

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย
ระหว่าง ปี พ.ศ.2539-2549 โดยเปรียบเทียบระหว่างตัวแบบ
การปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนและวิธีบอกซ์และเจนกินส์

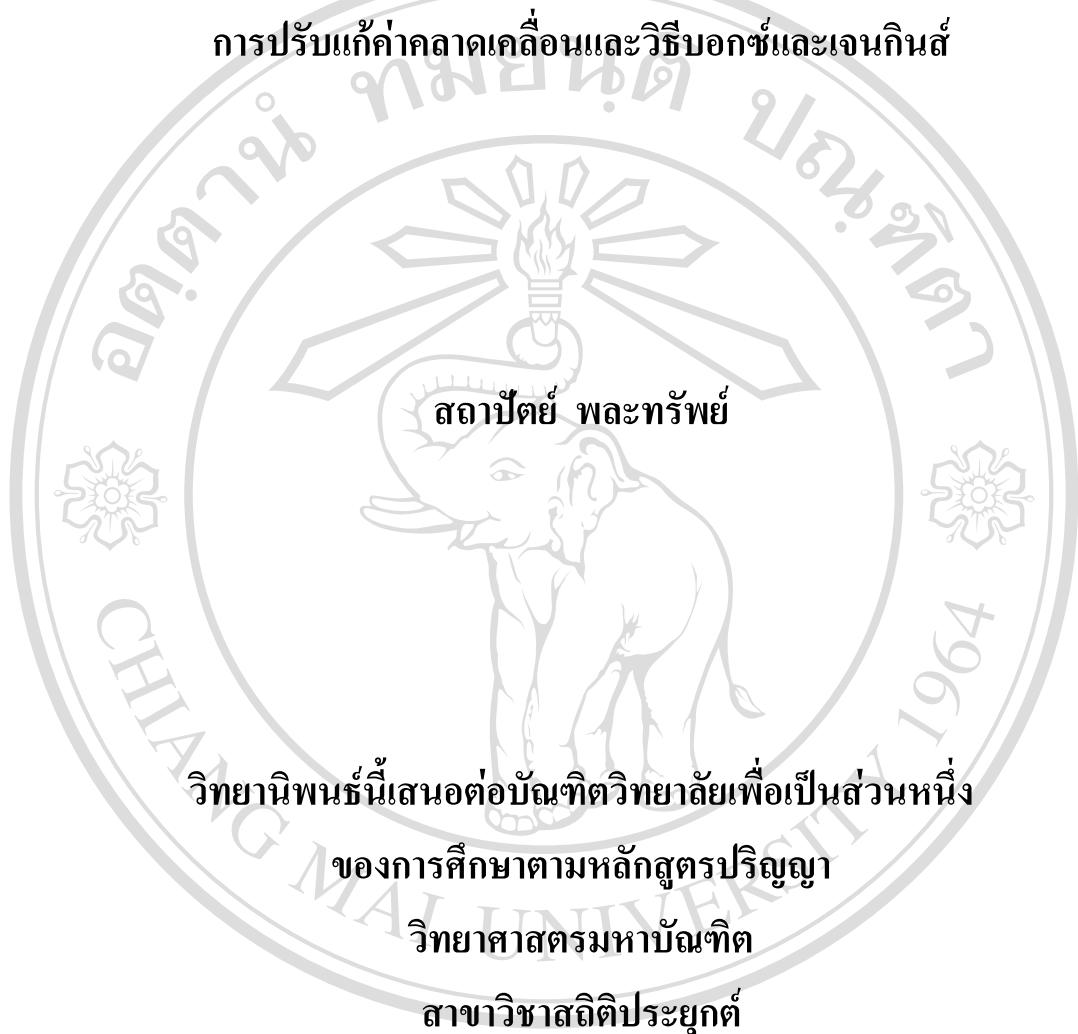


วิทยาศาสตร์มหาบัณฑิต
สาขาวิชาสถิติประยุกต์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

บัณฑิตวิทยาลัย
มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
ธันวาคม 2551

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย
ระหว่าง ปี พ.ศ.2539-2549 โดยเปรียบเทียบระหว่างตัวแบบ
การปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนและวิธีบอกซ์และเจนกินส์



วิทยานิพนธ์นี้เสนอต่อบัณฑิตวิทยาลัยเพื่อเป็นส่วนหนึ่ง
ของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญา
วิทยาศาสตรมหาบัณฑิต
สาขาวิชาสถิติประยุกต์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

บัณฑิตวิทยาลัย
มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
ธันวาคม 2551

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย
ระหว่าง ปี พ.ศ. 2539-2549 โดยเปรียบเทียบระหว่างตัวแบบ
การปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนและวิธีบอกซ์และเจนกินส์

สถาปตีย์ พละทรัพย์

วิทยานิพนธ์นี้ได้รับการพิจารณาอนุมัติให้นับเป็นส่วนหนึ่งของการศึกษา
ตามหลักสูตรปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต
สาขาวิชาสถิติประยุกต์

คณะกรรมการสอบวิทยานิพนธ์

ประธานกรรมการ

ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.ทวีศักดิ์ ศิริพรไพบูลย์

กรรมการ

อาจารย์ ดร.กนกทิพย์ นิมิตรเกียรติไกล

กรรมการ

รองศาสตราจารย์ปรีชา ล่ามช้าง

กรรมการ

ผู้ช่วยศาสตราจารย์นพดล เล็กสวัสดิ์

9 ธันวาคม 2551

© ลิขสิทธิ์ของมหาวิทยาลัยเชียงใหม่

กิตติกรรมประกาศ

วิทยานิพนธ์นี้สำเร็จลงได้ด้วยความช่วยเหลือจาก อาจารย์ ดร.กนกทิพย์ นิมิตรเกียรติไกล อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ ผู้ซึ่งกรุณาให้ความรู้ คำแนะนำ คำปรึกษา และตรวจแก้ไขจน วิทยานิพนธ์เสร็จสมบูรณ์ ผู้เขียนขอกราบขอบพระคุณเป็นอย่างสูงไว้ ณ โอกาสนี้

ขอกราบขอบพระคุณ ผู้ช่วยศาสตราจารย์นพดล เล็กสวัสดิ์ อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ร่วม ผู้ซึ่งกรุณาให้ความรู้ คำแนะนำ คำปรึกษา แนวทางในการศึกษาค้นคว้า และตรวจแก้ไขจน วิทยานิพนธ์เสร็จสมบูรณ์ ผู้เขียนขอกราบขอบพระคุณเป็นอย่างสูงไว้ ณ โอกาสนี้

ขอกราบขอบพระคุณ ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.ทวิศักดิ์ ศิริพรไพบุณย์ ที่กรุณาได้รับเป็น ประธานกรรมการสอบวิทยานิพนธ์ และให้คำแนะนำเป็นอย่างดี

ขอกราบขอบพระคุณ รองศาสตราจารย์ปรีชา ล่ามช้าง ที่กรุณาได้รับเป็นกรรมการสอบ วิทยานิพนธ์ และให้คำแนะนำเป็นอย่างดี

ขอกราบขอบพระคุณ ผู้ช่วยศาสตราจารย์บัณฑิตา พลับอินทร์ ที่กรุณาได้รับเป็นอาจารย์ที่ ปรึกษาวิทยานิพนธ์ร่วม

ขอกราบขอบพระคุณ คุณพ่อค.ต.ณัฐพล พละทรัพย์ และคุณแม่ปาริชาติ พละทรัพย์ ที่คอย ให้กำลังใจ การสนับสนุนและทุนในการศึกษาตลอดมา

ขอขอบคุณ นายกฤษดา พละทรัพย์(น้องชาย) ที่คอยให้กำลังใจรวมทั้งเป็นกำลังใจใน การศึกษาตลอดมา

ขอขอบคุณ คุณนทพร วิจิตร ที่คอยให้กำลังใจรวมทั้งเป็นกำลังใจในการศึกษาตลอดมา

ขอขอบคุณ เจ้าหน้าที่ภาควิชาสถิติทุกคน ที่กรุณาให้ความอนุเคราะห์และความสะดวก สำหรับการศึกษาวิจัยครั้งนี้

ขอขอบคุณ บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ ที่มอบทุนสนับสนุนการทำวิจัยนี้

ขอขอบคุณ เจ้าหน้าที่สำนักงานการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย ภาคเหนือ เขต 1 จังหวัด เชียงใหม่ ที่กรุณาให้ความอนุเคราะห์ข้อมูลนักท่องเที่ยวที่เข้ามาท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงรายสำหรับ การศึกษาวิจัยครั้งนี้

ท้ายที่สุดนี้ หากมีสิ่งขาดตกบกพร่องหรือผิดพลาดประการใด ผู้เขียนขออภัยเป็นอย่างสูง ในข้อบกพร่องและข้อผิดพลาดนั้น

ชื่อเรื่องวิทยานิพนธ์

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวใน
จังหวัดเชียงราย ระหว่าง ปี พ.ศ.2539-2549 โดย
เปรียบเทียบระหว่างตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน
และวิธีบอซซ์และเจนกินส์

ผู้เขียน

นายสถาปัติย์ พลทรัพย์

ปริญญา

วิทยาศาสตรมหาบัณฑิต (สถิติประยุกต์)

คณะกรรมการที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์

อาจารย์ ดร.กนกทิพย์ นิมิตรเกียรติไกล ประธานกรรมการ
ผู้ช่วยศาสตราจารย์นพดล เล็กสวัสดิ์ กรรมการ
ผู้ช่วยศาสตราจารย์บัณฑิตา พลับอินทร์ กรรมการ

บทคัดย่อ

จังหวัดเชียงรายถือได้ว่าเป็นหนึ่งในจังหวัดที่มีแหล่งท่องเที่ยวที่สวยงามและเป็นที่ยอมรับ
ของนักท่องเที่ยวทั้งจากในประเทศและต่างประเทศ โดยเฉพาะอย่างยิ่งในช่วงฤดูหนาวจะมี
นักท่องเที่ยวมากเป็นพิเศษ ด้วยเหตุนี้จึงสนใจที่จะวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย
ด้วยรูปแบบของอนุกรมเวลา ในงานวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวใน
จังหวัดเชียงรายด้วยวิธีบอซซ์และเจนกินส์และตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน โดยใช้ข้อมูล
นักท่องเที่ยว ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2539 ถึงวันที่ 31 ธันวาคม พ.ศ. 2549 เป็นจำนวน 132
เดือน หรือ 11 ปี

จากการศึกษาพบว่า รูปแบบพยากรณ์ที่ได้ของนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย โดยใช้เทคนิค
ของบอซซ์และเจนกินส์ คือ ARIMA(1,1,1),(1,1,2)₁₂ ซึ่งได้ค่าความแปรปรวนของค่าความ
คลาดเคลื่อนเป็น 4.6399803×10^7 และโดยใช้ตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน คือ

$$D(TOTAL) = 1.152578 * D(THAI) + 2.621809 * D(FRANCE) - 0.391026 * RESID(-1)$$

ซึ่งได้ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน = 1.029469367×10^7 ดังนั้นจึงใช้ตัวแบบการ
ปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน เป็นตัวแบบในการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงรายใน
ปีพ.ศ. 2550 โดยใช้ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนเป็นเกณฑ์ในการเลือกตัวแบบ

Thesis Title	Time Series Analysis of Tourists in Chiang Rai Province During 1996-2006 by Comparing Between Error Correction Model and Box and Jenkins Method
Author	Mr. Sathapat Palasab
Degree	Master of Science (Applied Statistics)
Thesis Advisory Committee	Lecturer Dr.Kanoktip Nimitkiatklai Chairperson Assistant Professor Nopadol Leksawat Member Assistant Professor Bundhita Plubin Member

Abstract

Chiang Rai is a beautiful province which is popular with tourists from foreign countries and other provinces in Thailand, particularly during winter season. For that reason, it is interesting to analyze the number of tourists in Chiang Rai province with time series form. The objective of this study was to forecast the number of tourists in Chiang Rai province with Box and Jenkins method and Error Correction Model by using tourists data starting from January 1, 1996 to December 31, 2006 with total of 132 months or 11 years.

This study found that the forecasting model by using Box and Jenkins method is ARIMA(1,1,1),(1,1,2)₁₂ model which has a residual variance of 4.6399803×10^7 . And by using Error Correction Model is $D(TOTAL) = 1.152578 * D(THAI) + 2.621809 * D(FRANCE) - 0.391026 * RESID(-1)$ which has a residual variance of 1.029469367×10^7 . Therefore Error Correction Model was using as a model to forecast the number of tourists in Chiang Rai province in 2007 based on residual variance as criteria of choosing the model.

สารบัญ

	หน้า
กิตติกรรมประกาศ	ก
บทคัดย่อภาษาไทย	ง
บทคัดย่อภาษาอังกฤษ	จ
สารบัญตาราง	ฉ
สารบัญภาพ	ญ
บทที่ 1 บทนำ	1
1.1 หลักการและเหตุผล	1
1.2 วัตถุประสงค์ของการศึกษา	3
1.3 ประโยชน์ที่จะได้รับจากการศึกษา	3
บทที่ 2 ความรู้พื้นฐานและสรุปสาระสำคัญจากเอกสารที่เกี่ยวข้อง	4
2.1 อนุกรมเวลาแบบบอกซ์และเจนกินส์	4
2.1.1 อนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง	4
2.1.2 ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง	8
2.1.3 ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน	9
2.1.4 รูปแบบอนุกรมเวลาแบบบอกซ์-เจนกินส์	10
2.1.5 การวิเคราะห์ห้อนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง	12
2.1.6 การกำหนดรูปแบบ	13
2.1.7 การประมาณค่าพารามิเตอร์	16
2.1.8 การตรวจสอบรูปแบบ	19
2.1.9 การพยากรณ์	21
2.1.10 รูปแบบฤดูกาล	26
2.1.11 การสร้างรูปแบบอนุกรมเวลาที่มีฤดูกาล	26
2.1.12 ผลต่างของฤดูกาล	28
2.1.13 รูปแบบการคูณของอนุกรมเวลาที่มีฤดูกาล-ไม่มีฤดูกาล	28

2.2	ตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน	30
2.2.1	การทดสอบยูนิทรูท	30
2.2.2	การทดสอบโคอินทิเกรชัน	33
2.2.3	ตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน	35
2.2.4	การทดสอบสมมุติฐานที่เกี่ยวข้องกับค่าความคลาดเคลื่อน	35
2.2.5	การพยากรณ์	38
2.3	สรุปสาระสำคัญจากเอกสารที่เกี่ยวข้อง	38
บทที่ 3	วิธีดำเนินการวิจัย	43
3.1	แผนดำเนินการ	43
3.2	ขอบเขตการวิจัย	43
3.3	วิธีดำเนินการวิจัย	44
บทที่ 4	การวิเคราะห์ข้อมูล	49
4.1	เทคนิคของบ็อกซ์และเจนกินส์	50
4.2	ตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน	59
4.2.1	ทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธีออกเมนต์เทคติกกี-ฟลูเลอร์	59
4.2.2	ทดสอบโคอินทิเกรชัน	61
4.2.3	ตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน	62
4.2.4	การทดสอบสมมุติฐานที่เกี่ยวข้องกับค่าความคลาดเคลื่อน	64
4.3	ค่าพยากรณ์ล่วงหน้าในปี พ.ศ. 2550 อีก 12 เดือน	65
บทที่ 5	สรุปผลการศึกษาและข้อเสนอแนะ	67
5.1	สรุปผลการวิเคราะห์วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์	67
5.2	สรุปผลการวิเคราะห์ตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน	67
5.3	ข้อเสนอแนะ	67
	บรรณานุกรม	68

ภาคผนวก	70
ภาคผนวก ก ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา	71
ภาคผนวก ข ผลการประมวลผลโปรแกรมของนักท่องเที่ยวประเทศไทย ที่เข้ามาท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย	73
ภาคผนวก ค ผลการประมวลผลโปรแกรมของนักท่องเที่ยวประเทศฝรั่งเศส ที่เข้ามาท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย	94
ภาคผนวก ง รูปแสดงลักษณะการลดลงของ ACF และ PACF	115
ภาคผนวก จ ตารางแสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของจำนวนนักท่องเที่ยว จังหวัดเชียงรายและตารางแสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบาง ส่วนของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย	121
ประวัติผู้เขียน	127

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
 Copyright© by Chiang Mai University
 All rights reserved

สารบัญตาราง

ตาราง	หน้า
4.1 แสดงค่าประมาณสัมประสิทธิ์ของรูปแบบ ARIMA(0,1,2),(0,1,1) ₁₂	54
4.2 เมตริกซ์สหสัมพันธ์ของค่าสัมประสิทธิ์ของรูปแบบ ARIMA(0,1,2),(0,1,1) ₁₂	54
4.3 แสดงค่าประมาณสัมประสิทธิ์ของรูปแบบ ARIMA(1,1,1),(1,1,2) ₁₂	54
4.4 เมตริกซ์สหสัมพันธ์ของค่าสัมประสิทธิ์ของรูปแบบ ARIMA(1,1,1),(1,1,2) ₁₂	55
4.5 แสดงค่าประมาณสัมประสิทธิ์ของรูปแบบ ARIMA(1,1,1),(1,1,2) ₁₂ ไม่มีค่าคงที่	55
4.6 เมตริกซ์สหสัมพันธ์ของค่าสัมประสิทธิ์ของรูปแบบ ARIMA(1,1,1),(1,1,2) ₁₂ ไม่มีค่าคงที่	56
4.7 ทดสอบค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนเท่ากับศูนย์	57
4.8 แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อน	58
4.9 ทดสอบการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน	58
4.10 แสดงผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยการทดสอบยูนิทรูท ด้วยวิธีออกเมนต์เทคติกกี-ฟลูเลอร์ (ADF) ที่ I(0) (ณ ระดับ Levels)	59
4.11 แสดงผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยการทดสอบยูนิทรูท ด้วยวิธีออกเมนต์เทคติกกี-ฟลูเลอร์ (ADF) ที่ I(1) (ณ ระดับ 1 st Difference)	60
4.12 แสดงค่าประมาณสัมประสิทธิ์จากสมการถดถอย (Regression Equation)	61
4.13 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน	62
4.14 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน โดยไม่มีค่าคงที่	63
4.15 ทดสอบค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อน	64
4.16 ทดสอบความแปรปรวนของค่าคลาดเคลื่อน	64
4.17 ทดสอบการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน	65
4.18 พยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงรายในปี พ.ศ. 2550 อีก 12 เดือน โดยเทคนิคของบอซซ์และเจนกินส์	65
4.19 พยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงรายในปี พ.ศ. 2550 อีก 12 เดือน โดยตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน	66

สารบัญภาพ

รูป	หน้า
2.1 อนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งทั้งค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน	6
2.2 อนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งและไม่มีฤดูกาล	6
2.3 อนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งและมีฤดูกาล	7
2.4 แสดงลักษณะการลดลงของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของข้อมูลที่มีฤดูกาลที่มีลักษณะไม่นิ่ง	27
4.1 แสดงจำนวนนักท่องเที่ยวรวมที่เข้ามาท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย	49
4.2 แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย	51
4.3 แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน of จำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย	51
4.4 แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของผลต่างครั้งที่ 1 (D = 1) ของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย	52
4.5 แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน of ผลต่างครั้งที่ 1 (D = 1) ของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย	52
4.6 แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของผลต่างครั้งที่ 1 (D = 1) โดยใช้ผลต่างข้อมูลฤดูกาล = 12 เดือน ของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย	53
4.7 แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน of ผลต่างครั้งที่ 1 (D = 1) โดยใช้ผลต่างข้อมูลฤดูกาล = 12 เดือน ของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย	53
4.8 แสดงค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบของบอซซ์และเจนกินส์	56
4.9 แสดงค่าพยากรณ์และค่าความคลาดเคลื่อน	57
4.10 แสดงค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน	63

บทที่ 1

บทนำ

1.1 หลักการและเหตุผล

ประเทศไทยเป็นประเทศที่มีความสวยงามของธรรมชาติและวัฒนธรรมอีกทั้งยังมีประวัติศาสตร์ที่ยาวนาน ทำให้เป็นที่ดึงดูดของนักท่องเที่ยวชาวไทย และชาวต่างชาติให้เข้ามาท่องเที่ยวในประเทศไทยเป็นจำนวนมาก ถ้าสามารถอนุรักษ์และรักษาความสวยงามตามธรรมชาติเหล่านี้เอาไว้ได้ ประเทศไทยก็จะสามารถต้อนรับนักท่องเที่ยวได้อีกเรื่อยๆ และส่งผลให้มีรายได้จากการท่องเที่ยวอย่างมากจนกลายเป็นรายได้หลักของประเทศอย่างต่อเนื่องตลอดไป อุตสาหกรรมท่องเที่ยวเป็นอุตสาหกรรมที่ส่งผลต่อการขยายตัว ทั้งทางด้านเศรษฐกิจและทางด้านการพัฒนาของประเทศ เนื่องจากอุตสาหกรรมท่องเที่ยวเป็นแหล่งที่มาของเงินตราต่างประเทศเป็นจำนวนมาก และเป็นอุตสาหกรรมที่ก่อให้เกิดการลงทุน การจ้างงาน และการกระจายรายได้ไปสู่ภูมิภาคของประเทศได้อย่างรวดเร็วและกว้างขวาง อาจจะเป็นในรูปแบบการลงทุนผลิตอาหารตามสถานที่ท่องเที่ยวซึ่งต้องมีการจ้างคนงานซึ่งเป็นคนในพื้นที่นั้นๆ ทำให้ประชาชนมีงานทำเพิ่มมากขึ้น ทั้งนี้นอกจากการเดินทางท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวต่างชาติแล้วการเดินทางท่องเที่ยวของคนไทยไปยังแหล่งท่องเที่ยวต่างๆ ภายในประเทศก็มีส่วนส่งเสริมเศรษฐกิจและการท่องเที่ยวของประเทศไทยได้เป็นอย่างดี สภาพเงินภายในประเทศก็จะมีหมุนเวียนและความคล่องตัว อีกทั้งสามารถสกัดกั้นการไหลออกของเงินตราไปยังต่างประเทศ ทั้งยังสร้างจิตสำนึกและความภาคภูมิใจในความเป็นไทยของคนในชาติก่อให้เกิดความรักความสามัคคีเป็นอันหนึ่งอันเดียวกันได้อีกทางหนึ่งด้วย ปัจจุบันหลายๆ ประเทศได้ให้ความสนใจในการส่งเสริมให้ประชาชนเดินทางท่องเที่ยวภายในประเทศของตนเองให้มากขึ้น ซึ่งข้อมูลของจำนวนนักท่องเที่ยวนั้นเป็นชุดของข้อมูลที่เก็บรวบรวมตามระยะเวลาเป็นช่วงๆ อย่างต่อเนื่องกัน ดังนั้นชุดข้อมูลนี้จึงถือว่าเป็นข้อมูลอนุกรมเวลา (Time series data)

การวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลา เป็นการวิเคราะห์ข้อมูลอย่างหนึ่งในวิธีการทางสถิติ ซึ่งข้อมูลที่เก็บรวบรวมมานั้นมีการเก็บรวบรวมมาอย่างต่อเนื่องและจำเป็นต้องมีการทดสอบลักษณะของข้อมูลว่านิ่ง (Stationary) หรือไม่ เมื่อกำหนดให้ X_t เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาโดย X_t จะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งแบบอ่อนเมื่อมีคุณสมบัติทั้ง 3 ข้อต่อไปนี้

$$\text{ค่าเฉลี่ยคงที่} : E(X_t) = \mu$$

$$\text{ค่าความแปรปรวนคงที่} : \text{Var}(X_t) = \sigma^2$$

$$\text{ค่าความแปรปรวนร่วมคงที่} : E[(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$$

ซึ่งโดยทฤษฎีแล้วการถดถอยด้วยตัวแปรที่มีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary) ค่าของตัวสถิติ t (t -statistics) จะมีการแจกแจงไม่มาตรฐาน (Nonstandard distributions) ซึ่งผลที่ตามมาก็คือ การใช้ตารางมาตรฐาน (Standard tables) ซึ่งนำไปสู่สมการถดถอยที่ไม่แท้จริง (Spurious regressions) เว้นแต่ว่าความสัมพันธ์ดังกล่าวจะมีลักษณะเป็นความสัมพันธ์แบบร่วมกันไปด้วยกัน (Cointegrating relationship) ซึ่งจะทำให้ค่าสถิติ t และ F ที่เราใช้กันตามปกติสามารถที่จะใช้ทดสอบได้ (ทรงศักดิ์, 2547)

การใช้เทคนิคโคอินทิเกรชันเป็นเทคนิคที่สามารถวิเคราะห์ข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่งได้ โดยไม่เกิดปัญหาสมการถดถอยที่ไม่แท้จริง เนื่องจากข้อมูลมีความสัมพันธ์เชิงคลุยกภาพระยะยาวถ้าพบว่าตัวแปรอิสระ และตัวแปรตาม มีความสัมพันธ์เชิงคลุยกภาพระยะยาวแล้วจะสามารถสร้างตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน (Error Correction Model) ซึ่งตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงคลุยกภาพระยะยาว แต่ในระยะสั้นอาจมีการออกนอกคลุยกภาพ ตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนคือ กลไกการปรับตัวเข้าสู่คลุยกภาพระยะยาว

ข้อมูลของจำนวนนักท่องเที่ยวนอกจากจะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาแล้ว ข้อมูลยังมีลักษณะไม่นิ่งด้วย ดังนั้นการศึกษาครั้งนี้จะศึกษาถึงการทดสอบยูนิทรูท โคอินทิเกรชัน และหาตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนของข้อมูลนักท่องเที่ยวที่เข้ามาในจังหวัดเชียงรายระหว่าง ปี พ.ศ.2539-2549 ซึ่งเป็นข้อมูลแบบอนุกรมเวลา

นอกจากนี้ยังได้ใช้เทคนิคการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์และเจนกินส์ เป็นเทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณที่ใช้ข้อมูลหรือเหตุการณ์ที่เกิดขึ้นในอดีตเป็นสิ่งคาดการณ์ลักษณะการเปลี่ยนแปลงของข้อมูลในอนาคตว่าควรอยู่ในรูปแบบใด ซึ่งลักษณะการเปลี่ยนแปลงของค่าสังเกตหรือค่าของข้อมูลเป็นผลเนื่องมาจากการเปลี่ยนแปลงของเวลา

จังหวัดเชียงรายถือได้ว่าเป็นหนึ่งในจังหวัดที่มีแหล่งท่องเที่ยวที่สวยงามมีประวัติศาสตร์และวัฒนธรรมที่สืบทอดกันมาช้านานจึงทำให้เป็นที่นิยมของนักท่องเที่ยวทั้งจากในประเทศและต่างประเทศ โดยเฉพาะอย่างยิ่งในช่วงฤดูหนาวจะมีนักท่องเที่ยวมากเป็นพิเศษเพราะจังหวัดเชียงรายอยู่เหนือสุดของประเทศจึงมีความหนาวมากกว่าจังหวัดอื่นๆ ซึ่งถือเป็นเอกลักษณ์และความท้าทายแก่นักท่องเที่ยวให้มาสัมผัสความหนาวเย็นที่ไม่เคยพบเจอ นักท่องเที่ยวชาวไทยและต่างชาติจะเป็นเหตุผลหนึ่งที่จะสามารถกระตุ้นเศรษฐกิจของจังหวัดเชียงรายให้ดีขึ้นได้ โดยการหาตัวแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมจะทำให้ประชาชนในจังหวัดเชียงรายได้ทราบถึงลักษณะการเคลื่อนไหวของจำนวนของนักท่องเที่ยวและสามารถบริหารจัดการกับนักท่องเที่ยวได้อย่างเหมาะสมว่าจะผลิตสินค้าเพื่ออุปโภค บริโภคมากขึ้นเพียงใด โดยตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนและวิธีบอกซ์และเจนกินส์สามารถใช้วิเคราะห์และพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาได้ ด้วย

เหตุนี้ผู้วิจัยจึงสนใจวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวที่เข้ามาท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย โดยเปรียบเทียบระหว่างตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนและวิธีบอชซ์และเงินกินส์ เพื่อศึกษาตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวของจังหวัดเชียงรายและลักษณะการเคลื่อนไหวของปริมาณนักท่องเที่ยวในแต่ละเดือนว่ามีจำนวนมากน้อยแตกต่างกันเท่าใด ซึ่งจะเป็นประโยชน์ต่อผู้นำชุมชนรวมไปถึงประชาชนที่จะคิด วางแผนในการส่งเสริมและพัฒนากิจกรรมทางด้านเศรษฐกิจและการท่องเที่ยวต่อไป

1.2 วัตถุประสงค์ของการศึกษา

1. เพื่อสร้างตัวแบบการพยากรณ์จากตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนและตัวแบบของบอชซ์และเงินกินส์
2. เพื่อพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวของจังหวัดเชียงราย ปี พ.ศ.2550

1.3 ประโยชน์ที่จะได้รับจากการศึกษา

1. ได้ตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวของจังหวัดเชียงราย
2. สามารถบริหารจัดการกับนักท่องเที่ยวได้อย่างเหมาะสม

บทที่ 2

ความรู้พื้นฐานและสรุปสาระสำคัญของเอกสารที่เกี่ยวข้อง

2.1 อนุกรมเวลาแบบบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box – Jenkins)

การพยากรณ์อนุกรมเวลาแบบบ็อกซ์และเจนกินส์จะใช้ข้อมูลในอดีตเพียงอย่างเดียวในการพยากรณ์อนุกรมเวลาในอนาคต

ลักษณะที่สำคัญของการพยากรณ์แบบบ็อกซ์และเจนกินส์

1. การพยากรณ์ระยะสั้น การพยากรณ์แบบบ็อกซ์และเจนกินส์จะใช้การพยากรณ์ในระยะสั้น เพราะรูปแบบของการพยากรณ์จะให้ความสำคัญกับอนุกรมเวลาที่อยู่ใกล้เวลาพยากรณ์มากกว่าอนุกรมเวลาที่อยู่ไกลเวลาพยากรณ์ ดังนั้นการพยากรณ์จากข้อมูลระยะยาวอาจทำให้เชื่อถือได้น้อยกว่าการพยากรณ์จากข้อมูลระยะสั้น

2. ชนิดของอนุกรมเวลา อนุกรมเวลาที่ใช้พยากรณ์จะเป็นจำนวนจริง และอนุกรมเวลาจะต้องเกิดขึ้นในช่วงเวลาที่เท่ากัน

3. ขนาดของอนุกรมเวลา ควรจะใช้ข้อมูลอย่างน้อย 50 ตัว สำหรับอนุกรมเวลาที่เป็นฤดูกาลควรใช้จำนวนมากๆ โดยอนุกรมเวลาจะต้องเกิดขึ้นในช่วงเวลาที่เท่ากัน

4. อนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง อนุกรมเวลาที่จะใช้ในการพยากรณ์แบบบ็อกซ์และเจนกินส์จะต้องเป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง ถ้าอนุกรมเวลาไม่นิ่ง จะต้องหาผลต่างหรือแปลงอนุกรมเวลาเพื่อเปลี่ยนให้เป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง

2.1.1 อนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง หมายถึง การที่ข้อมูลอนุกรมเวลาอยู่ในสภาพของการสมดุลเชิงสถิติ (Statistical Equilibrium) ซึ่งหมายถึง การที่ข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีการเปลี่ยนแปลงถึงแม้เวลาจะเปลี่ยนไป แสดงได้ดังนี้

กำหนดให้ $X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k}$ และ $X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \dots, X_{t+m+k}$ เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่เวลา $t, t+1, t+2, \dots, t+k$ และ เวลา $t+m, t+m+1, t+m+2, \dots, t+m+k$ ตามลำดับ

$P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k})$ และ $P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \dots, X_{t+m+k})$ เป็นการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วมของ $X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k}$ และ $X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \dots, X_{t+m+k}$ ตามลำดับ

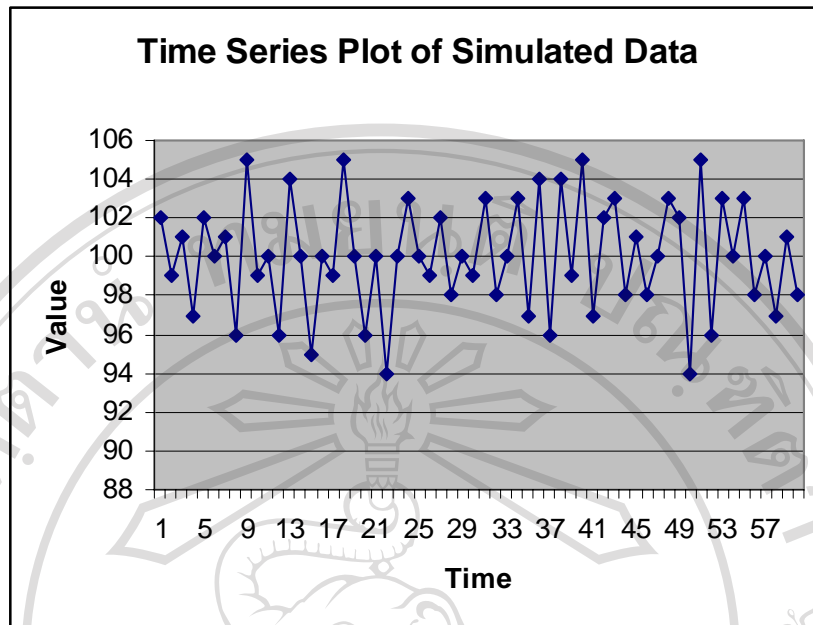
กล่าวได้ว่า X_t เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งแบบเข้ม (Strictly Stationary) เมื่อ

$$P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k}) = P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \dots, X_{t+m+k})$$

$$\text{ถ้า } P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k}) \neq P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \dots, X_{t+m+k})$$

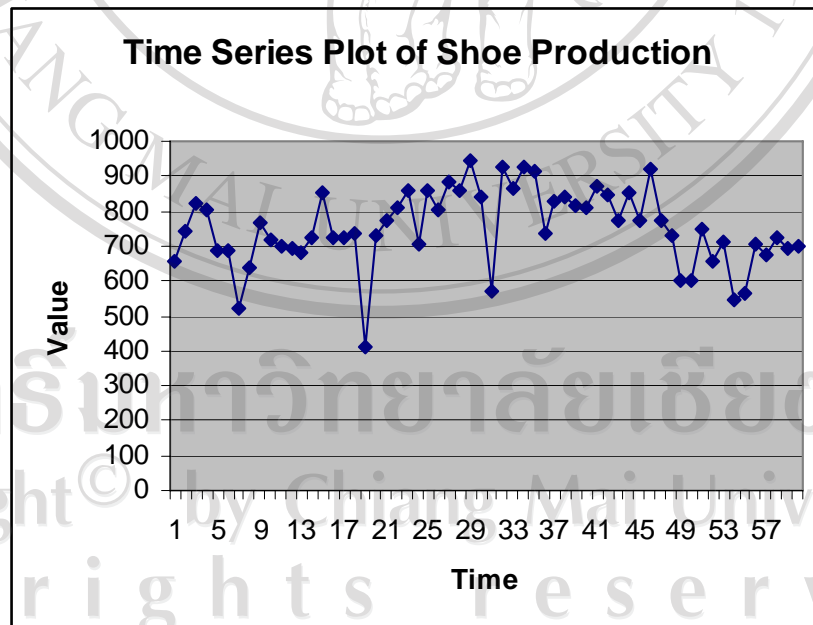
สรุปได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่งแบบเข้ม

จะเรียกอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะนิ่งแบบอ่อน เมื่อลักษณะของการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วมไม่เปลี่ยนแปลงเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลง เช่น ค่าเฉลี่ย (Mean) ความแปรปรวน (Variance) ความแปรปรวนร่วม (Covariance) มีค่าเท่ากันทุกช่วงเวลา สำหรับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มหรือมีฤดูกาล จะมีค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน ส่วนอนุกรมเวลาที่มีความแปรผันสูงจะเป็นลักษณะของข้อมูลที่มีความแปรปรวนไม่เท่ากันซึ่งอนุกรมเวลาทั้งสองดังกล่าวจะเป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งแบบอ่อน ดังนั้นในการทดสอบอนุกรมเวลาว่านิ่งหรือไม่นั้น จึงทดสอบการมีแนวโน้มหรือมีฤดูกาล แทนการทดสอบค่าเฉลี่ยโดยตรง เพราะไม่สะดวกในการแบ่งช่วงเวลา ซึ่งการทดสอบแนวโน้มและฤดูกาลมีสถิติที่ใช้ในการทดสอบหลายตัว ในที่นี้จะเสนอเพียงวิธีของบ็อกซ์และเจนกินส์ โดยพิจารณาจากคอรีโรแกรม (Correlogram) ที่ได้จากการเขียนกราฟสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (ρ_k) ในแต่ละช่วงห่างของเวลากับช่วงห่าง k ช่วงเวลา ซึ่งสามารถพิจารณาเบื้องต้นจากกราฟได้ดังรูปที่ 2.1-รูปที่ 2.3



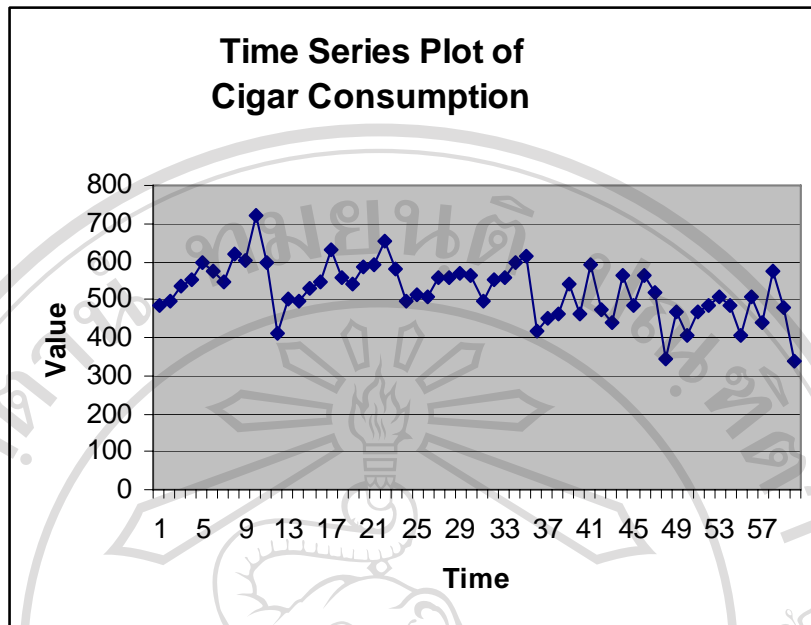
รูปที่ 2.1 อนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งทั้งค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

รูปที่ 2.1 อนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งทั้งค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน ลักษณะของกราฟจะขึ้นลงสลับกันรอบๆเส้นของค่าเฉลี่ยอย่างสม่ำเสมอ



รูปที่ 2.2 อนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งและไม่มีฤดูกาล

รูปที่ 2.2 อนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งและไม่มีฤดูกาล กราฟจะมีลักษณะไม่ขึ้นลงสลับกันและจะไม่อยู่รอบๆเส้นของค่าเฉลี่ยอย่างสม่ำเสมอ เช่น ในบางช่วงเวลาข้อมูลอนุกรมเวลาอาจอยู่ใต้เส้นของค่าเฉลี่ยแต่ในบางช่วงเวลาข้อมูลอนุกรมเวลาอาจอยู่เหนือเส้นของค่าเฉลี่ย เป็นต้น



รูปที่ 2.3 อนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งและมีฤดูกาล

รูปที่ 2.3 อนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งและมีฤดูกาล ลักษณะของกราฟจะมีลักษณะคล้ายกันทุกๆ ฤดูกาลและไม่อยู่รอบๆเส้นของค่าเฉลี่ยอย่างสม่ำเสมอ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.2 ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function : ACF)

ถ้าอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่ง จะได้ความแปรปรวนร่วมในตัวเอง (Auto Covariance) ของอนุกรมเวลาที่มีช่วงห่างเท่ากันจะไม่เปลี่ยนแปลง ซึ่งความแปรปรวนร่วมในตัวเองของ X_t และ X_{t+k} ที่ห่างกัน k หน่วย ใช้สัญลักษณ์ γ_k โดยที่

$$\gamma_k = E[(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)]$$

X_t เป็นอนุกรมเวลา ณ เวลา t

μ เป็นค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลา

ให้ ρ เป็นสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Coefficients) โดยที่

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

ρ_k ; $k = 0, 1, 2, \dots$ เรียกว่า ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองซึ่งจะมีค่าตั้งแต่ -1 ถึง 1

ในทางปฏิบัติจะประมาณค่าของ ρ_k จากอนุกรมเวลา X_1, X_2, \dots, X_n โดยตัวประมาณของ ρ_k จะแทนด้วย r_k โดยที่

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^n (X_t - \bar{X})^2} \quad \text{หรือ} \quad r_k = \frac{C_k}{C_0}$$

เมื่อ $C_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})}{n}$ และ $C_0 = \frac{\sum_{t=1}^n (X_t - \bar{X})^2}{n}$ โดยที่

\bar{X} เป็นค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลา X_1, X_2, \dots, X_n ซึ่ง $\bar{X} = \frac{\sum_{t=1}^n X_t}{n}$

ความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Standard Error of Autocorrelation Function)

ในการทดสอบนัยสำคัญของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (r_k) Bartlett(1946) ได้ประมาณค่าความแปรปรวนของ r_k ; $k = 1, 2, 3, \dots$ ของอนุกรมเวลาครั้งที่ ดังนี้

$$Var(r_k) = \frac{1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} r_j^2}{n}$$

ดังนั้น ค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ r_k มีค่าเท่ากับ

$$SE(r_k) = \sqrt{\frac{1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} r_j^2}{n}}$$

ซึ่งจะใช้ในการทดสอบนัยสำคัญของ r_k นั่นคือ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ถ้า $|r_k| \geq 1.96SE(r_k)$ แล้ว r_k จะมีนัยสำคัญทางสถิติ นั่นคือ $\rho_k \neq 0$ ในทางตรงข้าม ρ_k จะมีค่าเท่ากับ 0 ก็ต่อเมื่อ $|r_k| < 1.96SE(r_k)$

2.1.3 ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function : PACF)

สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนใช้สัญลักษณ์ ϕ_{kk} การหาสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนทำได้โดยอาศัยสมการยูล-วอล์กเกอร์ (Yule-Walker Equation) ซึ่งสามารถเขียนให้อยู่ในรูปเมตริกซ์ ได้ดังนี้

$$\begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{j-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{j-2} \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 & \dots & \rho_{j-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{j-1} & \rho_{j-2} & \rho_{j-3} & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_{k1} \\ \phi_{k2} \\ \phi_{k3} \\ \vdots \\ \phi_{kk} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \rho_3 \\ \vdots \\ \rho_k \end{bmatrix}$$

ในทางปฏิบัติค่า ϕ_{kk} จะถูกประมาณด้วย $\hat{\phi}_{kk}$ และค่า ρ_j จะถูกประมาณด้วย r_j ; $j = 1, 2, 3, \dots, k$

ดังนั้นตัวประมาณหาได้ในรูปของ r_k เช่น

$$\text{เมื่อ } j = 1 ; \hat{\phi}_{11} = r_1$$

$$j = 2 ; \begin{bmatrix} 1 & r_1 \\ r_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\phi}_{21} \\ \hat{\phi}_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \hat{\phi}_{21} \\ \hat{\phi}_{22} \end{bmatrix} = \frac{\begin{bmatrix} 1 & -r_1 \\ -r_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \end{bmatrix}}{1 - r_1^2}$$

$$\hat{\phi}_{21} = \frac{r_1 - r_2 r_1}{1 - r_1^2} = \frac{r_1(1 - r_2)}{1 - r_1^2}, \quad \hat{\phi}_{22} = \frac{r_2 - r_1^2}{1 - r_1^2}$$

ความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Standard Error of Partial Autocorrelation Function)

ในการทดสอบนัยสำคัญของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (ϕ_{kk}) Quenouille(1949) ได้ประมาณค่าความแปรปรวนของ $\hat{\phi}_{kk}$ ดังนี้

$$\text{Var}(\hat{\phi}_{kk}) = \frac{1}{n} \quad ; k = 1, 2, 3, \dots$$

ดังนั้นค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ ϕ_{kk} มีค่าเท่ากับ

$$SE(\hat{\phi}_{kk}) = \sqrt{\frac{1}{n}}$$

ซึ่งจะใช้ในการทดสอบนัยสำคัญของ ϕ_{kk} นั่นคือ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ถ้า $|\hat{\phi}_{kk}| \geq 1.96SE(\hat{\phi}_{kk})$ แล้ว ϕ_{kk} จะมีนัยสำคัญทางสถิติ นั่นคือ $\phi_{kk} \neq 0$ และ ϕ_{kk} จะมีค่าเท่ากับ 0 ก็ต่อเมื่อ $|\hat{\phi}_{kk}| < 1.96SE(\hat{\phi}_{kk})$

2.1.4 รูปแบบอนุกรมเวลาแบบบอซ-เจนกินส์

1) รูปแบบถดถอยในตัวเอง (Autoregressive Model : AR) เป็นรูปแบบของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะหนึ่ง โดยที่สามารถกระจายอยู่ในรูปของอนุกรมที่ผ่านมาและค่าความคลาดเคลื่อน

ให้ $X_t, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots$ เป็นอนุกรมเวลา

$\tilde{X}_t, \tilde{X}_{t-1}, \tilde{X}_{t-2}, \dots$ เป็นอนุกรมเวลาที่แสดงถึงการเบี่ยงเบน (Deviation) ไปจากค่าเฉลี่ย μ เพราะฉะนั้น $\tilde{X}_t = X_t - \mu$ ซึ่งจะใช้รูปแบบการถดถอยในตัวเอง (AR(p)) เป็นดังนี้

$$\tilde{X}_t = \phi_1 \tilde{X}_{t-1} + \phi_2 \tilde{X}_{t-2} + \dots + \phi_p \tilde{X}_{t-p} + a_t \quad \dots (2.1)$$

ซึ่งมีพารามิเตอร์ p+2 ตัว คือ $\mu, \phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \sigma_a^2$

เมื่อ a_t คือ ค่าคลาดเคลื่อนของรูปแบบ หรือเรียกว่าสิ่งรบกวนอย่างสุ่ม (White Noise) ซึ่งจะมีการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และความแปรปรวนเท่ากับ σ_a^2

ตัวอย่างรูปแบบของ AR(p)

$$\text{AR}(1) \text{ คือ } \tilde{X}_t = \phi_1 \tilde{X}_{t-1} + a_t$$

$$\text{AR}(2) \text{ คือ } \tilde{X}_t = \phi_1 \tilde{X}_{t-1} + \phi_2 \tilde{X}_{t-2} + a_t$$

2) รูปแบบเฉลี่ยเคลื่อนที่ (Moving Average Model : MA) เป็นรูปแบบของอนุกรม

เวลาที่มีลักษณะหนึ่ง โดยสามารถกระจายอยู่ในรูปของ

$$\tilde{X}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad \dots (2.2)$$

รูปแบบนี้เรียกว่า กระบวนการเคลื่อนที่ลำดับ q ใช้สัญลักษณ์ MA(q) ซึ่งมีพารามิเตอร์ไม่ทราบค่า $q+2$ ตัว คือ $\mu, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q, \sigma_a^2$

ตัวอย่างรูปแบบ MA(q)

$$\text{MA}(1) \text{ คือ } \tilde{X}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

$$\text{MA}(2) \text{ คือ } \tilde{X}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2}$$

3) รูปแบบผสม (Mixed Autoregressive Moving Average Model : ARMA)

เป็นรูปแบบของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง โดย X_t สามารถกระจายให้อยู่ในรูปอนุกรมเวลาที่ผ่านมาและ a_t เป็นรูปแบบผสมของ AR และ MA ดังนี้

$$\tilde{X}_t = \phi_1 \tilde{X}_{t-1} + \phi_2 \tilde{X}_{t-2} + \dots + \phi_p \tilde{X}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad \dots (2.3)$$

รูปแบบนี้เรียกว่า กระบวนการผสมการถดถอยในตัวเองและการเคลื่อนที่ลำดับที่ (p, q) ใช้สัญลักษณ์ ARMA(p, q) ซึ่งมีพารามิเตอร์ $p+q+2$ ตัว คือ $\mu, \phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q, \sigma_a^2$

4) รูปแบบการถดถอยในตัวเองรวมเคลื่อนที่ (Autoregressive Integrated Moving Average Model : ARIMA) เป็นรูปแบบของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง ในกรณีที่ X_t ไม่นิ่ง ก็จะต้องใช้ผลต่างเพื่อเปลี่ยนให้ X_t เป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง สมมติว่าอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (W_t) เป็นผลต่างครั้งที่ d ของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง (X_t) ดังนั้น $W_t = \nabla^d X_t = (1-B)^d X_t$

ถ้า W_t สามารถกระจายอยู่ในรูปของ W ที่ผ่านมา ได้ดังนี้

$$\tilde{W}_t = \phi_1 \tilde{W}_{t-1} + \phi_2 \tilde{W}_{t-2} + \dots + \phi_p \tilde{W}_{t-p} + a_t \quad \text{เมื่อ } \tilde{W}_t = W_t - \mu_w \quad \dots (2.4)$$

รูปแบบนี้เรียกว่า กระบวนการถดถอยในตัวเองลำดับที่ (p, d) (Autoregressive Integrated Process of Order (p, d)) ใช้สัญลักษณ์ ARI(p, d)

ถ้า W_t สามารถกระจายอยู่ในรูปของ a ที่ผ่านมา ได้ดังนี้

$$\tilde{W}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad \dots (2.5)$$

รูปแบบนี้เรียกว่า กระบวนการรวมการเคลื่อนที่ลำดับที่ (d, q) (Integrated Moving Average Process of Order (d, q)) ใช้สัญลักษณ์ IMA(d, q)

และถ้า W_t สามารถกระจายอยู่ในรูปของ W ที่ผ่านมา และ a ที่ผ่านมา ได้ดังนี้

$$\tilde{W}_t = \phi_1 \tilde{W}_{t-1} + \phi_2 \tilde{W}_{t-2} + \dots + \phi_p \tilde{W}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad \dots (2.6)$$

รูปแบบนี้เรียกว่า กระบวนการถดถอยในตัวเองรวมการเคลื่อนที่ลำดับที่ (p, d, q) ใช้สัญลักษณ์ ARIMA(p, d, q)

2.1.5 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง (Non-Stationary Analysis)

อนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง หมายถึง อนุกรมเวลาที่ไม่อยู่ในสภาวะดุลเชิงสถิติ (Non-Statistical Equilibrium) กล่าวคือ อนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งนั้น จะมีค่าเฉลี่ย ($E(X_t)$) ความแปรปรวน ($V(X_t)$) และคุณสมบัติอื่นๆ เปลี่ยนแปลง เมื่อเวลาเปลี่ยนไป ก่อนการกำหนดรูปแบบให้กับอนุกรมเวลาในทฤษฎีของบ็อกซ์ เจนกินส์ ต้องปรับอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง ให้เป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งก่อนเสมอด้วยการหาผลต่างของแต่ละช่วงเวลาหรือผลต่างฤดูกาลของอนุกรมเวลา หรือปรับโดยการแปลงข้อมูล (Transformation Data) ตามรูปแบบทางคณิตศาสตร์ เช่น แปลงในรูปลอการิทึม รากที่ n ของอนุกรมเวลา หรือในรูปเอกซ์โพเนนเชียล เป็นต้น แต่โดยส่วนมากจะปรับอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง ให้เป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง โดยการหาผลต่างครั้งที่ d

การหาผลต่างครั้งที่ d ของอนุกรมเวลาแทนสัญลักษณ์ ∇ เป็นผลต่างครั้งที่ 1 ∇^2 เป็นผลต่างครั้งที่ 2 และ ∇^d เป็นผลต่างครั้งที่ d เมื่อ $\nabla \tilde{X}_t = \tilde{X}_t - \tilde{X}_{t-1}$ ถ้าเขียนในรูปถอยหลัง (Backward shift Operator) จะแทนด้วย $B\tilde{X}_t = \tilde{X}_{t-1}$ และ $B^m \tilde{X}_t = \tilde{X}_{t-m}$ ดังนั้น

$$\nabla^d = (1-B)^d$$

ให้ $\tilde{W}_t = (1-B)^d \tilde{X}_t$ เป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง โดยการหาผลต่างครั้งที่ d ของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง (X_t) ในการกำหนดรูปแบบให้กับอนุกรม W_t ก็ทำเช่นเดียวกับอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง ซึ่งเรียกรูปแบบของ W_t ว่า ARIMA(p,d,q)

รูปแบบ ARIMA(p,d,q) เขียนได้เป็น

$$\tilde{W}_t = \phi_1 \tilde{W}_{t-1} + \phi_2 \tilde{W}_{t-2} + \dots + \phi_p \tilde{W}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

สามารถกระจายให้อยู่ในรูปอนุกรม X_t ได้เป็น

$$\tilde{W}_t - \phi_1 B \tilde{W}_t - \phi_2 B^2 \tilde{W}_t - \dots - \phi_p B^p \tilde{W}_t = a_t - \theta_1 B a_t - \theta_2 B^2 a_t - \dots - \theta_q B^q a_t$$

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) \tilde{W}_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) a_t$$

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) (1-B)^d \tilde{X}_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) a_t$$

$$\Phi(B)(1-B)^d \tilde{X}_t = \Theta(B)a_t$$

การพิจารณาอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะนิ่งหรือไม่นิ่งนั้น พิจารณาได้จากวิธีต่างๆดังนี้

วิธีที่ 1. นำอนุกรมเวลามาเขียนกราฟ พิจารณาลักษณะของกราฟว่ามีแนวโน้มและมีฤดูกาลปรากฏหรือไม่ ถ้ามีแสดงว่าเป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง

วิธีที่ 2. แบ่งอนุกรมเวลาเป็นช่วงๆ แล้วนำอนุกรมเวลาของแต่ละช่วงไปทดสอบค่าเฉลี่ย ความแปรปรวนและความแปรปรวนร่วมตามทฤษฎีทางสถิติ

วิธีที่ 3. พิจารณาคลอเรลโรแกรมของ r_k ในกรณีที่อนุกรมเวลามีลักษณะนิ่ง (Stationary) r_k จะมีค่าลดลงอย่างรวดเร็วแบบเอกซ์โพเนนเชียล เมื่อ k มีค่าเพิ่มขึ้น ส่วนกรณีอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง (Non-Stationary) r_k จะมีค่าลดลงค่อนข้างช้า สังเกตได้ว่าอนุกรมเวลานั้นมีแนวโน้มและจะมีค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน

ถ้า r_k ของอนุกรมเวลามีค่าลดลงอย่างช้าๆ เมื่อ k มีค่าเพิ่มขึ้น และ r_k มีค่าสูง เมื่อ $k = L, 2L, 3L, \dots$ เมื่อ L เป็นคาบฤดูกาล แสดงข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล แต่ถ้า r_k มีค่าสูงเป็นลูกคลื่นครบรอบ L ช่วงเวลา แสดงว่าอนุกรมเวลามีฤดูกาล

2.1.6 การกำหนดรูปแบบ (Model Identification)

ในการหารูปแบบจะพิจารณาจากฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function : ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function : PACF) ที่มีลักษณะลดลงหรือมีค่าเป็น 0 หลังจากช่วงห่าง p หรือ q หน่วยเวลา โดยใช้ตัวสถิติ t ในการทดสอบสมมติฐานว่ามีค่าสหสัมพันธ์เป็นศูนย์หรือไม่ รูปแบบที่สำคัญในการวิเคราะห์อนุกรมเวลามี 5 รูปแบบ ดังนี้

ARIMA	รูปแบบที่ 1 (1,d,0)	รูปแบบที่ 2 (0,d,1)
ลักษณะของ ρ_k	มีค่าลดลงแบบเอกซ์โพเนนเชียล 1. ในเครื่องหมายเดียวกัน ถ้า $\phi_1 > 0$ 2. สลับเครื่องหมาย ลบ บวก โดยเริ่มลบก่อน ถ้า $\phi_1 < 0$	มีเพียงค่าเดียว คือ $\rho_1 \neq 0$ ส่วน $\rho_k = 0; k \geq 2$ 1. $\rho_1 > 0$ ถ้า $\theta_1 < 0$ 2. $\rho_1 < 0$ ถ้า $\theta_1 > 0$
ลักษณะของ ϕ_{kk}	มีเพียงค่าเดียว คือ $\phi_{11} \neq 0$ ส่วน $\phi_{kk} = 0; k \geq 2$ 1. $\phi_{11} > 0$ ถ้า $\phi_1 > 0$ 2. $\phi_{11} < 0$ ถ้า $\phi_1 < 0$	มีค่าลดลงแบบเอกซ์โพเนนเชียล 1. สลับเครื่องหมาย บวก ลบ ถ้า $\theta_1 < 0$ 2. เครื่องหมายลบถ้า $\theta_1 > 0$
ค่าประมาณพารามิเตอร์	$\phi_1 = \rho_1$	$\rho_1 = \frac{-\theta_1}{1 + \theta_1^2}$
ลักษณะนิ่ง	$-1 < \phi_1 < 1$	$-1 < \theta_1 < 1$

ARIMA	รูปแบบที่ 3 (2,d,0)	รูปแบบที่ 4 (0,d,2)
ลักษณะของ ρ_k	มีค่าลดลงแบบเอกซ์โพเนนเชียล ในเครื่องหมายเดียวกันหรือต่าง เครื่องหมาย	มี 2 ค่า คือ $\rho_1 \neq 0$ และ $\rho_2 \neq 0$ ส่วน $\rho_k = 0; k \geq 3$
ลักษณะของ ϕ_{kk}	มีค่า 2 ค่า คือ $\phi_{11} \neq 0$ $\phi_{22} \neq 0$ ส่วน $\phi_{kk} = 0; k \geq 3$	มีค่าลดลงแบบเอกซ์โพเนนเชียล ในเครื่องหมายเดียวกันหรือต่าง เครื่องหมาย
ค่าประมาณพารามิเตอร์	$\phi_1 = \frac{\rho_1(1-\rho_2)}{1-\rho_1^2}$ $\phi_2 = \frac{\rho_2(1-\rho_1^2)}{1-\rho_1^2}$	$\rho_1 = \frac{-\theta_1(1-\theta_2)}{1+\theta_1^2+\theta_2^2}$ $\rho_2 = \frac{-\theta_2}{1+\theta_1^2+\theta_2^2}$
ลักษณะหนึ่ง	$-1 < \phi_2 < 1$ $\phi_2 + \phi_1 < 1$ $\phi_2 - \phi_1 < 1$	$-1 < \theta_2 < 1$ $\theta_2 + \theta_1 < 1$ $\theta_2 - \theta_1 < 1$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
 Copyright© by Chiang Mai University
 All rights reserved

ARIMA	รูปแบบที่ 5 (1,d,1)
ลักษณะของ ρ_k	มีค่าลดลงแบบเอกซ์โพเนนเชียลหลังจากช่วงห่าง 1 หน่วยเวลา 1. ในเครื่องหมายของ ρ_1 ถ้า $\rho_1 = \phi_1 - \theta_1$ 2. ในเครื่องหมายเดียวกัน ถ้า $\phi_1 > 0$ 3. สลับเครื่องหมาย ถ้า $\phi_1 < 0$
ลักษณะของ ϕ_{kk}	มีค่าลดลงแบบเอกซ์โพเนนเชียลหลังจากช่วงห่าง 1 หน่วยเวลา 1. $\phi_{11} = \rho_1$ 2. ในเครื่องหมายเดียวกัน ถ้า $\theta_1 > 0$ 3. สลับเครื่องหมาย ถ้า $\theta_1 < 0$
ค่าประมาณพารามิเตอร์	$\rho_1 = \frac{(1 - \theta_1 \phi_1)(\phi_1 - \theta_1)}{1 + \theta_1^2 - 2\phi_1 \theta_1}$ $\rho_2 = \phi_1 \rho_1$
ลักษณะนั้ง	$-1 < \phi_1 < 1$ $-1 < \theta_1 < 1$

การพิจารณาสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของรูปแบบ AR(1), รูปแบบ AR(2), รูปแบบ MA(1), รูปแบบ MA(2) และรูปแบบ ARMA(1,1) ศึกษาได้ดังรูปในภาคผนวก ง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
 Copyright© by Chiang Mai University
 All rights reserved

2.1.7 การประมาณค่าพารามิเตอร์ (Parameters Estimator)

การประมาณค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบที่นิยมใช้กันอย่างกว้างขวาง คือ วิธีแม็กซ์ลิคไลฮูด (Maximum Likelihood) แต่ในกรณีที่จำนวนตัวอย่างมีขนาดใหญ่ การใช้วิธีแม็กซ์ลิคไลฮูดจะใช้เวลาในการคำนวณมาก การประมาณค่าพารามิเตอร์โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ก็จะได้ผลใกล้เคียงกัน

การคำนวณ มี 2 วิธี ดังนี้

1. การคำนวณแบบมีเงื่อนไข

ถ้าอนุกรมเวลามีรูปแบบเป็น ARIMA(p,d,q) จากอนุกรมเวลา X_t เมื่อทำการหาผลต่าง d ครั้ง จะได้อนุกรมเวลา W_t เป็น $W_1, W_2, W_3, \dots, W_n$ ($W_t = \nabla^d X_t$) และจะมีรูปแบบเป็น

$$\tilde{W}_t = \phi_1 \tilde{W}_{t-1} + \phi_2 \tilde{W}_{t-2} + \dots + \phi_p \tilde{W}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

$$a_t = \tilde{W}_t - \phi_1 \tilde{W}_{t-1} - \phi_2 \tilde{W}_{t-2} - \dots - \phi_p \tilde{W}_{t-p} + \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \dots + \theta_q a_{t-q}$$

จากสมการข้างต้น จะคำนวณหาค่า a_t ได้ จะต้องทราบค่า W จำนวน p ตัว และค่า a จำนวน q ตัว

$$\text{กำหนดให้ } W_1, W_2, W_3, \dots, W_p = W_* \quad ; \quad a_1, a_2, a_3, \dots, a_q = A_*$$

$$\phi_1, \phi_2, \phi_3, \dots, \phi_p = \Phi \quad ; \quad \theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots, \theta_q = \Theta$$

ดังนั้นเมื่อทราบค่า W_* และ A_* และสามารถประมาณค่า Φ และ Θ ค่าของ a_t ก็สามารถหาค่าได้ โดยใช้สัญลักษณ์ $a_t(\Phi, \Theta | W_*, A_*, W)$ เมื่อ $t = 1, 2, 3, \dots, n$

$$\text{กำหนดให้ } S_*(\Phi, \Theta) = \sum_{t=1}^n a_t^2(\Phi, \Theta | W_*, A_*, W)$$

$S_*(\Phi, \Theta)$ เรียกว่าผลบวกกำลังสองของค่าคลาดเคลื่อน (Sum of Squared Residual)

ในการคำนวณ a_t แบบมีเงื่อนไขนั้นจะกำหนดให้ $W_* = 0$ และ $A_* = 0$

ตัวอย่างที่ 2.1 สมมติว่ารูปแบบเป็น ARIMA(0, 1, 1)

$$\nabla \tilde{X}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

$$a_t = \nabla \tilde{X}_t + \theta_1 a_{t-1}$$

โดยให้ $W_t = \nabla \tilde{X}_t$ และ $E(W_t) = 0$

$$\therefore a_t = W_t + \theta_1 a_{t-1}$$

กำหนดให้ $\theta_1 = 0.5 \therefore a_t = W_t + 0.5a_{t-1}$

ข้อมูลทั้งหมด 369 ตัว $a_0 = 0$ แต่แสดงการคำนวณไว้ 10 ตัว

t	X_t	$W_t = \nabla X_t$	$a_t = W_t + 0.5a_{t-1}$
0	460		0
1	457	-3	-3
2	452	-5	-6.5
3	459	7	3.8
4	462	3	4.9
5	459	-3	-0.6
6	463	4	3.7
7	479	16	17.8
8	493	14	22.9
9	490	-3	8.4

โดยค่า W_t คือค่าผลต่างครั้งที่ 1 ของ X_t และค่า a_t คือค่าความคลาดเคลื่อน ณ ช่วงเวลา t

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
 Copyright© by Chiang Mai University
 All rights reserved

2. การคำนวณแบบไม่มีเงื่อนไข

$$\text{กำหนดให้ } S(\Phi, \Theta) = \sum_{t=-\alpha}^n [a_t | \Phi, \Theta, W]^2$$

เป็นผลบวกของกำลังสองของค่าคลาดเคลื่อนแบบไม่มีเงื่อนไข เมื่อ

$$[a_t | \Phi, \Theta, W] = E[a_t | (\Phi, \Theta, W)]$$

การคำนวณหา $S(\Phi, \Theta)$ จะต้องทราบค่าของ W_* และ A_* การหา W_* และ A_* จะใช้วิธีการคำนวณย้อนหลังจากสมการรูปแบบ

ตัวอย่างที่ 2.2 สมมติว่ารูปแบบเป็น ARIMA(0, 1, 1)

$$\tilde{W}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} = (1 - \theta_1 B)a_t$$

เปลี่ยนเป็นสมการย้อนหลัง

$$\tilde{W}_t = (1 - \theta_1 F)e_t = e_t - \theta_1 e_{t+1}$$

เมื่อ $FX_t = X_{t+1}$ และ $F^m X_t = X_{t+m}$

ถ้า $E(W_t) = 0$ จะได้

$$e_t = W_t + \theta_1 e_{t+1}$$

$$\text{และ } a_t = W_t + \theta_1 a_{t-1}$$

การคำนวณ e_t จะกำหนดให้ $e_{n+1} = 0$ และ $e_j = 0, j = 0, -1, -2, \dots$

พิจารณาการคำนวณดังตารางเมื่อ $\theta_1 = 0.5$

t	X_t	$W_t = \nabla X_t$	e_t	$0.5e_{t+1}$	a_t	$0.5a_{t-1}$
-1	458.4	0	0	0	0	0
0	460	1.6	0	-1.54	1.60	0
1	457	-3	-3.09	-0.09	-2.20	0.80
2	452	-5	-0.18	4.82	-6.10	-1.10
3	459	7	9.64	2.64	3.95	-3.05
4	462	3	5.28	2.28	4.98	1.98
5	459	-3	4.56	7.56	-0.51	2.49
6	463	4	15.13	11.13	3.74	-0.26
7	479	16	22.25	6.25	17.87	1.87
8	493	14	12.50	-1.50	22.94	8.94
9	490	-3	-3.00	0	8.47	11.47
			0			

โดยค่า W_t คือค่าผลต่างครั้งที่ 1 ของ X_t , $e_t = W_t + \theta_1 e_{t+1}$ และค่า a_t คือค่าความคลาดเคลื่อน ณ ช่วงเวลา t

2.1.8 การตรวจสอบรูปแบบ (Diagnostic Checks)

เมื่อได้รูปแบบและค่าพารามิเตอร์ที่ประมาณได้ จะถูกนำมาตรวจสอบเพื่อตรวจสอบรูปแบบและค่าพารามิเตอร์ที่ได้นั้นมีความเหมาะสมในการนำไปใช้ในการพยากรณ์หรือไม่ โดยตรวจสอบสมมติฐานของค่าความคลาดเคลื่อน โดยนำค่าความคลาดเคลื่อนมาทดสอบถึงคุณสมบัติดังต่อไปนี้

- (1) ค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์
- (2) ค่าความแปรปรวนคงที่
- (3) ความเป็นอิสระ
- (4) การแจกแจงปกติ

(1) ตรวจสอบสมมติฐานของค่าความคลาดเคลื่อนว่ามีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์หรือไม่

$$\text{ทดสอบ } H_0: \mu_\varepsilon = 0$$

$$H_1: \mu_\varepsilon \neq 0$$

โดยใช้ตัวสถิติทดสอบ t ดังนี้

$$t = \frac{\bar{e} - \mu_\varepsilon}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \quad \text{มีองศาความเป็นอิสระเท่ากับ } n-1$$

เมื่อ \bar{e} คือ ค่าเฉลี่ยของค่าความคลาดเคลื่อนและมีการแจกแจงแบบปกติ

μ_ε คือ ค่าเฉลี่ยของประชากรของค่าความคลาดเคลื่อน

s คือ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของค่าความคลาดเคลื่อน

n คือ จำนวนค่าความคลาดเคลื่อน

ถ้าค่าของตัวสถิติ t ที่คำนวณได้ตกอยู่ในอาณาเขตวิกฤติ แสดงว่าค่าเฉลี่ยของค่าความคลาดเคลื่อนไม่เท่ากับศูนย์

(2) ตรวจสอบสมมติฐานของค่าความคลาดเคลื่อนว่ามีค่าความแปรปรวนคงที่หรือไม่ (Richard A. Johnson, Dean W. Wichern, 2002)

ทดสอบ H_0 : ค่าความคลาดเคลื่อนและค่าพยากรณ์ไม่มีความสัมพันธ์กัน

H_1 : ค่าความคลาดเคลื่อนและค่าพยากรณ์มีความสัมพันธ์กัน

โดยใช้ตัวสถิติทดสอบ Z ดังนี้

$$Z = \frac{\rho - \mu_\rho}{\sigma_\rho} = \frac{\rho}{\sigma_\rho}$$

โดย $\rho = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{n(n^2 - 1)}$ และมีการแจกแจงแบบปกติ

$$n \geq 10$$

$$\mu_\rho = 0$$

$$\sigma_\rho = \sqrt{\frac{1}{n-1}}$$

$$d_i = x_i - y_i$$

เมื่อ x_i คือ ลำดับที่ i ของค่าพยากรณ์

y_i คือ ลำดับที่ i ของค่าความคลาดเคลื่อน

ถ้าค่าของตัวสถิติ Z ที่คำนวณได้ตกอยู่ในอาณาเขตวิกฤติ แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนและค่าพยากรณ์มีความสัมพันธ์กัน นั่นคือ ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนไม่คงที่

(3) ตรวจสอบสมมติฐานของค่าคลาดเคลื่อนว่ามีความเป็นอิสระกันหรือไม่

$$\text{ทดสอบ } H_0 : \rho_k(\hat{e}_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(\hat{e}_t) \neq 0$$

เป็นการทดสอบความเป็นอิสระของแต่ละช่วงห่างเวลาของค่าคลาดเคลื่อน ในการคำนวณค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าคลาดเคลื่อนจะคำนวณได้ดังนี้

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

เมื่อ $r_k(\hat{e}_t)$ เป็นสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าคลาดเคลื่อนที่ห่างกัน k หน่วยเวลาและมีการแจกแจงแบบสตีวเคนท์ที่ (Student's t distribution) การทดสอบจะใช้สถิติ t ดังนี้

$$t = \frac{r_k(\hat{e}_t) - 0}{SE(r_k(\hat{e}_t))} \quad \text{มีองศาความเป็นอิสระเท่ากับ } n-1$$

เมื่อ $SE(r_k(\hat{e}_t))$ เป็นส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าคลาดเคลื่อน

ถ้ายอมรับ $H_0 : \rho_k(\hat{e}_t) = 0$ แสดงว่าค่าคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกัน

(4) ตรวจสอบสมมติฐานของค่าคลาดเคลื่อนว่ามีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่

ทดสอบ H_0 : ค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ

H_1 : ค่าคลาดเคลื่อนไม่มีการแจกแจงแบบปกติ

ใช้ตัวสถิติทดสอบ คือ

$$T_1 = \max |F^*(e) - S(e)|$$

เมื่อ $F^*(e)$ คือ ฟังก์ชันการแจกแจงเฉพาะของ e

เมื่อ $S(e)$ คือ การแจกแจงความถี่สะสม e

มีข้อตกลงเบื้องต้น คือ ตัวอย่างถูกเลือกมาโดยวิธีสุ่มและ $F^*(e)$ ฟังก์ชันการแจกแจงเฉพาะของ e แบบต่อเนื่อง

ให้ค่าของตัวสถิติ T_1 เป็นระยะทางที่มากที่สุดระหว่าง $S(e)$ และ $F^*(e)$ โดยจะเขียน max แทน maximum (ค่าห้ำที่ที่สุด)

จะปฏิเสธ H_0 ที่ระดับนัยสำคัญ α ถ้าค่าของตัวสถิติ T_1 มีค่าเกินค่า $W_{1-\alpha}$ (ตารางโคลโมโกรอฟ)

2.1.9 การพยากรณ์ (Forecasting)

เมื่อกำหนดรูปแบบของอนุกรมเวลาและหาค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบที่ทำให้เกิดค่าคลาดเคลื่อนน้อยที่สุดแล้ว ก็จะใช้รูปแบบที่ได้ทำการพยากรณ์ข้อมูลในอนาคต ซึ่งการพยากรณ์นั้นทำได้ 2 แบบ คือ การพยากรณ์แบบค่าเดียว (Point Forecasts or Single Numerical Values) และการพยากรณ์แบบช่วง (Interval Forecasts)

1. การพยากรณ์แบบค่าเดียว

การพยากรณ์นี้เราจะสมมติว่าเราทราบรูปแบบ ค่าพารามิเตอร์ ค่าอนุกรมเวลาและค่าความคลาดเคลื่อน แล้วทำการพยากรณ์จากสิ่งที่ทราบเหล่านี้

สมมติว่าอนุกรมเวลา t ช่วงเวลา คือ $X_t, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots$ และทราบค่าคลาดเคลื่อน t ช่วงเวลา คือ $\hat{a}_t, \hat{a}_{t-1}, \hat{a}_{t-2}, \dots$ ต้องการพยากรณ์ข้อมูลที่เวลา $t+L$ เมื่อ $L \geq 1$

เวลา t เรียกว่า จุดเริ่มต้น (Origin)

L เรียกว่า หน่วยเวลาล่วงหน้า (Lead time)

ค่าพยากรณ์ของ X_{t+L} ใช้สัญลักษณ์ $\hat{X}_t(L)$ เป็นค่าคาดหวังที่มีเงื่อนไขของ X_{t+L} ดังนั้น

$\hat{X}_t(L) = E(X_{t+L} / I_t)$ เมื่อ I_t เป็นอนุกรมเวลา $X_t, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots$

$$E(X_{t+L}) = \begin{cases} X_{t+L} & ; L \leq 0 \\ \hat{X}_t(L) & ; L \geq 1 \end{cases}$$

$$E(a_{t+L}) = \begin{cases} a_{t+L} & ; L \leq 0 \\ 0 & ; L \geq 1 \end{cases}$$

สำหรับรูปแบบการพยากรณ์ของ AR(p), MA(q), ARMA(p,q) แสดงรูปแบบพยากรณ์
ดังนี้

- รูปแบบ AR(1) $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \theta_0 + a_t$

รูปแบบการพยากรณ์คือ

$$\hat{X}_t(L) = \hat{\phi}_1 X_{t-1+L} + \hat{\theta}_0 ; L = 1, 2, 3, \dots$$

เช่น

$$\hat{X}_t(1) = \hat{\phi}_1 X_t + \hat{\theta}_0 ; L = 1$$

$$\hat{X}_t(L) = \hat{\phi}_1 \hat{X}_t(L-1) + \hat{\theta}_0 ; L \geq 2$$

- รูปแบบ AR(2) $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \theta_0 + a_t$

รูปแบบการพยากรณ์คือ

$$\hat{X}_t(L) = \hat{\phi}_1 X_{t-1+L} + \hat{\phi}_2 X_{t-2+L} + \hat{\theta}_0 ; L = 1, 2, 3, \dots$$

เช่น

$$\hat{X}_t(1) = \hat{\phi}_1 X_t + \hat{\phi}_2 X_{t-1} + \hat{\theta}_0 ; L = 1$$

$$\hat{X}_t(2) = \hat{\phi}_1 \hat{X}_t(1) + \hat{\phi}_2 X_t + \hat{\theta}_0 ; L = 2$$

$$\hat{X}_t(L) = \hat{\phi}_1 \hat{X}_t(L-1) + \hat{\phi}_2 \hat{X}_t(L-2) + \hat{\theta}_0 ; L \geq 3$$

- รูปแบบ MA(1) $X_t = \theta_0 + a_t - \theta_1 a_{t-1}$

รูปแบบการพยากรณ์คือ

$$\hat{X}_t(L) = \hat{\theta}_0 + \hat{a}_{t+L} - \hat{\theta}_1 \hat{a}_{t-1+L} ; L = 1, 2, 3, \dots$$

เช่น

$$\hat{X}_t(1) = \hat{\theta}_0 - \hat{\theta}_1 a_t ; L = 1$$

$$\hat{X}_t(L) = \hat{\theta}_0 ; L \geq 2$$

- รูปแบบ MA(2) $X_t = \theta_0 + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2}$

รูปแบบการพยากรณ์คือ

$$\hat{X}_t(L) = \hat{\theta}_0 + \hat{a}_{t+L} - \hat{\theta}_1 \hat{a}_{t-1+L} - \hat{\theta}_2 \hat{a}_{t-2+L} ; L = 1, 2, 3, \dots$$

เช่น

$$\hat{X}_t(1) = \hat{\theta}_0 - \hat{\theta}_1 a_t - \hat{\theta}_2 a_{t-1} ; L = 1$$

$$\hat{X}_t(2) = \hat{\theta}_0 - \hat{\theta}_2 a_t ; L = 2$$

$$\hat{X}_t(L) = \hat{\theta}_0 ; L \geq 3$$

- รูปแบบ ARMA(1,1) $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \theta_0 + a_t - \theta_1 a_{t-1}$

รูปแบบการพยากรณ์คือ

$$\hat{X}_t(L) = \phi_1 X_{t-1+L} + \hat{\theta}_0 + \hat{a}_{t+L} - \hat{\theta}_1 a_{t-1+L} \quad ; \quad L = 1, 2, 3, \dots$$

เช่น

$$\hat{X}_t(1) = \hat{\phi}_1 X_t + \hat{\theta}_0 - \hat{\theta}_1 a_t \quad ; \quad L = 1$$

$$\hat{X}_t(L) = \hat{\phi}_1 \hat{X}_t(L-1) + \hat{\theta}_0 \quad ; \quad L \geq 2$$

2. การพยากรณ์แบบช่วง (Interval Forecasts)

จากรูปแบบ ARIMA(p,d,q) จะสามารถเปลี่ยนให้อยู่ในรูปของ MA(α) ได้

$$\phi(B)\tilde{w}_t = \theta(B)a_t$$

$$\tilde{W}_t = \phi^{-1}(B)\theta(B)a_t$$

$$\tilde{X}_t = (1-B)^{-d} \phi^{-1}(B)\theta(B)a_t \quad (1)$$

สมมติว่ารูปแบบของ MA(α) เป็น

$$X_t = \mu + \psi_0 a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \dots \quad (2)$$

เมื่อ $\psi_0 = 1$ ดังนั้นจาก ARIMA(p,d,q) เมื่อเปลี่ยนให้อยู่ในรูปแบบ (1) และเปรียบเทียบกับ (2)

ก็สามารถหาค่า $\mu, \psi_j : j = 0, 1, 2, \dots$

เช่น AR(1)

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \theta_0 + a_t$$

$$X_t = \frac{\theta_0}{1 - \phi_1 B} + (1 - \phi_1 B)^{-1} a_t$$

$$= \frac{\theta_0}{1 - \phi_1 B} + (1 + \phi_1 B + \phi_1^2 B^2 + \phi_1^3 B^3 + \dots) a_t$$

$$= \frac{\theta_0}{(1 - \phi_1)} + a_t + \phi_1 a_{t-1} + \phi_1^2 a_{t-2} + \phi_1^3 a_{t-3} + \dots$$

ดังนั้น $\mu = \frac{\theta_0}{(1 - \phi_1)}$, $\psi_0 = 1$, $\psi_j = \phi_1^j$ $j = 1, 2, 3, \dots$

สำหรับ ARMA(1,1)

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \theta_0 + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

$$X_t = \frac{\theta_0}{1 - \phi_1 B} + (1 - \theta_1 B)(1 - \phi_1 B)^{-1} a_t$$

$$= \frac{\theta_0}{1 - \phi_1 B} + [(1 - \theta_1 B)(1 + \phi_1 B + \phi_1^2 B^2 + \dots)] a_t$$

$$X_t = \frac{\theta_0}{1 - \phi_1 B} + [1 + (\phi_1 - \theta_1)B + \phi_1^2 - \phi_1 \theta_1 B^2 + (\phi_1^3 - \phi_1^2 \theta_1)B^3 + \dots] a_t$$

เมื่อเปรียบเทียบกับ $MA(\alpha)$ จะได้

$$\mu = \frac{\theta_0}{1 - \phi_1}$$

$$\psi_0 = 1$$

$$\psi_1 = \phi_1 - \theta_1$$

$$\psi_2 = \phi_1(\phi_1 - \theta_1)$$

$$\vdots$$

$$\psi_j = \phi_1^{j-1}(\phi_1 - \theta_1)$$

ถ้า $\phi_1 = .62$ และ $\theta_1 = -.58$

$$\psi_0 = 1$$

$$\psi_1 = 1.2$$

$$\psi_2 = .74$$

$$\vdots$$

ให้ $e_t(L)$ เป็นค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ล่วงหน้า L หน่วยเวลา ณ ที่เวลา t

$$e_t(L) = X_{t+L} - \hat{X}_t(L)$$

จากรูปแบบของ $MA(\alpha)$

$$X_t = \mu + \psi_0 a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \psi_3 a_{t-3} + \dots$$

เมื่อทำการพยากรณ์ล่วงหน้า L หน่วยเวลาจะได้

$$\hat{X}_t(L) = \mu + \psi_L a_t + \psi_{L+1} a_{t-1} + \psi_{L+2} a_{t-2} + \psi_{L+3} a_{t-3} + \dots$$

ดังนั้น

$$e_t(L) = X_{t+L} - \hat{X}_t(L)$$

$$= \psi_0 a_{t+L} + \psi_1 a_{t+L-1} + \psi_2 a_{t+L-2} + \dots + \psi_{L-1} a_{t+1}$$

ความแปรปรวน

$$\sigma^2[e_t(L)] = \sigma_a^2 (1 + \psi_1^2 + \psi_2^2 + \dots + \psi_{L-1}^2)$$

ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

$$\sigma[e_t(L)] = \sigma_a (1 + \psi_1^2 + \psi_2^2 + \dots + \psi_{L-1}^2)^{\frac{1}{2}}$$

ตัวอย่างที่ 2.3 จาก ARMA(1,1) ที่คำนวณ $\psi_0 = 1, \psi_1 = 1.2, \psi_2 = .74$ จะหา $\sigma[e_t(L)]$ เมื่อ $\sigma_a = 1.6$ ได้

$$\sigma[e_t(1)] = \sigma_a(1)^{\frac{1}{2}} = 1.6$$

$$\sigma[e_t(2)] = \sigma_a(1 + \psi_1^2)^{\frac{1}{2}} = 1.6[1 + (1.2)^2]^{\frac{1}{2}} = 2.5$$

$$\sigma[e_t(3)] = \sigma_a(1 + \psi_1^2 + \psi_2^2)^{\frac{1}{2}} = 1.6[1 + (1.2)^2 + (.74)^2]^{\frac{1}{2}} = 2.77$$

เนื่องจาก a_t มีการแจกแจงแบบปกติ ดังนั้นค่าพยากรณ์ของรูปแบบจะมีการแจกแจงแบบปกติด้วย เมื่อกำหนดช่วงความเชื่อมั่น ก็สามารที่จะหาช่วงของค่าพยากรณ์ได้ เช่น 95% ช่วงความเชื่อมั่น ค่าพยากรณ์จะอยู่ในช่วง

$$\hat{X}_t(L) \pm 1.96\sigma[e_t(L)]$$

80% ช่วงความเชื่อมั่น ค่าพยากรณ์จะอยู่ในช่วง

$$\hat{X}_t(L) \pm 1.28\sigma[e_t(L)]$$

2.1.10 รูปแบบฤดูกาล

การสร้างรูปแบบการถดถอยในตัวเองรวมเฉลี่ยเคลื่อนที่ (ARIMA) ของอนุกรมที่มีฤดูกาลสามารถสร้างได้เหมือนรูปแบบการถดถอยในตัวเองรวมการเฉลี่ยเคลื่อนที่ของอนุกรมเวลาที่ไม่มีฤดูกาล คือ การกำหนดรูปแบบ การประมาณค่า และการตรวจสอบรูปแบบ แต่สำหรับข้อมูลที่มีฤดูกาลจะหาผลต่างของค่าสังเกตด้วยช่วงห่าง S หน่วยเวลา ดังนั้นการหาสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนจะหาห่างกัน S หน่วยเวลา

รูปแบบอนุกรมเวลาที่มีฤดูกาล จะมีรูปแบบดังต่อไปนี้

1. รูปแบบการถดถอยในตัวเองที่มีฤดูกาล (Seasonal Autoregressive Process of Order P ; AR(P)_s) สำหรับรูปแบบฤดูกาลที่มีลักษณะนิ่งและมีรูปแบบการถดถอยในตัวเอง คือ

$$\tilde{X}_t = \Phi_1 \tilde{X}_{t-s} + \Phi_2 \tilde{X}_{t-2s} + \Phi_3 \tilde{X}_{t-3s} + \dots + \Phi_p \tilde{X}_{t-ps} + a_t$$

2. รูปแบบเฉลี่ยเคลื่อนที่ที่มีฤดูกาล (Seasonal Moving – Average Process of Order Q ; MA(Q)_s) สำหรับรูปแบบฤดูกาลที่มีลักษณะนิ่งและมีรูปแบบการเฉลี่ยเคลื่อนที่ คือ

$$\tilde{X}_t = a_t - \Theta_1 a_{t-s} - \Theta_2 a_{t-2s} - \Theta_3 a_{t-3s} - \dots - \Theta_q a_{t-qs}$$

3. รูปแบบการถดถอยในตัวเองและการเฉลี่ยเคลื่อนที่ที่มีฤดูกาล (Seasonal Mixed Autoregressive-Moving Average Process of Order P and Q ; ARMA(P,Q)_s) สำหรับข้อมูลฤดูกาลที่มีลักษณะนิ่งและมีรูปแบบถดถอยในตัวเองเฉลี่ยเคลื่อนที่ จะมีรูปแบบทั่วไปเป็น

$$\tilde{X}_t = \Phi_1 \tilde{X}_{t-s} + \Phi_2 \tilde{X}_{t-2s} + \dots + \Phi_p \tilde{X}_{t-ps} + a_t - \Theta_1 a_{t-s} - \Theta_2 a_{t-2s} - \dots - \Theta_q a_{t-qs}$$

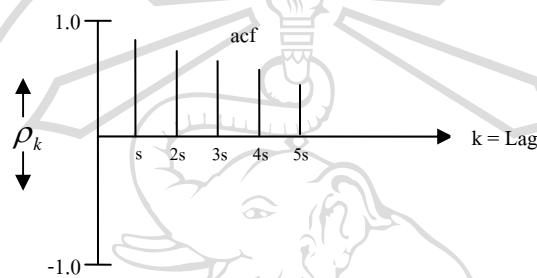
4. รูปแบบการถดถอยในตัวเองและการเฉลี่ยรวมเคลื่อนที่ที่มีฤดูกาล (Seasonal Mixed Autoregressive Integrated Moving Average Process of Order P and Q ; ARIMA(P,D,Q)_s) เมื่อข้อมูลฤดูกาลที่มีลักษณะไม่นิ่งจะหาผลต่างของข้อมูลด้วยช่วงห่าง S หน่วยเวลา แล้วจึงได้ข้อมูลที่มีลักษณะนิ่ง จากนั้นก็จะหารูปแบบได้เช่นเดียวกับข้อมูลที่ผ่านมา โดย ARIMA(P,D,Q)_s มีรูปแบบเป็น

$$\tilde{W}_t = \Phi_1 \tilde{W}_{t-s} + \Phi_2 \tilde{W}_{t-2s} + \dots + \Phi_p \tilde{W}_{t-ps} + a_t - \Theta_1 a_{t-s} - \Theta_2 a_{t-2s} - \dots - \Theta_q a_{t-qs}$$

2.1.11 การสร้างรูปแบบอนุกรมเวลาที่มีฤดูกาล

การคำนวณค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาที่มีฤดูกาลก็เหมือนกับการคำนวณค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของอนุกรมเวลาที่ไม่มีฤดูกาล แต่การลดลงของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) และค่าสัมประสิทธิ์

สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมที่มีฤดูกาลจะลดลงเป็นช่วง และการประมาณค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) จะมีความสัมพันธ์กันในช่วงห่าง S (Lag S) หรือมากกว่านั้น ($S, 2S, 3S, \dots$) ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ที่ปรากฏในช่วงห่าง $1, 2, 3, \dots$ ในการสร้างรูปแบบที่ไม่มีฤดูกาลก็คือค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนในช่วงห่าง $S, 2S, 3S, \dots$ ของรูปแบบที่มีฤดูกาล ตัวอย่างกราฟแสดงลักษณะการลดลงของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของข้อมูลฤดูกาลที่มีลักษณะไม่นิ่งแสดงดังรูปที่ 2.4



รูปที่ 2.4 แสดงลักษณะการลดลงของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของข้อมูลฤดูกาลที่มีลักษณะไม่นิ่ง

โดยที่เราสามารถเขียนรูปแบบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองในช่วงห่าง S ได้ดังนี้

$$(1 - \Phi_s B^s) \tilde{X}_t = a_t$$

เมื่อ Φ_s ใช้แทนสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของฤดูกาล

และรูปแบบที่เป็นฤดูกาลของกระบวนการเคลื่อนที่ช่วงห่าง S ได้ดังนี้

$$\tilde{X}_t = (1 - \Theta_s B^s) a_t$$

การพิจารณาสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) และสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของ AR(1) หรือ MA(1) ของการมีฤดูกาลพิจารณาได้ดังรูปในภาคผนวก ก

2.1.12 ผลต่างของฤดูกาล

ผลต่างของฤดูกาลก็จะคล้ายกับผลต่างของข้อมูลอนุกรมเวลาที่ไม่มีฤดูกาล โดยทั่วไปผลต่างของอนุกรมเวลาปกติจะคำนวณจากระยะเวลาหนึ่ง ไปอีกระยะเวลาหนึ่ง : $X_t - X_{t-1}$ ส่วนผลต่างของฤดูกาลจะหาผลต่างของข้อมูลที่ห่างกัน S หน่วยเวลา : $X_t - X_{t-s}$

2.1.13 รูปแบบการคูณของอนุกรมเวลาที่มีฤดูกาล-ไม่มีฤดูกาล (Seasonal-Nonseasonal Multiplicative Models : S-NS)

ในการสร้างรูปแบบ ARIMA ของค่าสังเกตที่มีฤดูกาลกับไม่มีฤดูกาล (S-NS) จะมีลักษณะแตกต่างกันบ้างในการประมาณค่า ACF และ PACF ดังนั้นในการสร้างรูปแบบ ARIMA จึงได้แยกสองส่วน คืออนุกรมเวลาที่ไม่มีฤดูกาลและที่มีฤดูกาลออกจากกันอย่างเห็นได้ชัด

รูปแบบที่เกิดจากการคูณของค่าสังเกตที่มีฤดูกาลกับไม่มีฤดูกาล (S-NS) ในกระบวนการที่มีฤดูกาล เริ่มต้นจากรูปแบบ $(1 - \Phi_1 B^s) \tilde{X}_t = a_t$ และ $\tilde{X}_t = (1 - \Theta_1 B^s) a_t$ พจน์ต่อมาเป็นพจน์ของผลต่างของฤดูกาลและจำนวน AR และ MA ของฤดูกาล คือ

$$(1 - \Phi_s B^s - \Phi_{2s} B^{2s} - \dots - \Phi_{ps} B^{ps})(1 - B^s)^d \tilde{X}_t = (1 - \Theta_s B^s - \Theta_{2s} B^{2s} - \dots - \Theta_{qs} B^{qs}) a_t \quad \dots(2.7)$$

ในรูปแบบฟังก์ชันสัมประสิทธิ์ของ AR ที่มีฤดูกาล $(1 - \Phi_s B^s - \Phi_{2s} B^{2s} - \dots - \Phi_{ps} B^{ps})$ เขียนในรูปแบบอย่างง่าย คือ $\Phi_p(B^s)$ ผลต่างฤดูกาลแทนด้วย ∇_s^d ส่วนรูปแบบฟังก์ชันสัมประสิทธิ์ของ MA ที่มีฤดูกาล $(1 - \Theta_s B^s - \Theta_{2s} B^{2s} - \dots - \Theta_{qs} B^{qs})$ เขียนรูปอย่างง่าย คือ $\Theta_q(B^s)$ ดังนั้นจากรูปแบบที่ (2.7) เขียนรูปแบบได้ใหม่ดังนี้

$$\Phi_p(B^s) \nabla_s^d \tilde{X}_t = \Theta_q(B^s) a_t \quad \dots(2.8)$$

เมื่อ a_t แทนสิ่งรบกวนอย่างสุ่ม ซึ่งสมมติว่ามีแจกแจงแบบปกติที่เหมือนกันทุกเวลาและเป็นอิสระต่อกัน จากสมการที่ (2.8) แสดงถึงรูปแบบที่เป็นฤดูกาลและยังสามารถอธิบายรูปแบบที่ไม่มีฤดูกาลได้ด้วย ดังนั้นเราจึงสามารถเขียนรูปแบบรวมทั้งรูปแบบที่มีฤดูกาล-ไม่มีฤดูกาล พร้อมผลต่างที่มีฤดูกาล และผลต่างที่ไม่มีฤดูกาล ได้ดังนี้

$$\phi_p(B) \Phi_p(B^s) \nabla_s^d \nabla_s^d \tilde{X}_t = \theta_q(B) \Theta_q(B^s) a_t \quad \dots(2.9)$$

เมื่อ $\phi_p(B)$ เป็นรูปแบบฟังก์ชันสัมประสิทธิ์ของ AR ของค่าสังเกตที่ไม่มีฤดูกาล

$\theta_q(B)$ เป็นรูปแบบฟังก์ชันสัมประสิทธิ์ของ MA ของค่าสังเกตที่ไม่มีฤดูกาล

$\Phi_p(B^s)$ เป็นรูปแบบฟังก์ชันสัมประสิทธิ์ของ AR ของค่าสังเกตที่มีฤดูกาล

$\Theta_q(B^s)$ เป็นรูปแบบฟังก์ชันสัมประสิทธิ์ของ MA ของค่าสังเกตที่มีฤดูกาล

และ $\nabla_s^d \nabla_s^d$ เป็นรูปแบบฟังก์ชันสัมประสิทธิ์ของความแตกต่าง

จากสมการที่ (2.9) รูปแบบนี้เรียกว่าผลคูณของ ARIMA ของ (S-NS) ใช้สัญลักษณ์ ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s และให้ $\tilde{W}_t = \nabla^d \nabla_s^D \tilde{X}_t$ ดังนั้นจากสมการที่ (2.9) สามารถเขียนรูปแบบได้ใหม่ดังนี้

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^s)\tilde{W}_t = \Theta_q(B^s)\theta_q(B)a_t$$

ARIMA ในรูปแบบต่างๆ สามารถเขียนได้ดังต่อไปนี้

$$\text{ARIMA}(1,0,0)(1,0,0)_{12} : (1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_{12} B^{12})\tilde{X}_t = a_t$$

$$\text{ARIMA}(2,0,0)(2,0,0)_{12} : (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - \Phi_{12} B^{12} - \Phi_{24} B^{24})\tilde{X}_t = a_t$$

$$\text{ARIMA}(0,0,1)(0,0,1)_{12} : \tilde{X}_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_{12} B^{12})a_t$$

$$\text{ARIMA}(0,0,2)(0,0,2)_{12} : \tilde{X}_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)(1 - \Theta_{12} B^{12} - \Theta_{24} B^{24})a_t$$

$$\text{ARIMA}(1,1,1)(1,1,1)_{12} : (1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_{12} B^{12})(1 - B)(1 - B^{12})\tilde{X}_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_{12} B^{12})a_t$$

2.2 ตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน (Error Correction Model)

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง หมายถึง การที่ข้อมูลอนุกรมเวลาอยู่ในสภาพของการสมดุลเชิงสถิติ (Statistical Equilibrium) ซึ่งหมายถึง การที่ข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีการเปลี่ยนแปลงถึงแม้เวลาจะเปลี่ยนไป แสดงได้ดังนี้

กำหนดให้ $X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k}$ และ $X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \dots, X_{t+m+k}$ เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่เวลา $t, t+1, t+2, \dots, t+k$ และ เวลา $t+m, t+m+1, t+m+2, \dots, t+m+k$ ตามลำดับ

$P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k})$ และ $P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \dots, X_{t+m+k})$ เป็นการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วมของ $X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k}$ และ $X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \dots, X_{t+m+k}$ ตามลำดับ

กล่าวได้ว่า X_t เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งแบบเข้ม (Strictly Stationary) เมื่อ

$$P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k}) = P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \dots, X_{t+m+k})$$

$$\text{ถ้า } P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k}) \neq P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \dots, X_{t+m+k})$$

สรุปได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่งแบบเข้ม

ในทางปฏิบัตินิยมใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งแบบอ่อนมากกว่านิ่งแบบเข้มเพราะสะดวกและง่ายต่อการทดสอบ กล่าวคือ X_t จะเป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งแบบอ่อนเมื่อ

$$\text{ค่าเฉลี่ยคงที่} : E(X_t) = \mu$$

$$\text{ค่าความแปรปรวนคงที่} : \text{Var}(X_t) = \sigma^2$$

$$\text{ค่าความแปรปรวนร่วมคงที่} : E[(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$$

ถ้าหากอนุกรมเวลาของคุณสมบัติข้อใดข้อหนึ่ง ถือได้ว่าอนุกรมเวลาดังกล่าวนั้นมีลักษณะที่ไม่นิ่ง โดยการตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะนิ่งหรือไม่นิ่งนั้น สามารถใช้การทดสอบยูนิทรูท

2.2.1 การทดสอบยูนิทรูท (Unit Roots Test)

การทดสอบยูนิทรูท เป็นการตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะข้อมูลเป็นแบบนิ่งหรือไม่นิ่ง โดยดิกกี-ฟลูเลอร์ (Dickey-Fuller) ซึ่งเป็นขั้นตอนแรกในการศึกษาตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน โดยดิกกี-ฟลูเลอร์ได้สมมุติแบบจำลองเป็นดังนี้

$$X_t = \rho X_{t-1} + e_t \quad \dots(2.10)$$

โดยที่ X_t, X_{t-1} คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปรอิสระ ณ เวลา t และ $t-1$

e_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Random Error)

ρ คือ สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง ซึ่ง ρ มีค่าตั้งแต่ -1 ถึง 1

โดยมีสมมติฐานของการทดสอบ คือ

$$H_0: |\rho| = 1 \quad (X_t \text{ มีอนุกรมหรือ } X_t \text{ มีลักษณะไม่นิ่ง})$$

$$H_1: |\rho| < 1 \quad (X_t \text{ ไม่มีอนุกรมหรือ } X_t \text{ มีลักษณะนิ่ง})$$

โดยใช้ตัวสถิติทดสอบ คือ

$$t = \frac{\hat{\rho} - 1}{S.E.(\hat{\rho})}$$

โดยที่ $\hat{\rho}$ ประมาณค่าได้จากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

$$\text{ซึ่ง } \hat{\rho} = (X'_{t-1} X_{t-1})^{-1} X'_{t-1} X_t$$

$$\text{และ } S.E.(\hat{\rho}) = (X'_{t-1} X_{t-1})^{-1} \sigma^2$$

เมื่อเปรียบเทียบค่าของตัวสถิติ t ที่คำนวณได้กับค่าในตารางดิกกี-ฟูลเลอร์ถ้าค่าของตัวสถิติ t น้อยกว่าค่าวิกฤติในตารางดิกกี-ฟูลเลอร์จะปฏิเสธสมมติฐานซึ่งกล่าวได้ว่าตัวแปรที่นำมาทดสอบมีลักษณะนิ่ง

อย่างไรก็ตามการทดสอบยูนิทรูทดังกล่าวข้างต้นสามารถทำได้วิธีหนึ่งคือ

$$\text{ให้ } \rho = (1 + \theta); -1 < \theta < 0 \quad \dots(2.11)$$

โดยที่ θ คือ พารามิเตอร์

$$\text{จะได้ } X_t = (1 + \theta)X_{t-1} + e_t \quad \dots(2.12)$$

$$X_t = X_{t-1} + \theta X_{t-1} + e_t \quad \dots(2.13)$$

$$X_t - X_{t-1} = \theta X_{t-1} + e_t \quad \dots(2.14)$$

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + e_t \quad \dots(2.15)$$

จะได้สมมติฐานการทดสอบของดิกกี-ฟูลเลอร์ใหม่ คือ

$$H_0: \theta = 0 \quad (X_t \text{ มียูนิตทรูท หรือ } X_t \text{ มีลักษณะไม่นิ่ง})$$

$$H_1: \theta < 0 \quad (X_t \text{ ไม่มียูนิตทรูท หรือ } X_t \text{ มีลักษณะนิ่ง})$$

โดยใช้ตัวสถิติทดสอบ คือ

$$t = \frac{\hat{\theta}}{S.E.(\hat{\theta})}$$

โดยที่ $\hat{\theta}$ ประมาณค่าได้จากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

$$\text{ซึ่ง } \hat{\theta} = (X'_{t-1} X_{t-1})^{-1} X'_{t-1} \Delta X_t$$

$$\text{และ } S.E.(\hat{\theta}) = (X'_{t-1} X_{t-1})^{-1} \sigma^2$$

เมื่อเปรียบเทียบค่าของตัวสถิติ t ที่คำนวณได้กับค่าในตารางดิกกี-ฟูลเลอร์ถ้าค่าของตัวสถิติ t น้อยกว่าค่าวิกฤติในตารางดิกกี-ฟูลเลอร์จะปฏิเสธสมมติฐานซึ่งกล่าวได้ว่าตัวแปรที่นำมาทดสอบมีลักษณะนิ่ง

เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t มีส่วนสัมพันธ์กับข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา $t-1$ ค่าคงที่และแนวโน้ม ดังนั้น จะพิจารณาสมการถดถอย 3 รูปแบบที่แตกต่างกันในการทดสอบว่ามียูนิตทรูทหรือไม่ซึ่งสมการทั้งสาม คือ

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + e_t \quad \dots(2.16)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + e_t \quad \dots(2.17)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + \theta X_{t-1} + e_t \quad \dots(2.18)$$

การตั้งสมมติฐานของการทดสอบก็เป็นเช่นเดียวกับที่กล่าวมาข้างต้น คือ ถ้าการทดสอบยูนิตทรูทของดิกกี-ฟูลเลอร์มีปัญหาสหสัมพันธ์ในตัวเอง จะทำให้ค่าเคอร์บิน-วัตสันต่ำ ดังนั้นจึงมีการเสนอให้แก้ปัญหาโดยการเพิ่มขบวนการถดถอยในตัวเอง (Autoregressive Processes) เข้าไปในสมการที่ (2.16)-(2.18) โดยวิธีการนี้เรียกว่าการทดสอบออกเมนต์เทดดิกกี-ฟูลเลอร์ (Augmented Dickey-Fuller Test) ซึ่งจะได้สมการใหม่คือ

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad \dots(2.19)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad \dots(2.20)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad \dots(2.21)$$

โดยที่	X_t, X_{t-1}	คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปรอิสระ ณ เวลา t และ t-1
	$\alpha, \beta, \theta, \phi$	คือ ค่าพารามิเตอร์
	T	คือ ค่าแนวโน้ม
	e_t	คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Random Error)

ซึ่งวิธีการทดสอบก็เหมือนกับการทดสอบของดิกกี-ฟูลเลอร์ คือ ทดสอบตัวพารามิเตอร์ θ โดยมีสมมติฐาน ตัวสถิติทดสอบและการตัดสินใจเหมือนกับการทดสอบของดิกกี-ฟูลเลอร์

2.2.2 การทดสอบโคอินทิเกรชัน (Cointegration Test)

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะหนึ่งสามารถนำไปใช้หาสมการถดถอยได้ ส่วนอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งเมื่อนำไปใช้หาสมการถดถอยอาจได้สมการถดถอยที่ไม่แท้จริง คือค่า R^2 ที่คำนวณได้มีค่าสูง แต่ค่าเดอร์บิน-วัตสันมีค่าต่ำ เมื่อทราบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งแล้วปัญหาสมการถดถอยไม่แท้จริงอาจไม่เกิดขึ้นถ้าหากว่าสมการถดถอยดังกล่าวมีลักษณะโคอินทิเกรชัน

โคอินทิเกรชัน คือ การมีความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างข้อมูลอนุกรมเวลาดังแต่ 2 ตัวแปรขึ้นไปที่มีลักษณะไม่นิ่ง แต่ค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากความสัมพันธ์ระยะยาวมีลักษณะนิ่ง สมมุติว่าตัวแปรข้อมูลอนุกรมเวลา 2 ตัวแปรใดๆ ที่มีลักษณะไม่นิ่งแต่มีค่าสูงขึ้นไปด้วยกันทั้งคู่ และมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเหมือนกัน ความแตกต่างระหว่างตัวแปรทั้งสองดังกล่าวมีลักษณะนิ่ง กล่าวได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีลักษณะโคอินทิเกรชัน

ดังนั้นการถดถอยรวมกันไปด้วยกัน (Cointegration Regression) คือ เทคนิคการประมาณค่าความสัมพันธ์คลุยภาพระยะยาวระหว่างข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง โดยที่ค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากคลุยภาพระยะยาวต้องมีลักษณะนิ่ง

วิธีการตรวจสอบว่าตัวแปรที่มีลักษณะโคอินทิเกรชันหรือไม่ มีวิธีตรวจสอบโดยวิธี เอนเกล-แกรนเจอร์ (Engle-Granger (EG) Test) หรือ วิธีออกเมนต์เทคเอนเกล-แกรนเจอร์ (Augmented Engle-Granger (AEG) Test)

วิธีเอนกิล-แกรนเจอร์ หรือ วิธีออกเมนต์เทดเอนกิล-แกรนเจอร์

เป็นการใช้ค่าความคลาดเคลื่อนจากสมการถดถอย (Regression Equation) ที่ได้มาทำการทดสอบว่ามีโคอินทิเกรชันหรือไม่ โดยการทดสอบยูนิทรูท โดยนำค่า ε_t มาหาสมการถดถอยใหม่ดังนี้

$$\Delta e_t = \gamma e_{t-1} + \varepsilon_t \quad \dots(2.22)$$

โดยที่ e_t, e_{t-1} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t และ $t-1$ ที่นำมาหาสมการถดถอยใหม่

γ คือ ค่าพารามิเตอร์

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

สมมติฐาน คือ

$$H_0 : \gamma = 0 \quad (\text{ไม่มีโคอินทิเกรชัน})$$

$$H_1 : \gamma < 0 \quad (\text{มีโคอินทิเกรชัน})$$

โดยใช้สถิติทดสอบ คือ

$$t = \frac{\hat{\gamma}}{S.E.(\hat{\gamma})}$$

โดยที่ $\hat{\gamma}$ ประมาณค่าได้จากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

$$\text{ซึ่ง } \hat{\gamma} = (e'_{t-1} e_{t-1})^{-1} e'_{t-1} \Delta e_t$$

$$\text{และ } S.E.(\hat{\gamma}) = (e'_{t-1} e_{t-1})^{-1} \sigma^2$$

ยอมรับสมมติฐาน H_0 เมื่อค่าของตัวสถิติ t มีค่ามากกว่าค่าในตารางดิกกี-ฟูลเลอร์ และจะปฏิเสธสมมติฐาน H_0 เมื่อค่าของตัวสถิติ t มีค่าน้อยกว่าค่าในตารางดิกกี-ฟูลเลอร์

ถ้าการทดสอบมีปัญหาสหสัมพันธ์ในตัวเอง จะทำให้ค่าเคอร์บิน-วัตสันมีค่าต่ำ ดังนั้นจึงมีการเสนอให้แก้ปัญหาโดยการเพิ่มขบวนการถดถอยในตัวเอง (Autoregressive Processes) เข้าไปในสมการที่ (2.22) โดยวิธีการนี้เรียกว่าการทดสอบออกเมนต์เทดดิกกี-ฟูลเลอร์ (Augmented Dickey-Fuller Test) ซึ่งจะได้สมการใหม่คือ

$$\Delta e_t = \gamma e_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t \quad \dots(2.23)$$

โดยที่ e_t, e_{t-1} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t และ $t-1$ ที่นำมาหาสมการถดถอยใหม่

γ, a คือ ค่าพารามิเตอร์

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

ซึ่งวิธีการทดสอบก็เหมือนกับการทดสอบของดิกกี-ฟูลเลอร์ คือ ทดสอบตัวพารามิเตอร์ γ โดยมีสมมุติฐาน ตัวสถิติทดสอบและการตัดสินใจเหมือนกับการทดสอบของดิกกี-ฟูลเลอร์

2.2.3 ตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน (Error Correction Model)

ตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน มีรูปแบบทั่วไปดังนี้

$$\Delta Y_t = a_1 + a_2 \hat{e}_{t-1} + a_3 \Delta X_t + e_t \quad \dots(2.24)$$

โดยที่ a_1, a_2, a_3 ประมาณค่าได้จากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

ตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนเป็นตัวแบบที่สามารถประมาณค่าสัมประสิทธิ์ด้วยวิธีการกำลังสองน้อยที่สุดได้ โดยไม่เกิดสมการถดถอยที่ไม่แท้จริง

2.2.4 การทดสอบสมมุติฐานที่เกี่ยวข้องกับค่าความคลาดเคลื่อน

ตรวจสอบคุณสมบัติของความคลาดเคลื่อน เมื่อได้รูปแบบและค่าพารามิเตอร์ที่ประมาณได้ จะถูกนำมาตรวจสอบ เพื่อดูว่ารูปแบบและค่าพารามิเตอร์ที่ได้นั้นมีความเหมาะสมในการนำไปใช้ในการพยากรณ์หรือไม่

โดยตรวจสอบสมมุติฐานของค่าความคลาดเคลื่อน โดยนำค่าความคลาดเคลื่อนมาทดสอบดูว่ามี

- (1) ค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์
- (2) ค่าความแปรปรวนคงที่
- (3) ความเป็นอิสระ
- (4) การแจกแจงปกติ

(1) ตรวจสอบสมมุติฐานของค่าความคลาดเคลื่อนว่ามีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์หรือไม่

$$\text{ทดสอบ } H_0: \mu_\varepsilon = 0$$

$$H_1: \mu_\varepsilon \neq 0$$

โดยใช้ตัวสถิติทดสอบ t ดังนี้

$$t = \frac{\bar{e} - \mu_\varepsilon}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \quad \text{มีองศาความเป็นอิสระเท่ากับ } n-1$$

เมื่อ \bar{e} คือ ค่าเฉลี่ยของค่าความคลาดเคลื่อนและมีการแจกแจงแบบปกติ

μ_e คือ ค่าเฉลี่ยของประชากรของค่าความคลาดเคลื่อน

s คือ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของค่าความคลาดเคลื่อน

n คือ จำนวนค่าความคลาดเคลื่อน

ถ้าค่าของตัวสถิติ t ที่คำนวณได้ตกอยู่ในอาณาเขตวิกฤติ แสดงว่าค่าเฉลี่ยของค่าความคลาดเคลื่อนไม่เท่ากับศูนย์

(2) ตรวจสอบสมมติฐานของค่าความคลาดเคลื่อนว่ามีค่าความแปรปรวนคงที่หรือไม่

ทดสอบ H_0 : ความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าคงที่

H_1 : ความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าไม่คงที่

โดยใช้ตัวสถิติทดสอบ คือ

White's test stat หรือ Obs-R^2 คำนวณจาก n คู่ของ R^2 โดยค่านี้มีการแจกแจงเป็นไคสแควร์ (Chi-square distribution) มีองศาความเป็นอิสระเท่ากับจำนวนสัมประสิทธิ์ที่อยู่ในสมการแต่ไม่รวมค่าคงที่ นั่นคือ

เมื่อ n คือ จำนวนของค่าความคลาดเคลื่อน

$$R^2 \text{ คือ } 1 - \frac{\sum_{t=1}^n e_t^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}$$

$$\text{ของสมการ } e_t^2 = a_1 + a_2 X_1 + a_3 X_2 + a_4 X_3 + a_5 X_1^2 + a_6 X_2^2 + a_7 X_3^2 + v_t$$

กำหนดให้ $Y_t = b_1 + b_2 X_1 + b_3 X_2 + b_4 X_3 + e_t$ เป็นสมการเริ่มต้นที่จะหาความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าคงที่

ถ้าค่าของตัวสถิติ White's test stat หรือ Obs-R^2 ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าไคสแควร์ที่ระดับนัยสำคัญ α มีองศาความเป็นอิสระเท่ากับจำนวนของสัมประสิทธิ์ที่อยู่ในสมการ $e_t^2 = a_1 + a_2 X_1 + a_3 X_2 + a_4 X_3 + a_5 X_1^2 + a_6 X_2^2 + a_7 X_3^2 + v_t$ ไม่รวมค่าคงที่ แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าความแปรปรวนคงที่

(3) ตรวจสอบสมมติฐานของค่าคลาดเคลื่อนว่ามีความเป็นอิสระกันหรือไม่

ทำการทดสอบโดยใช้การทดสอบของเดอร์บิน-วัตสันและมีสมมติฐาน คือ

ทดสอบ $H_0: \rho = 0$

$H_1: \rho \neq 0$

โดยใช้ตัวสถิติทดสอบ

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

การทดสอบนี้มีข้อสมมติว่า ความคลาดเคลื่อนมีรูปแบบถดถอยในตัวเองลำดับที่หนึ่ง

เมื่อ $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$, $t = 1, 2, 3, \dots, n$

n คือ จำนวนค่าสังเกต

เดอร์บิน-วัตสันได้แสดงค่า d มีขอบเขตอยู่ระหว่าง d_L และ d_U โดยค่า d_L และ d_U แสดงไว้ในตารางของค่าสถิติเดอร์บิน-วัตสัน

ถ้า $d < d_L$ หรือ $4 - d < d_L$ จะปฏิเสธ H_0 ที่ระดับนัยสำคัญ 2α

ถ้า $d > d_U$ และ $4 - d > d_U$ จะยอมรับ H_0 ที่ระดับนัยสำคัญ 2α

ถ้านอกจากนี้ไม่สามารถสรุปผลการทดสอบได้

(4) ตรวจสอบสมมติฐานของค่าคลาดเคลื่อนว่ามีการแจกแจงแบบปกติ

ทดสอบ H_0 : ค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ

H_1 : ค่าคลาดเคลื่อนไม่มีการแจกแจงแบบปกติ

ใช้ค่าสถิติทดสอบ คือ

$$Jarque - Bera = \frac{n-k}{6} \left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right)$$

เมื่อ n คือ จำนวนค่าความคลาดเคลื่อน

S คือ สัมประสิทธิ์ความเบ้

K คือ สัมประสิทธิ์ความโด่ง

k คือ จำนวนตัวเลขที่ประมาณของจำนวนค่าความคลาดเคลื่อน

ถ้าค่า Jarque - Bera มีค่าน้อยกว่า $\chi_{0.99,2}^2$ แสดงว่าค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ

2.2.5 การพยากรณ์ (Forecasting)

จากตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน

$$\Delta Y_t = a_1 + a_2 \hat{e}_{t-1} + a_3 \Delta X_t + e_t$$

จะหาค่าพยากรณ์ของ $\Delta \hat{X}_t$ และ \hat{e}_{t-1} หลังจากได้ค่าพยากรณ์แล้วจะนำค่าที่ได้ไปแทนลงในตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน

เมื่อ $\Delta \hat{X}_t$ พยากรณ์โดยวิธีบอกซ์และเจนกินส์

\hat{e}_{t-1} พยากรณ์โดยนำค่า \hat{Y}_t ที่พยากรณ์โดยวิธีบอกซ์และเจนกินส์ลบกับ \hat{Y}_t ที่คำนวณ

จากสมการถดถอย $Y_t = a_1 + a_2 X_t + e_t$

จะได้ค่า $\Delta \hat{Y}_t$ ซึ่งค่า $\Delta \hat{Y}_t = \hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1}$

$$\hat{Y}_t = \Delta \hat{Y}_t + \hat{Y}_{t-1}$$

2.3 สรุปสาระสำคัญจากเอกสารที่เกี่ยวข้อง

กัญสุดา ลิ้มพิพัฒนชัย (2544) ได้ทำการศึกษาแบบจำลองเชิงเศรษฐมิติสำหรับภาคการผลิต ตลาดแรงงาน และระดับราคาของประเทศไทย การศึกษาได้ทำการสร้างแบบจำลองภาคการผลิต ตลาดแรงงาน และระดับราคา เพื่อวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นด้วยวิธี Cointegration and error correction mechanism ตามแนวคิดของโจเซนเซน ทั้งรายปีและราย ไตรมาส โดยใช้ข้อมูลรายปีตั้งแต่ปี พ.ศ. 2513 ถึงปี พ.ศ. 2542 ส่วนข้อมูลรายไตรมาสตั้งแต่ ไตรมาส 1 ของปี พ.ศ. 2536 ถึงไตรมาส 2 ของปี พ.ศ. 2543 ผลการศึกษาโดยภาพรวม พบว่า ความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของแบบจำลองรายไตรมาสให้ค่าทางสถิติที่ดีกว่า ข้อมูลรายปี

ชลิต สันติธรรักษ์ (2550) ได้ทำการศึกษาเรื่องการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างประเทศ ที่มาประเทศไทยโดยวิธีอาร์มา โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิตั้งแต่เดือนมกราคม 2540 ถึงเดือนธันวาคม 2549 เป็นข้อมูลรายเดือนจำนวนทั้งหมด 120 ข้อมูลโดยการพยากรณ์จะใช้วิธีการวิเคราะห์แบบ Box-Jenkin โดยมี 4 ขั้นตอน คือ การกำหนดรูปแบบจำลอง การประมาณรูปแบบของอนุกรมเวลา การตรวจสอบความถูกต้อง และการพยากรณ์ ผลการศึกษาพบว่าแบบจำลองที่เหมาะสมที่สุด สำหรับการใช้ในการพยากรณ์ คือ Δy Constant AR(2) AR(3) AR(9) AR(24) SAR(6) SAR(36) MA(36) พยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวตั้งแต่เดือนมกราคม 2550 ถึงเดือนเมษายน 2550 ได้จำนวนนักท่องเที่ยว 1,311,693 คน 1,242,101 คน 1,267,324 คน 1,221,649 คน ตามลำดับ

ทมาภรณ์ กองแก้ว (2546) ได้ทำการศึกษาเรื่องการวิเคราะห์ความเสี่ยงและผลตอบแทน ของหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารพาณิชย์ขนาดใหญ่ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยใช้วิธีโค อินทิเกรชัน เพื่อศึกษาหาความสัมพันธ์และผลตอบแทนจากการลงทุนในหลักทรัพย์เพื่อนำมาเป็น

แนวทางในการประเมินราคาหลักทรัพย์เพื่อประโยชน์ในการพิจารณาตัดสินใจลงทุน โดยหลักทรัพย์ที่ใช้ศึกษาได้แก่ ธนาคารกรุงเทพพาณิชย์ จำกัด(มหาชน) และธนาคารไทยพาณิชย์ จำกัด(มหาชน) ธนาคารกสิกรไทย จำกัด(มหาชน) ธนาคารกรุงไทย จำกัด(มหาชน) โดยอาศัยข้อมูลรายสัปดาห์ เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ.2540 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ.2545 รวมเวลาทั้งหมด 260 สัปดาห์ การวิเคราะห์ใช้วิธีโคอินเกรชัน เพื่อทดสอบความสัมพันธ์ในแบบจำลองการตั้งราคาในหลักทรัพย์ ผลการทดสอบพบว่าข้อมูลราคาปิดของหลักทรัพย์และส่วนที่เหลือของหลักทรัพย์ทุกตัวมีลักษณะนี้ ดังนั้นข้อมูลมีลักษณะร่วมกันไปด้วยกัน

บุญญนิศวรร ฆมภูคำ (2546) ได้ทำการศึกษาการวิเคราะห์ความเสี่ยงของหลักทรัพย์บริษัทผลิตไฟฟ้าบางหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยโดยการใช้วิธีโคอินทิเกรชัน ซึ่งได้ทำการศึกษาหลักทรัพย์ทั้งหมด 4 หลักทรัพย์ ได้แก่ หลักทรัพย์บริษัทสยามสหบริการ จำกัด(มหาชน) หลักทรัพย์บริษัทผลิตไฟฟ้า จำกัด(มหาชน) หลักทรัพย์บริษัทผลิตไฟฟ้าราชบุรี จำกัด(มหาชน) และหลักทรัพย์บริษัทบางจากปิโตรเลียม จำกัด(มหาชน) โดยใช้ข้อมูลราคาปิดรายสัปดาห์ของหลักทรัพย์ ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2541 จนถึงวันที่ 31 ธันวาคม พ.ศ. 2545 จำนวน 260 สัปดาห์ ผลการศึกษาพบว่า หลักทรัพย์ 2 หลักทรัพย์ ได้แก่ หลักทรัพย์บริษัทสยามสหบริการ จำกัด(มหาชน) และหลักทรัพย์บริษัทผลิตไฟฟ้าราชบุรี จำกัด(มหาชน) อยู่เหนือเส้นตลาดหลักทรัพย์ แสดงว่าหลักทรัพย์ทั้งสองนำลงทุนเพราะมีราคาต่ำกว่าราคาที่เหมาะสม ในอนาคตราคาจะปรับตัวสูงขึ้นเรื่อยๆ จนอยู่ในระดับเดียวกับอัตราผลตอบแทนของตลาด ส่วนหลักทรัพย์ที่เหลือ คือ หลักทรัพย์บริษัทผลิตไฟฟ้า จำกัด(มหาชน) และหลักทรัพย์บริษัทบางจากปิโตรเลียม จำกัด(มหาชน) อยู่ใต้เส้นตลาดหลักทรัพย์ ราคาของหลักทรัพย์เหล่านี้จะอยู่สูงกว่าราคาที่เหมาะสม ในอนาคตราคาหลักทรัพย์จะลดลง จึงไม่ควรลงทุนในหลักทรัพย์ทั้งสองนี้

รจนา สุดาแก้ว (2546) ได้ทำการศึกษาการพยากรณ์ปริมาณน้ำไหลเข้าอ่างเก็บน้ำสิริกิติ์ จังหวัดอุดรธานี เป็นการศึกษาเพื่อหารูปแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีฤดูกาล โดยใช้เทคนิคการพยากรณ์วิธีบอกซ์-เจนกินส์และวิธีคลาสสิก ข้อมูลปริมาณน้ำไหลเข้าอ่างเก็บน้ำสิริกิติ์ จังหวัดอุดรธานี เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาแบบรายเดือน เก็บรวบรวมตั้งแต่เดือนเมษายน พ.ศ. 2534 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2544 เป็นจำนวน 10 ปี ผลการศึกษาพบว่าวิธีบอกซ์-เจนกินส์จะมีประสิทธิภาพดีกว่าวิธีคลาสสิก เนื่องจากวิธีบอกซ์-เจนกินส์มีค่า $MSE = 786.4113$ ซึ่งน้อยกว่าวิธีคลาสสิกซึ่งมีค่า $MSE = 1062.530$ จึงใช้รูปแบบที่ได้จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ คือ รูปแบบการถดถอยในตัวเองรวมการเคลื่อนที่ $ARIMA(4,0,4), (4,1,4)_{12}$ $P(2,3,4)$ $SQ(1,3,4)$ ซึ่งเป็นรูปแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์ปริมาณน้ำไหลเข้าอ่างเก็บน้ำสิริกิติ์ จังหวัดอุดรธานี

รุ่งระวี สิทธิกร (2547) ได้ทำการศึกษาการวิเคราะห์ความเสี่ยงและผลตอบแทนของหลักทรัพย์
 ขนส่งใน ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยโดยใช้วิธีโคอินเกรชันของโจเฮนเซน การศึกษาได้
 ทำการศึกษาหลักทรัพย์กลุ่มขนส่งทั้งหมด 8 หลักทรัพย์ ได้แก่ เอเชียนมารีนเซอร์วิสส์ ทางด่วน
 กรุงเทพ จุฑานาวี 프리เซียสชิปปิง อาร์ซีแอล การบินไทย โทริเซนไทยเอเยนต์ซีส์ และยูนิไทยไลน์
 โดยใช้ข้อมูลการซื้อขายหลักทรัพย์รายสัปดาห์ ตั้งแต่เดือนธันวาคม พ.ศ.2540 ถึง ธันวาคม พ.ศ.
 2545 โดยใช้วิธีโคอินเกรชันของโจเฮนเซนเพื่อทดสอบความสัมพันธ์ในแบบจำลองการตั้งราคา
 หลักทรัพย์ ผลการศึกษาหาค่าความเสี่ยงของแต่ละหลักทรัพย์พบว่าค่าความเสี่ยงของหลักทรัพย์
 เอเชียนมารีนเซอร์วิสส์ เท่ากับ 0.628 ทางด่วนกรุงเทพ เท่ากับ 0.813 จุฑานาวี เท่ากับ 0.457 프리
 เซเชียสชิปปิง เท่ากับ 0.208 อาร์ซีแอล เท่ากับ 0.676 การบินไทย เท่ากับ 0.773 โทริเซนไทยเอ
 เยนต์ซีส์ เท่ากับ 0.552 และยูนิไทยไลน์ เท่ากับ 0.746

วิวัฒน์ สุวรรณทา (2546) ได้ทำการศึกษาการวิเคราะห์ความเสี่ยงของหุ้นบริษัทเงินทุนบาง
 หุ้นในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยวิธีโคอินทิเกรชัน โดยศึกษา 4 หลักทรัพย์ ได้แก่
 บริษัทเงินทุนกรุงศรีอยุธยา จำกัด(มหาชน) บริษัทเงินทุนธนชาติ จำกัด(มหาชน) บริษัทเงินทุนสิน
 อุดสาหกรรม จำกัด(มหาชน) และบริษัททีสโก้ จำกัด(มหาชน) โดยใช้ข้อมูลรายสัปดาห์ ตั้งแต่วันที่
 4 มกราคม พ.ศ. 2540 จนถึงวันที่ 29 ธันวาคม พ.ศ. 2545 ซึ่งทำการคำนวณหลักทรัพย์ไว้ความ
 เสี่ยงจากค่าเฉลี่ยอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 3 เดือนของธนาคารพาณิชย์ขนาดใหญ่ 4 ธนาคาร คือ
 ธนาคารกรุงไทย จำกัด(มหาชน) ธนาคารกรุงเทพ จำกัด(มหาชน) ธนาคารกสิกรไทย จำกัด
 (มหาชน) ธนาคารไทยพาณิชย์ จำกัด(มหาชน) ผลการศึกษาพบว่า หุ้นทุกตัวมีค่าเบต้ามากกว่า 1
 ยกเว้นบริษัทเงินทุนกรุงศรีอยุธยา จำกัด(มหาชน) มีค่าเบต้าน้อยกว่า 1 แต่เมื่อเทียบกับเส้นตลาด
 หลักทรัพย์แล้ว หุ้นทั้งหมดอยู่เหนือเส้นตลาดหลักทรัพย์ นั่นคือ ทุกหลักทรัพย์ ยกเว้นหลักทรัพย์
 บริษัทเงินทุนกรุงศรีอยุธยา จำกัด(มหาชน) เป็นหลักทรัพย์เชิงรุก มีผลตอบแทนมากกว่า
 ผลตอบแทนของตลาด นำลงทุนเนื่องจากในอนาคตหลักทรัพย์นี้จะมีราคาสูงขึ้น ส่วนหลักทรัพย์
 บริษัทเงินทุนกรุงศรีอยุธยา จำกัด(มหาชน) เป็นหลักทรัพย์เชิงรับ จะให้ผลตอบแทนน้อยกว่า
 ผลตอบแทนของตลาด

ศาสตรา ยอแสงรัตน์ (2546) การวิเคราะห์ความเสี่ยงของหลักทรัพย์พาณิชย์ในตลาด
 หลักทรัพย์แห่งประเทศไทยโดยวิธีโคอินทิเกรชัน โดยศึกษา 4 หลักทรัพย์ ได้แก่ หลักทรัพย์บริษัท
 บิกซีซูเปอร์เซ็นเตอร์ จำกัด(มหาชน) หลักทรัพย์บริษัทสยามแมคโคร จำกัด(มหาชน) หลักทรัพย์
 บริษัทสหพัฒน์พินูล จำกัด(มหาชน) และหลักทรัพย์บริษัทไมเนอร์คอร์ปอเรชัน จำกัด(มหาชน)
 โดยใช้ข้อมูลรายสัปดาห์ ตั้งแต่วันที่ 3 สิงหาคม พ.ศ. 2540 จนถึงวันที่ 3 สิงหาคม พ.ศ.
 2545 จำนวน 194 สัปดาห์ซึ่งทำการคำนวณหลักทรัพย์ไว้ความเสี่ยงจากค่าเฉลี่ยอัตราดอกเบี้ยเงิน

ฝากประจำ 3 เดือนของธนาคารพาณิชย์ขนาดใหญ่ 4 ธนาคาร คือ ธนาคารกรุงไทย จำกัด(มหาชน) ธนาคารกรุงเทพ จำกัด(มหาชน) ธนาคารกสิกรไทย จำกัด(มหาชน) ธนาคารไทยพาณิชย์ จำกัด(มหาชน) ผลการศึกษาพบว่า ทุกหลักทรัพย์มีค่าเบต้าต่ำกว่า 1 เป็น Defensive Stock นั่นคือ ทุกหลักทรัพย์ให้ผลตอบแทนมากกว่าผลตอบแทนจากการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย แต่หาเมื่อพิจารณาเปรียบเทียบกับเส้นตลาดหลักทรัพย์ (SML) ผลปรากฏว่าทุกหลักทรัพย์มีความเสี่ยงเท่ากับการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ จะได้ว่า ทุกหลักทรัพย์ให้ผลตอบแทนคาดหวังใกล้เคียงกับเส้นตลาดหลักทรัพย์

สุทธิสา นพดลธียากุล (2541) ได้ทำการศึกษาการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำเขื่อนภูมิพล จังหวัดตาก โดยใช้เทคนิคการพยากรณ์วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำเขื่อนภูมิพล จังหวัดตาก เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาแบบรายเดือน เก็บรวบรวมตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2528 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2537 เป็นจำนวน 10 ปี จากการศึกษาข้อมูลจริงดังกล่าวได้ผลดังนี้ รูปแบบที่ได้เป็นรูปแบบการถดถอยในตัวเองรวมการเคลื่อนที่ $ARIMA(1,1,0),(0,1,1)_{12}$ โดยไม่มีค่าคงที่ เมื่อนำไปพยากรณ์พบว่า ค่าพยากรณ์ที่ได้จะใกล้เคียงกับค่าข้อมูลจริง

สุนทรา สุกันธา (2546) ได้ทำการศึกษาการวิเคราะห์ความเสี่ยงของธุรกิจเกษตรในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยวิธีโคอินทิเกรชัน โดยศึกษา 4 หลักทรัพย์ ได้แก่ หลักทรัพย์บริษัท เจริญโภคภัณฑ์อาหาร จำกัด(มหาชน) หลักทรัพย์บริษัทซีเฟรชอินดัสทรี จำกัด(มหาชน) หลักทรัพย์บริษัทจีเอฟพีที จำกัด(มหาชน) และหลักทรัพย์บริษัทศรีตรังแอโกรอินดัสทรี จำกัด(มหาชน) โดยใช้ข้อมูลรายสัปดาห์ ตั้งแต่วันที่ 3 สิงหาคม พ.ศ. 2540 จนถึงวันที่ 4 สิงหาคม พ.ศ. 2545 ซึ่งทำการคำนวณหลักทรัพย์ไร้ความเสี่ยงจากค่าเฉลี่ยอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 3 เดือนของธนาคารพาณิชย์ขนาดใหญ่ 4 ธนาคาร คือ ธนาคารกรุงไทย จำกัด(มหาชน) ธนาคารกรุงเทพ จำกัด(มหาชน) ธนาคารกสิกรไทย จำกัด(มหาชน) ธนาคารไทยพาณิชย์ จำกัด(มหาชน) ผลการศึกษาพบว่า ทุกหลักทรัพย์มีค่าเบต้าต่ำกว่า 1 นั่นคือ หลักทรัพย์ให้ผลตอบแทนน้อยกว่าผลตอบแทนจากการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ยกเว้นหลักทรัพย์บริษัทซีเฟรชอินดัสทรี มีค่าเบต้าเป็นลบ แต่เมื่อนำไปเทียบกับเส้น SML ผลปรากฏว่า ทุกหลักทรัพย์ที่ทำการศึกษาอยู่นั้นอยู่ในเส้นตลาดหลักทรัพย์ แสดงว่า นักลงทุนควรลงทุน

เอนก อูปร่า (2547) ได้ทำการศึกษาการวิเคราะห์ความเสี่ยงและผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มบันเทิงและสันทนาการ โดยวิธีโคอินทิเกรชัน โดยหลักทรัพย์ที่ใช้ในการศึกษา เช่น หลักทรัพย์บริษัทบีอีซีเวิลด์ จำกัด(มหาชน) หลักทรัพย์บริษัทดิจิตอลออนป้า อินเตอร์เนชั่นแนล จำกัด(มหาชน) หลักทรัพย์บริษัทจีเอ็มเอ็ม มีเดีย จำกัด(มหาชน) หลักทรัพย์บริษัทยูไนเต็ด บรอดคาสติ้ง จำกัด(มหาชน) และหลักทรัพย์บริษัทซาฟารีเวิลด์ จำกัด(มหาชน) เป็นต้น โดยใช้ข้อมูลราคา

ปีครายสัปดาห์ ระยะเวลา 6 ปี ตั้งแต่วันที่ 4 มกราคม พ.ศ. 2541 จนถึงวันที่ 26 ตุลาคม พ.ศ. 2547 สัปดาห์ ผลการศึกษาพบว่าราคาของหลักทรัพย์ 10 หลักทรัพย์ ได้แก่ หลักทรัพย์ COI, BEC, CVD, EGV, GMMM, GRAMMY, ITV, TRAF, UBC และ SAFARI อยู่เหนือเส้นตลาดหลักทรัพย์ (SML) แสดงว่าหลักทรัพย์เหล่านี้ให้ผลตอบแทนสูงกว่าผลตอบแทนของตลาด ณ ระดับความเสี่ยงเดียวกัน ส่วนอีก 3 หลักทรัพย์ คือ MAJOR, CSR และ RS อยู่ใต้เส้นตลาดหลักทรัพย์ (SML) แสดงว่าหลักทรัพย์เหล่านี้ให้ผลตอบแทนต่ำกว่าผลตอบแทนของตลาด ณ ระดับความเสี่ยงเดียวกัน

Rahman และ Mustafa (1997) ได้ทำการศึกษาความสัมพันธ์ของการส่งออกที่แท้จริง และการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจที่แท้จริงของประเทศในเอเชียจำนวน 13 ประเทศ ได้แก่ บังกลาเทศ อินเดีย ปากีสถาน ศรีลังกา เนปาล จีน ญี่ปุ่น อินโดนีเซีย ไทย เกาหลีใต้ สิงคโปร์ ฟิลิปปินส์ และมาเลเซีย การศึกษาครั้งนี้ใช้เทคนิค Cointegration และหา Error correction การทดสอบ Unit Roots พบว่าตัวแปรทั้งสองเป็น Nonstationary $I(1)$ จากการทดสอบ Cointegration พบว่ามีความแตกต่างกันในแต่ละประเทศโดย จีน เกาหลีใต้ มาเลเซีย การเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจและการขยายตัวการส่งออกส่งผลกระทบต่อซึ่งกันและกัน ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว บังกลาเทศ ไทย และฟิลิปปินส์ การขยายตัวของการส่งออกและการเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจส่งผลกระทบต่อซึ่งกันและกันในระยะสั้นแต่ในระยะยาวนั้นการขยายตัวของการส่งออกส่งผลให้เกิดการเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจส่วนประเทศปากีสถานนั้นการขยายตัวของการส่งออกและการเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจ ส่งผลกระทบต่อซึ่งกันและกัน ในระยะสั้นแต่ในระยะยาวนั้นการเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจเป็นตัวส่งเสริมให้เกิดการขยายตัวของการส่งออก ส่วนประเทศอินเดีย ศรีลังกา อินโดนีเซีย การเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจเป็นตัวส่งเสริมให้เกิดการขยายตัวของการส่งออกทั้งในระยะสั้นและระยะยาว มีประเทศญี่ปุ่นเพียงประเทศเดียวที่การเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจถูกขับเคลื่อนด้วยการขยายตัวที่รวดเร็วของการส่งออกทั้งในระยะสั้นและระยะยาว

บทที่ 3

วิธีดำเนินการวิจัย

3.1 แผนดำเนินการ

แผนงาน	ระยะเวลาดำเนินการ (เดือน)				
	พ.ศ.2550		พ.ศ.2551		
	มิ.ย.- ก.ย.	ต.ค.- ธ.ค.	ม.ค.- เม.ย.	พ.ค.- ส.ค.	ก.ย.- ธ.ค.
1. ศึกษาเอกสารงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง	←→				
2. ศึกษาค้นคว้าและรวบรวมทฤษฎีบทและคุณสมบัติต่างๆที่เกี่ยวข้อง		←→			
3. เก็บรวบรวมและวิเคราะห์ข้อมูล		←→			
4. สรุปผลการศึกษา				←→	
5. นำเสนอผลการศึกษา					←→
6. จัดทำรูปเล่มและส่งวิทยานิพนธ์					←→

3.2 ขอบเขตการวิจัย

ทำการเก็บข้อมูลจากสำนักงานการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย ภาคเหนือ เขต 1 โดยใช้ข้อมูลสถิติจากการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย ภาคเหนือ เขต 1 ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2539 ถึงวันที่ 31 ธันวาคม พ.ศ. 2544 และจากเว็บไซต์ของการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2545 ถึงวันที่ 31 ธันวาคม พ.ศ. 2549 จำนวน 132 เดือน หรือ 11 ปี ของข้อมูลนักท่องเที่ยวที่เข้ามาท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงรายซึ่งได้มีการเก็บข้อมูลรวบรวมไว้แล้วโดยเก็บเป็นรายเดือน และจะทำการวิเคราะห์เป็นรายเดือนโดยใช้ระดับนัยสำคัญ 0.01

การวิเคราะห์ข้อมูลตัวแบบของบอกรีและเงินกินส์และการวิเคราะห์ข้อมูลตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนใช้โปรแกรมสำเร็จรูปในการวิเคราะห์ โดยจะทำการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวของจังหวัดเชียงราย ปี พ.ศ.2550 เป็นรายเดือน

3.3 วิธีดำเนินการวิจัย

1. ข้อมูลการศึกษาในครั้งนี้เป็นข้อมูลทุติยภูมิ ตั้งแต่เดือน มกราคม 2539 ถึงเดือน ธันวาคม 2544 นำมาจากสำนักงานการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย ภาคเหนือ เขต 1 และข้อมูลตั้งแต่เดือน มกราคม 2545 ถึง เดือน ธันวาคม 2549 นำมาจากเว็บไซต์ของการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย คือ http://www2.tat.or.th/stat/web/static_tst.php

2. หาตัวแบบการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์

2.1 ตรวจสอบข้อมูลว่ามีฤดูกาลหรือไม่ โดยพิจารณาที่ค่าสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function : ACF) และสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function : PACF) จากคอโรแกรมของอนุกรมเวลา

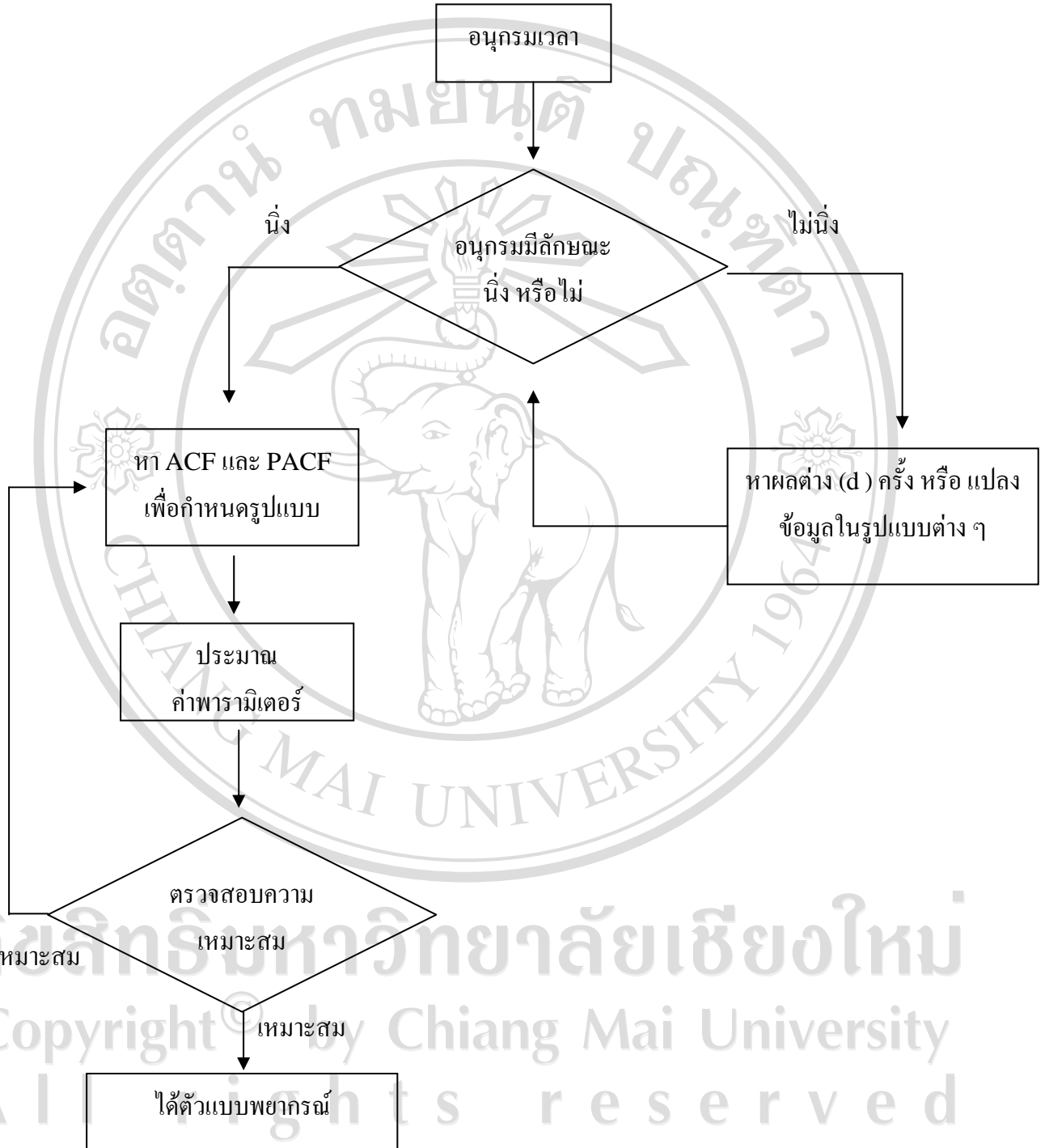
2.2 ตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่านิ่ง (Stationary) หรือไม่ โดยพิจารณาที่ค่าสหสัมพันธ์ในตัวเองและสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน จากคอโรแกรมของอนุกรมเวลา ถ้าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่งจะต้องทำการแปลงข้อมูลโดยการหาผลต่างครั้งที่ 1 และถ้าข้อมูลยังมีลักษณะไม่นิ่งอีกจะต้องทำก็ทำการแปลงข้อมูลโดยการหาผลต่างครั้งที่ 2 ถ้าข้อมูลยังมีลักษณะไม่นิ่งอีกจะต้องทำก็ทำการแปลงข้อมูลโดยการหาผลต่างครั้งที่ 3, 4, 5, ..., d แล้วพิจารณาจากค่าสหสัมพันธ์ในตัวเองและสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนจากคอโรแกรมของอนุกรมเวลา โดยถ้าข้อมูลมีลักษณะนิ่งจะได้กราฟที่มีลักษณะขึ้นลงรอบๆ ศูนย์อย่างสม่ำเสมอ

2.3 หาตัวแบบของข้อมูลโดยพิจารณาจากค่าสหสัมพันธ์ในตัวเองและสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนจากคอโรแกรมของอนุกรมเวลา

2.4 พิจารณาพารามิเตอร์ในตัวแบบ โดยดูจากค่า P-Value ถ้าพารามิเตอร์ใดมีค่า P-Value น้อยกว่า 0.01 จะมีสัมประสิทธิ์อยู่ในสมการพยากรณ์

2.5 ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบสมมติฐานของค่าคลาดเคลื่อนทั้ง 4 ข้อ คือ (1) ค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (2) ค่าความแปรปรวนคงที่ (3) ความเป็นอิสระ และ (4) การแจกแจงปกติ

ขั้นตอนในการพยากรณ์ตัวแบบบอซซ์ – เจนกินส์



3. หาตัวแบบการปรับแก้ค่าตลาดเคลื่อน

3.1 นำข้อมูลอนุกรมเวลามาทำการทดสอบยูนิทรูทซึ่งการทดสอบนี้จะเป็นการตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะเป็นแบบ “นิ่ง” หรือ “ไม่นิ่ง” เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งทำให้เกิดปัญหาสมการถดถอยที่ไม่แท้จริง

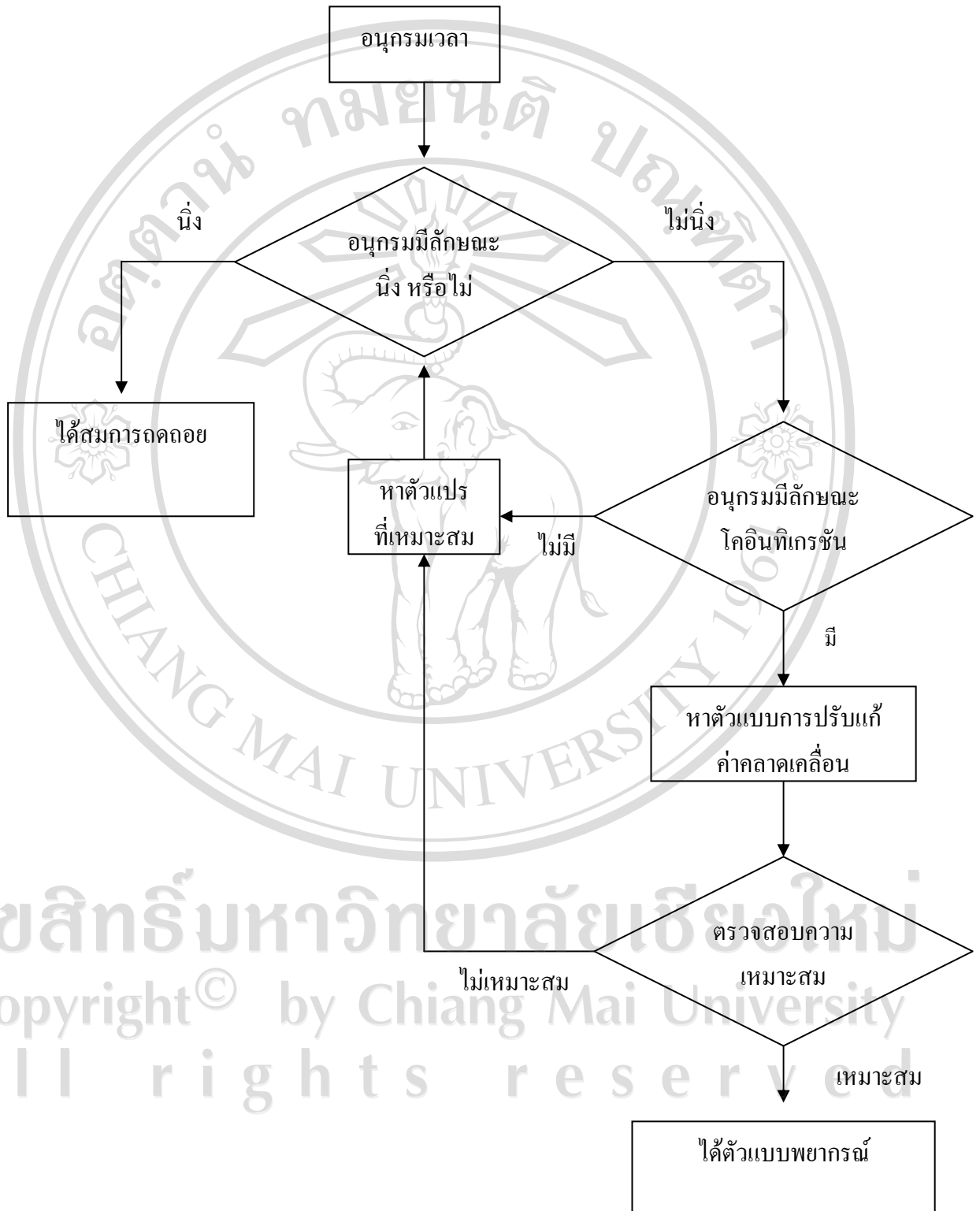
3.2 ถ้าข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง สามารถสร้างสมการถดถอยได้

3.3 ถ้าข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งทำให้เกิดปัญหาสมการถดถอยที่ไม่แท้จริง เมื่อทราบว่าคุณข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งแล้วปัญหาสมการถดถอยไม่แท้จริงอาจไม่เกิดขึ้นถ้าหากว่าสมการถดถอยดังกล่าวมีลักษณะโคอินทิเกรชัน ซึ่งวิธีการที่เรียกว่าโคอินทิเกรชันสามารถใช้วิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งได้โดยไม่เกิดปัญหาสมการถดถอยที่ไม่แท้จริง

3.4 ถ้าพบว่าตัวแปรอิสระ และตัวแปรตาม มีลักษณะโคอินทิเกรชันแล้วจะสามารถสร้างตัวแบบการปรับแก้ค่าตลาดเคลื่อนได้

3.5 ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยตรวจสอบสมมติฐานของค่าตลาดเคลื่อนทั้ง 4 ข้อ (1) ค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (2) ค่าความแปรปรวนคงที่ (3) ความเป็นอิสระ และ (4) การแจกแจงปกติ

ขั้นตอนในการพยากรณ์ตัวแบบการปรับแก้ค่าตลาดเคลื่อน



ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
 Copyright © by Chiang Mai University
 All rights reserved

4. ใช้ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน และตัวแบบบอกรีและเจนกินส์เป็นเกณฑ์ในการพิจารณาเลือกตัวแบบที่เหมาะสม



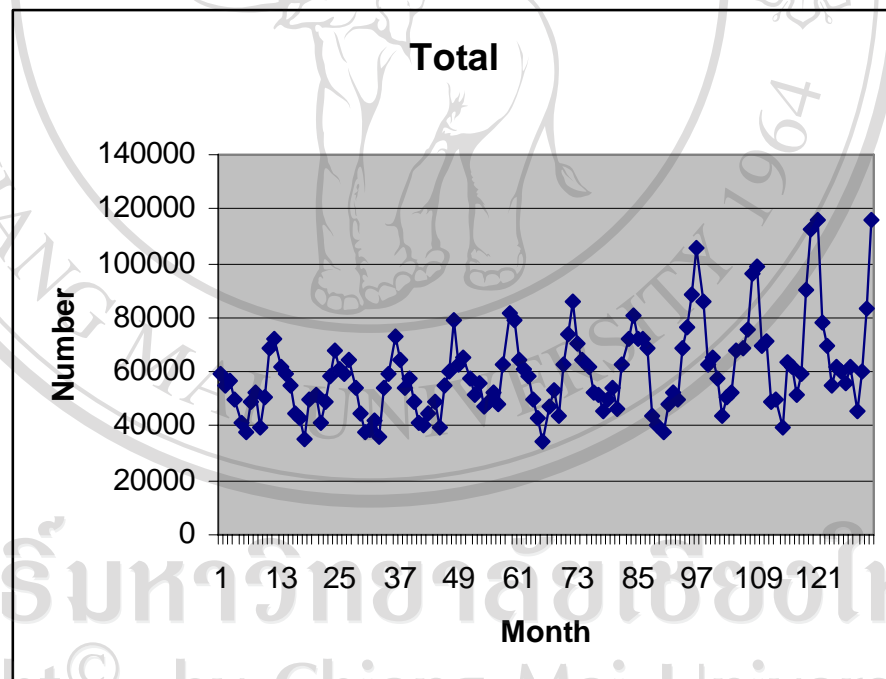
ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

บทที่ 4

การวิเคราะห์ข้อมูล

จากการรวบรวมข้อมูลของจำนวนนักท่องเที่ยว ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2539 ถึงวันที่ 31 ธันวาคม พ.ศ. 2549 จำนวน 132 เดือน ที่เข้ามาท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย โดยใช้เทคนิคการวิเคราะห์ตัวแบบของบอซซ์และเจนกินส์และตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน

ในการวิเคราะห์ข้อมูลจะทำการเปรียบเทียบค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนของทั้งสองวิธีดังกล่าว โดยที่ตัวแบบการพยากรณ์ที่ให้ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนน้อยกว่าจะสามารถพยากรณ์ได้ดีกว่าตัวแบบที่ให้ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนมากกว่า



รูปที่ 4.1 แสดงจำนวนนักท่องเที่ยวรวมที่เข้ามาท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย

จากรูปที่ 4.1 แสดงให้เห็นว่าจำนวนนักท่องเที่ยวรวมที่เข้ามาท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย เป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งและมีฤดูกาล ลักษณะของกราฟจะมีลักษณะคล้ายกันทุกๆ ฤดูกาลและไม่อยู่รอบๆเส้นของค่าเฉลี่ยอย่างสม่ำเสมอ

4.1 เทคนิคของบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box-Jenkins Technique)

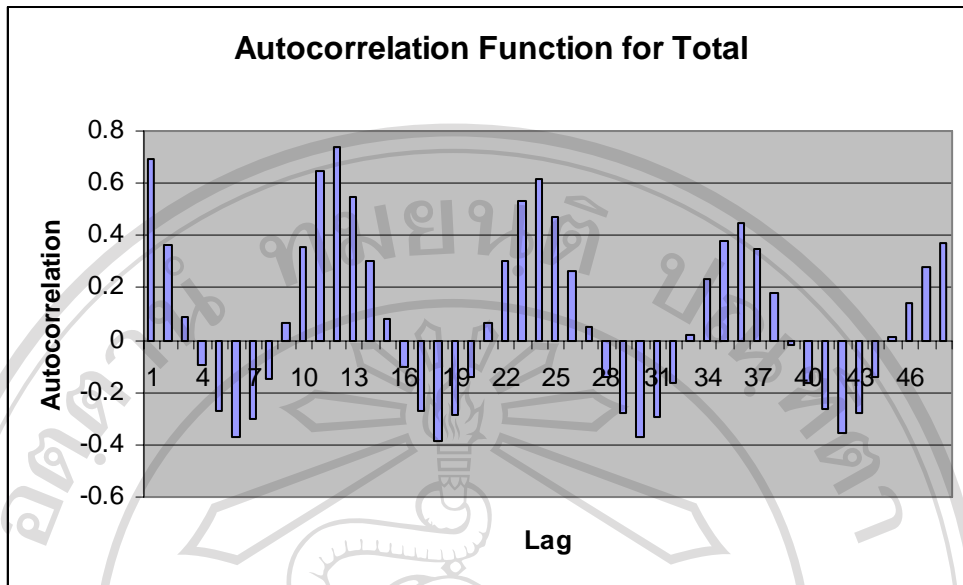
1. การกำหนดรูปแบบ (Model Identification)

การเลือกรูปแบบของอนุกรมเวลาจะพิจารณาจากกราฟของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของข้อมูลดังรูปที่ 4.2 และ 4.3 ตามลำดับ จะเห็นว่าค่าของอนุกรมเวลามีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) จึงเปลี่ยนให้เป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งได้โดยการหาผลต่างของอนุกรมเวลา

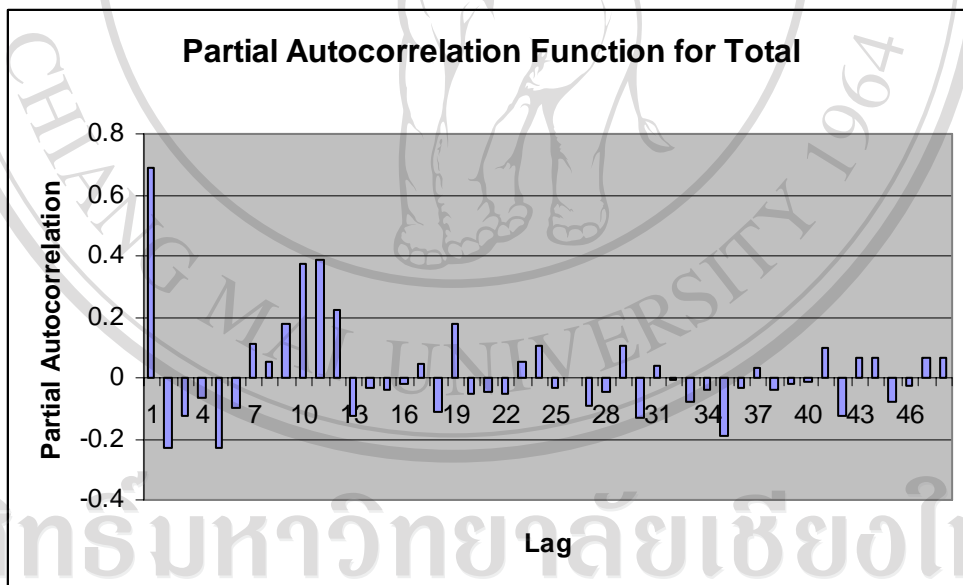
การหาผลต่างครั้งที่ 1 ของอนุกรมเวลาแล้วหาค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองดังรูปที่ 4.4 และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนดังรูปที่ 4.5 จะเห็นว่าส่วนของอนุกรมเวลาที่ไม่มีฤดูกาล (Non Seasonal Part) นิ่งแล้ว และเมื่อพิจารณาส่วนของอนุกรมเวลาที่มีฤดูกาล เนื่องจากข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงรายเป็นข้อมูลรายเดือน ดังนั้นข้อมูลอนุกรมเวลาจะมีฤดูกาลที่มีความยาวเท่ากับ 12 เดือน เมื่อพิจารณาค่าของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองในช่วงห่าง $j = 12$ และ 24 (Lag 12 และ 24) มีค่าเท่ากับ 0.561576 และ 0.442757 ตามลำดับ ต่างก็มีค่ามากกว่าสองเท่าของค่าคลาดเคลื่อนมาตรฐานตามสูตรของ Bartlett

$$SE(r_k) = \sqrt{\frac{1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} r_j^2}{N}}$$

ซึ่งเป็นลักษณะของข้อมูลฤดูกาลที่มีลักษณะไม่นิ่ง จึงหาผลต่างครั้งที่ 1 ของอนุกรมเวลาส่วนที่มีฤดูกาล จึงได้วิเคราะห์ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงรายโดยใช้ผลต่างข้อมูลฤดูกาล 12 เดือน และได้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของข้อมูลดังรูปที่ 4.6 และ 4.7 ตามลำดับ และเมื่อพิจารณารูปที่ 4.6 และ 4.7 ทำให้สามารถกำหนดรูปแบบได้ คือ $ARIMA(0,1,2),(0,1,1)_{12}$ และ $ARIMA(1,1,1),(1,1,2)_{12}$

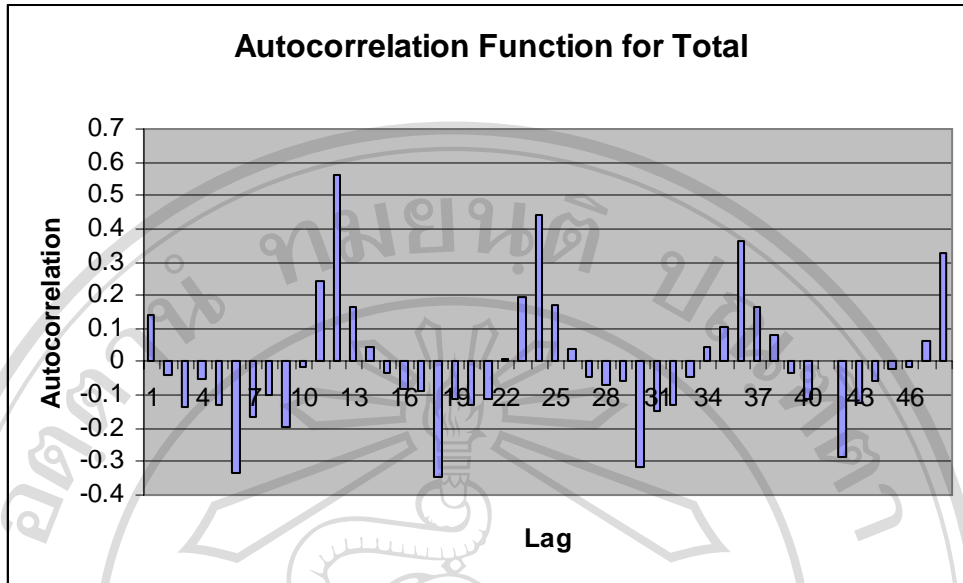


รูปที่ 4.2 แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย

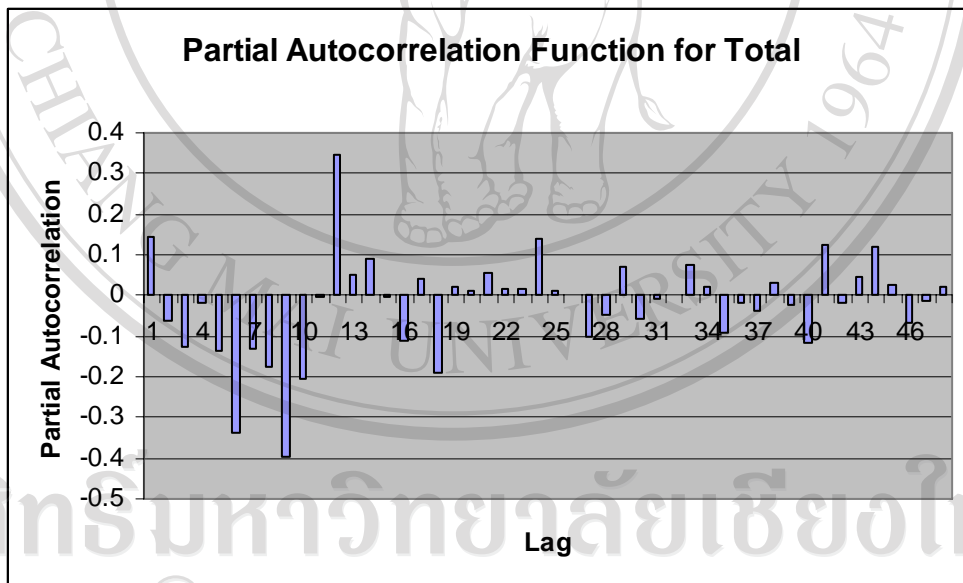


รูปที่ 4.3 แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน of จำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย

จากรูปที่ 4.2 - 4.3 แสดงให้เห็นว่าจำนวนนักท่องเที่ยวรวมที่เข้ามาท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงรายเป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองมีค่าสูง และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนมีค่าสูงที่ช่วงห่างที่ 1

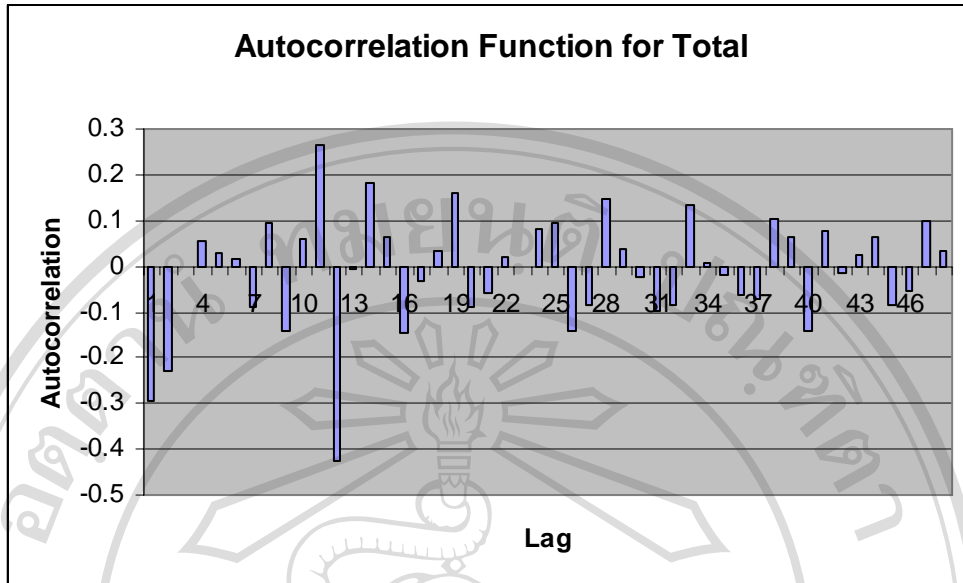


รูปที่ 4.4 แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของผลต่างครั้งที่ 1 ($D = 1$) ของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย

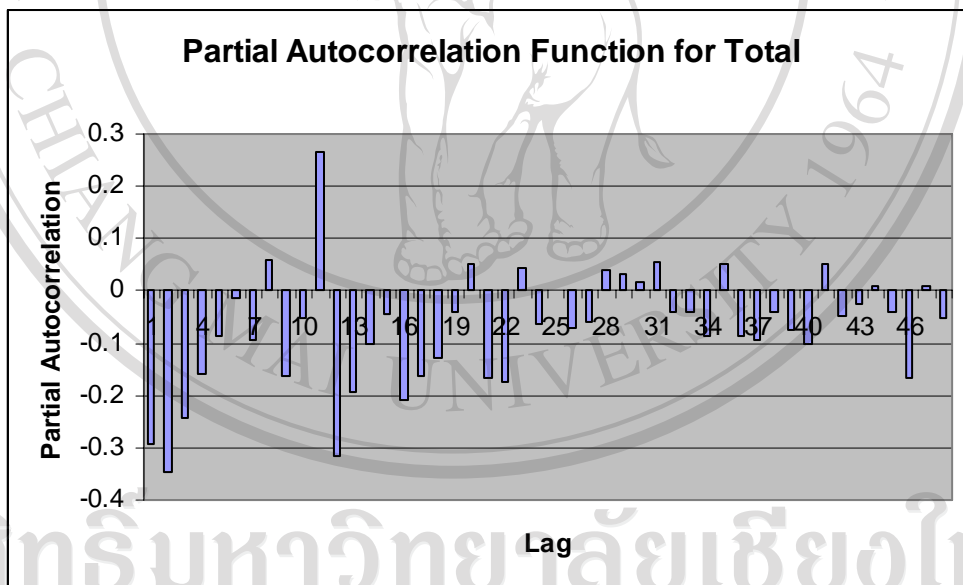


รูปที่ 4.5 แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของผลต่างครั้งที่ 1 ($D = 1$) ของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย

จากรูปที่ 4.4 - 4.5 แสดงให้เห็นว่าจำนวนนักท่องเที่ยวรวมที่เข้ามาท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงรายเป็นอนุกรมเวลาที่มีฤดูกาลเท่ากับ 12 เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองมีค่าสูงและลดลงแบบเอกซ์โพเนนเชียลที่ช่วงห่างที่ 12, 24, 36, 48 และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนมีค่าสูงที่ช่วงห่างที่ 12



รูปที่ 4.6 แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของผลต่างครั้งที่ 1 ($D = 1$) โดยใช้ผลต่างข้อมูลฤดูกาล = 12 เดือน ของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย



รูปที่ 4.7 แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของผลต่างครั้งที่ 1 ($D = 1$) โดยใช้ผลต่างข้อมูลฤดูกาล = 12 เดือน ของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย

จากรูปที่ 4.6 - 4.7 แสดงให้เห็นว่าจำนวนนักท่องเที่ยวรวมที่เข้ามาท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงรายเป็นอนุกรมเวลาที่มีรูปแบบ คือ $ARIMA(0,1,2),(0,1,1)_{12}$ ได้รูปแบบ $MA(2)$ ที่ไม่มีฤดูกาล พิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองมีค่าสูงที่ช่วงห่างที่ 1, 2 และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนมีค่าลดลงแบบเอกซ์โพเนนเชียลที่ช่วงห่างที่ 1 และได้รูปแบบ $MA(1)$ ที่มีฤดูกาล พิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองมีค่าสูงที่ช่วงห่างที่ 12

และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนมีค่าลดลงแบบเอกซ์โพเนนเชียลที่ช่วงห่างที่ 12, 24, 36, 48 โดยค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของรูปที่ 4.2-4.7 แสดงไว้ในภาคผนวก จ

ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ (Parameters Estimator)

พิจารณาจากรูปที่ 4.6 และ 4.7 สามารถกำหนดรูปแบบได้ คือ ARIMA(0,1,2),(0,1,1)₁₂ แต่เนื่องจากตรวจสอบสมมติฐานของค่าคลาดเคลื่อนแล้วไม่เป็นไปตามสมมติฐาน จึงได้เลือกตัวแบบใกล้เคียง คือ ARIMA(1,1,1),(1,1,2)₁₂ การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ ได้ผลดังนี้

ตารางที่ 4.1 แสดงค่าประมาณสัมประสิทธิ์ของรูปแบบ ARIMA(0,1,2),(0,1,1)₁₂

พารามิเตอร์	ค่าประมาณสัมประสิทธิ์	ค่าความคลาดเคลื่อน	ค่าสถิติ t	P-Value
MA1(θ_1)	0.5946	0.0934	6.36	0.000
MA2(θ_2)	0.3560	0.0939	3.79	0.000
SMA12(Θ_{12})	0.5771	0.0997	5.79	0.000
CONSTANT	29.99	23.18	1.29	0.198

ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน = 4.8677874×10^7

ตารางที่ 4.2 เมตริกซ์สหสัมพันธ์ของค่าสัมประสิทธิ์ของรูปแบบ ARIMA(0,1,2),(0,1,1)₁₂

พารามิเตอร์	MA1(θ_1)	MA2(θ_2)	SMA12(Θ_{12})
MA1(θ_1)	1.000	-0.740	-0.173
MA2(θ_2)	-0.740	1.000	0.153
SMA12(Θ_{12})	-0.173	0.153	1.000

ตารางที่ 4.3 แสดงค่าประมาณสัมประสิทธิ์ของรูปแบบ ARIMA(1,1,1),(1,1,2)₁₂

พารามิเตอร์	ค่าประมาณสัมประสิทธิ์	ค่าความคลาดเคลื่อน	ค่าสถิติ t	P-Value
AR1(ϕ_1)	0.2753	0.0960	2.87	0.005
SAR12(Φ_{12})	-0.9693	0.0415	-23.37	0.000
MA1(θ_1)	0.9804	0.0041	241.25	0.000
SMA12(Θ_{12})	-0.4110	0.1205	-3.41	0.001
SMA24(Θ_{24})	0.4074	0.1261	3.23	0.002
CONSTANT	35.45	21.35	1.66	0.099

ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน = 4.6106113×10^7

ตารางที่ 4.4 เมตริกซ์สหสัมพันธ์ของค่าสัมประสิทธิ์ของรูปแบบ ARIMA(1,1,1),(1,1,2)₁₂

พารามิเตอร์	AR1(ϕ_1)	SAR12(Φ_{12})	MA1(θ_1)	SMA12(Θ_{12})	SMA24(Θ_{24})
AR1(ϕ_1)	1.000	0.062	0.142	0.205	0.252
SAR12(Φ_{12})	0.062	1.000	0.108	0.429	-0.122
MA1(θ_1)	0.142	0.108	1.000	0.107	0.091
SMA12(Θ_{12})	0.205	0.429	0.107	1.000	0.349
SMA24(Θ_{24})	0.252	-0.122	0.091	0.349	1.000

จากการพิจารณาค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนและค่าประมาณความน่าจะเป็นของค่าพารามิเตอร์ของทั้ง 2 รูปแบบ พบว่ารูปแบบ ARIMA(1,1,1),(1,1,2)₁₂ จะให้ค่าประมาณที่ดีที่สุด ดังนั้นจึงเลือกรูปแบบ ARIMA(1,1,1),(1,1,2)₁₂ ในการพยากรณ์อนุกรมเวลาชุดนี้

จากตารางที่ 4.3 พบว่า P-Value ของพารามิเตอร์ AR1, SAR12, MA1, SMA12, SMA24 มีค่าน้อยกว่า 0.01 ดังนั้นจะมี AR1, SAR12, MA1, SMA12, SMA24 อยู่ในสมการ แต่ P-Value ของพารามิเตอร์ CONSTANT มีค่ามากกว่า 0.01 ดังนั้นจะไม่มี CONSTANT อยู่ในสมการ

ตารางที่ 4.5 แสดงค่าประมาณสัมประสิทธิ์ของรูปแบบ ARIMA(1,1,1),(1,1,2)₁₂ ไม่มีค่าคงที่

พารามิเตอร์	ค่าประมาณสัมประสิทธิ์	ค่าความคลาดเคลื่อน	ค่าสถิติ t	P-Value
AR1(ϕ_1)	0.3041	0.0944	3.22	0.002
SAR12(Φ_{12})	-0.9710	0.0391	-24.84	0.000
MA1(θ_1)	0.9855	0.0010	973.62	0.000
SMA12(Θ_{12})	-0.4449	0.1179	-3.78	0.000
SMA24(Θ_{24})	0.3781	0.1235	3.06	0.003

ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน = 4.6399803×10^7

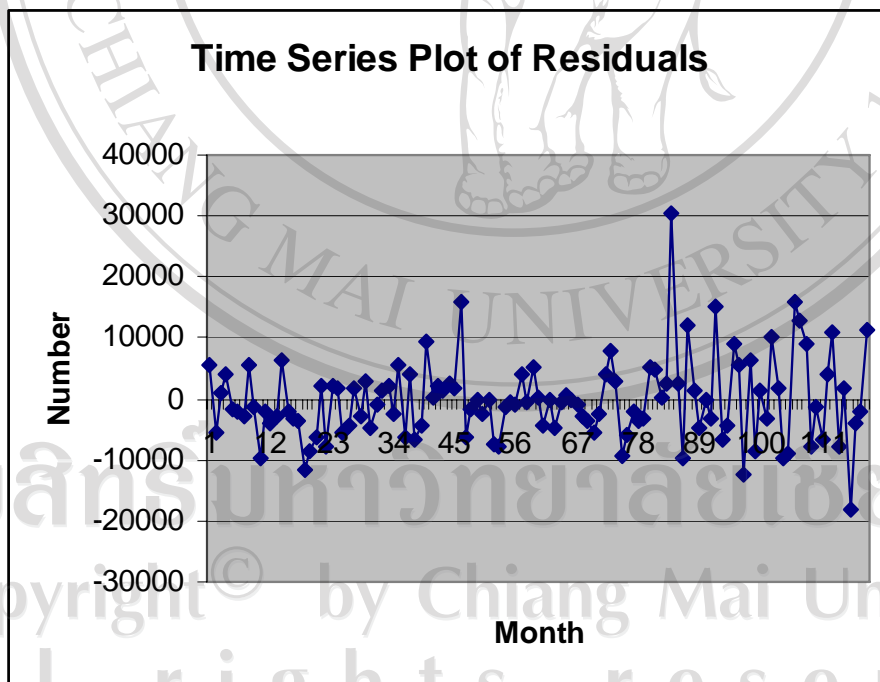
ตารางที่ 4.6 เมตริกซ์สหสัมพันธ์ของค่าสัมประสิทธิ์ของรูปแบบ ARIMA(1,1,1),(1,1,2)₁₂ ไม่มีค่าคงที่

พารามิเตอร์	AR1(ϕ_1)	SAR12(Φ_{12})	MA1(θ_1)	SMA12(Θ_{12})	SMA24(Θ_{24})
AR1(ϕ_1)	1.000	0.055	0.051	0.208	0.246
SAR12(Φ_{12})	0.055	1.000	0.073	0.398	-0.102
MA1(θ_1)	0.051	0.073	1.000	0.113	0.094
SMA12(Θ_{12})	0.208	0.398	0.113	1.000	0.387
SMA24(Θ_{24})	0.246	-0.102	0.094	0.387	1.000

จากรูปแบบพยากรณ์ที่ได้ของนักทอ่งเที่ยวจังหวัดเชียงราย คือ ARIMA(1,1,1),(1,1,2)₁₂ โดยมีรูปแบบสมการพยากรณ์ดังนี้

$$(1 - 0.3041B)(1 + 0.9710B^{12})(1 - B)(1 - B^{12})X_t = (1 - 0.9855B)(1 + 0.4449B^{12} - 0.3781B^{24})a_t$$

ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน = 4.6399803×10^7



รูปที่ 4.8 แสดงค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบของบอกษ์และเงินกินส์

ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบรูปแบบ (Diagnostic Checks)

ตรวจสอบคุณสมบัติของความคลาดเคลื่อน

1. ทดสอบค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อน

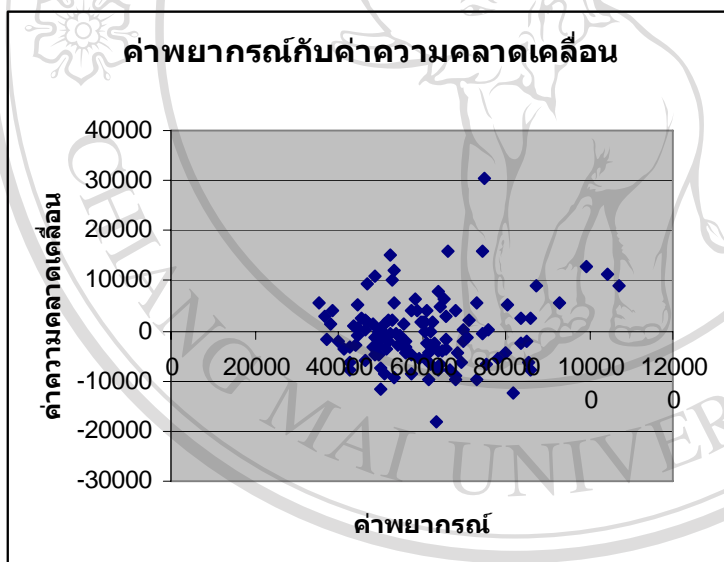
ตารางที่ 4.7 ทดสอบค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนเท่ากับศูนย์

Variable	N	Mean	StDev	SE Mean	99% CI	t	P
RESI	119	-280.040	6689.383	613.215	(-1494.372, 934.292)	-0.46	0.649

ทดสอบค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนว่าเท่ากับ 0 หรือไม่โดยใช้ตัวสถิติทดสอบ t

จากตารางที่ 4.7 พบว่าค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนมีค่าเท่ากับศูนย์ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01

2. ทดสอบความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อน



รูปที่ 4.9 แสดงค่าพยากรณ์และค่าความคลาดเคลื่อน

Correlation of FITS and RESI = 0.134

P-Value = 0.145

พิจารณาขั้นต้นจากรูปที่ 4.9 โดยการเขียนกราฟระหว่างค่าพยากรณ์และค่าความคลาดเคลื่อน โดยให้ค่าพยากรณ์อยู่แกน x และค่าความคลาดเคลื่อนอยู่แกน y ถ้าค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนมีค่าคงที่ จุดข้อมูลจะอยู่รอบๆค่าศูนย์โดยไม่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลง และได้พิจารณาค่าสถิติระหว่างค่าพยากรณ์และค่าความคลาดเคลื่อน ได้ว่าค่าพยากรณ์และค่าความคลาดเคลื่อน ไม่มีความสัมพันธ์กัน (P-Value = 0.145) ดังนั้นความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากรูปแบบ ARIMA(1,1,1),(1,1,2)₁₂ มีค่าคงที่

3. ทดสอบความเป็นอิสระกันของความคลาดเคลื่อน

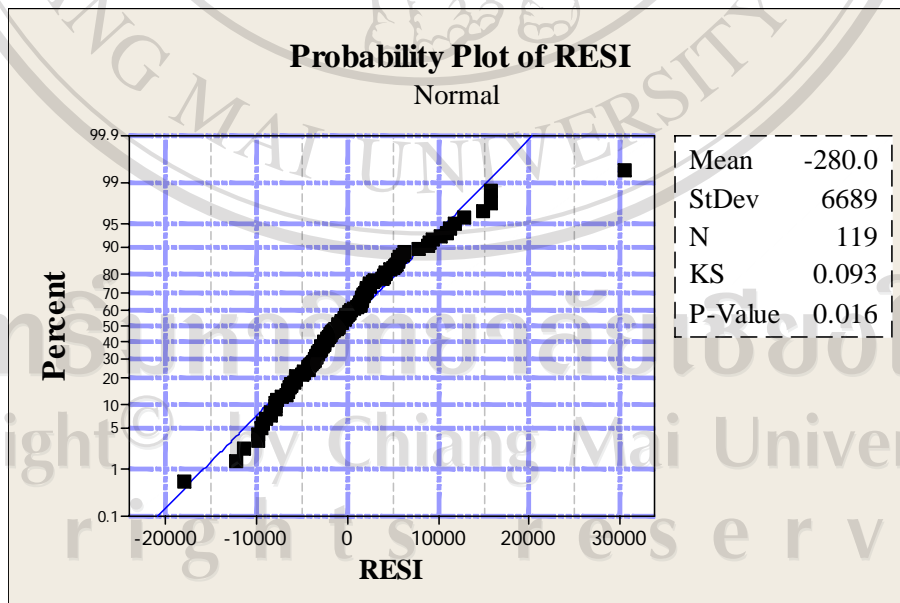
ตารางที่ 4.8 แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อน

Lag	ACF	t	LBQ
1	-0.001944	-0.02	0.00
2	-0.101450	-1.11	1.27
3	-0.030069	-0.32	1.38
4	0.021579	0.23	1.44
5	-0.001883	-0.02	1.44
6	0.066280	0.71	2.00
7	0.005198	0.06	2.00
8	0.076722	0.82	2.76
9	-0.229777	-2.45	9.68
10	-0.082370	-0.84	10.57
11	0.248708	2.52	18.82
12	0.051442	0.49	19.18

จากตารางที่ 4.8 พบว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากรูปแบบ ARIMA(1,1,1),(1,1,2)₁₂ เป็นอิสระกัน พิจารณาจากค่าของตัวสถิติ t มากกว่า -2.62 และน้อยกว่า 2.62 ในทุกช่วงห่างเวลา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 ที่องศาความเป็นอิสระเท่ากับ 118

4. ทดสอบการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน

ตารางที่ 4.9 ทดสอบการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน



จากตารางที่ 4.9 พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01

4.2 ตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน (Error Correction Model)

การวิเคราะห์ครั้งนี้ได้ใช้ข้อมูลนักท่องเที่ยวที่เข้ามาท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย โดยขึ้นต้นผู้วิจัยได้ใช้ข้อมูลของนักท่องเที่ยวประเทศสหรัฐอเมริกา อังกฤษ อิตาลี เป็นตัวแปรอิสระแต่ในขั้นตอนของการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบจะมีสมมติฐานของค่าคลาดเคลื่อนบ้างข้อที่ไม่เป็นไปตามสมมติฐาน ผู้วิจัยจึงได้เลือกนักท่องเที่ยวประเทศไทย และนักท่องเที่ยวประเทศฝรั่งเศสเข้ามาเป็นตัวแปรอิสระและได้ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบแล้วมีความเหมาะสม ดังนั้นผู้วิจัยจึงได้เลือกข้อมูลของนักท่องเที่ยวรวมจากทุกประเทศ นักท่องเที่ยวประเทศไทย และนักท่องเที่ยวประเทศฝรั่งเศส ข้อมูลเป็นรายเดือนระหว่าง ปี พ.ศ.2539-2549 กำหนดให้

ตัวแปรตาม คือ Total (นักท่องเที่ยวรวม)

ตัวแปรอิสระ คือ Thai (นักท่องเที่ยวประเทศไทย)

France (นักท่องเที่ยวประเทศฝรั่งเศส)

4.2.1 ทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธีออกเมนต์เทตดิกกี-ฟลูเลอร์ (ADF)

ตารางที่ 4.10 แสดงผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยการทดสอบยูนิทรูทด้วยวิธีออกเมนต์เทตดิกกี-ฟลูเลอร์ (ADF) ที่ $I(0)$ (ณ ระดับ Levels)

ข้อมูล	I(0)					
	แนวโน้มเชิงสุ่ม		แนวโน้มเชิงสุ่มและจุดตัด		แนวโน้มเชิงสุ่ม จุดตัด	
	ค่าสถิติ t	ค่าวิกฤติ	ค่าสถิติ t	ค่าวิกฤติ	ค่าสถิติ t	ค่าวิกฤติ
Total	1.992762	-2.584375	0.356340	-3.485586	-2.244072	-4.036310
Thai	1.502791	-2.584539	0.682489	-3.486064	-2.204151	-4.036983
France	-1.587556	-2.584375	0.452370	-3.485586	-1.987604	-4.036310

ผลการทดสอบยูนิทรูท $I(0)$ ตามตารางที่ 4.10 โดยการทดสอบวิธีออกเมนต์เทตดิกกี-ฟลูเลอร์จะได้ค่าของตัวสถิติ t ที่มากกว่าค่าวิกฤติในตารางดิกกี-ฟลูเลอร์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ทั้ง 3 สมการแสดงว่าข้อมูลนักท่องเที่ยวทั้ง 3 เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งที่ $I(0)$

ตารางที่ 4.11 แสดงผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยการทดสอบยูนิทรูทด้วยวิธีออกเมนต์ เทดดิทกี-ฟลูเลอร์ (ADF) ที่ I(1) (ณ ระดับ 1st Difference)

ข้อมูล	I(1)					
	แนวโน้มเชิงสุ่ม		แนวโน้มเชิงสุ่มและจุดตัด		แนวโน้มเชิงสุ่ม จุดตัด	
	ค่าสถิติ t	ค่าวิกฤติ	ค่าสถิติ t	ค่าวิกฤติ	ค่าสถิติ t	ค่าวิกฤติ
Total	-12.37891	-2.584375	-12.69203	-3.485586	-12.76144	-4.036310
Thai	-5.495599	-2.584539	-5.690285	-3.486064	-6.257771	-4.036983
France	-15.85055	-2.584375	-16.10093	-3.485586	-16.29250	-4.036310

ผลการทดสอบยูนิทรูท I(1) ตามตาราง 4.11 โดยการทดสอบวิธีออกเมนต์เทดดิทกี-ฟลูเลอร์จะได้ค่าของตัวสถิติ t ที่น้อยกว่าค่าวิกฤติในตารางดิทกี-ฟลูเลอร์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ทั้ง 3 สมการแสดงว่าข้อมูลนักท่องเที่ยวทั้ง 3 เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งที่ I(1)

4.2.2 ทดสอบโคอินทิเกรชัน

ตารางที่ 4.12 แสดงค่าประมาณสัมประสิทธิ์จากสมการถดถอย (Regression Equation)

Dependent Variable: TOTAL

Method: Least Squares

Sample: 1996M01 2006M12

Included observations: 132

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4512.751	1385.914	3.256155	0.0014
FRANCE	2.709099	0.176913	15.31316	0.0000
THAI	1.193431	0.027632	43.18941	0.0000
R-squared	0.937159	Mean dependent var	59391.22	
Adjusted R-squared	0.936185	S.D. dependent var	16307.26	
S.E. of regression	4119.483	Akaike info criterion	19.50731	
Sum squared resid	2.19E+09	Schwarz criterion	19.57283	
Log likelihood	-1284.482	F-statistic	961.9032	
Durbin-Watson stat	0.783287	Prob(F-statistic)	0.000000	

ใช้ค่าความคลาดเคลื่อนจากสมการถดถอย (Regression Equation)

$$\text{TOTAL} = 4512.751 + 1.193431 * \text{THAI} + 2.709099 * \text{FRANCE}$$

ที่ได้มาทำการทดสอบว่ามีโคอินทิเกรชันหรือไม่ ได้ผลดังนี้

Augmented Dickey-Fuller Test Statistic (ค่าของตัวสถิติ t) -5.725591

Test Critical Values (ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01): -2.582734

ผลการทดสอบยูนิทรูทของส่วนที่เหลือจากสมการถดถอย โดยการทดสอบวิธีออกเมนต์เทดดิกกี-ฟลูเลอร์จะได้ค่าของตัวสถิติ t ที่น้อยกว่าค่าวิกฤติในตารางดิกกี-ฟลูเลอร์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 แสดงว่าข้อมูลนักท่องเที่ยวทั้ง 3 เป็นโคอินทิเกรชัน

4.2.3 ตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน

หาตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน

ตารางที่ 4.13 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน

Dependent Variable: D(TOTAL)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1996M02 2006M12

Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	42.33972	284.9314	0.148596	0.8821
D(THAI)	1.152395	0.030776	37.44490	0.0000
D(FRANCE)	2.621868	0.137578	19.05725	0.0000
RESID(-1)	-0.391091	0.070920	-5.514570	0.0000
R-squared	0.926230	Mean dependent var	431.8168	
Adjusted R-squared	0.924487	S.D. dependent var	11857.47	
S.E. of regression	3258.388	Akaike info criterion	19.04591	
Sum squared resid	1.35E+09	Schwarz criterion	19.13370	
Log likelihood	-1243.507	F-statistic	531.5193	
Durbin-Watson stat	2.063667	Prob(F-statistic)	0.000000	

จากตารางที่ 4.13 แสดงว่าจะไม่มีค่าคงที่อยู่ในตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน เนื่องจากค่า Prob. มีค่ามากกว่า 0.01

ตารางที่ 4.14 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนโดยไม่มีค่าคงที่

Dependent Variable: D(TOTAL)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1996M02 2006M12

Included observations: 131 after adjustments

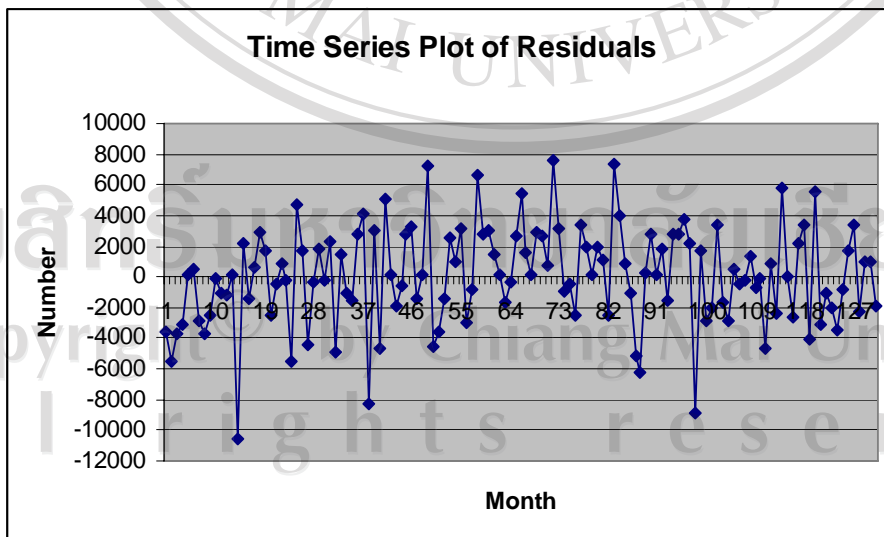
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(THAI)	1.152578	0.030633	37.62506	0.0000
D(FRANCE)	2.621809	0.137051	19.13012	0.0000
RESID(-1)	-0.391026	0.070647	-5.534938	0.0000
R-squared	0.926217	Mean dependent var	431.8168	
Adjusted R-squared	0.925064	S.D. dependent var	11857.47	
S.E. of regression	3245.917	Akaike info criterion	19.03082	
Sum squared resid	1.35E+09	Schwarz criterion	19.09666	
Log likelihood	-1243.519	Durbin-Watson stat	2.063607	

จากตาราง 4.14 จะได้ตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน คือ

$$D(\text{TOTAL}) = 1.152578 * D(\text{THAI}) + 2.621809 * D(\text{FRANCE}) - 0.391026 * \text{RESID}(-1)$$

เนื่องจากตัวแปรอิสระ คือ D(THAI), D(FRANCE) และ RESID(-1) มีค่า Prob. น้อยกว่า 0.01

ได้ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน = 1.029469367×10^7



รูปที่ 4.10 แสดงค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน

4.2.4 การทดสอบสมมุติฐานที่เกี่ยวข้องกับค่าความคลาดเคลื่อน (Test for Residuals)

ตรวจสอบคุณสมบัติของความคลาดเคลื่อน

1. ทดสอบค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อน

ตารางที่ 4.15 ทดสอบค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อน

Sample Mean = 42.26700,
Sample Std. Dev. = 3220.572

<u>Method</u>	<u>Value</u>	<u>Probability</u>
t-statistic	0.150212	0.8808

ทดสอบค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนว่าเท่ากับ 0 หรือไม่โดยใช้ ตัวสถิติทดสอบ t

จากตารางที่ 4.15 พบว่าค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนมีค่าเท่ากับศูนย์ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01

2. ทดสอบความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อน

ตารางที่ 4.16 ทดสอบความแปรปรวนของค่าคลาดเคลื่อน

F-statistic	2.786386	Prob. F(6,124)	0.014122
Obs*R-squared	15.56371	Prob. Chi-Square(6)	0.016297

จากตารางที่ 4.16 พบว่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าคงที่ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01

3. ทดสอบความเป็นอิสระกันของความคลาดเคลื่อน

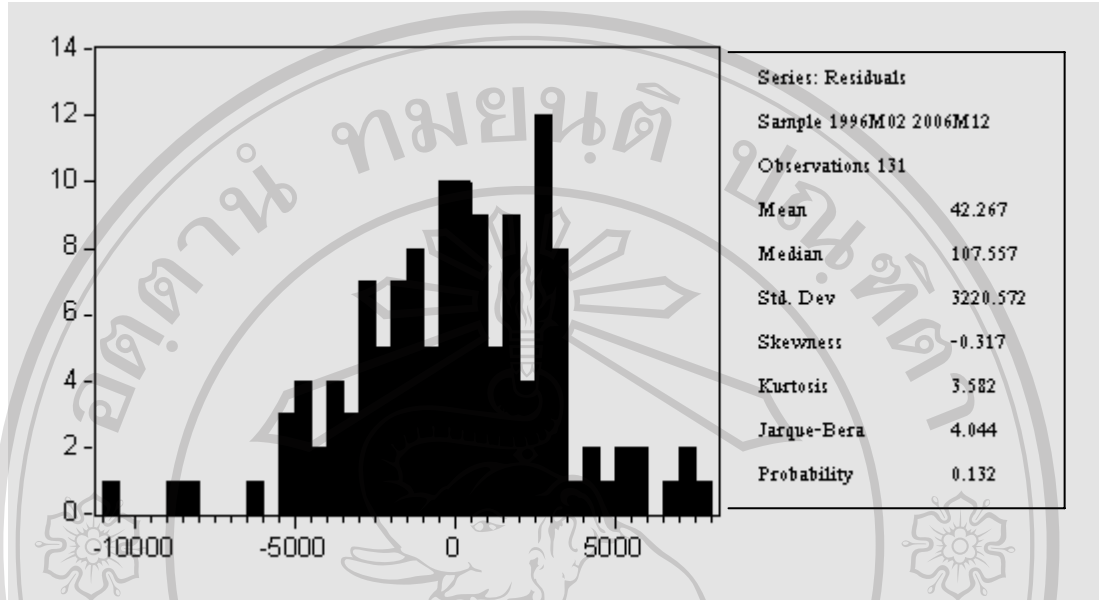
จากตารางค่าวิกฤติของเดอ์บิน-วัตสันที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ได้ $d_L = 1.48$ และ $d_U = 1.60$

ได้ค่าของตัวสถิติเดอ์บิน-วัตสันเท่ากับ 2.06 แสดงว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับ

นัยสำคัญ 0.02

4. ทดสอบการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน

ตารางที่ 4.17 ทดสอบการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน



จากตารางที่ 4.17 พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01

4.3 ค่าพยากรณ์ล่วงหน้าในปี พ.ศ. 2550 อีก 12 เดือน

ตารางที่ 4.18 เทคนิคของบอชซ์และเจนกินส์ พยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย

เดือน	Y ปี พ.ศ. 2550	ค่าพยากรณ์ \hat{Y}	$e_i = Y - \hat{Y}$	% e_i
มกราคม	108,855	109,945	-1,090	-1.00
กุมภาพันธ์	70,715	77,488	-6,773	-9.58
มีนาคม	67,530	74,262	-6,732	-9.97
เมษายน	60,903	53,739	7,164	11.76
พฤษภาคม	53,645	56,197	-2,552	-4.76
มิถุนายน	57,793	51,512	6,281	10.87
กรกฎาคม	56,859	62,445	-5,586	-9.82
สิงหาคม	71,618	65,141	6,477	9.04
กันยายน	47,865	51,538	-3,673	-7.67
ตุลาคม	79,835	64,084	15,751	19.73
พฤศจิกายน	119,883	87,997	31,886	26.60
ธันวาคม	90,110	114,977	-24,867	-27.60

จากตารางที่ 4.18 แสดงค่าพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงรายล่วงหน้า ในอีก 12 เดือนข้างหน้า และมีข้อมูลของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงรายในปี พ.ศ. 2550 จริงมาเปรียบเทียบ

ตารางที่ 4.19 ตัวแบบการปรับแก้ค่าลาดเคลื่อน พยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย

เดือน	Y ปี พ.ศ. 2550	ค่าพยากรณ์ \hat{Y}	$e_i = Y - \hat{Y}$	$\%e_i$
มกราคม	108,855	110,592	-1,737	-1.60
กุมภาพันธ์	70,715	80,730	-10,015	-14.16
มีนาคม	67,530	77,510	-9,980	-14.78
เมษายน	60,903	66,161	-5,258	-8.63
พฤษภาคม	53,645	62,770	-9,125	-17.06
มิถุนายน	57,793	56,853	958	1.66
กรกฎาคม	56,859	60,130	-3,271	-0.01
สิงหาคม	71,618	67,007	4,611	6.44
กันยายน	47,865	62,386	-14,521	-30.34
ตุลาคม	79,835	66,567	13,268	16.62
พฤศจิกายน	119,883	85,365	34,518	28.79
ธันวาคม	90,110	117,541	-27,431	-30.44

จากตารางที่ 4.19 แสดงค่าพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงรายล่วงหน้า ในอีก 12 เดือนข้างหน้า และมีข้อมูลของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงรายในปี พ.ศ. 2550 จริงมาเปรียบเทียบ

บทที่ 5

สรุปผลการศึกษาและข้อเสนอแนะ

5.1 สรุปผลการศึกษาเทคนิคการวิเคราะห์ตัวแบบของบอชซ์และเจนกินส์

รูปแบบพยากรณ์ที่ได้ของนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย คือ ARIMA(1,1,1),(1,1,2)₁₂ โดยมีรูปแบบสมการพยากรณ์ดังนี้

$$(1 - 0.3041B)(1 + 0.9710B^{12})(1 - B)(1 - B^{12})X_t = (1 - 0.9855B)(1 + 0.4449B^{12} - 0.3781B^{24})a_t$$

ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน = 4.6399803×10^7

5.2 สรุปผลการศึกษาตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อน

รูปแบบพยากรณ์ที่ได้ของนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย คือ

$$D(\text{TOTAL}) = 1.152578 * D(\text{THAI}) + 2.621809 * D(\text{FRANCE}) - 0.391026 * \text{RESID}(-1)$$

ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน = 1.029469367×10^7

จากการศึกษาเทคนิคการวิเคราะห์ตัวแบบของบอชซ์และเจนกินส์และตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนของข้อมูลนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงรายทำให้ทราบว่าตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนมีค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนน้อยกว่าเทคนิคการวิเคราะห์ตัวแบบของบอชซ์และเจนกินส์

5.3 ข้อเสนอแนะ

ข้อสรุปที่ได้จากการศึกษาในครั้งนี้สรุปได้ว่า วิธีตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนจะมีประสิทธิภาพดีกว่าตัวแบบของบอชซ์และเจนกินส์เมื่อใช้กับข้อมูลนักท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย พ.ศ.2539-2549 โดยใช้ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนเป็นเกณฑ์ในการเลือกตัวแบบ แต่ยังไม่สามารถสรุปได้ว่าวิธีตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนจะมีประสิทธิภาพดีกว่าตัวแบบของบอชซ์และเจนกินส์เมื่อใช้กับข้อมูลนักท่องเที่ยวในจังหวัดอื่นๆ หรือนักท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงรายที่ไม่ใช่ พ.ศ.2539-2549 ผู้ที่สนใจเทคนิคการวิเคราะห์ตัวแบบของบอชซ์และเจนกินส์และตัวแบบการปรับแก้ค่าคลาดเคลื่อนสามารถที่จะศึกษา หลักการ แนวคิด และการวิเคราะห์จากวิทยานิพนธ์นี้ เพื่อเป็นแนวทางที่จะนำไปประยุกต์ใช้กับข้อมูลอนุกรมเวลาอื่นๆ ได้

บรรณานุกรม

- กัญสุดา ถิมพิพัฒน์ชัย. แบบจำลองเชิงเศรษฐมิติสำหรับภาคการผลิต ตลาดแรงงานและระดับราคาของประเทศไทย. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 2544.
- จุฑามาศ ทองกันยา. การวิเคราะห์อนุกรมเวลาของปริมาณน้ำฝนตามลักษณะภูมิประเทศในเขตจังหวัดเชียงใหม่และลำพูน. การค้นคว้าอิสระ วิทยาศาสตร์บัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 2549.
- ชลิต สันติธรรักษ์. การพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวที่มาประเทศไทยโดยวิธีอาร์มา. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 2550.
- ทมาภรณ์ กองแก้ว. การวิเคราะห์ความเสี่ยงและผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารพาณิชย์ขนาดใหญ่ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 2546.
- ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์. “พฤติกรรม การส่งผ่านราคา กุ้งกุลาดำ ระหว่างตลาดค้าส่งโตเกียวกับตลาดผู้ค้าปลีกในประเทศไทย”. วารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 3 (กันยายน-ธันวาคม 2542):33
- ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์. เศรษฐมิติ : ทฤษฎีและการประยุกต์, เชียงใหม่ : คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 2547.
- บุญชัยณิศวรรค์ ชมภูคำ. การวิเคราะห์ความเสี่ยงของหลักทรัพย์บริษัทผลิตไฟฟ้าบางหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยโดยการใช้วิธี โคอินทิเกรชัน. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 2546.
- รจนา สุดาแก้ว. การพยากรณ์ปริมาณน้ำไหลเข้าอ่างเก็บน้ำสิริกิติ์ จังหวัดอุตรดิตถ์. การค้นคว้าอิสระเชิงวิทยานิพนธ์ วิทยาศาสตร์มหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 2546.
- รุ่งระวี สิทธิกร. การวิเคราะห์ความเสี่ยงและผลตอบแทนของหลักทรัพย์ขนส่งในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยโดยการใช้วิธี โคอินทิเกรชันของโจเฮนเซน. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 2547.
- วิจิต หล่อจีระชุนท์กุล และจิราวัลย์ จิตรถเวช. เทคนิคการพยากรณ์. กรุงเทพฯ : โครงการส่งเสริมเอกสารวิชาการ สถาบันบัณฑิตพัฒนบริหารศาสตร์. 2548.

- วิทวัส สุวรรณทา. การวิเคราะห์ความเสี่ยงของหุ้นบริษัทเงินทุนบางหุ้นในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยวิธี โคอินทิเกรชัน. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 2546.
- ศาสตรา ขอแสงรัตน์. การวิเคราะห์ความเสี่ยงของหลักทรัพย์พาณิชย์ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยวิธี โคอินทิเกรชัน. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 2546.
- สุทิสาน พดลธิชากุล. การวิเคราะห์ข้อมูลที่มีฤดูกาล โดยวิธีบอกซ์และเจนกินส์ .การค้นคว้าอิสระเชิงวิทยานิพนธ์ วิทยาศาสตร์มหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 2541.
- สุนทรา สุกันธา. การวิเคราะห์ความเสี่ยงของธุรกิจเกษตรในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยวิธี โคอินทิเกรชัน. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 2546.
- เอนก อุปรา. การวิเคราะห์ความเสี่ยงและผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มบันเทิงและสันทนาการ โดยวิธี โคอินทิเกรชัน. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 2547.
- Box, Georg E. P., Jenkins, Gwilym M., & Reinsel, Gregory C. *Time Series Analysis Forecasting and Control*, 3th ed. New Jersey: Prentice-Hall, Inc., 1994.
- Maddala GS, In-Moo K. *Unit Roots Cointegration and Structural Change*. Cambridge University, 1998.
- Matiur R, Muhammad M. “Dynamics of Real Export and Real Economic Growth in 13 Select Asian Countries”. *Journal of Economic Development*, 22(1997) : 81-95.
- Richard A. Johnson, Dean W. Wichern. *Applied Multivariate Statistical Analysis*. Upper Saddle River, N.J. : Prentice Hall, 2002.



ภาคผนวก

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

Copyright© by Chiang Mai University

All rights reserved

ภาคผนวก ก

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

ข้อมูลนักท่องเที่ยวที่เข้ามาในจังหวัดเชียงรายระหว่าง ปี พ.ศ.2539-2549

หน่วย : คน

ปี เดือน	2539	2540	2541	2542	2543	2544	2545	2546	2547	2548	2549
ม.ค.	59149	62156	60908	64488	63023	64125	70171	72038	105713	98376	116167
ก.พ.	55057	59043	59318	53705	65055	60892	64481	71832	86013	69382	78108
มี.ค.	56320	55318	64355	57386	57776	58732	61829	68503	63019	71595	69506
เม.ย.	50118	44650	54138	48680	51894	49560	52687	43793	65250	49118	55380
พ.ค.	41120	42798	45084	40969	56225	42748	51576	40337	57125	49840	61749
มิ.ย.	37953	35585	37745	40032	46927	34721	45215	37811	43784	39727	59867
ก.ค.	48575	49929	38706	44731	48664	47604	49485	47766	50270	63172	55871
ส.ค.	52681	51738	42389	49002	52645	53202	53869	52214	52636	61757	61711
ก.ย.	39663	41069	36384	39455	47915	43403	46581	49819	67583	51640	45298
ต.ค.	50735	48857	54276	54634	62314	62877	62458	69024	69029	59143	59737
พ.ย.	68897	58356	58924	60431	81967	73809	72533	76258	75805	90224	83210
ธ.ค.	72432	67875	73403	78635	79034	85840	81153	88404	96384	112094	115717

ที่มา : สำนักงานการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย ภาคเหนือ เขต 1 จังหวัดเชียงใหม่

ข้อมูลนักท่องเที่ยวประเทศไทยที่เข้ามาในจังหวัดเชียงรายระหว่าง ปี พ.ศ.2539-2549

หน่วย : คน

ปี เดือน	2539	2540	2541	2542	2543	2544	2545	2546	2547	2548	2549
ม.ค.	41042	41716	36972	37313	36639	33710	37694	40191	69199	70842	80785
ก.พ.	33643	34780	30208	24863	29988	28192	32258	39117	50057	47106	56489
มี.ค.	35298	32241	31409	24860	29127	25536	30175	40562	44998	47152	48752
เม.ย.	35509	28368	29152	26393	29658	24061	27414	29338	48004	36865	38725
พ.ค.	30134	26924	22822	25376	33773	21144	28442	32452	43923	34958	47632
มิ.ย.	28637	24655	21980	23597	30229	19793	26879	29796	33489	30281	46198
ก.ค.	33562	30997	20356	25567	30099	25161	29145	33639	33007	43215	38959
ส.ค.	33331	27346	19317	25441	26771	29589	30509	34769	35140	40583	41650
ก.ย.	27067	25188	20511	24450	31025	24356	26927	31116	52053	38438	31952
ต.ค.	31551	27846	28639	29168	38052	35218	34300	47441	48733	40288	42142
พ.ย.	39328	28419	27447	25401	40765	36740	35989	48027	52084	62062	57005
ธ.ค.	52597	42904	52758	48875	48177	58584	51031	61069	74489	87692	91260

ที่มา : สำนักงานการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย ภาคเหนือ เขต 1 จังหวัดเชียงใหม่

ข้อมูลนักท่องเที่ยวประเทศฝรั่งเศสที่เข้ามาในจังหวัดเชียงรายระหว่าง ปี พ.ศ.2539-2549

หน่วย : คน

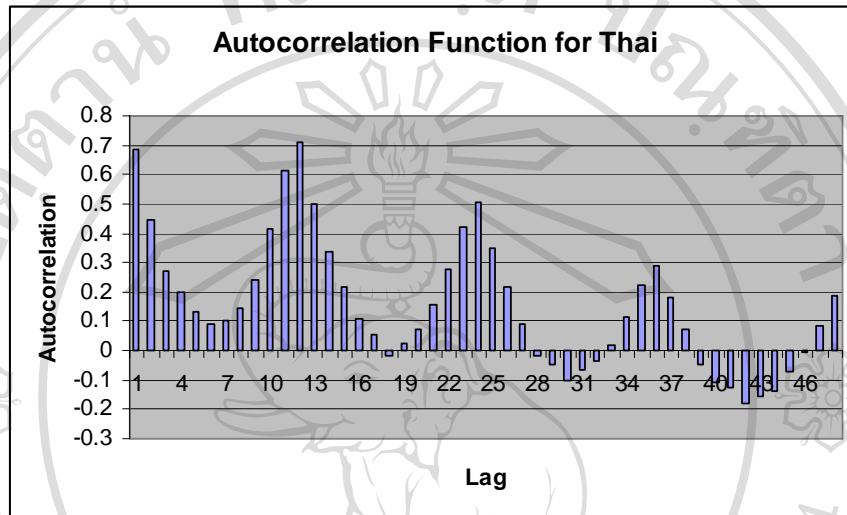
ปี เดือน	2539	2540	2541	2542	2543	2544	2545	2546	2547	2548	2549
ม.ค.	4071	4081	6667	5271	5109	4460	3787	4114	4881	3409	4247
ก.พ.	6315	5403	6378	5238	6189	6197	4359	5448	5739	3065	2155
มี.ค.	7146	8891	7321	10605	6722	7396	6054	4802	3522	3994	2732
เม.ย.	4664	3915	6475	4650	5650	5727	4690	2653	1678	1703	2425
พ.ค.	3371	3752	5517	3947	5539	4676	5159	1923	1316	1880	1961
มิ.ย.	1498	1141	2136	1771	2057	1226	2005	804	1079	747	1437
ก.ค.	2473	2482	3503	3024	2493	2216	2390	1172	1936	1348	1879
ส.ค.	4853	4389	4534	5660	4508	2865	3962	2287	2701	2469	1599
ก.ย.	3336	2632	3985	2473	2555	2226	2338	2275	1873	882	929
ต.ค.	5639	4509	6176	4972	5175	4339	5285	3312	3059	1946	1620
พ.ย.	8190	7385	8702	7855	8719	7527	9737	4579	4047	3139	3746
ธ.ค.	3384	4723	3420	5655	4061	2969	3392	2730	1868	2235	1874

ที่มา : สำนักงานการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย ภาคเหนือ เขต 1 จังหวัดเชียงใหม่

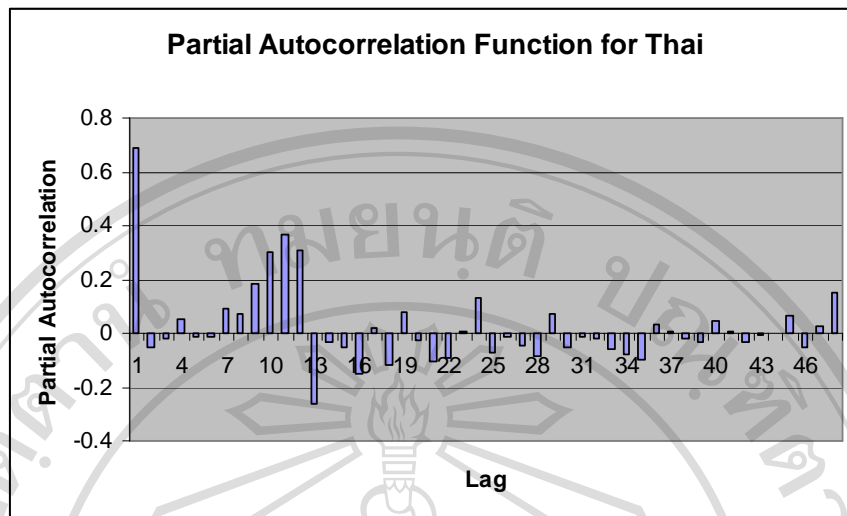
ภาคผนวก ข

ผลการประมวลผลโปรแกรมของนักท่องเที่ยวประเทศไทยที่เข้ามาท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย

Transformations: difference (0), seasonal difference (0 at 12)

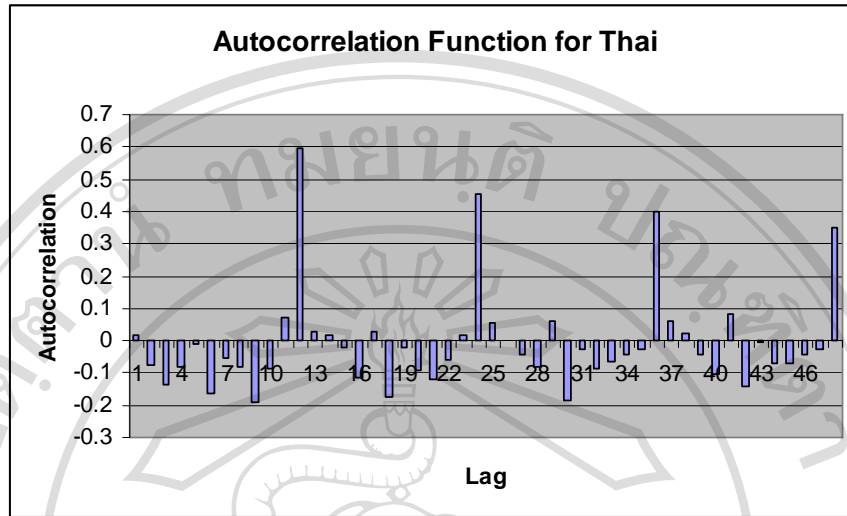


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	0.685617	7.88	63.47	25	0.346815	1.53	447.13
2	0.443411	3.66	90.22	26	0.217341	0.94	455.01
3	0.274016	2.06	100.52	27	0.093632	0.40	456.49
4	0.196179	1.43	105.84	28	-0.016002	-0.07	456.53
5	0.135576	0.97	108.40	29	-0.044955	-0.19	456.88
6	0.087734	0.63	109.48	30	-0.099346	-0.43	458.59
7	0.103643	0.74	111.00	31	-0.062668	-0.27	459.28
8	0.142177	1.01	113.88	32	-0.038360	-0.16	459.54
9	0.243459	1.71	122.40	33	0.019575	0.08	459.61
10	0.415053	2.85	147.38	34	0.115486	0.49	462.01
11	0.611171	3.96	201.98	35	0.220129	0.94	470.85
12	0.711954	4.15	276.70	36	0.288183	1.22	486.15
13	0.499183	2.59	313.74	37	0.178190	0.75	492.06
14	0.334953	1.66	330.55	38	0.070371	0.29	492.99
15	0.214002	1.04	337.48	39	-0.048486	-0.20	493.44
16	0.109583	0.53	339.31	40	-0.107287	-0.45	495.65
17	0.056364	0.27	339.80	41	-0.122926	-0.51	498.59
18	-0.017890	-0.09	339.85	42	-0.177606	-0.74	504.79
19	0.025368	0.12	339.95	43	-0.154608	-0.64	509.54
20	0.069827	0.33	340.72	44	-0.134748	-0.56	513.19
21	0.155235	0.74	344.56	45	-0.073728	-0.30	514.30
22	0.275221	1.31	356.74	46	-0.005766	-0.02	514.30
23	0.423275	1.99	385.81	47	0.085971	0.35	515.84
24	0.502985	2.30	427.24	48	0.185154	0.76	523.06

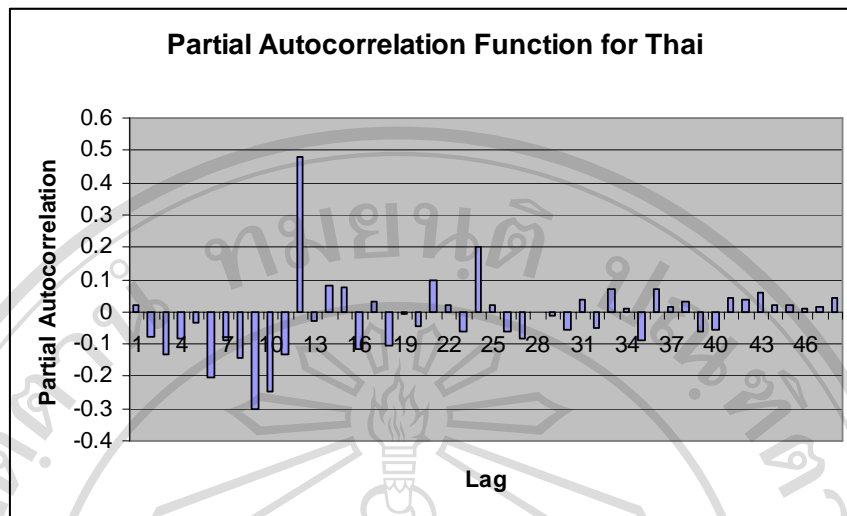


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	0.685617	7.88	25	-0.072479	-0.83
2	-0.050309	-0.58	26	-0.015775	-0.18
3	-0.020425	-0.23	27	-0.043539	-0.50
4	0.054752	0.63	28	-0.082952	-0.95
5	-0.014267	-0.16	29	0.069805	0.80
6	-0.010974	-0.13	30	-0.054460	-0.63
7	0.094121	1.08	31	-0.010938	-0.13
8	0.070583	0.81	32	-0.016398	-0.19
9	0.182425	2.10	33	-0.056261	-0.65
10	0.301087	3.46	34	-0.077118	-0.89
11	0.365557	4.20	35	-0.098906	-1.14
12	0.307822	3.54	36	0.033843	0.39
13	-0.265541	-3.05	37	0.006736	0.08
14	-0.030028	-0.34	38	-0.021237	-0.24
15	-0.051033	-0.59	39	-0.031616	-0.36
16	-0.154018	-1.77	40	0.043270	0.50
17	0.017917	0.21	41	0.004027	0.05
18	-0.121181	-1.39	42	-0.032199	-0.37
19	0.075545	0.87	43	-0.008624	-0.10
20	-0.024154	-0.28	44	0.000450	0.01
21	-0.103074	-1.18	45	0.062533	0.72
22	-0.092135	-1.06	46	-0.051307	-0.59
23	0.008555	0.10	47	0.028565	0.33
24	0.133037	1.53	48	0.153772	1.77

Transformations: difference (1), seasonal difference (0 at 12)

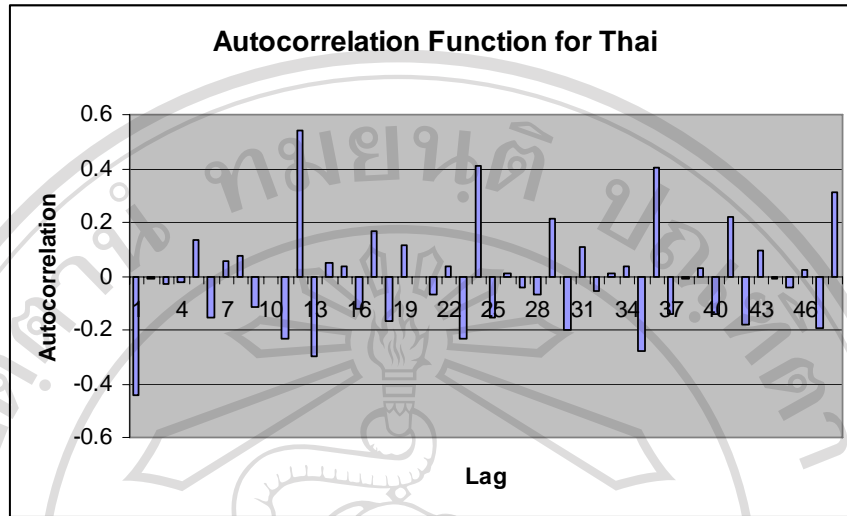


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	0.019228	0.22	0.05	25	0.053810	0.39	114.27
2	-0.076399	-0.87	0.84	26	0.002969	0.02	114.28
3	-0.135220	-1.54	3.33	27	-0.044222	-0.32	114.60
4	-0.078946	-0.88	4.18	28	-0.080187	-0.58	115.69
5	-0.012721	-0.14	4.20	29	0.060606	0.44	116.32
6	-0.164180	-1.82	7.96	30	-0.184977	-1.33	122.22
7	-0.052595	-0.57	8.35	31	-0.025426	-0.18	122.33
8	-0.081871	-0.88	9.30	32	-0.088415	-0.63	123.71
9	-0.190550	-2.05	14.48	33	-0.065681	-0.46	124.48
10	-0.089153	-0.93	15.63	34	-0.042194	-0.30	124.80
11	0.070338	0.73	16.35	35	-0.027113	-0.19	124.93
12	0.597608	6.16	68.64	36	0.399302	2.81	154.17
13	0.025336	0.21	68.73	37	0.060449	0.40	154.85
14	0.016727	0.14	68.77	38	0.023642	0.16	154.95
15	-0.023540	-0.19	68.86	39	-0.044293	-0.29	155.32
16	-0.112871	-0.93	70.79	40	-0.104217	-0.69	157.40
17	0.029647	0.24	70.92	41	0.083322	0.55	158.75
18	-0.176671	-1.44	75.73	42	-0.138810	-0.92	162.52
19	-0.023744	-0.19	75.82	43	-0.007019	-0.05	162.53
20	-0.090943	-0.73	77.12	44	-0.068108	-0.45	163.46
21	-0.119776	-0.96	79.39	45	-0.069607	-0.46	164.44
22	-0.057118	-0.45	79.91	46	-0.040522	-0.27	164.78
23	0.018339	0.15	79.97	47	-0.028538	-0.19	164.95
24	0.455818	3.61	113.80	48	0.349855	2.29	190.64

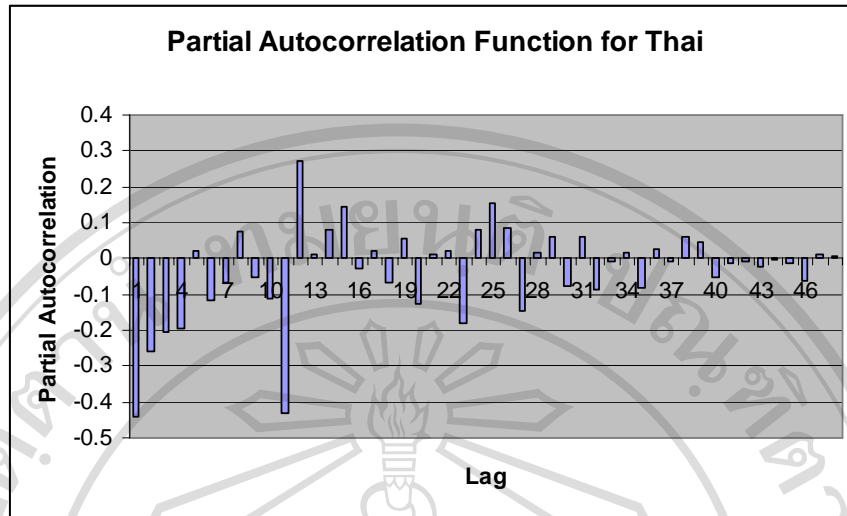


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	0.019228	0.22	25	0.023180	0.27
2	-0.076797	-0.88	26	-0.063560	-0.73
3	-0.132995	-1.52	27	-0.080575	-0.92
4	-0.082597	-0.95	28	0.001013	0.01
5	-0.033115	-0.38	29	-0.009640	-0.11
6	-0.201144	-2.30	30	-0.056759	-0.65
7	-0.086595	-0.99	31	0.035888	0.41
8	-0.142096	-1.63	32	-0.052680	-0.60
9	-0.298983	-3.42	33	0.067590	0.77
10	-0.244750	-2.80	34	0.009729	0.11
11	-0.130613	-1.49	35	-0.086597	-0.99
12	0.480798	5.50	36	0.067450	0.77
13	-0.026620	-0.30	37	0.013761	0.16
14	0.080971	0.93	38	0.032384	0.37
15	0.077032	0.88	39	-0.058691	-0.67
16	-0.114598	-1.31	40	-0.053008	-0.61
17	0.029653	0.34	41	0.040670	0.47
18	-0.103803	-1.19	42	0.036716	0.42
19	-0.007341	-0.08	43	0.056338	0.64
20	-0.042891	-0.49	44	0.018608	0.21
21	0.097746	1.12	45	0.022819	0.26
22	0.022365	0.26	46	0.012247	0.14
23	-0.062592	-0.72	47	0.014864	0.17
24	0.198868	2.28	48	0.040802	0.47

Transformations: difference (2), seasonal difference (0 at 12)

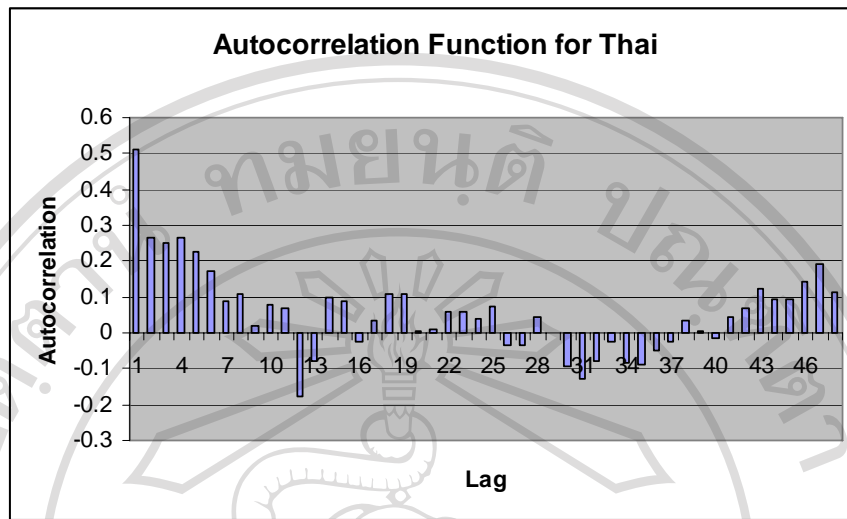


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	-0.443168	-5.05	26.13	25	-0.156203	-1.02	153.31
2	-0.013089	-0.13	26.15	26	0.007281	0.05	153.32
3	-0.032369	-0.31	26.29	27	-0.040239	-0.26	153.59
4	-0.023755	-0.23	26.37	28	-0.069923	-0.45	154.41
5	0.135667	1.31	28.89	29	0.212004	1.37	162.05
6	-0.152940	-1.46	32.13	30	-0.202338	-1.29	169.07
7	0.056999	0.53	32.58	31	0.110596	0.70	171.19
8	0.077064	0.72	33.42	32	-0.055036	-0.35	171.72
9	-0.115497	-1.08	35.31	33	0.008925	0.06	171.74
10	-0.002423	-0.02	35.31	34	0.037157	0.23	171.98
11	-0.234895	-2.17	43.27	35	-0.280596	-1.76	186.21
12	0.541816	4.83	85.96	36	0.405249	2.48	216.19
13	-0.296534	-2.27	98.86	37	-0.138624	-0.81	219.73
14	0.048149	0.35	99.20	38	-0.008125	-0.05	219.74
15	0.033637	0.25	99.37	39	0.026411	0.15	219.88
16	-0.124581	-0.92	101.70	40	-0.141531	-0.82	223.69
17	0.166230	1.21	105.90	41	0.217666	1.26	232.83
18	-0.169343	-1.22	110.29	42	-0.181372	-1.04	239.24
19	0.114703	0.82	112.33	43	0.094203	0.54	240.99
20	-0.005478	-0.04	112.33	44	-0.007177	-0.04	241.00
21	-0.066629	-0.47	113.03	45	-0.040059	-0.23	241.33
22	0.036527	0.26	113.24	46	0.023343	0.13	241.44
23	-0.234757	-1.66	122.08	47	-0.195282	-1.11	249.32
24	0.410200	2.85	149.32	48	0.309845	1.74	269.41

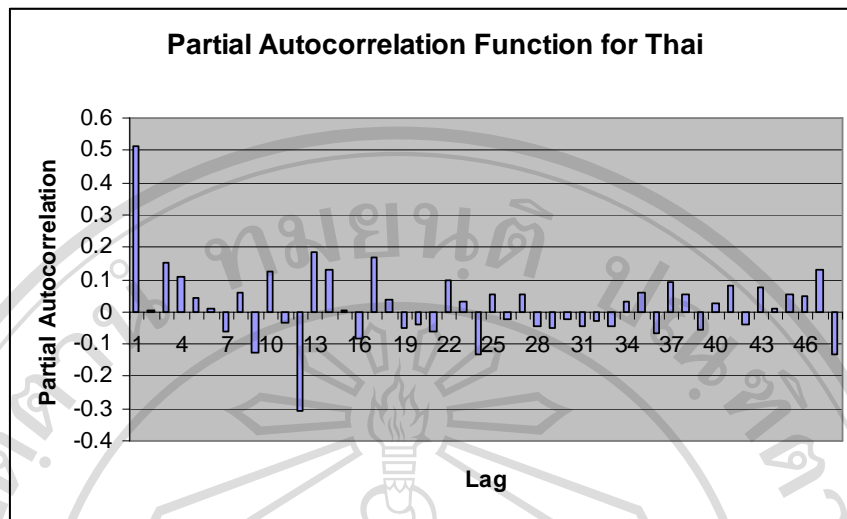


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	-0.443168	-5.05	25	0.152627	1.74
2	-0.260685	-2.97	26	0.087266	0.99
3	-0.207224	-2.36	27	-0.147577	-1.68
4	-0.195794	-2.23	28	0.014303	0.16
5	0.021069	0.24	29	0.060300	0.69
6	-0.114258	-1.30	30	-0.077172	-0.88
7	-0.067977	-0.78	31	0.059689	0.68
8	0.076792	0.88	32	-0.084964	-0.97
9	-0.051120	-0.58	33	-0.006341	-0.07
10	-0.111591	-1.27	34	0.017274	0.20
11	-0.433554	-4.94	35	-0.083001	-0.95
12	0.274063	3.12	36	0.025071	0.29
13	0.010628	0.12	37	-0.007288	-0.08
14	0.079396	0.91	38	0.059744	0.68
15	0.144703	1.65	39	0.048347	0.55
16	-0.029884	-0.34	40	-0.050147	-0.57
17	0.019341	0.22	41	-0.014107	-0.16
18	-0.065688	-0.75	42	-0.009601	-0.11
19	0.055734	0.64	43	-0.023773	-0.27
20	-0.126297	-1.44	44	-0.004734	-0.05
21	0.010417	0.12	45	-0.011553	-0.13
22	0.023333	0.27	46	-0.060713	-0.69
23	-0.178789	-2.04	47	0.010602	0.12
24	0.079842	0.91	48	0.004817	0.05

Transformations: difference (0), seasonal difference (1 at 12)

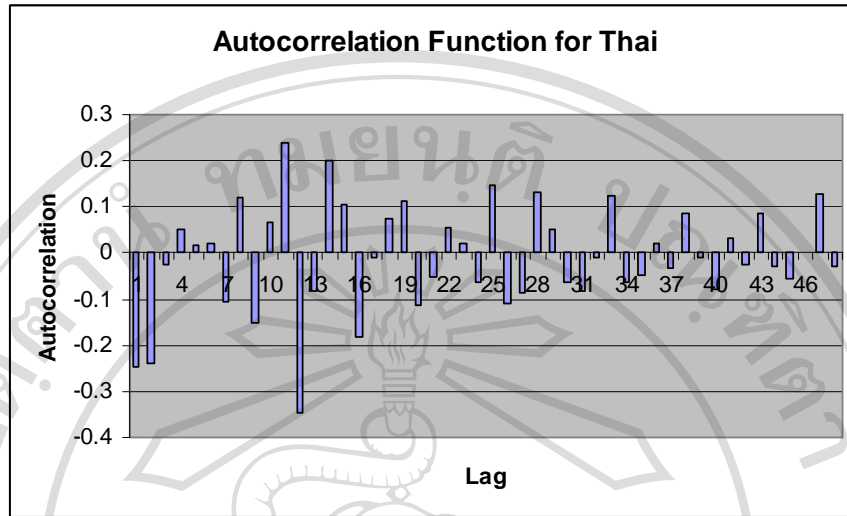


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	0.509894	5.59	31.99	25	0.072705	0.52	85.07
2	0.265157	2.36	40.71	26	-0.036103	-0.26	85.27
3	0.252119	2.14	48.66	27	-0.036165	-0.26	85.48
4	0.265818	2.18	57.58	28	0.042972	0.31	85.77
5	0.225798	1.78	64.07	29	-0.000555	-0.00	85.77
6	0.170077	1.31	67.79	30	-0.094739	-0.68	87.23
7	0.088332	0.67	68.80	31	-0.127213	-0.91	89.89
8	0.110628	0.84	70.40	32	-0.079341	-0.56	90.94
9	0.019638	0.15	70.45	33	-0.024348	-0.17	91.04
10	0.077491	0.58	71.25	34	-0.085472	-0.60	92.28
11	0.067387	0.50	71.86	35	-0.086527	-0.61	93.57
12	-0.176051	-1.32	76.06	36	-0.047911	-0.34	93.97
13	-0.080109	-0.59	76.94	37	-0.023037	-0.16	94.07
14	0.097430	0.72	78.25	38	0.032652	0.23	94.26
15	0.086400	0.63	79.29	39	0.002928	0.02	94.26
16	-0.023871	-0.17	79.37	40	-0.016173	-0.11	94.31
17	0.036756	0.27	79.56	41	0.044209	0.31	94.67
18	0.107063	0.78	81.20	42	0.071248	0.50	95.62
19	0.109133	0.79	82.93	43	0.124631	0.87	98.58
20	0.002991	0.02	82.93	44	0.093832	0.65	100.27
21	0.009003	0.06	82.94	45	0.092406	0.64	101.94
22	0.060884	0.44	83.50	46	0.143174	0.99	105.99
23	0.059823	0.43	84.04	47	0.192952	1.32	113.46
24	0.037624	0.27	84.25	48	0.115336	0.78	116.16

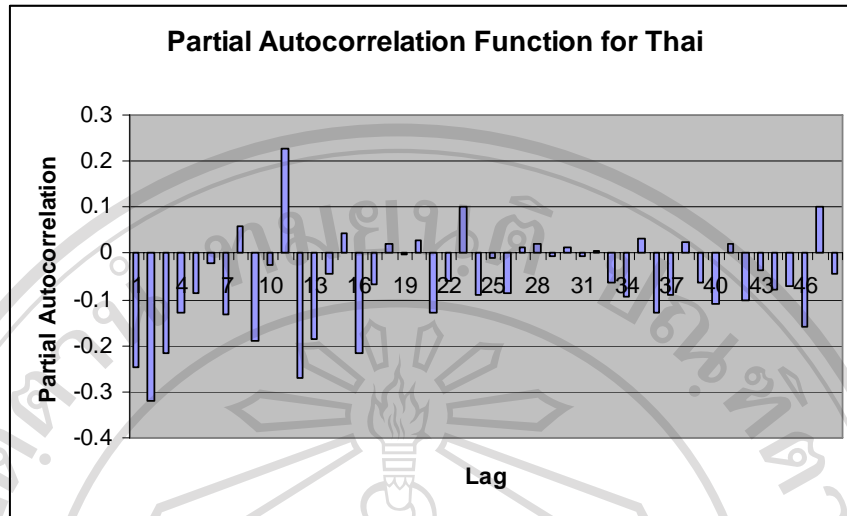


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	0.509894	5.59	25	0.053332	0.58
2	0.006981	0.08	26	-0.025392	-0.28
3	0.154467	1.69	27	0.055727	0.61
4	0.108760	1.19	28	-0.044932	-0.49
5	0.042198	0.46	29	-0.050024	-0.55
6	0.011450	0.13	30	-0.021793	-0.24
7	-0.060641	-0.66	31	-0.043271	-0.47
8	0.058889	0.65	32	-0.030445	-0.33
9	-0.128401	-1.41	33	-0.044573	-0.49
10	0.122369	1.34	34	0.029717	0.33
11	-0.034103	-0.37	35	0.058418	0.64
12	-0.304415	-3.33	36	-0.068340	-0.75
13	0.186561	2.04	37	0.091753	1.01
14	0.130535	1.43	38	0.055059	0.60
15	0.006281	0.07	39	-0.055099	-0.60
16	-0.081301	-0.89	40	0.028534	0.31
17	0.170614	1.87	41	0.081860	0.90
18	0.038651	0.42	42	-0.040938	-0.45
19	-0.052569	-0.58	43	0.077731	0.85
20	-0.036834	-0.40	44	0.008265	0.09
21	-0.061828	-0.68	45	0.054679	0.60
22	0.096438	1.06	46	0.046026	0.50
23	0.031383	0.34	47	0.131948	1.45
24	-0.132438	-1.45	48	-0.130890	-1.43

Transformations: difference (1), seasonal difference (1 at 12)

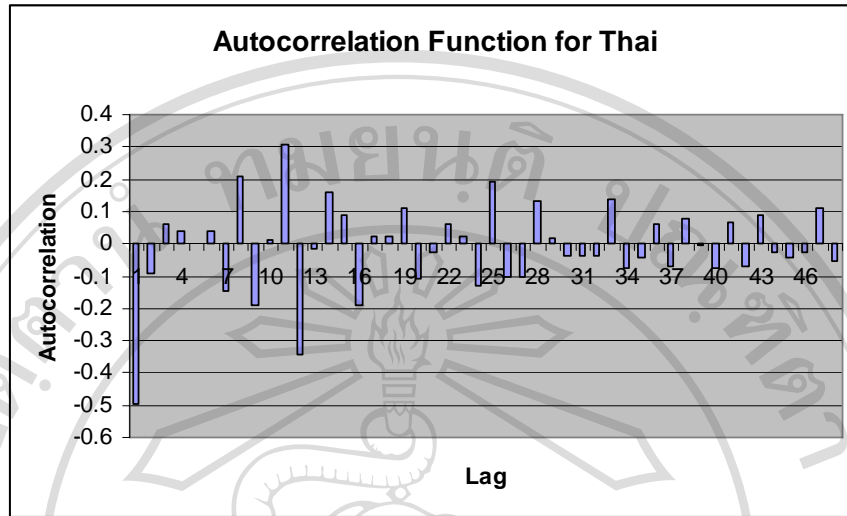


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	-0.247754	-2.70	7.49	25	0.148840	1.16	67.49
2	-0.239379	-2.46	14.54	26	-0.110400	-0.85	69.37
3	-0.025385	-0.25	14.62	27	-0.086404	-0.66	70.54
4	0.053131	0.52	14.98	28	0.132437	1.01	73.32
5	0.017547	0.17	15.01	29	0.051883	0.39	73.75
6	0.020503	0.20	15.07	30	-0.063757	-0.48	74.40
7	-0.105845	-1.03	16.51	31	-0.084306	-0.63	75.57
8	0.119639	1.16	18.37	32	-0.009900	-0.07	75.58
9	-0.152197	-1.46	21.40	33	0.122372	0.92	78.09
10	0.065742	0.62	21.97	34	-0.063802	-0.48	78.78
11	0.238169	2.23	29.53	35	-0.046502	-0.35	79.15
12	-0.346776	-3.13	45.71	36	0.020350	0.15	79.22
13	-0.082343	-0.69	46.63	37	-0.031176	-0.23	79.39
14	0.198831	1.65	52.06	38	0.086685	0.64	80.73
15	0.103231	0.84	53.53	39	-0.008252	-0.06	80.74
16	-0.181181	-1.47	58.12	40	-0.080335	-0.59	81.92
17	-0.011176	-0.09	58.14	41	0.033691	0.25	82.13
18	0.072493	0.58	58.89	42	-0.026744	-0.20	82.26
19	0.112678	0.89	60.72	43	0.085079	0.63	83.63
20	-0.113272	-0.89	62.58	44	-0.028489	-0.21	83.79
21	-0.050059	-0.39	62.95	45	-0.055536	-0.41	84.39
22	0.055349	0.43	63.40	46	0.003168	0.02	84.39
23	0.021935	0.17	63.48	47	0.128812	0.94	87.71
24	-0.063696	-0.50	64.09	48	-0.028468	-0.21	87.87

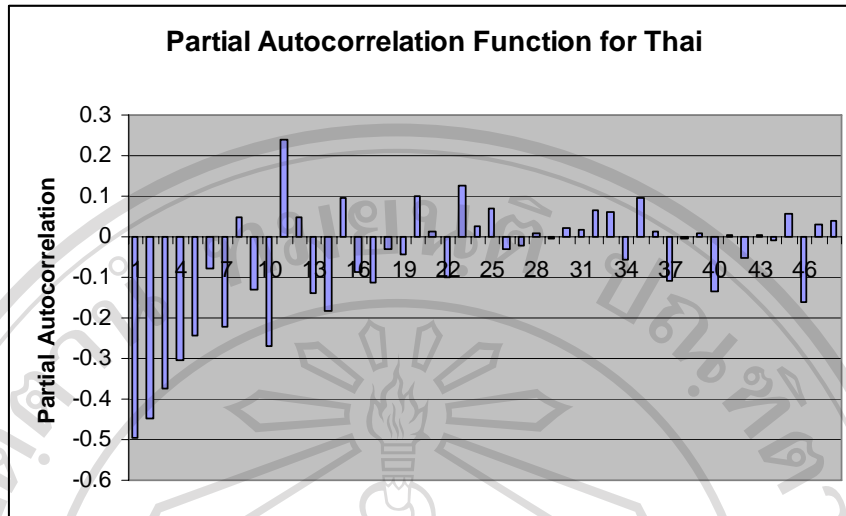


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	-0.247754	-2.70	25	-0.009650	-0.11
2	-0.320430	-3.50	26	-0.084987	-0.93
3	-0.217376	-2.37	27	0.012492	0.14
4	-0.130258	-1.42	28	0.019466	0.21
5	-0.085925	-0.94	29	-0.007220	-0.08
6	-0.020572	-0.22	30	0.013240	0.14
7	-0.133225	-1.45	31	-0.005088	-0.06
8	0.057833	0.63	32	0.005431	0.06
9	-0.190534	-2.08	33	-0.064131	-0.70
10	-0.025659	-0.28	34	-0.095296	-1.04
11	0.227492	2.48	35	0.030915	0.34
12	-0.268810	-2.93	36	-0.130181	-1.42
13	-0.186856	-2.04	37	-0.090682	-0.99
14	-0.044837	-0.49	38	0.025913	0.28
15	0.041825	0.46	39	-0.062367	-0.68
16	-0.215144	-2.35	40	-0.109196	-1.19
17	-0.066890	-0.73	41	0.020226	0.22
18	0.019279	0.21	42	-0.102532	-1.12
19	-0.002536	-0.03	43	-0.037723	-0.41
20	0.028824	0.31	44	-0.079927	-0.87
21	-0.126574	-1.38	45	-0.071112	-0.78
22	-0.061382	-0.67	46	-0.159575	-1.74
23	0.101320	1.11	47	0.100383	1.10
24	-0.090431	-0.99	48	-0.043290	-0.47

Transformations: difference (2), seasonal difference (1 at 12)

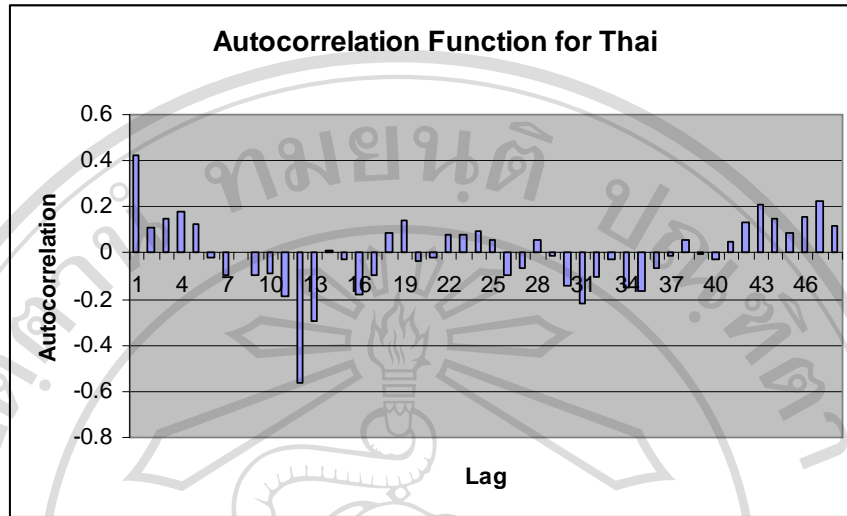


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	-0.496945	-5.40	29.89	25	0.193522	1.36	95.49
2	-0.091419	-0.81	30.91	26	-0.101517	-0.70	97.08
3	0.063297	0.56	31.40	27	-0.101153	-0.70	98.67
4	0.038823	0.34	31.59	28	0.131702	0.90	101.40
5	-0.001174	-0.01	31.59	29	0.017016	0.12	101.44
6	0.039030	0.34	31.78	30	-0.036246	-0.25	101.66
7	-0.146172	-1.29	34.51	31	-0.038461	-0.26	101.90
8	0.206341	1.79	39.99	32	-0.035383	-0.24	102.10
9	-0.192551	-1.63	44.80	33	0.139853	0.95	105.36
10	0.014036	0.12	44.83	34	-0.075401	-0.51	106.32
11	0.306416	2.53	57.26	35	-0.040972	-0.28	106.61
12	-0.345544	-2.71	73.21	36	0.059389	0.40	107.21
13	-0.015445	-0.11	73.24	37	-0.068531	-0.46	108.04
14	0.159197	1.18	76.69	38	0.079991	0.54	109.17
15	0.089876	0.66	77.80	39	-0.004302	-0.03	109.17
16	-0.191163	-1.39	82.87	40	-0.074672	-0.50	110.18
17	0.024726	0.18	82.96	41	0.069215	0.46	111.06
18	0.021487	0.15	83.02	42	-0.067856	-0.45	111.92
19	0.109156	0.78	84.73	43	0.088734	0.59	113.41
20	-0.107739	-0.77	86.40	44	-0.028799	-0.19	113.57
21	-0.027149	-0.19	86.51	45	-0.041381	-0.27	113.90
22	0.061047	0.43	87.06	46	-0.026885	-0.18	114.04
23	0.025644	0.18	87.16	47	0.110267	0.73	116.47
24	-0.132116	-0.94	89.79	48	-0.056020	-0.37	117.10

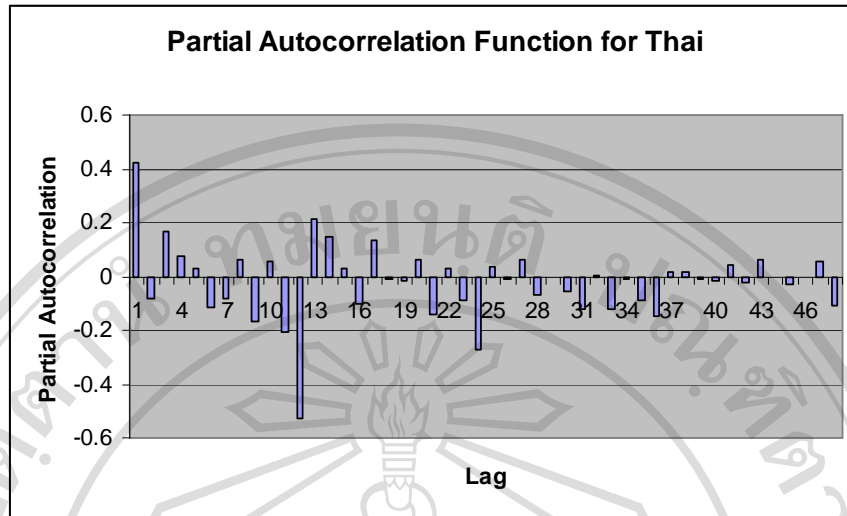


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	-0.496945	-5.40	25	0.071002	0.77
2	-0.449339	-4.88	26	-0.029932	-0.33
3	-0.375777	-4.08	27	-0.021371	-0.23
4	-0.305078	-3.31	28	0.008537	0.09
5	-0.242441	-2.63	29	-0.005623	-0.06
6	-0.079231	-0.86	30	0.019912	0.22
7	-0.221951	-2.41	31	0.018901	0.21
8	0.046269	0.50	32	0.064746	0.70
9	-0.131307	-1.43	33	0.060771	0.66
10	-0.269043	-2.92	34	-0.058618	-0.64
11	0.241270	2.62	35	0.093867	1.02
12	0.049869	0.54	36	0.013473	0.15
13	-0.139251	-1.51	37	-0.110667	-1.20
14	-0.184778	-2.01	38	-0.002903	-0.03
15	0.097432	1.06	39	0.007335	0.08
16	-0.087094	-0.95	40	-0.134735	-1.46
17	-0.113457	-1.23	41	0.004848	0.05
18	-0.029888	-0.32	42	-0.050969	-0.55
19	-0.043798	-0.48	43	0.003712	0.04
20	0.100898	1.10	44	-0.008399	-0.09
21	0.012400	0.13	45	0.056228	0.61
22	-0.100172	-1.09	46	-0.161684	-1.76
23	0.124127	1.35	47	0.031390	0.34
24	0.024071	0.26	48	0.038869	0.42

Transformations: difference (0), seasonal difference (2 at 12)

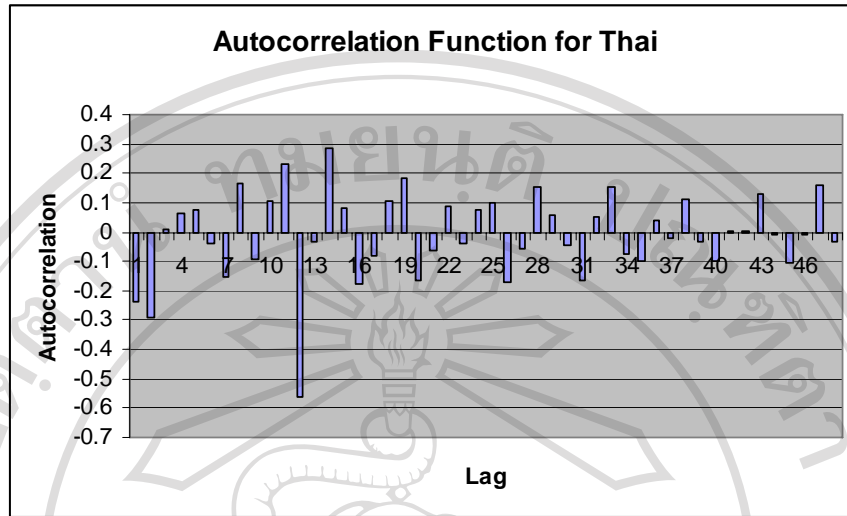


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	0.420805	4.37	19.66	25	0.058429	0.37	99.51
2	0.107245	0.96	20.95	26	-0.099273	-0.63	100.93
3	0.151821	1.34	23.56	27	-0.064144	-0.41	101.54
4	0.182963	1.59	27.38	28	0.057018	0.36	102.02
5	0.127115	1.08	29.25	29	-0.011934	-0.08	102.04
6	-0.020217	-0.17	29.29	30	-0.144964	-0.92	105.24
7	-0.098167	-0.83	30.43	31	-0.221570	-1.40	112.82
8	0.004112	0.03	30.43	32	-0.102184	-0.63	114.45
9	-0.093429	-0.78	31.48	33	-0.030471	-0.19	114.60
10	-0.089505	-0.74	32.45	34	-0.148456	-0.92	118.13
11	-0.191551	-1.59	36.94	35	-0.167932	-1.03	122.72
12	-0.560334	-4.53	75.79	36	-0.063965	-0.39	123.40
13	-0.296853	-2.04	86.81	37	-0.015681	-0.09	123.44
14	0.008882	0.06	86.82	38	0.053685	0.32	123.93
15	-0.028396	-0.19	86.93	39	-0.001588	-0.01	123.93
16	-0.180478	-1.20	91.13	40	-0.030865	-0.19	124.10
17	-0.095323	-0.62	92.32	41	0.051008	0.31	124.56
18	0.084273	0.55	93.26	42	0.132238	0.80	127.70
19	0.137360	0.89	95.78	43	0.211669	1.27	135.89
20	-0.031330	-0.20	95.91	44	0.146587	0.87	139.88
21	-0.019537	-0.13	95.96	45	0.089390	0.52	141.39
22	0.081699	0.53	96.88	46	0.156447	0.92	146.08
23	0.076090	0.49	97.69	47	0.224669	1.31	155.91
24	0.096817	0.62	99.02	48	0.120751	0.69	158.80

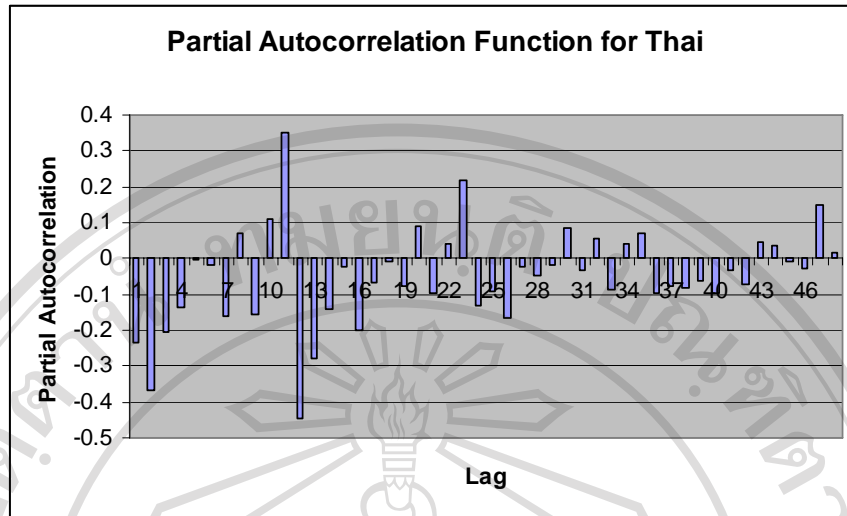


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	0.420805	4.37	25	0.036571	0.38
2	-0.084859	-0.88	26	-0.007226	-0.08
3	0.169610	1.76	27	0.061340	0.64
4	0.072466	0.75	28	-0.069634	-0.72
5	0.026649	0.28	29	-0.002127	-0.02
6	-0.112733	-1.17	30	-0.054094	-0.56
7	-0.084743	-0.88	31	-0.122226	-1.27
8	0.062885	0.65	32	0.000839	0.01
9	-0.164747	-1.71	33	-0.121946	-1.27
10	0.058973	0.61	34	-0.008546	-0.09
11	-0.203638	-2.12	35	-0.089132	-0.93
12	-0.526017	-5.47	36	-0.147522	-1.53
13	0.215012	2.23	37	0.018331	0.19
14	0.144723	1.50	38	0.016716	0.17
15	0.029267	0.30	39	-0.011231	-0.12
16	-0.102735	-1.07	40	-0.016063	-0.17
17	0.131388	1.37	41	0.040152	0.42
18	-0.008715	-0.09	42	-0.020640	-0.21
19	-0.014040	-0.15	43	0.060572	0.63
20	0.063585	0.66	44	-0.006017	-0.06
21	-0.141396	-1.47	45	-0.029686	-0.31
22	0.029181	0.30	46	-0.004062	-0.04
23	-0.088254	-0.92	47	0.057304	0.60
24	-0.272986	-2.84	48	-0.107210	-1.11

Transformations: difference (1), seasonal difference (2 at 12)

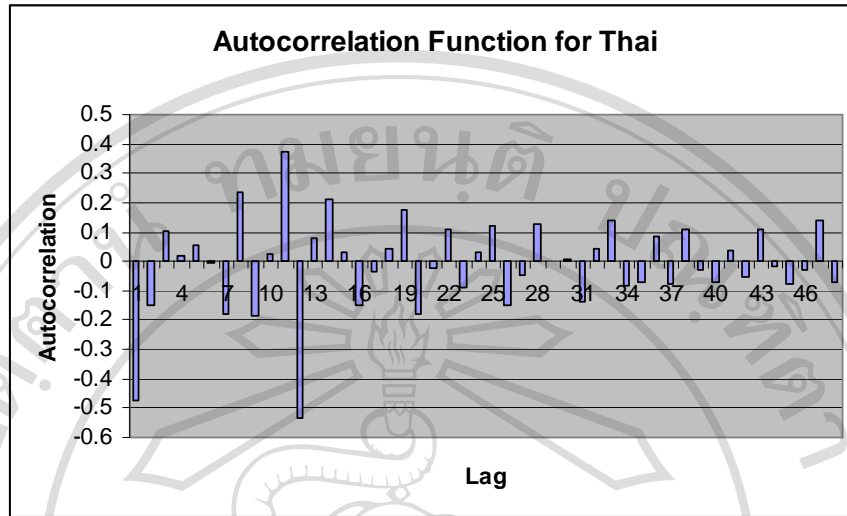


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	-0.235295	-2.43	6.09	25	0.100913	0.64	100.42
2	-0.291853	-2.86	15.55	26	-0.170590	-1.09	104.61
3	0.011867	0.11	15.57	27	-0.057623	-0.36	105.10
4	0.064504	0.59	16.04	28	0.151692	0.95	108.50
5	0.073783	0.67	16.66	29	0.054652	0.34	108.94
6	-0.041553	-0.38	16.86	30	-0.047494	-0.30	109.28
7	-0.152898	-1.39	19.59	31	-0.167945	-1.04	113.61
8	0.168070	1.50	22.92	32	0.050828	0.31	114.01
9	-0.094638	-0.83	23.98	33	0.152310	0.94	117.67
10	0.103239	0.89	25.26	34	-0.075487	-0.46	118.58
11	0.233601	2.01	31.89	35	-0.098153	-0.60	120.14
12	-0.562634	-4.67	70.76	36	0.040377	0.25	120.41
13	-0.035037	-0.24	70.91	37	-0.023443	-0.14	120.50
14	0.286403	2.00	81.20	38	0.109160	0.66	122.51
15	0.084137	0.57	82.09	39	-0.031420	-0.19	122.68
16	-0.175968	-1.18	86.06	40	-0.100557	-0.61	124.44
17	-0.079363	-0.53	86.88	41	0.000289	0.00	124.44
18	0.102907	0.68	88.27	42	0.001486	0.01	124.44
19	0.183399	1.21	92.72	43	0.130944	0.79	127.57
20	-0.165943	-1.08	96.41	44	-0.011529	-0.07	127.59
21	-0.062998	-0.41	96.95	45	-0.102805	-0.62	129.58
22	0.084940	0.55	97.94	46	-0.006045	-0.04	129.59
23	-0.037169	-0.24	98.13	47	0.159395	0.95	134.53
24	0.077370	0.50	98.98	48	-0.030817	-0.18	134.72

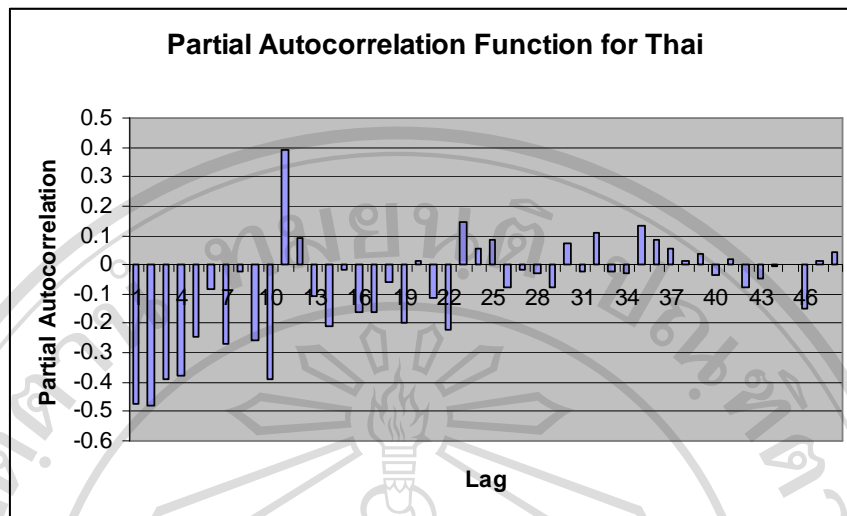


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	-0.235295	-2.43	25	-0.092287	-0.95
2	-0.367567	-3.80	26	-0.163181	-1.69
3	-0.206280	-2.13	27	-0.022667	-0.23
4	-0.135458	-1.40	28	-0.049669	-0.51
5	-0.000931	-0.01	29	-0.020053	-0.21
6	-0.019694	-0.20	30	0.082976	0.86
7	-0.159591	-1.65	31	-0.033180	-0.34
8	0.071137	0.74	32	0.057734	0.60
9	-0.153617	-1.59	33	-0.085267	-0.88
10	0.110018	1.14	34	0.040727	0.42
11	0.348739	3.61	35	0.071343	0.74
12	-0.446663	-4.62	36	-0.098446	-1.02
13	-0.281073	-2.91	37	-0.079314	-0.82
14	-0.139298	-1.44	38	-0.083299	-0.86
15	-0.024532	-0.25	39	-0.060846	-0.63
16	-0.198976	-2.06	40	-0.099150	-1.03
17	-0.068100	-0.70	41	-0.033406	-0.35
18	-0.009981	-0.10	42	-0.074288	-0.77
19	-0.076866	-0.80	43	0.047096	0.49
20	0.088808	0.92	44	0.033643	0.35
21	-0.095970	-0.99	45	-0.007504	-0.08
22	0.042630	0.44	46	-0.026686	-0.28
23	0.216304	2.24	47	0.148128	1.53
24	-0.133505	-1.38	48	0.014506	0.15

Transformations: difference (2), seasonal difference (2 at 12)



Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	-0.473030	-4.87	24.40	25	0.120497	0.72	117.09
2	-0.149985	-1.28	26.87	26	-0.151149	-0.90	120.36
3	0.100405	0.85	27.99	27	-0.045996	-0.27	120.67
4	0.017825	0.15	28.03	28	0.126833	0.75	123.03
5	0.056617	0.47	28.39	29	0.003045	0.02	123.03
6	-0.005902	-0.05	28.40	30	0.007537	0.04	123.04
7	-0.176757	-1.48	32.01	31	-0.136948	-0.81	125.90
8	0.235782	1.93	38.50	32	0.042951	0.25	126.19
9	-0.182818	-1.45	42.45	33	0.138060	0.81	129.18
10	0.024988	0.19	42.52	34	-0.081483	-0.47	130.23
11	0.374518	2.91	59.42	35	-0.069698	-0.41	131.02
12	-0.534125	-3.85	94.17	36	0.082539	0.48	132.13
13	0.080402	0.51	94.96	37	-0.078685	-0.46	133.16
14	0.210859	1.34	100.50	38	0.108698	0.63	135.15
15	0.032668	0.20	100.63	39	-0.027027	-0.16	135.27
16	-0.149365	-0.93	103.47	40	-0.069396	-0.40	136.11
17	-0.037946	-0.24	103.65	41	0.040129	0.23	136.39
18	0.041713	0.26	103.88	42	-0.051134	-0.29	136.86
19	0.174658	1.08	107.89	43	0.110102	0.63	139.06
20	-0.177988	-1.09	112.11	44	-0.019871	-0.11	139.14
21	-0.023729	-0.14	112.19	45	-0.077681	-0.44	140.27
22	0.109011	0.66	113.81	46	-0.027725	-0.16	140.41
23	-0.089378	-0.54	114.91	47	0.142081	0.81	144.33
24	0.030892	0.19	115.04	48	-0.068349	-0.39	145.25



Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	-0.473030	-4.87	25	0.086321	0.89
2	-0.481476	-4.96	26	-0.075171	-0.77
3	-0.389833	-4.01	27	-0.019577	-0.20
4	-0.376840	-3.88	28	-0.030562	-0.31
5	-0.247875	-2.55	29	-0.076936	-0.79
6	-0.083295	-0.86	30	0.073528	0.76
7	-0.270716	-2.79	31	-0.021098	-0.22
8	-0.021390	-0.22	32	0.109725	1.13
9	-0.254477	-2.62	33	-0.021461	-0.22
10	-0.391381	-4.03	34	-0.030451	-0.31
11	0.389732	4.01	35	0.133699	1.38
12	0.093361	0.96	36	0.082994	0.85
13	-0.109696	-1.13	37	0.057067	0.59
14	-0.209972	-2.16	38	0.013136	0.14
15	-0.018041	-0.19	39	0.039182	0.40
16	-0.158256	-1.63	40	-0.033811	-0.35
17	-0.160876	-1.66	41	0.017977	0.19
18	-0.059873	-0.62	42	-0.079200	-0.82
19	-0.195011	-2.01	43	-0.047916	-0.49
20	0.012414	0.13	44	-0.007107	-0.07
21	-0.113087	-1.16	45	0.001237	0.01
22	-0.221408	-2.28	46	-0.148222	-1.53
23	0.144585	1.49	47	0.012135	0.12
24	0.057937	0.60	48	0.045847	0.47

Thai

ขั้นตอน การประมาณค่าพารามิเตอร์ (Estimation)

แสดงค่าประมาณสัมประสิทธิ์ของรูปแบบ ARIMA(0,1,2),(0,1,1)₁₂

Type	Coef	SE Coef	T	P
MA 1	0.4985	0.0879	5.67	0.000
MA 2	0.3870	0.0905	4.28	0.000
SMA 12	0.6510	0.0986	6.60	0.000
Constant	70.19	25.74	2.73	0.007

ผลรวมค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองน้อยที่สุด = 3.673092426×10^9

ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน = 3.1939934×10^7

การตรวจสอบรูปแบบ (Diagnostic Checks)

ตรวจสอบคุณสมบัติของความคลาดเคลื่อน

1. ทดสอบค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 0

Variable	N	Mean	StDev	SE Mean	99% CI	t	P
RESI	119	33.0106	5579.1400	511.4389	(-979.7777, 1045.7989)	0.06	0.949

ทดสอบค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนว่าเท่ากับ 0 หรือไม่โดยใช้ตัวสถิติทดสอบ t

จากตาราง พบว่าค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนมีค่าเท่ากับศูนย์ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01

2. ทดสอบความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อน

Correlation of FITS and RESI = 0.043

P-Value = 0.646

พิจารณาขั้นต้นโดยการเขียนกราฟระหว่างค่าพยากรณ์และค่าความคลาดเคลื่อนโดยให้ค่าพยากรณ์อยู่แกน x และค่าความคลาดเคลื่อนอยู่แกน y ถ้าค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนมีค่าคงที่ จุดข้อมูลจะอยู่รอบๆค่าศูนย์โดยไม่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลง และได้พิจารณาค่าสถิติระหว่างค่าพยากรณ์และค่าความคลาดเคลื่อน ได้ว่าค่าพยากรณ์และค่าความคลาดเคลื่อน ไม่มีความสัมพันธ์กัน (P-Value = 0.646) ดังนั้นความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนมีค่าคงที่

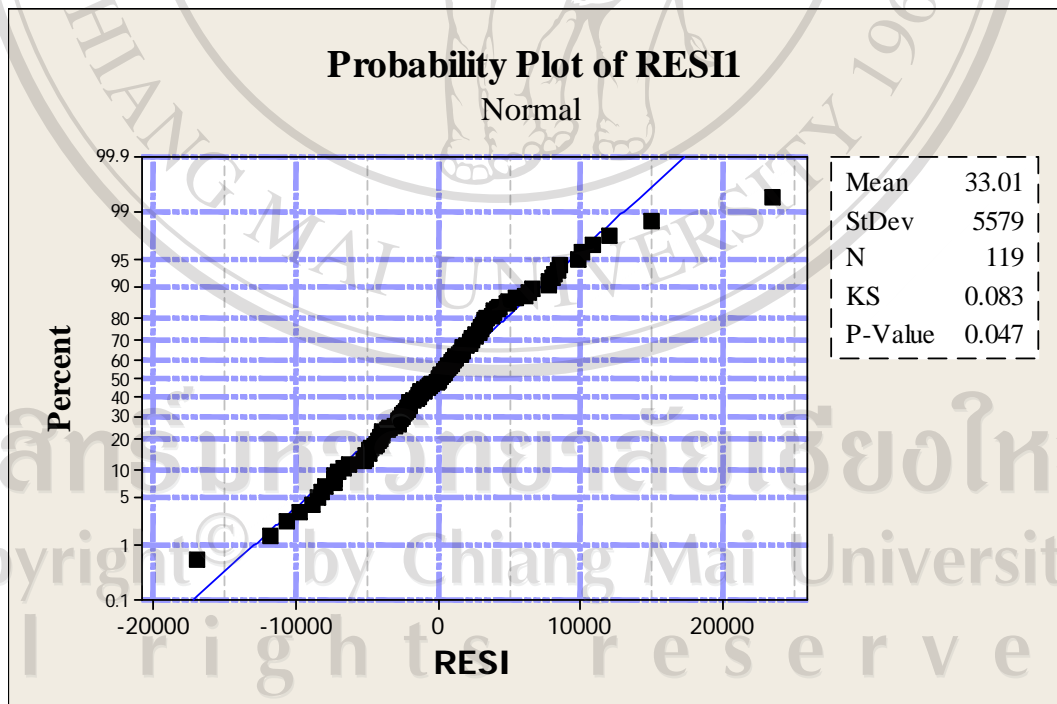
3. ทดสอบความเป็นอิสระกันของความคลาดเคลื่อน

ตาราง แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อน

Lag	ACF	t	LBQ
1	0.075458	0.82	0.69
2	0.129578	1.41	2.76
3	-0.070934	-0.76	3.39
4	0.0636999	0.68	3.89
5	-0.064896	-0.69	4.43
6	0.0471118	0.50	4.71
7	-0.152455	-1.60	7.70
8	0.005674	0.06	7.70
9	-0.200488	-2.06	12.96
10	0.017024	0.17	13.00
11	0.160233	1.59	16.42
12	0.070693	0.69	17.10

จากตารางพบว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้เป็นอิสระกัน พิจารณาจากค่าของตัวสถิติ t มากกว่า -2.62 และน้อยกว่า 2.62 ในทุก ช่วงห่างเวลา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01

4. ทดสอบการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน



จากตาราง พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01

การพยากรณ์ (Forecasting)

ค่าพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย รายเดือน พ.ศ. 2550

พ.ศ. 2550											
ม.ค.	ก.พ.	มี.ค.	เม.ย.	พ.ค.	มิ.ย.	ก.ค.	ส.ค.	ก.ย.	ต.ค.	พ.ย.	ธ.ค.
81155	59177	55816	49283	51755	48262	49648	50738	48816	55424	66536	92117

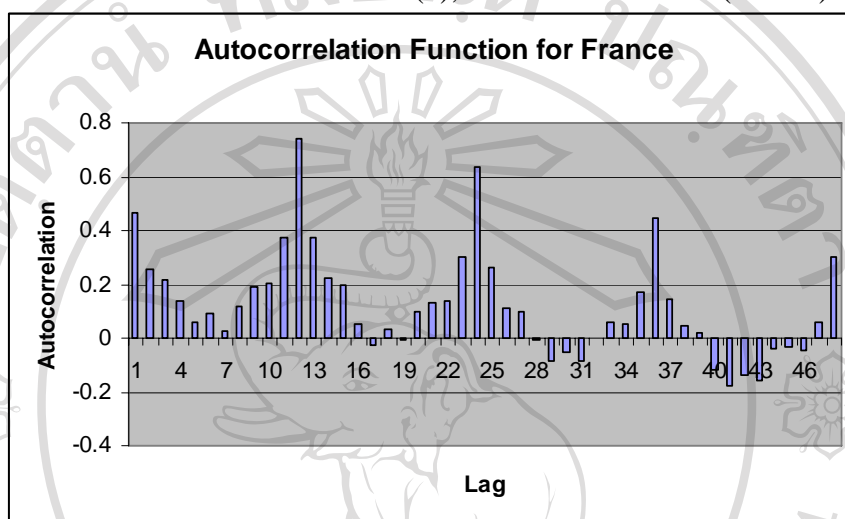


ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
 Copyright© by Chiang Mai University
 All rights reserved

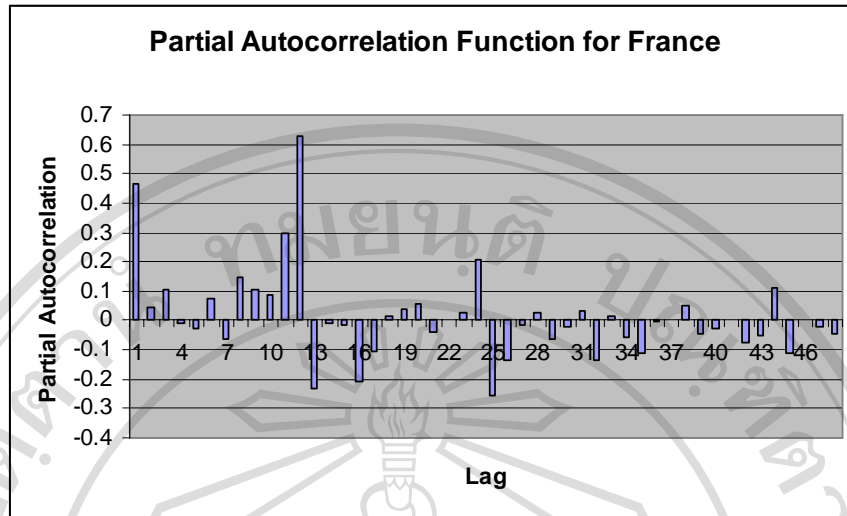
ภาคผนวก ค

ผลการประมวลผลโปรแกรมของนักท่องเที่ยวประเทศฝรั่งเศสที่เข้ามาท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย

Transformations: difference (0), seasonal difference (0 at 12)

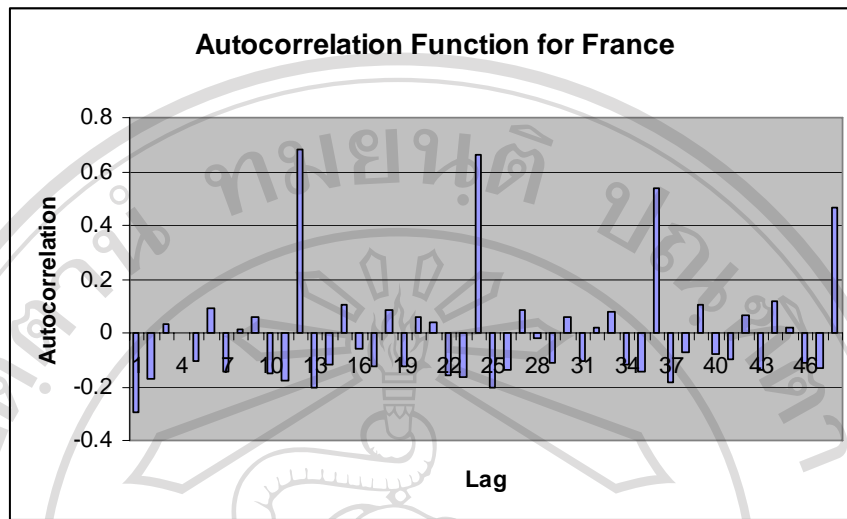


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	0.467303	5.37	29.49	25	0.261562	1.37	298.17
2	0.253654	2.43	38.24	26	0.111495	0.57	300.24
3	0.214196	1.97	44.53	27	0.100633	0.52	301.95
4	0.137065	1.22	47.13	28	-0.006887	-0.04	301.95
5	0.060669	0.54	47.64	29	-0.088239	-0.45	303.29
6	0.094731	0.83	48.90	30	-0.053924	-0.28	303.80
7	0.028291	0.25	49.01	31	-0.082960	-0.42	305.00
8	0.115398	1.01	50.91	32	-0.002645	-0.01	305.00
9	0.189925	1.65	56.10	33	0.060358	0.31	305.65
10	0.206019	1.75	62.25	34	0.049315	0.25	306.09
11	0.375983	3.13	82.92	35	0.172648	0.88	311.53
12	0.741096	5.76	163.87	36	0.447819	2.27	348.48
13	0.375411	2.38	184.82	37	0.146953	0.72	352.50
14	0.226088	1.38	192.48	38	0.047968	0.23	352.93
15	0.193581	1.16	198.15	39	0.022347	0.11	353.03
16	0.050065	0.30	198.53	40	-0.119964	-0.58	355.79
17	-0.024371	-0.14	198.62	41	-0.178394	-0.87	361.98
18	0.031380	0.19	198.77	42	-0.134839	-0.65	365.55
19	-0.005128	-0.03	198.78	43	-0.160192	-0.77	370.65
20	0.096484	0.57	200.25	44	-0.038026	-0.18	370.94
21	0.132893	0.79	203.06	45	-0.034429	-0.16	371.18
22	0.136792	0.81	206.07	46	-0.045596	-0.22	371.61
23	0.300038	1.76	220.68	47	0.060620	0.29	372.38
24	0.635653	3.64	286.86	48	0.303297	1.45	391.75

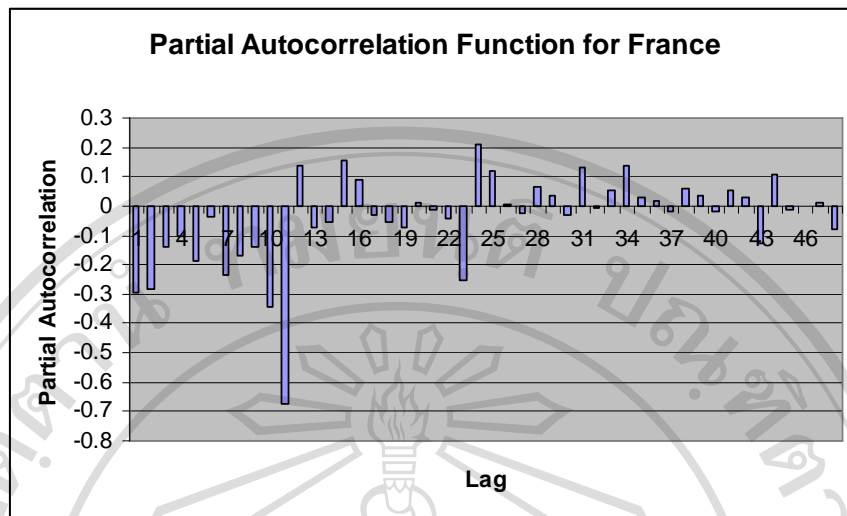


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	0.467303	5.37	25	-0.257418	-2.96
2	0.045138	0.52	26	-0.137073	-1.57
3	0.102457	1.18	27	-0.013050	-0.15
4	-0.006805	-0.08	28	0.025448	0.29
5	-0.030316	-0.35	29	-0.061293	-0.70
6	0.074515	0.86	30	-0.020637	-0.24
7	-0.061885	-0.71	31	0.035537	0.41
8	0.146332	1.68	32	-0.134481	-1.55
9	0.106263	1.22	33	0.013045	0.15
10	0.084790	0.97	34	-0.056265	-0.65
11	0.296982	3.41	35	-0.110837	-1.27
12	0.630675	7.25	36	-0.000626	-0.01
13	-0.230122	-2.64	37	0.001593	0.02
14	-0.010625	-0.12	38	0.050070	0.58
15	-0.016276	-0.19	39	-0.045457	-0.52
16	-0.209817	-2.41	40	-0.028653	-0.33
17	-0.108289	-1.24	41	0.000394	0.00
18	0.012098	0.14	42	-0.075109	-0.86
19	0.036242	0.42	43	-0.052328	-0.60
20	0.055339	0.64	44	0.108394	1.25
21	-0.040419	-0.46	45	-0.109392	-1.26
22	0.004547	0.05	46	0.004907	0.06
23	0.029369	0.34	47	-0.022475	-0.26
24	0.204603	2.35	48	-0.042832	-0.49

Transformations: difference (1), seasonal difference (0 at 12)

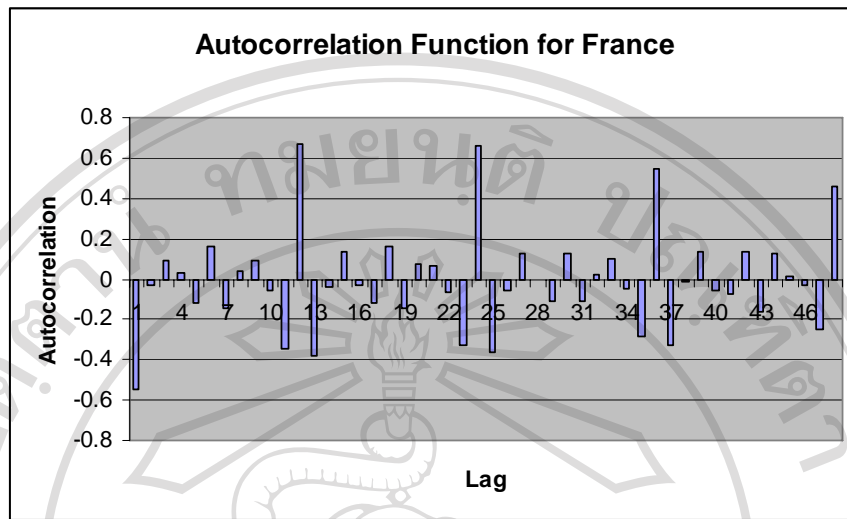


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	-0.295651	-3.38	11.71	25	-0.204211	-1.24	201.97
2	-0.172470	-1.82	15.73	26	-0.135407	-0.81	205.01
3	0.033610	0.35	15.89	27	0.087274	0.52	206.28
4	0.001865	0.02	15.89	28	-0.021739	-0.13	206.36
5	-0.103063	-1.06	17.36	29	-0.111361	-0.66	208.48
6	0.093245	0.95	18.57	30	0.056535	0.33	209.03
7	-0.143926	-1.46	21.48	31	-0.102884	-0.61	210.88
8	0.013803	0.14	21.50	32	0.017669	0.10	210.93
9	0.055761	0.56	21.95	33	0.075919	0.45	211.96
10	-0.148211	-1.47	25.11	34	-0.119920	-0.71	214.54
11	-0.176179	-1.72	29.62	35	-0.145449	-0.85	218.38
12	0.683737	6.55	98.07	36	0.536653	3.13	271.20
13	-0.201754	-1.50	104.08	37	-0.184440	-1.00	277.50
14	-0.115551	-0.85	106.06	38	-0.075138	-0.41	278.56
15	0.102174	0.74	107.63	39	0.107851	0.58	280.76
16	-0.059772	-0.43	108.17	40	-0.079188	-0.43	281.96
17	-0.126478	-0.92	110.62	41	-0.099915	-0.54	283.90
18	0.084794	0.61	111.73	42	0.063523	0.34	284.69
19	-0.127105	-0.91	114.24	43	-0.136238	-0.73	288.36
20	0.061359	0.44	114.83	44	0.115307	0.62	291.02
21	0.038342	0.27	115.06	45	0.020936	0.11	291.11
22	-0.154644	-1.10	118.89	46	-0.109414	-0.58	293.57
23	-0.161270	-1.14	123.08	47	-0.133303	-0.71	297.25
24	0.665095	4.64	195.11	48	0.467873	2.47	343.20

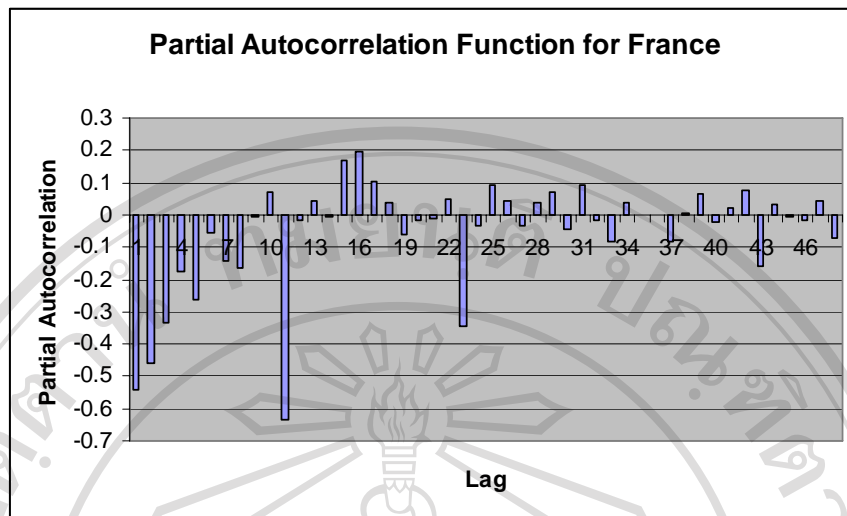


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	-0.295651	-3.38	25	0.117114	1.34
2	-0.284772	-3.26	26	0.007883	0.09
3	-0.138441	-1.58	27	-0.023787	-0.27
4	-0.101102	-1.16	28	0.067137	0.77
5	-0.185294	-2.12	29	0.033636	0.38
6	-0.038489	-0.44	30	-0.028936	-0.33
7	-0.232877	-2.67	31	0.131039	1.50
8	-0.169198	-1.94	32	-0.009038	-0.10
9	-0.139223	-1.59	33	0.051368	0.59
10	-0.345118	-3.95	34	0.139030	1.59
11	-0.671937	-7.69	35	0.026956	0.31
12	0.137024	1.57	36	0.017411	0.20
13	-0.072267	-0.83	37	-0.020217	-0.23
14	-0.057265	-0.66	38	0.060640	0.69
15	0.155444	1.78	39	0.033874	0.39
16	0.086913	0.99	40	-0.018145	-0.21
17	-0.029634	-0.34	41	0.054088	0.62
18	-0.054438	-0.62	42	0.032140	0.37
19	-0.075226	-0.86	43	-0.127957	-1.46
20	0.011214	0.13	44	0.105508	1.21
21	-0.013965	-0.16	45	-0.013211	-0.15
22	-0.044606	-0.51	46	0.001105	0.01
23	-0.251115	-2.87	47	0.014067	0.16
24	0.209026	2.39	48	-0.076192	-0.87

Transformations: difference (2), seasonal difference (0 at 12)

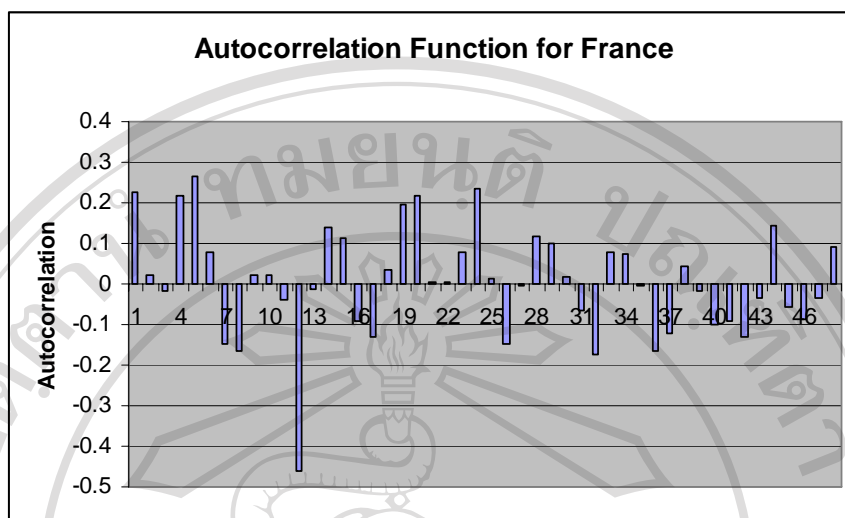


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	-0.543675	-6.20	39.32	25	-0.362073	-1.95	278.96
2	-0.028948	-0.26	39.43	26	-0.056806	-0.30	279.49
3	0.088898	0.80	40.50	27	0.126435	0.66	282.16
4	0.029765	0.27	40.62	28	-0.001936	-0.01	282.16
5	-0.120263	-1.08	42.61	29	-0.106889	-0.56	284.10
6	0.164917	1.47	46.37	30	0.126153	0.66	286.83
7	-0.147403	-1.29	49.40	31	-0.106487	-0.55	288.80
8	0.039408	0.34	49.62	32	0.018219	0.09	288.85
9	0.096105	0.83	50.93	33	0.097542	0.51	290.54
10	-0.060609	-0.52	51.45	34	-0.050699	-0.26	291.00
11	-0.347729	-2.98	68.89	35	-0.283636	-1.47	305.53
12	0.672872	5.41	134.73	36	0.542449	2.76	359.24
13	-0.377830	-2.52	155.67	37	-0.326594	-1.57	378.93
14	-0.038555	-0.25	155.89	38	-0.011998	-0.06	378.95
15	0.136966	0.87	158.69	39	0.134548	0.64	382.37
16	-0.029982	-0.19	158.82	40	-0.060955	-0.29	383.07
17	-0.114392	-0.72	160.81	41	-0.077503	-0.36	384.23
18	0.161214	1.02	164.79	42	0.136999	0.64	387.89
19	-0.148338	-0.93	168.19	43	-0.166037	-0.78	393.33
20	0.073599	0.46	169.04	44	0.123985	0.58	396.40
21	0.068344	0.42	169.78	45	0.015118	0.07	396.44
22	-0.065642	-0.41	170.46	46	-0.031345	-0.15	396.64
23	-0.327835	-2.03	187.70	47	-0.245784	-1.14	409.13
24	0.656822	3.94	257.54	48	0.461014	2.12	453.61

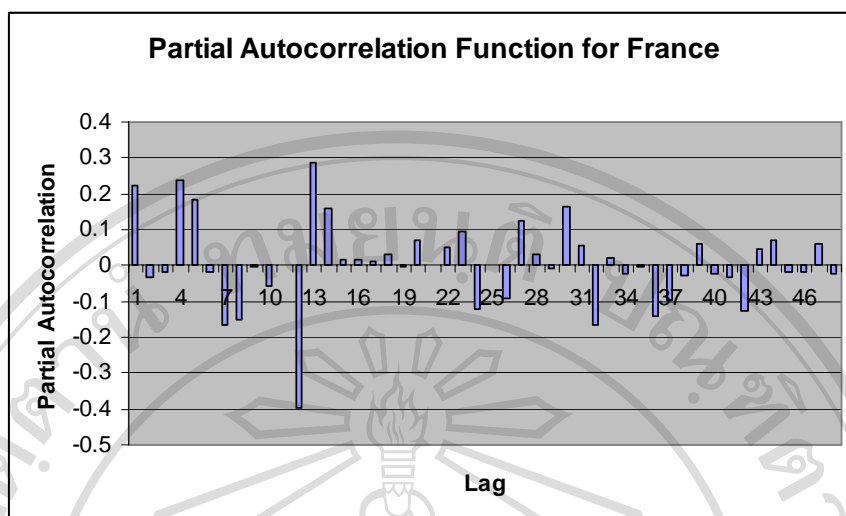


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	-0.543675	-6.20	25	0.093471	1.07
2	-0.460708	-5.25	26	0.044262	0.50
3	-0.332610	-3.79	27	-0.031978	-0.36
4	-0.177966	-2.03	28	0.037412	0.43
5	-0.262954	-3.00	29	0.070960	0.81
6	-0.053248	-0.61	30	-0.041745	-0.48
7	-0.144647	-1.65	31	0.092226	1.05
8	-0.163110	-1.86	32	-0.018748	-0.21
9	-0.004211	-0.05	33	-0.083164	-0.95
10	0.071974	0.82	34	0.038212	0.44
11	-0.633335	-7.22	35	-0.001054	-0.01
12	-0.015050	-0.17	36	0.001611	0.02
13	0.045733	0.52	37	-0.081937	-0.93
14	-0.005192	-0.06	38	0.006696	0.08
15	0.167738	1.91	39	0.064121	0.73
16	0.198812	2.27	40	-0.023349	-0.27
17	0.104254	1.19	41	0.019283	0.22
18	0.039796	0.45	42	0.078614	0.90
19	-0.061914	-0.71	43	-0.156537	-1.78
20	-0.016243	-0.19	44	0.030138	0.34
21	-0.008997	-0.10	45	-0.007096	-0.08
22	0.050179	0.57	46	-0.018003	-0.21
23	-0.346681	-3.95	47	0.045687	0.52
24	-0.033710	-0.38	48	-0.070011	-0.80

Transformations: difference (0), seasonal difference (1 at 12)

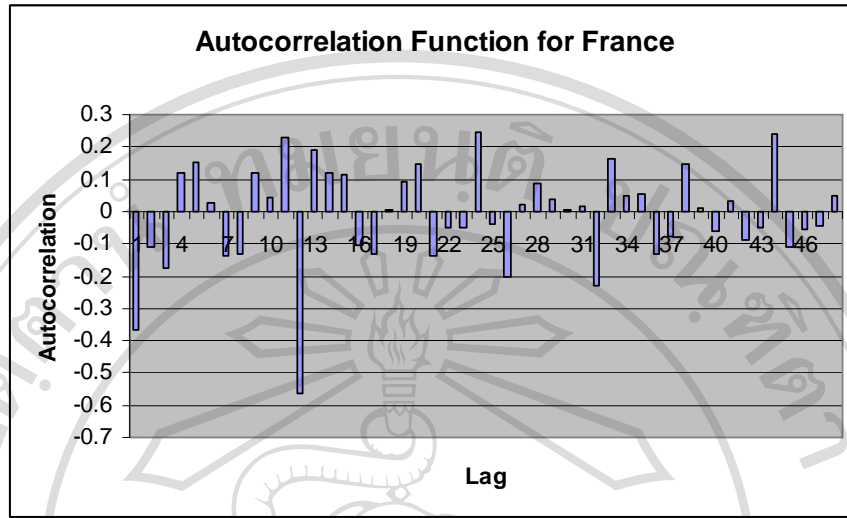


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	0.224516	2.46	6.20	25	0.013645	0.10	87.89
2	0.020972	0.22	6.26	26	-0.148786	-1.08	91.34
3	-0.017916	-0.19	6.30	27	-0.004995	-0.04	91.34
4	0.217951	2.27	12.29	28	0.115706	0.83	93.47
5	0.266447	2.67	21.33	29	0.097964	0.70	95.01
6	0.079818	0.76	22.15	30	0.018601	0.13	95.07
7	-0.149177	-1.41	25.03	31	-0.064395	-0.46	95.75
8	-0.163560	-1.52	28.53	32	-0.175240	-1.24	100.86
9	0.023752	0.22	28.60	33	0.076121	0.53	101.84
10	0.022893	0.21	28.67	34	0.074262	0.52	102.78
11	-0.041035	-0.37	28.90	35	-0.004137	-0.03	102.78
12	-0.461392	-4.19	57.76	36	-0.166456	-1.16	107.61
13	-0.012630	-0.10	57.78	37	-0.119747	-0.82	110.14
14	0.140509	1.12	60.50	38	0.042801	0.29	110.46
15	0.114656	0.91	62.34	39	-0.015537	-0.11	110.51
16	-0.090642	-0.71	63.49	40	-0.098996	-0.68	112.30
17	-0.129422	-1.01	65.87	41	-0.092222	-0.63	113.88
18	0.036468	0.28	66.06	42	-0.131096	-0.89	117.10
19	0.195583	1.51	71.61	43	-0.032715	-0.22	117.31
20	0.215944	1.64	78.44	44	0.142520	0.96	121.22
21	0.005047	0.04	78.44	45	-0.055427	-0.37	121.82
22	0.006456	0.05	78.45	46	-0.086740	-0.58	123.31
23	0.079676	0.59	79.40	47	-0.033304	-0.22	123.53
24	0.235462	1.75	87.86	48	0.091176	0.61	125.22

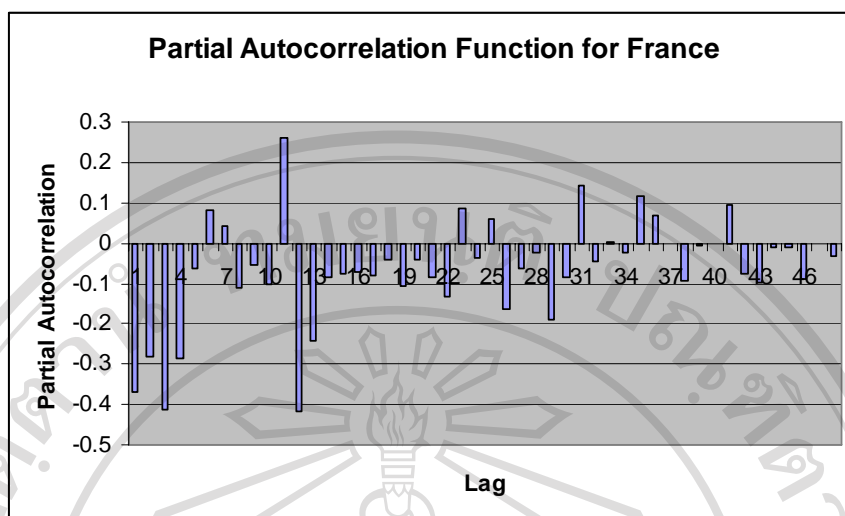


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	0.224516	2.46	25	-0.000418	-0.00
2	-0.030998	-0.34	26	-0.093991	-1.03
3	-0.016666	-0.18	27	0.124334	1.36
4	0.238713	2.61	28	0.029959	0.33
5	0.182008	1.99	29	-0.005777	-0.06
6	-0.018203	-0.20	30	0.163158	1.79
7	-0.167561	-1.84	31	0.057917	0.63
8	-0.151058	-1.65	32	-0.167953	-1.84
9	-0.002929	-0.03	33	0.019299	0.21
10	-0.055064	-0.60	34	-0.024291	-0.27
11	0.000681	0.01	35	-0.005388	-0.06
12	-0.394809	-4.32	36	-0.139648	-1.53
13	0.286144	3.13	37	-0.095016	-1.04
14	0.160389	1.76	38	-0.029976	-0.33
15	0.018751	0.21	39	0.060501	0.66
16	0.015038	0.16	40	-0.024658	-0.27
17	0.013061	0.14	41	-0.030439	-0.33
18	0.033021	0.36	42	-0.127093	-1.39
19	-0.004271	-0.05	43	0.044565	0.49
20	0.068700	0.75	44	0.069886	0.77
21	0.002178	0.02	45	-0.019614	-0.21
22	0.050592	0.55	46	-0.016694	-0.18
23	0.095563	1.05	47	0.063065	0.69
24	-0.121987	-1.34	48	-0.022903	-0.25

Transformations: difference (1), seasonal difference (1 at 12)

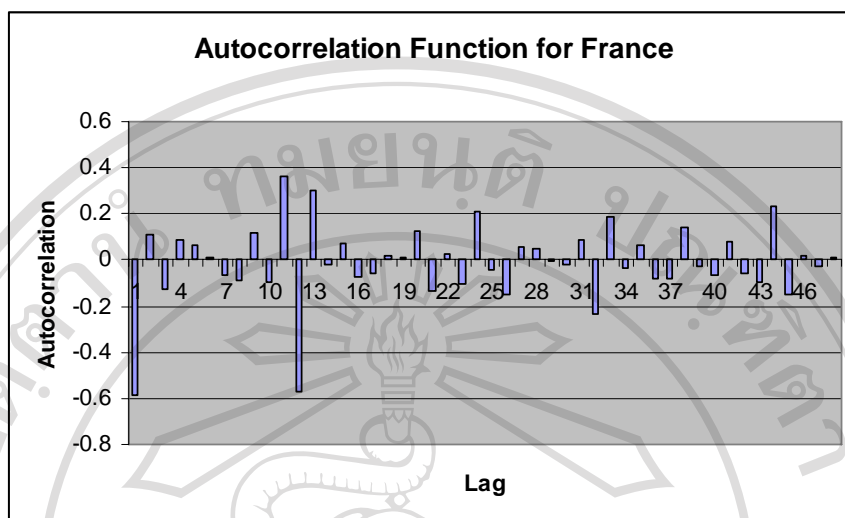


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	-0.367664	-4.01	16.50	25	-0.038368	-0.26	112.52
2	-0.108826	-1.05	17.95	26	-0.201103	-1.34	118.79
3	-0.174949	-1.68	21.75	27	0.019106	0.13	118.84
4	0.119496	1.12	23.54	28	0.089438	0.59	120.11
5	0.152857	1.42	26.49	29	0.038896	0.25	120.35
6	0.027092	0.25	26.58	30	0.002237	0.01	120.35
7	-0.138268	-1.26	29.04	31	0.016230	0.11	120.39
8	-0.129591	-1.17	31.22	32	-0.231547	-1.51	129.27
9	0.120870	1.08	33.13	33	0.162920	1.04	133.71
10	0.040551	0.36	33.35	34	0.049741	0.32	134.13
11	0.228816	2.01	40.33	35	0.051736	0.33	134.59
12	-0.561783	-4.78	82.80	36	-0.133419	-0.85	137.68
13	0.191439	1.39	87.78	37	-0.077605	-0.49	138.74
14	0.117478	0.84	89.67	38	0.147855	0.93	142.62
15	0.112297	0.80	91.42	39	0.012924	0.08	142.65
16	-0.106429	-0.75	93.00	40	-0.059406	-0.37	143.29
17	-0.131522	-0.92	95.44	41	0.030706	0.19	143.47
18	0.004440	0.03	95.45	42	-0.087840	-0.55	144.91
19	0.090601	0.63	96.63	43	-0.049932	-0.31	145.38
20	0.147895	1.03	99.81	44	0.240129	1.49	156.45
21	-0.137009	-0.94	102.57	45	-0.107252	-0.65	158.69
22	-0.047395	-0.32	102.90	46	-0.054217	-0.33	159.27
23	-0.050557	-0.34	103.28	47	-0.044071	-0.27	159.66
24	0.243867	1.66	112.30	48	0.047416	0.29	160.12

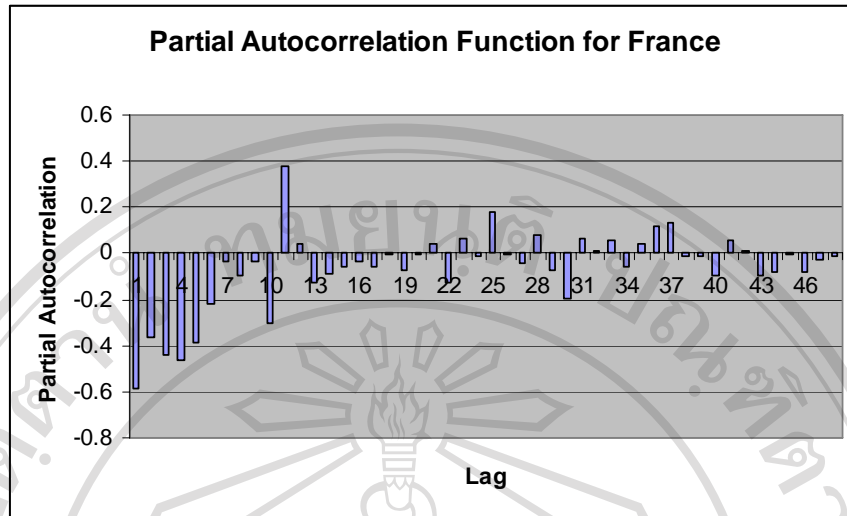


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	-0.367664	-4.01	25	0.057810	0.63
2	-0.282142	-3.08	26	-0.161681	-1.76
3	-0.414562	-4.52	27	-0.060972	-0.67
4	-0.284944	-3.11	28	-0.024822	-0.27
5	-0.063073	-0.69	29	-0.191230	-2.09
6	0.079354	0.87	30	-0.085015	-0.93
7	0.041538	0.45	31	0.141216	1.54
8	-0.110149	-1.20	32	-0.044902	-0.49
9	-0.052752	-0.58	33	0.001332	0.01
10	-0.103784	-1.13	34	-0.021589	-0.24
11	0.262402	2.86	35	0.116196	1.27
12	-0.418803	-4.57	36	0.068204	0.74
13	-0.240610	-2.62	37	-0.003150	-0.03
14	-0.085428	-0.93	38	-0.092829	-1.01
15	-0.077784	-0.85	39	-0.005290	-0.06
16	-0.070129	-0.77	40	-0.003525	-0.04
17	-0.081230	-0.89	41	0.094944	1.04
18	-0.041381	-0.45	42	-0.075715	-0.83
19	-0.107836	-1.18	43	-0.099449	-1.08
20	-0.039391	-0.43	44	-0.010456	-0.11
21	-0.086460	-0.94	45	-0.008921	-0.10
22	-0.132835	-1.45	46	-0.088621	-0.97
23	0.086416	0.94	47	-0.002396	-0.03
24	-0.038636	-0.42	48	-0.033304	-0.36

Transformations: difference (2), seasonal difference (1 at 12)

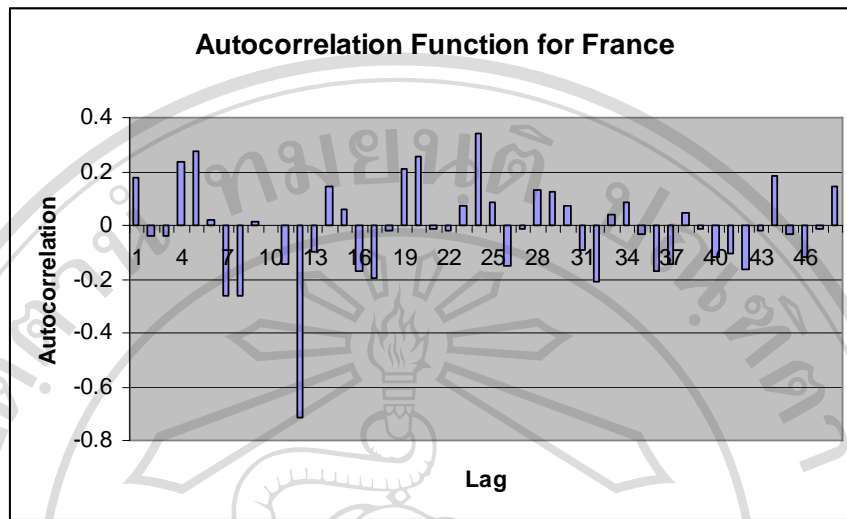


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	-0.589577	-6.40	42.07	25	-0.038968	-0.24	139.67
2	0.111621	0.93	43.59	26	-0.150673	-0.92	143.16
3	-0.126428	-1.05	45.56	27	0.059879	0.36	143.72
4	0.090749	0.74	46.58	28	0.045929	0.28	144.05
5	0.061051	0.50	47.05	29	-0.005587	-0.03	144.06
6	0.014471	0.12	47.07	30	-0.016125	-0.10	144.10
7	-0.064998	-0.53	47.61	31	0.090453	0.55	145.43
8	-0.085653	-0.70	48.56	32	-0.232027	-1.41	154.30
9	0.119253	0.97	50.40	33	0.183805	1.09	159.92
10	-0.098006	-0.79	51.66	34	-0.037778	-0.22	160.16
11	0.360284	2.88	68.84	35	0.064602	0.38	160.88
12	-0.567942	-4.25	111.93	36	-0.080606	-0.47	162.00
13	0.300727	1.97	124.13	37	-0.078149	-0.46	163.07
14	-0.017976	-0.11	124.17	38	0.144660	0.85	166.77
15	0.071857	0.46	124.88	39	-0.023613	-0.14	166.87
16	-0.069581	-0.44	125.55	40	-0.064163	-0.37	167.62
17	-0.058835	-0.37	126.04	41	0.077537	0.45	168.72
18	0.016451	0.10	126.08	42	-0.054639	-0.32	169.28
19	0.014674	0.09	126.11	43	-0.094147	-0.55	170.95
20	0.123176	0.78	128.30	44	0.232780	1.35	181.32
21	-0.133670	-0.84	130.91	45	-0.147960	-0.84	185.57
22	0.026191	0.16	131.01	46	0.015875	0.09	185.62
23	-0.105440	-0.66	132.67	47	-0.026947	-0.15	185.76
24	0.212017	1.32	139.44	48	0.013525	0.08	185.80

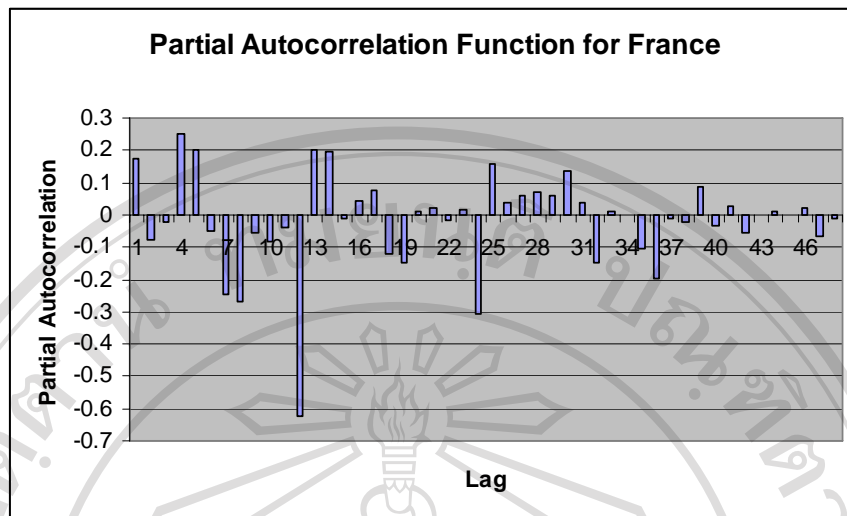


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	-0.589577	-6.40	25	0.178643	1.94
2	-0.361712	-3.93	26	-0.001419	-0.02
3	-0.441011	-4.79	27	-0.044322	-0.48
4	-0.462026	-5.02	28	0.078177	0.85
5	-0.386838	-4.20	29	-0.074213	-0.81
6	-0.218222	-2.37	30	-0.198330	-2.15
7	-0.038399	-0.42	31	0.065211	0.71
8	-0.092704	-1.01	32	0.014118	0.15
9	-0.032093	-0.35	33	0.059174	0.64
10	-0.305884	-3.32	34	-0.054425	-0.59
11	0.374948	4.07	35	0.041411	0.45
12	0.043674	0.47	36	0.114323	1.24
13	-0.127530	-1.39	37	0.135043	1.47
14	-0.086198	-0.94	38	-0.010579	-0.11
15	-0.056740	-0.62	39	-0.014670	-0.16
16	-0.033945	-0.37	40	-0.094227	-1.02
17	-0.059620	-0.65	41	0.060274	0.65
18	-0.001146	-0.01	42	0.012549	0.14
19	-0.070264	-0.76	43	-0.092639	-1.01
20	-0.007188	-0.08	44	-0.079084	-0.86
21	0.044694	0.49	45	-0.000567	-0.01
22	-0.129778	-1.41	46	-0.079699	-0.87
23	0.063029	0.68	47	-0.024390	-0.26
24	-0.012733	-0.14	48	-0.012417	-0.13

Transformations: difference (0), seasonal difference (2 at 12)

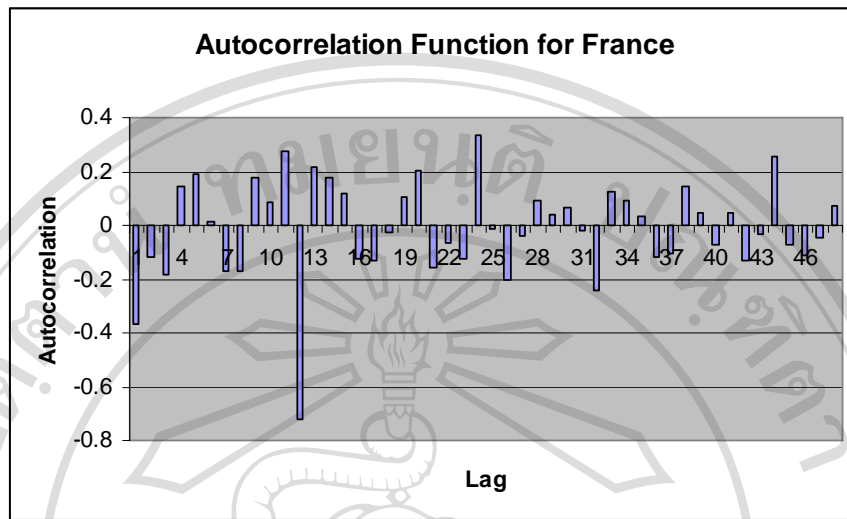


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	0.174312	1.81	3.37	25	0.082681	0.47	146.65
2	-0.041960	-0.42	3.57	26	-0.152395	-0.87	150.01
3	-0.041000	-0.41	3.76	27	-0.015772	-0.09	150.05
4	0.233566	2.35	9.99	28	0.130062	0.73	152.56
5	0.277724	2.66	18.89	29	0.123990	0.70	154.88
6	0.016874	0.15	18.92	30	0.070236	0.39	155.63
7	-0.259166	-2.33	26.82	31	-0.090493	-0.51	156.89
8	-0.261125	-2.24	34.92	32	-0.211568	-1.18	163.89
9	0.015010	0.12	34.95	33	0.040426	0.22	164.15
10	-0.000627	-0.01	34.95	34	0.083352	0.46	165.26
11	-0.142833	-1.17	37.45	35	-0.029950	-0.16	165.41
12	-0.714014	-5.79	100.54	36	-0.173446	-0.95	170.37
13	-0.100875	-0.64	101.81	37	-0.146834	-0.80	173.98
14	0.141588	0.90	104.34	38	0.048117	0.26	174.37
15	0.058805	0.37	104.79	39	-0.014877	-0.08	174.41
16	-0.170474	-1.07	108.54	40	-0.119894	-0.65	176.92
17	-0.199240	-1.24	113.72	41	-0.102080	-0.55	178.77
18	-0.019325	-0.12	113.77	42	-0.162293	-0.87	183.51
19	0.206650	1.27	119.47	43	-0.019172	-0.10	183.58
20	0.252813	1.53	128.10	44	0.181216	0.97	189.67
21	-0.013895	-0.08	128.13	45	-0.031047	-0.16	189.85
22	-0.021178	-0.13	128.19	46	-0.116204	-0.61	192.44
23	0.074318	0.44	128.96	47	-0.014043	-0.07	192.48
24	0.343753	2.03	145.67	48	0.144412	0.76	196.61

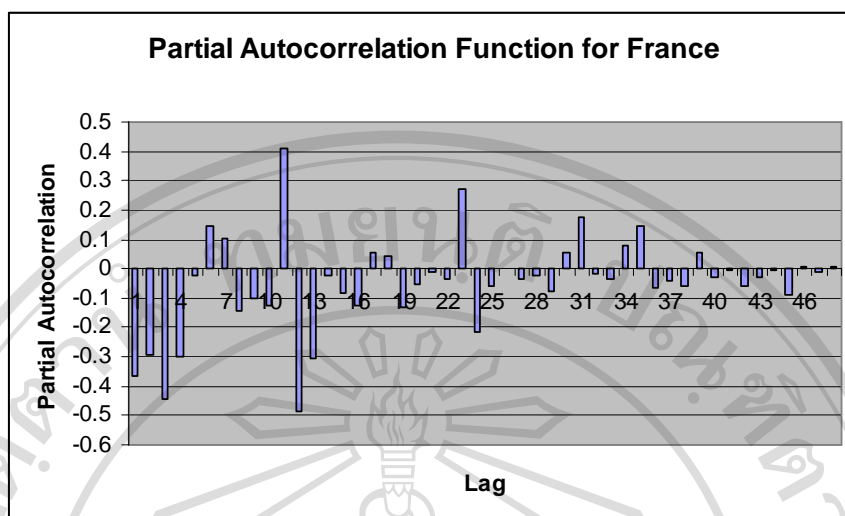


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	0.174312	1.81	25	0.157624	1.64
2	-0.074612	-0.78	26	0.035367	0.37
3	-0.020882	-0.22	27	0.060884	0.63
4	0.250941	2.61	28	0.070705	0.73
5	0.204148	2.12	29	0.058605	0.61
6	-0.048309	-0.50	30	0.134725	1.40
7	-0.247719	-2.57	31	0.037479	0.39
8	-0.269414	-2.80	32	-0.148595	-1.54
9	-0.053324	-0.55	33	0.008771	0.09
10	-0.081139	-0.84	34	0.001591	0.02
11	-0.036945	-0.38	35	-0.101948	-1.06
12	-0.624889	-6.49	36	-0.196351	-2.04
13	0.202550	2.10	37	-0.010160	-0.11
14	0.197962	2.06	38	-0.024216	-0.25
15	-0.009476	-0.10	39	0.085003	0.88
16	0.042851	0.45	40	-0.035689	-0.37
17	0.075889	0.79	41	0.026755	0.28
18	-0.122859	-1.28	42	-0.054134	-0.56
19	-0.149420	-1.55	43	0.001601	0.02
20	0.009584	0.10	44	0.011364	0.12
21	0.020996	0.22	45	-0.002082	-0.02
22	-0.018946	-0.20	46	0.019490	0.20
23	0.014437	0.15	47	-0.067309	-0.70
24	-0.306222	-3.18	48	-0.010641	-0.11

Transformations: difference (1), seasonal difference (2 at 12)

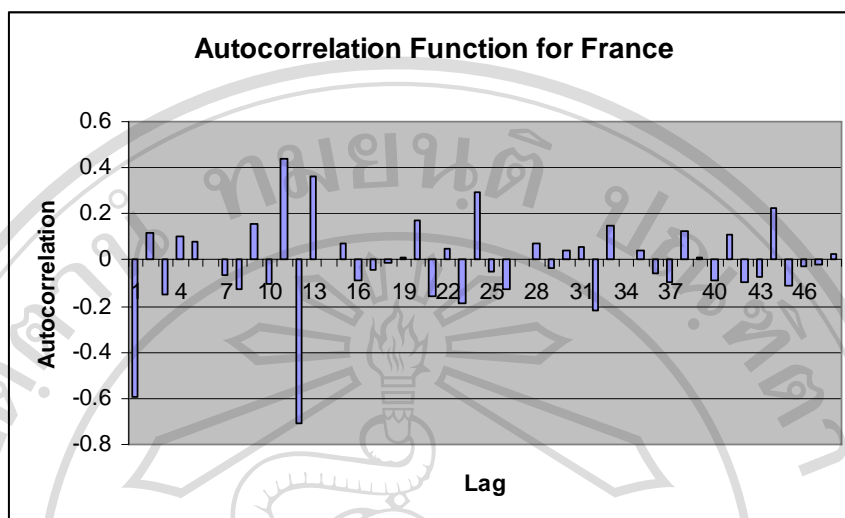


Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	-0.368186	-3.81	14.92	25	-0.014250	-0.08	155.50
2	-0.118033	-1.08	16.46	26	-0.202278	-1.11	161.39
3	-0.186076	-1.69	20.35	27	-0.036401	-0.20	161.58
4	0.144756	1.28	22.72	28	0.093727	0.51	162.88
5	0.187755	1.64	26.75	29	0.036301	0.20	163.07
6	0.010170	0.09	26.76	30	0.066939	0.36	163.75
7	-0.167464	-1.42	30.03	31	-0.016664	-0.09	163.80
8	-0.173033	-1.44	33.56	32	-0.240325	-1.30	172.78
9	0.173781	1.42	37.15	33	0.127178	0.68	175.33
10	0.082127	0.66	37.96	34	0.093728	0.50	176.73
11	0.276291	2.21	47.24	35	0.035613	0.19	176.93
12	-0.719876	-5.51	110.86	36	-0.114857	-0.61	179.10
13	0.219595	1.34	116.84	37	-0.106972	-0.56	181.01
14	0.177773	1.07	120.81	38	0.144979	0.76	184.56
15	0.116515	0.69	122.53	39	0.043794	0.23	184.89
16	-0.125422	-0.74	124.54	40	-0.072782	-0.38	185.81
17	-0.133723	-0.79	126.86	41	0.044864	0.23	186.17
18	-0.027079	-0.16	126.96	42	-0.128716	-0.67	189.14
19	0.104069	0.61	128.39	43	-0.034420	-0.18	189.36
20	0.202105	1.18	133.87	44	0.253897	1.32	201.29
21	-0.157592	-0.91	137.24	45	-0.074877	-0.38	202.35
22	-0.068791	-0.39	137.89	46	-0.108914	-0.56	204.61
23	-0.122308	-0.70	139.96	47	-0.043416	-0.22	204.98
24	0.332168	1.89	155.47	48	0.071817	0.37	206.00

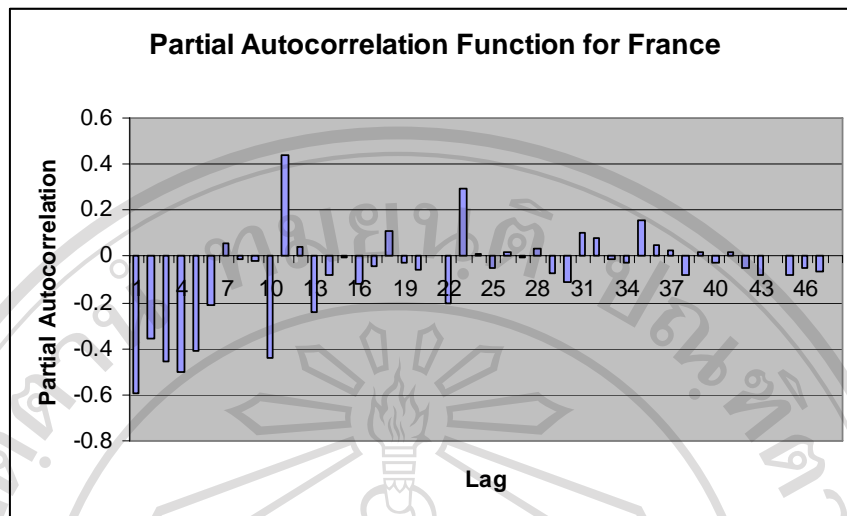


Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	-0.368186	-3.81	25	-0.058326	-0.60
2	-0.293363	-3.03	26	-0.001506	-0.02
3	-0.443387	-4.59	27	-0.034806	-0.36
4	-0.300687	-3.11	28	-0.020679	-0.21
5	-0.020522	-0.21	29	-0.076569	-0.79
6	0.144289	1.49	30	0.053623	0.55
7	0.104254	1.08	31	0.176750	1.83
8	-0.140919	-1.46	32	-0.014217	-0.15
9	-0.099410	-1.03	33	-0.033972	-0.35
10	-0.124043	-1.28	34	0.081252	0.84
11	0.408242	4.22	35	0.144799	1.50
12	-0.486321	-5.03	36	-0.063613	-0.66
13	-0.303670	-3.14	37	-0.041463	-0.43
14	-0.024378	-0.25	38	-0.057738	-0.60
15	-0.084369	-0.87	39	0.056049	0.58
16	-0.122736	-1.27	40	-0.031469	-0.33
17	0.053245	0.55	41	-0.004605	-0.05
18	0.045623	0.47	42	-0.057883	-0.60
19	-0.129345	-1.34	43	-0.029154	-0.30
20	-0.055866	-0.58	44	-0.005381	-0.06
21	-0.010226	-0.11	45	-0.089471	-0.93
22	-0.036530	-0.38	46	0.009012	0.09
23	0.272387	2.82	47	-0.009815	-0.10
24	-0.212950	-2.20	48	0.006873	0.07

Transformations: difference (2), seasonal difference (2 at 12)



Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	-0.591201	-6.09	38.11	25	-0.053619	-0.28	177.01
2	0.118823	0.94	39.66	26	-0.125206	-0.65	179.25
3	-0.146633	-1.15	42.05	27	0.006341	0.03	179.26
4	0.102784	0.80	43.24	28	0.070250	0.36	179.98
5	0.082405	0.63	44.01	29	-0.031392	-0.16	180.13
6	0.001300	0.01	44.01	30	0.039913	0.21	180.37
7	-0.064989	-0.50	44.50	31	0.055429	0.29	180.84
8	-0.125942	-0.96	46.35	32	-0.218054	-1.12	188.19
9	0.154764	1.17	49.18	33	0.146692	0.75	191.57
10	-0.103070	-0.77	50.44	34	0.005629	0.03	191.57
11	0.438400	3.26	73.60	35	0.038757	0.20	191.82
12	-0.707589	-4.80	134.58	36	-0.054642	-0.28	192.30
13	0.359727	2.04	150.51	37	-0.097651	-0.49	193.89
14	0.002070	0.01	150.51	38	0.127923	0.65	196.64
15	0.069268	0.38	151.11	39	0.011620	0.06	196.66
16	-0.084734	-0.46	152.03	40	-0.088662	-0.45	198.03
17	-0.044007	-0.24	152.27	41	0.108464	0.54	200.10
18	-0.009234	-0.05	152.29	42	-0.097623	-0.49	201.81
19	0.012211	0.07	152.31	43	-0.074936	-0.37	202.83
20	0.167842	0.91	156.06	44	0.227304	1.13	212.37
21	-0.159045	-0.86	159.46	45	-0.109668	-0.54	214.62
22	0.048464	0.26	159.78	46	-0.031132	-0.15	214.81
23	-0.189436	-1.01	164.73	47	-0.021293	-0.10	214.90
24	0.291606	1.55	176.60	48	0.026412	0.13	215.03



Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	-0.591201	-6.09	25	-0.046588	-0.48
2	-0.354654	-3.65	26	0.016196	0.17
3	-0.459220	-4.73	27	-0.006208	-0.06
4	-0.499577	-5.14	28	0.033529	0.35
5	-0.407983	-4.20	29	-0.075791	-0.78
6	-0.212073	-2.18	30	-0.114270	-1.18
7	0.057359	0.59	31	0.106344	1.09
8	-0.015540	-0.16	32	0.083588	0.86
9	-0.018012	-0.19	33	-0.011687	-0.12
10	-0.438999	-4.52	34	-0.026238	-0.27
11	0.440089	4.53	35	0.156761	1.61
12	0.039759	0.41	36	0.050410	0.52
13	-0.240545	-2.48	37	0.023906	0.25
14	-0.083697	-0.86	38	-0.077295	-0.80
15	-0.002023	-0.02	39	0.017266	0.18
16	-0.118466	-1.22	40	-0.024719	-0.25
17	-0.040315	-0.42	41	0.016928	0.17
18	0.114062	1.17	42	-0.046872	-0.48
19	-0.024558	-0.25	43	-0.078044	-0.80
20	-0.057012	-0.59	44	0.002875	0.03
21	0.000391	0.00	45	-0.078279	-0.81
22	-0.204349	-2.10	46	-0.049686	-0.51
23	0.293418	3.02	47	-0.065316	-0.67
24	0.013725	0.14	48	0.005404	0.06

France

ขั้นตอน การประมาณค่าพารามิเตอร์ (Estimation)

แสดงค่าประมาณสัมประสิทธิ์ของรูปแบบ ARIMA(0,1,1),(1,2,1)₁₂

Type	Coef	SE Coef	T	P
SAR 12	-0.6072	0.0795	-7.64	0.000
MA 1	0.9552	0.0343	27.85	0.000
SMA 12	0.8726	0.0800	10.90	0.000
Constant	10.689	1.639	6.52	0.000

ผลรวมค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองน้อยที่สุด = 1.19873091×10^8

ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน = 1.163816×10^6

การตรวจสอบรูปแบบ (Diagnostic Checks)

ตรวจสอบคุณสมบัติของความคลาดเคลื่อน

1. ทดสอบค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 0

Variable	N	Mean	StDev	SE Mean	99% CI	t	P
RESI	107	-89.8447	1059.5895	102.4344	(-292.9308, 113.2415)	-0.88	0.382

ทดสอบค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนว่าเท่ากับ 0 หรือไม่โดยใช้ตัวสถิติทดสอบ t

จากตาราง พบว่าค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนมีค่าเท่ากับศูนย์ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01

2. ทดสอบความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อน

Correlation of FITS and RESI = -0.218

P-Value = 0.024

พิจารณาขั้นต้นโดยการเขียนกราฟระหว่างค่าพยากรณ์และค่าความคลาดเคลื่อนโดยให้ค่าพยากรณ์อยู่แกน x และค่าความคลาดเคลื่อนอยู่แกน y ถ้าค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนมีค่าคงที่ จุดข้อมูลจะอยู่รอบๆค่าศูนย์โดยไม่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลง และได้พิจารณาค่าสถิติระหว่างค่าพยากรณ์และค่าความคลาดเคลื่อน ได้ว่าค่าพยากรณ์และค่าความคลาดเคลื่อน ไม่มีความสัมพันธ์กัน (P-Value = 0.024) ดังนั้นความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนมีค่าคงที่

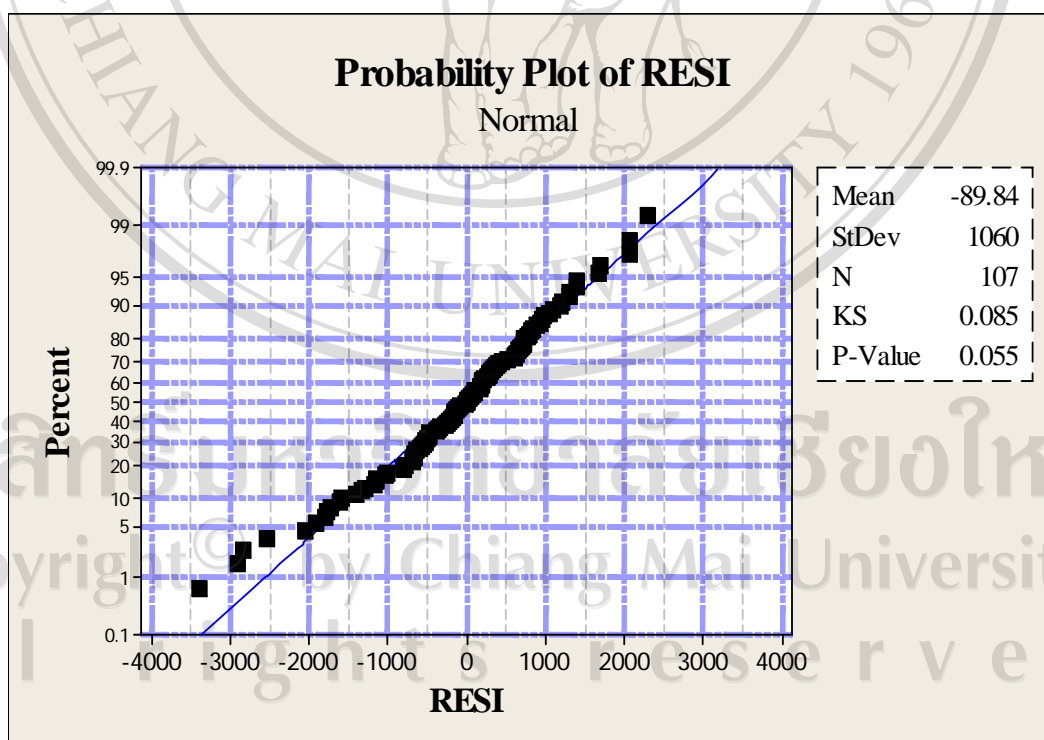
3. ทดสอบความเป็นอิสระกันของความคลาดเคลื่อน

ตาราง แสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อน

Lag	ACF	t	LBQ
1	0.158451	1.63903	2.7624
2	-0.039627	-0.39998	2.9369
3	-0.168025	-1.69347	6.1029
4	-0.036103	-0.35449	6.2505
5	0.079013	0.77492	6.9644
6	0.067919	0.66241	7.4971
7	-0.079248	-0.76975	8.2295
8	-0.123858	-1.19644	10.0368
9	-0.197025	-1.87826	14.6567
10	-0.152192	-1.40527	17.4417
11	0.032730	0.29678	17.5718
12	0.007733	0.07006	17.5791

จากตารางพบว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้เป็นอิสระกัน พิจารณาจากค่าของตัวสถิติ t มากกว่า -2.62 และน้อยกว่า 2.62 ในทุกช่วงห่างเวลา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01

4. ทดสอบการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน



จากตาราง พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01

การพยากรณ์ (Forecasting)

ค่าพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงราย รายเดือน พ.ศ. 2550

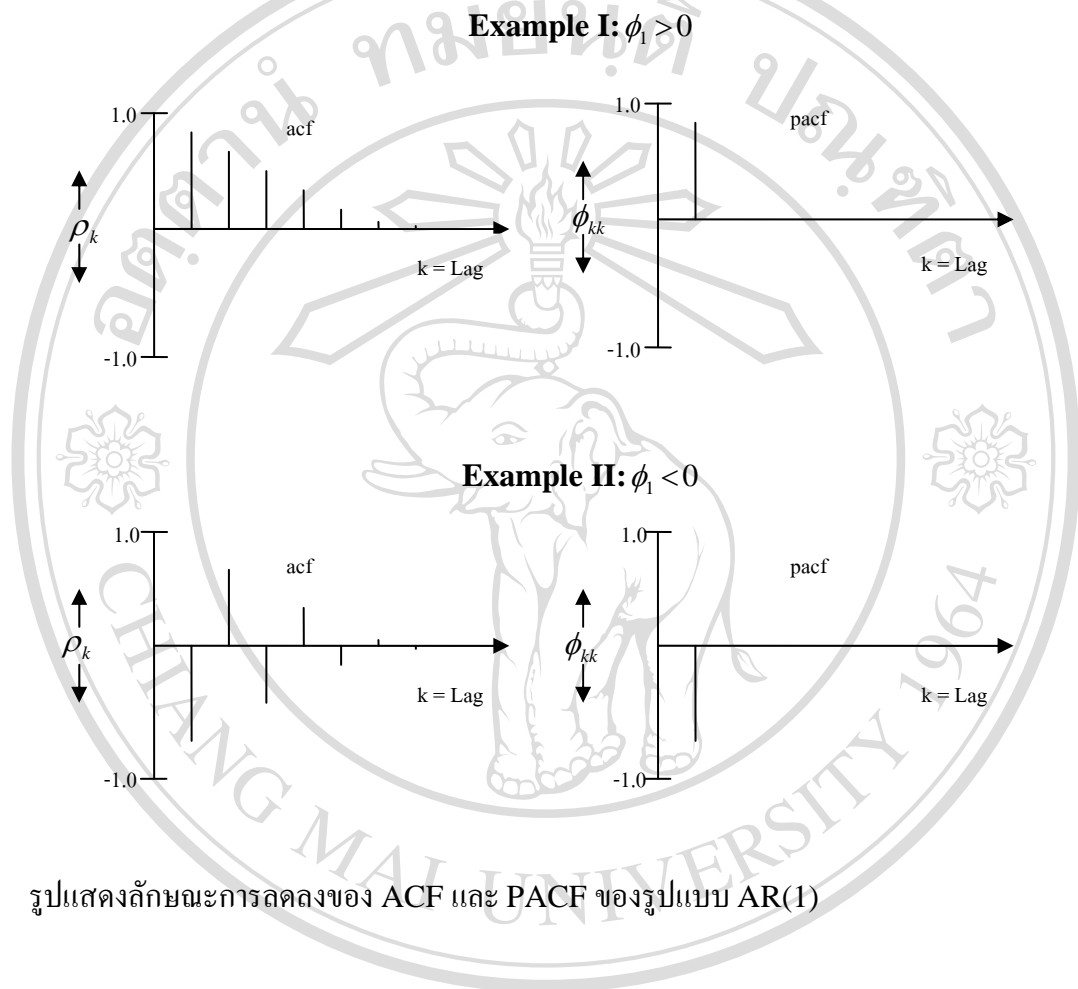
พ.ศ. 2550											
ม.ค.	ก.พ.	มี.ค.	เม.ย.	พ.ค.	มิ.ย.	ก.ค.	ส.ค.	ก.ย.	ต.ค.	พ.ย.	ธ.ค.
3946	2150	3118	2108	2184	1577	2037	2278	1163	1845	3351	2628



ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
 Copyright© by Chiang Mai University
 All rights reserved

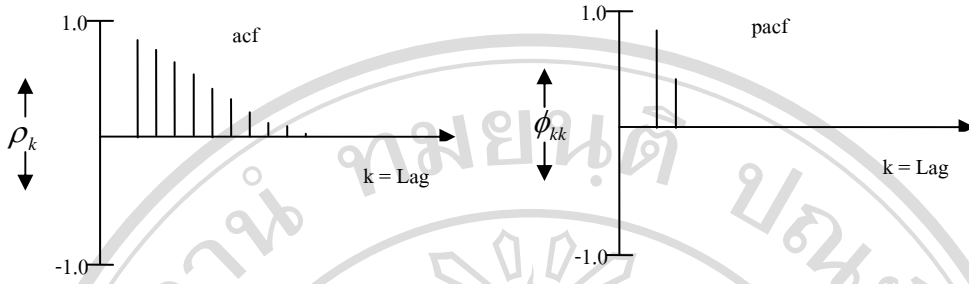
ภาคผนวก ง

รูปแสดงลักษณะการลดลงของ ACF และ PACF

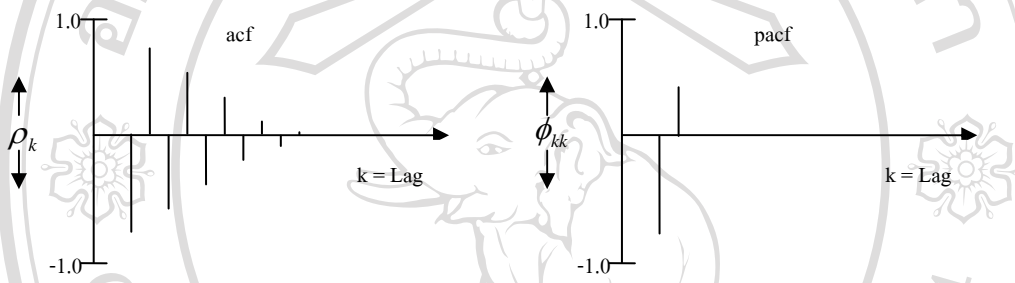


ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
 Copyright© by Chiang Mai University
 All rights reserved

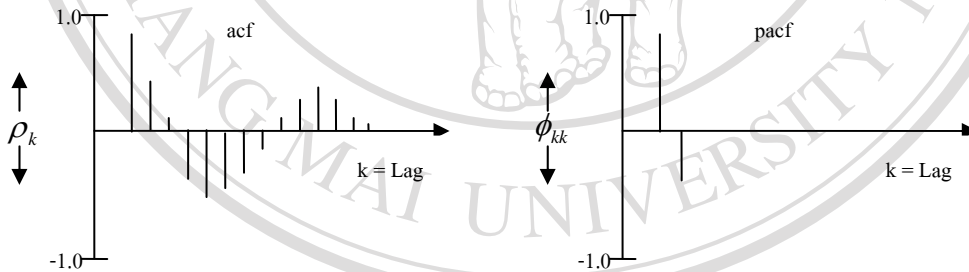
Example I



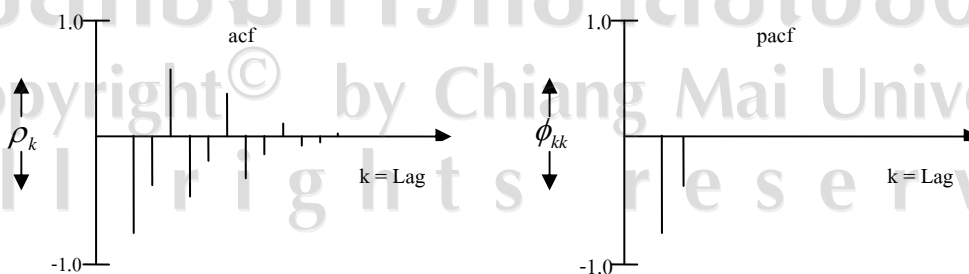
Example II



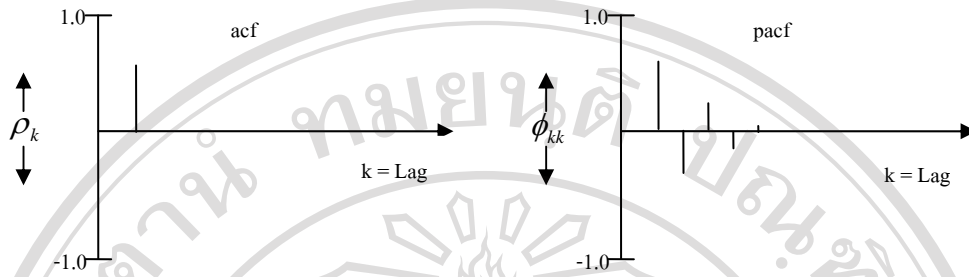
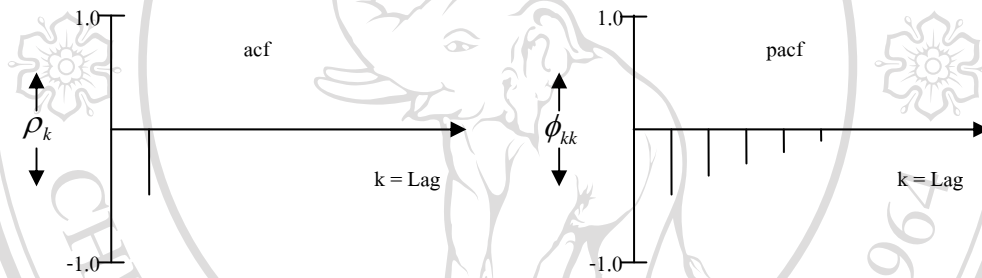
Example III



Example IV



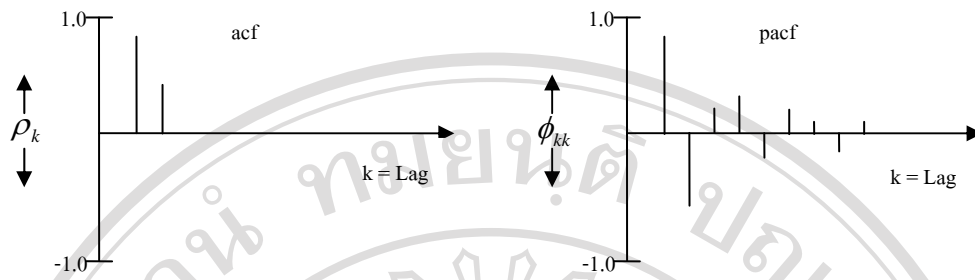
รูปแสดงลักษณะการลดลงของ ACF และ PACF ของรูปแบบ AR(2)

Example I: $\theta_1 < 0$ **Example II: $\theta_1 > 0$** 

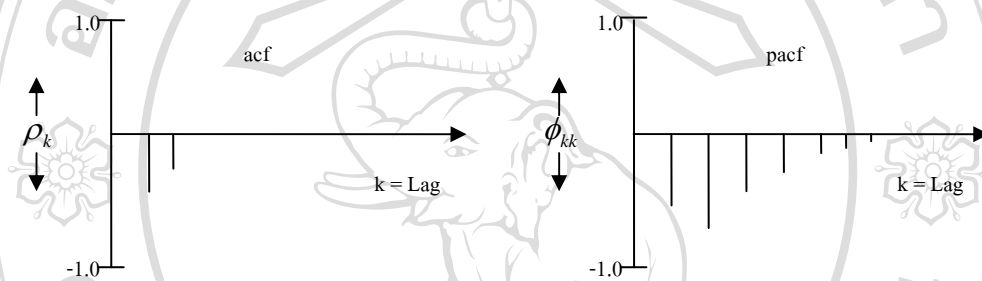
รูปแสดงลักษณะการลดลงของ ACF และ PACF ของรูปแบบ MA(1)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
 Copyright© by Chiang Mai University
 All rights reserved

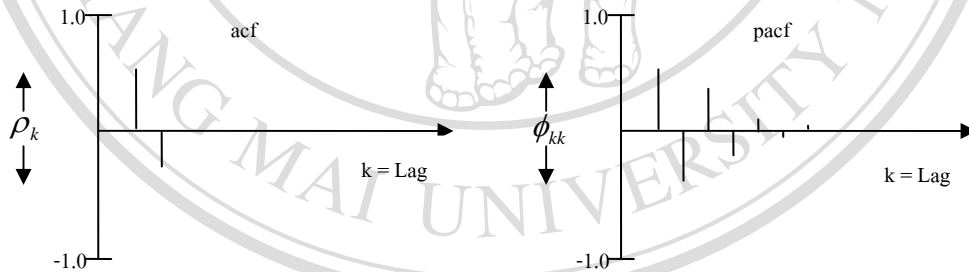
Example I



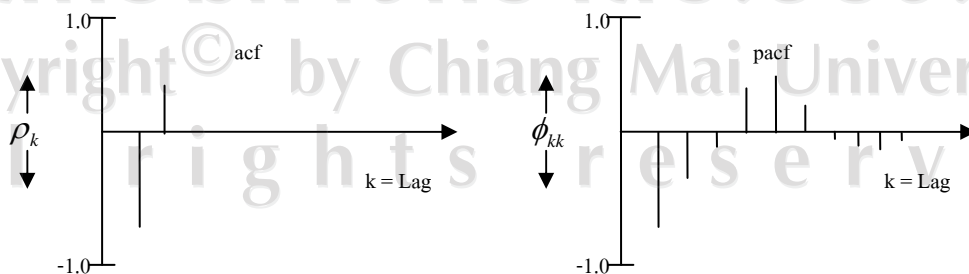
Example II



Example III

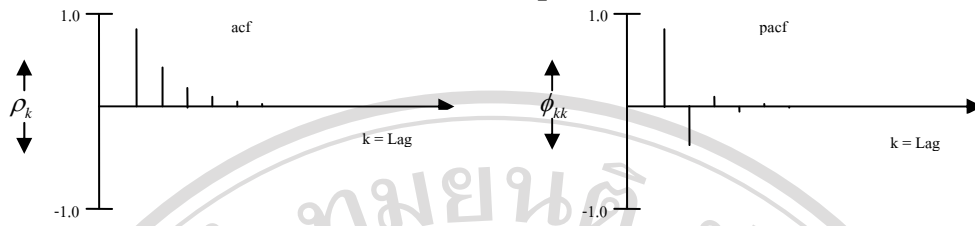


Example IV

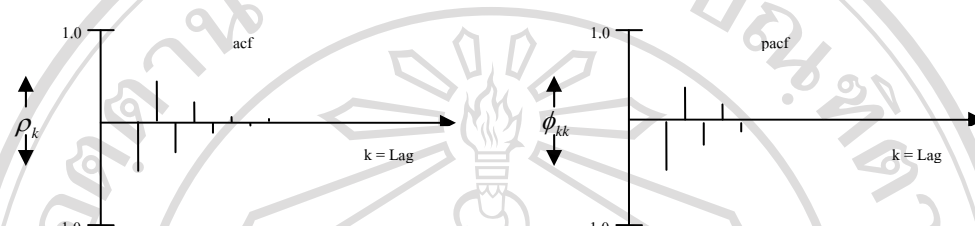


รูปแสดงลักษณะการลดลงของ ACF และ PACF ของรูปแบบ MA(2)

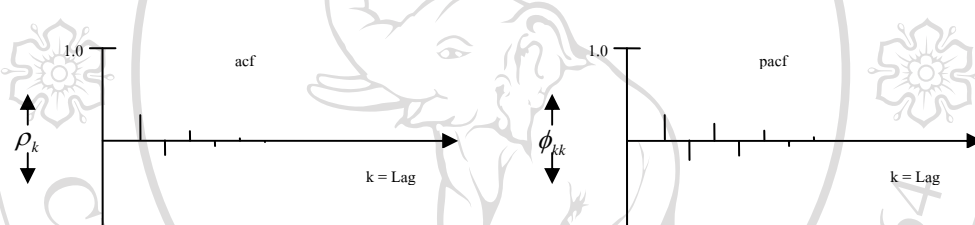
Example I



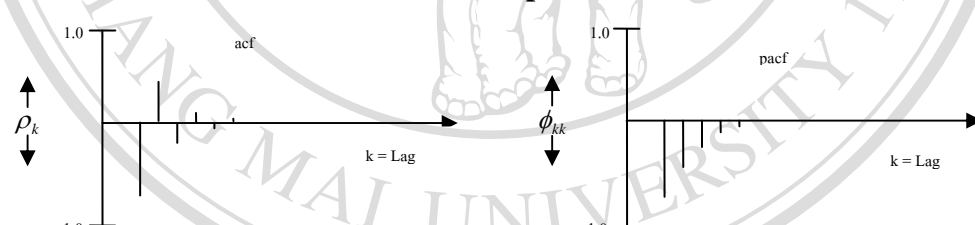
Example II



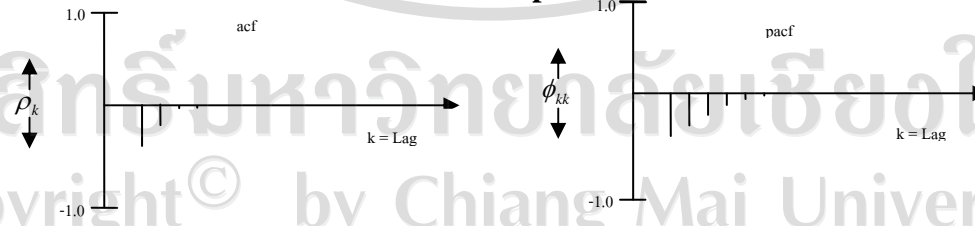
Example III



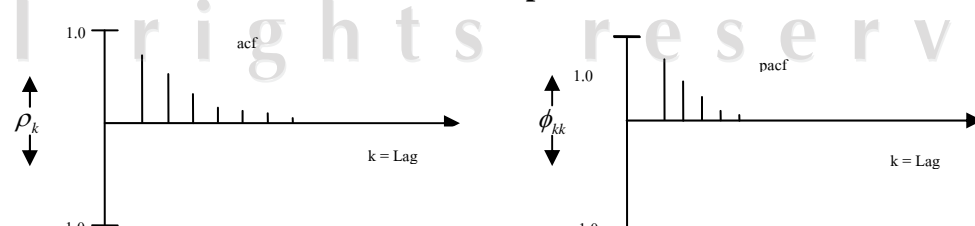
Example IV



Example V

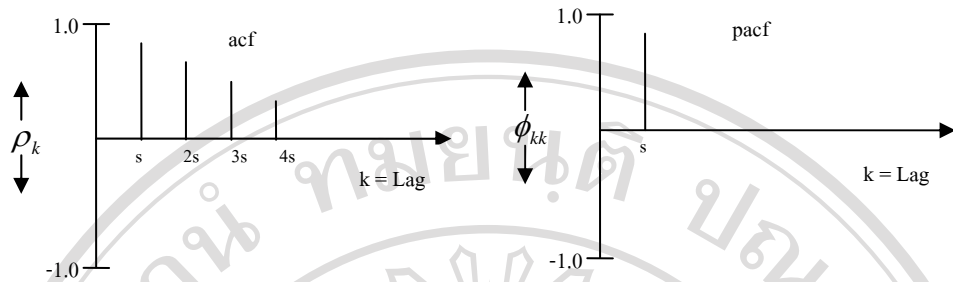


Example VI

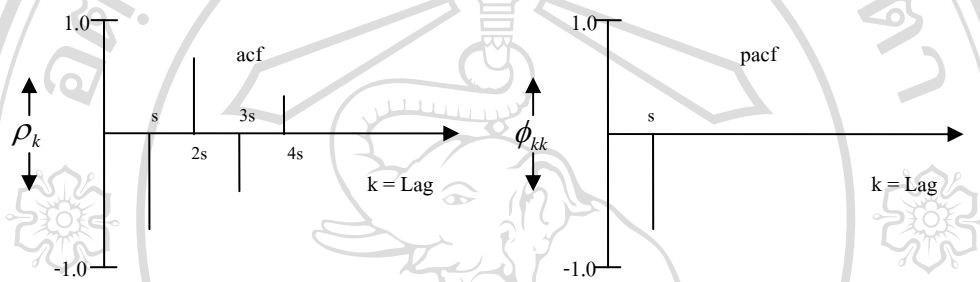


รูปแสดงลักษณะการลดลงของ ACF และ PACF ของรูปแบบ ARMA(1,1)

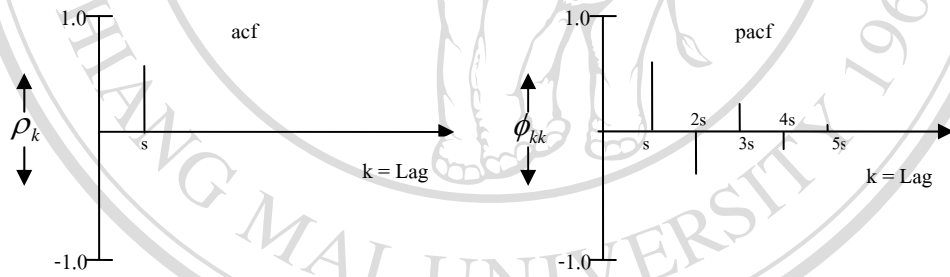
Example I



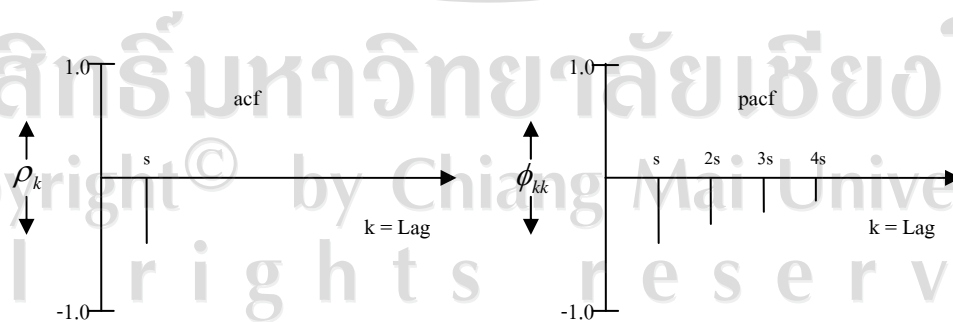
Example II



Example III



Example IV



รูปแสดงกราฟที่ใช้พิจารณา ACF และ PACF สำหรับกระบวนการมีฤดูกาล ด้วยสัญลักษณ์ Φ_s และ Θ_s ของรูปแบบ AR(1) และ MA(1) ตามลำดับ

ภาคผนวก จ

ตารางแสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัด
เชียงรายและตารางแสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน of จำนวน
นักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย

ตารางแสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย

Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	0.691773	7.95	64.62	25	0.468414	1.89	561.57
2	0.360232	2.96	82.27	26	0.262885	1.04	573.11
3	0.086847	0.67	83.31	27	0.046554	0.18	573.47
4	-0.091872	-0.71	84.47	28	-0.143964	-0.56	577.00
5	-0.269416	-2.06	94.58	29	-0.274976	-1.07	589.98
6	-0.370478	-2.75	113.85	30	-0.373915	-1.44	614.22
7	-0.301996	-2.12	126.75	31	-0.297136	-1.13	629.69
8	-0.149290	-1.02	129.93	32	-0.166389	-0.63	634.58
9	0.064226	0.43	130.53	33	0.019199	0.07	634.65
10	0.357388	2.41	149.05	34	0.231243	0.87	644.30
11	0.643517	4.16	209.58	35	0.382158	1.43	670.93
12	0.739166	4.25	290.12	36	0.445021	1.64	707.42
13	0.545997	2.78	334.43	37	0.345790	1.25	729.69
14	0.300890	1.45	348.00	38	0.178692	0.64	735.69
15	0.083676	0.40	349.06	39	-0.018247	-0.06	735.76
16	-0.104752	-0.50	350.73	40	-0.166747	-0.59	741.10
17	-0.268688	-1.27	361.83	41	-0.262557	-0.93	754.50
18	-0.388095	-1.81	385.20	42	-0.353562	-1.24	779.07
19	-0.288061	-1.31	398.19	43	-0.279137	-0.97	794.56
20	-0.144734	-0.65	401.50	44	-0.144460	-0.50	798.75
21	0.066900	0.30	402.21	45	0.013912	0.05	798.79
22	0.301846	1.35	416.86	46	0.144723	0.50	803.10
23	0.534025	2.36	463.14	47	0.276341	0.95	818.99
24	0.616070	2.62	525.30	48	0.374665	1.28	848.55

ตารางแสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย

Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	0.691773	7.95	25	-0.032332	-0.37
2	-0.226904	-2.61	26	-0.001677	-0.02
3	-0.125211	-1.44	27	-0.088547	-1.02
4	-0.067869	-0.78	28	-0.046095	-0.53
5	-0.230383	-2.65	29	0.103521	1.19
6	-0.096351	-1.11	30	-0.132971	-1.53
7	0.113728	1.31	31	0.037333	0.43
8	0.050983	0.59	32	-0.008777	-0.10
9	0.173950	2.00	33	-0.080062	-0.92
10	0.372477	4.28	34	-0.037238	-0.43
11	0.386078	4.44	35	-0.191563	-2.20
12	0.222820	2.56	36	-0.034069	-0.39
13	-0.124138	-1.43	37	0.035224	0.40
14	-0.032515	-0.37	38	-0.036956	-0.42
15	-0.036431	-0.42	39	-0.021306	-0.24
16	-0.018820	-0.22	40	-0.014857	-0.17
17	0.044966	0.52	41	0.096966	1.11
18	-0.110297	-1.27	42	-0.122617	-1.41
19	0.176894	2.03	43	0.066848	0.77
20	-0.051515	-0.59	44	0.065795	0.76
21	-0.048224	-0.55	45	-0.077771	-0.89
22	-0.055449	-0.64	46	-0.026638	-0.31
23	0.050594	0.58	47	0.066305	0.76
24	0.104260	1.20	48	0.063495	0.73

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
 Copyright© by Chiang Mai University
 All rights reserved

ตารางแสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของผลต่างครั้งที่ 1 ($D = 1$) ของจำนวน
นักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย

Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	0.143882	1.65	2.77	25	0.173055	1.12	164.26
2	-0.038593	-0.43	2.98	26	0.041158	0.26	164.54
3	-0.135929	-1.52	5.49	27	-0.045469	-0.29	164.89
4	-0.053464	-0.59	5.88	28	-0.067939	-0.43	165.67
5	-0.128289	-1.41	8.16	29	-0.054524	-0.35	166.17
6	-0.335640	-3.63	23.86	30	-0.315334	-2.01	183.33
7	-0.166557	-1.64	27.76	31	-0.144585	-0.90	186.97
8	-0.096896	-0.94	29.09	32	-0.130648	-0.80	189.97
9	-0.195722	-1.88	34.56	33	-0.043856	-0.27	190.32
10	-0.013182	-0.12	34.58	34	0.044723	0.27	190.68
11	0.244661	2.29	43.28	35	0.106185	0.65	192.72
12	0.561576	5.06	89.45	36	0.361230	2.20	216.65
13	0.165477	1.26	93.49	37	0.165725	0.98	221.74
14	0.042335	0.32	93.76	38	0.078553	0.46	222.90
15	-0.032201	-0.24	93.91	39	-0.033679	-0.20	223.11
16	-0.078495	-0.59	94.85	40	-0.108581	-0.63	225.37
17	-0.090148	-0.68	96.09	41	0.003938	0.02	225.37
18	-0.345745	-2.59	114.52	42	-0.284825	-1.66	241.26
19	-0.113803	-0.81	116.54	43	-0.122795	-0.70	244.24
20	-0.128498	-0.91	119.13	44	-0.056490	-0.32	244.88
21	-0.114345	-0.81	121.20	45	-0.024204	-0.14	245.00
22	0.011736	0.08	121.22	46	-0.012459	-0.07	245.03
23	0.195964	1.38	127.42	47	0.062741	0.36	245.85
24	0.442757	3.06	159.34	48	0.327258	1.85	268.33

ตารางแสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของผลต่างครั้งที่ 1 ($D = 1$) ของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย

Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	0.143882	1.65	25	0.011487	0.13
2	-0.060548	-0.69	26	0.002681	0.03
3	-0.124349	-1.42	27	-0.101716	-1.16
4	-0.018174	-0.21	28	-0.048759	-0.56
5	-0.133801	-1.53	29	0.070794	0.81
6	-0.338021	-3.87	30	-0.056951	-0.65
7	-0.129857	-1.49	31	-0.008591	-0.10
8	-0.173772	-1.99	32	0.001030	0.01
9	-0.396537	-4.54	33	0.074811	0.86
10	-0.204503	-2.34	34	0.019613	0.22
11	-0.002477	-0.03	35	-0.091768	-1.05
12	0.346435	3.97	36	-0.017772	-0.20
13	0.048820	0.56	37	-0.036783	-0.42
14	0.089308	1.02	38	0.033451	0.38
15	-0.002269	-0.03	39	-0.024096	-0.28
16	-0.110198	-1.26	40	-0.118335	-1.35
17	0.040517	0.46	41	0.126451	1.45
18	-0.191826	-2.20	42	-0.018762	-0.21
19	0.019671	0.23	43	0.043808	0.50
20	0.011892	0.14	44	0.118870	1.36
21	0.057888	0.66	45	0.025262	0.29
22	0.018228	0.21	46	-0.066538	-0.76
23	0.014172	0.16	47	-0.012477	-0.14
24	0.137827	1.58	48	0.022406	0.26

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
 Copyright© by Chiang Mai University
 All rights reserved

ตารางแสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของผลต่างครั้งที่ 1 ($D = 1$) โดยใช้ผลต่างข้อมูล
ฤดูกาล = 12 เดือน ของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย

Lag	ACF	T	LBQ	Lag	ACF	T	LBQ
1	-0.293293	-3.20	10.50	25	0.095996	0.73	72.92
2	-0.230870	-2.33	17.06	26	-0.140708	-1.06	75.99
3	-0.002856	-0.03	17.06	27	-0.083268	-0.62	77.07
4	0.054790	0.53	17.43	28	0.149179	1.11	80.59
5	0.030809	0.30	17.55	29	0.038554	0.28	80.83
6	0.017435	0.17	17.59	30	-0.021728	-0.16	80.91
7	-0.089232	-0.86	18.62	31	-0.098695	-0.73	82.50
8	0.096677	0.92	19.83	32	-0.084993	-0.62	83.70
9	-0.143205	-1.36	22.51	33	0.133754	0.98	86.69
10	0.058549	0.55	22.97	34	0.006431	0.05	86.70
11	0.264217	2.46	32.27	35	-0.021096	-0.15	86.77
12	-0.426021	-3.78	56.70	36	-0.060780	-0.44	87.42
13	-0.005083	-0.04	56.70	37	-0.070732	-0.51	88.29
14	0.184111	1.47	61.35	38	0.103961	0.75	90.22
15	0.062973	0.49	61.90	39	0.063432	0.46	90.94
16	-0.147115	-1.15	64.92	40	-0.140904	-1.01	94.56
17	-0.030642	-0.24	65.06	41	0.076166	0.54	95.63
18	0.031151	0.24	65.19	42	-0.015377	-0.11	95.67
19	0.159383	1.23	68.85	43	0.026429	0.19	95.81
20	-0.087592	-0.67	69.97	44	0.066081	0.47	96.64
21	-0.060313	-0.46	70.50	45	-0.086220	-0.61	98.09
22	0.019304	0.15	70.56	46	-0.053988	-0.38	98.67
23	0.000231	0.00	70.56	47	0.100545	0.71	100.69
24	0.079243	0.60	71.51	48	0.035313	0.25	100.94

ตารางแสดงค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของผลต่างครั้งที่ 1 ($D = 1$) โดยใช้ผลต่างข้อมูลฤดูกาล = 12 เดือน ของจำนวนนักท่องเที่ยวจังหวัดเชียงราย

Lag	PACF	T	Lag	PACF	T
1	-0.293293	-3.20	25	-0.000152	-0.00
2	-0.346715	-3.78	26	-0.071402	-0.78
3	-0.243418	-2.66	27	-0.058588	-0.64
4	-0.158917	-1.73	28	0.039530	0.43
5	-0.084988	-0.93	29	0.033181	0.36
6	-0.012837	-0.14	30	0.016148	0.18
7	-0.093754	-1.02	31	0.053772	0.59
8	0.057326	0.63	32	-0.040441	-0.44
9	-0.163954	-1.79	33	-0.039428	-0.43
10	-0.052660	-0.57	34	-0.087182	-0.95
11	0.265107	2.89	35	0.049744	0.54
12	-0.317215	-3.46	36	-0.086087	-0.94
13	-0.194547	-2.12	37	-0.093152	-1.02
14	-0.103141	-1.13	38	-0.042079	-0.46
15	-0.043533	-0.47	39	-0.075339	-0.82
16	-0.208603	-2.28	40	-0.102847	-1.12
17	-0.163346	-1.78	41	0.053165	0.58
18	-0.126641	-1.38	42	-0.049626	-0.54
19	-0.039630	-0.43	43	-0.027016	-0.29
20	0.049673	0.54	44	0.010095	0.11
21	-0.164885	-1.80	45	-0.039108	-0.43
22	-0.175547	-1.91	46	-0.166326	-1.81
23	0.044785	0.49	47	0.009773	0.11
24	-0.061999	-0.68	48	-0.052875	-0.58

ประวัติผู้เขียน

ชื่อ	นายสถาปัตย์ พลทรัพย์
วัน เดือน ปี เกิด	16 สิงหาคม 2526
ประวัติการศึกษา	สำเร็จการศึกษามัธยมศึกษาตอนต้น โรงเรียนสามัคคีวิทยาคม 2 ปีการศึกษา 2541 สำเร็จการศึกษามัธยมศึกษาตอนปลาย โรงเรียนสามัคคีวิทยาคม ปีการศึกษา 2544 สำเร็จการศึกษาระดับปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาวิชาคณิตศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ ปีการศึกษา 2548

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved