้อมูลที่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติในหัวข้อ 4.2.3.2.1 ได้ทำการวิเคราะห์ข้อมูลใหม่อีกครั้งหนึ่ง เพื่อหาคุณลักษณะของตัวแบบ แต่ในครั้งนี้ได้มีการปรับแก้ไขข้อมูลตามวิธีที่กล่าวมาแล้วในบทที่ 2 จากการวิเคราะห์ได้ตัวแบบของการพยากรณ์ ดังนี้

$$(1 - B)\ Y(T) = 869.87 + X_{72}(T)(-36514)(1 - B) + X_{15}(T)(25055)(1 - B) + A(T)[(1 + 0.8909B + 0.4393B^2)(1 - 0.5670B^{12})]^{-1} \quad (4.6.3)$$

ซึ่งมีค่าความแปรปรวน (σ_a^2) เท่ากับ 0.1316 และมีค่าคุณลักษณะของตัวแบบดังตารางที่ 4.9

ตารางที่ 4.9 แสดงค่าประมาณคุณลักษณะของตัวแบบ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95%

PARAMETER	Coefficient	Standard Error	t-ratio
ค่าคงที่	869.8667	442.416	1.960*
ϕ_1	-0.8909	0.1014	-8.784*
ϕ_2	-0.4393	0.0984	-4.461*
ϕ_3	0.5670	0.1164	4.869*
X_1	-36513.66	2669.45	-13.680*
X_2	25055.26	3982.62	6.291*

ดังที่กล่าวมาแล้วในหัวข้อ 4.3.2.1 และ หัวข้อ 4.3.2.2 นำมาสรุปและเปรียบเทียบคุณสมบัติที่สำคัญบางประการของตัวสถิติที่สำคัญ ดังตารางที่ 4.10

ตารางที่ 4.10 แสดงค่าของตัวสถิติที่สำคัญเมื่อใช้ ARIMA (4.6.2) และ ARIMA (4.6.3)

ตัวสถิติ	ARIMA	ARIMA
Residual Mean	-0.0014	-36.8418
Standard Deviation	3769.69	7965.98
Standard Error of Mean	435.287	844.392
R Square	0.9592	0.8401

จากตัวแบบในสมการที่ 4.6.1 4.6.2 และ 4.6.3 แสดงให้เห็นว่าหากข้อมูลมีค่าสังเกตที่ผิดปกติ จะทำให้ความแปรปรวนของตัวแบบสูงกว่าความเป็นจริง ในตารางที่ 4.10 แสดงให้เห็นชัดเจนว่าหากข้อมูลมีค่าสังเกตที่ผิดปกติอยู่แล้ว ไม่หาวิธีการตรวจสอบและแก้ไขข้อมูลที่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติ จะทำให้การพยากรณ์ของ ข้อมูลชุดนั้นมีความเที่ยงตรงและความน่าเชื่อถือต่ำกว่าชุดข้อมูลที่มีการตรวจหาและปรับแก้ไข ค่าสังเกตที่ผิดปกติ N ตำแหน่งที่ตรวจสอบพบ

4.3.3 การเปรียบเทียบร้อยละค่าเฉลี่ยสัมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์ล่วงหน้า เมื่อมีการปรับแก้ไขค่าสังเกตที่ผิดปกติ ณ ตำแหน่งคาบเวลาที่ตรวจ สอบพบ

การเปรียบเทียบร้อยละค่าเฉลี่ยสัมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์ล่วงหน้า ใช้ข้อมูลมูลค่าการส่งออกของประเทศไทยตั้งแต่ปี 2529 ถึง ปี 2536 และนำข้อมูลมูลค่าการส่งออกในปี 2537 ตั้งแต่เดือน มกราคม ถึง เดือน มิถุนายน เป็นเวลา 6 เดือน มาเป็นฐานในการเปรียบเทียบ โดยใช้ตัวแบบ ARIMA (4.6.2) กับ ARIMA (4.6.3) มาเปรียบเทียบกัน ดังแสดงไว้ในตารางที่ 4.11

ตารางที่ 4.11 เปรียบเทียบค่าการพยากรณ์ มูลค่าการส่งออกของประเทศไทย ประจำปี 2537 ของตัวแบบ ARIMA (4.6.2) กับ ARIMA (4.6.3)

ปี 2537	ข้อมูลจริง	มีการปรับแก้ไข		ไม่มีการปรับแก้ไข	
		ค่าพยากรณ์	ผิดพลาด	ค่าพยากรณ์	ผิดพลาด
มกราคม	77062.6	81143.0	0.0529	79717.0	0.0344
กุมภาพันธ์	75291.2	85068.0	0.1298	79068.0	0.0502
มีนาคม	103895.7	87419.0	0.1585	82435.0	0.2066
เมษายน	85096.1	85589.0	0.0057	80031.0	0.0595
พฤษภาคม	90602.5	86238.0	0.0481	82344.0	0.0911
มิถุนายน	96630.2	90412.0	0.0643	81657.0	0.1549
	MAPE		7.65		9.95

จากตารางที่ 4.11 เป็นการแสดงให้เห็นชัดเจนว่า การพยากรณ์ค่าล่วงหน้า 6 หน่วยเวลา ค่าพยากรณ์ที่ได้จากตัวแบบที่ไม่มีการปรับแก้ไขค่าสังเกตที่ผิดปกติก่อนทำการพยากรณ์ จะมีค่าร้อยละเฉลี่ยสัมบูรณ์ความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์สูงกว่าตัวแบบที่มีการปรับแก้ไขค่าสังเกตที่ผิดปกติก่อนทำการพยากรณ์ถึงร้อยละ 2.295

บทที่ 5

สรุปผลการวิเคราะห์และข้อเสนอแนะ

การวิจัยในครั้งนี้ต้องการเปรียบเทียบความน่าจะเป็นของความผิดพลาดประเภทที่ 1 อำนาจการทดสอบ และค่าเฉลี่ยสัมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์ล่วงหน้า เมื่อมีการแปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติ ณ คายเวลาที่ตรวจพบแล้ว สรุปผลการวิเคราะห์ ได้ดังนี้

5.1 ผลสรุปการเปรียบเทียบความน่าจะเป็นของความผิดพลาดประเภทที่ 1

จากการทดลองหาความน่าจะเป็นของความผิดพลาดประเภทที่ 1 ในการทดสอบค่าสังเกตที่ผิดปกติ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่าที่กำหนดให้โดยใช้เกณฑ์ของ Bradley และ Cochran สรุปได้ดังนี้ วิธีการที่นำเสนอโดย Chaos , Hillmer , Cheng Tiao และ Chen มีความ สามารถควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้น้อยมาก ในตัวแบบอนุกรมเวลา AR(1) , MA(1) และ IMA(1,1)

5.2 ผลสรุปการเปรียบเทียบอำนาจของการทดสอบ

ในการตรวจสอบค่าสังเกตที่ผิดปกติใช้ค่าวิกฤติ *2.0 2.25 2.50 2.75 3.00 3.25* และ *3.50* สรุปได้ดังนี้ วิธีการที่นำเสนอโดย Chang , Hillmer , Cheng Tiao และ Chen มีอำนาจของการทดสอบสูงมากในตัวแบบอนุกรมเวลาคงที่ AR(1) และ MA(1) ส่วนตัวแบบอนุกรมเวลาไม่คงที่ IMA(1,1) มีอำนาจการทดสอบต่ำกว่า ทั้งนี้อาจจะเนื่องมาจากลักษณะบางประการของข้อมูลอนุกรมเวลาไม่คงที่ ที่ขาดความเสถียรภาพของข้อมูล ซึ่งจำเป็นจะต้องมีการปรับตัวแบบของอนุกรมเวลาไม่คงที่มาสู่อนุกรมเวลาคงที่ จึงทำให้คุณลักษณะบางประการ ที่สำคัญของอนุกรมเวลา IMA(1,1) สูญหายไป เป็นผลทำให้วิธีการของ Chang , Hillmer , Cheng Tiao และ Chen มีประสิทธิภาพน้อยลง

5.3 ผลสรุปการเปรียบเทียบค่าร้อยละเฉลี่ยสัมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์ล่วงหน้า เมื่อมีการปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติ ณ ตำแหน่งคาบเวลาที่ตรวจพบ

ในการตรวจสอบค่าสังเกตที่ผิดปกติ โดยใช้ข้อมูลมูลค่าการส่งออกของประเทศไทย ในปี 2529 ถึง ปี 2536 สรุปได้ดังนี้ การพยากรณ์ล่วงหน้า 6 หน่วยเวลา ค่าพยากรณ์ที่ได้ จากตัว

แบบอนุกรมเวลาที่มีการปรับแก้ไขค่าสังเกตที่ผิดปกติ ณ ตำแหน่งคาบเวลาที่ตรวจสอบ พบจะให้ค่าร้อยละเฉลี่ยสัมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์ต่ำกว่าตัวแบบของอนุกรม เวลาที่ไม่มีการปรับแก้ไขค่าสังเกตที่ผิดปกติ และตัวแบบอนุกรมเวลาที่มีการปรับแก้ไขค่าสังเกต ที่ผิดปกติแล้ว ยังมีค่าสัมประสิทธิ์ของการตัดสินใจสูงกว่าตัวแบบอนุกรมเวลาที่ไม่มีการปรับแก้ไข ค่าผิดปกติ

5.4 การอภิปรายผล

ในการพิจารณาความสามารถการควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ I เมื่อไม่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติ หรือ มีค่าสังเกตที่ผิดปกติ 1 ค่า ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และ 0.01 ขนาดตัวอย่าง 100 วิธีการที่เสนอนี้มีความสามารถในการควบคุมได้น้อยมาก จะมีความสามารถควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ I ได้ดีเฉพาะข้อมูลอนุกรมเวลาคงที่เท่านั้น ส่วนการพิจารณาถึงอำนาจของการทดสอบปรากฏว่า สำหรับตัวแบบอนุกรมเวลาคงที่ AR(1) , MA(1) มีอำนาจการทดสอบสูงกว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่ IMA(1,1) เมื่อพิจารณาความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ช่วงหน้า 6 หน่วยเวลา เมื่อมีการปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติ ณ ตำแหน่งคาบเวลาที่ตรวจพบ วิธีการที่เสนอจะให้ค่าเฉลี่ยร้อยละสัมบูรณ์ที่ต่ำกว่าการพยากรณ์ล่วงหน้าที่ไม่มีการปรับแก้ไขค่าผิดปกติ ซึ่งได้แสดงให้เห็นว่าวิธีของ Chang , Hillmer , Cheng Tiao Liar Chen มีประสิทธิภาพการพยากรณ์สูง

5.5 ข้อเสนอแนะ

5.5.1 ในการวิจัยครั้งนี้เป็นการนำเสนอวิธีการตรวจหาและปรับแก้ค่าสังเกตที่ผิดปกติในข้อมูลอนุกรมเวลาวิธีหนึ่งเท่านั้น ยังมีวิธีอื่นอื่น ๆ in เช่น การหาค่าเฉลี่ยของข้อมูล 2 ค่าที่อยู่ ติดกันแทนที่ค่าที่ผิดปกติ เป็นต้น โดยทั่วไปในทางปฏิบัติผู้ที่จะนำวิธีการนี้ไปใช้อย่างมีประสิทธิ์ ภาพนั้นจะต้องอาศัยดุลยพินิจ การตัดสินใจของผู้ใช้เองว่า ตำแหน่งคาบเวลาที่ตรวจสอบพบค่า สังเกตที่ผิดปกตินั้น ควรจะมีการปรับแก้ไขหรือไม่ ซึ่งถ้าหากมีการปรับแก้ไขข้อมูลไม่ตรง ตำแหน่งที่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติอยู่จริงก็อาจส่งผลกระทบต่อค่าคุณลักษณะ (parameter) ของตัวแบบอนุกรมเวลาทำให้มีความคลาดเคลื่อนการพยากรณ์สูงกว่าเป็นไปได้

5.5.2 ในการวิจัยครั้งนี้ทำการตรวจสอบค่าสังเกตที่ผิดปกติที่เกิดขึ้นของตัวแบบ AR(1) MA(1) และ IMA(1,1) เมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติปลอมปน คือ สเกล คอนทามิเนตโดยสร้างจากการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ย 0 ความแปรปรวนเป็น 1 ซึ่งค่า สังเกตที่ผิดปกติอาจจะสร้างมาจากประชากรที่มีการแจกแจงแบบหางมาก (heavy tailed) หรือ การแจกแจงแบบหางยาว (long tailed) เช่น การแจกแจงแบบ T การแจกแจงแบบ F เป็นต้น ดังนั้นอาจทำการวิจัย วิเคราะห์ในกรณีค่าสังเกตที่ผิดปกติดังกล่าว

บรรณานุกรม

ภาษาไทย

หนังสือ :

เดือน สินธุพันธ์ประทุม. เทคนิคฟอร์แทรน 77 , ภาควิชาวิศวกรรมคอมพิวเตอร์ คณะวิศวกรรมศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2535.

ธีระพร วีระถาวร. การอนุมานเชิงสถิติชั้นกลาง ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2531.

"-----------". ความน่าจะเป็นกับการประยุกต์ใช้, สำนักพิมพ์อักษรกราฟฟิค กรุงเทพฯ , 2537.

มนตรี พิริยะกุล. เทนิคการวิเคราะห์สมการถดถอย เล่ม 2 ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยรามคำแหง , 2526.

"----------". ทฤษฎีสถิติ 2 ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยรามคำแหง , 2526.

วิชิต หล่อจีระชุณห์กุลและคนอื่น ๆ. เทคนิคการพยากรณ์เชิงสถิติ , กรุงเทพมหานคร: โรงพิมพ์เรือนแก้วการพิมพ์ , 2524.

สุพล ดุรงค์วัฒนา. การวิเคราะห์ความแปรปรวน, ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี,จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2537.

เอกสารอื่น ๆ

เกศิณี กมลรัตน์. "การศึกษาเปรียบเทียบเทคนิคการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับลักษณะข้อมูล" วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย , 2530.

บุญสม หรรษาศิริพจน์. "วิธีการตรวจค่าสังเกตที่ผิดปกติในสมการถดถอยเชิงเส้นพหุ" วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย , 2531.

ปราณี รัตนัง. "การประมาณสัมประสิทธิ์การถดถอยพหุ เมื่อความผิดพลาดมีการแจกแจงแบบเบ้และมีการแจกแจงแบบหางยาวกว่าการแจกแจงแบบปกติ" วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2531.

ภาษาต่างประเทศ

Barnatt, V. and Lewis, T. Outliers in Statistical Data , New York , Wiley , 1978.

Chatfiled. C. The Analisvs of Time Series an Introduction , 3rd ed. Great Britain : J.W. Arrowsmith Lid, Bristol, 1984.

George E.P.Box and Gwilym M. Jenkins,Time Series Analysis Foredasting and Contol. Holden-Day, Sanfrancisco, 1976.

Granger, C.W.J,Forecasting in Business and Economics, 2" ed. New York : Academic Press. Inc, 1989.

Hawkins, D.M.. Identificantion of Outliers, London : Chapmal Hall. 1980.

Momtgomery, D.C. Gardiner J.S. and Johnson, LA. Forecasting and Time Series Analysis, 2nd ed. New York : Mcgraw-Hill, 1990.

Pankratz, A Forecasting with Dynamic Regression Models. New York. Wiley. 1991.

William, W.S. Wei,Time Series analysis, Univariate and Mutivariate Methods. California : Addison-Wesley. 1989.

วารสารภาษาอังกฤษ

Adrews, D.F.. and Pregibon. D. "Finding the Outlier That Mater", Journal of the Royal Statistical Sociery Ser. B, 40, 85-93, 1978.

Anscombe, F.J., "Rejection of Outlier", Technometerics. 2, 123-147, 1980.

Beckman, R.J. and Cook. R.D.. "Outliers (with Discussion)", Technometrics. 25, 119-163, 1983.

Chang. I., Tiao, G.C. and Chen, C. "Estimation of Time Series Parameter in the Presence of Outliers", Technometrics. 30. 193-204, 1988.

Chen. C. and Liu, L.M.. 'Jont Estimation of Model parameter and Outlier Effects in Time series", Working Paper Series. Scientific Computing Associate. 1990.

"-------------- ", "Forecasting Time Series with Outliers" Working Paper Series NO. 124, Scientific Computing Associate, 1991.

Fox. A.J., "Outliers in Time Series", Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 34, 350-363, 1972.

Hillmer, S.C. 'Monitoring and Adjusting Forecasts in the Presence of Additive Outliers" Journal fo Forecating 3: 205-215, 1984.

Ledolter, J. "The Effect of Additive Outliers on the Forecasts from ARIMA Models", International Journal of Forecasting 5 : 231-240, 1989.

ภาคผนวก ก

ในการสร้างตัวแปรให้มีคุณสมบัติตามต้องการ วิธีการหนึ่งที่สามารถทำได้ คือ อาศัยเทคนิคของการผลิตเลขสุ่มโดยการเขียนโปรแกรม

1. การสร้างตัวเลขสุ่ม (Random Number) โดยการเขียนโปรแกรม

ในการสร้างลักษณะการแจกแจงแบบต่าง ๆ นั้น ต้องใช้ตัวเลขสุ่มเป็นพื้นฐานในการสร้าง สำหรับวิธีการสร้างตัวเลขสุ่มมีอยู่หลายวิธี ในการวิจัยครั้งนี้จะใช้วิธีการสร้างตัวเลขสุ่มตามวิธีของไวท์และสมิตท์ (1975:421) เสนอไว้ ซึ่งจะใช้โปรแกรมย่อย RANDU ผลิตเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบสม่ำเสมอในพิสัย 0 ถึง 1 โดยใช้คำสั่ง CALL RANDU (IX,IY,RAN) ซึ่งมีพารามิเตอร์ในวงเล็บ IX คือ เลขสุ่มตัวเลขตัวแรกซึ่งจะต้องเป็นจำนวนเต็มบวกที่เป็นเลขคี่และน้อยกว่า 2147483648 ซึ่ง IX นี้จะเป็นค่าเริ่มต้น ที่จะให้โปรแกรมย่อยคำนวณ IY ออกมา IY จึงเป็นค่าที่เป็นเลขสุ่มจำนวนเต็มของโปรแกรมย่อยนี้ และจะใช้เป็นตัวคำนวณ IY ตัวต่อ ๆ ไป สำหรับรายละเอียดในการสร้างโปรแกรมย่อสามารถแสดงได้ดังนี้

```
      SUBROUTINE RANDU  (IX,IY,RAN)
      IY = IX*65539
      IF (IY) 5,6,6
5     IY = IY + 2147483647 + 1
6     RAN = IY
      RAN = RAN*0.4656613E-9
      IX = IY
      RETURN
      END
```

2. การสร้างเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติ

การสร้างตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงปกติที่มีค่าเฉลี่ยและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานตามกำหนด จะใช้โปรแกรมย่อย GAUSS ซึ่งจะพิจารณาจากสูตร

$$V = \frac{\sum RAN_i - \frac{k}{2}}{\frac{k}{12}} \qquad i = 1,2,3,\ldots,k$$

โดยที่ V เป็นตัวเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ย 0 และความแปรปรวน 1

RAN_i เป็นตัวเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบสม่ำเสมอในช่วง (0.1) จากโปรแกรมย่อย RANDU

k เป็นจำนวนค่าของ RAN_i ที่จะถูกนำมาใช้

โดยปกติเลขสุ่ม V จะมีค่าเข้าใกล้เลขสุ่มที่มีการแจกแจงปกติที่แท้จริงนั้นเมื่อค่าของ k เข้าใกล้อนันต์ **(Infinity)** สำหรับโปรแกรมที่ใช้สร้างเลขสุ่มนี้จะเลือก k เป็น 12 เพื่อลดเวลาการคำนวณในเครื่องคอมพิวเตอร์ จากสูตรข้างต้น สามารถเขียนใหม่ได้ดังนี้

$$V = \sum RAN_i - 6.0 \qquad i = 1,2,3,...,k$$

และเพื่อให้ตัวเลขสุ่มที่สร้างขึ้นมาจากแจกแจงเข้าใกล้การแจกแจงปกติ โดยมีค่าเฉลี่ยและ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานตามที่กำหนด ดังนั้นตัวแปรสุ่มดังกล่าวจะเป็น

$$V = AM + V*S^2$$

โดย S เป็นค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานที่กำหนด

AM เป็นค่าเฉลี่ยตามที่กำหนด

ดังนี้โปรแกรมย่อย ซึ่งใช้สร้างการแจกแจงแบบปกติ แสดงไว้ดังนี้

```
      SUBROUTINE GAUSS (IX,S,AM,V)
      AM = 0.0
      DO 50 I = 1,12
      CALL RANDU (IX,IY,RAN)
3     A = A + RAN
      V = (A - 6.0)*S + AM
      RETURN
      END
```

3. การสร้างการแจกแจงแบบปกติปลอมปน

การสร้างตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติปลอมปนที่มีค่าเฉลี่ยและส่วนเบี่ยงบนมาตรฐานตามที่กำหนด จะใช้แนวคิดของ RAMSAY (ค.ศ. 1977) เสนอไว้ โดยพิจารณาการแจกแจงที่แปลงมาจากการแจกแจงแบบปกติ ที่มีฟังก์ชั่นการแจกแจงอยู่ในรูปของ

$$F(x) = (N - N_1)\, N(0,1) + N_1\, N(0,C^2(1))$$

หมายความว่าตัวแปรสุ่ม X มาจากการแจกแจง N(0,1) ตัวจำนวนเท่ากับ $N - N_1$ และจากการแจกแจง $N(0,C^2(1))$ ด้วยจำนวนเท่ากับ N_1 โดยที่

0 และ 1 เป็นค่ากำหนดค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

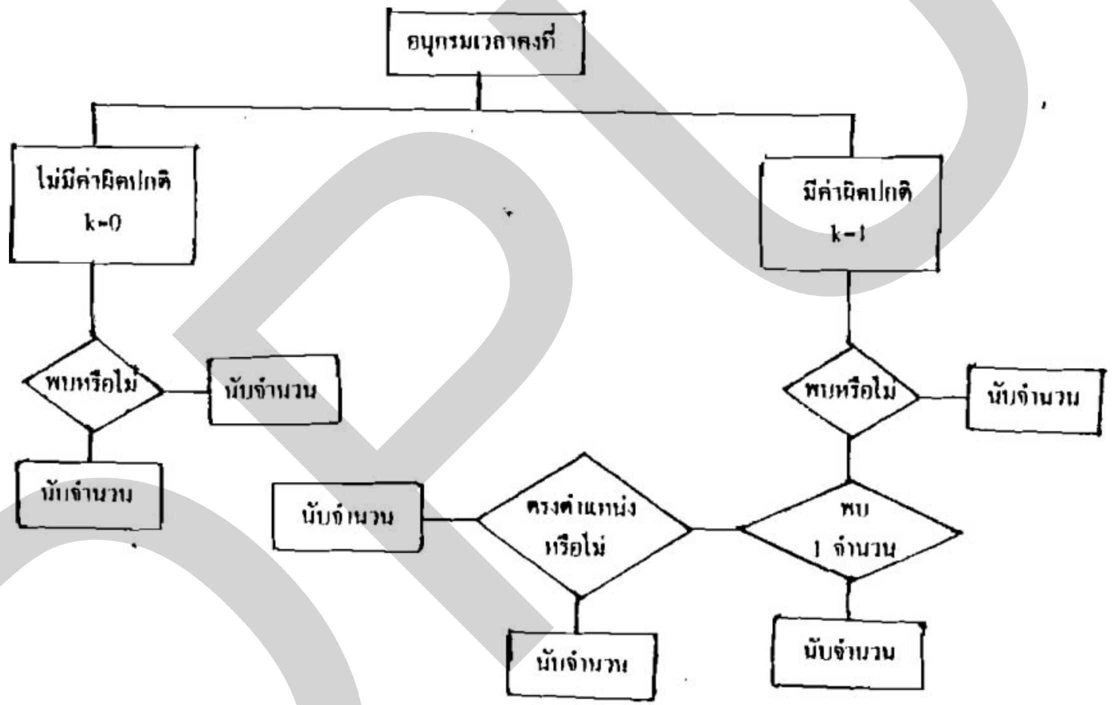
N_1 และ C เป็นค่ากำหนดจำนวนการปลอมปนและสเกลแฟคเตอร์

ดังนั้น คำสั่งในการสร้างข้อมูลให้มีการแจกแจงแบบปกติปลอมปน คือ

```
      IA = 1
      S = IA
      SA = C*C*S
20    CALL GAUSS (IX,S,AM,X)
      IN = INT(10*X)
      IF ((IN .GE. 2) .AND. (IN .LT. (N - 1)) MEN
      DO 15 I = 1,N
      IF (I - IN) 12,11,12
11    CALL GAUSS (IX,S,AM,X)
      R = XMEAN + C*X
      ERR(I) = R
      GOTO 15
12    CALL GAUSS (IX,S,AM,X)
      ERR(I) = X
15    CONTINUE
      ELSE
      GOTO 20
      END IF
```

ภาคผนวก ข.

การหาสัดส่วนของความผิดพลาดทั้งหมดสามารถแสดงได้ดังแผนผัง



2. อำนาจการทดสอบ

อำนาจการทดสอบ คือ ความน่าจะเป็นที่จะปฏิเสธสมมติฐาน Ho เมื่อสมมติฐาน Ho ผิด ในการสรุปผลมักจะเกิดความผิดพลาดได้สองแบบ คือ การที่จะปฏิเสธสิ่งที่เป็นจริงและยอมรับสิ่งที่ไม่จริง ซึ่งเราต้องการทำให้ความน่าจะเป็นของเหตุการณ์ของความผิดพลาดเหล่านี้เกิดขึ้นน้อยที่สุดเท่าที่จะเป็นได้ การที่จะปฏิเสธสิ่งที่เป็นจริงเราเรียกว่า ความผิดพลาดแบบที่ I (Type I error) ซึ่งสามารถให้นิยามของความน่าจะเป็นของเหตุการณ์ดังกล่าวได้ดังนี้

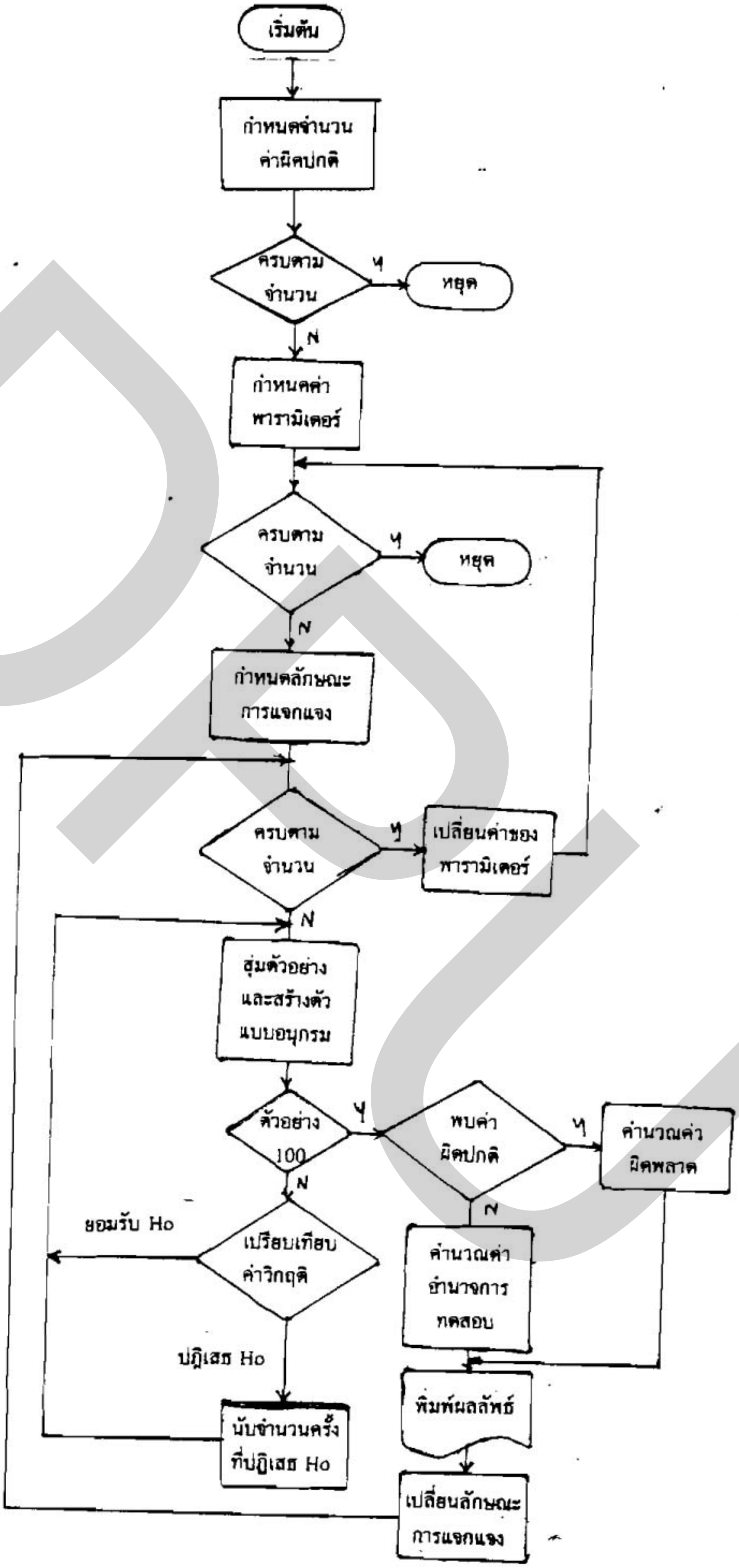
$$\alpha = P(\text{ปฏิเสธ Ho เมื่อ Ho เป็นจริง})$$

ส่วนการยอมรับสิ่งที่ไม่จริงเราเรียกว่า ความผิดพลาดแบบที่ II (Type II error) ซึ่งสามารถให้นิยามของความน่าจะเป็นได้ดังนี้

$$\beta = P(\text{ยอมรับ Ho เมื่อ } H_1 \text{ เป็นจริง})$$

โดยทั่วไปแล้ว ปัญหาในการทดสอบสมมติฐาน จะพยายามควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ I ให้มีค่าน้อยและพยายามทำให้ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ II มีค่าน้อยที่สุด เพื่อทำให้อำนาจการทดสอบสูง

$$1 - \beta = P(\text{ยอมรับ Ho เมื่อ } H_1 \text{ เป็นจริง})$$
$$= P(\text{ปฏิเสธสิ่งที่ไม่จริง})$$



แสดงผังงานสำหรับการหาสัดส่วนความผิดพลาดทั้งหมด อำนาจการทดสอบ
ในการทดสอบค่าสังเกตที่ผิดปกติ

ภาคผนวก ค

โปรแกรมที่ 1 โปรแกรมสำหรับสร้างข้อมูลอนุกรมเวลาคงที่ AR(1) ที่มีค่าสังเกตที่ผิดปกติ

```
C     THIS PROGRAM FOR GENERATING TIME SERIES
C     WITH FIRST AUTOREGRESSIVE MODEL AR(1)
      DIMENSION ERR(120),Y(120),AERR(120),BERR(120),CERR(120),C(8)
     +,YA(120),YB(120),YA1(120),YB1(120),ASCAL(120)
     +,IK(2),IO(120),BSCAL(120),KM1(120),KM2(120),DERR(120)
     +,YC(120),YC1(120),YD(120),YD1(120),CSCAL(120)
     +,DSCAL(120),HERR(120),HSCAL(120),YH(120),YH1(120),YT(120)
     +,YT1(120),YX(120),YX1(120),YY(120),YY1(120),TERR(120),XERR(120)
     +,YERR(120),TSCAL(120),XSCAL(120),YSCAL(120),SS(8),NM(500)
      DOUBLE PRECISION IX
      OPEN (1,FILE='1A3.PRN')
      OPEN (2,FILE='1A4.PRN')
      OPEN (3,FILE='1A5.PRN')
      OPEN (4,FILE='1A6.PRN')
      OPEN (5,FILE='LPT1')
      IX = 65479
      N = 100
      C(1) = 3.
      C(2) = 4.
      C(3) = 5.
      C(4) = 6.
      AM = 0.
      IA = 1
      S = IA
      DO 60 J=1,4
      DO 30 IM = 1,100
      CALL GAUSS (IX,S,AM,U)
      XMU = U
      XRHO = 0.2
      XFRE = XRHO
C     XMEAN = XMU/(1. - XFRE)
C***GENERATE INTITIAL DATA FOR AR(1)
C     Y(0) = XMEAN
C***GENERATE ERROR NORMAL DISTRIBUTION (0.1)
      DO 40 I = 1,N
      CALL GAUSS(IX,S,AM,V)
```

```
      ERR(I) = V
      Y(I) = XFRE*Y(I-1) + ERR(I)
40    CONTINUE
C***GENERATE ERROR SCALE - CONTAMINATE NORMAL DISTRIBUTION (0,2)
C***GENERATE AUTOREGRESSNE FIRST ORDER
C***GENERATE OUTLIERS 1 AND 2 TIME
64    CALL GAUSS (IX,S,AM,V)
      IO1 = N*V
      IF ((IO1 .GT. 2) AND. (101 .LE. (N-1))) THEN
      N1 =IO1
      NM(IM)=N1
      ELSE
      GOTO 04
      END IF
      DO 50 I=1,N
      IF (I - N1) 8,9,8
8     YA1(I) = Y(I)
      GOTO 50
9     SA = C(J)*C(J)*S
      CALL SCAUSS (IX,SA,AM,V)
      ASCAL(N1) = V
C     ASCAL(N1) = SA
      YA1(N1) = XFRE*YA1(N1-1) + ASCAL(N1)
50    CONTINUE
C***STATIONARY TIME SERES NO OBSERVATION OUTLIER
C***AND 1 OR 2 OUTLIERS
      DO 90 I = 1,N
      WRITE (J.101) Y(I),YA1(I),N1
101   FORMAT (2F10.3.15)
90    CONTINUE
      WRITE (5.109) NM(IM)
109   FORMAT (15)
30    CONTINUE
60    CONTINUE
20    CONTINUE
      STOP
      END
*****THIS SUBROUTINE IS TO GENERATE RANDOM NUMBER
      SUBROUTINE RANDU (IX,IY,RAN)
      DOUBLE PRECISION IX
```

```
      IY = IX*65539
      IF (IY) 5,6,6
    5 IY = IY + 2147433647 + 1
    6 RAN-N
      RAN = RAN*0.4656613E-9
      RETURN
      END
C*****THIS SUBROUTINE IS TO GENERATE NORMAL DISTRIBUTION
      SUBROUTINE GAUSS (IX,S,AM,V)
      DOUBLE PRECISION IX
      A = 0.
      DO 50 I = 1.12
      CALL RANDU (IX,IY,RAN)
      IX=IY
   50 A = A + RAN
      V = (A - 6.0)*S + AM
      RETURN
      END
C*****THIS SUBROUTINE IS GENERATE SCALE CONTAMINATE NORMAL DISTRIBUTION
      SUBROUTINE SCAUSS (IX,SA,AM,V)
      DOUBLE PRECISION IX
      A = 0.
      DO 501 = 1.12
      CAU RANDU (IX,IY,RAN)
      IX=IY
   50 A = A + RAN
      V = (A - 6.0)*SA +AM
      RETURN
      END
```

โปรแกรมที่ 2 โปรแกรมสำหรับสร้างข้อมูลอนุกรมเวลาคงที่ตัวแบบ MA(1) มีค่าสังเกตที่ผิดปกติ

```
C****THIS PROGRAM FOR GENERATING STATIONARY TIME SERIES MA(1)
C****WITH MOVING-AVERAGE FIRST ORDER MODEL MA(1)
       DIMENSION ERR(120),Y(120),C(8),IK(2),E(120),YA1(120),YB2(120)
     +,YA2(120),YB1(120),AERR(120),BERR(120),ASCAL(120),YA(120),YB(120)
     +,BSCAL(120),IO(120),KM1(120),KM2(120),YC(120),YH(120),YT(120)
     +,YX(120),YY(120),CERR(120),DERR(120),HERR(120),TERR(120),XERR(120)
     +,YERR(120),CSCAL(120),DSCAL(120),HSCAL(120),XSCAL(120),YSCAL(120)
     +,YD(120),YD1(120),YH1(120),YD2(120),YH2(120),TSCAL(120),YC1(120)
     +,YC2(120),YX1(120),YY1(120),YT1(120),YT2(120),YX2(120)
     +,YY2(120),NM(120)
      DOUBLE PRECISION IX
      OPEN (1,FILE='1M3.PRN')
      OPEN (2,FILE='1M4.PRN')
      OPEN (3,FILE='1M5.PRN')
      OPEN (4,FILE='1M6.PRN')
C     OPEN (5,FILE='LPT1')
      IX = 65479
      N = 100
      C(I)  = 3.
      C(2)  = 4.
      C(3)  = 5.
      C(4)  = 6.
      AM = 0.
      DO 60 J = 1.4
      S = 1.
      CALL GAUSS(IX,S,AM,U)
      ERR(0) = U
      CETA = 0.2
      DO 30 IM = 1,100
C*****GENERATE ERROR NORMAL DISTRIBUTION (0.1)
      DO 50 I = I,N
      CALL GAUSS(IX,S,AM,X)
      ERR(I) = X
      Y(I) = ERR(I) - CETA*ERR(I-1)
50    CONTINUE
C*****GENERATE ERROR SCALE - CONTAMINATE NORMAL DISTRIBUTION
64    CALL GAUSS (IX,S,AM,V)
       IO1 = N*V
```

```
      IF ((101 .GT. 2) AND. (101 .LE. (N-1))) THEN
      N1 =IO1
      NM(IM)=N1
      ELSE
      GOTO 84
      END IF
      DO 70 I=1,N
      IF (I - N1) 8.9.8
8     YA1(I) = Y(I)
      GOTO 70
9      SA = C(J)*C(J)*S
      CALL SCAUSS (IX,SA,AM,V)
      ASCAL(N1) = V
      YA1(N1) = ASCAL(N1) - CETA*ERR(N1-1)
70     CONTINUE
C*****STATIONARY TIME SERES NO OBSERVATION OUTLIER
C*****AND 1 OR 2 OUTLIERS
      DO 90 I = 1,N
      WRITE (J,101) Y(I),YA1(I),N1
101    FORMAT (2F10.2,I5)
90     CONTINUE
30     CONTINUE
60     CONTINUE
20     CONTINUE
      STOP
      END
C*****THIS SUBROUTINE IS TO GENERATE RANDOM NUMBER
      SUBROUTINE RANDU (IX,IY,RAN)
      DOUBLE PRECISION IX
      IY = IX*65539
      IF (IY) 5,6,6
5     IY = IY t 2147433647 + 1
6     RAN = IY
      RAN = RAN*0.4656613E-9
      RETURN
      END
C*****THIS SUBROUTINE IS TO GENERATE NORMAL DISTRIBUTION
      SUBROUTINE GAUSS (IX,S,AM,V)
      DOUBLE PRECISION IX
      A = 0.
```

```
      DO 50 I = 1.12
      CALL RANDU (IX,IY,RAN)
      IX = IY
50    A = A + RAN
      V = (A - 6.0)*S + AM
      RETURN
      END
C*****THIS SUBROUTINE IS TO GENERATE SCALE-CONTAMINATE NORMAL DISTRIBUTION
      SUBROUTINE SCAUSS (IX,SA,AM,V)
      DOUBLE PRECISION IX
      A = 0.
      DO 50 I = 1.12
      CALL RANDU (IX,IY,RAN)
      IX=IY
50    A = A + RAN
      V = (A - 6.0)*SA + AM
      RETURN
      END
```

โปรแกรมที่ 3 โปรแกรมสำหรับสร้างข้อมูลอนุกรมเวลาคงที่ตัวแบบ IMA(1,1) มีค่าสังเกตที่ผิดปกติ

```
C*****THIS PROGRAM FOR GENERATING STATIONARY TIME SERIES IMA(1,1)
C*****WITH MIXED AUTOREGRESSNE-MOVING AVERAGE FIRST ORDER MODEL
      DIMENSION ERR(120),Y(120),AERR(120),BERR(120),CERR(120),C(6)
     +,YA1(120),YB1(120),YA2(120),YB2(120),ASCAL(120),SS(8)
     +,IK(2),IO(120),BSCAL(120),KM1(120),KM2(120),DERR(120)
     +,YC1(120),YC2(120),YD1(120),YD2(120),CSCAL(120)
     +,DSCAL(120),HERR(120),HSCAL(120),YH1(120),YH2(120)
      DOUBLE PRECISION IX
      OPEN (1,FILE='1AM3.PRN')
      OPEN (2,FILE='1AM4.PRN')
      OPEN (3,FILE='1AM5.PRN')
      OPEN (4,FILE='1AM6.PRN')
      OPEN (5,FILE='LPT1')
      IX = 65479
      N = 100
      AM = 0.
      S = 1.
      C(I) = 3.
      C(2) = 4.
      C(3) = 5.
      C(4) = 8.
      CALL GAUSS (IX,S,AM,U)
      ERR(0) = U
      DO 60 J = 1.4
      CETA = 0.2
      DO 30 IM = 1.100
C****GENERATE ERROR SCALE-CONTAMINATE NORMAL DISTRIBUTION
      C A U GAUSS (IX,S,AM,XV)
      Y(0) = XV
C*****GENERATE ERROR NORMAL DISTRIBUTION (0.1)
      DO 50 I = 1,N
      CALL GAUSS(IX,S,AM,X)
      ERR(I) = X
      Y(I) = Y(I-1) + ERR(I) - CETA*ERR(I-1)
50    CONTINUE
C*****GENERATE ERROR SCALE - CONTAMINATE NORMAL DISTRIBUTION (O,σ2)
C****GENERATE INTITIAL DATA FOR IMA(1,1)
C*****GENERATE OUTLIERS 1 TIME
```

```
64   CALL GAUSS (IX,S,AM,U)
     N1 = N*U
     F ((N1 .GT. 2) AND. (N1 .LT. (N-1))) THEN
     IO1 = N1
C    WRITE (*,109) IM,N1
1OQ  FORMAT (2I5)
     ELSE
     W T O 64
     ENDIF
C*****GENERATE DATA MIX MODEL IMA(I. I)
     DO 70 I=1,N
     IF (I - 101) 8.9.8
8    YA1(I)= Y(I)
     W T O 70
9    SA = C(J)*C(J)*S
     CALL SGAUSS(IX,SA,AM,V)
     ASCAL(IO1) = V
     YA1(IO1) = Y(IO1-1) - CETA*ERR(IO1-1) + ASCAL(IO1)
70   CONTINUE
C*****STATIONARY TIME SERES NO OBSERVATION OUTUER
C*****AND 1 OR 2 OUTLIERS
     DO901 = 1,N
     WRITE (J,103) Y(I),YA1(I),IO1
103  FORMAT(2F10.4,I5)
90   CONTINUE
30   CONTINUE
6O   CONTINUE
20   CONTINUE
     STOP
     END
C*****THIS SUBROUTINE IS TO GENERATE RANDOM NUMBER
     SUBROUTINE RANDU (IX,IY,RAN)
     DOUBLE PRECISION IX
     IY = IX*65539
     IF (N) 5,6,6
   5 IY = IY + 2147433847 + 1
   8 RAN- IY
     RAN=RAN*0.4656613E-9
     RETURN
     END
```

```
C*****THIS SUBROUTINE IS TO GENERATE NORMAL DISTRIBUTION
      SUBROUTINE GAUSS (IX,S,AM,V)
      DOUBLE PRECISION IX
      A = 0.0
      DO 50 I = 1.12
      CALL RANDU (IX,IY,Y)
      IX = IY
      A = A + Y
50    CONTINUE
      V = (A - 6.0)*S + AM
      RETURN
      END
C*****THIS SUBROUTINE IS TO GENERATE SCALE-CONTAMINATE NORMAL DISTRIBUTION
      SUBROUTINE SGAUSS (IX,SA,AM,V)
      DOUBLE PRECISION IX
      A = 0.0
      DO 50 I = 1,12
      CALL RANDU (IX,IY,Y)
      IX = IY
      A = A + Y
   50 CONTINUE
      V = (A - 6.0)*SA + AM
      RETURN
      END
```

โปรแกรมที่ 4 โปรแกรมสำหรับตรวจหาค่าสังเกตที่ผิดปกติ และอำนาจของการทดสอบ สำหรับอนุกรมเวลาคงที่ตัวแบบ AR(1)

```
C.....TYPE I ERROR
C.....THIS PROGRAM FOR DETECTION OUTLIER TIME SERIES
C.....WITH PROCEDUSE M
      DIMENSION P(120),Q(120),Q1(120),IQ(120),ERR1(120),P1(120),P2(120)
     +,YO1(120),YFOR1(120),ER1(120),ELLA1(120),YO2(120),WAT2(120)
     +,ERR2(120),ELDAT1(120),WAT1(120),ELAMA1(120),ELLA2(120)
     +,YO(120),YFOR(120),ER(120),ERR(120),WAT(120),ELAMA(120)
     +,ELLA(120),IM(120),J1(120),J2(120),YHAT(120),XHAT(120)
     +,YADJ(120),XADJ(120),IT(120),JT(120),IQ3(120),KRE05(2)
     +,MT1(120),IQ4(120),IT1(120),IT2(120),YHAT1(120),MT2(120)
     +,YHAT2(120),YADJ1(120),YADJ2(120),XADJ1(120),XADJ2(120)
     +,XHAT1(120),XHAT2(120),II(500),JJ(500),KK(120),K(120)
     +,L(120),IBE05(2),EP1(500),EP2(500),M(120),MQ(500)
     +,LK(120),LM(120),AH05(2),AH01(2),ELAMA2(120),IDT(120)
      OPEN (1,FILE = '1A3.PRN')
      OPEN (2,FILE = '1A4.PRN')
      OPEN (3,FILE = '1A5.PRN')
      OPEN (4,FILE = '1A6.PRN')
      OPEN (6,FILE = 'LPT1')
      N = 100
      Z01=2.25
      Z05=1.96
      CZ1=2.
      CZ2=2.25
      CZ3=2.5
      CZ4=2.75
      CZ5=3.0
      CZ6=3.25
      CZ7=3.5
      DO 999 ID = 1,4
      IK = 0.
      XWE05=0.
      XWE01=O.
      XPWE1= 0.
      XPWE2= 0.
      XPWE3= 0.
      XPWE4= 0.
```

```
      XPWE5= 0.
      XPWE6= 0.
      XPWE7=0.
      ALFA05 = 0.
      ALFA01 = 0.
1     READ (ID,10,END=200) (Q(I),Q1(I),IQ(I),I=1,N)
      IK=IK+1
10    FORMAT (2F10.3,I5)
      DO 30 I=1,N
      P(I) = Q(I)
      P1(I) = Q1(I)
      MQ(IK) = IQ(I)
30    CONTINUE
C.....FIND AUTOCORRELATION
      Y = 0.
      Y1 = 0.
      Y2 = 0.
      DO 40 I = 1,N
      YO(I) = P(I)
      Y = Y + YO(I)
40    CONTINUE
      YEAR = Y/N
      XX = 0.
      X11 = O.
      XY11 = 0.
      DO 50 I = 1,N-1
      X = (YO(I) - YBAR)*(YO(I+1) - YEAR)
      XX = XX + X
50     CONTINUE
      W = 0.
      X22 = 0.
      XY22 = 0.
      DO 60 I = I,N
      X1 = (YO(I) - YBAR)**2
      YY = YY + X1
60     CONTINUE
      XRHO = XX/YY
C.....FIND PARAMETER ESTIMATE
      XFRE  = XRHO
      B00 = YBAR*(1. - XFRE)
```

```
      YO(0) = BOO
      XPHI = XFRE
C.....FIND FORECASTING FOR AR(1) MODEL
      SSE = 0.
      SSE1 = 0.
      SSE2 = 0.
      DO 70 I = I,N
C.....FIND ERROR
      YFOR(I-1)=BOO
      YFOR(I) = XFRE*YFOR(I-1)
      ERR(I) = YO(I) - YFOR(I)
      ER(I) = ERR(I)**2
      SSE = SSE + ER(I)
70    CONTINUE
      ELAM = 0.
      ELAM1 = 0.
      ELAM2 = 0.
      STD = SQRT(SSE/N)
C.....FIND PARAMETER WAT AND LAMDA FOR DETECTION AND ADJUSTMENT
      DO801 = 1,N
      WAT(1) = O.
      ELAMA(1) = 0.
      WAT(I) = (ERR(I) - (XPHI*ERR(I+1)))/(1+XPHI**2)
      ELAM = SQRT(1+XPHI**2)
      ELLA(I) = WAT(I)*ELAM/STD
      ELAMA(I) = ABS(ELLA(I))
80    CONTINUE
C***DETECT MAXIMUM VALUES ERRORS
      EP1(IK) = ELAMA(1)
      DO 110 I=1,N
      IF (EP1(IK) .GE. ELAMA(I)) GOTO 110
      II(IK) = I
      EP1(IK) = ELAMA(I)
110   CONTINUE
      EP2(IK) = ELAMA(1)
      DO 120 I=1,N
      IF (II(IK) .EQ. I) GOTO 120
      IF (EP2(IK) .GE. ELAMA(I)) GOTO 120
      JJ(IK) = I
      EP2(IK) = ELAMA(I)
```

```
120  CONTINUE
     IF ((EP1(IK) .GT. CZ1) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
     XPWE1 = XPWE1 + 1.
     ELSE
     END IF
     IF((EP1(IK) .GT. Z05) AND. (EP2(IK) .LE. Z05)) THEN
     IF (EP1(IK) .GT. Z05) THEN
     XWE05 = XWE05 + 1.
     ELSE
     END IF
     IF((EP1(IK) .GT. CZ2) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
     XPWE2 = XPWE2 + 1.
     ELSE
     END IF
     IF((EP1(IK) .GT. Z01) AND. (EP2(IK) .LE. Z01)) THEN
     IF (EP1(IK) .GT. Z01) THEN
     XWE01 = XWE01 + 1.
     ELSE
     END IF
    IF((EP1(IK) .GT. CZ3) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
    XPWE3 = XPWE3 + 1.
    ELSE
    END IF
    IF((EP1(IK) .GT. CZ4)  AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
    XPWE4 = XPWE4 + 1.
    ELSE
    END IF
    IF((EP1(IK) .GT. CZ5) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
    XWES = XWES + 1.
    ELSE
    END IF
    IF((EP1(IK) .GT. CZ6)  AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
    XPWE6 = XPWE6 + 1.
    ELSE
    END IF
    IF((EP1(IK) .GT. CZ7) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
    XPWE7 = XPWE7 + 1.
    ELSE
    END IF
    ALFA05 = (100. - XWE05)/100.
```

```
      ALFA01 = (100. - XWE01)/100.
      ALFA05 = XWE05/IK
      ALFA01 = XWE01/IK
      PWE1 = XPWE1/100.
      PWE2 = XPWE2/100.
      PWE3 = XPWE3/100.
      PWE4 = XPWE4/100.
      PWE5 = XPWE5/100.
      PWE6 = XPWE6/100.
      PWE7 = XPWE7/100.
250   WRITE (*,350) IK,EP1(IK)
350   FORMAT (I5,F8.2)
3     GOTO 1
200   WRITE (*,320) IK,ALFA05,ALFA01
320   FORMAT (I5,2F10.3)
200   WRITE (5.220)  IK,PWE1,PWE2,PWE3,PWE4,PWE5,PWE6,PWE7
220   FORMAT (I5,7F8.2)
999   CONTINUE
      STOP
      END
```

โปรแกรมที่ 5 โปรแกรมสำหรับตรวจหาค่าสังเกตที่ผิดปกติและอำนาจของการทดสอบ สำหรับอนุกรมเวลาคงที่ตัวแบบ MA(1)

```
C.....THIS PROGRAM FOR DETECTION OUTLIER TIME SERIES
C.....WITH PROCEDUSE M
      DIMENSION P(120),Q(120),Q1(120),Q2(120),ERR1(120),P1(120),P2(120)
     +,YO1(120),YFOR1(120),ER1(120),ELLA1(120),YO2(120),WAT2(120)
     +,ERR2(120),ELDAT1(120),WAT1(120),ELAMA1(120),ELLA2(120)
     +,YO(120),YFOR(120),ER(120),ERR(120),WAT(120),ELAMA(120)
     +,ELLA(120),IM(120),J1(120),J2(120),YHAT(120),XHAT(120)
     +,YADJ(120),XADJ(120),IT(120),JT(120),IQ3(120),KRE05(2)
     +,MT1(120),IQ4(120),IT1(120),IT2(120),YHAT1(120),MT2(120)
     +,YHAT2(120),YADJ1(120),YADJ2(120),XADJ1(120),XADJ2(120)
     +,XHAT1(120),XHAT2(120),II(120),JJ(120),KK(120),K(120)
     +,L(120),IBE05(2),EP1(120),EP2(120),M(120),IBE01(2),MQ(120)
     +,LK(120),LM(120),AH05(2),AH01(2),ELAMA2(120),EP3(120),IQ(120)
      OPEN (1.FILE = '1M3.PRN')
      OPEN (2,FILE = '1M4.PRN')
      OPEN (3,FILE = '1M5.PRN')
      OPEN (4,FILE = '1M6.PRN')
      OPEN (6,FILE = 'LPT1')
      N = 100
      Z01 = 2.575
      Z05 = 1.980
      CZ1=2.
      CZ2=2.25
      CZ3=2.5
      CZ4=2.75
      CZ5=3.0
      CZ6=3.25
      CZ7=3.5
      DO 999 ID = 1.4
      IK = 0.
      XWE01= 0.
      XWE05= 0.
      XPWE1= 0.
      XPWE2= 0.
      XPWE3= 0.
      XPWE4= 0.
      XPWE5= 0.
```

```
      XPWE6= 0.
      XPWE7=0.
      ALFA05 = 0.
      ALFA01 = 0.
1     READ (ID,10,END=200) (Q(I),Q1(I),IQ(I),I=1,N)
      IK=IK+1
10    FORMAT (2F10.2.15)
      DO 30 I=1,N
      P(I) = Q(I)
      P1(I) = Q1(I)
      MQ(IK) = IQ(I)
30    CONTINUE
C.....FIND AUTOCORRELATION
      Y = O
      Y1 = 0
      Y2 = 0
      DO 40 I = I,N
      YO(I) = P1(I)
      Y = Y + YO(I)
40    CONTINUE
      YBAR = Y/N
      XX = 0
      X11 = 0
      XY11 = 0
      DO 50 I = 1,N-I
      X = (YO(I) - YBAR)*(YO(I+1) - YBAR)
      XX = XX + X
50    CONTINUE
      W = O
      X22 = O
      XY22 = 0
      DO 601 = 1,N
      X i = (YO(I) - YBAR)**2
      YY = YY + X1
60    CONTINUE
      XRHO = XX/YY
C.....FIND PARAMETER ESTIMATE
      IF (ABS(XRHO) .GT. 0.5)  GOTO 3
      XR = 1.-(4.*XRHO*XRHO)
      FB = SQRT(XR)
```

```
      AL = (-1.+FB)/(2.*XRHO)
      AN = (-1.-FB)/(2.*XRHO)
      IF (ABS(AL) .GT. 1.) THEN
       XCETA = 1/AN
      ELSE
       XCETA = AL
      ENDIF
      B00 = YBAR
      XPHI = - XCETA
C.....FIND FORECASTING FOR MA(1) MODEL
      SSE = 0.
      DO 70 I = 1,N
C.....FIND ERROR
      YFOR(I) = - XCETA*ERR(I-1)
      ERR(I) = YO(I) - YFOR(I)
      ER(I) = ERR(I)**2
      SSE = SSE + ER(I)
70    CONTINUE
      STD = SQRT(SSE/N)
C.....FIND PARAMETER WAT AND LAMDA FOR DETECTION AND ADJUSTMENT
      DO 80 I = 1.N-I
      WAT1(1) = 0.
      ELAMA1(1) = 0.
      WAT1(I) = (ERR(I) - (XPHI*ERR(I+1)))/(1+XPHI**2)
      ELAM1 = SQRT(1+XPHI**2)
      ELLA1(I) = WAT1(I)*ELAM1/STD
      ELAMA1(I) = ABS(ELLA1(I))
80    CONTINUE
      EP1(IK) = ELAMA1(1)
      DO 87 I=1,N
      IF (EP1(IK) .GE. ELAMA1(I)) GOTO 87
      EP1(IK) = ELAMA1(I)
      II(IK) = I
87    CONTINUE
      EP2(IK) = ELAMA1(1)
      DO 88 I=1,N
      IF (II(IK) .EQ. I) GOTO 88
      IF (EP1(IK) .GE. ELAMA1(I)) GOTO 88
      EP2(IK) = ELAMA1(I)
      JJ(IK) = I
```

```
88  CONTINUE
    EP3(1) = ELAMA1(1)
    DO 89 I=1,N
    IF ((II(IK) .EQ. I) .OR. (JJ(IK) .EQ. I)) GOTO 89
    IF (EP3(IK) .GE. ELAMA1(I))  GOTO 89
    EP3(IK) = EMMA1(I)
    KK(IK) = I
89  CONTINUE
    IF ((EP1(IK) .GT. CZ1) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) MEN
    XPWE1 = XPWE1 + 1.
    ELSE
    END IF
    IF ((EP1(IK) .GT. CZ1) AND. (EP2(IK) .LE. CZ1)) THEN
    IF ((EP1(IK) .GT. Z05) AND. (EP2(IK) .LE. Z05)) M E N
    W E 0 5 = W E 0 5 + 1.
    ELSE
    END IF
    IF((EP1(IK) .GT. CZ2) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
    XPWE2 = XPWE2 + 1.
    ELSE
    END IF
    IF((EP1(IK) .GT. CZ2) AND. (EP2(IK) .LE. CZ2)) THEN
    IF ((EP1(IK) .GT. Z01) AND. (EP2(IK) .LE. Z05)) THEN
    XWE01 = XWE01 + 1.
    ELSE
    END IF
    IF((EP1(IK) .GT. CZ3)  AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
    XPWE3 = XPWE3 + 1.
    IF((EP1(IK) .GT. CZ3) AND. (EP2(IK) .LE. CZ3)) THEN
    W E 3 = W E 3 t 1.
    ELSE
    END IF
    ELSE
    END IF
    IF((EP1(IK) .GT. CZ4)  AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
    XPWE4 = XPWE4 + 1.
    IF((EP1(IK) .GT. CZ4) AND. (EP2(IK) .LE. CZ4)) THEN
    W E 4 = XWE4 t 1.
    ELSE
    END IF
```

```
      ELSE
      END IF
      IF((EP1(IK) .GT. CZ5) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
      XPWE5 = XPWE5 + 1.
      IF((EP1(IK) .GT. CZ5) AND. (EP2(IK) .LE. CZ5)) THEN
      XWE5 = XWE5 + 1.
      ELSE
      END IF
      ELSE
      END IF
      IF((EP1(IK) .GT. CZB) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
      XPWE6 = XPWE6 + 1.
      IF((EP1(IK) .GT. CZB) AND. (EP2(IK) .LE. CZB)) THEN
      XWEB = XWEB + 1.
      ELSE
      END IF
      ELSE
      END IF
      IF((EP1(IK) .GT. CZ7) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
      XPWE7 = XPWE7 + 1.
      IF((EP1(IK) .GT. CZ7) AND. (EP2(IK) .LE. CZ7)) THEN
      XWE7 = XWE7 + 1.
      ELSE
      END IF
      ELSE
      END IF
      YPWE1=XPWE1/100.
      YPWE2=XPWE2/100.
      YPWE3=XPWE3/100.
      YPWE4=XPWE4/100.
      YPWE5=XPWE5/100.
      YPWE6=XPWE6/100.
      YPWE7=XPWE7/100.
      ALFA05 = (100.-XWE05)/100.
      ALFA01 = (100.-XWE01)/100.
200   WRITE (*,320) IK,MQ(IK),XPWE1,XPWE2,XPWE3,XPWE4,XPWE5,XPWE6,XPWE7
320   FORMAT (2I5,7F8.2)
3     GOTO 1
200   WRITE (8,320) IK,ALFA05,ALFA01
320   FORMAT (I5,2F8.2)
```

```
200   WRITE (5.220)  IK,YPWE1,YPWE2,YPWE3,YPWE4,YPWE5,YPWE6,YPWE7
220   FORMAT (I5,7F8.2)
999   CONTINUE
      STOP
      END
```

โปรแกรมที่ 6 โปรแกรมสำหรับตรวจหาค่าสังเกตที่ผิดปกติและอำนาจของการทดสอบ สำหรับอนุกรมเวลาคงที่ตัวแบบ IMA(1,1)

```
C.....THIS PROGRAM FOR DETECTION OUTLIER TIME SERIES
C.....WITH PROCEDUSE M
      DIMENSION P(120),Q(120),Q1(120),IQ(120),ERR1(120),P1(120),P2(120)
     +,YO1(120),YFOR1(120),ER1(120),ELLA1(120),YO2(120),WAT2(120)
     +,ERR2(120),ELDAT1(120),WAT1(120),ELAMA1(120),ELLA2(120)
     +,YO(120),YFOR(120),ER(120),ERR(120),WAT(120),ELAMA(120)
     +,ELLA(120),IM(120),J1(120),J2(120),YHAT(120),XHAT(120)
     +,YADJ(120),XADJ(120),IT(120),JT(120),IQ3(120),KRE05(2)
     +,MT1(120),IQ4(120),IT1(120),IT2(120),YHAT1(120),MT2(120)
     +,YHAT2(120),YADJ1(120),YADJ2(120),XADJ1(120),XADJ2(120)
     +,XHAT1(120),XHAT2(120),II(120),JJ(120),KK(120),K(120)
     +,L(120),IBE05(2),EP1(120),EP2(120),M(120),IBE01(2)
     +,LK(120),LM(120),AH05(2),AH01(2),ELAMA2(120),MQ(120)
      REAL*8 J05,J01,JJ05,JJ01,JR05,JR01,AW05,AW01,YSU,ACC05,ACC01
     +,REC05,REC01,YSV,BW01,BW05
      OPEN (1.FILE = '1AM3.PRN')
      OPEN (2,FILE = '1AM4.PRN')
      OPEN (3,FILE = '1AM5.PRN')
      OPEN (4,FILE = '1AM6.PRN')
      OPEN (5,FILE = 'LPT1')
      OPEN (6,FILE = 'OUT.PRN')
      N = 100
      Z01=2.575
      Z05=1.960
      CZ1=2.
      CZ2=2.25
      CZ3=2.5
      CZ4=2.75
      CZ5=3.0
      CZ6=3.25
      CZ7=3.5
      DO 999 ID = 1,4
      IK = 0.
      YWE05=0.
      YWE01=O.
      XWE1= 0.
      XWE2= 0.
```

```
      XWE3= 0.
      XWE4= 0.
      XWE5= 0.
      XWE6= 0.
      XWE7=0.
      ALFA05 = 0.
      ALFA01 = 0.
1      READ (ID,10,END=200) (Q(I),Q1(I),IQ(I),I=1,N)
       IK=IK+1
10     FORMAT (2F10.2.15)
      IT1(IK) = MT1(IK)
      DO 30 I=1,N
      P(I) = Q(I)
      P1(I) = Q1(I)
      MQ(I) = IQ(I)
30    CONTINUE
C.....FIND AUTOCORRELATION
      Y1 = 0
      Y2 = 0
      DO401= I,N
      YO(I) = P1(I) - P1(I-1)
      Y1 = Y1 + YO(I)
40     CONTINUE
      YBAR = Y1/(N-1)
      X11 = 0
      XY11 = 0
      DO 50 I = 2,N-1
      X1 = (YO(I) - YBAR)*(YO(I+1) - YEAR)
      X11 = X11 + X I
50     CONTINUE
      X22 = O.
      DO 60 I = 2,N
      X2 = (YO(I) - YBAR)**2
      X22 = X22 + X2
60     CONTINUE
      XRHO = X11/X22
      IF (ABS(XRHO) .GT. 0.5)  GOTO 3
C.....FIND PARAMETER ESTIMATE CETA
      AA = SQRT(1. - (4.**XRHO*XRHO))
      BB = (-1.+ AA)/(2.*XRHO)
```

```
      DO 120 I=1,N
      IF (II(IK) .EQ. I) GOTO 120
      IF (EP2(IK) .GE. ELAMA(I)) WTO 120
      JJ(IK) = I
      EP2(IK) = ELAMA(I)
120   CONTINUE
       IF (EP1(IK) .LE. 205) THEN
      YWE05 = YWE05 + 1.
      ELSE
      END IF
      IF (EP1(IK)  .LE. Z01) THEN
      YWE01 = YWE01 + 1.
      ELSE
      END IF
      IF ((EP1(IK) .GT. CZ1) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
      W E 1 = XWE1 + 1.
      ELSE
      END IF
      IF((EP1(IK) .GT. CZ2) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
      W E 2 = W E 2 + 1.
      ELSE
      END IF
      IF((EP1(IK) .GT. CZ3) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
      W E 3 = W E 3 + 1.
      ELSE
      END IF
      IF((EP1(IK) .GT. CZ4) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
      W E 4 = W E 4 + 1.
      ELSE
      END IF
      IF((EP1(IK) .GT. CZ5) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
      XWE5 = XWE5 + 1.
      ELSE
      END IF
      IF((EP1(IK) .GT. CZ6) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
      XWE6 = XWE6 + 1.
      ELSE
      END IF
      IF((EP1(IK) .GT. CZ7) AND. (II(IK) .EQ. MQ(IK))) THEN
      W E 7 = XWE7 + 1.
```

```
      ELSE
      END IF
      DO 170 I=1,N
170   Q(I) = 0
      YPWE1=XWE1/100.
      YPWE2=XWE2/100.
      YPWE3=XWE3/100.
      YPWE4=XWE4/100.
      YPWE5=XWE5/100.
      YPWE6=XWE6/100.
      YPWE7=XWE7/100.
      ALFA05 = YWE05/100.
      ALFA01 = YWE01/100.
3     GOTO 1
200   WRITE (5.330)  IK,ALFA05,ALFA01
330   FORMAT (I5,2F8.2)
200   WRITE (5.220)  IK,YPWE1,YPWE2,YPWE3,YPWE4,YPWE5,YPWE6,YPWE7
220   FORMAT (I5,7F8.2)
999   CONTINUE
      STOP
      END
```

ประวัติผู้วิจัย

ชื่อ	นายเฉลิมสิน สิงห์สนอง
	เกิดเมื่อวันที่ 10 สิงหาคม 2502 จังหวัดกรุงเทพมหานครฯ
ตำแหน่ง	หัวหน้ากลุ่มวิชาคณิตศาสตร์ หมวดวิชาศึกษาทั่วไป
	คณะมนุษยศาสตร์ มหาวิทยาลัยธุรกิจบัณฑิตย์
วุฒิการศึกษา	กศ.บ. คณิตศาสตร์ มหาวิทยาลัยศรีนครินทรวิโรฒ
	สต.ม. สถิติ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย
ประสบการณ์	
2525 - 2528	อาจารย์ประจำ สอนวิชาคณิตศาสตร์
	โรงเรียนดุสิตพาณิชยการ กรุงเทพมหานครฯ
2528 - ปัจจุบัน	อาจารย์ประจำ สอนวิชาคณิตศาสตร์ กลุ่มวิชาคณิตศาสตร์
	หมวดวิชาศึกษาทั่วไป คณะมนุษยศาสตร์