สำนักหอสมุดกลาง พระจอมเกล้าลาดกระบัง

อนุกรมเวลาสำหรับปรากฏการณ์ เอลนีโญและลานีญาในประเทศไทย

TIME SERIES OF EL NINO AND LA NINA IN THAILAND

T117161

นางสาวปิยธิดา วงษ์วาร
นางสาวภาสิณี ชมบุหรั่น
นางสาวรัตติยา แก้วมรกต

ตรหมู่.....
เลขทะเบียน.....117161
วัน,เดือน,ปี.....19 ก.ค. 2554

b.....
i.....

โครงงานพิเศษนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรวิทยาศาสตรบัณฑิต
สาขาวิชาคณิตศาสตร์ประยุกต์
คณะวิทยาศาสตร์
สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง
ปีการศึกษา 2553

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

TIME SERIES OF EL NINO AND LA NINA IN THAILAND

MISS PIYATIDA VONGVARN

MISS PHASINEE CHOMBURAN

MISS RUTTIYA KAEWMORAKOT

A SPECIAL PROJECT SUBMITTED IN PARTIAL FULFILLMENT

OF THE REQUIRMENT FOR THE DEGREE OF BACHELOR OF SCIENCE

IN APPLIED MATHEMATICS

FACULTY OF SCIENCE

KING MONGKUT'S INSTITUTE OF TECHNOLOGY LADKRABANG

ACADEMIC YEAR 2010

เอกสารนี้เป็นลิขสิทธิ์ของสถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง ห้ามการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

หัวข้อโครงงานพิเศษ	อนุกรมเวลาสำหรับปรากฏการณ์ เอลนีโญและลานีญาในประเทศไทย
	TIME SERIES OF EL NINO AND LA NINA IN THAILAND
ชื่อนักศึกษา	นางสาวปิยธิดา วงษ์วาร 50050052
	นางสาวภาสิณี ชมบุหรั่น 50050060
	นางสาวรัตติยา แก้วมรกต 50050067
ปริญญา	วิทยาศาสตรบัณฑิต
สาขาวิชา	คณิตศาสตร์ประยุกต์
อาจารย์ที่ปรึกษา	ดร.บุษยมาส พิมพ์พรรณชาติ
อาจารย์ที่ปรึกษาร่วม	ผศ.ดร.พรรณทิพย์ ภัทรอินทากร

คณะวิทยาศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง อนุมัติให้โครงงานพิเศษนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตร วิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาวิชาคณิตศาสตร์ประยุกต์ ประจำปีการศึกษา 2553

คณะกรรมการสอบ	ลายมือชื่อ
ดร. นพรัตน์ โพธิ์ชัย	
ดร. เดชา สมนะ	
ดร. บุษยมาส พิมพ์พรรณชาติ	
ผศ.ดร.พรรณทิพย์ ภัทรอินทากร	

ลิขสิทธิ์ของคณะวิทยาศาสตร์
สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

หัวข้อโครงงานพิเศษ	อนุกรมเวลาสำหรับปรากฏการณ์ เอลนีโญและลานีญาในประเทศไทย	
ชื่อนักศึกษา	นางสาวปิยธิดา วงษ์วาร	50050052
	นางสาวภาสิณี ชมบุหรั่น	50050060
	นางสาวรัตติยา แก้วมรกต	50050067
ปริญญา	วิทยาศาสตรบัณฑิต	
สาขาวิชา	คณิตศาสตร์ประยุกต์	
ปีการศึกษา	2553	
อาจารย์ที่ปรึกษา	ดร.บุษยมาส พิมพ์พรรณชาติ	
อาจารย์ที่ปรึกษาร่วม	ผศ.ดร.พรรณทิพย์ ภัทรอินทากร	

บทคัดย่อ

โครงงานพิเศษครั้งนี้มีวัตถุประสงค์ คือ วิเคราะห์อนุกรมเวลาของข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยรายเดือนของจังหวัดต่างๆ ในประเทศไทย ในเดือนมกราคม พ.ศ. 2540 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2552 โดยวิธีบ็อกและเจนกินส์ จากผลการวิเคราะห์พบว่า จังหวัดนครพนมมีตัวแบบปริมาณน้ำฝน คือ $SARIMA(1,1,0)_{12}$, RMSE = 102.17 และตัวแบบอุณหภูมิเฉลี่ย คือ $SARIMA(0,1,1)_{12}$, RMSE = 0.89 จังหวัดหนองคายมีตัวแบบปริมาณน้ำฝน คือ $SARIMA(0,1,1)_{12}$, RMSE = 79.87 และตัวแบบอุณหภูมิเฉลี่ย คือ $ARIMA(1,0,0) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$, RMSE = 0.96 จังหวัดอุบลราชธานีมีตัวแบบปริมาณน้ำฝน คือ $SARIMA(0,1,1)_{12}$, RMSE = 72.22 และตัวแบบอุณหภูมิเฉลี่ย คือ $SARIMA(0,1,1)_{12}$, RMSE = 0.88 จังหวัดกำแพงเพชรมีตัวแบบปริมาณน้ำฝน คือ $SARIMA(0,1,1)_{12}$, RMSE = 54.41 และตัวแบบอุณหภูมิเฉลี่ย คือ $SARIMA(0,1,1)_{12}$, RMSE = 0.77 จังหวัดประจวบคีรีขันธ์มีตัวแบบปริมาณน้ำฝน คือ $SARIMA(0,1,1)_{12}$, RMSE = 66.31 และตัวแบบอุณหภูมิเฉลี่ย คือ $ARIMA(1,0,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$, RMSE = 0.72 จากตัวแบบปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดต่างๆ ที่ได้สามารถบอกความสัมพันธ์กับปรากฏการณ์เอลนีโญและลานีญาในปี พ.ศ. 2553 ได้ว่า จังหวัดนครพนมมีแนวโน้มการเกิดเอลนีโญประมาณ เดือนมกราคม ถึง เดือนพฤษภาคม และมีแนวโน้มเกิดลานีญาในเดือนมิถุนายนไปจนถึงสิ้นปี พ.ศ. 2553 ส่วนในจังหวัดหนองคาย จังหวัดอุบลราชธานี จังหวัดกำแพงเพชร และจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ มีแนวโน้มเกิด เอลนีโญขึ้นได้ในปี พ.ศ. 2553

คำสำคัญ : ปริมาณน้ำฝน อุณหภูมิเฉลี่ย อนุกรมเวลา

เอกสารนี้สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

Title	Time Series of El Nino and La Nina in Thailand		
Students	Miss Piyatida	Vongvarn	50050052
	Miss Phasinee	Chomburan	50050060
	Miss Ruttiya	Kaewmorakot	50050067
Degree	Bachelor of Science		
Major Program	Applied Mathematics		
Academic Year	2010		
Advisor	Dr. Busayamas Pimpunchat		
Co-Advisor	Asst. Prof. Dr. Puntip Pattaraintakorn		

ABSTRACT

The purpose of this study is to analyze time series of rainfall and average air temperature (monthly) of various provinces in Thailand during January 1997 to December 2009 by Box and Jenkins technique. The analysis gives time series models as the following. Nakhonphanom model of rainfall is SARIMA $(1,1,0)_{12}$, RMSE = 102.17 and the model of average temperature is SARIMA $(0,1,1)_{12}$, RMSE = 0.89. Nongkhai model of rainfall is SARIMA $(0,1,1)_{12}$, RMSE = 79.87 and the model of average temperature is SARIMA $(0,1,1)_{12}$, RMSE = 0.97. Ubonratchathani model of rainfall is SARIMA $(0,1,1)_{12}$, RMSE = 72.22 and the model of average temperature is SARIMA $(0,1,1)_{12}$, RMSE = 0.88. Similarly, Kamphaengphet model of rainfall is SARIMA $(0,1,1)_{12}$, RMSE = 54.41 and the model of average temperature is SARIMA $(0,1,1)_{12}$, RMSE = 0.769. Prachuapkhirikhan model of rainfall is SARIMA $(0,1,1)_{12}$, RMSE = 66.31 and the model of average temperature is ARIMA $(1,0,1)\times$SARIMA $(0,1,1)_{12}$, RMSE = 0.72. From these rainfall and average temperature analysis results, possible Nakhonphanom El Nino period is January – May and La Nina period is June – December, 2010. Nongkhai, Ubonratchathani, Kamphaengphet and Prachuapkhirikhan are also likely attacked by El Nino in 2010.

Keyword : Rainfall, Average Temperature, Time Series

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

กิตติกรรมประกาศ

โครงงานพิเศษเรื่องอนุกรมเวลาสำหรับปรากฏการณ์ เอลนีโญและลานีญาในประเทศไทย สำเร็จได้ เนื่องจากบุคคลหลายท่านที่ได้กรุณาช่วยเหลือให้ข้อมูล ข้อเสนอแนะ คำปรึกษา ความคิดเห็น และกำลังใจ ซึ่งคณะผู้จัดทำขอกราบขอบพระคุณทุก ๆ ท่านไว้ ณ ที่นี้ คือ

ดร.บุษยมาส พิมพ์พรรณชาติ และ ผศ.ดร.พรรณทิพย์ ภัทรอินทากร อาจารย์ที่ปรึกษาโครงงานพิเศษที่กรุณาให้คำปรึกษา คำแนะนำ และกำลังใจด้วยดีอย่างยิ่ง

ดร.นพรัตน์ โพธิ์ชัย และ ดร.เดชา สมนะ คณะกรรมการที่กรุณาให้คำแนะนำ ชี้จุดบกพร่อง แก้ไขข้อผิดพลาดที่คณะผู้จัดทำมองข้ามไปหลายจุด

กรมอุตุนิยมวิทยา กระทรวงเทคโนโลยี และการสื่อสารที่เอื้อเฟื้อข้อมูลในการโครงงานพิเศษครั้งนี้

คณาจารย์สาขาวิชาคณิตศาสตร์ประยุกต์ทุกท่านที่ประสิทธิ์ประสาทวิชาความรู้ และให้คำแนะนำต่าง ๆ มาโดยตลอด

ผู้ที่เกี่ยวข้องกับความสำเร็จของการทำโครงงานพิเศษครั้งนี้ ซึ่งไม่ได้กล่าวนามไว้ทุกท่าน

ปิยธิดา วงษ์วาร
ภาสิณี ชมบุหรั่น
รัตติยา แก้วมรกต

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญ

	หน้า
บทคัดย่อภาษาไทย	I
บทคัดย่อภาษาอังกฤษ	II
กิตติกรรมประกาศ	III
สารบัญ	IV
สารบัญตาราง	VI
สารบัญรูป	VIII
บทที่ 1 บทนำ	1
1.1 ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหาพิเศษ	1
1.2 วัตถุประสงค์ของปัญหาพิเศษ	2
1.3 ขอบเขตของปัญหาพิเศษ	2
1.4 วิธีการดำเนินงาน	3
1.5 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ	3
บทที่ 2 ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง	4
2.1 ความรู้ทั่วไปเกี่ยวกับปรากฏการณ์เอลนีโญและปรากฏการณ์ลานีญา	4
2.2 ทฤษฎีที่ใช้ในการวิเคราะห์	7
2.3 ค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์	18
2.4 เอกสารงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง	19
บทที่ 3 วิธีดำเนินงานวิจัย และผลการทดลอง	22
3.1 ลักษณะข้อมูลและแหล่งที่มาของข้อมูล	22
3.2 ขั้นตอนการดำเนินงาน	22
3.3 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาของปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยในประเทศไทย	25

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญ (ต่อ)

บทที่ 4 สรุปผลการวิเคราะห์ และข้อเสนอแนะ 74

4.1 ผลสรุปการวิจัย 74

4.2 ข้อเสนอแนะ 77

เอกสารอ้างอิง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญตาราง

ตารางที่	หน้า
2.1 สถิติการเกิดปรากฏการณ์เอลนีโญในประเทศไทย	5
2.2 สถิติการเกิดปรากฏการณ์ลานีญาในประเทศไทย	5
2.3 ตัวอย่างของตัวแบบ ARMA(p,q) สมการและเงื่อนไข	13
2.4 ลักษณะของ $\rho_k(Y_t), \rho_k(Z_t)$ และ $\rho_{kk}(Z_t)$ สำหรับตัวแบบ ARIMA(p,d,q)	16
2.5 ลักษณะของ $\rho_k(Z_t)$ และ $\rho_{kk}(Z_t)$ สำหรับตัวแบบ SARMA(P,D,Q)$_{12}$	16
3.1 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$ ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดกำแพงเพชร	27
3.2 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$	28
3.3 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$	28
3.4 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$ ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ย	32
3.5 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$ จังหวัดกำแพงเพชร	32
3.6 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$	33
3.7 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(1,1,0)$_{12}$ ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดนครพนม	37
3.8 แสดงค่าประมาณของพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × ARIMA(1,1,0)$_{12}$	37
3.9 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(1,1,0)$_{12}$	38
3.10 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$ ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดนครพนม	41
3.11 แสดงค่าประมาณของพารามิเตอร์ของตัวแบบARIMA(0,0,0)× SARIMA(0,1,1)$_{12}$	41
3.12 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$	42
3.13 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$ ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดหนองคาย	47
3.14 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$	47

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่	หน้า
3.15 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$	48
3.16 แสดงตัวแบบ ARIMA(1,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดหนองคาย	51
3.17 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(1,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$	51
3.18 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(1,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$	52
3.19 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA $(0,1,1)_{12}$ ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดอุบลราชธานี	56
3.20 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA $(0,1,1)_{12}$	56
3.21 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA $(0,1,1)_{12}$	57
3.22 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดอุบลราชธานี	61
3.23 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$	61
3.24 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$	62
3.25 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัด ประจวบคีรีขันธ์	66
3.26 แสดงค่าประมาณของพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$	66
3.27 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA $(0,1,1)_{12}$	67
3.28 แสดงตัวแบบ ARIMA(1,0,1) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดประจวบคีรีขันธ์	71
3.29 แสดงค่าประมาณของพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(1,0,1) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$	71
3.30 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(1,0,1) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$	72

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญรูป

รูปที่	หน้า
2.1 แผนที่มหาสมุทรแปซิฟิก	6
2.2 อนุกรมเวลาที่สเตชันนารี	9
2.3 อนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยไม่คงที่	9
2.4 อนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่	10
2.5 อนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล	10
2.6 ρ_k และ ρ_{kk} สำหรับตัวแบบ White Noise	13
2.7 ρ_k และ ρ_{kk} สำหรับ (ก) ตัวแบบ AR(1) และ (ข) ตัวแบบ AR(2)	14
2.8 ρ_k และ ρ_{kk} สำหรับ (ก) ตัวแบบ MA(1) และ (ข) ตัวแบบ MA(2)	14
2.9 ρ_k และ ρ_{kk} ของตัวแบบ $SAR(1)_{12}$	16
2.10 ρ_k และ ρ_{kk} ของตัวแบบ $SMA(1)_{12}$	17
3.1 แสดงขั้นตอนการวิเคราะห์โดยวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์	24
3.2 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดกำแพงเพชรตั้งแต่ ปี พ.ศ. 2540-2552	25
3.3 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดกำแพงเพชร ในปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	26
3.4 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดกำแพงเพชร ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	26
3.5 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดกำแพงเพชร ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	27
3.6 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) x $SARIMA(0,1,1)_{12}$	29
3.7 แสดงอนุกรมเวลาของปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดกำแพงเพชร และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่ มกราคม ถึง ธันวาคมในปี พ.ศ. 2553	30
3.8 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดกำแพงเพชร ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552	30
3.9 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดกำแพงเพชร ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	31
3.10 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดกำแพงเพชรที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	31

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่	หน้า
3.11 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดกำแพงเพชรที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	32
3.12 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × $SARIMA(0,1,1)_{12}$	34
3.13 แสดงอนุกรมเวลาของอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดกำแพงเพชร และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่ มกราคม ถึง ธันวาคม ในปี พ.ศ. 2553	34
3.14 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดนครพนมตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552	35
3.15 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดนครพนม ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	36
3.16 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดนครพนมที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	36
3.17 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดนครพนม ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	36
3.18 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × $SARIMA(1,1,0)_{12}$	38
3.19 แสดงอนุกรมเวลาของปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดนครพนม และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่ มกราคม ถึง ธันวาคมในปี พ.ศ. 2553	39
3.20 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดนครพนม ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552	39
3.21 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดนครพนม ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	40
3.22 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดนครพนม ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	40
3.23 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดนครพนม ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	41

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่	หน้า
3.24 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$	43
3.25 แสดงอนุกรมเวลาของอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดนครพนม และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่ มกราคม ถึง ธันวาคมในปี พ.ศ. 2553	43
3.26 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดหนองคายตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552	45
3.27 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดหนองคาย ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	45
3.28 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดหนองคาย ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	46
3.29 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดหนองคาย ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	46
3.30 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$	48
3.31 แสดงอนุกรมเวลาของปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดหนองคาย และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่ มกราคม ถึง ธันวาคม ในปี พ.ศ. 2553	49
3.32 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดหนองคาย ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552	49
3.33 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดหนองคาย ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	50
3.34 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดหนองคายที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	50
3.35 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดหนองคาย ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	51
3.36 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(1,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$	53
3.37 แสดงอนุกรมเวลาของอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดหนองคาย และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่ มกราคม ถึง ธันวาคม ในปี พ.ศ. 2553	53

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่	หน้า
3.38 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดอุบลราชธานี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2553	54
3.39 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดอุบลราชธานี ในปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	55
3.40 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดอุบลราชธานี ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	55
3.41 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดอุบลราชธานี ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	56
3.42 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA $(0,1,1)_{12}$	58
3.43 แสดงอนุกรมเวลาของปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดอุบลราชธานี และค่าพยากรณ์ตั้งแต่ มกราคม ถึง ธันวาคม ในปี พ.ศ. 2553	58
3.44 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดอุบลราชธานี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552	59
3.45 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยรายเดือนจังหวัดอุบลราชธานี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	59
3.46 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดอุบลราชธานี ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	60
3.47 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดอุบลราชธานี ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	60
3.48 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$	62
3.49 แสดงอนุกรมเวลาของอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดอุบลราชธานี และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่ มกราคม ถึง ธันวาคม ในปี พ.ศ. 2553	63
3.50 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552	64
3.51 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 –2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	64

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่	หน้า
3.52 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	65
3.53 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	65
3.54 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$	67
3.55 แสดงอนุกรมเวลาของปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดประจวบคีรีขันธ์และค่าพยากรณ์ตั้งแต่ มกราคม ถึง ธันวาคมในปี พ.ศ. 2553	68
3.56 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552	69
3.57 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	69
3.58 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	70
3.59 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1	70
3.60 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(1,0,1) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$	72
3.61 แสดงอนุกรมเวลาของอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่มกราคม ถึง ธันวาคมในปี พ.ศ. 2553	73

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

บทที่ 1
บทนำ

1.1 ความสำคัญและที่มาของปัญหา

การพยากรณ์ หมายถึงการคาดคะเนหรือทำนายการเกิดเหตุการณ์หรือสภาพการต่างๆ ในอนาคต โดยการพยากรณ์จะทำจากการศึกษาแนวโน้มและรูปแบบการเกิดเหตุการณ์ หรือสภาพการณ์จากข้อมูลในอดีตหรือใช้ความรู้ ประสบการณ์ และวิจารณญาณของผู้พยากรณ์ การพยากรณ์มีความจำเป็นอย่างยิ่งต่อการวางแผน และการตัดสินใจเกี่ยวกับการดำเนินงานของบุคคลทุกสาขาอาชีพ และของทุกองค์การที่มีกิจกรรมในสาขาต่าง ๆ เช่น ธุรกิจ อุตสาหกรรม เกษตรกรรม การเมือง การสาธารณสุข เป็นต้น ไม่ว่าองค์กรนั้นจะเป็นองค์กรขนาดเล็ก หรือขนาดใหญ่ องค์กรของรัฐหรือเอกชน หากนักวางแผนหรือผู้ตัดสินใจในองค์กรสามารถพยากรณ์เหตุการณ์หรือสภาพการณ์ใด ๆ ที่อาจจะเกิดขึ้นในอนาคตด้วยความเชื่อมั่นระดับหนึ่ง จะทำให้การวางแผนหรือการตัดสินใจในการดำเนินงานเป็นไปได้อย่างถูกต้อง ดังนั้น การพยากรณ์ที่ให้ความถูกต้องสูงจึงมีความจำเป็นอย่างยิ่ง

เมื่อกล่าวถึงฤดูกาลต่าง ๆ ในปัจจุบัน เรียกได้ว่าเปลี่ยนแปลงไปจากอดีตอย่างมาก ในช่วงฤดูร้อนมีอากาศร้อนอบอ้าวและยาวนานขึ้น และยังส่งผลให้เกิดความแห้งแล้งในหลายพื้นที่ ส่วนในฤดูฝน ฝนไม่ตกต้องตามฤดูกาล อาจจะตกมากหรือน้อยเกินไปได้ การเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันในบางครั้งก็ทำให้ชาวนา ชาวไร่ ตลอดจนชาวประมงต่างก็ได้รับความเดือดร้อน

สาเหตุของการเปลี่ยนแปลงต่างๆที่เกิดขึ้นนั้นมาจาก 2 สาเหตุหลักคือ สาเหตุที่เกิดจากมนุษย์และการเกิดขึ้นเองตามธรรมชาติ สาเหตุแรกจากมนุษย์คือมนุษย์เป็นตัวการสำคัญในการปล่อยควันพิษขึ้นสู่ชั้นบรรยากาศของโลก โดยการเผาไหม้เชื้อเพลิง จนกระทั่งควันพิษ เช่น ก๊าซคาร์บอนไดออกไซด์ขึ้นไปห่อหุ้มชั้นบรรยากาศของโลกไว้ โลกจึงมีอุณหภูมิสูงขึ้นจนกลายเป็นภาวะโลกร้อนสาเหตุที่สองเกิดขึ้นเองตามธรรมชาติ จะเกี่ยวข้องกับปรากฏการณ์เอลนีโญ(El Nino) และลานีญา (La Nina)

ผลกระทบจากปรากฏการณ์เอลนีโญต่อประเทศไทย คือ ปริมาณน้ำฝนส่วนใหญ่ต่ำกว่าปกติ โดยเฉพาะในช่วงฤดูร้อนและต้นฤดูฝน สำหรับอุณหภูมิปรากฏว่าสูงกว่าปกติทุกฤดู และผลกระทบจากปรากฏการณ์ลานีญาต่อประเทศไทย คือ ปริมาณน้ำฝนส่วนใหญ่สูงกว่าปกติโดยเฉพาะในช่วงฤดูร้อนและต้นฤดูฝน สำหรับอุณหภูมิปรากฏว่าทุกภาคของประเทศไทยมีอุณหภูมิต่ำกว่าปกติทุกฤดู

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากปัญหาดังกล่าว ผู้วิจัยจึงสนใจศึกษาหาความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศในอดีตของประเทศไทย เพื่อวิเคราะห์หาตัวแบบพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศในอนาคตของประเทศไทย โดยใช้เทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา ซึ่งการวิเคราะห์อนุกรมเวลาเป็นการศึกษาการเปลี่ยนแปลงของค่าสังเกตหรือข้อมูล อันเนื่องมาจากสาเหตุการเปลี่ยนแปลงเวลา โดยการศึกษาครั้งนี้ใช้ วิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์ จะทำให้มีประโยชน์ต่อการวางแผนและการเตรียมการในด้านต่างๆ ทั้งในด้านเกษตรกรรม การป้องกันน้ำท่วม เป็นต้น และเป็นแนวทางในการพัฒนาทรัพยากรน้ำต่อไป

1.2 วัตถุประสงค์ของงานวิจัย

1. เพื่อศึกษาการพยากรณ์โดยใช้การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์
2. เก็บข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ย (รายเดือน) ในประเทศไทย รวมถึงศึกษาปีที่เกิดปรากฏการณ์เอลนีโญและลานีญาในประเทศไทย
3. ศึกษาความเคลื่อนไหวและแนวโน้มจากข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ย (รายเดือน) ในประเทศไทยโดยพิจารณาจากกราฟ
4. เพื่อศึกษาและประเมินหาความสัมพันธ์และผลกระทบระหว่างปริมาณน้ำฝน อุณหภูมิอากาศเฉลี่ย (รายเดือน) และปรากฏการณ์เอลนีโญและลานีญาในประเทศไทย
5. สร้างตัวแบบสำหรับพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ย (รายเดือน) ในจังหวัดต่างๆ ของประเทศไทย และวิเคราะห์หาผลกระทบจากปรากฏการณ์เอลนีโญและลานีญา
6. เลือกตัวแบบสำหรับพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ย (รายเดือน) ในจังหวัดต่างๆ ของประเทศไทย และวิเคราะห์หาผลกระทบจากปรากฏการณ์เอลนีโญและลานีญา

1.3 ขอบเขตของงานวิจัย

1. ศึกษาการพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ย (รายเดือน) ในจังหวัดต่างๆ ของประเทศไทย ที่สามารถวิเคราะห์อนุกรมเวลา ด้วยวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์ได้
2. ใช้ข้อมูลในการพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ย (รายเดือน) ในประเทศไทยจากกรมอุตุนิยมวิทยา กระทรวงเทคโนโลยีสารสนเทศและการสื่อสาร โดยใช้ข้อมูลเป็นรายเดือน ในจังหวัดที่มีข้อมูลสมบูรณ์ที่สุด
3. งานวิจัยนี้ไม่พิจารณาภาคใต้ เนื่องจากมีพื้นน้ำขนาบอยู่ทั้งทางด้านตะวันตก และทางด้านตะวันออก จึงทำให้มีฝนตกตลอดปีและเป็นภูมิภาคที่มีฝนตกมากที่สุด

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

1.4 ขั้นตอนในการดำเนินการ

1. ทำการศึกษาค้นคว้างานวิจัยในเรื่องการพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศ
2. ศึกษาเอกสารเรื่องการพยากรณ์แบบอนุกรมเวลา (Time Series Model) โดยวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์
3. เก็บรวบรวมข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ย (รายเดือน) ของประเทศไทย จากกรมอุตุนิยมวิทยา ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ 2540 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2552
4. ทำการศึกษาแนวโน้มของปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ยในจังหวัดต่างๆ ของประเทศไทยเพื่อใช้ในการเลือกตัวแบบพยากรณ์
5. ทำการพยากรณ์ด้วยวิธีการพยากรณ์แบบอนุกรมเวลา โดยวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์
6. เลือกตัวแบบที่เหมาะสมที่สุด
7. สรุปผลการพยากรณ์

1.5 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

1. ได้ศึกษาข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ย (รายเดือน) ในประเทศไทยรวมถึงศึกษาปีที่เกิดปรากฏการณ์เอลนีโญและลานีญาในประเทศไทย
2. ได้ศึกษาความเคลื่อนไหวและแนวโน้มจากข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ย (รายเดือน) ในประเทศไทยโดยพิจารณาจากกราฟ
3. ได้ความสัมพันธ์และผลกระทบระหว่างปริมาณน้ำฝน อุณหภูมิอากาศเฉลี่ย (รายเดือน) และ ปรากฏการณ์เอลนีโญและลานีญาในประเทศไทย
4. สามารถเลือกใช้เทคนิคในการวิเคราะห์อนุกรมเวลามาทำการพยากรณ์เพื่อให้เหมาะสมกับข้อมูล
5. ได้ตัวแบบสำหรับพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ย (รายเดือน) ในประเทศไทยและวิเคราะห์หาผลกระทบจากปรากฏการณ์เอลนีโญและลานีญา
6. สามารถพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ย (รายเดือน) ล่วงหน้าเพื่อใช้ในการวางแผนการบริหาร จัดการน้ำและรับมือกับปรากฏการณ์เอลนีโญและลานีญาเพื่อช่วยในการวางแผนทางการเกษตร

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

บทที่ 2
ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

เนื่องจากเหตุการณ์ในอนาคตเป็นสิ่งที่ควบคุมไม่ได้ อีกทั้งในปัจจุบันเป็นยุคโลกาภิวัตน์ มีการพัฒนาข้อมูลข่าวสารด้านเทคโนโลยีสารสนเทศมากขึ้น การวางแผนและการตัดสินใจในการดำเนินธุรกิจใด ๆ จะมีความซับซ้อนมากขึ้น การพยากรณ์จึงเข้ามามีบทบาทสำคัญในการวางแผนและการตัดสินใจ

การพยากรณ์เชิงปริมาณเป็นการพยากรณ์ที่ต้องอาศัยความรู้ทางด้านคณิตศาสตร์และสถิติเพื่อสร้างรูปแบบหรือสมการสำหรับพยากรณ์เพื่อใช้พยากรณ์ข้อมูลหรือเหตุการณ์ในอนาคต ซึ่งสามารถแบ่งออกเป็น 2 แบบ แบบที่ 1 คือ การพยากรณ์อนุกรมเวลา (Time Series Model) เป็นการพยากรณ์ที่อาศัยข้อมูลในอดีตมาพิจารณาว่าลักษณะการเปลี่ยนแปลงของข้อมูลดังกล่าวเมื่อเวลาเปลี่ยนไปมีลักษณะเป็นอย่างไร โดยมีข้อสมมติว่าแผนแบบการเคลื่อนไหวของข้อมูลในอนาคตจะไม่แตกต่างจากแผนแบบการเคลื่อนไหวของข้อมูลในอดีต ตัวอย่างของการพยากรณ์แบบนี้ ได้แก่ วิธีบ๊อกและเจนกินส์ (Box-Jenkins) แบบที่ 2 คือ การพยากรณ์แบบเป็นเหตุเป็นผล เป็นการหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรที่ต้องพยากรณ์กับตัวแปรที่มีอิทธิพล หรือมีผลกระทบต่อตัวแปรที่ต้องการจะพยากรณ์ ผู้วิจัยได้ทำการศึกษาเอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง โดยมีรายละเอียด ดังนี้

2.1 ความรู้ทั่วไปเกี่ยวกับปรากฏการณ์เอลนีโญและปรากฏการณ์ลานีญา

ปรากฏการณ์เอลนีโญ (El Nino) คือ การอุ่นขึ้นอย่างผิดปกติของน้ำทะเลบริเวณตอนกลางและตะวันออกของมหาสมุทรแปซิฟิกเขตร้อน ซึ่งเกิดจากการพัดพาเอามวลน้ำอุ่นที่สะสมอยู่บริเวณแปซิฟิกตะวันตกไปแทนที่น้ำเย็นทางแปซิฟิกตะวันออก เมื่อมวลน้ำอุ่นได้ถูกพัดพาไปถึงแปซิฟิกตะวันออก ก็จะรวมเข้ากับผิวน้ำ ทำให้ผิวหน้าน้ำทะเลบริเวณนี้อุ่นขึ้นกว่าปกติ

ปรากฏการณ์ลานีญา (La Nina) คือ การเย็นลงอย่างผิดปกติของน้ำทะเลบริเวณตอนกลางและตะวันออกของมหาสมุทรแปซิฟิกเขตร้อน เกิดจากการไหลขึ้นของน้ำเย็นระดับล่างไปสู่ผิวน้ำ (upwelling) ทำให้อุณหภูมิผิวน้ำต่ำกว่าปกติ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่2.1 สถิติการเกิดปรากฏการณ์เอลนีโญในประเทศไทย

พ.ศ.	ความรุนแรงของเอลนีโญ	พ.ศ.	ความรุนแรงของเอลนีโญ
2494	อ่อน	2522 – 2523	อ่อน
2496	อ่อน	2525 – 2526	รุนแรง
2500 – 2502	รุนแรง	2529 – 2531	ปานกลาง
2506	อ่อน	2533 – 2536	รุนแรง
2508 – 2509	ปานกลาง	2537 – 2538	ปานกลาง
2511 – 2513	ปานกลาง	2540 – 2541	รุนแรง
2515 – 2516	รุนแรง	2545	ปานกลาง
2519	อ่อน	2547	ปานกลาง
2520 – 2521	อ่อน		

ตารางที่2.2 สถิติการเกิดปรากฏการณ์ลานีญาในประเทศไทย

พ.ศ.	ความรุนแรงของลานีญา	พ.ศ.	ความรุนแรงของลานีญา
2507 – 2508	ปานกลาง	2538 – 2539	อ่อน
2513 – 2514	ปานกลาง	2541 – 2544	รุนแรงในฤดูหนาว พ.ศ. 2541 – 2542 และ 2542 – 2543 ปานกลางในช่วง พ.ศ. 2543 - 2544
2516 – 2519	รุนแรง		
2526 – 2527	อ่อน		
2527 – 2528	อ่อน		
2531 – 2532	รุนแรง		

2.1.1 ดัชนีชี้วัดขนาดของปรากฏการณ์

ดัชนีชี้วัดขนาดที่สำคัญและชัดเจนที่สุดตัวหนึ่ง คืออุณหภูมิผิวน้ำทะเลที่เพิ่มสูงขึ้นไม่ว่าจะทางตะวันออกหรือตอนกลางของแปซิฟิกเขตศูนย์สูตร อุณหภูมิยิ่งสูงกว่าปกติมากเท่าไร ปรากฏการณ์ยิ่งรุนแรงมากเท่านั้น ซึ่งแสดงอุณหภูมิผิวน้ำทะเลที่ต่างจากปกติในช่วงเอลนีโญที่รุนแรงมาก 2 ครั้ง คือเมื่อ พ.ศ. 2525-2526 และ พ.ศ. 2540-2541

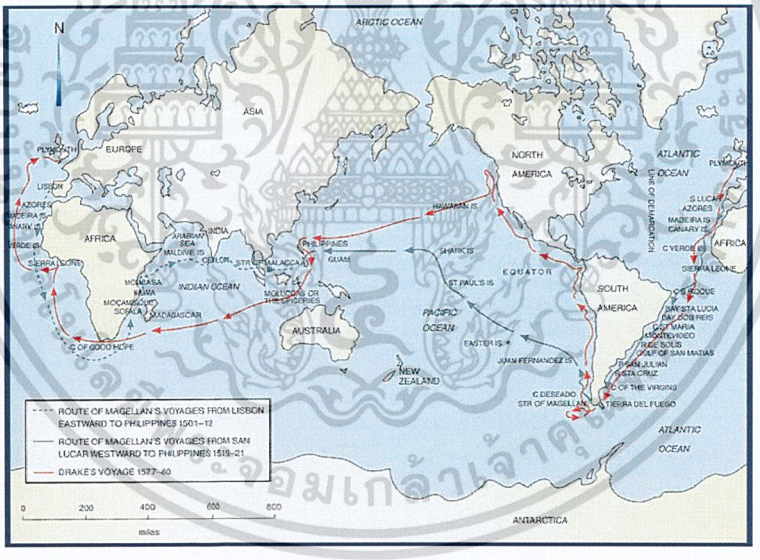
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

นักวิทยาศาสตร์แบ่งขนาดของเอลนีโญออกเป็น อ่อนมาก อ่อนปานกลาง รุนแรง และรุนแรงมาก และได้อธิบายถึงความรุนแรงโดยผนวกเอาการเปลี่ยนแปลงทางกายภาพของมหาสมุทรกับผลกระทบที่เกิดขึ้นบนพื้นทวีปเข้าด้วยกันดังนี้

ขนาดรุนแรงมาก ปริมาณฝนสูงมากที่สุด มีน้ำท่วมและเกิดความเสียหายในประเทศเปรู มีบางเดือนในช่วงฤดูร้อนและฤดูใบไม้ร่วงของซีกโลกใต้ที่อุณหภูมิผิวน้ำทะเลบริเวณชายฝั่งสูงกว่าปกติมากกว่า 7 อาศาเซลเซียส

ขนาดรุนแรง ปริมาณฝนสูงมาก มีน้ำท่วมตามบริเวณชายฝั่ง มีรายงานความเสียหายในประเทศเปรู มีหลายเดือนในช่วงฤดูร้อนและฤดูใบไม้ร่วงของซีกโลกใต้ที่อุณหภูมิผิวน้ำทะเลบริเวณชายฝั่งสูงกว่าปกติ 3-5 อาศาเซลเซียส

ขนาดปานกลาง ปริมาณฝนสูงกว่าปกติ มีน้ำท่วมตามบริเวณชายฝั่ง ความเสียหายที่เกิดขึ้นในประเทศเปรูอยู่ในระดับต่ำ โดยทั่วไปอุณหภูมิผิวน้ำทะเลบริเวณชายฝั่งในช่วงฤดูร้อนและฤดูใบไม้ร่วงใน ซีกโลกใต้จะสูงกว่าปกติ 2-3 อาศาเซลเซียส



รูปที่ 2.1 แผนที่มหาสมุทรแปซิฟิก

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

2.2 ทฤษฎีที่ใช้ในการวิเคราะห์

ข้อมูล (Data) หมายถึงข้อเท็จจริงต่าง ๆ ที่ได้จากการเก็บรวบรวม ซึ่งสามารถนำค่าที่สังเกตได้เหล่านี้ไปวิเคราะห์แปลความหมายและนำเสนอเผยแพร่ข้อมูลทางสถิติที่ไม่ใช่ข้อมูลที่เป็นตัวเลขเท่านั้นอาจเป็นข้อความ หรือผลที่ได้จากการสังเกตอื่น ๆ ที่มีประโยชน์ต่อการพิจารณาและนำไปใช้ (ศิริลักษณ์ สุวรรณวงศ์. 2535)

อนุกรมเวลา (Time Series) หมายถึง ข้อมูลหรือค่าสังเกตที่เปลี่ยนแปลงไปตามลำดับเวลาที่เกิดขึ้น ข้อมูลเหล่านี้ถูกเก็บรวบรวม ณ ช่วงเวลาต่างๆ ที่เท่า ๆ กันหรือไม่ก็ได้ (ศิริลักษณ์ สุวรรณ-วงศ์. 2535)

ข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) คือข้อมูลที่ใช้เวลาการเก็บต่อเนื่องตั้งแต่ต้นจนสิ้นสุดช่วงเวลาที่กำหนด เหมาะสำหรับงานวิจัยที่ต้องการศึกษาว่าองค์ประกอบที่ทำให้ค่าของข้อมูลเปลี่ยนแปลงไปคือเวลา ดังนั้นข้อมูลอนุกรมเวลาจะใช้เวลานานในการเก็บรวบรวมข้อมูล (ศิริลักษณ์ สุวรรณวงศ์. 2535)

2.2.1 การเลือกเทคนิคการพยากรณ์

การเลือกเทคนิคการพยากรณ์แต่ละวิธีผู้พยากรณ์จะต้องพิจารณาถึงหลักเกณฑ์ต่างๆ ดังนี้ (สมเกียรติ เกตุเอี่ยม 2548)

1. ระยะเวลาที่ใช้ในการพยากรณ์ การพยากรณ์แต่ละวิธีมีความเหมาะสมกับการพยากรณ์ในช่วงระยะเวลาที่ต่างกัน คือ ระยะสั้นมาก ระยะสั้น ระยะปานกลาง ระยะยาว
2. ลักษณะของข้อมูลและจำนวนข้อมูลที่มีอยู่ ผู้พยากรณ์ควรทราบว่าลักษณะของข้อมูลที่จะพยากรณ์เป็นแบบใด เช่น ถ้าข้อมูลราบเรียบสม่ำเสมอในแนวคงที่จะใช้เทคนิคการพยากรณ์แบบการเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่าย
3. ความถูกต้องหรือความแม่นยำของการพยากรณ์ คือค่าพยากรณ์ที่ได้มีความแตกต่างจากค่าจริงมากหรือน้อยเพียงใด โดยแต่ละวิธีการพยากรณ์จะให้ความถูกต้องของค่าพยากรณ์ที่แตกต่างกัน
4. ค่าใช้จ่ายที่ใช้ในการพยากรณ์ คือค่าใช้จ่ายในการเก็บรวบรวมข้อมูลหรือหาข้อมูล ค่าใช้จ่ายในการดำเนินการพยากรณ์ตั้งแต่สร้างรูปแบบจนถึงหาค่าพยากรณ์จากสมการพยากรณ์
5. ความยากง่ายของการพยากรณ์ โดยปกติแล้วผู้พยากรณ์กับผู้ที่นำผลการพยากรณ์ไปใช้จะเป็นคนละคนกัน ดังนั้นผู้พยากรณ์จะต้องคำนึงถึงความยากง่ายในการอธิบายผลให้ผู้ที่จะนำไปใช้ หากวิธีการพยากรณ์ยุ่งยากซับซ้อนอาจจะทำให้ผู้ที่นำไปใช้เกิดความไม่เข้าใจและไม่แน่ใจว่าจะใช้ได้จริงหรือไม่

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

6. เวลาที่ใช้ในการเตรียมการพยากรณ์ โดยเวลาที่ใช้ในการพยากรณ์จะมากหรือน้อยขึ้นอยู่กับปัจจัยต่อไปนี้

   6.1 วิธีการพยากรณ์ ถ้ายุ่งยากและซับซ้อนมาก เวลาที่ใช้เตรียมการพยากรณ์จะต้องมาก

   6.2 การพยากรณ์หลายๆ เหตุการณ์พร้อมๆ กัน เวลาที่ต้องใช้จะต้องมากตามไปด้วย

การวิเคราะห์อนุกรมเวลามีวัตถุประสงค์หลักเพื่อศึกษาแผนแบบการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาและสร้างรูปแบบอนุกรมเวลาแทนลักษณะการเคลื่อนไหวดังกล่าวเพื่อพยากรณ์ค่าในอนาคตจากรูปแบบอนุกรมเวลาที่สร้างขึ้นภายใต้ข้อสมมติว่าแผนแบบการเคลื่อนไหวในอนาคตไม่ต่างจากแผนแบบการเคลื่อนไหวในอดีต (ทรงศิริ แต้สมบัติ, 2549) สำหรับปัญหาพิเศษฉบับนี้ใช้วิธีดังนี้ วิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์ ในการวิเคราะห์ดังรายละเอียดต่อไปนี้

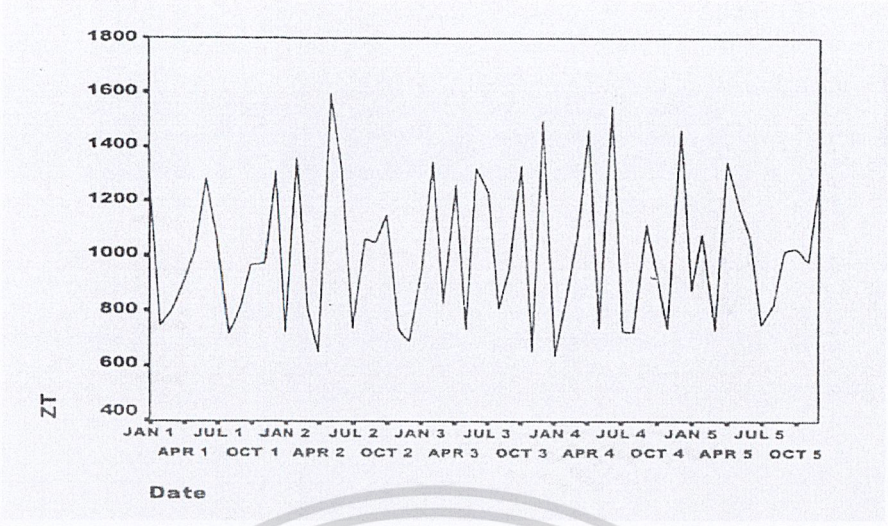
2.2.2 เทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลาของบ๊อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาด้วยเทคนิคบ๊อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method) ใช้วิเคราะห์ อนุกรมเวลาที่สเตชันนารีในการสร้างตัวแบบเพื่อทำนายปรากฏการณ์ต่างๆ หากอนุกรมเวลายังไม่สเตชันนารีต้องมีการแปลงข้อมูลให้สเตชันนารีก่อน โดยตัวแบบของวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์มี 3 ตัวแบบหลักคือ ตัวแบบเฉลี่ยเคลื่อนที่ (Moving Average Model) ตัวแบบการถดถอยในตนเอง (Autoregressive Model) และตัวแบบผสมการถดถอยในตนเองกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ (Mixed Autoregressive Moving Average Model)

โดยทั่วไปวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์จะแบ่งอนุกรมเวลาออกเป็น 2 ประเภทดังนี้

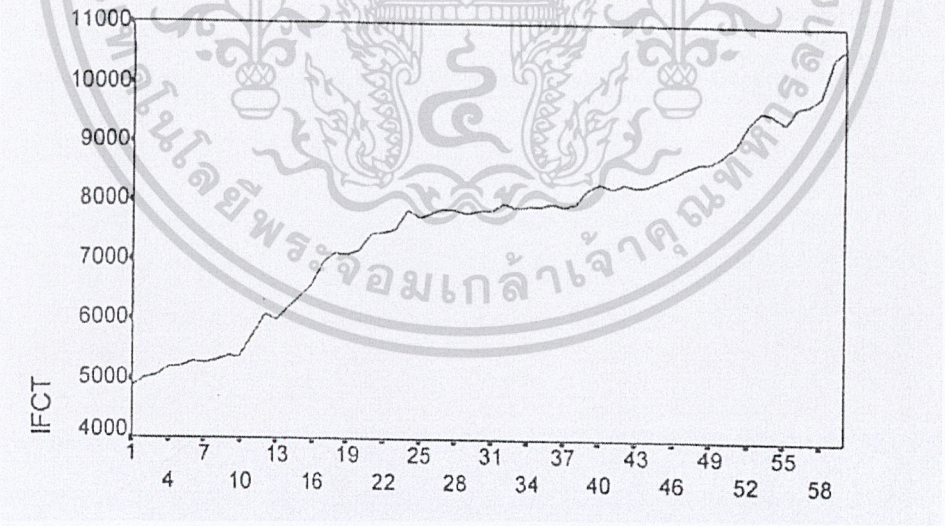
1. อนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี Y_t เป็นอนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยคงที่และความแปรปรวนคงที่ นั่นคือค่าเฉลี่ย $E(Y_t)$ และค่าความแปรปรวน $V(Y_t)$ มีค่าคงที่สำหรับแต่ละเวลา t แสดงดังรูปที่ 2.2

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



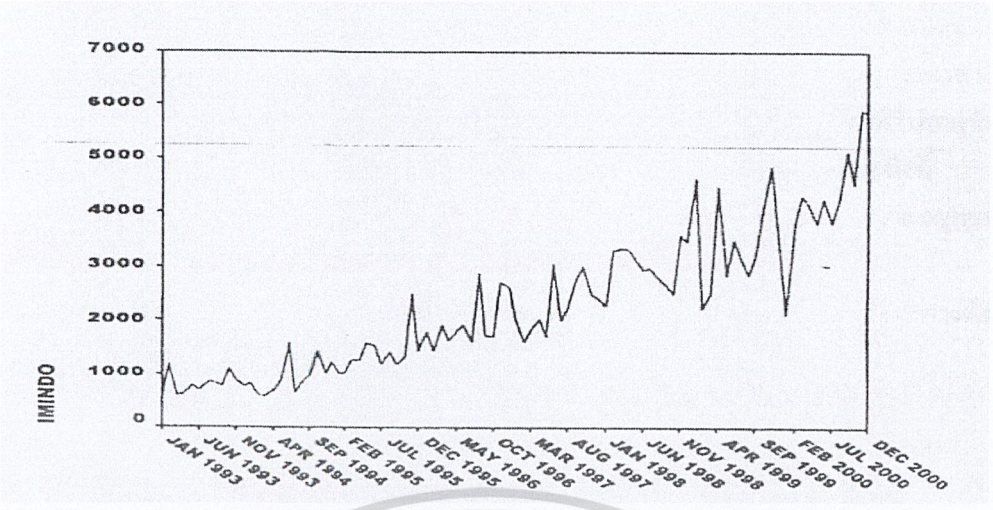
รูปที่ 2.2 อนุกรมเวลาที่สเตชันนารี (ทรงศิริ, 2549)

2. อนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสเตชันนารี มีลักษณะของอนุกรมเวลา ที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่ และอนุกรมเวลาที่มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเป็นส่วนประกอบ แสดงได้ดังรูปที่ 2.3 – 2.5 ตามลำดับ

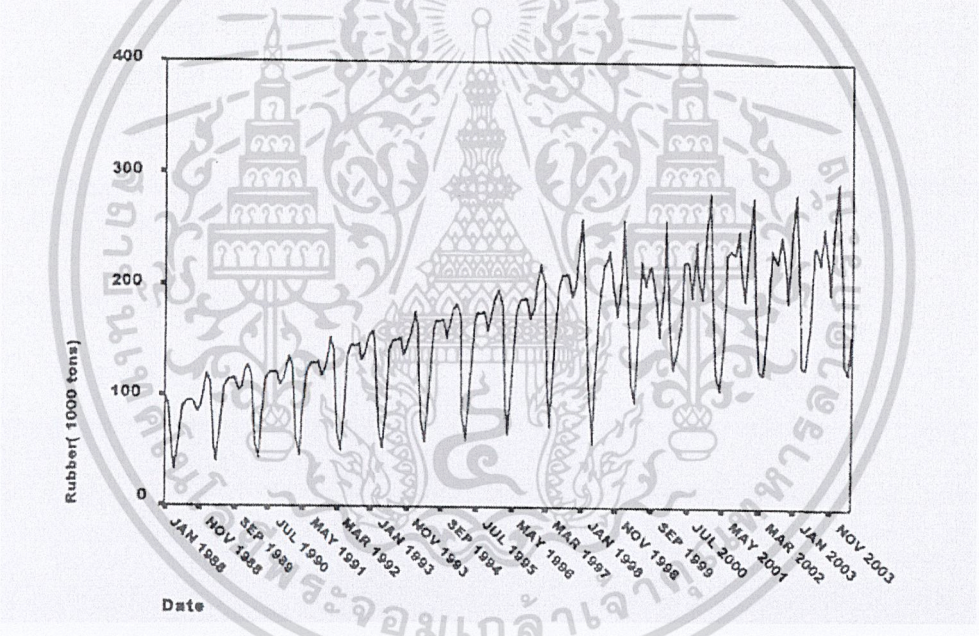


รูปที่ 2.3 อนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยไม่คงที่ (ทรงศิริ, 2549)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 2.4 อนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่ (ทรงศิริ, 2549)



รูปที่ 2.5 อนุกรมเวลาที่มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล (ทรงศิริ, 2549)

อนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารีบางอนุกรม อาจขาดสมบัติใดสมบัติหนึ่งเท่านั้นก็ได้ โดยสามารถแยกพิจารณาทีละกรณี ในกรณีที่อนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยไม่คงที่จะแปลงอนุกรมเวลาโดยการหาผลต่าง ถ้าอนุกรมเวลามีความแปรปรวนไม่คงที่จะแปลงอนุกรมเวลาโดยการใช้ฟังก์ชันต่างๆที่เหมาะสม เช่น ฟังก์ชันลอการิทึม เพื่อทำให้ความแปรปรวนคงที่ก่อนเสมอ ซึ่งมีรายละเอียดดังนี้

1. ถ้าอนุกรมมีค่าเฉลี่ยเปลี่ยนไปตามเวลา โดยที่ความแปรปรวนคงที่ และอนุกรมเวลานี้ไม่มีฤดูกาลสามารถแปลงอนุกรมเวลานี้ให้เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารี โดยการหาค่าผลต่างดังนี้

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ค่าผลต่างครั้งที่หนึ่ง (First differences) แทนด้วย ∇Y_t

โดยที่

Y_t คือ ข้อมูล ณ คาบเวลาที่ t

Y_{t-1} คือ ข้อมูล ณ คาบเวลาที่ $t-1$

$$\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1} \qquad \text{เมื่อ } t = 2, 3, \ldots, n$$

ค่าผลต่างครั้งที่สอง (Second differences) แทนด้วย $\nabla^2 Y_t$ เมื่อ

$$\begin{aligned}\nabla^2 Y_t &= \nabla(\nabla Y_t) \\ &= (Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2}) \qquad \text{เมื่อ } t = 3, 4, \ldots, n\end{aligned}$$

$\nabla^d Y_t$ แทนผลต่างครั้งที่ d ที่ได้จากการหาค่าผลต่างเป็นลำดับจากค่าผลต่างครั้งก่อนๆ จำนวนครั้งที่หาผลต่างจะขึ้นอยู่กับว่า เมื่อหาผลต่างแล้วอนุกรมเวลาใหม่เป็นสเตชันนารีหรือไม่ ถ้ายังไม่เป็นสเตชันนารีต้องหาผลต่างต่อไป โดยทั่วไปถ้าอนุกรมเวลามีแนวโน้มเป็นแบบเส้นตรงจะใช้ d เป็น 1 ส่วนอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นแบบเส้นโค้ง จะใช้ d เป็น 2

2. ถ้าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จะหาค่าผลต่างฤดูกาล โดยค่าผลต่างของอนุกรมเวลาที่อยู่ห่างกันเท่ากับจำนวนฤดูกาลต่อปี L และแทนด้วย $\nabla_L Y_t$

ค่าผลต่างฤดูกาลครั้งที่ 1 คือ

$$\nabla_L Y_t = Y_t - Y_{t-L}$$

และค่าผลต่างฤดูกาลครั้งที่ D แทนด้วย $\nabla_L^D Y_t$

ผลต่างนี้จะทำกี่ครั้งขึ้นอยู่กับว่าเมื่อหาผลต่างแล้วอนุกรมเวลาใหม่เป็นสเตชันนารีแล้วหรือไม่ ถ้ายังไม่เป็นก็ต้องหาผลต่างต่อไป

สัญลักษณ์ที่ใช้แทน ∇ อีกสัญลักษณ์หนึ่งคือ $1 - B$ เรียก B ว่า Back Shift Operator เมื่อ

$$BY_t = Y_{t-1}$$

เมื่อย้อนหลังไป k หน่วยเวลา จะแทนด้วย

$$B^k Y_t = Y_{t-k}$$

และค่าแตกต่างครั้งที่ d เท่ากับ $(1-B)^d$

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

3. ถ้าอนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล การปรับให้อนุกรมเวลาเป็นสเตชันนารีนั้นจะทำได้โดยหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลควบคู่กันไป d และ D จะมีค่าเท่าไรนั้นขึ้นอยู่กับว่าอนุกรมเวลาใหม่เป็นสเตชันนารีหรือไม่

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ค่าผลต่างครั้งที่ d แบบไม่มีฤดูกาลเมื่อหาร่วมกันกับค่าผลต่างอย่างมีฤดูกาลครั้งที่ D แทนด้วยสัญลักษณ์ $\nabla^d \nabla_L^D Y_t$

เมื่อ D แทนจำนวนครั้งของค่าผลต่างฤดูกาล

d แทนจำนวนครั้งของค่าผลต่างไม่มีฤดูกาล

L แทนจำนวนฤดูกาลต่อปี

และ ค่าผลต่างครั้งที่ d เท่ากับ $(1-B)^d Y_t$

ค่าผลต่างครั้งที่ D เท่ากับ $\left(1-B^L\right)^D Y_t$

4. กรณีความแปรปรวนเปลี่ยนไปตามเวลา การเปลี่ยนแปลงกระบวนการที่ความแปรปรวนไม่คงที่สามารถแปลงได้หลายวิธี ขึ้นอยู่กับลักษณะการเปลี่ยนแปลงความแปรปรวน ถ้าความแปรปรวนเป็นสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลา โดยที่ค่าเฉลี่ยอนุกรมเวลาเพิ่มขึ้น หรือลดลงอย่างคงที่ ก็ควรจะแปลงด้วยวิธีการลอการิทึม $(\ln Y_t)$ การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบบ๊อกซ์และเจนกินส์ ประกอบด้วย 4 ขั้นตอน คือ การหาตัวแบบ (Identification) การประมาณค่า (Estimation) การตรวจสอบตัวแบบ (Diagnostic Checking) และการพยากรณ์ (Forecasting) โดยมีรายละเอียดดังนี้

2.2.2.1 ขั้นตอนที่ 1 การหาตัวแบบ (Identification)

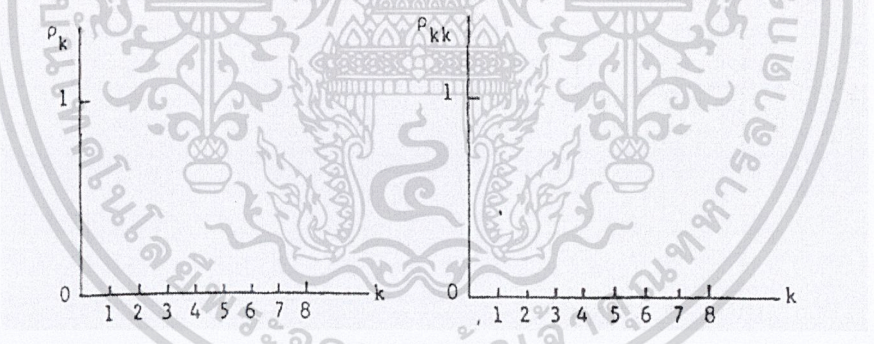
เมื่ออนุกรมเวลาสเตชันนารีแล้ว การหาตัวแบบที่คาดว่าจะเหมาะสมให้กับอนุกรมเวลา ทำโดยพิจารณาเปรียบเทียบ ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง (Autocorrelation) และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองบางส่วน (Partial Autocorrelation) ของประชากร (ρ_k และ ρ_{kk}) ของแต่ละตัวแบบ เนื่องจากต้องพิจารณา ρ_k และ ρ_{kk} พร้อมกันหลาย ๆ ค่าจึงมักพิจารณาจากรูปที่เรียกว่าคอเรลโรแกรม (Correlogram) ที่ได้จากการวาดกราฟ ρ_k และ ρ_{kk} เทียบกับ k ดังนั้นการพิจารณาเปรียบเทียบจะเป็นการเปรียบเทียบคอเรลโรแกรมของ ρ_k กับ ρ_{kk} สำหรับแต่ละรูปแบบมีคอเรลโรแกรมของ ρ_k และ ρ_{kk} ต่างกัน อนุกรมเวลาที่จะนำมากำหนดตัวแบบจะต้องเป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารีเท่านั้น โดยตัวแบบของอนุกรมแต่ละตัวแบบมีเงื่อนไขที่ทำให้อนุกรมเวลาสเตชันนารีแตกต่างกันดังตัวอย่าง แสดงดังตารางที่ 2.3

ลักษณะของ ρ_k และ ρ_{kk} ที่แสดงด้วยคอเรลโรแกรมสำหรับตัวแบบ $ARMA(p,q)$ ต่าง ๆ แสดงดังรูปที่ 2.6-2.9 ตามลำดับ โดยตัวแบบ White Noise จะมี $\rho_k = \rho_{kk} = 0$ แสดงดังรูปที่ 2.6

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 2.3 ตัวอย่างของตัวแบบ $ARMA(p,q)$ สมการและเงื่อนไข

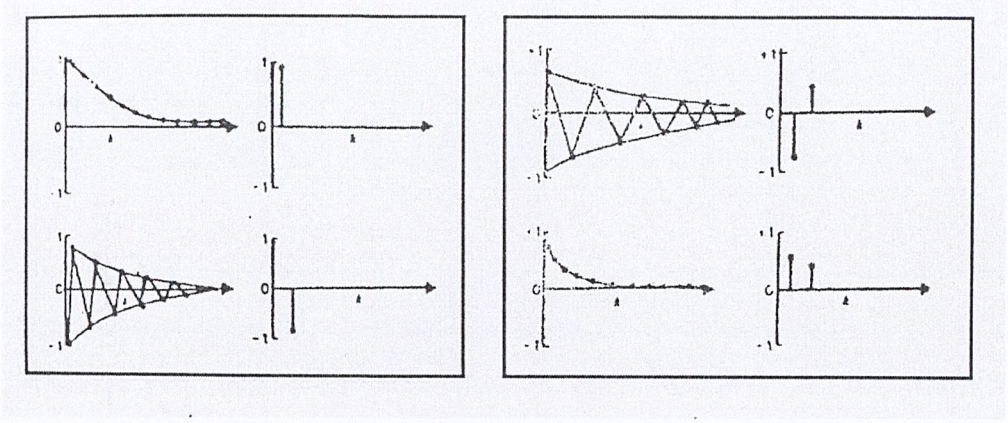
ตัวแบบ $ARMA(p,q)$	สมการ	เงื่อนไข
White noise	$Y_t = \theta_0 + \varepsilon_t$	
$AR(1)$	$Y_t = \theta_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$	$-1 < \phi_1 < 1$
$AR(2)$	$Y_t = \theta_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t$	$\phi_2 + \phi_1 < 1, \phi_2 - \phi_1 < 1$ $-1 < \phi_2 < 1$
$MA(1)$	$Y_t = \theta_0 + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$	$-1 < \theta_1 < 1$
$MA(2)$	$Y_t = \theta_0 + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2}$	$\theta_2 + \theta_1 < 1,\ \theta_2 - \theta_1 < 1$ $-1 < \theta_2 < 1$
$ARMA(1,1)$	$Y_t = \theta_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$	$-1 < \phi_1 < 1, -1 < \theta_1 < 1$



รูปที่ 2.6 ρ_k และ ρ_{kk} สำหรับตัวแบบ White Noise (ทรงศิริ, 2549)

ตัวแบบ $AR(1)$และ $AR(2)$ค่าของ$|\rho_k|$ จะลดลงเร็วใกล้ 0 เมื่อ k มีค่าเพิ่มขึ้น ส่วน ρ_{kk} สำหรับ $AR(1)$ จะมีค่าเป็น 0 เมื่อ k = 2, 3, ... และสำหรับ $AR(2)$ค่าของ$|\rho_k|$ จะลดลงเร็วใกล้ 0 เมื่อ k มีค่าเพิ่มขึ้น และ ρ_{kk} จะมีค่าเป็น 0 เมื่อ k = 3, 4, ... แสดงดังรูปที่ 2.7

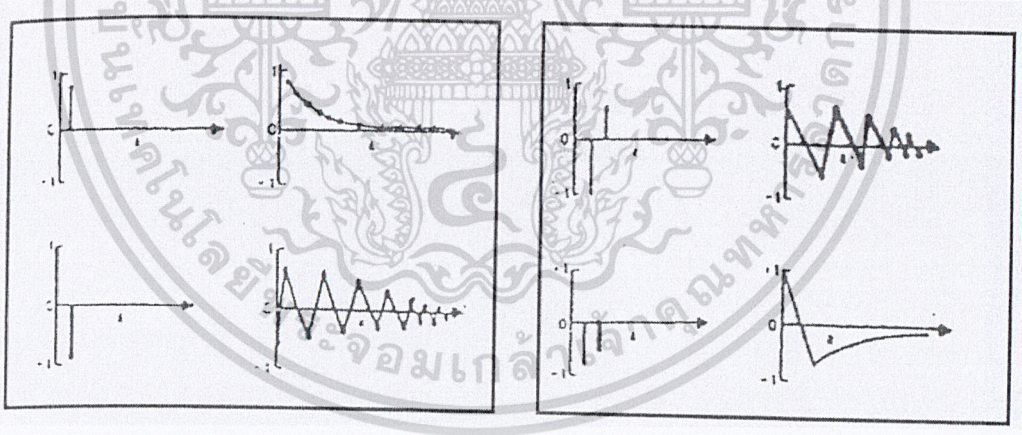
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



(ก) ตัวแบบ $AR(1)$ (ข) ตัวแบบ $AR(2)$

รูปที่ 2.7 ρ_k และ ρ_{kk} สำหรับ (ก) ตัวแบบ $AR(1)$ และ (ข) ตัวแบบ $AR(2)$ (ทรงศิริ, 2549)

ตัวแบบ $MA(1)$ และ $MA(2)$ ค่าของ $|\rho_{kk}|$ จะลดลงเร็วใกล้ 0 เมื่อ k มีค่าเพิ่มขึ้น ส่วน ρ_k สำหรับ $MA(1)$ จะมีค่าเป็น 0 เมื่อ k = 2, 3, ... และสำหรับ $MA(2)$ ค่า ρ_k จะมีค่าเป็น 0 เมื่อ k = 3, 4,... แสดงดังรูปที่ 2.8



(ก) ตัวแบบ $MA(1)$ (ข) ตัวแบบ $MA(2)$

รูปที่ 2.8 ρ_k และ ρ_{kk} สำหรับ (ก) ตัวแบบ $MA(1)$ และ (ข) ตัวแบบ $MA(2)$ (ทรงศิริ, 2549)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตัวแบบทั่วไปของบ๊อกซ์และเจนกินส์สำหรับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มและฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง ตัวแบบที่ใช้ได้แก่ $ARIMA(p,d,q)\times SARIMA(P,D,Q)_L$ ซึ่งมีตัวแบบดังนี้

$$\phi_p(B)\phi_p(B^L)Z_t = \theta_0 + \theta_q(B)\theta_Q(B^L)\varepsilon_t$$

เมื่อ

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

$$\phi_{PL}(B^L) = (1-\phi_{1L}B^L - \phi_{2L}B^{2L} - \ldots - \phi_{PL}B^{PL})$$

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

$$\theta_{QL}(B^L) = (1-\theta_{1L}B^L - \theta_{2L}B^{2L} - \ldots - \theta_{QL}B^{QL})$$

$$Z_t = (1-B^L)^D(1-B)^d Y_t$$

เมื่อ $\phi_1,\phi_2,\ldots,\phi_p$ คือ พารามิเตอร์ของการถดถอยในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาล

$\theta_1,\theta_2,\ldots,\theta_Q$ คือ พารามิเตอร์ของการเฉลี่ยเคลื่อนแบบไม่มีฤดูกาล

$\phi_{1L},\phi_{2L},\ldots,\phi_{PL}$ คือ พารามิเตอร์ของการถดถอยในตัวเองแบบมีฤดูกาล

$\theta_{1L},\theta_{2L},\ldots,\theta_{QL}$ คือ พารามิเตอร์ของการเฉลี่ยเคลื่อนแบบมีฤดูกาล

p คือ อันดับของ AR (Autoregressive)

q คือ อันดับของ MA (Moving Average)

d คือ จำนวนครั้งของค่าผลต่างไม่มีฤดูกาล

D คือ จำนวนครั้งของค่าผลต่างมีฤดูกาล

P คือ อันดับของ SAR (Seasonal Autoregressive)

Q คือ อันดับของ SMA (Seasonal Moving Average)

L คือ ระยะห่างฤดูกาล

ε_t คือ อนุกรมเวลาและความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t

ตัวแบบ $ARIMA(p,d,q)$ สำหรับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเพียงอย่างเดียว มีลักษณะของ ρ_k และ ρ_{kk} ของตัวแบบ $ARIMA(p,d,q)$ แสดงดังรูปตารางที่ 2.4

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 2.4 ลักษณะของ $\rho_k(Y_t), \rho_k(Z_t)$ และ $\rho_{kk}(Z_t)$ สำหรับตัวแบบ $ARIMA(p,d,q)$

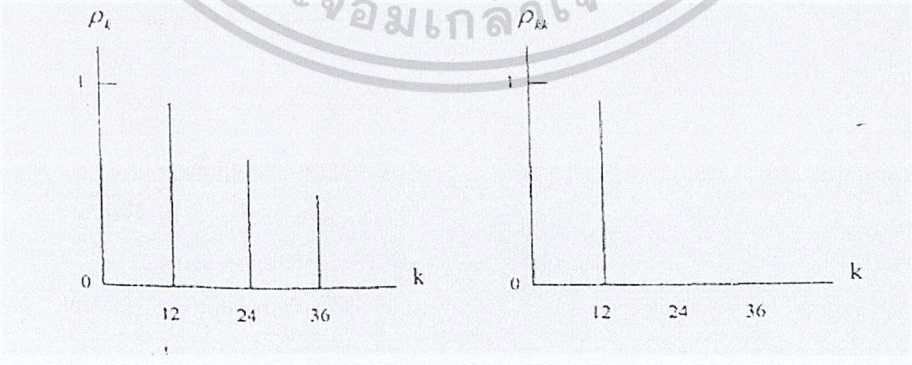
รูปแบบของ อนุกรมเวลา $\{Z_t\}$	ลักษณะของ $\rho_k(Y_t)$	ลักษณะของ $\rho_k(Z_t)$	ลักษณะของ $\rho_{kk}(Z_t)$
Random walk	ลดลงอย่างช้าๆ	ทุก ρ_k เป็น 0	ทุก ρ_{kk} เป็น 0
$ARI(1,1)$	ลดลงอย่างช้าๆ	ค่าลดลงเร็วใกล้ 0	ρ_{kk} เป็น 0 สำหรับ k=2, 3, …
$IMA(1,1)$	ลดลงอย่างช้าๆ	ρ_k เป็น 0 สำหรับ k=2, 3, …	ค่า ρ_{kk} ลดลงเร็วใกล้ 0
$ARIMA(1,1,1)$	ลดลงอย่างช้าๆ	ค่าลดลงเร็วใกล้ 0	ค่าลดลงเร็วใกล้ 0

ตัวแบบ $SARIMA(P,D,Q)$ สำหรับอนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยลักษณะของ ρ_k และ ρ_{kk} ของตัวแบบ $SARMA(P,Q)_L$ เมื่อ L= 12 แสดงดังตารางที่ 2.5

ตารางที่ 2.5 ลักษณะของ $\rho_k(Z_t)$ และ $\rho_{kk}(Z_t)$ สำหรับตัวแบบ $SARMA(P,Q)_{12}$

รูปแบบ	ลักษณะของ $\rho_k(Z_t)$	ลักษณะของ $\rho_{kk}(Z_t)$
$SAR(1)_{12}$	$\rho_{12}, \rho_{24}, \ldots$ มีค่าลดลงเร็วใกล้ 0	$\rho_{kk} = 0$ สำหรับ k = 24,36,…
$SMA(1)_{12}$	$\rho_k = 0$ สำหรับ k = 24,36,…	$\rho_{12,12}, \rho_{24,24}, \ldots$ มีค่าลดลงเร็วใกล้ 0

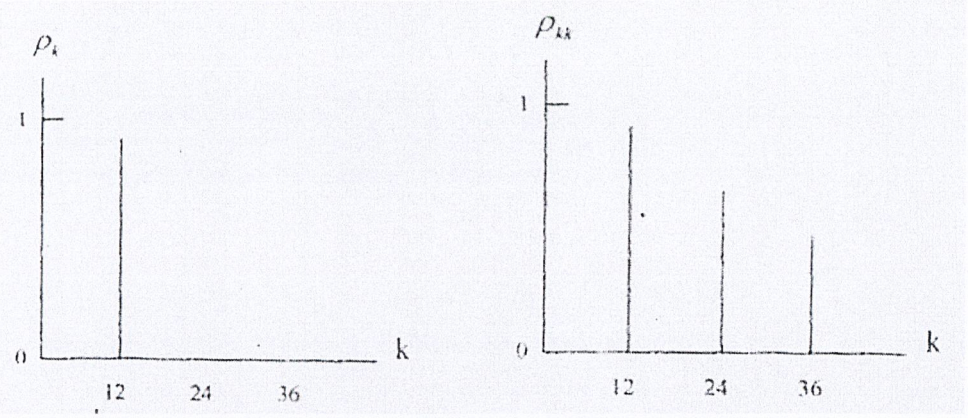
ตัวอย่างคอเรลโรแกรมของ ρ_k และ ρ_{kk} สำหรับ $SAR(1)_{12}$ ดังแสดงดังรูปที่ 2.9 และคอเรลโรแกรมของ ρ_k และ ρ_{kk} สำหรับ $SMA(1)_{12}$ แสดงดังรูปที่ 2.10



รูปที่ 2.9 ρ_k และ ρ_{kk} ของตัวแบบ $SAR(1)_{12}$ (ทรงศิริ, 2549)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สำนักหอสมุดกลาง พระจอมเกล้าลาดกระบัง



รูปที่ 2.10 ρ_k และ ρ_{kk} ของตัวแบบ $SMA(1)_{12}$ (ทรงศิริ, 2549)

2.2.2.2 ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ (Estimation)

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Square Method) โดยกำหนดค่าประมาณเบื้องต้น (Initial Estimate) ของพารามิเตอร์เพื่อหาค่าประมาณสุดท้าย (Final Estimate) โดยการทำซ้ำซึ่งค่าประมาณที่ทำให้ผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อน $\left(\sum e_t^{\,2}\right)$ ค่าต่ำสุดจะเป็นค่าประมาณที่ใช้ในสมการพยากรณ์ (มุกดา, 2550)

2.2.2.3 ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ (Diagnostic Checking)

วิธีการตรวจสอบส่วนใหญ่จะใช้ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ (e_t) ซึ่งเป็นผลต่างระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์ $\left(e_t = Y_t - \hat{Y}_t\right)$ โดยมีวิธีการพิจารณาดังนี้ (มุกดา, 2550)

3.1 พิจารณาว่าพารามิเตอร์ในตัวแบบมีค่าเป็น 0 หรือไม่ ด้วยการทดสอบสมมติฐาน

$$H_0 : \theta = 0$$
$$H_1 : \theta \neq 0$$

สถิติทดสอบ $t = \dfrac{\hat{\theta}}{S_{\hat{\theta}}}$ ปฏิเสธ H_0 เมื่อ $|t| > t_{\frac{\alpha}{2},n-1}$ ที่ระดับนัยสำคัญ α

ในกรณีที่ปฏิเสธ H_0 แสดงว่าค่า θ ไม่เท่ากับ 0 ซึ่งพารามิเตอร์ θ ควรมีในตัวแบบ นั่นคือ ตัวแบบที่กำหนดมาในขั้นที่1และขั้นที่ 2 เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

2.2.2.4 ขั้นตอนที่ 4 การพยากรณ์ (Forecasting)

เมื่อได้ตัวแบบที่เหมาะสมแล้ว การพยากรณ์จะใช้สมการพยากรณ์ที่ดีที่สุด และผ่านการตรวจสอบในขั้นตอนที่ผ่านมาแล้ว (มุกดา, 2550)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้
117161

2.3 ค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์

ทรงศิริ แต้สมบัติ (2549) กล่าวว่าความถูกต้องของการพยากรณ์เป็นสิ่งที่ผู้ใช้ค่าพยากรณ์ต้องการ ความถูกต้องของการพยากรณ์จะมีมากหรือน้อยขึ้นอยู่กับว่า ได้ค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าจริงมากหรือน้อย หรือค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ (Error) มีค่ามากหรือน้อย นั่นคือ ถ้าค่าจริงต่างจากค่าพยากรณ์มาก ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์จะมีค่าสูง จะมีค่าต่ำถ้าค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าจริง สำหรับวิธีการตรวจสอบความแม่นยำของการพยากรณ์จะพิจารณาจากค่าจริงของข้อมูล (Y_i) เปรียบเทียบกับค่าพยากรณ์ของข้อมูล $(\hat{Y}_i)$ เมื่อ

Y_i แทนค่าข้อมูลชุดจริงที่ i เมื่อ $i = 1,2,3,...,n$

$\hat{Y}_i$ แทนค่าพยากรณ์ชุดที่ i เมื่อ $i = 1,2,3,...,n$

e_i แทนค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ชุดที่ i เมื่อ $i = 1,2,3,...,n$

n แทนจำนวนข้อมูลทั้งหมด

$$e_i = Y_i - \hat{Y}_i \text{ เมื่อ } i = 1,2,3,...,n$$

วิธีการตรวจสอบความแม่นยำของการพยากรณ์ โดยทั่วไปที่นิยมใช้มีหลายวิธี แต่สำหรับปัญหาพิเศษ ผู้วิจัยได้เลือกใช้ค่าต่อไปนี้เป็นเกณฑ์ในการวัดความแม่นยำของแบบจำลองที่ใช้ในการพยากรณ์

ค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Square Error : $RMSE$)

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

สัมประสิทธิ์ของการตัดสินใจ (R-square)

$$R - square = 1 - \frac{SSE}{SST}$$

ผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อน (Sum Square of Error : SSE)

$$SSE = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

เมื่อ

Y_i คือ ข้อมูลค่าจริง

$\hat{Y}_i$ คือ ค่าประมาณจากการพยากรณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ผลรวมกำลังสองของผลรวมทั้งหมด (Sum Square of Total : SST)

$$SST = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \bar{Y})^2$$

เมื่อ $\bar{Y}$ คือ ค่าเฉลี่ยของข้อมูลค่าจริง

2.4 เอกสารงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับปริมาณน้ำฝนและปรากฏการณ์เอลนีโญและลานีญา

รัศมี หนานสายออ (2542) ได้ทำการเปรียบเทียบหาตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนในภาคตะวันออกเฉียงเหนือเพื่อวางแผนการเพาะปลูกพืชจากการใช้เทคนิคการพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลาที่มีระดับค่าเฉลี่ยคงที่ (Constant Mean Model) วิธีการแยกองค์ประกอบ วิธีการพยากรณ์ของวินเทอร์ วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง และวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์ โดยพิจารณาจากค่าเฉลี่ยของเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ที่ต่ำที่สุด โดยศึกษากับข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนใน 19 จังหวัด ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ คือ จังหวัดเลย อุดรธานี หนองคาย หนองบัวลำภู สกลนคร นครพนม ชัยภูมิ ขอนแก่น กาฬสินธุ์ มุกดาหาร มหาสารคาม ร้อยเอ็ด ยโสธร อำนาจเจริญ อุบลราชธานี ศรีสะเกษ สุรินทร์ บุรีรัมย์ และนครราชสีมา ตั้งแต่ปี 2529-2539 เพื่อพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนในปี 2540 และยังได้ทำการวิเคราะห์แนวโน้มพื้นผิว (Trend Surface Analysis) ของปริมาณน้ำฝนด้วยตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นพหุ (Multiple Regression) เพื่อเปรียบเทียบกับตัวแบบพยากรณ์ทั้ง 5 วิธี

ผลการเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์พบว่าวิธีการแยกส่วนประกอบเป็นวิธีการที่เหมาะสมกับลักษณะข้อมูลปริมาณน้ำฝนมากที่สุด สำหรับทุกจังหวัดในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ส่วนการวิเคราะห์แนวโน้มพื้นผิวพบว่า เมื่อข้อมูลปริมาณน้ำฝนที่ได้จากการจดบันทึกในปี 2539 ซึ่งเลือกจากสถานีอุตุนิยมวิทยาจำนวน 93 สถานี จาก 300 สถานี ใน 19 จังหวัด และตำแหน่งที่ตั้งเส้นรุ้งเส้นแวงของสถานี เพื่อพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนไปยังสถานีเป้าหมาย 10 สถานี เมื่อเปรียบเทียบค่าพยากรณ์จากการวิเคราะห์แนวโน้มพื้นผิว กับพยากรณ์ด้วยค่าเฉลี่ยคงที่ วิธีแยกส่วนประกอบ การพยากรณ์ของวินเทอร์ และวิธีของบ๊อกซ์และเจนกินส์ พบว่าการวิเคราะห์แนวโน้มพื้นผิวให้ค่าพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนใกล้เคียงกับปริมาณน้ำฝนจริงมากที่สุด

วราฤทธิ์ พานิชกิจโกศลกุล (2550) ได้ทำการพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดหนองคายในเดือนมิถุนายน 2549 ถึงเดือนธันวาคม 2551 โดยเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 3 วิธี คือ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีของวินเทอร์และวิธีของบ๊อกซ์และเจนกินส์ ซึ่งพิจารณาจากค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent: MAPE) ที่ต่ำที่สุด โดยศึกษากับข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดหนองคายโดยข้อมูลปริมาณน้ำฝนได้มาจากสำนักพัฒนาอุตุนิยมวิทยากรมอุตุนิยมวิทยา กระทรวงเทคโนโลยีสารสนเทศและการสื่อสาร ตั้งแต่เดือน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

มกราคม 2539 ถึงเดือนพฤษภาคม 2548 เพื่อพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนในเดือนมิถุนายน 2548 ถึงเดือนพฤษภาคม 2549 ซึ่งนำมาใช้ในการพิจารณาเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์พบว่า วิธีแยกส่วนประกอบ เป็นวิธีการที่เหมาะสมกับลักษณะข้อมูลปริมาณน้ำฝนมากที่สุด สำหรับค่าพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนรวมทั้งปีของปี พ.ศ. 2550 และ 2551 อยู่ระหว่าง 762 ถึง 3,482 มิลลิเมตรต่อปี ด้วยความเชื่อมั่น 95%

รุ่งใจ แสงทอง (2547) ได้ทำการพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนในจังหวัดตาก โดยใช้วิธีอนุกรมเวลาแบบคลาสสิค การทำให้เรียบแบบการเฉลี่ยเคลื่อนที่ และการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โพเนนเชียล โดยใช้ข้อมูลปริมาณน้ำฝนในจังหวัดตาก ซึ่งเป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน เก็บรวบรวมตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2514 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2544 รวมระยะเวลา 372 เดือน ในการวิเคราะห์ข้อมูลจะพิจารณาจากส่วนเบี่ยงเบนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAD) ถ้าวิธีใดมีส่วนเบี่ยงเบนสัมบูรณ์เฉลี่ยน้อยกว่าแสดงว่ามีประสิทธิภาพในการพยากรณ์ดีกว่า จากการวิเคราะห์โดยพิจารณาส่วนเบี่ยงเบนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAD) ผลการศึกษาพบว่า วิธีคลาสสิคในรูปแบบที่มีการหาค่าแนวโน้มโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด มีค่า MAD เท่ากับ 40.485 ซึ่งเป็นวิธีที่ให้ค่า MAD ที่น้อยที่สุด

นอกจากวิธีดังกล่าวแล้ว ได้ทำการวิเคราะห์ข้อมูลโดยวิธีการหาดัชนีฤดูกาลจากการเฉลี่ยข้อมูลในแต่ละเดือน วิธีค่าเฉลี่ยอย่างง่าย รวมทั้งวิธีการแปลงข้อมูลให้อยู่ในรูปลอการิทึมและรากที่สอง แล้วทำการวิเคราะห์ข้อมูล พบว่า ส่วนเบี่ยงเบนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAD) ยังคงมีค่ามากกว่าวิธีคลาสสิคในรูปแบบที่มีการหาค่าแนวโน้มโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

ดังนั้นการพยากรณ์ข้อมูลปริมาณน้ำฝนในจังหวัดตาก จึงใช้วิธีคลาสสิคในรูปแบบที่มีการหาค่าแนวโน้มโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดในการพยากรณ์ เนื่องจากมีส่วนเบี่ยงเบนสัมบูรณ์เฉลี่ยน้อยที่สุด

วราฤทธิ์ พานิชกิจโกศลกุล (2549) ทำการศึกษาเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์ทองคำโดยทองคำเป็นหลักทรัพย์ทางเศรษฐกิจที่สำคัญในฐานะทุนสำรองระหว่างประเทศ และมีความเกี่ยวข้องกับฐานะและเสถียรภาพทางการเงินของทุกประเทศ ดังนั้นจึงควรมีการหาตัวแบบอนุกรมเวลาสำหรับการพยากรณ์ราคาทองคำก็จะสามารถใช้เป็นแนวทางในการรักษาเสถียรภาพของราคา ตัวแบบอนุกรมเวลาที่สร้างสำหรับพยากรณ์ระยะสั้นล่วงหน้า 10 วัน โดยเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 3 วิธี คือ วิธีการพยากรณ์ของโฮลต์ วิธีการพยากรณ์ของบ๊อกซ์และเจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์รวมโดยใช้การวิเคราะห์การถดถอยซึ่งพิจารณาจากค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent Error: MAPE) ที่ต่ำที่สุด โดยศึกษากับข้อมูลราคาทองคำรูปพรรณรับซื้อรายวันจำนวน 857 วันซึ่งแหล่งที่มาของข้อมูล คือ สมาคมค้าทองคำ ซึ่งสืบค้นทางอินเทอร์เน็ต (สมาคมค้าทองคำ, 2548) ผลการวิจัยพบว่า การพยากรณ์ราคาทองคำรูปพรรณรับซื้อรายวัน โดยวิธีการพยากรณ์ของบ๊อกซ์และเจนกินส์มีประสิทธิภาพมากกว่าวิธีอื่นๆ เนื่องจากให้ค่า MAPE ต่ำสุด สรุปได้ว่าตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมคือ ARIMA(0,2,1) ซึ่งมีสมการพยากรณ์คือ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งไม่อนุญาตให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารนี้ทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$Y_t - Y_{t-2} = \varepsilon_t - 0.9997909\varepsilon_{t-1}$ เมื่อ Y_t และ ε_t แทน อนุกรมเวลา และความผิดพลาดสุ่ม ณ เวลา t ตามลำดับ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

บทที่ 3
วิธีการดำเนินการวิจัยและผลการทดลอง

การวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างตัวแบบที่เหมาะสม สำหรับการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ยของจังหวัดต่าง ๆ ในประเทศไทย โดยใช้เทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลาบ๊อกซ์และเจนกินส์ (Box-Jenkins) มีขั้นตอนการดำเนินการการศึกษาวิจัยดังนี้

1. การเก็บรวบรวมข้อมูล
2. ศึกษาและวิเคราะห์ข้อมูลเบื้องต้น
3. หาตัวแบบพยากรณ์
4. การวิเคราะห์และสรุปผล

3.1 ลักษณะข้อมูลและแหล่งที่มาของข้อมูล

3.1.1 ลักษณะข้อมูล

ข้อมูลที่นำมาใช้ในการศึกษาครั้งนี้ เป็นข้อมูลทุติยภูมิของปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ยในประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลเป็นรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2552

3.1.2 แหล่งที่มาของข้อมูล

ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ยในประเทศไทย เป็นข้อมูลที่อ้างอิงจาก กรมอุตุนิยมวิทยา กระทวงเทคโนโลยีสารสนเทศและการสื่อสาร

3.2 ขั้นตอนการดำเนินงาน

3.2.1 ศึกษาลักษณะของข้อมูล โดยการศึกษากราฟอนุกรมเวลา เพื่อดูการเคลื่อนไหวของข้อมูลทั้งหมดว่ามีแนวโน้มแบบใด มีฤดูกาลหรือไม่ โดยข้อมูลที่จะศึกษา คือปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิอากาศเฉลี่ยของประเทศไทยเป็นรายเดือน

3.2.2 วิเคราะห์ข้อมูล เพื่อหาตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์ โดยใช้การวิเคราะห์อนุกรมเวลา วิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์ เพื่อ

3.2.2.1 กำหนดตัวแบบที่เหมาะสม

3.2.2.2 ประมาณค่าพารามิเตอร์

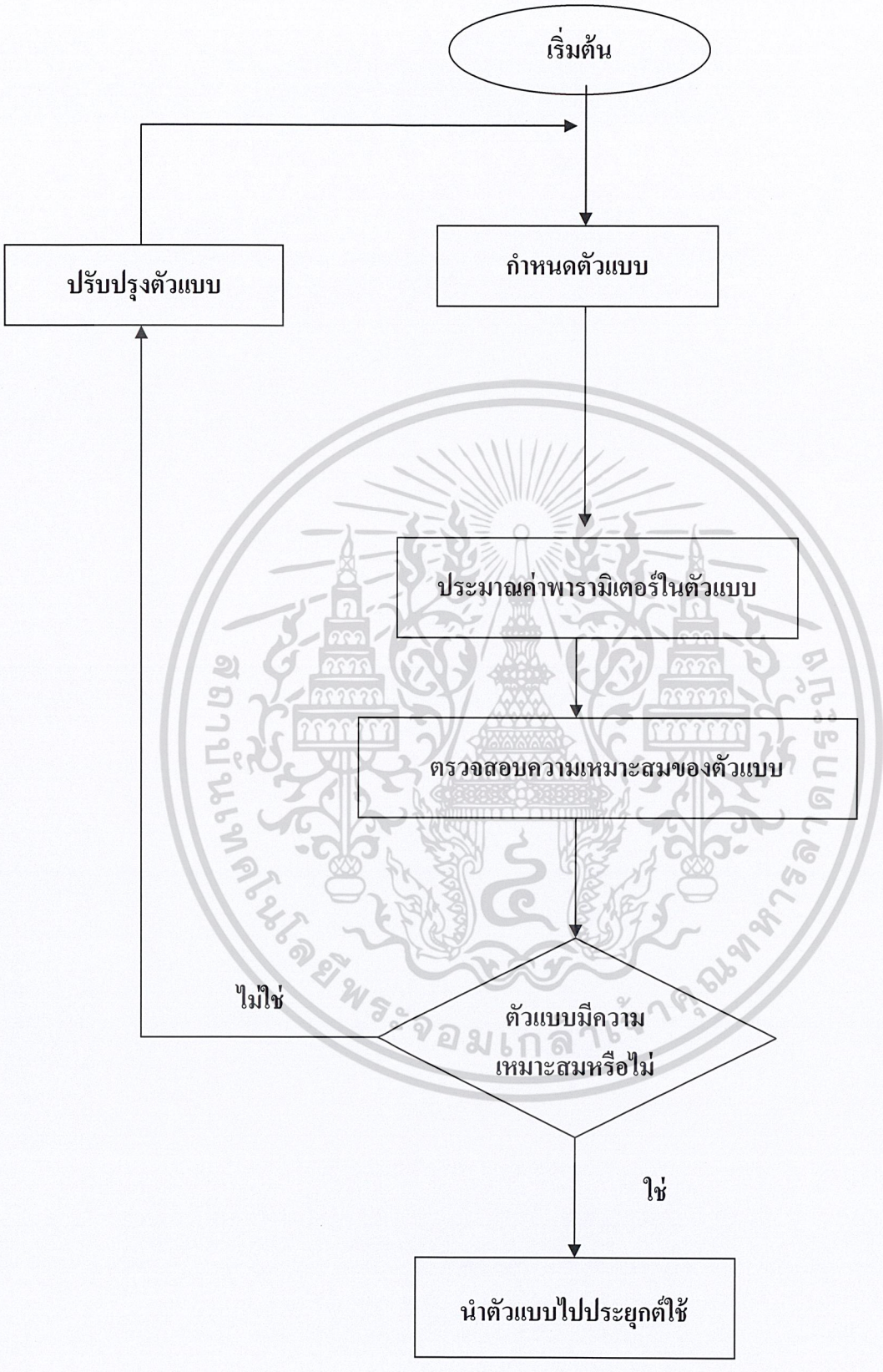
3.2.2.3 ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

3.2.3 วัดความถูกต้องของการพยากรณ์ โดยใช้ค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) เพื่อสรุปเลือกหาตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดสำหรับอธิบายและการพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ย ซึ่งตัวแบบที่เหมาะสมจะเป็นตัวแบบที่ทำให้ค่า RMSE มีค่าต่ำที่สุด

3.2.4 นำค่าพารามิเตอร์ที่จากการประมาณของตัวแบบที่เหมาะสมมาสร้างเป็นสมการสำหรับพยากรณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.1 แสดงขั้นตอนการวิเคราะห์โดยวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์

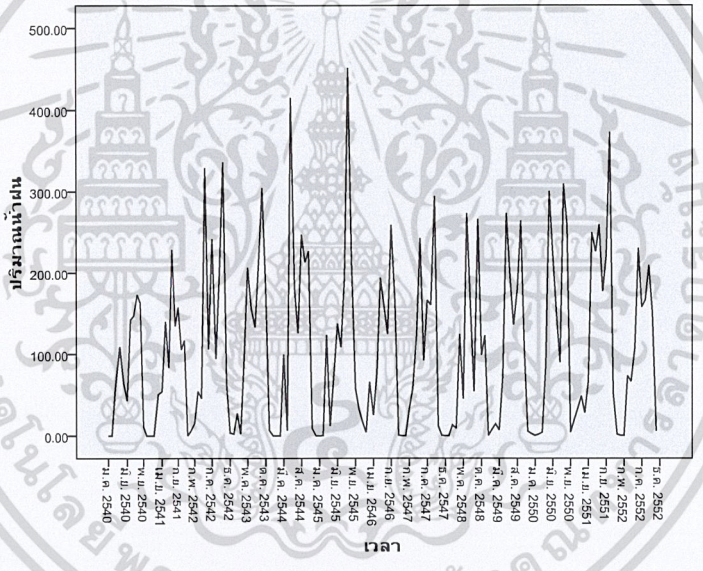
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

3.3 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาของปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยในประเทศไทย

หัวข้อนี้เป็นการศึกษาข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยในประเทศไทย โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างตัวแบบปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยในประเทศไทย ซึ่งสามารถนำมาใช้ประโยชน์เพื่อพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยในอนาคต และเพื่อคาดการณ์การเกิดปรากฏการณ์เอลนีโญและปรากฏการณ์ลานีญาในประเทศไทย โดยวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์ โดยใช้ข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยรายเดือน ตั้งแต่ มกราคม 2540 ถึง ธันวาคม 2552 ของจังหวัดกำแพงเพชร นครพนม หนองคาย อุบลราชธานี ประจวบคีรีขันธ์

3.3.1 วิเคราะห์ข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ย โดยวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์

อนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนกำแพงเพชร

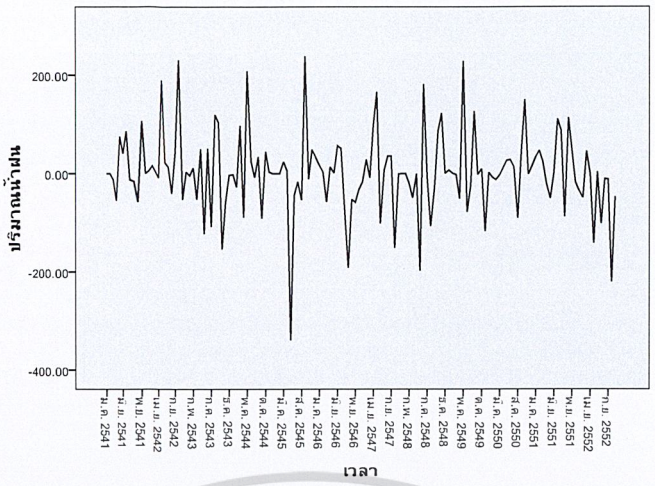


รูปที่ 3.2 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดกำแพงเพชร ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552

ขั้นตอนที่ 1 เป็นการตรวจสอบสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลา โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเทียบกับเวลา

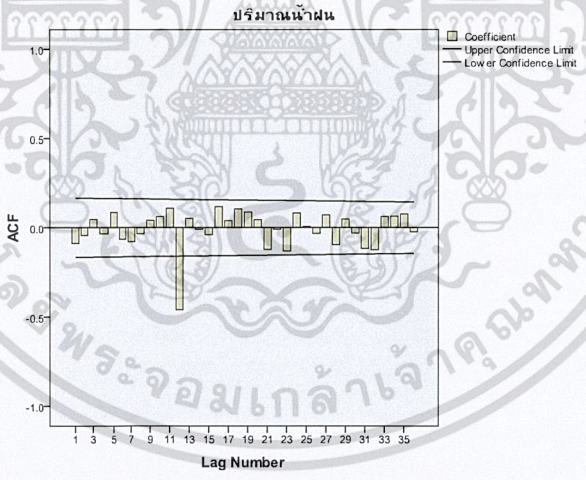
จากรูปที่ 3.2 พบว่า การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดกำแพงเพชร ไม่สเตชันนารี เนื่องจากข้อมูลมีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จึงต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารี โดยการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 แสดงได้ดังรูปที่ 3.3

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



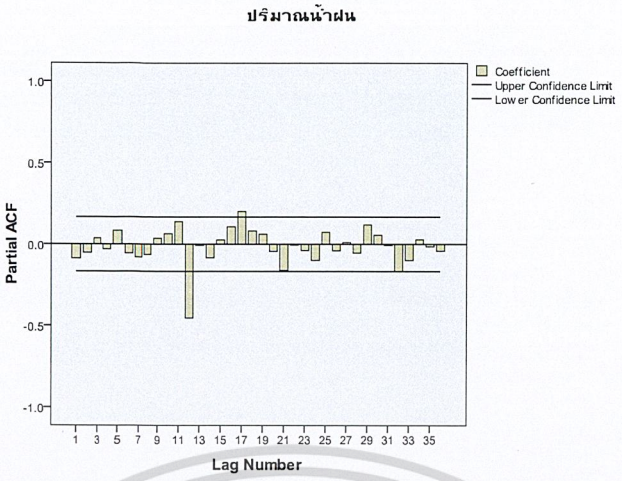
รูปที่ 3.3 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดกำแพงเพชร ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

จากรูปที่ 3.3 พบว่า เมื่อทำการหาค่าผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 อนุกรมเวลาลดลงเข้าสู่ 0 แสดงว่า อนุกรมเวลาสเตชันนารี



รูปที่ 3.4 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดกำแพงเพชร ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.5 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดกำแพงเพชร ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

จากรูปที่ 3.4 และ รูปที่ 3.5 พบว่า คอเรลโรแกรม ACF และ PACF ของผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดกำแพงเพชร มีลักษณะลดลงเข้าสู่ศูนย์อย่างรวดเร็ว แสดงว่า อนุกรมเวลาจากผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่1 ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือน เป็นแบบสเตชันนารี ตัวแบบที่เป็นไปได้ คือ ARIMA(0,0,0) × $SARIMA(0,1,1)_{12}$ แสดงดังตารางที่ 3.1

ตารางที่ 3.1 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × $SARIMA(0,1,1)_{12}$ ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดกำแพงเพชร

ชื่อตัวแบบ	ชนิดตัวแบบ
ปริมาณน้ำฝนของกำแพงเพชร	ARIMA(0,0,0) × $SARIMA(0,1,1)_{12}$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์

ตารางที่ 3.2 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

	Estimate	SE	t	Significant
ปริมาณน้ำฝนของกำแพงเพชร Seasonal Difference	1			
MA , Seasonal Lag 1	0.775	0.067	11.617	0.000

จากตารางที่ 3.2 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ โดยได้ค่าประมาณ SMA (MA Seasonal) เท่ากับ 0.775

ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ

3.1 เป็นการตรวจสอบความเหมาะสมของค่าประมาณพารามิเตอร์

จากตารางที่ 3.2 นำค่าประมาณพารามิเตอร์ มาตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยตั้งสมมติฐาน ดังนี้

H_0 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ = 0

H_1 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ ≠ 0

$H_0 : \theta_{12} = 0$

$H_1 : \theta_{12} \neq 0$

จากตารางที่ 3.2 พบว่า ค่า Significant = 0.000 ของค่า θ_{12} มีค่าน้อยกว่าค่าระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ ดังนั้นจึงปฏิเสธ H_0 แสดงว่า $\theta_{12} \neq 0$ ซึ่งพารามิเตอร์ θ_{12} ควรมีในตัวแบบ นั่นคือ ตัวแบบที่กำหนดเป็นตัวแบบที่เหมาะสม

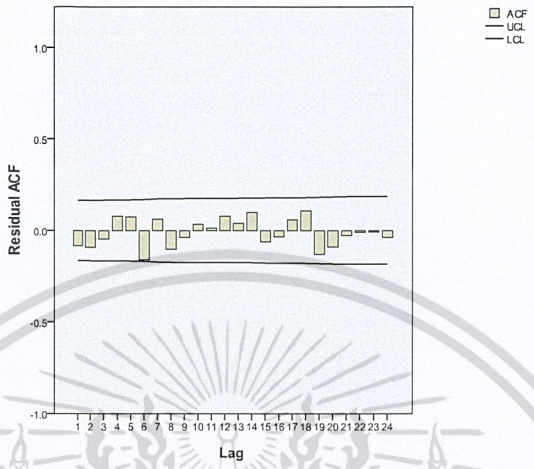
3.2 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

ตารางที่ 3.3 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

Model	Model Fit statistics	
	R-squared	RMSE
ปริมาณน้ำฝนของกำแพงเพชร	0.740	54.405

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

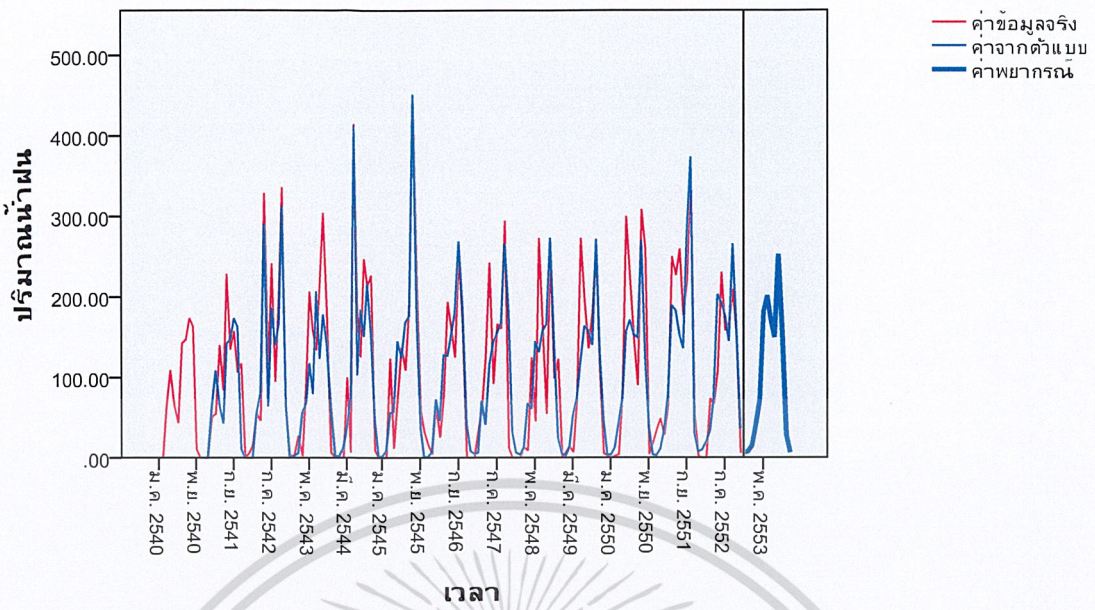
จากตารางที่ 3.3 R-squared มีค่าเท่ากับ 0.740 ซึ่งมีค่าเข้าใกล้ 1 แสดงว่าสามารถอธิบายความผันแปรของปริมาณน้ำฝน (Y_t) ได้มาก และค่า RMSE = 54.405 เป็นค่าที่ต่ำที่สุดของตัวแบบที่เหมาะสมของข้อมูลปริมาณน้ำฝนเดือนจังหวัดกำแพงเพชร



รูปที่ 3.6 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

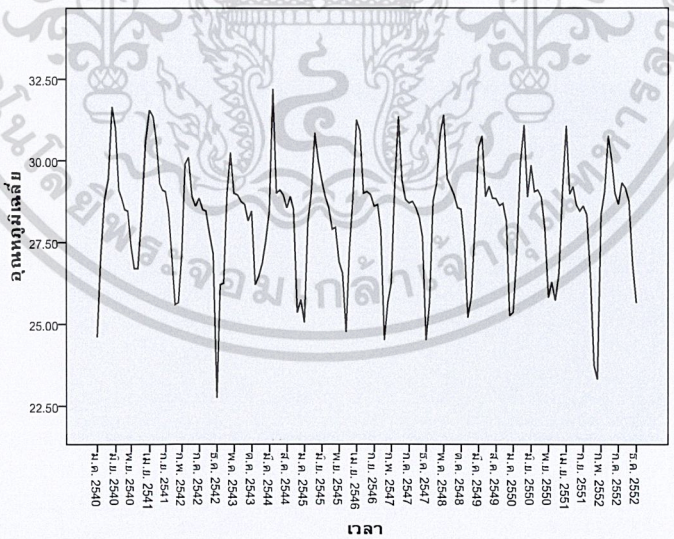
จากรูปที่ 3.6 พบว่า คอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ อยู่ในช่วงความเชื่อมั่นที่ 95% นั่นหมายถึงว่า ตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ มีความเหมาะสม จึงนำตัวแบบที่ได้มาพยากรณ์ข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดกำแพงเพชรในปี 2553 ดังแสดงในรูปที่ 3.7

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.7 แสดงอนุกรมเวลาของปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดกำแพงเพชร และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่ มกราคม ถึง ธันวาคม ปีพ.ศ. 2553 โดยตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ซึ่งมีค่า RMSE = 54.405

อนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของกำแพงเพชร

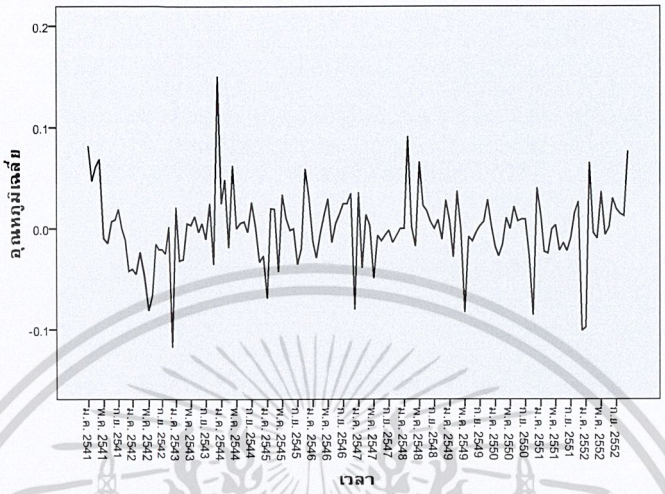


รูปที่ 3.8 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดกำแพงเพชร ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552

ขั้นตอนที่ 1 เป็นการตรวจสอบสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลา โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเทียบกับเวลา

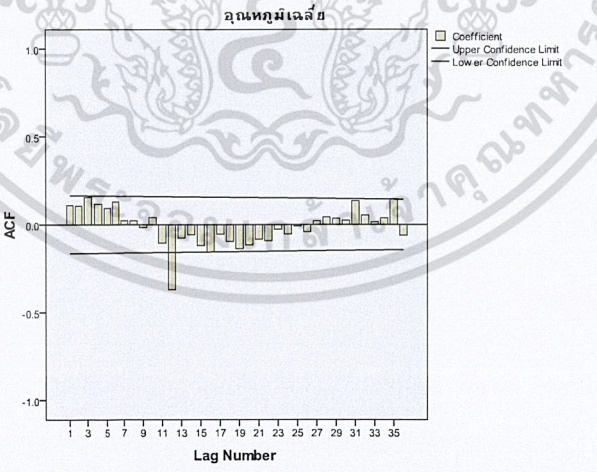
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 3.8 พบว่า การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดกำแพงเพชรไม่สเตชันนารี เนื่องจากข้อมูลมีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จึงต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารี โดยการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 แสดงได้ดังรูปที่ 3.57



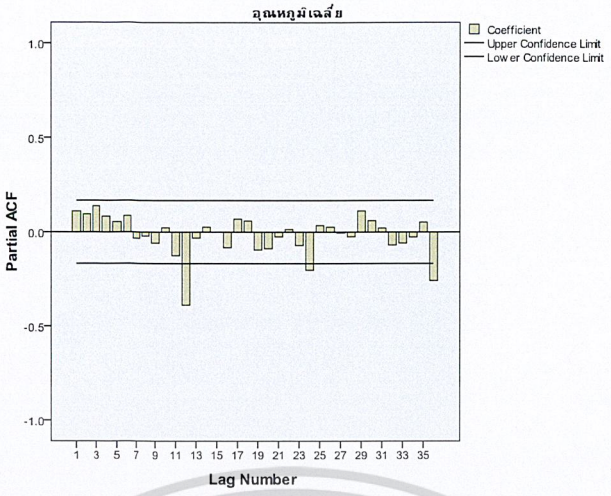
รูปที่ 3.9 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดกำแพงเพชร ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

จากรูปที่ 3.9 พบว่า เมื่อทำการหาค่าผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 อนุกรมเวลาลดลงเข้าสู่ 0 แสดงว่า อนุกรมเวลาสเตชันนารี



รูปที่ 3.10 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดกำแพงเพชร ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.11 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดกำแพงเพชร ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

จากรูปที่ 3.10 และ รูปที่ 3.11 พบว่า คอเรลโรแกรม ACF และ PACF ของผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดกำแพงเพชร มีลักษณะลดลงเข้าสู่ศูนย์อย่างรวดเร็ว แสดงว่า อนุกรมเวลาจากผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่1 ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ย เป็นแบบสเตชันนารี ตัวแบบที่เป็นไปได้ คือ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ แสดงดังตารางที่ 3.4

ตารางที่ 3.4 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดกำแพงเพชร

ชื่อตัวแบบ	ชนิดตัวแบบ
อุณหภูมิเฉลี่ยของกำแพงเพชร	ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์

ตารางที่ 3.5 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

	Estimate	SE	t	Significant
อุณหภูมิเฉลี่ยของกำแพงเพชร Seasonal Difference	1			
MA , Seasonal Lag 1	0.877	0.117	7.491	0.000

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากตารางที่ 3.5 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ โดยได้ค่าประมาณ SMA (MA Seasonal) เท่ากับ 0.877

ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ

3.1 เป็นการตรวจสอบความเหมาะสมของค่าประมาณพารามิเตอร์

จากตารางที่ 3.5 นำค่าประมาณพารามิเตอร์ มาตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยตั้งสมมติฐาน ดังนี้

H_0: ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ = 0

H_1: ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ $\neq$ 0

$H_0 : \theta_{12} = 0$

$H_1 : \theta_{12} \neq 0$

จากตารางที่ 3.5 พบว่า ค่า Significant = 0.000 ของค่า θ_{12} มีค่าน้อยกว่าค่าระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ ดังนั้นจึงปฏิเสธ H_0 แสดงว่า $\theta_{12} \neq 0$ ซึ่งพารามิเตอร์ θ_{12} ควรมีในตัวแบบ นั่นคือ ตัวแบบที่กำหนดเป็นตัวแบบที่เหมาะสม

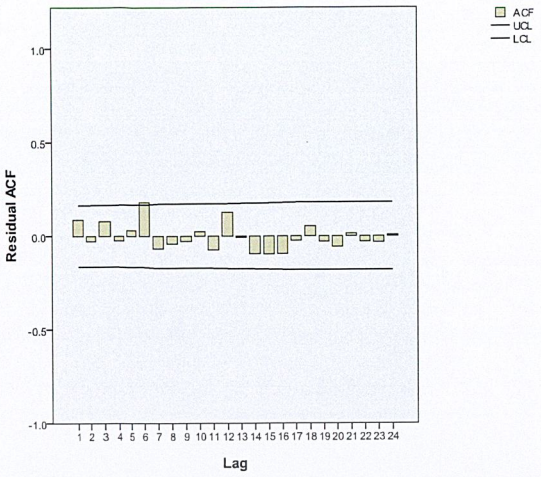
3.2 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

ตารางที่ 3.6 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

Model	Model Fit statistics	
อุณหภูมิเฉลี่ยของกำแพงเพชร	R-squared	RMSE
	0.815	0.769

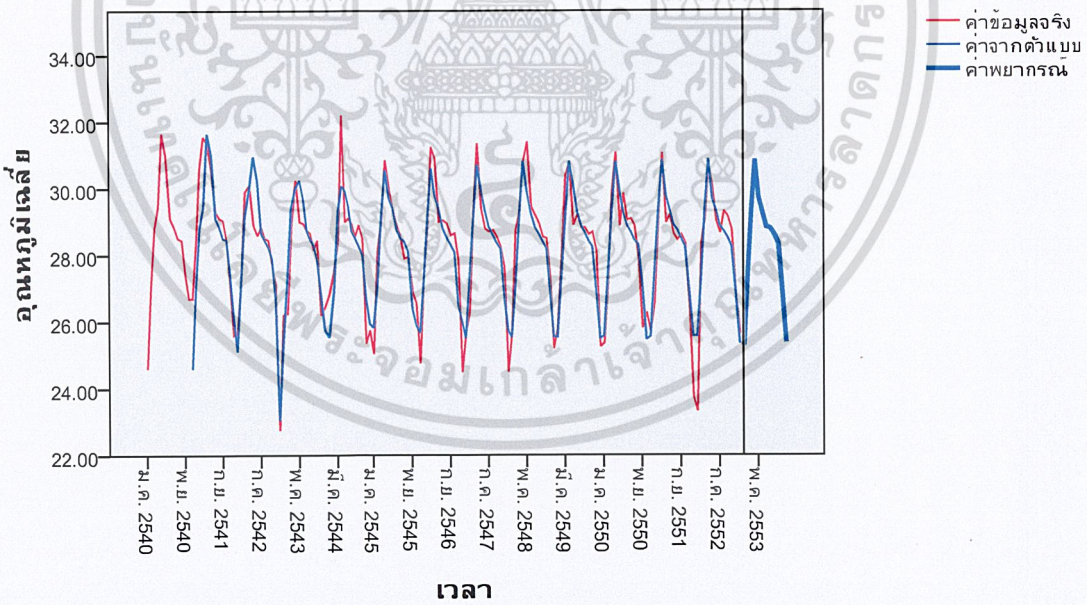
จากตารางที่ 3.6 R-squared มีค่าเท่ากับ 0.815 ซึ่งมีค่าเข้าใกล้ 1 แสดงว่าสามารถอธิบายความผันแปรของอุณหภูมิเฉลี่ยได้มาก และค่า RMSE = 0.769 เป็นค่าที่ต่ำที่สุดของตัวแบบที่เหมาะสมของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยเดือนจังหวัดกำแพงเพชร

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.12 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$

จากรูปที่ 3.12 พบว่า คอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$ อยู่ในช่วงความเชื่อมั่นที่ 95% แสดงให้เห็นว่า ตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$ มีความเหมาะสม จึงนำตัวแบบที่ได้มาพยากรณ์ข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดกำแพงเพชรในปี 2553 ดังแสดงในรูปที่ 3.13



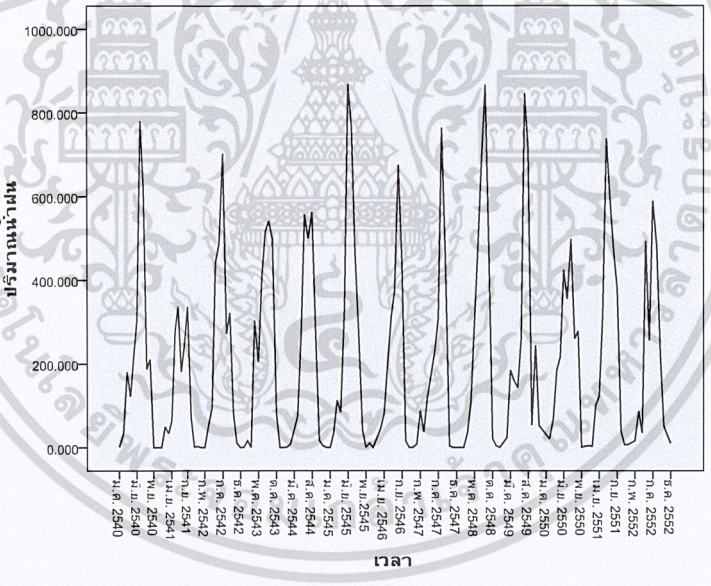
รูปที่ 3.13 แสดงอนุกรมเวลาของอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดกำแพงเพชร และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่มกราคม ถึง ธันวาคม ในปี พ.ศ. 2553 โดยตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$ ซึ่งมีค่า RMSE = 0.769

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สรุป จังหวัดกำแพงเพชร

จากกราฟพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดกำแพงเพชรในปี พ.ศ. 2553 สังเกตจากกราฟพยากรณ์ พบว่าลักษณะของกราฟพยากรณ์ในปี พ.ศ. 2553 มีลักษณะคล้ายกับกราฟในปี พ.ศ. 2546 ซึ่งในปี พ.ศ. 2546 ในช่วงประมาณเดือนมกราคมถึงพฤษภาคม ปริมาณน้ำฝนมีปริมาณน้อย อุณหภูมิเฉลี่ยจะเพิ่มสูงขึ้น และในช่วงตั้งแต่เดือนมิถุนายนถึงธันวาคม ปริมาณน้ำฝนจะเพิ่มสูงขึ้นเพียงเล็กน้อยเมื่อเทียบกับปีอื่น ซึ่งช่วงนี้เป็นช่วงฤดูฝนของจังหวัดกำแพงเพชร ส่วนอุณหภูมิเฉลี่ยจะลดต่ำลงจนถึงสิ้นปี แสดงว่า ในปี พ.ศ. 2546 จังหวัดกำแพงเพชรเกิดปรากฏการณ์เอลนีโญขึ้น สอดคล้องกับข้อมูลทางสถิติของกรมอุตุนิยมวิทยา ดังนั้น สรุปได้ว่า จังหวัดกำแพงเพชร ในปี พ.ศ. 2553 มีแนวโน้มจะเกิดปรากฏการณ์เอลนีโญขึ้น อาจสืบเนื่องจากปัจจัยหลายอย่างที่เอื้ออำนวย เช่น สภาพภูมิศาสตร์ที่เป็นภูเขา ภูมิอากาศที่เป็นทุ่งหญ้าเมืองร้อน เป็นต้น

อนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนของนครพนม

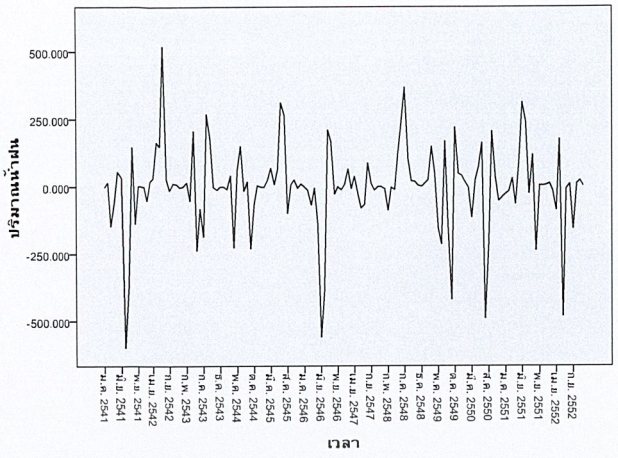


รูปที่ 3.14 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดนครพนม ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552

ขั้นตอนที่ 1 เป็นการตรวจสอบสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลา โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเทียบกับเวลา

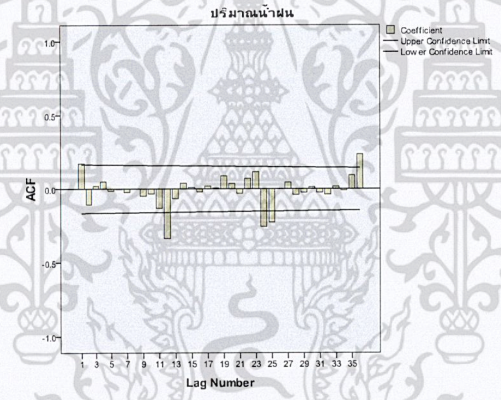
จากรูปที่ 3.14 พบว่าการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดนครพนมมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่เนื่องจากมีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จึงต้องแปลงให้เป็น อนุกรมเวลาที่สเตชันนารีก่อน โดยการหาผลต่างฤดูกาลอันดับที่ 1 แสดงได้ดังรูป 3.15

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

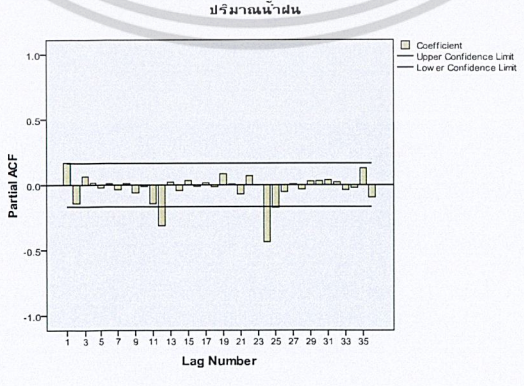


รูปที่ 3.15 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดนครพนมตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

จากรูปที่ 3.15 พบว่า เมื่อทำการหาค่าผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 อนุกรมเวลาลดลงเข้าสู่ 0 แสดงว่า อนุกรมเวลาสเตชันนารี



รูปที่ 3.16 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดนครพนม ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1



รูปที่ 3.17 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดนครพนม ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 3.16 และ รูปที่ 3.17 พบว่า คอเรลโรแกรม ACF และ PACF ของผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่1 ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดนครพนม มีลักษณะลดลงเข้าสู่ศูนย์อย่างรวดเร็ว แสดงว่า อนุกรมเวลาจากผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่1 ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนเป็นแบบสเตชันนารี ตัวแบบที่เป็นไปได้ คือ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(1,1,0)_{12}$ แสดงดังตารางที่ 3.7

ตารางที่ 3.7 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(1,1,0)_{12}$ ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดนครพนม

ชื่อตัวแบบ	ชนิดตัวแบบ
ปริมาณน้ำฝนของนครพนม	ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(1,1,0)_{12}$

ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์

ตารางที่ 3.8 แสดงค่าประมาณของพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(1,1,0)_{12}$

	Estimate	SE	t	Significant
ปริมาณน้ำฝนของนครพนม AR , Seasonal Lag 1	-0.328	0.080	-4.076	0.000
Seasonal Difference	1			

จากตารางที่ 3.8 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ โดยค่าประมาณ SAR (AR Seasonal) เท่ากับ -0.328 โดยมีการหาผลต่างฤดูกาลอันดับที่ 1

ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ

3.1 เป็นการตรวจสอบความเหมาะสมของค่าพารามิเตอร์

จากตารางที่ 3.8 นำค่าประมาณพารามิเตอร์มาตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยตั้งสมมติฐาน ดังนี้

H_0 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ = 0

H_1 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ $\neq$ 0

$H_0 : \phi_{12} = 0$

$H_1 : \phi_{12} \neq 0$

จากตารางที่ 3.8 พบว่าค่า Significant = 0.000 ของ SAR หรือ AR Seasonal มีค่าน้อยกว่าค่าระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ ดังนั้นจึงปฏิเสธ H_0 แสดงว่า ค่า $\phi_{12} \neq 0$ ซึ่งพารามิเตอร์ ϕ_{12} ควรมีในตัวแบบ นั่นคือ ตัวแบบที่กำหนดเป็นตัวแบบที่เหมาะสม

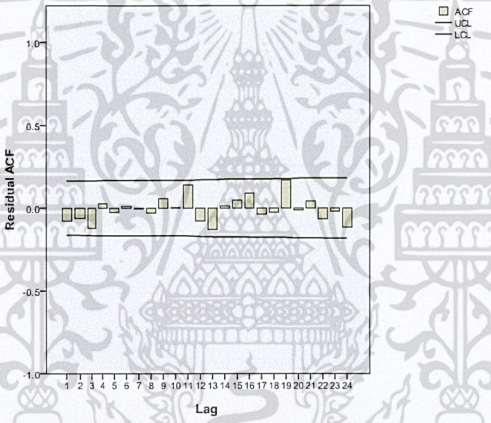
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งไม่อนุญาตให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

3.2 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

ตารางที่ 3.9 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(1,1,0)_{12}$

Model	Model Fit statistics	
ปริมาณน้ำฝนของนครพนม	R-squared	RMSE
	0.816	102.174

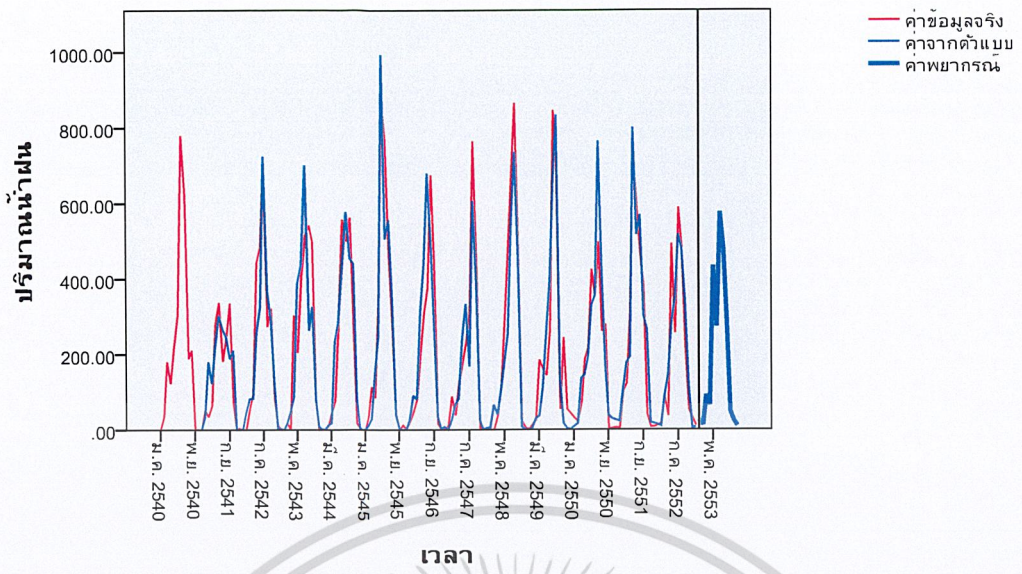
จากตารางที่ 3.9 R-squared มีค่า เท่ากับ 0.816 ซึ่งมีค่าเข้าใกล้ 1 แสดงว่า เวลา (t) สามารถอธิบายความผันแปรของปริมาณน้ำฝน (Y_t) ได้มาก และค่า RMSE = 102.174 เป็นค่าที่ต่ำที่สุดของตัว แบบที่เหมาะสมของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดนครพนม



รูปที่ 3.18 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(1,1,0)_{12}$

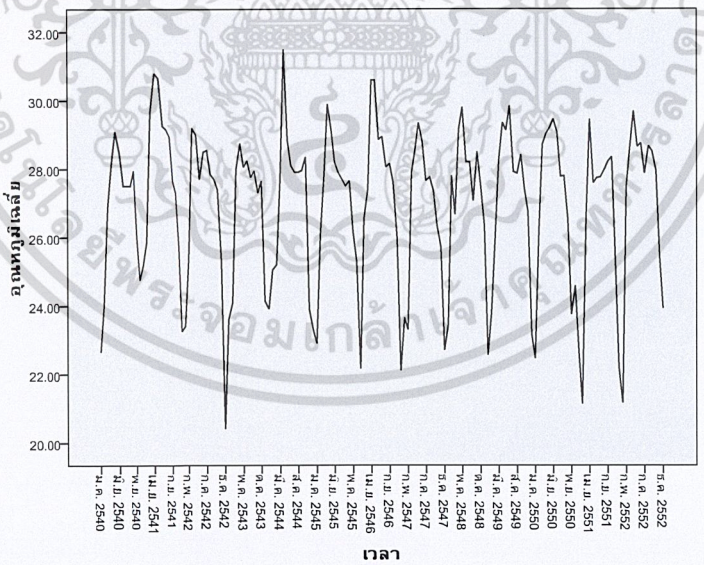
จากรูปที่ 3.18 พบว่า คอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(1,1,0)_{12}$ อยู่ในช่วงความเชื่อมั่นที่ 95% แสดงว่า ตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(1,1,0)_{12}$ มีความเหมาะสม จึงนำตัวแบบที่ได้มาพยากรณ์ข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนดังแสดงในรูปที่ 3.19

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.19 แสดงอนุกรมเวลาของปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดนครพนม และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่มกราคม ถึง ธันวาคมในปี พ.ศ.2553 โดยตัวแบบ ARIMA$(0,0,0) \times$ SARIMA $(1,1,0)_{12}$ ซึ่งมีค่า RMSE = 102.174

อนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของนครพนม

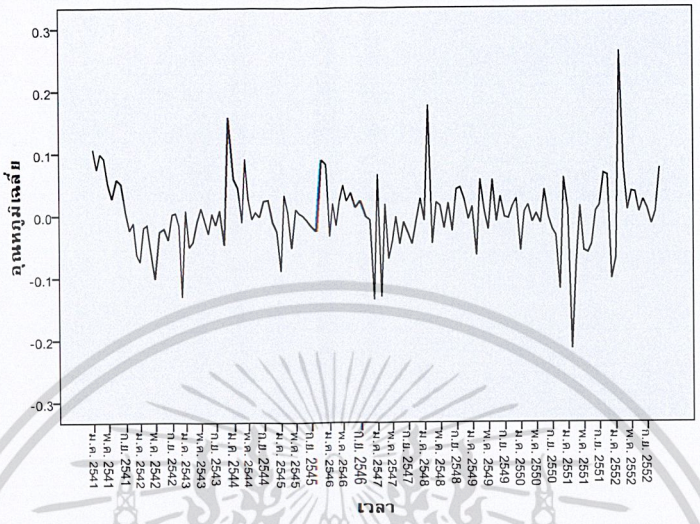


รูปที่ 3.20 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดนครพนม ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552

ขั้นตอนที่ 1 เป็นการตรวจสอบสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลา โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเทียบกับเวลา

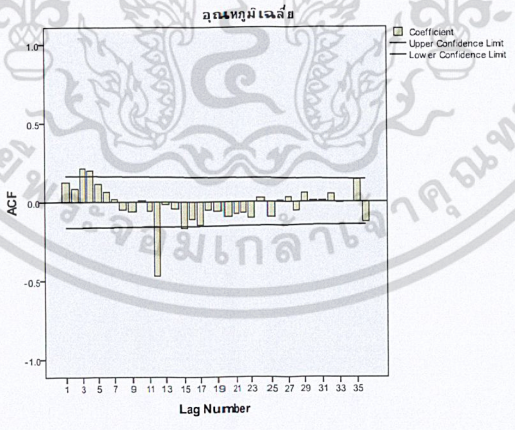
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 3.20 พบว่าการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดนครพนมมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่เนื่องจากมีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จึงต้องแปลงให้เป็น อนุกรมเวลาที่สเตชันนารีก่อนโดยการหาผลต่างฤดูกาลอันดับที่ 1 แสดงได้ดังรูป 3.21



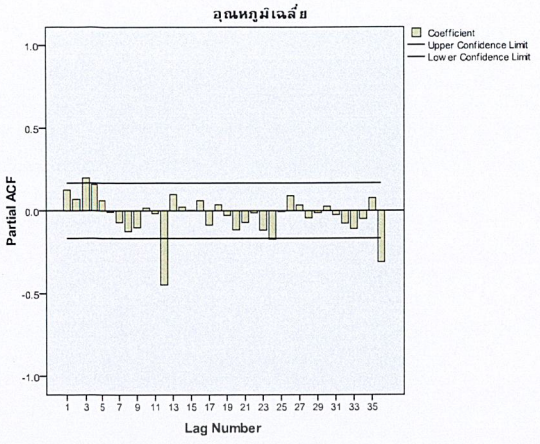
รูปที่ 3.21 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดนครพนม ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

จากรูปที่ 3.21 พบว่า เมื่อทำการหาค่าผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 อนุกรมเวลาลดลงเข้าสู่ 0 แสดงว่า อนุกรมเวลาสเตชันนารี



รูปที่ 3.22 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดนครพนม ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.23 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดนครพนม ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

จากรูปที่ 3.22 และ รูปที่ 3.23 พบว่า คอเรลโรแกรม ACF และ PACF ของผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่1 ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดนครพนม มีลักษณะลดลงเข้าสู่ศูนย์อย่างรวดเร็ว แสดงว่า อนุกรมเวลาจากผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่1 ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ย เป็นแบบสเตชันนารี ตัวแบบที่เป็นไปได้ คือ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ แสดงดังตารางที่ 3.10

ตารางที่ 3.10 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดนครพนม

ชื่อตัวแบบ	ชนิดตัวแบบ
อุณหภูมิเฉลี่ยของนครพนม	ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์

ตารางที่ 3.11 แสดงค่าประมาณของพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

	Estimate	SE	t	Significant
อุณหภูมิเฉลี่ยของนครพนม Seasonal Difference	1			
MA , Seasonal Lag 1	0.721	0.081	8.844	0.000

จากตารางที่ 3.11 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ โดยค่าประมาณ SMA (MA Seasonal) เท่ากับ 0.721โดยมีการหาผลต่างฤดูกาลอันดับที่ 1

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ

3.1 เป็นการตรวจสอบความเหมาะสมของค่าพารามิเตอร์

จากตารางที่ 3.11 นำค่าประมาณพารามิเตอร์มาตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยตั้งสมมติฐาน ดังนี้

H_0 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ = 0

H_1 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ $\neq$ 0

$H_0 : \theta_{12} = 0$

$H_1 : \theta_{12} \neq 0$

จากตารางที่ 3.11 พบว่า ค่า Significant = 0.000 ของ SMA (MA Seasonal) มีค่าน้อยกว่าค่าระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ ดังนั้นจึงปฏิเสธ H_0 แสดงว่า ค่า $\theta_{12} \neq 0$ ซึ่งพารามิเตอร์ θ_{12} ควรมีในตัวแบบ นั่นคือ ตัวแบบที่กำหนดเป็นตัวแบบที่เหมาะสม

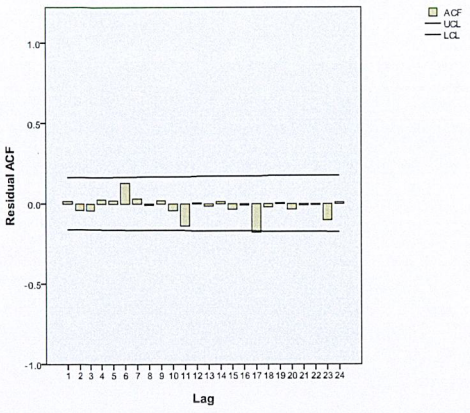
3.2 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

ตารางที่ 3.12 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

Model	Model Fit statistics	
	R-squared	RMSE
อุณหภูมิเฉลี่ยของนครพนม	0.856	0.890

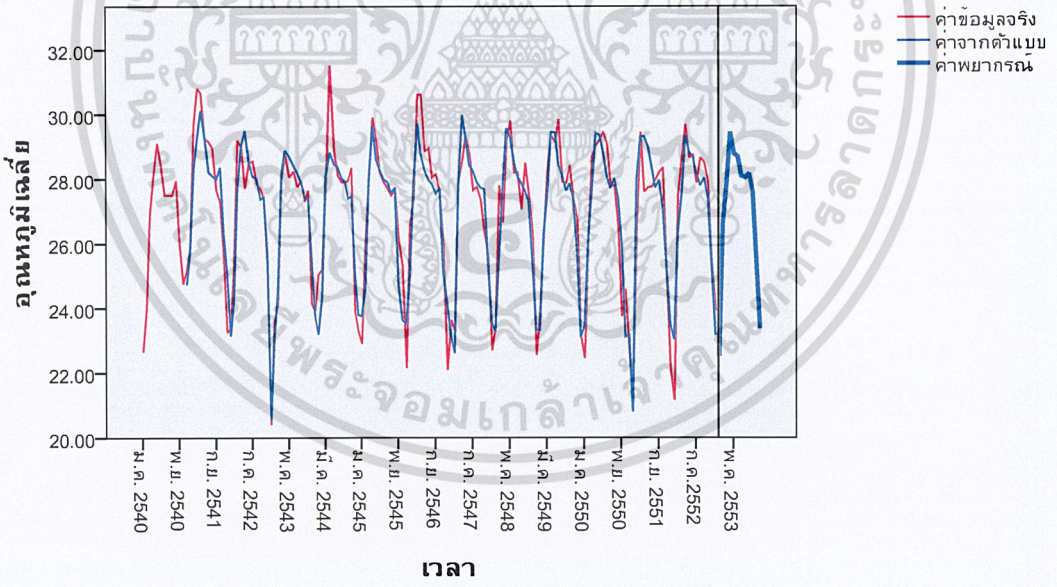
จากตารางที่ 3.12 R-squared มีค่าเท่ากับ 0.856 ซึ่งมีค่าเข้าใกล้ 1 แสดงว่า เวลา (t) สามารถอธิบายความผันแปรของอุณหภูมิเฉลี่ย (Y_t) ได้มาก และค่า RMSE = 0.890 เป็นค่าที่ต่ำที่สุดของตัวแบบที่เหมาะสมของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยรายเดือนจังหวัดนครพนม

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.24 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

จากรูปที่ 3.24 พบว่า คอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ อยู่ในช่วงความเชื่อมั่นที่ 95% แสดงว่า ตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ มีความเหมาะสม จึงนำตัวแบบที่ได้มาพยากรณ์ข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ย ดังแสดงในรูปที่ 3.25



รูปที่ 3.25 แสดงอนุกรมเวลาของอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดนครพนม และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่มกราคม ถึง ธันวาคมในปี พ.ศ. 2553 โดยตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ซึ่งมีค่า RMSE = 0.890

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สรุป จังหวัดนครพนม

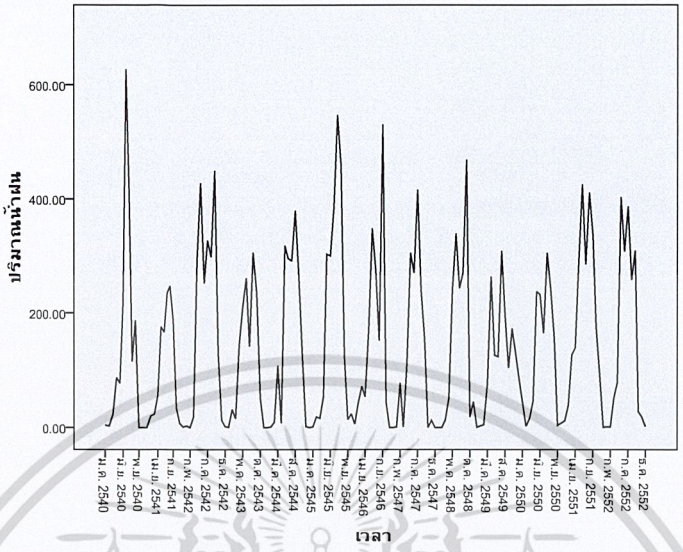
จากการวิเคราะห์และศึกษาข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยรายเดือนของจังหวัดนครพนมตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540-2552 เพื่อนำมาพยากรณ์ล่วงหน้าปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยรายเดือนในปี พ.ศ. 2553 จากการพิจารณาโดยภาพรวมจะเห็นว่าจังหวัดนครพนมมีปริมาณน้ำฝนในทุกๆปีมีปริมาณที่สูง ยกเว้นปี พ.ศ. 2541 ที่มีปริมาณน้ำฝนต่ำ และมีอุณหภูมิเฉลี่ยสูง ซึ่งหน้าจะส่งผลมาจากปรากฏการณ์เอลนีโญและผลที่ได้จากตัวแบบพยากรณ์สอดคล้องกับข้อมูลจากกรมอุตุนิยมวิทยาโดยกล่าวว่าปี พ.ศ. 2540-2541 เป็นปีที่เกิดปรากฏการณ์เอลนีโญ ลานีญา ขนาดรุนแรงที่ส่งผลกระทบกับประเทศไทย

ส่วนปี พ.ศ. 2549-2550 ในฤดูหนาวช่วงเดือนตุลาคมถึงมกราคมจะเห็นว่ามีอุณหภูมิเฉลี่ยสูงและมีปริมาณน้ำฝนลดน้อยลงซึ่งหน้าเป็นช่วงที่มีแนวโน้มเกิดปรากฏการณ์เอลนีโญขึ้นและช่วงเดือนเมษายนซึ่งเป็นฤดูร้อนและมีแนวโน้มว่าอุณหภูมิเฉลี่ยต่ำและปริมาณน้ำฝนสูงขึ้น จึงอาจส่งผลให้เกิดปรากฏการณ์ลานีญาเกิดขึ้นในช่วงเดือนพฤษภาคมจนถึงสิ้นปี 2550 และจากข้อมูลของกรมอุตุนิยมวิทยาได้กล่าวว่าปีพ.ศ. 2549-2550 ในเดือนตุลาคมถึงกุมภาพันธ์ได้เกิดปรากฏการณ์เอลนีโญและหลังจากนั้นในจนถึงสิ้นปี พ.ศ. 2550 ได้เกิดปรากฏการณ์ลานีญาขึ้น

เมื่อทำการพยากรณ์ล่วงหน้าในปี พ.ศ. 2553 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงธันวาคม จากตัวแบบพยากรณ์จะเห็นว่าในเดือนมกราคมถึงพฤษภาคม ปี พ.ศ. 2553 กราฟปริมาณน้ำฝนจะมีปริมาณน้อยส่วนอุณหภูมิเฉลี่ยสูงและในเดือนมิถุนายนถึงปลายปี พ.ศ. 2553 กราฟปริมาณน้ำฝนมีปริมาณที่สูงขึ้นส่วนอุณหภูมิเฉลี่ยมีปริมาณที่ลดลง ซึ่งเมื่อนำกราฟที่ได้จากตัวแบบพยากรณ์ไปเปรียบเทียบกับกราฟข้อมูลจริง ปี 2550 จะเห็นว่ามีลักษณะใกล้เคียงกันจึงกล่าวได้ว่าในเดือนมกราคมถึงพฤษภาคมพ.ศ. 2553 จังหวัดนครพนมได้เกิดปรากฏการณ์เอลนีโญขึ้นส่วนเดือนมิถุนายนจนถึงสิ้นปีพ.ศ. 2553 เกิดปรากฏการณ์ลานีญาขึ้นในจังหวัดนครพนม

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

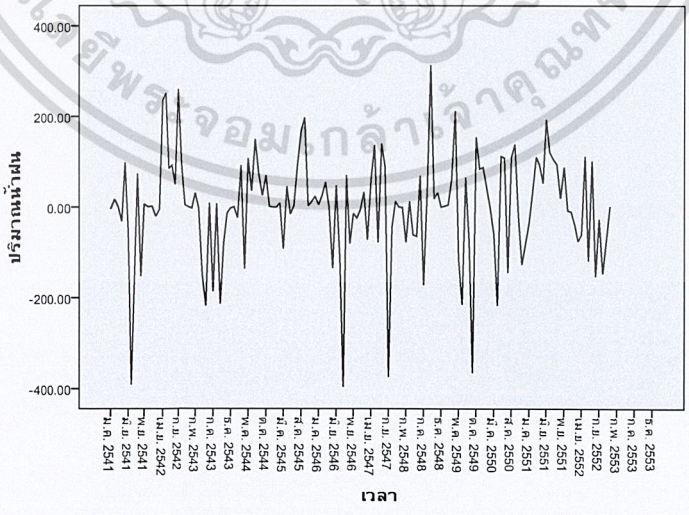
อนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนของหนองคาย



รูปที่ 3.26 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดหนองคาย ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552

ขั้นตอนที่ 1 เป็นการตรวจสอบสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลา โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเทียบกับเวลา

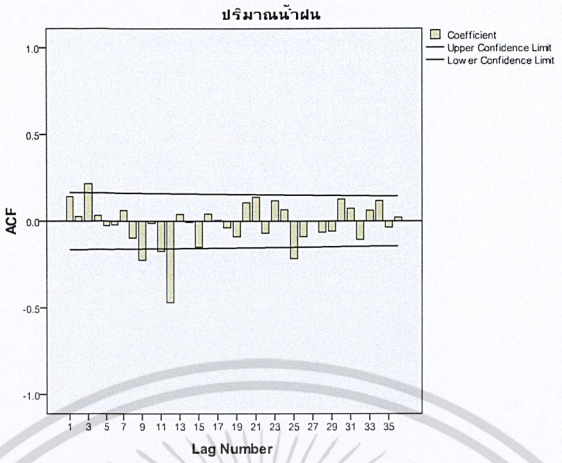
จากรูปที่ 3.26 พบว่า การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดหนองคาย ไม่สเตชันนารี เนื่องจากข้อมูลมีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จึงต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารี โดยการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 แสดงได้ดังรูปที่ 3.27



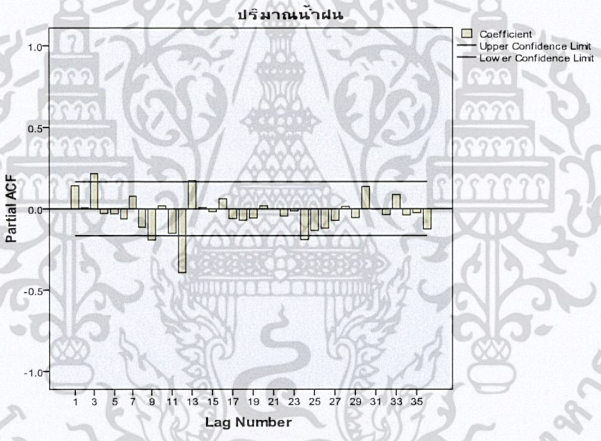
รูปที่ 3.27 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดหนองคาย ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 3.27 พบว่า เมื่อทำการหาค่าผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 อนุกรมเวลาลดลงเข้าสู่ 0 แสดงว่า อนุกรมเวลาสเตชันนารี



รูปที่ 3.28 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดหนองคาย ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1



รูปที่ 3.29 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดหนองคาย ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่1

จากรูปที่ 3.28 และ รูปที่ 3.29 พบว่า คอเรลโรแกรม ACF และ PACF ของผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่1 ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดหนองคาย มีลักษณะลดลงเข้าสู่ศูนย์อย่างรวดเร็ว แสดงว่า อนุกรมเวลาจากผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือน เป็นแบบสเตชันนารี ตัวแบบที่เป็นไปได้ คือ ARIMA(0,0,0) × $SARIMA(0,1,1)_{12}$ แสดงดังตารางที่ 3.13

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 3.13 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือน จังหวัดหนองคาย

ชื่อตัวแบบ	ชนิดตัวแบบ
ปริมาณน้ำฝนของหนองคาย	ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์

ตารางที่ 3.14 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

	Estimate	SE	t	Significant
ปริมาณน้ำฝนของหนองคาย Seasonal Difference	1			
MA , Seasonal Lag 1	0.575	0.076	7.523	0.000

จากตารางที่ 3.14 แสดง ค่าประมาณพารามิเตอร์ โดยได้ค่าประมาณ SMA (MA Seasonal) เท่ากับ 0.575

ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ

3.1 เป็นการตรวจสอบความเหมาะสมของค่าประมาณพารามิเตอร์

จากตารางที่ 3.14 นำค่าประมาณพารามิเตอร์ มาตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยตั้งสมมติฐาน ดังนี้

H_0 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ = 0

H_1 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ $\neq$ 0

$H_0 : \theta_{12} = 0$

$H_1 : \theta_{12} \neq 0$

จากตารางที่ 3.14 พบว่า ค่า Significant = 0.000 ของค่า θ_{12} มีค่าน้อยกว่าค่าระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ ดังนั้นจึงปฏิเสธ H_0 แสดงว่า $\theta_{12} \neq 0$ ซึ่งพารามิเตอร์ θ_{12} ควรมีในตัวแบบ นั่นคือ ตัวแบบที่กำหนดเป็นตัวแบบที่เหมาะสม

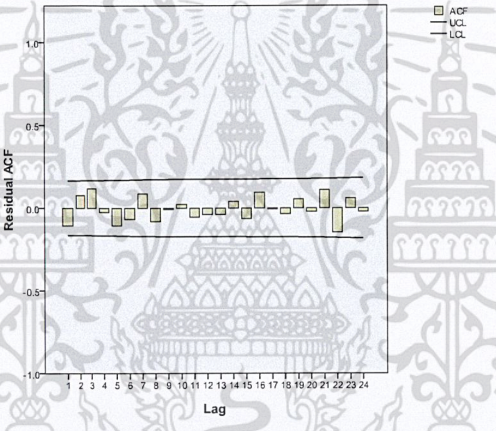
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

3.2 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

ตารางที่ 3.15 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

Model	Model Fit statistics	
ปริมาณน้ำฝนของหนองคาย	R-squared	RMSE
	0.708	79.870

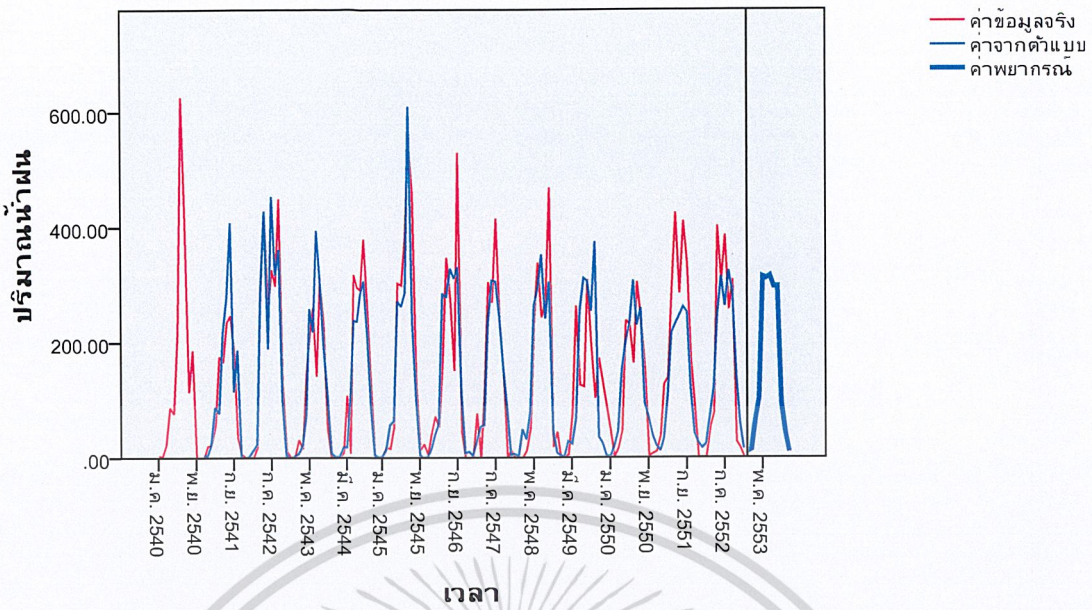
จากตารางที่ 3.15 R-squared มีค่าเท่ากับ 0.708 ซึ่งมีค่าเข้าใกล้ 1 แสดงว่า เวลา (t) สามารถอธิบายความผันแปรของปริมาณน้ำฝน (Y_t) ได้มาก และค่า RMSE = 79.870 เป็นค่าที่ต่ำที่สุดของตัวแบบที่เหมาะสมของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดหนองคาย



รูปที่ 3.30 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

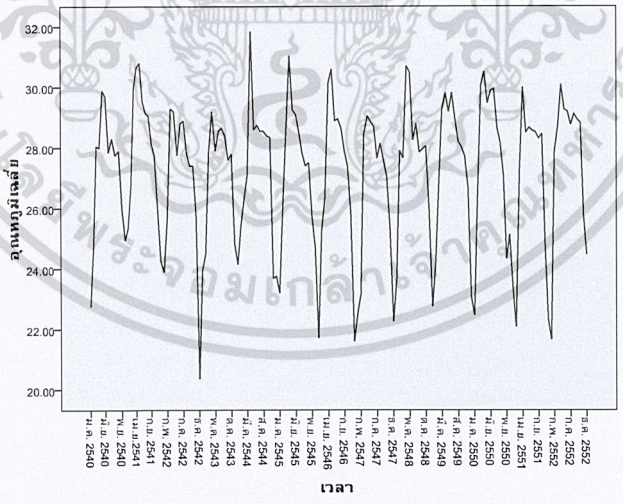
จากรูปที่ 3.30 พบว่า คอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ อยู่ในช่วงความเชื่อมั่นที่ 95% แสดงว่า ตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ มีความเหมาะสม จึงนำตัวแบบที่ได้มาพยากรณ์ข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดหนองคายในปี 2553 ดังแสดงในรูปที่ 3.31

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.31 แสดงอนุกรมเวลาของปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดหนองคาย และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่ มกราคม ถึง ธันวาคม ในปี พ.ศ. 2553 โดยตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ซึ่งมี ค่า RMSE = 79.752

อนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของหนองคาย

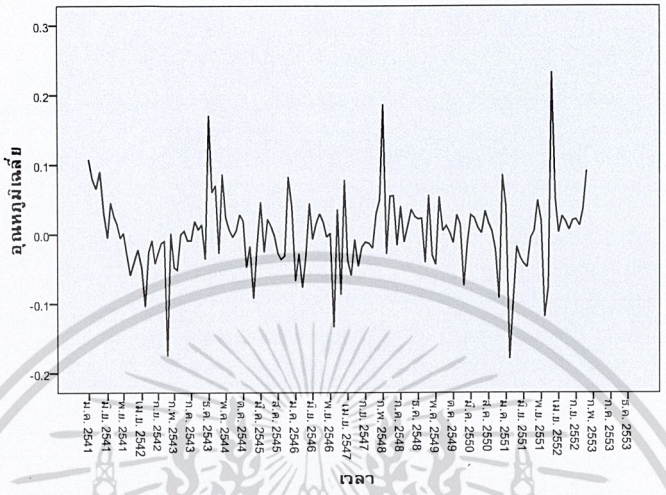


รูปที่ 3.32 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดหนองคาย ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552

ขั้นตอนที่ 1 เป็นการตรวจสอบสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลา โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเทียบกับเวลา

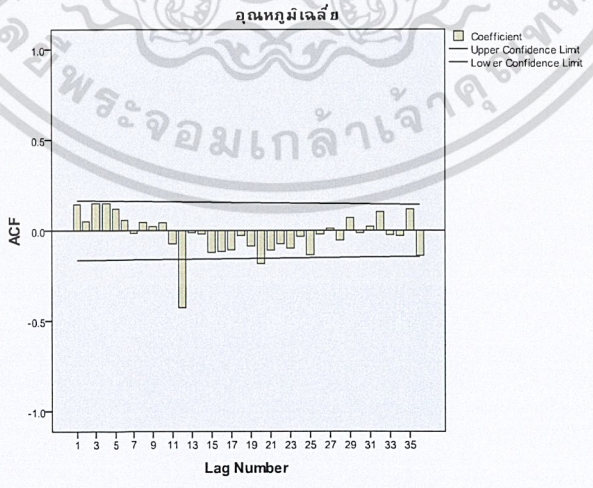
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 3.32 พบว่า การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดหนองคาย ไม่สเตชันนารี เนื่องจากข้อมูลมีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จึงต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารี โดยการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 แสดงได้ดังรูปที่ 3.32



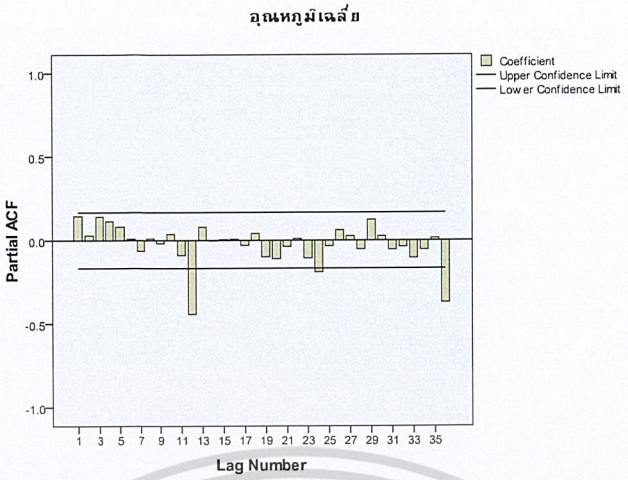
รูปที่ 3.33 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดหนองคาย ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

จากรูปที่ 3.33 พบว่า เมื่อทำการหาค่าผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 อนุกรมเวลาลดลงเข้าสู่ 0 แสดงว่า อนุกรมเวลาสเตชันนารี



รูปที่ 3.34 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดหนองคาย ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.35 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดหนองคาย ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

จากรูปที่ 3.34 และ รูปที่ 3.35 พบว่า คอเรลโรแกรม ACF และ PACF ของผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่1 ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนจังหวัดหนองคาย มีลักษณะลดลงเข้าสู่ศูนย์อย่างรวดเร็ว แสดงว่า อนุกรมเวลาจากผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่1 ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ย เป็นแบบสเตชันนารี ตัวแบบที่เป็นไปได้ คือ ARIMA(1,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ แสดงดังตารางที่ 3.16

ตารางที่ 3.16 แสดงตัวแบบ ARIMA(1,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดหนองคาย

ชื่อตัวแบบ	ชนิดตัวแบบ
อุณหภูมิเฉลี่ยของหนองคาย	ARIMA(1,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์

ตารางที่ 3.17 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(1,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

	Estimate	SE	t	Significant
อุณหภูมิเฉลี่ยของหนองคาย AR , Lag 1	0.175	0.085	2.065	0.041
Seasonal Difference	1			
MA , Seasonal Lag 1	0.803	0.092	8.761	0.000

จากตารางที่ 3.17 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ โดยได้ค่าประมาณ AR เท่ากับ 0.175 และค่าประมาณ SMA (MA Seasonal) เท่ากับ 0.803

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ

3.1 การตรวจสอบความเหมาะสมของค่าประมาณพารามิเตอร์

จากตารางที่ 3.17 นำค่าประมาณพารามิเตอร์ มาตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยตั้งสมมติฐาน ดังนี้

H_0: ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ = 0

H_1: ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ $\neq$ 0

$H_0 : \theta_{12} = 0$

$H_1 : \theta_{12} \neq 0$

จากตารางที่ 3.17 พบว่า ค่า Significant = 0.000 ของค่า θ_{12} มีค่าน้อยกว่าค่าระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ ดังนั้นจึงปฏิเสธ H_0 แสดงว่า $\theta_{12} \neq 0$ ซึ่งพารามิเตอร์ θ_{12} ควรมีในตัวแบบ

จากการทดสอบในทำนองเดียวกันพบว่า ϕ_{12} และ θ_{12} ควรมีในตัวแบบ นั่นคือ ตัวแบบที่กำหนดเป็นตัวแบบที่เหมาะสม

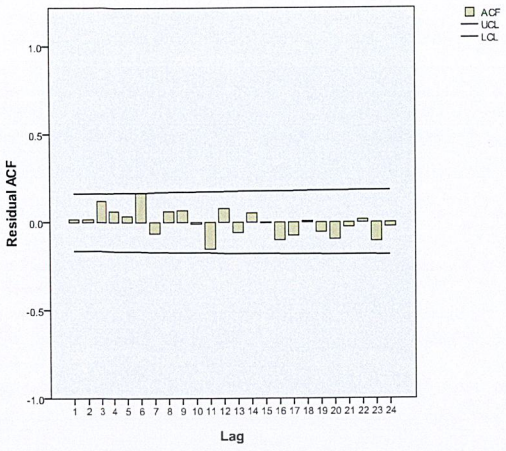
3.2 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

ตารางที่ 3.18 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(1,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

Model	Model Fit statistics	
อุณหภูมิเฉลี่ยของหนองคาย	R-squared	RMSE
	0.842	0.966

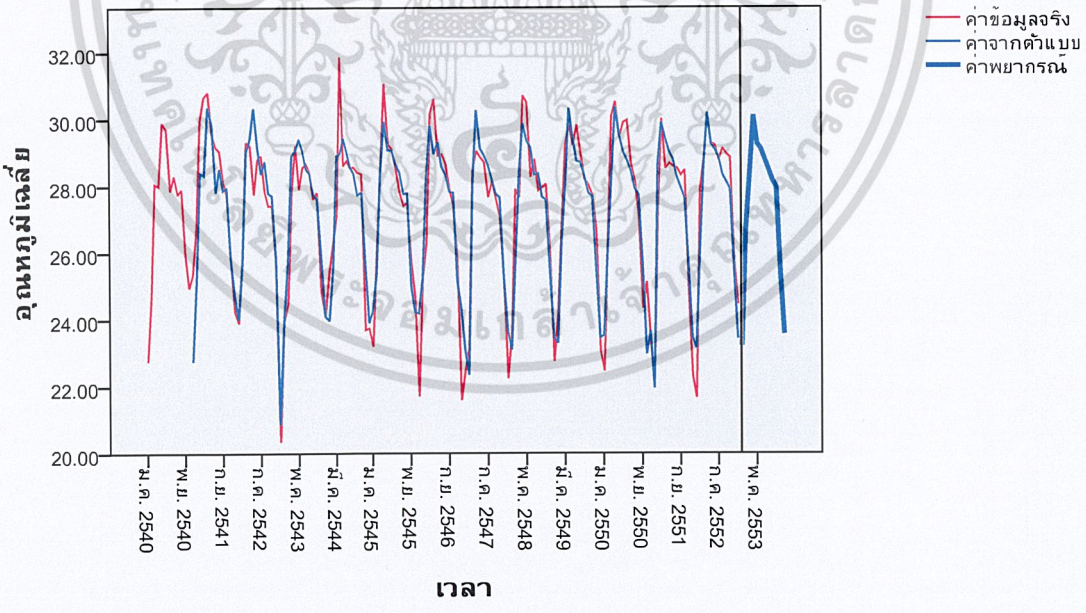
จากตารางที่ 3.18 R-squared มีค่าเท่ากับ 0.842 ซึ่งมีค่าเข้าใกล้ 1 แสดงว่า เวลา (t) สามารถอธิบายความผันแปรของอุณหภูมิเฉลี่ย (Y_t) ได้มาก และค่า RMSE = 0.966 เป็นค่าที่ต่ำที่สุดของตัวแบบที่เหมาะสมของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยรายเดือนจังหวัดหนองคาย

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.36 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(1,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

จากรูปที่ 3.36 พบว่า คอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(1,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ อยู่ในช่วงความเชื่อมั่นที่ 95% แสดงว่า ตัวแบบ ARIMA (1,0,0) × SARIMA $(0,1,1)_{12}$ มีความเหมาะสม จึงนำตัวแบบที่ได้มาพยากรณ์ข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดหนองคายในปี 2553 ดังแสดงในรูปที่ 3.37



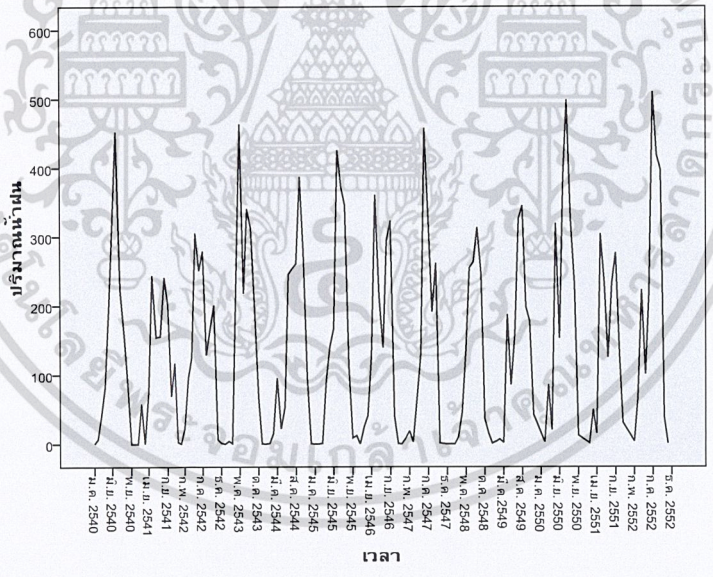
รูปที่ 3.37 แสดงอนุกรมเวลาของอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดหนองคาย และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่มกราคม ถึง ธันวาคม ในปี พ.ศ. 2553 โดยตัวแบบ ARIMA(1,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ซึ่งมีค่า RMSE = 0.966

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สรุปจังหวัดหนองคาย

จากกราฟพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดหนองคายในปี พ.ศ. 2553 สังเกตจากกราฟพยากรณ์ จะเห็นได้ว่า ลักษณะของกราฟพยากรณ์ในปี พ.ศ. 2553 มีลักษณะคล้ายกับกราฟในปี 2549 ซึ่งในปี พ.ศ. 2549 ในช่วงประมาณเดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม ปริมาณน้ำฝนมีปริมาณน้อย อุณหภูมิเฉลี่ยจะเพิ่มสูงขึ้น และในช่วงตั้งแต่เดือนมิถุนายนถึงเดือนธันวาคม ปริมาณน้ำฝนจะเพิ่มสูงขึ้นเล็กน้อยและลดลงในช่วงปลายปี ส่วนอุณหภูมิเฉลี่ยจะลดต่ำลงจนถึงสิ้นปี แสดงว่า ในปี พ.ศ. 2549 จังหวัดหนองคายเกิดปรากฏการณ์เอลนีโญขึ้น ซึ่งสอดคล้องกับข้อมูลทางสถิติของกรมอุตุนิยมวิทยา ดังนั้น สรุปได้ว่า จังหวัดหนองคาย ในปี พ.ศ. 2553 มีแนวโน้มจะเกิดปรากฏการณ์เอลนีโญขึ้นเช่นกัน อาจสืบเนื่องมาจากปัจจัยหลายอย่างที่เอื้ออำนวย เช่น ภูมิประเทศส่วนใหญ่เป็นภูเขาสูง และ ที่ราบสูง ภูมิอากาศคือในฤดูร้อนจะร้อนมากและในฤดูหนาวจะหนาวมาก เนื่องจากอยู่ติดกับแม่น้ำโขง เป็นต้น

อนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนของอุบลราชธานี

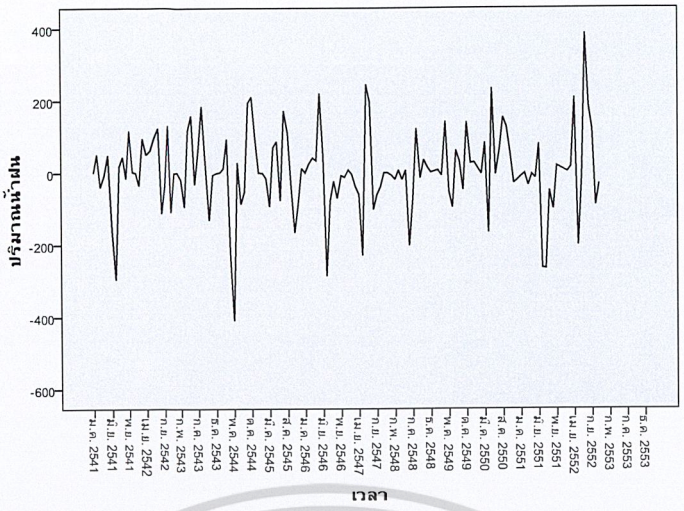


รูปที่ 3.38 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดอุบลราชธานี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552

ขั้นตอนที่ 1 เป็นการตรวจสอบสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลา โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเทียบกับเวลา

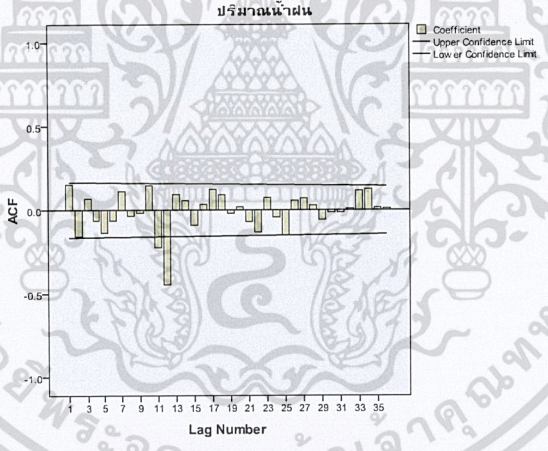
จากรูปที่ 3.38 พบว่า การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดอุบลราชธานี ไม่สเตชันนารี เนื่องจากข้อมูลมีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จึงต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารี โดยการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 แสดงได้ดังรูปที่ 3.39

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



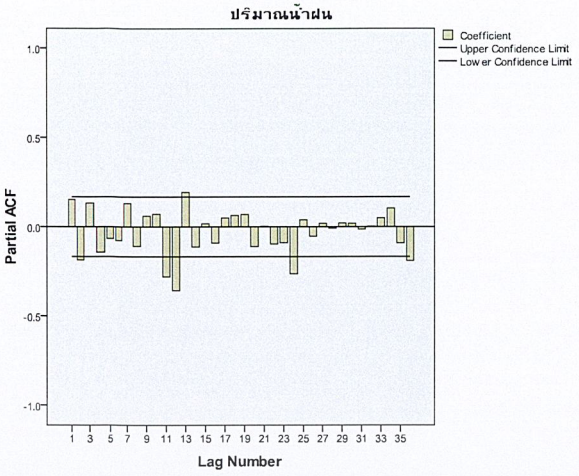
รูปที่ 3.39 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดอุบลราชธานี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

จากรูปที่ 3.39 พบว่า เมื่อทำการหาค่าผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 อนุกรมเวลาลดลงเข้าสู่ 0 แสดงว่า อนุกรมเวลาสเตชันนารี



รูปที่ 3.40 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดอุบลราชธานี ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.41 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดอุบลราชธานี ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

จากรูปที่ 3.40 และ รูปที่ 3.41 พบว่า คอเรลโรแกรม ACF และ PACF ของผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่1 ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดอุบลราชธานี มีลักษณะลดลงเข้าสู่ศูนย์อย่างรวดเร็ว แสดงว่า อนุกรมเวลาจากผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่1 ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือน เป็นแบบสเตชันนารี ตัวแบบที่เป็นไปได้ คือ ARIMA(0,0,0) × $SARIMA(0,1,1)_{12}$ แสดงดังตารางที่ 3.19

ตารางที่ 3.19 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × $SARIMA(0,1,1)_{12}$ ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดอุบลราชธานี

ชื่อตัวแบบ	ชนิดตัวแบบ
ปริมาณน้ำฝนของอุบลราชธานี	ARIMA(0,0,0) × $SARIMA(0,1,1)_{12}$

ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์

ตารางที่ 3.20 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × $SARIMA(0,1,1)_{12}$

	Estimate	SE	t	Significant
ปริมาณน้ำฝนของอุบลราชธานี Seasonal Difference	1			
MA , Seasonal Lag 1	0.672	0.081	8.333	0.000

จากตารางที่ 3.20 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ โดยได้ค่าประมาณ SMA (MA Seasonal) เท่ากับ 0.672

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ

3.1 เป็นการตรวจสอบความเหมาะสมของค่าประมาณพารามิเตอร์

จากตารางที่ 3.20 นำค่าประมาณพารามิเตอร์ มาตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยตั้งสมมติฐาน ดังนี้

H_0 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ = 0

H_1 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ ≠ 0

$H_0 : \theta_{12} = 0$

$H_1 : \theta_{12} \neq 0$

จากตารางที่ 3.20 พบว่า ค่า Significant = 0.000 ของค่า θ_{12} มีค่าน้อยกว่าค่าระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ ดังนั้นจึงปฏิเสธ H_0 แสดงว่า $\theta_{12} \neq 0$ ซึ่งพารามิเตอร์ θ_{12} ควรมีในตัวแบบ นั่นคือ ตัวแบบที่กำหนดเป็นตัวแบบที่เหมาะสม

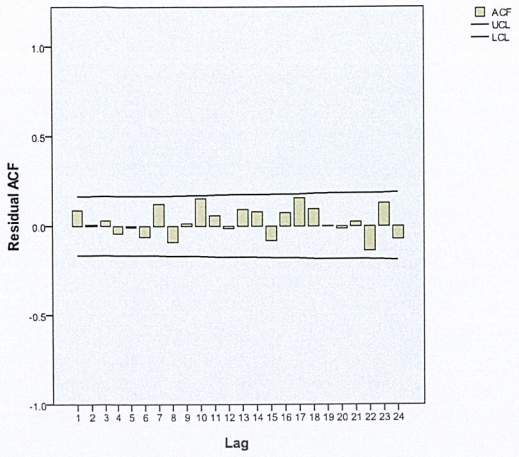
3.2 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

ตารางที่ 3.21 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

Model	Model Fit statistics	
ปริมาณน้ำฝนของอุบลราชธานี	R-squared	RMSE
	0.738	72.224

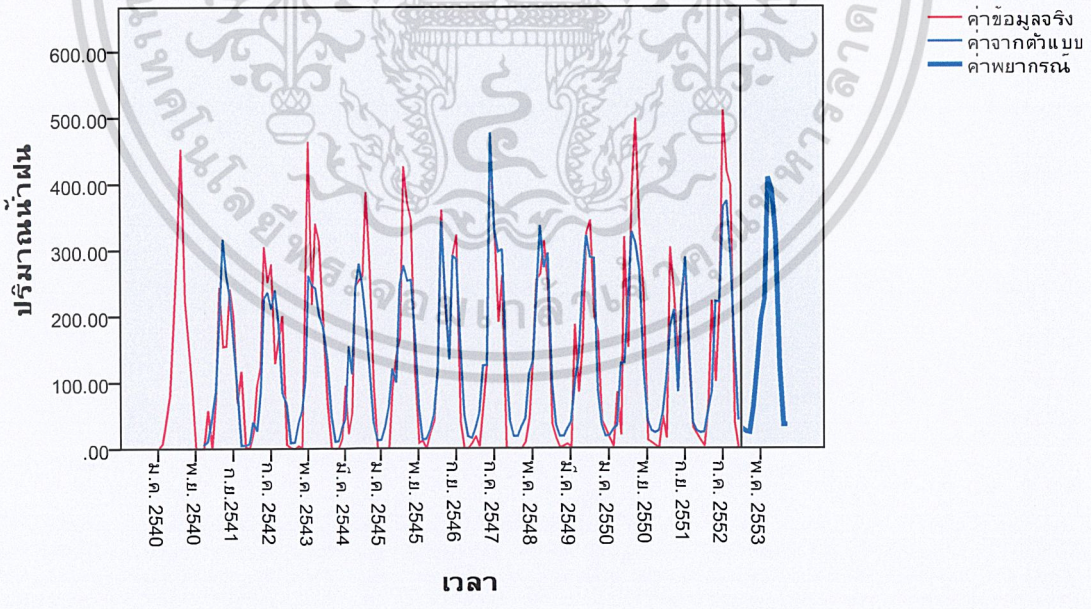
จากตารางที่ 3.21 R-squared มีค่าเท่ากับ 0.738 ซึ่งมีค่าเข้าใกล้ 1 แสดงว่า เวลา (t) สามารถอธิบายความผันแปรของปริมาณน้ำฝน (Y_t) ได้มาก และค่า RMSE = 72.224 เป็นค่าที่ต่ำที่สุดของตัวแบบที่เหมาะสมของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดอุบลราชธานี

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.42 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$

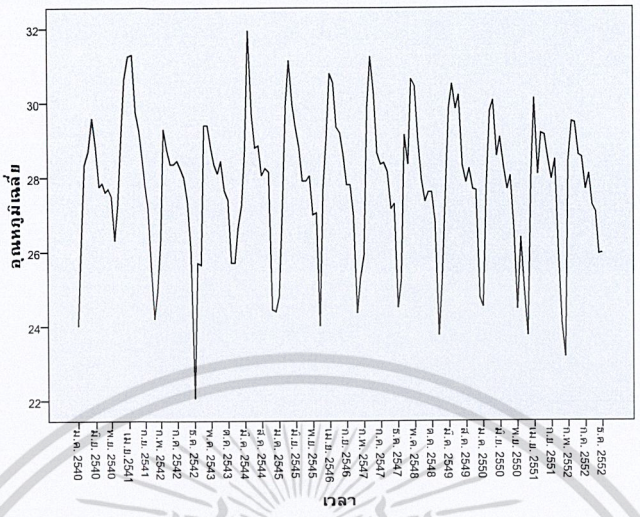
จากรูปที่ 3.42 พบว่า คอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$ อยู่ในช่วงความเชื่อมั่นที่ 95% แสดงว่า ตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$ มีความเหมาะสม จึงนำตัวแบบที่ได้มาพยากรณ์ข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดอุบลราชธานีในปี 2553 ดังแสดงในรูปที่ 3.43



รูปที่ 3.43 แสดงอนุกรมเวลาของปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดอุบลราชธานี และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่มกราคม ถึง ธันวาคม ในปี พ.ศ. 2553 โดยตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA(0,1,1)$_{12}$ ซึ่งมีค่า RMSE = 72.224

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

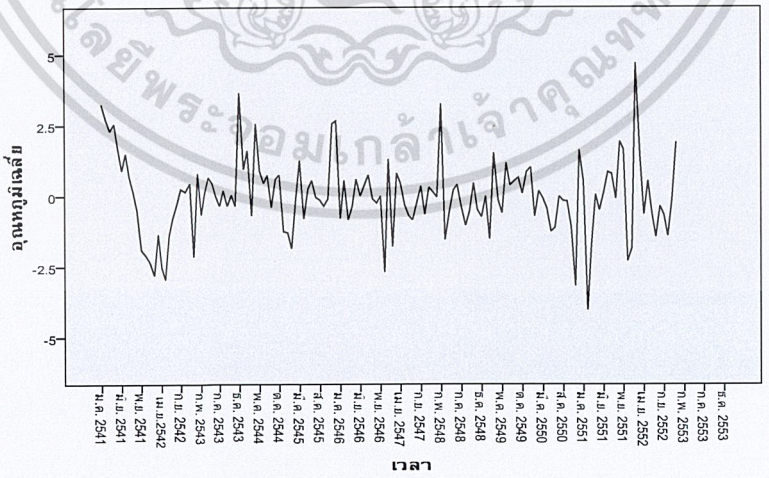
อนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของอุบลราชธานี



รูปที่ 3.44 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดอุบลราชธานี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552

ขั้นตอนที่ 1 เป็นการตรวจสอบสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลา โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเทียบกับเวลา

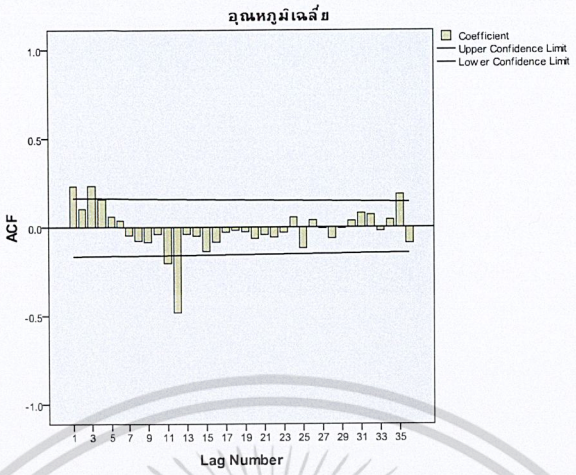
จากรูปที่ 3.44 พบว่า การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดอุบลราชธานี ไม่สเตชันนารี เนื่องจากข้อมูลมีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จึงต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารี โดยการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 แสดงได้ดังรูปที่ 3.45



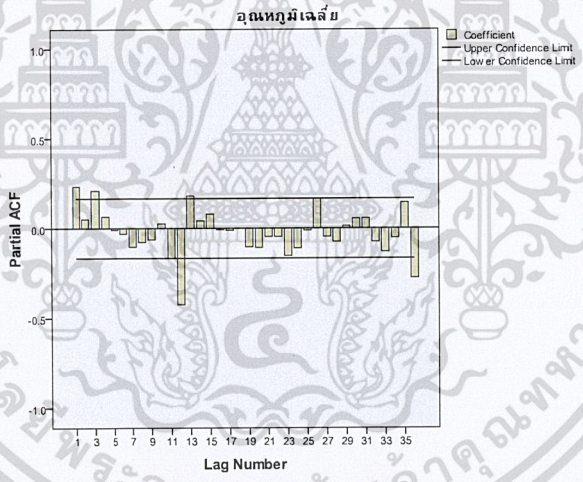
รูปที่ 3.45 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยรายเดือนจังหวัดอุบลราชธานี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

เอกสารนี้เป็นเอกสาร[illegible]นั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 3.45 พบว่า เมื่อทำการหาค่าผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 อนุกรมเวลาลดลงเข้าสู่ 0 แสดงว่า อนุกรมเวลาสเตชันนารี



รูปที่ 3.46 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดอุบลราชธานี ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1



รูปที่ 3.47 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดอุบลราชธานี ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

จากรูปที่ 3.46 และ รูปที่ 3.47 พบว่า คอเรลโรแกรม ACF และ PACF ของผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่1 ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดอุบลราชธานี มีลักษณะลดลงเข้าสู่ศูนย์อย่างรวดเร็ว แสดงว่า อนุกรมเวลาจากผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่1 ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ย เป็นแบบสเตชันนารี ตัวแบบที่เป็นไปได้ คือ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ แสดงดังตารางที่ 3.22

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 3.22 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดอุบลราชธานี

ชื่อตัวแบบ	ชนิดตัวแบบ
อุณหภูมิเฉลี่ยของอุบลราชธานี	ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์

ตารางที่ 3.23 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

	Estimate	SE	t	Significant
อุณหภูมิเฉลี่ยของอุบลราชธานี Seasonal Difference	1			
MA , Seasonal Lag 1	0.856	0.107	8.017	0.000

จากตารางที่ 3.23 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ โดยได้ค่าประมาณ SMA (MA Seasonal) เท่ากับ 0.856

ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ

3.1 เป็นการตรวจสอบความเหมาะสมของค่าประมาณพารามิเตอร์

จากตารางที่ 3.23 นำค่าประมาณพารามิเตอร์ มาตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยตั้งสมมติฐาน ดังนี้

H_0 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ = 0

H_1 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ $\neq$ 0

$H_0 : \theta_{12} = 0$

$H_1 : \theta_{12} \neq 0$

จากตารางที่ 3.23 พบว่า ค่า Significant = 0.000 ของค่า θ_{12} มีค่าน้อยกว่าค่าระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ ดังนั้นจึงปฏิเสธ H_0 แสดงว่า $\theta_{12} \neq 0$ ซึ่งพารามิเตอร์ θ_{12} ควรมีในตัวแบบ นั่นคือ ตัวแบบที่กำหนดเป็นตัวแบบที่เหมาะสม

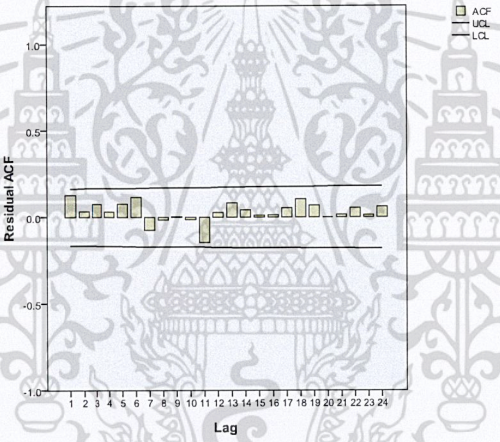
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

3.2 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

ตารางที่ 3.24 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

Model	Model Fit statistics	
อุณหภูมิเฉลี่ยของอุบลราชธานี	R-squared	RMSE
	0.795	0.876

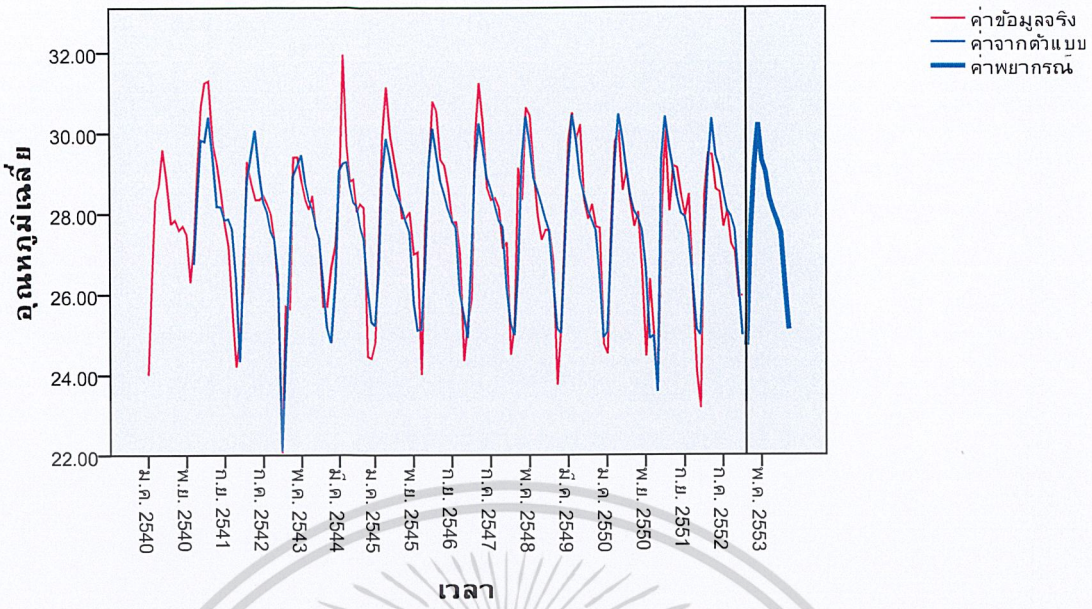
จากตารางที่ 3.24 R-squared มีค่าเท่ากับ 0.795 ซึ่งมีค่าเข้าใกล้ 1 แสดงว่า เวลา (t) สามารถอธิบายความผันแปรของอุณหภูมิเฉลี่ย (Y_t) ได้มาก และค่า RMSE = 0.876 เป็นค่าที่ต่ำที่สุดของตัวแบบที่เหมาะสมของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยรายเดือนจังหวัดอุบลราชธานี



รูปที่ 3.48 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

จากรูปที่ 3.48 พบว่า คอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ อยู่ในช่วงความเชื่อมั่นที่ 95% แสดงว่า ตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ มีความเหมาะสม จึงนำตัวแบบที่ได้มาพยากรณ์ข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดอุบลราชธานีในปี 2553 ดังแสดงในรูปที่ 3.49

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



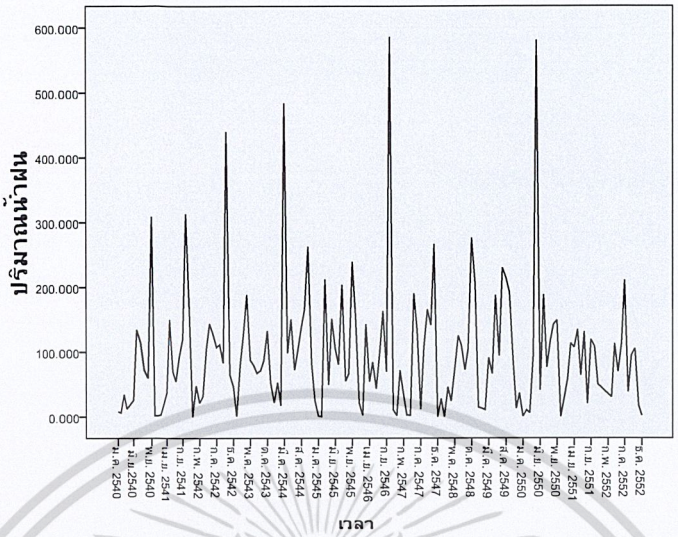
รูปที่ 3.49 แสดงอนุกรมเวลาของอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดอุบลราชธานี และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่ มกราคม ถึง ธันวาคม ในปี พ.ศ.2553 โดยตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × $SARIMA(0,1,1)_{12}$ ซึ่งมีค่า RMSE = 0.876

สรุปจังหวัดอุบลราชธานี

จากกราฟพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดอุบลราชธานีในปี พ.ศ. 2553 สังเกตจากกราฟพยากรณ์ จะเห็นได้ว่า ลักษณะของกราฟพยากรณ์ในปี พ.ศ. 2553 มีลักษณะคล้ายกับกราฟในปี 2545 ซึ่งในปี พ.ศ. 2545 ในช่วงประมาณเดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม ปริมาณน้ำฝนมีปริมาณน้อย อุณหภูมิเฉลี่ยจะเพิ่มสูงขึ้น และในช่วงตั้งแต่เดือนมิถุนายนถึงเดือนธันวาคม ปริมาณน้ำฝนจะเพิ่มสูงขึ้นและลดลงในช่วงปลายปี ซึ่งเป็นช่วงฤดูฝนของจังหวัดอุบลราชธานี ส่วนอุณหภูมิเฉลี่ยจะลดต่ำลงจนถึงสิ้นปี แสดงว่า ในปี พ.ศ. 2545 จังหวัดอุบลราชธานีเกิดปรากฏการณ์เอลนีโญขึ้น ในช่วงประมาณเดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม ซึ่งสอดคล้องกับข้อมูลทางสถิติของกรมอุตุนิยมวิทยา ดังนั้น สรุปได้ว่า จังหวัดอุบลราชธานี ในปี พ.ศ. 2553 มีแนวโน้มจะเกิดปรากฏการณ์เอลนีโญขึ้น อาจเนื่องมาจากปัจจัยหลายอย่างที่เอื้ออำนวย เช่น ภูมิประเทศส่วนใหญ่เป็นที่สูงต่ำ และ ที่ราบสูงลาดเอียง ภูมิอากาศจะคล้ายกับจังหวัดอื่น ๆ ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ คือ ในฤดูร้อนจะร้อนมากและในฤดูหนาวจะหนาวมาก แต่ในฤดูฝนจะมีฝนตกชุกมากกว่าจังหวัดอื่น ๆ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

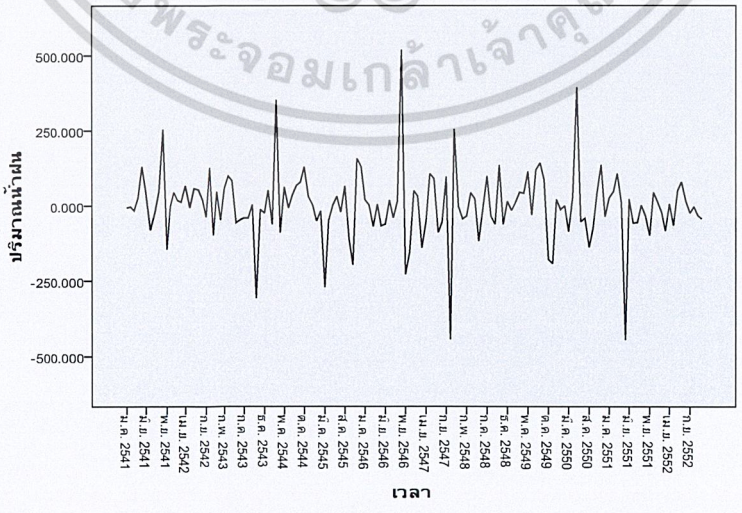
อนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนประจวบคีรีขันธ์



รูปที่ 3.50 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552

ขั้นตอนที่ 1 เป็นการตรวจสอบสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลา โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเทียบกับเวลา

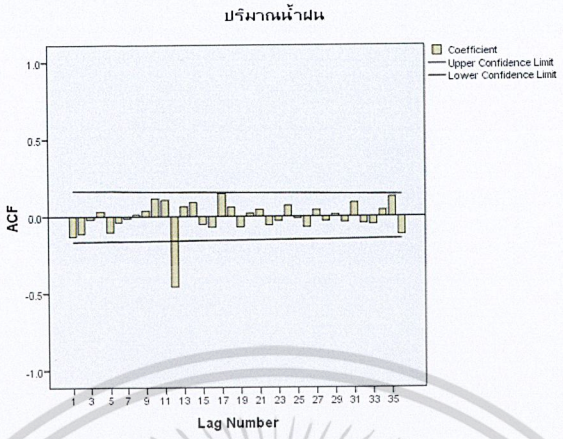
จากรูปที่ 3.50 พบว่าการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดประจวบคีรีขันธ์มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่เนื่องจากมีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จึงต้องแปลงให้เป็น อนุกรมเวลาที่สเตชันนารีก่อน โดยการหาผลต่างฤดูกาลอันดับที่ 1 แสดงได้ดังรูป 3.51



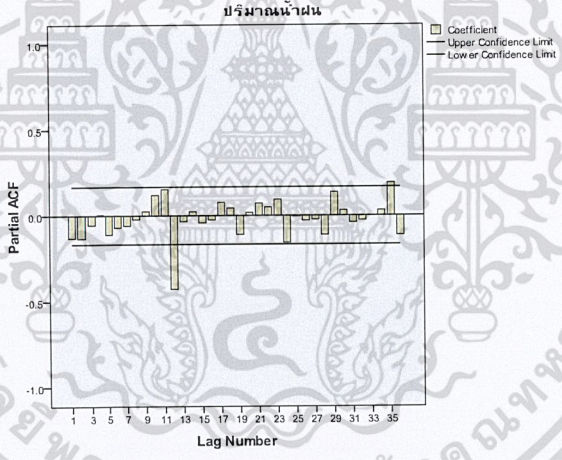
รูปที่ 3.51 แสดงอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ตั้งแต่ปี พ.ศ 2540 –2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งไม่อนุญาตให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 3.51 พบว่า เมื่อทำการหาค่าผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 อนุกรมเวลาลดลงเข้าสู่ 0 แสดงว่า อนุกรมเวลาสเตชันนารี



รูปที่ 3.52 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนเดือนรายเดือนจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1



รูปที่ 3.53 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

จากรูปที่ 3.52 และ รูปที่ 3.53 พบว่า คอเรลโรแกรม ACF และ PACF ของผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ มีลักษณะลดลงเข้าสู่ศูนย์อย่างรวดเร็ว แสดงว่า อนุกรมเวลาจากผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือน เป็นแบบสเตชันนารี ตัวแบบที่เป็นไปได้ คือ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ แสดงดังตารางที่ 3.25

เอกสารนี้สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 3.25 แสดงตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ของข้อมูลปริมาณน้ำฝนรายเดือน จังหวัด ประจวบคีรีขันธ์

ชื่อตัวแบบ	ชนิดตัวแบบ
ปริมาณน้ำฝนของประจวบคีรีขันธ์	ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์

ตารางที่ 3.26 แสดงค่าประมาณของพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

	Estimate	SE	t	Significant
ปริมาณน้ำฝนของประจวบคีรีขันธ์ Seasonal Difference	1			
MA , Seasonal Lag 1	0.957	0.363	2.639	0.009

จากตารางที่ 3.26 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ โดยค่าประมาณ SMA (MA Seasonal) เท่ากับ 0.957 โดยมีการหาผลต่างฤดูกาลอันดับที่ 1

ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ

3.1 เป็นการตรวจสอบความเหมาะสมของค่าพารามิเตอร์

จากตารางที่ 3.26 นำค่าประมาณพารามิเตอร์มาตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยตั้งสมมติฐาน ดังนี้

H_0 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ = 0

H_1 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ $\neq$ 0

$H_0 : \theta_{12} = 0$

$H_1 : \theta_{12} \neq 0$

จากตารางที่ 3.32 พบว่า ค่า Significant = 0.009 ของ SMA หรือ MA Seasonal มีค่าน้อยกว่าค่าระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ ดังนั้นจึงปฏิเสธ H_0 แสดงว่า ค่า $\theta_{12} \neq 0$ ซึ่งพารามิเตอร์ θ_{12} ควรมีในตัวแบบ นั่นคือ ตัวแบบที่กำหนดเป็นตัวแบบที่เหมาะสม

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

3.2 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

ตารางที่ 3.27 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

Model	Model Fit statistics	
ปริมาณน้ำฝนของประจวบคีรีขันธ์	R-squared	RMSE
	0.565	66.311

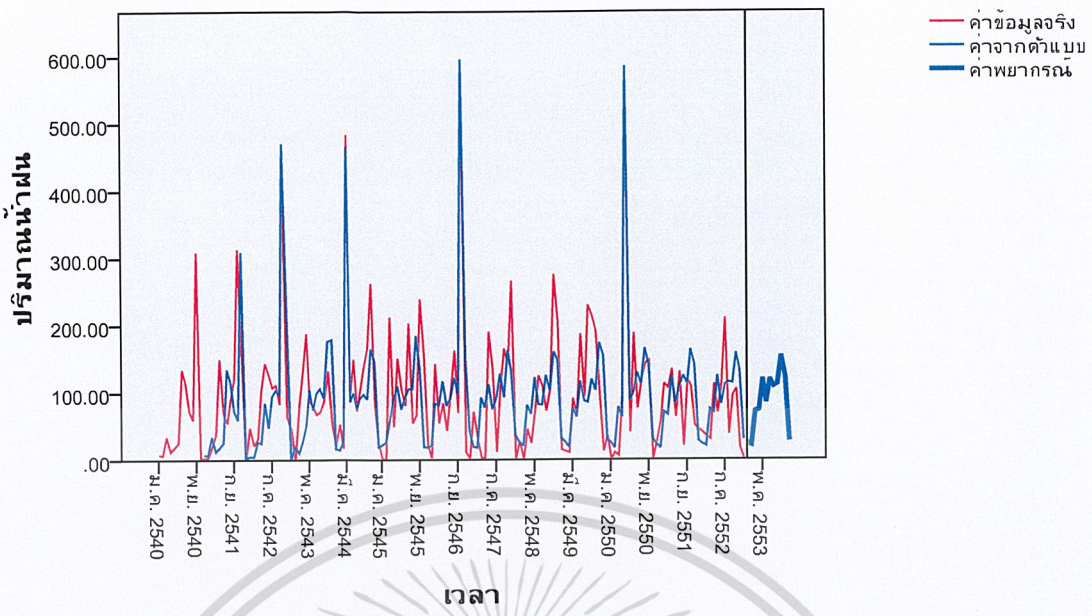
จากตารางที่ 3.27 R-squared มีค่าเท่ากับ 0.565 ซึ่งมีค่าเข้าใกล้ 1 แสดงว่า เวลา (t) สามารถอธิบายความผันแปรของปริมาณน้ำฝน (Y_t) ได้มาก และค่า RMSE = 66.311 เป็นค่าที่ต่ำที่สุดของตัวแบบที่เหมาะสมของข้อมูลปริมาณน้ำฝนเดือนจังหวัดประจวบคีรีขันธ์



รูปที่ 3.54 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

จากรูปที่ 3.54 พบว่า คอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ อยู่ในช่วงความเชื่อมั่นที่ 95% แสดงว่า ตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ มีความเหมาะสม จึงนำตัวแบบที่ได้มาพยากรณ์ข้อมูลปริมาณน้ำฝนดังแสดงในรูปที่ 3.55

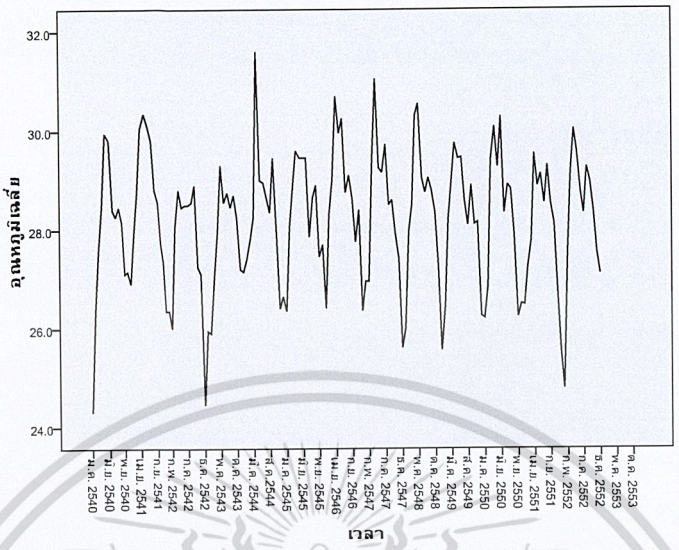
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.55 แสดงอนุกรมเวลาของปริมาณน้ำฝนรายเดือนจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ และค่าพยากรณ์ตั้งแต่ มกราคมถึงธันวาคมในปีพ.ศ.2553 โดยตัวแบบ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ซึ่งมีค่า RMSE = 66.311

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

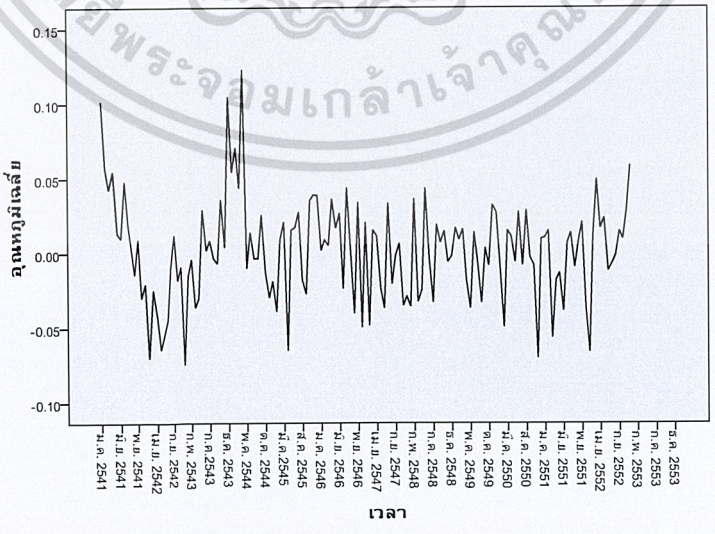
อนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยประจวบคีรีขันธ์



รูปที่ 3.56 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552

ขั้นตอนที่ 1 เป็นการตรวจสอบสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลา โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเทียบกับเวลา

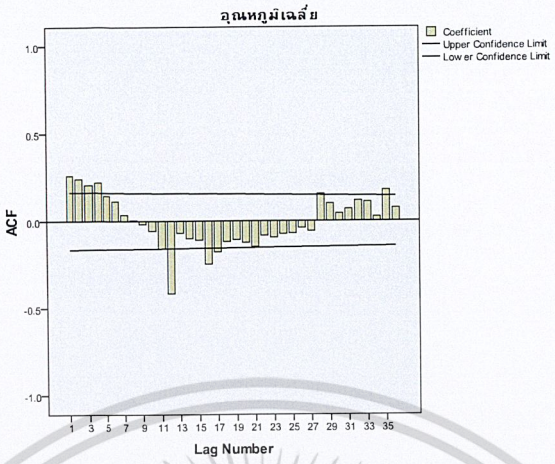
จากรูปที่ 3.56 พบว่าการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดประจวบคีรีขันธ์มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่เนื่องจากมีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จึงต้องแปลงให้เป็น อนุกรมเวลาที่สเตชันนารีก่อน โดยการหาผลต่างฤดูกาลอันดับที่ 1 แสดงได้ดังรูป 3.57



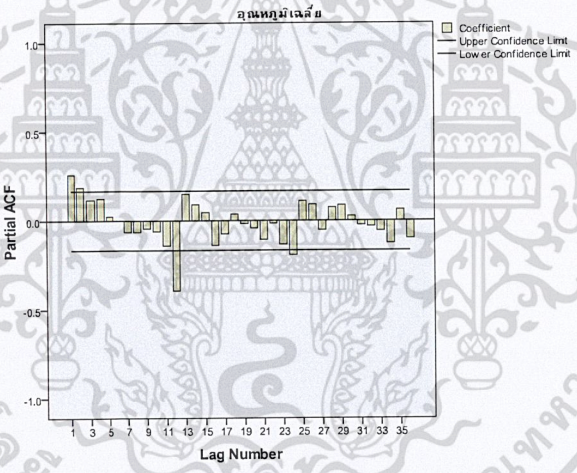
รูปที่ 3.57 แสดงอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 – 2552 ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

เอกสารนี้เป็นที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งไม่อนุญาตให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 3.57 พบว่า เมื่อทำการหาค่าผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 อนุกรมเวลาลดลงเข้าสู่ 0 แสดงว่า อนุกรมเวลาสเตชันนารี



รูปที่ 3.58 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1



รูปที่ 3.59 แสดงคอเรลโรแกรมของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ที่ได้จากการหาผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1

จากรูปที่ 3.58 และ รูปที่ 3.59 พบว่า คอเรลโรแกรม ACF และ PACF ของผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่ 1 ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ มีลักษณะลดลงเข้าสู่ศูนย์อย่างรวดเร็ว แสดงว่า อนุกรมเวลาจากผลต่างแบบมีฤดูกาลอันดับที่1 ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ย เป็นแบบสเตชันนารี ตัวแบบที่เป็นไปได้ คือ ARIMA(1,0,1) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ แสดงดังตารางที่ 3.28

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 3.28 แสดงตัวแบบ ARIMA(1,0,1) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดประจวบคีรีขันธ์

ชื่อตัวแบบ	ชนิดตัวแบบ
อุณหภูมิเฉลี่ยของประจวบคีรีขันธ์	ARIMA(1,0,1) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์

ตารางที่ 3.29 แสดงค่าประมาณของพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(1,0,1) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

	Estimate	SE	t	Significant
อุณหภูมิเฉลี่ยของประจวบคีรีขันธ์ AR , Lag 1	0.868	0.095	9.134	0.000
MA , Lag 1	0.625	0.133	4.684	0.000
Seasonal Difference	1			
MA , Seasonal Lag 1	0.951	0.267	3.558	0.001

จากตารางที่ 3.29 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ โดยค่าประมาณ AR เท่ากับ 0.868 ค่าประมาณ MA เท่ากับ 0.625 และ SMA (MA Seasonal) เท่ากับ 0.951

ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ

3.1 เป็นการตรวจสอบความเหมาะสมของค่าพารามิเตอร์

จากตารางที่ 3.29 นำค่าประมาณพารามิเตอร์มาตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยตั้งสมมติฐาน ดังนี้

H_0 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ = 0

H_1 : ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบ ≠ 0

$H_0 : \phi_1 = 0$

$H_1 : \phi_1 \neq 0$

จากตารางที่ 3.29 พบว่า ค่า Significant = 0.000 ของ AR มีค่าน้อยกว่าค่าระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ ดังนั้นจึงปฏิเสธ H_0 แสดงว่า ค่า $\phi_1 \neq 0$ ซึ่งพารามิเตอร์ ϕ_1 ควรมีในตัวแบบ

จากการทดสอบในทำนองเดียวกันพบว่า ϕ_1 , θ_1 , θ_{12} ควรมีในตัวแบบ นั่นคือ ตัวแบบที่กำหนดเป็นตัวแบบที่เหมาะสม

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

3.2 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

ตารางที่ 3.30 แสดงค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจและค่ารากที่สองของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวแบบ ARIMA(1,0,1) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

Model	Model Fit statistics	
อุณหภูมิของประจวบคีรีขันธ์	R-squared	RMSE
	0.704	0.718

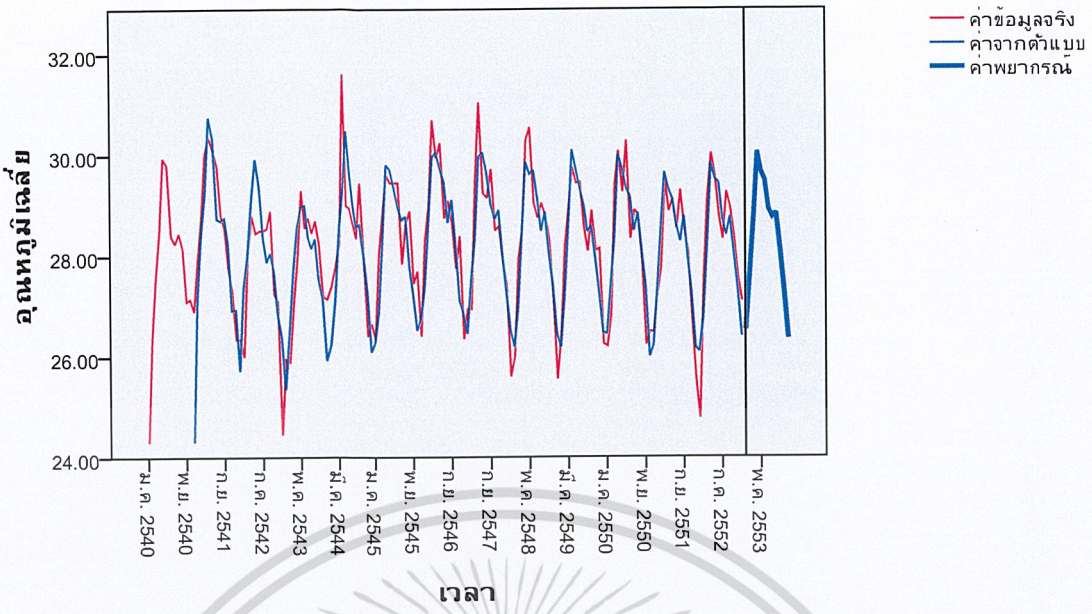
จากตารางที่ 3.30 R-squared มีค่าเท่ากับ 0.704 ซึ่งมีค่าเข้าใกล้ 1 แสดงว่า เวลา (t) สามารถอธิบายความผันแปรของอุณหภูมิเฉลี่ย (Y_t) ได้มาก และค่า RMSE = 0.718 เป็นค่าที่ต่ำที่สุดของตัวแบบที่เหมาะสมของข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยเดือนจังหวัดประจวบคีรีขันธ์



รูปที่ 3.60 แสดงคอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(1,0,1) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

จากรูปที่ 3.60 พบว่า คอเรลโรแกรมฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ ARIMA(1,0,1) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ อยู่ในช่วงความเชื่อมั่นที่ 95% แสดงว่า ตัวแบบ ARIMA(1,0,1) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ มีความเหมาะสม จึงนำตัวแบบที่ได้มาพยากรณ์ข้อมูลอุณหภูมิเฉลี่ยดังแสดงในรูปที่ 3.61

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.61 แสดงอนุกรมเวลาของอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ และค่าพยากรณ์ ตั้งแต่มกราคม ถึง ธันวาคมในปี พ.ศ. 2553 โดยตัวแบบ ARIMA(1,0,1) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$ ซึ่งมีค่า RMSE = 0.718

สรุป ประจวบคีรีขันธ์

จากกราฟพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยของจังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ในปี พ.ศ. 2553 สังเกตจากกราฟพยากรณ์ จะเห็นได้ว่า ลักษณะของกราฟพยากรณ์ในปี พ.ศ. 2553 มีลักษณะคล้ายกับกราฟในปี 2547 ซึ่งในปี พ.ศ. 2547 มีปริมาณน้ำฝนลดน้อยลงตลอดทั้งปีและอุณหภูมิเฉลี่ยก็สูงขึ้นมากกว่าปีอื่น ๆ โดยจะสังเกตเห็นได้ชัดเจนในช่วงฤดูร้อนตั้งแต่เดือนมีนาคมถึงมิถุนายน แสดงว่า ในปี พ.ศ. 2547 จังหวัดประจวบคีรีขันธ์เกิดปรากฏการณ์เอลนีโญขึ้น ซึ่งสอดคล้องกับข้อมูลทางสถิติของกรมอุตุนิยมวิทยา ดังนั้น สรุปได้ว่า จังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ในปี พ.ศ. 2553 มีแนวโน้มจะเกิดปรากฏการณ์เอลนีโญขึ้น อาจเนื่องมาจากปัจจัยหลายอย่างที่เอื้ออำนวย เช่น สภาพภูมิศาสตร์เป็นพื้นที่ที่มีภูเขาสูงเป็นจำนวนมากจึงเป็นพื้นที่อับฝนและมีฝนตกน้อยอยู่แล้วเมื่อเกิดปรากฏการณ์เอลนีโญขึ้นจึงส่งผลกระทบให้จังหวัดประจวบคีรีขันธ์ประสบปัญหาภัยแล้ง เป็นต้น

นอกจากนี้ตัวแบบการพยากรณ์ยังส่งผลให้เห็นว่าปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิมีความสัมพันธ์กันต่อการเกิดปรากฏการณ์เอลนีโญและลานีญา

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

บทที่ 4

สรุปผลการวิเคราะห์และข้อเสนอแนะ

ในโครงงานพิเศษนี้ได้ศึกษาเรื่องอนุกรมเวลาของปริมาณน้ำฝนรายเดือนและอุณหภูมิเฉลี่ยของประเทศไทย และศึกษาวิธีการพยากรณ์ด้วยวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์ และศึกษาความสัมพันธ์และผลกระทบปริมาณน้ำฝนรายเดือนและ อุณหภูมิเฉลี่ยกับปรากฏการณ์เอลนีโญและลานีญา โดยข้อมูลที่ใช้ศึกษาเป็นปริมาณน้ำฝนรายเดือนและอุณหภูมิเฉลี่ยตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2552

4.1 ผลสรุปการวิจัย

4.1.1 ผลสรุปการสร้างตัวแบบปริมาณน้ำฝนรายเดือนและอุณหภูมิเฉลี่ยของประเทศไทยด้วยเทคนิคการพยากรณ์บ๊อกซ์และเจนกินส์

จากการสร้างตัวแบบปริมาณน้ำฝนรายเดือนและอุณหภูมิเฉลี่ยด้วยวิธีการพยากรณ์บ๊อกซ์และเจนกินส์โดยข้อมูลที่ใช้ในการสร้างตัวแบบปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ.2540 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2552 ได้ตัวแบบและสมการดังต่อไปนี้

1. การพยากรณ์โดยวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยจังหวัดกำแพงเพชร โดยมีตัวแบบปริมาณน้ำฝนคือ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

สมการรูปทั่วไป $Y_t = \theta_0 + Y_{t-12} - \theta_{12}\varepsilon_{t-12} + \varepsilon_t$

สมการพยากรณ์ $Y_t - Y_{t-12} = \varepsilon_t - 0.775\varepsilon_{t-12}$

ตัวแบบอุณหภูมิเฉลี่ยคือ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

สมการรูปทั่วไป $Y_t = \theta_0 + Y_{t-12} - \theta_{12}\varepsilon_{t-12} + \varepsilon_t$

สมการพยากรณ์ $Y_t - Y_{t-12} = \varepsilon_t - 0.877\varepsilon_{t-12}$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

2. การพยากรณ์โดยวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ย จังหวัดนครพนม โดยมีตัวแบบปริมาณน้ำฝนคือ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(1,1,0)_{12}$

สมการรูปทั่วไป $Y_t = \theta_0 + Y_{t-12} + \phi_{12}Y_{t-12} - \phi_{12}Y_{t-24} + \varepsilon_t$

สมการพยากรณ์ $Y_t - Y_{t-12} = -0.328(Y_{t-12} - Y_{t-24}) + \varepsilon_t$

ตัวแบบอุณหภูมิเฉลี่ยคือ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

สมการรูปทั่วไป $Y_t = \theta_0 + Y_{t-12} + \varepsilon_t - \theta_{12}\varepsilon_{t-12}$

สมการพยากรณ์ $Y_t - Y_{t-12} = \varepsilon_t - 0.721\varepsilon_{t-12}$

3. การพยากรณ์โดยวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ย จังหวัดหนองคาย โดยมีตัวแบบปริมาณน้ำฝนคือ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

สมการรูปทั่วไป $Y_t = \theta_0 + Y_{t-12} + \varepsilon_t - \theta_{12}\varepsilon_{t-12}$

สมการพยากรณ์ $Y_t - Y_{t-12} = \varepsilon_t - 0.575\varepsilon_{t-12}$

ตัวแบบอุณหภูมิเฉลี่ยคือ ARIMA(1,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

สมการรูปทั่วไป $Y_t = \theta_0 + Y_{t-12} + \phi_1 Y_{t-1} - \phi_1 Y_{t-13} + \varepsilon_t - \theta_{12}\varepsilon_{t-12}$

สมการพยากรณ์ $Y_t - Y_{t-12} = 0.175(Y_{t-1} - Y_{t-13}) + \varepsilon_t - 0.803\varepsilon_{t-12}$

4. การพยากรณ์โดยวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ย จังหวัดอุบลราชธานี โดยมีตัวแบบปริมาณน้ำฝนคือ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

สมการรูปทั่วไป $Y_t = \theta_0 + \varepsilon_t - \theta_{12}\varepsilon_{t-12} + Y_{t-12}$

สมการพยากรณ์ $Y_t - Y_{t-12} = \varepsilon_t - 0.672\varepsilon_{t-12}$

ตัวแบบอุณหภูมิเฉลี่ยคือ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

สมการรูปทั่วไป $Y_t = \theta_0 + \varepsilon_t - \theta_{12}\varepsilon_{t-12} + Y_{t-12}$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สมการพยากรณ์ $Y_t - Y_{t-12} = \varepsilon_t - 0.856\varepsilon_{t-12}$

5. การพยากรณ์โดยวิธีบ๊อกซ์และเจนกินส์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ย จังหวัดประจวบคีรีขันธ์ โดยมีตัวแบบปริมาณน้ำฝนคือ ARIMA(0,0,0) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

สมการรูปทั่วไป $Y_t = \theta_0 + Y_{t-12} + \varepsilon_t - \theta_{12}\varepsilon_{t-12}$

สมการพยากรณ์ $Y_t - Y_{t-12} = \varepsilon_t - 0.957\varepsilon_{t-12}$

ตัวแบบอุณหภูมิเฉลี่ยคือ ARIMA(1,0,1) × SARIMA$(0,1,1)_{12}$

สมการรูปทั่วไป $Y_t = \theta_0 + \phi_1 Y_{t-1} + Y_{t-12} - \phi_1 Y_{t-13} + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_{12}\varepsilon_{t-12} + \theta_1\theta_{12}\varepsilon_{t-13}$

สมการพยากรณ์ $Y_t - Y_{t-12} = 0.868(Y_{t-1} - Y_{t-13}) + \varepsilon_t - 0.625\varepsilon_{t-1} - 0.951\varepsilon_{t-12} + 0.59\varepsilon_{t-13}$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.2 ข้อเสนอแนะ

1. ในการศึกษาหาตัวแบบปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยในประเทศไทย เมื่อได้ตัวแบบปริมาณน้ำฝน และอุณหภูมิเฉลี่ยในประเทศไทยที่เหมาะสม สามารถนำตัวแบบปริมาณน้ำฝนและอุณหภูมิเฉลี่ยมาใช้ประโยชน์ในการพิจารณาแนวโน้มสำหรับการเกิดปรากฏการณ์เอลนีโญและลานีญาในประเทศไทย เพื่อเตรียมพร้อมในการรับมือกับผลกระทบกับปรากฏการณ์เอลนีโญและลานีญา เช่น ปัญหาภัยแล้ง ปัญหาอุทกภัย เป็นต้น
2. การสร้างตัวแบบเพื่อใช้ในการพยากรณ์จะต้องสร้างใหม่ทุกครั้งที่มีข้อมูลใหม่เพิ่มขึ้น
3. เวลาหรือจำนวนปีที่ใช้ในการพยากรณ์ควรมีมากกว่านี้ เพื่อให้ได้ผลของการพยากรณ์ที่ดีกว่าเดิม
4. ควรศึกษาลักษณะภูมิประเทศของแต่ละจังหวัดให้ละเอียดเพราะเป็นปัจจัยหนึ่งที่ส่งผลต่อค่าพยากรณ์ที่ได้จากตัวแบบ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เอกสารอ้างอิง

ทรงศิริ แต้สมบัติ. 2549. การพยากรณ์เชิงปริมาณ. กรุงเทพฯ : มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

วิชิต หล่อจีระชุณห์ และจิราวัลย์ จิตรถเวช. 2548. เทคนิคการพยากรณ์. พิมพ์ครั้งที่ 3. กรุงเทพฯ : โครงการส่งเสริมเอกสารวิชาการสถาบันบัณฑิตพัฒนบริหารศาสตร์.

สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. 2548. เทคนิคการพยากรณ์. สงขลา : มหาวิทยาลัยทักษิณ.

ศิริลักษณ์ สุวรรณวงศ์. 2535. การวิเคราะห์อนุกรมเวลา. กรุงเทพฯ : สุวีริยาสาส์น.

มุกดา แม้นมินทร์. 2549. อนุกรมเวลาและการพยากรณ์. กรุงเทพฯ : ประกายพรึก.

รัศมี หนานสายออ. 2542. การพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ เพื่อวางแผนการเพาะปลูก.วิทยานิพนธ์ สถิติศาสตรมหาบัณฑิต จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย พ.ศ. 2542

รุ่งใจ แสงทอง. 2547. การพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนในจังหวัดตาก. วิทยานิพนธ์ วิทยาศาสตร-มหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่. พ.ศ. 2547

พงษ์ศิริ ศิริพานิช ปราณี นิลกรณ์ และสุดา ตระการเถลิงศักดิ์. "การพยากรณ์อนุกรมเวลาด้วยตัวแบบผสม ARIMA และเครือข่ายประสาทเทียม." การประชุมวิชาการด้านการวิจัยดำเนินงานแห่งชาติ. 2550,1-7

พรทิพย์ ฉัตรชัยพันธ์ และวลัยลักษณ์ อัตธีวงศ์. "ตัวแบบอนุกรมเวลาสำหรับการพยากรณ์ราคายางพาราแผ่นดิบรมควันชั้น 3." การประชุมวิชาการด้านการวิจัยดำเนินงานแห่งชาติ. 2547,7-17.

ธนาคารแห่งประเทศไทยสำนักงานภาคเหนือ. "สถานการณ์ภัยแล้ง ปี 2553." รายงานเศรษฐกิจและการเงินภาคเหนือ. 2553 , (กุมภาพันธ์ 2553) : 18-25.

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เอกสารอ้างอิง (ต่อ)

สายสุนีย์ พุทธาคุณเจริญ. “เอลนิโญกำลังหมด ฝนกำลังมา วิกฤตภัยแล้งกำลังผ่านพ้นไปแล้ว จริงหรือ.” มหานครสาร. 2553 : 18-21.

วราฤทธิ์ พานิชกิจโกศลกุล. “การพยากรณ์ปริมาณน้ำฝนรายเดือนของจังหวัดหนองคาย โดยใช้เทคนิคการพยากรณ์เชิงสถิติ.” มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย. 2550 : 138-150.

วราฤทธิ์ พานิชกิจโกศลกุล. “การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ราคาทองคำรูปพรรณรายวันระหว่างวิธีการพยากรณ์ของโฮลต์ วิธีการพยากรณ์ของบ๊อก-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์รวม.” มหาวิทยาลัยนเรศวร 2549 : 9-18.

วิทยาศาสตร์,คณะ. “เอลนีโญ / ลานีญา.” ข่าวสารคณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าธนบุรี. 10, 114 (มกราคม 2554) : 2-3.

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้