

การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน  
ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพ

FORECASTING THE EXPORT VOLUME OF RIBBED  
SMOKED SHEET, AIR DRIED SHEET, CONCENTRATED  
LATEX AND CREPE RUBBER



ปัญหาพิเศษนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตร

ปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต (สถิติประยุกต์)

ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์

สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ปีการศึกษา 2561  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องยกย่องถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

FORECASTING THE EXPORT VOLUME OF RIBBED  
SMOKED SHEET, AIR DRIED SHEET, CONCENTRATED  
LATEX AND CREPE RUBBER



NAPASSORN      MANOSRI  
PARINYA      HANMA  
MANUTSANUN      WONGPITIRUNGRUENG  
WANNASIRI      TEANGSOPA

A SPECIAL PROBLEM SUBMITTED IN PARTIAL FULFILLMENT OF  
THE REQUIREMENT FOR  
THE DEGREE OF BACHELOR OF SCIENCE (APPLIED STATISTICS)  
DEPARTMENT OF STATISTICS, FACULTY OF SCIENCE

KING MONGKUT'S INSTITUTE OF TECHNOLOGY LARDKRABUNG

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่นิยมนำไปเผยแพร่โดยไม่ได้รับอนุญาต  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ **ACADEMIC YEAR 2018** ของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

หัวข้อปัญหาพิเศษ

การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง  
น้ำยางข้น และยางเครพ

Forecasting the Export Volume of Ribbed Smoked Sheet, Air  
Dried Sheet, Concentrated Latex and Crepe Rubber

ชื่อนักศึกษา

นางสาวนภัสสร มะโนศรี รหัสนักศึกษา 58051246

นายปริญญา หันมา รหัสนักศึกษา 58051259

นางสาวมนัสนันท์ วงศ์ปิติรุ่งเรือง รหัสนักศึกษา 58051295

นางสาววรรณศิริ แต่งโสภา รหัสนักศึกษา 58051311

ปริญญา

วิทยาศาสตร์บัณฑิต (สถิติประยุกต์)

ภาควิชา

สถิติ

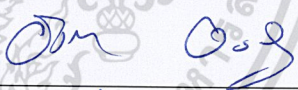

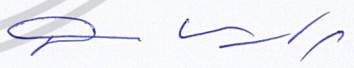
ปีการศึกษา

2561

อาจารย์ที่ปรึกษา

ผศ. ดร. สมศรี บัณฑิตวิไล

คณะวิทยาศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง (สจล.) อนุมัติให้  
ปัญหาพิเศษนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต (สถิติประยุกต์)  
ประจำปีการศึกษา 2561

คณะกรรมการสอบ	ลายมือชื่อ
ผศ.ดร. อัจฉมา อระวีพร ประธานกรรมการ	
ผศ.ชูใจ คูหารัตนไชย กรรมการ	
ผศ.ดร.สมศรี บัณฑิตวิไล กรรมการและอาจารย์ที่ปรึกษา	

ลิขสิทธิ์ของคณะวิทยาศาสตร์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนลิขสิทธิ์ของสถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง ไปลงภาคใด นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

หัวข้อปัญหาพิเศษ	การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพ		
ชื่อนักศึกษา	นางสาวนภัสสร	มะโนศรี	รหัสนักศึกษา 58051246
	นายปริญญา	หันมา	รหัสนักศึกษา 58051259
	นางสาวมนัสนันท์	วงศ์ปิตรุ่งเรือง	รหัสนักศึกษา 58051295
	นางสาววรรณศิริ	แดงโสภา	รหัสนักศึกษา 58051311
ปริญญา	วิทยาศาสตร์บัณฑิต (สถิติประยุกต์)		
ภาควิชา	สถิติ		
คณะ	วิทยาศาสตร์		
มหาวิทยาลัย	สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง (สจล.)		
ปีการศึกษา	2561		
อาจารย์ที่ปรึกษา	ผศ.ดร.สมศรี บัณฑิตวิไล		

### บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาและเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ สำหรับการพยากรณ์ ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพ โดยเก็บรวบรวม จากองค์การยางแห่งประเทศไทย สังกัดกระทรวงเกษตรและสหกรณ์ โดยใช้ข้อมูลแบบรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 รวมทั้งสิ้น 132 เดือนโดยแบ่งข้อมูล เป็น 2 ส่วน ส่วนที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ.2560 เป็นจำนวน 120 เดือนใช้ในการหาตัวแบบการพยากรณ์ ส่วนที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ.2561 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ.2561 เป็นจำนวน 12 เดือน ใช้ในการตรวจสอบความถูกต้องของตัวแบบ โดยวิธีที่นำมาพยากรณ์ ได้แก่ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ และวิธีการ ปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล และวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ โดยใช้ค่าเฉลี่ยความ คลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ในการเลือกรูปแบบพยากรณ์ที่เหมาะสม และใช้เปอร์เซ็นต์ความ คลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ในการแสดงเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าจริงกับค่า พยากรณ์

จากการเปรียบเทียบผลการวิเคราะห์ทั้ง 3 วิธี พบว่าวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน คือ วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวิน เทอร์รูปแบบคูณ วิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งและ เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น เมื่อนักศึกษาเห็นใบแจ้งหนี้เงินต้นการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ยางเครพ คือ วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ และวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของ  
น้ำยางข้น คือ วิธีแยกส่วนประกอบ

คำสำคัญ : น้ำยางข้น ยางเครพ ยางแผ่นผึ่งแห้ง ยางแผ่นรมควัน วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนน  
เชียลแบบทริปเปิ้ล วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ วิธีบ็อกซ์และเจน  
กินส์ วิธีแยกส่วนประกอบ



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

<b>Title</b>	Forecasting the Export Volume of Ribbed Smoked Sheet, Air Dried Sheet, Concentrated Latex and Crepe Rubber		
<b>Students</b>	Miss Napassorn	Manosri	Student ID 58051246
	Mr. Parinya	Hanma	Student ID 58051259
	Miss Manutsanun	Wongpitrungreung	Student ID 58051295
	Miss Wannasiril	Teangsopa	Student ID 58051311
<b>Degree</b>	Bachelor of Science (Applied Statistics)		
<b>Departments</b>	Statistics		
<b>Faculty</b>	Science		
<b>University</b>	King Mongkut's Institute of Technology Ladkrabang (KMITL)		
<b>Academic Year</b>	2018		
<b>Advisor</b>	Asst. Prof. Dr. Somsri Banditvilai		

**ABSTRACT**

This research aims to study and compare the forecasting methods for forecasting the export volume of Ribbed Smoked Sheet, Air Dried Sheet, Concentrated Latex and Crepe Rubber. The data are collected from Rubber Authority of Thailand, Ministry of agriculture and cooperatives. By using monthly data from January 2008 to December 2018, a total of 132 months, divided into 2 sets, The first set has 120 months, from January 2008 to December 2017 is used to find the forecast model. The second set has 12 months, from January 2018 to December 2018, is used to check the accuracy of the model. The forecasting techniques employed by this special project are Decomposition method, Holt – Winters Exponential Smoothing method, Triple Exponential Smoothing method and Box and Jenkins method by using Mean Square Error (MSE) in selecting the appropriate forecasting model and use the Mean Absolute Percentage Error (MAPE) to show the percentage of error between the actual value and the forecast value.

Comparing the results of three methods, it is found that Holt - Winters Exponential Smoothing method is the appropriate forecasting method for the export volume of Ribbed Smoked Sheet.Box and Jenkins method is the appropriate forecasting method for the export volume of Air Dried Sheet and Crepe Rubber,

while Decomposition method is the appropriate forecasting method for Concentrated Latex.

**Keyword :** Concentrated Latex, Crepe Rubber, Air Dried Sheet, Ribbed Smoked Sheet, Triple Exponential Smoothing method, Holt - Winters Exponential Smoothing method, Box and Jenkins method, Decomposition method



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## กิตติกรรมประกาศ

ปัญหาพิเศษฉบับนี้สามารถสำเร็จได้ด้วยดีเนื่องจากความกรุณาของบุคคลหลายฝ่ายที่ให้ความร่วมมือ ซึ่งคณะผู้จัดทำขอกราบขอบพระคุณทุกท่านไว้ ณ ที่นี้ ได้แก่

ผศ.ดร.สมศรี บัณฑิตวิไล อาจารย์ที่ปรึกษาปัญหาพิเศษ ผู้ซึ่งให้คำปรึกษาและแนะแนวทางต่างๆ เอื้อเพื่อหนังสืออ้างอิงในการค้นคว้าข้อมูลในการทำปัญหาพิเศษ ตลอดจนให้ความช่วยเหลือในการตรวจสอบและแก้ไขข้อบกพร่องต่างๆ และติดตามความก้าวหน้าในการดำเนินงาน อีกทั้งยังช่วยแก้ปัญหาต่างๆ ที่เกิดขึ้นระหว่างการดำเนินงานได้เป็นอย่างดีมาตลอด จนทำให้ปัญหาพิเศษนี้เสร็จสมบูรณ์ ผู้จัดทำรู้สึกซาบซึ้งในความกรุณา และขอกราบขอบพระคุณด้วยความเคารพอย่างสูง

ผศ.ดร.อัชฌา อระวีพร และ ผศ.ชูใจ คูหารัตนไชย คณะกรรมการที่กรุณาให้คำปรึกษาแนะนำ ชี้จุดบกพร่อง ตลอดจนตรวจสอบแก้ไขข้อผิดพลาดเพิ่มเติมในจุดที่คณะผู้จัดทำได้มองข้ามไป

คณาจารย์สาขาวิชาสถิติประยุกต์ทุกท่านที่ประสิทธิ์ประสาทความรู้และให้คำแนะนำต่างๆ เจ้าหน้าที่สาขาวิชาสถิติประยุกต์ทุกท่านที่คอยประสานงานและอำนวยความสะดวกแก่ผู้จัดทำปัญหาพิเศษตลอดการทำงาน

บิดา มารดา ที่ให้การสนับสนุนและคอยให้กำลังใจแก่ผู้จัดทำปัญหาพิเศษเสมอมา

เพื่อนๆ สาขาวิชาสถิติประยุกต์ทุกคนที่คอยช่วยเป็นกำลังใจ คอยให้ข้อเสนอแนะมาโดยตลอด สุดท้ายนี้ขอขอบพระคุณผู้ที่เกี่ยวข้องกับความสำเร็จในการทำปัญหาพิเศษครั้งนี้ที่ไม่ได้กล่าว

นามไว้ทุกท่าน

นภัสสร มะโนศรี

ปริญญา หันมา

มนัสนันท์ วงศ์ปิติรุ่งเรือง

วรรณศิริ แดงโสภา

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

# สารบัญ

	หน้า
บทคัดย่อภาษาไทย.....	ก
บทคัดย่อภาษาอังกฤษ.....	ค
กิตติกรรมประกาศ.....	จ
สารบัญ.....	ฉ
สารบัญตาราง.....	ญ
สารบัญรูป.....	ฐ
<b>บทที่ 1 บทนำ.....</b>	<b>1</b>
1.1 ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา.....	1
1.2 วัตถุประสงค์ของงานวิจัย.....	2
1.3 ขอบเขตของงานวิจัย.....	3
1.4 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ.....	3
1.5 นิยามศัพท์.....	3
<b>บทที่ 2 ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง.....</b>	<b>5</b>
2.1 ทฤษฎีที่ใช้ในการวิเคราะห์.....	5
2.1.1 การทดสอบการแจกแจงปกติของ Anderson-Darling.....	5
2.1.2 การทดสอบแนวนอนแบบใช้พารามิเตอร์.....	6
2.1.3 การทดสอบอหิพลฤดูกาลแบบไม่ใช้พารามิเตอร์.....	7
2.1.4 การทดสอบอหิพลของฤดูกาลแบบใช้พารามิเตอร์.....	8
2.1.5 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method).....	8
2.1.5.1 วิธีกำลังสองน้อยที่สุด.....	10
2.1.5.2 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก.....	11
2.1.5.3 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบคูณ.....	12
2.1.6 วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์.....	14
2.1.7 วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล.....	16
2.1.8 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins).....	17

เอกสารนี้เป็นเอกสาร 2.1.8 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins)..... 17  
 ไม่สามารถนำเอกสารฉบับนี้ไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
 ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สารบัญ (ต่อ)

	หน้า
2.1.9 วิธี Akailke Information Criterion (AIC).....	22
2.1.10 การวัดความถูกต้องของการพยากรณ์.....	23
2.1.10.1 ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE).....	23
2.1.10.2 เปอร์เซนต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE).....	23
2.2 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง.....	24
<b>บทที่ 3 วิธีการดำเนินวิจัย.....</b>	<b>26</b>
3.1 ข้อมูลและแหล่งที่มาของข้อมูล.....	26
3.2 ขั้นตอนการดำเนินงาน.....	26
<b>บทที่ 4 การวิเคราะห์ข้อมูล.....</b>	<b>29</b>
4.1 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน.....	29
4.1.1 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน โดยวิธีแยกส่วนประกอบ.....	31
4.1.1.1 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ สำหรับรูปแบบบวก.....	31
4.1.1.2 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ สำหรับรูปแบบคูณ.....	33
4.1.2 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์.....	34
4.1.2.1 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียล แบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก.....	34
4.1.2.2 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียล แบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ.....	36
4.1.3 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์.....	38
4.2 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง.....	44

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สารบัญ (ต่อ)

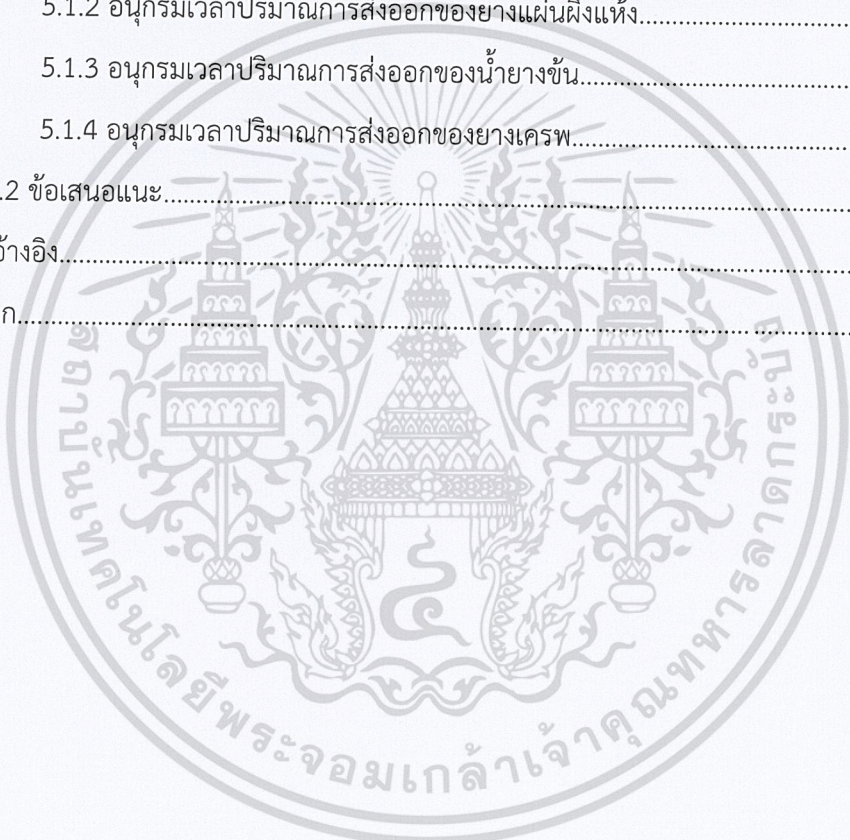
หน้า

4.2.1 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง โดยวิธีแยกส่วนประกอบ.....	47
4.2.1.1 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด กรณีแนวโน้มควอดราติก และไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล.....	47
4.2.2 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล.....	48
4.2.3 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์.....	50
4.3 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น.....	59
4.3.1 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น โดยวิธีแยกส่วนประกอบ.....	61
4.3.1.1 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ สำหรับรูปแบบบวก.....	61
4.3.1.2 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ สำหรับรูปแบบคูณ.....	63
4.3.2 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์.....	64
4.3.2.1 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียล แบบโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก.....	64
4.3.2.2 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียล แบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ.....	66
4.3.3 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์.....	68
4.4 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางเครพ.....	75
4.4.1 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางเครพ โดยวิธีแยกส่วนประกอบ.....	78
4.4.1.1 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด กรณีแนวโน้มควอดราติก และไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล.....	78
4.4.2 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางเครพ โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล.....	79

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้เผยแพร่หรือใช้ในการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สารบัญ (ต่อ)

	หน้า
4.4.3 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางเครพโดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์.....	81
<b>บทที่ 5 สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ.....</b>	<b>88</b>
5.1 สรุปผลการวิเคราะห์.....	88
5.1.1 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน.....	88
5.1.2 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง.....	89
5.1.3 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางข้น.....	90
5.1.4 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพ.....	91
5.2 ข้อเสนอแนะ.....	93
เอกสารอ้างอิง.....	94
ภาคผนวก.....	96



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สารบัญตาราง

ตารางที่		หน้า
ตารางที่ 2.1	ลักษณะของ $\rho_k(Y_t), \rho_k(Z_t), \rho_{kk}(Y_t), \rho_{kk}(Z_t)$ สำหรับรูปแบบ $ARIMA(p,d,q)$ .....	20
ตารางที่ 2.2	ลักษณะของ $\rho_k(Z_t), \rho_{kk}(Z_t)$ สำหรับรูปแบบ $SARIMA(P,D,Q)_{12}$ .....	20
ตารางที่ 2.3	เกณฑ์การประเมินของค่า $MAPE$ โดย Lewis.....	24
ตารางที่ 4.1	แสดงจำนวนค่าสังเกตในการหาค่าเริ่มต้น พร้อมทั้ง $\alpha, \gamma, \delta$ และ $MSE$ .....	34
ตารางที่ 4.2	แสดงผลการวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_t(t)$ ของปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน เฉพาะ $t = 109, 110, \dots, 120$ โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก.....	35
ตารางที่ 4.3	แสดงจำนวนค่าสังเกตในการหาค่าเริ่มต้น พร้อมทั้ง $\alpha, \gamma, \delta$ และ $MSE$ .....	36
ตารางที่ 4.4	แสดงผลวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_t(t)$ ของปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน เฉพาะ $t = 109, 110, \dots, 120$ โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ.....	37
ตารางที่ 4.5	การทดสอบค่าพารามิเตอร์ $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$ ของปริมาณการส่งออกยางแผ่นรมควัน.....	41
ตารางที่ 4.6	การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$ ของปริมาณการส่งออกยางแผ่นรมควัน.....	41
ตารางที่ 4.7	การเปรียบเทียบค่า $MSE$ ของการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน.....	43
ตารางที่ 4.8	ค่า $MSE$ ที่ได้จากการคำนวณสมการแนวโน้ม 3 แบบ.....	46
ตารางที่ 4.9	การวิเคราะห์ค่า $\hat{Y}_{t+1}, A_t, A'_t$ และ $A''_t$ ของปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปปเปิ้ล ตั้งแต่ $t = 109, 110, \dots, 120$ .....	49
ตารางที่ 4.10	การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(4,1,4)$ ร่วมกับค่าคงที่ของปริมาณการส่งออกยางแผ่นผึ่งแห้ง.....	54
ตารางที่ 4.11	การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(3,1,4)$ ของปริมาณการส่งออกยางแผ่นผึ่งแห้ง.....	55

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่นุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่	หน้า
ตารางที่ 4.12 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(2,1,4)$ ของปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง.....	55
ตารางที่ 4.13 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ $ARIMA(2,1,4)$ ของปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง.....	56
ตารางที่ 4.14 ค่า A/C ของตัวแบบจากข้อมูลของปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง.....	57
ตารางที่ 4.15 ผลการเปรียบเทียบค่า MSE ของการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง.....	58
ตารางที่ 4.16 แสดงจำนวนค่าสังเกตในการหาค่าเริ่มต้น พร้อมทั้ง $\alpha, \gamma, \delta$ และ MSE.....	64
ตารางที่ 4.17 แสดงผลการวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t), \hat{\beta}_i(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นเฉพาะ $t = 109, 110, \dots, 120$ โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก.....	65
ตารางที่ 4.18 แสดงจำนวนค่าสังเกตในการหาค่าเริ่มต้น พร้อมทั้ง $\alpha, \gamma, \delta$ และ MSE.....	66
ตารางที่ 4.19 แสดงผลวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t), \hat{\beta}_i(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น เฉพาะ $t = 109, 110, \dots, 120$ โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ.....	67
ตารางที่ 4.20 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$ ของปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น.....	71
ตารางที่ 4.21 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$ ของปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น.....	72
ตารางที่ 4.22 ค่า A/C ของตัวแบบจากข้อมูลของปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น.....	73
ตารางที่ 4.23 การเปรียบเทียบค่า MSE ของการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น.....	74
ตารางที่ 4.24 ค่า MSE ที่ได้จากการคำนวณสมการแนวโน้ม 3 แบบ.....	77
ตารางที่ 4.25 การวิเคราะห์ค่า $\hat{Y}_{t+1}, A_t, A'_t$ และ $A''_t$ ของปริมาณการส่งออกยางเครพ โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล ตั้งแต่ $t = 109, 110, \dots, 120$ .....	80

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
 ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่	หน้า
ตารางที่ 4.26 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(1,1,1)$ ของปริมาณการส่งออกยางเครพ.....	84
ตารางที่ 4.27 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อน ของตัวแบบ $ARIMA(1,1,1)$ ของปริมาณการส่งออกยางเครพ.....	84
ตารางที่ 4.28 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(1,1,0)$ ของปริมาณการส่งออกยางเครพ.....	85
ตารางที่ 4.29 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อน ของตัวแบบ $ARIMA(1,1,0)$ ของปริมาณการส่งออกยางเครพ.....	85
ตารางที่ 4.30 ค่า AIC ของตัวแบบจากข้อมูลของปริมาณการส่งออกยางเครพ.....	86
ตารางที่ 4.31 ผลการเปรียบเทียบค่า MSE ของการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพ.....	87
ภาคผนวก ก.....	97
ภาคผนวก ข.....	101

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สารบัญรูป

รูปที่	หน้า	
4.1	อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน.....	29
4.2	การทดสอบการแจกแจงปกติของปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน โดยใช้การทดสอบ <i>Anderson-Darling</i> .....	30
4.3	ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก.....	31
4.4	ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ.....	33
4.5	อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน.....	38
4.6	อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง.....	39
4.7	อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และการหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง.....	39
4.8	คอเรลโรแกรม <i>ACF</i> ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และการหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง.....	40
4.9	คอเรลโรแกรม <i>PACF</i> ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และการหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง.....	40
4.10	อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันและค่าพยากรณ์.....	42
4.11	อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง.....	44
4.12	การทดสอบการแจกแจงปกติของปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง โดยใช้การทดสอบ <i>Anderson-Darling</i> .....	45
4.13	ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด กรณีมีแนวโน้มควอดราติก.....	47
4.14	อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง.....	50
4.15	อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง.....	50
4.16	อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งที่แปลงด้วยลอการิทึมฐาน <i>e</i> แล้วทำการหาผลต่าง 1 ครั้ง.....	52

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่	หน้า
4.17 คอเรลโรแกรม <i>ACF</i> ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง.....	53
4.18 คอเรลโรแกรม <i>PACF</i> ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง.....	53
4.19 อนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง และค่าพยากรณ์.....	57
4.20 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น.....	59
4.21 การทดสอบการแจกแจงปกติของปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น โดยใช้การทดสอบ <i>Anderson-Darling</i> .....	60
4.22 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก.....	61
4.23 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ.....	63
4.24 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น.....	68
4.25 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง.....	69
4.26 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้งและการหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง.....	69
4.27 คอเรลโรแกรม <i>ACF</i> ของอนุกรมปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้งและการหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง.....	70
4.28 คอเรลโรแกรม <i>PACF</i> ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้งและการหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง.....	71
4.29 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นและค่าพยากรณ์.....	73
4.30 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพ.....	75
4.31 การทดสอบการแจกแจงปกติของปริมาณการส่งออกยางเครพ โดยใช้การทดสอบ <i>Anderson-Darling</i> .....	

เอกสาร 76 ปีเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่	หน้า
4.32 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางเครพโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด กรณีมีแนวโน้มควอดราติก.....	78
4.33 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพ.....	81
4.34 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง.....	82
4.35 คอเรลโรแกรม ACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพ ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง.....	83
4.36 คอเรลโรแกรม PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพ ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง.....	83
4.37 อนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกของยางเครพ และค่าพยากรณ์.....	86
5.1 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันและค่าพยากรณ์ โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ.....	89
5.2 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งและค่าพยากรณ์ โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์.....	90
5.3 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางข้นและค่าพยากรณ์ โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก.....	91
5.4 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพและค่าพยากรณ์ โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์.....	92

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

# บทที่ 1

## บทนำ

### 1.1 ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา

ยางพารา เป็นพืชอยู่ใน วงศ์ (Family): *Euphorbiaceae* จีนัส (Genus): *Hevea* สปีชีส์ (Species): *brasiliensis* ชื่อสามัญ (Common name): *para rubber* ชื่อวิทยาศาสตร์ (Scientific name) : *Hevea brasiliensis* Mull-Arg. มีระบบเป็นรากแก้ว ต้นยางพาราเป็นต้นไม้ใหญ่ ขนาดลำต้นวัดโดยรอบได้ประมาณ 1-2 เมตร และสูงประมาณ 15 เมตร (ขนาดเล็กกว่าที่ขึ้นอยู่ในถิ่นเดิม คือ ประเทศบราซิล) เปลือกของลำต้นที่ให้น้ำยางคือ *hard bark* และ *soft bark* มีความหนารวมกัน 10-11 มิลลิเมตร น้ำยางที่ได้เป็น *cytoplasm* ที่อยู่ในท่อ หลังจากกรีดแล้วเปลือกจะเจริญได้เหมือนเดิม โดยใช้เวลา 7-8 ปี มีใบเกิดเวียนเป็นเกลียว เป็นกลุ่มและทอกกลุ่มเรียกว่า ฉัตรใบ (*leaf storey*) ใบเป็นใบประกอบ มีใบย่อย 3 ใบ มีต่อมน้ำหวานที่โคนก้านใบ แต่ละใบรูปร่างแบบ *ovate* หรือ *elliptical* ยางพารามีช่อดอกเกิดตามปลายกิ่ง เป็นแบบ *panicle* มีกิ่งแขนงมาก ช่อดอกเกิดขึ้นพร้อมกับใบใหม่ที่ผลัดหลังจากผลัดใบ มีดอกตัวผู้และดอกตัวเมียแยกกันแต่อยู่บนช่อเดียวกัน ผลเป็นแบบ *capsule* โดยทั่วไปมี 3 เมล็ด เมื่อแก่ผลจะแตกออก เกิดเสียงดัง เปลือกหุ้มเมล็ดจะมีลาย เมล็ดมีทั้งส่วนของเอนโดสเปิร์มและใบเลี้ยง ใบเลี้ยงมีโปรตีนประมาณ 18 เปอร์เซ็นต์ และมีน้ำมันสูงถึง 40 เปอร์เซ็นต์ การปลูกสร้างสวนยางจึงจำเป็นต้องเรียนรู้หลายประการ เช่น จะต้องศึกษาในเรื่องดิน น้ำ ฝน และอากาศในท้องที่ที่จะใช้ปลูก รวมทั้งต้องศึกษาในเรื่องพันธุ์ยาง วิธีปลูก ระยะปลูก ปุ๋ยที่จะใช้ และวิธีใส่ปุ๋ย วิธีกำจัดวัชพืช และศัตรูพืช การตัดแต่งต้น วิธีกรีดยาง วิธีรักษาเปลือกต้นยางตรงรอยกรีดซึ่งเรียกว่า "หน้ายาง" การเก็บ และรวบรวมน้ำยาง เป็นต้น [2]

ยางพาราเป็นพืชเศรษฐกิจที่สำคัญของประเทศ โดยในปี 2554 มีมูลค่าการส่งออกประมาณ 4 แสนล้านบาท เป็นสินค้าเกษตรที่มีมูลค่าการส่งออกเป็นอันดับ 1 ของหมวดสินค้าเกษตร และเป็นอันดับ 8 ของสินค้าการส่งออกของประเทศ จึงเป็นแหล่งสร้างรายได้ให้กับเกษตรกรชาวสวนยางพารา และมีแนวโน้มปริมาณการผลิตยางพาราเพิ่มขึ้น แต่มูลค่าการส่งออกมีแนวโน้มลดลง จากข้อมูลการส่งออกของกระทรวงพาณิชย์ พบว่าในปี 2554 ยางพารา มีการส่งออก อยู่อันดับ 3 ของสินค้าการส่งออกของประเทศ และมีแนวโน้มลดลงอยู่อันดับ 8 ในปี 2556 [13]

ผลกระทบจากราคาที่ตกต่ำเนื่องจากราคาถูกกำหนดโดยผู้ซื้อต่างประเทศเป็นสำคัญ โดยการส่งออกยางแปรรูปของไทยปี 2558 มีปริมาณ 4.1 ล้านตัน ลดลงจากปี 2557 ร้อยละ 3.1 ซึ่งเป็นการลดลงของการส่งออกยางไปประเทศจีนที่กำลังประสบปัญหา จากการใช้ยางสังเคราะห์ทดแทนไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เนื่องจากราคาที่อยู่ในระดับต่ำตามราคาน้ำมันดิบ ขณะเดียวกันมูลค่าการส่งออกก็ยังคงลดลงต่อเนื่องถึงร้อยละ 21.4 จากปี 2557 [1]

โดยในปัจจุบันนี้ประเทศไทยประสบปัญหาการขาดดุลการค้าที่มีแนวโน้มปรับตัวลดลงส่วนหนึ่งเนื่องมาจากปัจจัยรอบด้านของสภาพความต้องการและปริมาณยางพาราในระบบตลาดที่มีการผลิตออกมาไม่สอดคล้องกัน ส่งผลทำให้เป็นปัญหาที่เรื้อรังในปัจจุบันที่ยังไม่สามารถแก้ปัญหาในส่วนนี้ได้สำเร็จ ปัจจัยสำคัญที่ทำให้ประสบปัญหานี้ก็คือปริมาณผลผลิตและความต้องการใช้ยางพาราไม่เป็นไปในทิศทางเดียวกัน โดยในปัจจุบันมีผู้ผลิตยางพาราอยู่ 3 ประเทศหลักๆ ก็คือประเทศไทย อินโดนีเซีย มาเลเซีย ที่มีการผลิตน้ำยางพาราออกมาสู่ตลาดมากกว่าความต้องการ ยังไม่นับรวมทั้งผู้ผลิตยางพารารายใหม่นั้นก็คือประเทศกัมพูชาและเวียดนามที่มีผลผลิตออกมาสู่ตลาดเพิ่มมากขึ้นซึ่งเป็นการสวนทางกับความต้องการใช้ยางพารา เป็นปัจจัยทำให้ราคายางพาราตกต่ำ อีกส่วนหนึ่งมาจากปัญหาเศรษฐกิจโลกชะลอตัว โดยเฉพาะผู้ใช้ยางพารารายใหญ่นั้นคือประเทศจีน สหรัฐ และประเทศญี่ปุ่นได้เกิดการชะลอการสั่งซื้อ [7]

ปัจจุบันนี้ ประเทศไทยเป็นประเทศที่มีพื้นที่ปลูกยางพารามากที่สุดประเทศหนึ่ง ประมาณ 8 ล้านไร่ ผลิตยางได้มากเป็นที่ 3 ของโลก คือ ผลิตได้ถึงปีละประมาณ 380,000 เมตริกตัน หรือประมาณ 380 ล้านกิโลกรัม ส่งออกจำหน่ายต่างประเทศ ได้เงินปีละประมาณ 4,000 ล้านบาท นอกจากนี้ โรงงานอุตสาหกรรมภายในประเทศยังสามารถผลิตวัตถุดิบสำเร็จรูปขึ้นใช้ภายในประเทศได้เอง เกือบทุกอย่าง และยังส่งออกไปจำหน่ายในต่างประเทศอีกด้วย จึงกล่าวได้ว่าในปัจจุบันนี้ การทำสวนยางเป็นอาชีพสำคัญอาชีพหนึ่ง ของประเทศไทย [14]

จากที่กล่าวมามูลค่าการส่งออกยางพารายังไม่คงที่ ดังนั้นผู้วิจัยจึงมีความต้องการที่จะหาตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพ และนำผลไปใช้เป็นแนวทางในการวางแผนการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยาง เครพในอนาคต

## 1.2 วัตถุประสงค์ของงานวิจัย

- 1) เพื่อหาตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพ
- 2) เพื่อพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

### 1.3 ขอบเขตของการวิจัย

ข้อมูลที่นำมาใช้ในการศึกษาคั้งนี้เป็นข้อมูลทุติยภูมิ จากการเก็บรวบรวมข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพ ขององค์การยางแห่งประเทศไทย เป็นองค์การรัฐวิสาหกิจ สังกัดกระทรวงเกษตรและสหกรณ์ โดยใช้ข้อมูลแบบรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 รวมทั้งสิ้น 132 เดือน ข้อมูลประกอบไปด้วย

- 1) ข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน
- 2) ข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง
- 3) ข้อมูลปริมาณการส่งออกของน้ำยางข้น
- 4) ข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางเครพ

### 1.4 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

- 1) ได้ตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์ ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพ
- 2) เพื่อนำตัวแบบที่เหมาะสมไปใช้พยากรณ์ ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพ
- 3) เพื่อเป็นแนวทางในการนำเทคนิคในการวิเคราะห์อนุกรมเวลาไปใช้ในการพยากรณ์ด้านอื่นๆต่อไป

### 1.5 นิยามศัพท์

ยางแผ่นรมควัน คือ ยางแผ่นดิบที่นำไปรมควันในโรงรมยาง เพื่อให้แผ่นยางพาราแห้งสนิท ทำการนวดด้วยมือหรือไม้นวดก็ได้ตามแต่สะดวก โดยนวดให้ยางเป็นแผ่นบางลงมีความหนาประมาณ 1 เซนติเมตร นำแผ่นยางที่นวดเสร็จแล้วเข้าเครื่องรีดเรียบ 3-4 ครั้ง แผ่นยางจะมีความหนาอยู่ที่ประมาณ 3-4 มิลลิเมตร จะได้ยางแผ่นดิบที่มีความหนา 2-3 มิลลิเมตร ซึ่งเป็นขนาดที่กำลังพอเหมาะ เมื่อน้ำหยุดไหลจากแผ่นยาง หลังจากผึ่งไว้สักครู่ ก็สามารถนำเข้าโรงรมได้เลย ยางแผ่นรมควันแยกได้เป็น 5 ประเภท คือ ยางแผ่นรมควันชั้น 1, ชั้น 2, ชั้น 3, ชั้น 4 และ ชั้น 5 โดยการแบ่งเกรดนั้น จะใช้คุณภาพของยางแต่ละแผ่นเป็นเกณฑ์ ยางแผ่นรมควันที่ผลิตได้นี้จะใช้เป็นวัตถุดิบ ในการผลิตสินค้าอื่น ๆ ต่อไป เช่น ยางล้อรถยนต์ สายพาน ท่อน้ำ รองเท้า อะไหล่รถยนต์ ฯลฯ [8] ปัญหาพิเศษนี้ใช้ข้อมูลปริมาณการส่งออกยางแผ่นรมควันทั้ง 5 ชั้น มาใช้ในการพยากรณ์ข้อมูล

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

**ยางแผ่นผึ่งแห้ง** คือ ยางที่ได้จากการนำน้ำยางมาจับตัวเป็นแผ่นโดยสารเคมีที่ใช้จะต้องเป็นตามเกณฑ์ที่กำหนดไว้ เช่น ใช้โซเดียมไบซัลไฟต์ในการฟอกสี และใช้พาราไนโตรฟีนอลเป็นสารป้องกันเชื้อรา เป็นต้น ส่วนการทำให้แห้งอาจใช้วิธีการผึ่งลมในที่ร่ม หรือ อบในโรงอบก็ได้แต่ต้องปราศจากควัน [9]

**น้ำยางข้น** คือ การนำน้ำยางสดจากแหล่งต่างๆ มารวบรวมแล้วนำไปผ่านกระบวนการทำให้เข้มข้นขึ้น โดยการแยกน้ำออกจากเนื้อยางซึ่งมีทั้งหมด 4 วิธี คือ การระเหย การทำครีม การแยกด้วยไฟฟ้า และกระบวนการปั่นเหวี่ยง โดยกระบวนการปั่นเหวี่ยง ผู้ผลิตส่วนใหญ่นิยมใช้วิธีนี้ในการทำน้ำยางข้น ซึ่งจะได้น้ำยางความเข้มข้น 60% น้ำยางข้นมี 2 ชนิด คือน้ำยางข้นชนิดแอมโมเนียสูงและน้ำยางข้นชนิดแอมโมเนียต่ำ [5]

**ยางเครพ หรือยางเครฟ** คือ ยางที่ได้จากการนำเศษยางไปรีดด้วยเครื่องรีดยางสองลูกกลิ้ง โดยทั่วไปเรียกว่าเครื่องเครพ จะมีการใช้น้ำในการทำความสะอาดในระหว่างการรีด เพื่อนำสิ่งสกปรกออกจากยางในขณะรีดยาง เนื่องจากยางที่ใช้โดยมากเป็นยางที่มีมูลค่าต่ำมีสิ่งสกปรกเจือปนค่อนข้างมาก เช่น ยางก้อนถ้วย เศษยางที่ติดบนเปลือกไม้หรือติดบนดิน และเศษยางที่ได้จากการผลิตยางแผ่นรมควัน เป็นต้น หลังจากรีดในเครื่องเครพแล้วจะนำยางไปผึ่งแห้ง หรืออบแห้งด้วยลมร้อน ยางเครพที่ได้จะมีสีค่อนข้างเข้ม ส่วนยางเครพขาวเป็นยางเครพที่ได้มาจากน้ำยาง ที่มีการกำจัดสารเกิดสีในน้ำยาง คือ สารปีตา-แคโรทีน ซึ่งมีสีเหลืองอ่อน โดยการฟอกสียางให้มีสีขาวด้วยสารเคมี [10]

**ยางก้อนถ้วย** คือ ก้อนยางที่เกิดจากน้ำยางสดจับตัวในถ้วยน้ำยาง มีลักษณะเป็นก้อนรูปถ้วยรับน้ำยาง ก้อนยางที่ผลิตได้จะมีสีขาวและสีค่อยๆคล้ำขึ้นและความชื้นค่อยๆลดลงเมื่อทิ้งไว้หลายวัน [6]

## บทที่ 2

# ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ในบทนี้ทางคณะผู้วิจัยจะกล่าวถึง ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพ โดยแบ่งออกได้เป็น 2 ส่วน คือ

- 2.1 ทฤษฎีที่ใช้ในการวิเคราะห์
- 2.2 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

### 2.1 ทฤษฎีที่ใช้ในการวิเคราะห์

#### 2.1.1 การทดสอบการแจกแจงปกติของ Anderson-Darling

การทดสอบ Anderson-Darling เป็นการทดสอบว่าข้อมูลตัวอย่างที่สุ่มได้จากประชากรมีการแจกแจงปกติหรือไม่ การทดสอบมีขั้นตอนดังนี้

1. กำหนด  $H_0$  และ  $H_1$

$H_0$ : อนุกรมเวลาที่มีการแจกแจงปกติ

$H_1$ : อนุกรมเวลาไม่มีการแจกแจงปกติ

2. ตัวสถิติทดสอบ

$$AD = -n - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[ (2i-1) \left\{ \ln F_x(x_i) + \ln [1 - F_x(x_{n-i+1})] \right\} \right]$$

ซึ่ง  $F_x(x_i)$  คือ ฟังก์ชันความน่าจะเป็นสะสม (Cumulative probability function)

$x_i$  คือ ข้อมูลลำดับที่  $i$  เมื่อข้อมูลเรียงลำดับจากน้อยไปหามากแล้ว

$n$  คือ ขนาดตัวอย่าง

หลังจากการคำนวณค่าสถิติทดสอบ  $AD$  แล้ว จะทำการปรับค่าตัวสถิติทดสอบเป็น  $AD^*$  สูตรในการปรับค่าตัวสถิติจะขึ้นอยู่กับขนาดตัวอย่าง  $n$  โดยมีสูตรคำนวณดังนี้

$$AD^* = AD \left( 1 + \frac{0.75}{n} + \frac{2.25}{n^2} \right)$$

3. เกณฑ์การตัดสินใจ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่  $c_\alpha = a_\alpha \left( 1 + \frac{b_0}{n} + \frac{b_1}{n^2} \right)$  เพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เมื่อ  $c_\alpha$  คือ ค่าวิกฤตสำหรับทดสอบการแจกแจงปรกติ  
 $a_\alpha, b_0, b_1$  คือ ค่าเปิดจากตารางค่าวิกฤตของการทดสอบ Anderson-Darling ที่ระดับนัยสำคัญ  $\alpha$   
 บริเวณวิกฤต คือ  $AD^* \geq c_\alpha$

### 2.1.2 การทดสอบแนวโน้มแบบใช้พารามิเตอร์

การทดสอบแนวโน้มแบบใช้พารามิเตอร์จะใช้การทดสอบของ Box และ Ljung เป็นการทดสอบที่ใช้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง ช่วง  $k$  ต่างๆ เพื่อพิจารณาลักษณะของอนุกรมเวลาลักษณะของ ACF. หลายๆค่าพร้อมกัน [15] การทดสอบมีขั้นตอนต่อไปนี้

1. กำหนด  $H_0$  และ  $H_1$

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_4 = \dots = \rho_m = 0$$

$$H_1 : \text{มี } \rho_k \text{ อย่างน้อยหนึ่งค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ เมื่อ } k = 1, 2, \dots, m$$

2. ตัวสถิติ

$$Q'_m = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{r_k^2}{n-k}$$

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

เมื่อ  $r_k$  คือ สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองที่ lag  $k$

$m$  คือ จำนวนสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองที่จะทดสอบ

$n$  คือ ขนาดอนุกรมเวลา

3. เกณฑ์การตัดสินใจ

บริเวณวิกฤตคือ  $Q'_m \geq \chi_{\alpha, m}^2$  ซึ่ง  $\chi_{\alpha, m}^2$  ที่  $m$  และ  $\alpha$  เป็นค่าวิกฤตที่ได้จากตารางสถิติ

### 2.1.3 การทดสอบอิทธิพลฤดูกาลแบบไม่ใช้พารามิเตอร์

การทดสอบอิทธิพลของฤดูกาลแบบไม่ใช้พารามิเตอร์จะใช้การทดสอบของ *Kruskal* และ *Wallis* ซึ่งเป็นการทดสอบความแตกต่างระหว่างกลุ่มของข้อมูล สำหรับการทดสอบฤดูกาลด้วยการทดสอบความแตกต่างระหว่างกลุ่มของ *Kruskal* และ *Wallis* กลุ่มจะหมายถึงฤดูกาล มีจำนวนกลุ่มที่ต้องการทดสอบเท่ากับจำนวนฤดูกาลต่อปี นั่นคือ อนุกรมเวลารายเดือนมี 12 กลุ่ม การทดสอบจะใช้ลำดับของค่าสังเกตที่จัดแนวโน้มแทนค่าสังเกตในการพิจารณา [4] การทดสอบมีขั้นตอนดังต่อไปนี้

1. กำหนด  $H_0$  และ  $H_1$

$H_0$  : อนุกรมเวลาไม่มีอิทธิพลฤดูกาล

$H_1$  : อนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลฤดูกาล หรือ

$H_0 : S_1 = S_2 = \dots = S_{12} = 0$

$H_1 : S_j \neq 0$  สำหรับบางฤดูกาล เมื่อ  $j = 1, 2, 3, \dots, 12$

2. ตัวสถิติ

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \left[ \sum_{j=1}^L \frac{R_j^2}{n_j} \right] - 3(n+1)$$

โดยที่  $n_j =$  จำนวนค่าสังเกตในฤดูกาลที่  $j$

$$n = \sum_{j=1}^L n_j$$

$L =$  จำนวนฤดูกาลใน 1 ปี

$Y'_t =$  ค่าสังเกตที่ปรับแนวโน้มแล้ว ณ เวลาที่  $t$

$$R_j = \sum_{\text{ฤดูกาลที่ } j} \text{ลำดับที่ของ } Y'_t$$

ตัวสถิติ  $H$  มีการแจกแจงประมาณแบบไคสแควร์ที่ขึ้นหึ่งความเป็นอิสระเท่ากับ  $L - 1$

3. เกณฑ์การตัดสินใจ ที่ระดับนัยสำคัญ  $\alpha$

บริเวณวิกฤติ คือ  $H \geq \chi_{\alpha, L-1}^2$

ซึ่ง  $\chi_{\alpha, L-1}^2$  เป็นค่าวิกฤติที่ได้จากตารางไคสแควร์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

### 2.1.4 การทดสอบอิทธิพลของฤดูกาลแบบใช้พารามิเตอร์

การทดสอบอิทธิพลฤดูกาลแบบใช้พารามิเตอร์จะใช้การทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง ซึ่งเป็นการทดสอบแบบใช้พารามิเตอร์ โดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองที่ช่วง  $L$  หรือผลคูณของ  $L$  เมื่อ  $L$  เป็นจำนวนฤดูกาลต่อปี นั่นคือพิจารณาว่าค่าสังเกตที่ห่างกัน  $L$  ช่วงเวลามีความสัมพันธ์กันหรือไม่ กรณีที่มีสหสัมพันธ์กันเชิงบวกแสดงว่าอนุกรมเวลานั้นมีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง [15] การทดสอบมีขั้นตอนดังนี้

1. กำหนด  $H_0$  และ  $H_1$

$$H_0 : \rho_{12} = 0$$

$$H_1 : \rho_{12} > 0$$

2. ตัวสถิติ  $r_{12}$

$$\text{เมื่อ } r_{12} = \frac{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-12} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2}$$

3. เกณฑ์การตัดสินใจ ที่ระดับนัยสำคัญ  $\alpha$

$$\text{บริเวณวิกฤติ คือ } r_{12} \geq \frac{Z_\alpha}{\sqrt{n}}$$

### 2.1.5 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

วิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบแยกส่วนประกอบนี้ จะทำการแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลาออกเป็นส่วนประกอบต่างๆ ซึ่งมีทั้งหมด 4 ส่วน ได้แก่

- 1) แนวโน้ม (Trend)
- 2) อิทธิพลของฤดูกาล (Seasonal Variation)
- 3) อิทธิพลของวัฏจักร (Cyclical Variation)
- 4) เหตุการณ์ที่ผิดปกติ (Irregular Variation)

ซึ่งส่วนประกอบทั้ง 4 ส่วน จะรวมกันทำให้เกิดอนุกรมเวลา โดยมีรูปแบบพื้นฐาน 2 รูปแบบคือ

- 1) รูปแบบคูณ (Multiplicative Model)

$$Y_t = T_t \times S_t \times C_t \times I_t$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## 2) รูปแบบบวก (Additive Model)

$$Y_t = T_t + S_t + C_t + I_t$$

โดยที่	$Y_t$	คือ ค่าสังเกต ณ เวลา $t$
	$T_t$	คือ ค่าแนวโน้ม ณ เวลา $t$
	$S_t$	คือ ค่าอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา $t$
	$C_t$	คือ ค่าอิทธิพลของวัฏจักร ณ เวลา $t$
	$I_t$	คือ ค่าเหตุการณ์ที่ผิดปกติ ณ เวลา $t$

ส่วนประกอบของอนุกรมเวลา มีดังนี้

1. แนวโน้ม (Trend :  $T_t$ ) เป็นผลมาจากการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาอาจมีลักษณะเพิ่มขึ้นหรือลดลงของข้อมูลในระยะยาว ซึ่งระยะยาวของช่วงเวลาไม่สามารถกำหนดได้แน่นอน แต่ไม่ควรต่ำกว่า 10 ช่วงเวลา โดยเราสามารถพิจารณาแนวโน้มได้จากกราฟ  $(t, Y_t)$  ลักษณะต่างๆที่เป็นไปได้ของแนวโน้ม ได้แก่ แนวโน้มเส้นตรง (Linear Trend) แนวโน้มควอดราติก (Quadratic Trend) แนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล (Exponential Trend) และแนวโน้มตัว S (S-shaped Trend) เป็นต้น
2. อิทธิพลของฤดูกาล (Seasonal Variation :  $S_t$ ) หมายถึง การเปลี่ยนแปลงของข้อมูลที่เกิดขึ้นในช่วงคาบเวลา ซึ่งจะเกิดขึ้นซ้ำๆกันในรูปแบบเดิมภายในช่วงเวลา 1 ปีหรือน้อยกว่า เช่น รายวัน รายเดือน รายไตรมาส เป็นต้น ปัจจัยที่ก่อให้เกิดอิทธิพลของฤดูกาล คือ สภาพอากาศ วัฒนธรรม สภาพสังคม เช่น สภาพภูมิอากาศมีผลกระทบต่อผลผลิตยางพารา เป็นต้น
3. อิทธิพลของวัฏจักร (Cyclical Variation :  $C_t$ ) เป็นการเปลี่ยนแปลงของข้อมูลที่มีลักษณะขึ้นลง การเคลื่อนไหวอาจคล้ายอิทธิพลของฤดูกาล ต่างกันที่ระยะเวลาของการเคลื่อนไหวของข้อมูลจะมีระยะเวลานานหลายปี เช่น 10 ปีขึ้นไป มักจะพบในวัฏจักรของธุรกิจ (Business Cycle) แบ่งออกเป็น 3 ช่วง คือ ช่วงรุ่งเรือง (Growth) ช่วงคงที่ (Maturity) และช่วงตกต่ำ (Decline) นอกจากนี้ ยังมีวัฏจักรของเสื้อผ้า และวัฏจักรของอากาศ เป็นต้น
4. เหตุการณ์ที่ผิดปกติ (Irregular Variation :  $I_t$ ) เป็นการเปลี่ยนแปลงที่ไม่ใช่แนวโน้ม การเปลี่ยนแปลงตามฤดูกาล และการเปลี่ยนแปลงตามวัฏจักรซึ่งมีผลต่ออนุกรมเวลาและไม่สามารถคาดการณ์ล่วงหน้าได้ เช่น การเกิดสงคราม อุบัติเหตุ น้ำท่วม การนัดหยุดงาน เป็นต้น [12]

โดยทุกอนุกรมเวลาจะต้องมีเหตุการณ์ที่ผิดปกติเป็นองค์ประกอบ ส่วนแนวโน้ม อิทธิพลของฤดูกาลและอิทธิพลของวัฏจักร จะมีหรือไม่มีในอนุกรมเวลาก็ได้

ในการวิเคราะห์อนุกรมเวลาด้วยวิธีแยกส่วนประกอบนั้นสามารถทำได้หลายวิธี สำหรับในงานวิจัยนี้จะแบ่งเป็น 2 กลุ่ม คือ ข้อมูลที่มีแนวโน้มแบบควอดราติกแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จะใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด และข้อมูลมีแนวโน้มและมีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จะใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ทั้งรูปแบบบวกและรูปแบบคูณ

### 2.1.5.1 วิธีกำลังสองน้อยที่สุด

การหาแนวโน้มแบบควอดราติก โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด [4] มีวิธีการดังนี้

จากรูปแบบแนวโน้มกำลังสอง

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

สร้างสมการแนวโน้มกำลังสองเป็น

$$\hat{Y}_t = b_0 + b_1 t + b_2 t^2 + e_t$$

เมื่อ  $b_0$ ,  $b_1$  และ  $b_2$  เป็นตัวประมาณของ  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  และ  $\beta_2$

หา  $b_0$ ,  $b_1$  และ  $b_2$  ที่ทำให้ผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อนหรือ SSE มีค่าน้อยที่สุด โดยหา  $b_0$ ,  $b_1$  และ  $b_2$  จากการแก้สมการปกติ

$$nb_0 + b_1 \sum t + b_2 \sum t^2 = \sum Y$$

$$b_0 \sum t + b_1 \sum t^2 + b_2 \sum t^3 = \sum tY$$

$$b_0 \sum t^2 + b_1 \sum t^3 + b_2 \sum t^4 = \sum t^2 Y$$

กรณีกำหนดค่าของตัวแปรเวลา  $t$  ซึ่ง  $\sum t = \sum t^3 = 0$  จะเขียนสมการปกติใหม่ได้เป็น

$$nb_0 + b_2 \sum t^2 = \sum Y$$

$$b_1 \sum t^2 = \sum tY$$

$$b_0 \sum t^2 + b_2 \sum t^4 = \sum t^2 Y$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

### 2.1.5.2 วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก

เมื่ออนุกรมเวลามีแนวโน้มเป็นเส้นตรง แนวโน้มแบบควอดราติก หรือแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล และมีอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบบวกจะมีรูปแบบ คือ

1. ถ้าอนุกรมเวลามีแนวโน้มเส้นตรง

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

- เมื่อ  $\beta_0$  คือ ค่าแนวโน้ม ณ จุดเริ่มต้น  
 $\beta_1$  คือ ค่าความชัน (Slope) ของเส้นแนวโน้ม  
 $S_t$  คือ ค่าอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา  $t$   
 $\varepsilon_t$  คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา  $t$

2. ถ้าอนุกรมเวลามีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล

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

- เมื่อ  $\beta_0$  คือ ค่าแนวโน้ม ณ จุดเริ่มต้น  
 $\beta_1$  คือ ค่าความชัน (Slope) ของเส้นแนวโน้ม  
 $S_t$  คือ ค่าอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา  $t$   
 $\varepsilon_t$  คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา  $t$

3. ถ้าอนุกรมเวลามีแนวโน้มควอดราติก

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

- เมื่อ  $\beta_0$  คือ ค่าแนวโน้ม ณ จุดเริ่มต้น  
 $\beta_1$  คือ ค่าความชัน (Slope) ของเส้นแนวโน้ม  
 $\beta_2$  คือ สัดส่วนที่เพิ่มขึ้นหรือลดลง ณ เวลา  $t$   
 $S_t$  คือ ค่าอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา  $t$   
 $\varepsilon_t$  คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา  $t$

การสร้างสมการพยากรณ์จะได้จากการสร้างสมการแนวโน้มและหาค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล ดังนี้  
 [15]

1. ปรับอนุกรมเวลาเดิม  $\{Y_t\}$  ด้วยค่าแนวโน้มที่วัดโดยการทำเฉลี่ยเคลื่อนที่ กรณีนี้เป็นอนุกรมเวลารายเดือน จะทำการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบ *centered 12 month* จากอนุกรมเวลาใหม่ที่ได้จากการทำเฉลี่ยเคลื่อนที่  $\{MA_t\}$  จะนำไปปรับแนวโน้มออก ซึ่งการปรับจะทำได้โดยการหัก  $MA_t$  ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ออกจาก  $Y_i$  จะได้อนุกรมเวลาใหม่  $\{Y_i - MA_i\}$  หรือ  $\{\hat{S}_i + \varepsilon_i\}$  ซึ่งอนุกรมเวลาที่ได้ใหม่มีการเคลื่อนไหวเนื่องจากอิทธิพลของฤดูกาลและเหตุการณ์ที่ผิดปกติ

2. หาค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล จากการหาค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่ได้ในขั้นตอนที่ 1 แยกตามฤดูกาล ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลที่ได้ ( $\hat{S}_i$ ) มักจะมีผลรวมไม่เป็น 0 การปรับค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลให้มีผลรวมเป็น 0 จะทำได้โดยการนำค่าเฉลี่ยของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลเดิมมาลบออก คือ  $\hat{S}_i^* = \hat{S}_i - \bar{S}$  ที่มี  $\sum_{i=1}^L \hat{S}_i^* = 0$

3. หาอนุกรมเวลาปรับฤดูกาล โดยนำค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลที่ได้ในข้อ 2 ไปหักออกจากค่าสังเกตของอนุกรมเวลาเดิม นำอนุกรมเวลาปรับฤดูกาลนี้ไปสร้างสมการแนวโน้ม โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด จะได้สมการแนวโน้มเส้นตรงเป็น  $\hat{T}_i = b_0 + b_1 t$  จะได้สมการพยากรณ์เป็น  $\hat{Y}_i = b_0 + b_1 t + \hat{S}_i^*$  หรือนำอนุกรมเวลาปรับฤดูกาลนี้ไปสร้างสมการแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล จะได้สมการแนวโน้มเป็น  $T_i = b_0 b_1^t$  และจะได้สมการพยากรณ์เป็น  $Y_i = (b_0 b_1^t) + \hat{S}_i^*$  หรือนำอนุกรมเวลาปรับฤดูกาลนี้ไปสร้างสมการแนวโน้มควอดราติกเป็น  $\hat{T}_i = b_0 + b_1 t + b_2 t^2$  จะได้สมการพยากรณ์เป็น  $\hat{Y}_i = b_0 + b_1 t + b_2 t^2 + \hat{S}_i^*$  และเลือกสมการแนวโน้มที่ให้ค่า MSE น้อยที่สุด

### 2.1.5.3 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบคูณ

เมื่ออนุกรมเวลามีแนวโน้มเป็นเส้นตรง แนวโน้มแบบควอดราติก หรือแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล และมีอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณจะมีรูปแบบ คือ

1. ถ้าอนุกรมเวลามีแนวโน้มเส้นตรง

$$Y_i = (\beta_0 + \beta_1 t) S_i \varepsilon_i$$

เมื่อ  $\beta_0$  คือ ค่าแนวโน้ม ณ จุดเริ่มต้น  
 $\beta_1$  คือ ค่าความชัน (Slope) ของเส้นแนวโน้ม  
 $S_i$  คือ ค่าอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา  $t$   
 $\varepsilon_i$  คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา  $t$

2. ถ้าอนุกรมเวลามีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล

$$Y_i = \beta_0 \beta_1^t S_i \varepsilon_i$$

เมื่อ  $\beta_0$  คือ ค่าแนวโน้ม ณ จุดเริ่มต้น

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับนักศึกษาชั้นปีที่ ๒ ซึ่งสามารถใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
 ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$\varepsilon_t$  คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา  $t$

### 3. ถ้าอนุกรมเวลามีแนวโน้มควอดราติก

$$Y_t = (\beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2) S_t \varepsilon_t$$

เมื่อ  $\beta_0$  คือ ค่าแนวโน้ม ณ จุดเริ่มต้น  
 $\beta_1$  คือ ค่าความชัน (Slope) ของเส้นแนวโน้ม  
 $\beta_2$  คือ สัดส่วนที่เพิ่มขึ้นหรือลดลง ณ เวลา  $t$   
 $S_t$  คือ ค่าอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา  $t$   
 $\varepsilon_t$  คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา  $t$

การสร้างสมการพยากรณ์จะได้จากการสร้างสมการแนวโน้มและหาดัชนีฤดูกาล ซึ่งจะทำให้ตามขั้นตอนดังต่อไปนี้ [15]

1. ปรับอนุกรมเวลาเดิม  $\{Y_t\}$  ด้วยค่าแนวโน้มที่วัดโดยการทำเฉลี่ยเคลื่อนที่ กรณีนี้เป็นอนุกรมเวลารายเดือนจะทำการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบ *centered 12 month* จากอนุกรมเวลาใหม่ที่ได้จากการทำเฉลี่ยเคลื่อนที่  $\{MA_t\}$  จะนำไปปรับแนวโน้มออก ซึ่งการปรับจะทำได้จากการนำ  $MA_t$  ไปหาร  $Y_t$  จะได้อนุกรมเวลาใหม่  $\left\{ \frac{Y_t}{MA_t} \right\}$  ซึ่งอนุกรมเวลาที่ได้ใหม่มีการเคลื่อนไหวเนื่องจากอิทธิพลของฤดูกาลและเหตุการณ์ที่ผิดปกติ

2. หาดัชนีฤดูกาลโดยการทำค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลา  $(\hat{S}_t, \hat{\varepsilon}_t)$  ที่ได้ในข้อ 1 ดัชนีฤดูกาลที่ได้  $(\hat{S}_t)$  มักจะมีผลรวมไม่เท่ากับ  $L$  การปรับให้ดัชนีฤดูกาลมีผลรวมเป็น  $L$  จะทำได้โดยการนำค่าเฉลี่ยของดัชนีฤดูกาลเดิมมาหาร คือ  $\hat{S}_t^* = \frac{\hat{S}_t}{\bar{S}}$  ที่มี  $\sum_{t=1}^L \hat{S}_t^* = L$

3. หาอนุกรมเวลาปรับฤดูกาล โดยนำดัชนีฤดูกาลที่ได้ในข้อ 2 ไปหารค่าสังเกตของอนุกรมเวลาเดิมในฤดูกาลที่สัมพันธ์กัน นำอนุกรมเวลาปรับฤดูกาลนี้ไปสร้างสมการแนวโน้มเส้นตรง จะได้สมการแนวโน้มเป็น  $\hat{T}_t = b_0 + b_1 t$  และจะได้สมการพยากรณ์เป็น  $\hat{Y}_t = (b_0 + b_1 t) \times \hat{S}_t^*$  หรือนำอนุกรมเวลาปรับฤดูกาลนี้ไปสร้างสมการแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล จะได้สมการแนวโน้มเป็น  $T_t = b_0 b_1^t$  และจะได้สมการพยากรณ์เป็น  $Y_t = (b_0 b_1^t) \times \hat{S}_t^*$  หรือนำอนุกรมเวลาปรับฤดูกาลนี้ไปสร้างสมการแนวโน้มควอดราติก จะได้สมการแนวโน้มเป็น  $\hat{T}_t = b_0 + b_1 t + b_2 t^2$  และจะได้สมการพยากรณ์เป็น  $\hat{Y}_t = (b_0 + b_1 t + b_2 t^2) \times \hat{S}_t^*$  และเลือกสมการแนวโน้มที่ให้ค่า MSE น้อยที่สุด

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

### 2.1.6 วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt - Winter Exponential Smoothing Method : HWS)

เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเส้นตรงและอิทธิพลของฤดูกาล โดยใช้ค่าสังเกตของข้อมูลในอดีตบางส่วนมาใช้ในการหาค่าเริ่มต้น วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์มีค่าปรับน้ำหนัก 3 ค่า คือ  $\alpha$  เป็นค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าแนวโน้ม ( $\beta_0$ ) ,  $\gamma$  เป็นค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าความชัน ( $\beta_1$ ) และ  $\delta$  เป็นค่าปรับน้ำหนักสำหรับอิทธิพลของฤดูกาล ( $S_t$ ) ซึ่งรูปแบบของการรวมแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลแบ่งได้เป็น 2 รูปแบบ คือ [15]

1. รูปแบบบวก (Additive Model) ใช้กับข้อมูลที่มีอิทธิพลของฤดูกาลเพิ่มขึ้นหรือลดลง ในอัตราคงที่ รูปแบบสมการเป็นดังนี้

$$Y_t = T_t(t) + S_t(t) + \varepsilon_t$$

สมการปรับค่าแบบปรับด้วยค่าความคลาดเคลื่อน

$$\hat{T}_t(t) = \hat{T}_t(t-1) + \alpha e_t$$

$$\hat{\beta}_t(t) = \hat{\beta}_t(t-1) + \alpha \gamma e_t$$

$$\hat{S}_t(t) = \begin{cases} \hat{S}_t(t-1) + \delta(1-\alpha)e_t & \text{ถ้า } t \text{ อยู่ในฤดูกาลที่ } i \\ \hat{S}_t(t-1) & \text{ถ้า } t \text{ ไม่อยู่ในฤดูกาลที่ } i \end{cases}$$

เมื่อ	$T_t(t)$	คือ ค่าแนวโน้ม ณ เวลา $t$
	$\beta_t(t)$	คือ ค่าความชัน ณ เวลา $t$
	$S_t(t)$	คือ ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา $t$
	$\alpha$	คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าแนวโน้ม อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1
	$\gamma$	คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าความชัน อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1
	$\delta$	คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับอิทธิพลของฤดูกาล อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

สมการพยากรณ์

$$\hat{Y}_{t+p} = \hat{T}_{t+p}(t) + \hat{S}_{t+p}(t) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, \dots$$

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

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

$\hat{T}_t(t)$  คือ ค่าประมาณแนวโน้ม ณ เวลา  $t$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไมออนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

- $\hat{\beta}_1(t)$  คือ ค่าประมาณความชัน ณ เวลา  $t$   
 $\hat{S}_{t+p}(t)$  คือ ค่าประมาณอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา  $t+p$   
 $p$  คือ ช่วงเวลาที่พยากรณ์ล่วงหน้า

2. รูปแบบคูณ (*Multiplicative Model*) ใช้กับข้อมูลที่มีอิทธิพลของฤดูกาลเพิ่มขึ้นหรือลดลงเป็นสัดส่วนกับแนวโน้ม มีรูปแบบสมการเป็นดังนี้

$$Y_t = T_t(t) \times S_t(t) \times \varepsilon_t$$

สมการปรับค่าแบบปรับด้วยค่าความคลาดเคลื่อน

$$\hat{T}_t(t) = \hat{T}_t(t-1) + \frac{\alpha e_t}{\hat{S}_t(t-1)}$$

$$\hat{\beta}_1(t) = \hat{\beta}_1(t-1) + \frac{\alpha \gamma e_t}{\hat{S}_t(t-1)}$$

$$\hat{S}_t(t) = \begin{cases} \hat{S}_t(t-1) + \frac{\delta(1-\alpha)e_t}{\hat{T}_t(t)} & \text{ถ้า } t \text{ อยู่ในฤดูกาลที่ } i \\ \hat{S}_t(t-1) & \text{ถ้า } t \text{ ไม่อยู่ในฤดูกาลที่ } i \end{cases}$$

- เมื่อ  $T_t(t)$  คือ ค่าแนวโน้ม ณ เวลา  $t$   
 $\beta_1(t)$  คือ ค่าความชัน ณ เวลา  $t$   
 $S_t(t)$  คือ ค่าอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา  $t$   
 $\alpha$  คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าแนวโน้ม อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1  
 $\gamma$  คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าความชัน อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1  
 $\delta$  คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับอิทธิพลของฤดูกาล อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

สมการพยากรณ์

$$\hat{Y}_{t+p} = \hat{T}_{t+p}(t) \times \hat{S}_{t+p}(t) \quad \text{สำหรับ } p=1,2,\dots$$

โดยที่  $\hat{T}_{t+p} = \hat{T}_t(t) + p\hat{\beta}_1(t)$

- เมื่อ  $\hat{Y}_{t+p}$  คือ ค่าพยากรณ์ ณ เวลา  $t+p$   
 $\hat{T}_t(t)$  คือ ค่าประมาณแนวโน้ม ณ เวลา  $t$   
 $\hat{\beta}_1(t)$  คือ ค่าประมาณความชัน ณ เวลา  $t$   
 $\hat{S}_{t+p}(t)$  คือ ค่าประมาณอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา  $t+p$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับคือ ช่วงเวลาที่พยากรณ์ล่วงหน้า ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

### 2.1.7 วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริบเปิ้ล (Triple Exponential Smoothing Method : TES)

วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริบเปิ้ลเป็นวิธีการสร้างสมการพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มแบบควอดราติก [15]

จากรูปแบบแนวโน้มแบบควอดราติก

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

จะมีสมการพยากรณ์ ณ เวลา  $t$  สำหรับ  $p$  ช่วงเวลาล่วงหน้าเป็น

$$\begin{aligned} \hat{Y}_{t+p}(t) &= b_0(t) + b_1(t)(t+p) + \frac{1}{2} b_2(t)(t+p)^2 \\ &= a_0(t) + a_1(t)p + \frac{1}{2} a_2(t)p^2 \end{aligned}$$

การสร้างสมการพยากรณ์จะเกี่ยวข้องกับค่าเริ่มต้น โดยทั่วไปจะหา  $a_0(0), a_1(0)$  และ  $a_2(0)$  จากอนุกรมเวลาที่มีอยู่โดยใช้เพียงบางช่วงของค่าสังเกตแล้วใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด จากนั้นหา  $A_0, A_0'$  และ  $A_0''$  โดย

$$A_0 = a_0(0) - \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right) a_1(0) + \left(\frac{(1-\alpha)(2-\alpha)}{2\alpha^2}\right) a_2(0)$$

$$A_0' = a_0(0) - \left(\frac{2(1-\alpha)}{\alpha}\right) a_1(0) + \left(\frac{2(1-\alpha)(3-2\alpha)}{2\alpha^2}\right) a_2(0)$$

$$A_0'' = a_0(0) - \left(\frac{3(1-\alpha)}{\alpha}\right) a_1(0) + \left(\frac{3(1-\alpha)(4-3\alpha)}{2\alpha^2}\right) a_2(0)$$

เมื่อได้  $A_0, A_0'$  และ  $A_0''$  แล้วจะหา  $A_1, A_1'$  และ  $A_1''$  สำหรับค่า  $t$  ต่อไปนี้

$$A_1 = \text{ค่าปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล ณ เวลา } t = (1-\alpha)A_{t-1} + \alpha Y_t$$

$$A_1' = \text{ค่าปรับให้เรียบครั้งที่สองแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล ณ เวลา } t = (1-\alpha)A_{t-1}' + \alpha A_t$$

$$A_1'' = \text{ค่าปรับให้เรียบครั้งที่สามแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล ณ เวลา } t = (1-\alpha)A_{t-1}'' + \alpha A_t''$$

โดย  $\alpha$  เป็นค่าปรับน้ำหนักมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จะเขียนสมการพยากรณ์ในเทอมของ  $A_t, A'_t$  และ  $A''_t$  ได้เป็น

$$\begin{aligned} \hat{Y}_{t+p}(t) = & \left(6(1-\alpha)^2 + (6-5\alpha)\alpha p + \alpha^2 p^2\right) \left(\frac{A_t}{2(1-\alpha)^2}\right) \\ & - \left(6(1-\alpha)^2 + 2(5-4\alpha)\alpha p + \alpha^2 p^2\right) \left(\frac{A'_t}{2(1-\alpha)^2}\right) \\ & + \left(2(1-\alpha)^2 + (4-3\alpha)\alpha p + \alpha^2 p^2\right) \left(\frac{A''_t}{2(1-\alpha)^2}\right) \end{aligned}$$

### 2.1.8 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins)

วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ เป็นการพยากรณ์ค่าในอนาคตที่มีค่าความถูกต้อง (Accuracy) สูงกว่าวิธีอื่นๆ เหมาะกับการพยากรณ์ระยะสั้น (Short Term Forecasting) และใช้ได้กับอนุกรมเวลาทุกรูปแบบ วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์จะแบ่งอนุกรมเวลาเป็น 2 ประเภท ดังนี้

#### 1. อนุกรมเวลาที่เสถียร (Stationary Series)

เป็นอนุกรมเวลา  $\{Y_t\}$  ที่มีค่าเฉลี่ยและค่าความแปรปรวนคงที่ นั่นคือค่าเฉลี่ย  $E\{Y_t\}$  และค่าความแปรปรวน  $V\{Y_t\}$  มีค่าคงที่ สำหรับแต่ละช่วงเวลา  $t$  ซึ่งอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มและ/หรืออิทธิพลฤดูกาลจะมีค่าเฉลี่ย  $E\{Y_t\}$  ไม่คงที่ และอนุกรมเวลาที่มีความผันแปรสูง จะเป็นลักษณะของอนุกรมเวลาที่มีค่าความแปรปรวน  $V\{Y_t\}$  ไม่คงที่ จะเรียกว่าอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นเสถียร นอกจากนี้จะเป็นอนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและค่าความแปรปรวนคงที่แล้วอนุกรมเวลาที่เป็นเสถียรจะต้องมีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง lag  $k$  ขึ้นอยู่กับค่า  $k$  อย่างเดียว อนุกรมที่กำหนดรูปแบบ ARMA( $p, q$ ) จะต้องเป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรเท่านั้น [15]

#### 2. อนุกรมเวลาที่ไม่เสถียร (Nonstationary Series)

เป็นอนุกรมเวลาที่ไม่คุณสมบัติเป็นเสถียรจะหารูปแบบ ARIMA( $p, d, q$ ) ให้กับอนุกรมเวลาดังกล่าวไม่ได้ จะต้องแปลงเป็นอนุกรมเวลาที่มีคุณสมบัติเสถียรก่อน จึงจะหารูปแบบ ARIMA( $p, d, q$ ) ให้กับอนุกรมเวลาใหม่ได้ การแปลงอนุกรมเวลาเดิมให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่เป็นเสถียรจะทำได้โดยวิธีการต่างๆ ดังนี้

2.1 หาผลต่าง (Regular Differencing) ของอนุกรมเวลา นั่นคือ ถ้าอนุกรมเวลา  $\{Y_t\}$  มีแนวโน้มจะแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่ไม่มีแนวโน้ม  $\{Z_t\}$  โดย  $\nabla^d Y_t$  และ  $d$  เป็นจำนวนครั้งของการหาผลต่าง เช่น  $d=1, Z_t = \nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1}$  เมื่อ  $d=2, Z_t = \nabla^2 Y_t = \nabla(Y_t - Y_{t-1}) = \nabla Y_t - \nabla Y_{t-1} = Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-1} + Y_{t-2} = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}$  เป็นต้น จำนวนครั้งที่หาผลต่างจะขึ้นอยู่กับว่าเมื่อหาผลต่างแล้วอนุกรมเวลาใหม่เป็นเสถียรหรือไม่ ถ้ายังไม่เป็นเสถียรต้องหาผลต่างเอกสารเป็นเอกสารที่สวอนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น เมื่อนุญาตเห็นไปเซประเษชณดานการค้ำต่อไป  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

2.2 หาผลต่างฤดูกาล (*Seasonal Differencing*) ของอนุกรมเวลา ถ้าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จะแปลงอนุกรมเวลาเดิม  $\{Y_t\}$  ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่มีอิทธิพลของฤดูกาล  $\{Z_t\}$  โดย  $Z_t = \nabla_L^D Y_t$  โดย  $D$  เป็นจำนวนครั้งของการหาผลต่างของฤดูกาล และ  $L$  เป็นจำนวนฤดูกาลต่อปี เช่น สำหรับอนุกรมเวลารายเดือน  $L = 12$  เมื่อ  $D = 1$  ,  $Z_t = \nabla_{12} Y_t = Y_t - Y_{t-12}$  เมื่อ  $D = 2$ ,  $Z_t = \nabla_{12}^2 Y_t = \nabla_{12}(Y_t - Y_{t-12}) = \nabla_{12} Y_t - \nabla_{12} Y_{t-12} = Y_t - Y_{t-12} - Y_{t-12} + Y_{t-24} = Y_t - 2Y_{t-12} + Y_{t-24}$  เป็นต้น การหาผลต่างของฤดูกาลนี้จะทำกี่ครั้งขึ้นอยู่กับว่าเมื่อหาผลต่างของฤดูกาลแล้วอนุกรมเวลาใหม่เป็นสเตชันนารีแล้วหรือไม่ ถ้ายังไม่เป็นก็ต้องหาผลต่างของการต่อไป

2.3 หาผลต่างและผลต่างฤดูกาล กรณีที่อนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล การปรับให้อนุกรมเวลาเป็น สเตชันนารีนั้นจะทำได้โดยหาผลต่างและผลต่างร่วมการควบคุมกันไป  $d$  และ  $D$  จะมีค่าเป็นเท่าไรนั้นขึ้นอยู่กับว่าอนุกรมเวลาใหม่เป็นสเตชันนารีแล้วหรือยัง เช่น อนุกรมเวลารายเดือนที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล เมื่อ  $d = 1$  และ  $D = 1$  จะแปลงอนุกรมเวลาเดิม  $\{Y_t\}$  ให้เป็นอนุกรมใหม่  $Z_t$  ซึ่ง  $Z_t = \nabla \nabla_{12} Y_t = \nabla(Y_t - Y_{t-12}) = \nabla Y_t - \nabla Y_{t-12} = Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-12} + Y_{t-13}$  เป็นต้น

2.4 การหาลอการิทึมของค่าสังเกตในอนุกรมเวลา นั่นคือ แปลงอนุกรมเวลาเดิม  $\{Y_t\}$  ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่  $\{Z_t\}$  ซึ่ง  $Z_t = \log(Y_t)$  การแปลงอนุกรมเวลานี้จะทำเมื่อความผันแปรของอนุกรมเวลาไม่คงที่ นั่นคือ  $V\{Y_t\}$  ไม่คงที่สำหรับค่า  $t$  ต่างๆ

การกำหนดรูปแบบที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลา จะพิจารณาได้จากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองและค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองบางส่วนของตัวอย่าง  $r_k$  และ  $r_{kk}$  ที่สอดคล้องกับค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองและค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองบางส่วนของประชากร  $\rho_k$  และ  $\rho_{kk}$

$ARMA(p,q)$  คือ รูปแบบสำหรับอนุกรมเวลาที่สเตชันนารีแล้ว

$ARIMA(p,d,q)$  คือ รูปแบบสำหรับอนุกรมเวลาที่ไม่สเตชันนารีและมีแนวโน้มเพียงอย่างเดียว

$SARIMA(P,D,Q)$  คือ รูปแบบสำหรับอนุกรมเวลาที่ไม่สเตชันนารีและมีอิทธิพลของฤดูกาลเพียงอย่างเดียว

$ARIMA(p,d,q) \times SARIMA(P,D,Q)_L$  คือ รูปแบบสำหรับอนุกรมเวลาที่ไม่สเตชันนารีเนื่องจากมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง [17]

ตัวแบบอนุกรมเวลาทั่วไปสำหรับการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ ได้แก่  
 $ARIMA(p,d,q) \times SARIMA(P,D,Q)_L$  ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

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

โดย

$$\begin{aligned}\phi_p(B) &= (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) \\ \phi_p(B^L) &= (1 - \phi_{1L} B^L - \phi_{2L} B^{2L} - \dots - \phi_{pL} B^{pL}) \\ \theta_q(B) &= (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) \\ \theta_q(B^L) &= (1 - \theta_{1L} B^L - \theta_{2L} B^{2L} - \dots - \theta_{qL} B^{qL}) \\ Z_t &= (1 - B^L)^D (1 - B)^d Y_t\end{aligned}$$

โดยที่  $Z_t$  คือ ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ เวลา  $t$

$B$  คือ Backward shift operator

$\theta_0$  คือ ค่าคงที่

$\phi_i$  คือ ค่าพารามิเตอร์ของการถดถอยในตัวเอง ตัวที่  $i$  โดยที่  $i = 1, 2, \dots, p$

$\phi_{iL}$  คือ ค่าพารามิเตอร์ของการถดถอยในตัวเองในส่วนฤดูกาล ตัวที่  $i$  โดยที่  $i = 1, 2, \dots, P$

$\theta_i$  คือ ค่าพารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ ตัวที่  $i$  โดยที่  $i = 1, 2, \dots, q$

$\theta_{iL}$  คือ ค่าพารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ในส่วนฤดูกาล ตัวที่  $i$  โดยที่  $i = 1, 2, \dots, Q$

$\varepsilon_t$  คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา  $t$  ซึ่ง  $\varepsilon_t$  มีการแจกแจงแบบปรกติ  
 ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ความแปรปรวนเท่ากับ  $\sigma_\varepsilon^2$  และเป็นอิสระต่อกัน

$p$  คือ อันดับที่ของการถดถอยในตัวเอง

$P$  คือ อันดับที่ของการถดถอยในตัวเองในส่วนฤดูกาล

$d$  คือ จำนวนครั้งของการหาผลต่างเพื่อแปลงอนุกรมเวลาที่ไม่มีความคงที่เนื่องจาก  
 แนวโน้มให้มีความคงที่

$D$  คือ จำนวนครั้งของการหาผลต่างฤดูกาลเพื่อแปลงอนุกรมเวลาที่ไม่มีความคงที่  
 เนื่องจากฤดูกาลให้มีความคงที่

$q$  คือ อันดับที่ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่

ขั้นตอนการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ แบ่งเป็น 4 ขั้นตอน ได้แก่

ขั้นตอนที่ 1 การกำหนดตัวแบบ (Identification)

เป็นการหารูปแบบ  $ARIMA(p,d,q) \times SARIMA(P,D,Q)_L$  ที่คาดว่าจะเหมาะสมให้กับอนุกรมเวลา  
 โดยพิจารณาเปรียบเทียบค่า  $r_k$  และ  $r_{kk}$  ของอนุกรมเวลากับค่า  $\rho_k$  และ  $\rho_{kk}$  ของแต่ละรูปแบบ  
 เนื่องจากต้องพิจารณา  $r_k, r_{kk}, \rho_k$  และ  $\rho_{kk}$  พร้อมกับหลายๆ ค่า จึงมักจะพิจารณาจากกราฟที่  
 ไม่ว่างกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแก้เนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เรียกว่า คอเรโลแกรม (Correlogram) ที่ได้จากการพลอตกราฟ  $r_k$ ,  $r_{kk}$ ,  $\rho_k$  และ  $\rho_{kk}$  กับ  $k$  ดังนั้นการพิจารณาเปรียบเทียบคอเรโลแกรม  $r_k$  และ  $\rho_k$  คอเรโลแกรม  $r_{kk}$  และ  $\rho_{kk}$  สำหรับแต่ละรูปแบบมีคอเรโลแกรมของ  $\rho_k$  และ  $\rho_{kk}$  ต่างกัน อนุกรมเวลาที่จะนำมากำหนดรูปแบบจะต้องเป็นอนุกรมเวลาที่สเตรชันนารีเท่านั้น หากไม่เป็นสเตรชันนารีจะต้องแปลงให้เป็นสเตรชันนารีเสียก่อน

ตารางที่ 2.1 ลักษณะของ  $\rho_k(Y_t)$ ,  $\rho_k(Z_t)$ ,  $\rho_{kk}(Y_t)$ ,  $\rho_{kk}(Z_t)$  สำหรับรูปแบบ ARIMA(p,d,q)

รูปแบบของ	ลักษณะของ $\rho_k(Y_t)$	ลักษณะของ $\rho_k(Z_t)$	ลักษณะของ $\rho_{kk}(Z_t)$
Random Walk	ลดลงอย่างช้าๆ	$\rho_k = 0$ ทุกค่า $k$	$\rho_{kk} = 0$ ทุกค่า $k$
AR(1,1)	ลดลงอย่างช้าๆ	$\rho_k$ ลดลงเร็วใกล้ 0	$\rho_{kk} = 0$ สำหรับ $k = 2, \dots$
AR(2,1)	ลดลงอย่างช้าๆ	$\rho_k$ ลดลงเร็วใกล้ 0	$\rho_{kk} = 0$ สำหรับ $k = 3, \dots$
IMA(1,1)	ลดลงอย่างช้าๆ	$\rho_k = 0$ สำหรับ $k = 2, \dots$	$\rho_{kk}$ ลดลงเร็วใกล้ 0
IMA(2,1)	ลดลงอย่างช้าๆ	$\rho_k = 0$ สำหรับ $k = 3, \dots$	$\rho_{kk}$ ลดลงเร็วใกล้ 0
ARIMA(1,1,1)	ลดลงอย่างช้าๆ	$\rho_k$ ลดลงเร็วใกล้ 0	$\rho_{kk}$ ลดลงเร็วใกล้ 0

ตารางที่ 2.2 ลักษณะของ  $\rho_k(Z_t)$ ,  $\rho_{kk}(Z_t)$  สำหรับรูปแบบ SARIMA(P,D,Q)<sub>12</sub>

รูปแบบของ	ลักษณะของ $\rho_k(Z_t)$	ลักษณะของ $\rho_{kk}(Z_t)$
SAR(1) <sub>12</sub>	$\rho_{12}, \rho_{24}, \dots$ มีค่าลดลงเร็ว	$\rho_{kk} = 0$ สำหรับ $k = 24, 36, \dots$
SAR(2) <sub>12</sub>	$\rho_{12}, \rho_{24}, \dots$ มีค่าลดลงเร็ว	$\rho_{kk} = 0$ สำหรับ $k = 36, 48, \dots$
SMA(1) <sub>12</sub>	$\rho_k = 0$ สำหรับ $k = 24, 36, \dots$	$\rho_{12,12}, \rho_{24,24}, \dots$ มีค่าลดลงเร็ว
SMA(2) <sub>12</sub>	$\rho_k = 0$ สำหรับ $k = 36, 48, \dots$	$\rho_{12,12}, \rho_{24,24}, \dots$ มีค่าลดลงเร็ว

### ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ (Estimation)

เป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์ที่ได้จากการวิเคราะห์เชิงตัวเลข (Numerical Analysis) ซึ่งจะทำกรประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด โดยกำหนดค่าเบื้องต้นของพารามิเตอร์เพื่อหาค่าประมาณสุดท้ายโดยการทำซ้ำ (Iteration) ซึ่งค่าประมาณที่ทำให้ผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อน  $\left( \sum_{t=1}^n e_t^2 \right)$  มีค่าต่ำสุด จะเป็นค่าประมาณที่ใช้ในสมการพยากรณ์

### ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ (Diagnostic Checking)

วิธีการตรวจสอบส่วนใหญ่จะใช้ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์  $(e_t = Y_t - \hat{Y}_t)$  ที่เป็นผลต่างระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์  $(e_t = Y_t - \hat{Y}_t)$  มาเป็นหลักในการพิจารณาความเหมาะสมของตัวแบบ การตรวจสอบความเหมาะสมตัวแบบจะทำดังนี้

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

3.1 พิจารณาว่าพารามิเตอร์ในตัวแบบมีค่าเป็น 0 หรือไม่ นั่นคือ เมื่อ  $\theta$ ,  $\hat{\theta}$  และ  $\hat{S}_{\hat{\theta}}$  เป็นพารามิเตอร์ ค่าประมาณ และค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของค่าประมาณ  $\theta$  ตามลำดับ โดยใช้การทดสอบสมมติฐาน

$$H_0 : \theta = 0$$

$$H_1 : \theta \neq 0$$

ตัวสถิติทดสอบคือ

$$Z = \frac{\hat{\theta}}{\hat{S}_{\hat{\theta}}}$$

บริเวณวิกฤต คือ  $|Z| \geq Z_{\frac{\alpha}{2}}$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 หรือ  $p\text{-value} < \alpha$

กรณีที่ปฏิเสธแสดงว่าพารามิเตอร์ในตัวแบบมีค่าไม่เท่ากับ 0

3.2 พิจารณาว่า  $\rho_k(e_t) = 0$  สำหรับ  $k = 1, 2, 3, \dots, m$  นั่นคือการพิจารณาว่าค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่อยู่ห่างกัน  $1, 2, 3, \dots, m$  ช่วงเวลาเป็นอิสระกันหรือไม่ โดยใช้การทดสอบ *Modified Box-Pierce*

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_m(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ อย่างน้อย 1 ค่าไม่เท่ากับ 0 สำหรับ } k = 1, 2, 3, \dots, m$$

ตัวสถิติทดสอบ

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{r_k^2(e_t)}{n-k} \quad \text{สำหรับ } k = 1, 2, 3, \dots, m$$

เมื่อ  $n$  คือ จำนวนข้อมูลที่จะใช้ในการวิเคราะห์หอนุกรมเวลา

$m$  คือ lag สูงสุดที่ต้องการทดสอบ

$r_k(e_t)$  คือ ค่าฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตนเองของค่าความคลาดเคลื่อนที่อยู่ห่างกัน  $k$  ช่วงเวลา  
ตัวสถิติทดสอบ  $Q$  มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ที่องศาความเป็นอิสระเท่ากับ  $m - n_p$  ซึ่ง  $n_p$  คือจำนวนพารามิเตอร์ในตัวแบบ

บริเวณวิกฤต คือ  $Q > \chi_{\alpha, m-n_p}^2$

กรณีที่ปฏิเสธ แสดงว่า ค่าความคลาดเคลื่อนไม่เป็นอิสระกัน ดังนั้นตัวแบบที่กำหนดยังไม่เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

3.3 พิจารณาว่า  $e_t$  มีลักษณะการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกันหรือไม่ นั่นคือการตรวจสอบข้อจำกัดของตัวแบบที่กำหนดว่า  $\varepsilon_t$  จะต้องมีการแจกแจงที่เป็นอิสระกัน หากพบว่ามี  $e_t$  มีลักษณะการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกัน จะสรุปว่าตัวแบบที่กำหนดนั้นเหมาะสมกับอนุกรมเวลาแล้ว ซึ่งจะทำให้การทดสอบสมมติฐาน

$$H_0 : \rho_k(e_t) = 0 \quad k = 1, 2, 3, \dots$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \neq 0 \quad \text{บางค่า } k$$

บริเวณวิกฤติเป็น  $|r_k(e_t)| \geq \frac{Z_{\alpha/2}}{\sqrt{n}}$  โดย  $n$  เป็นขนาดของอนุกรมเวลา ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 กรณีปฏิเสธ  $H_0$  แสดงว่าตัวแบบที่กำหนดไม่เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

#### ขั้นตอนที่ 4 การพยากรณ์ (Forecasting)

เมื่อได้ตัวแบบที่เหมาะสมแล้ว จะสามารถทำการพยากรณ์แบบจุด (Point Forecast) และการพยากรณ์แบบช่วง (Interval Forecast) การพยากรณ์จะใช้สมการพยากรณ์ที่สร้างจากตัวแบบการพยากรณ์ที่กำหนด และผ่านการตรวจสอบในขั้นที่ผ่านมาแล้ว

ในกรณีที่ใช้วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ และได้ตัวแบบที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบหลายตัวแบบ เราจะใช้วิธี Akaike Information Criterion (AIC) ในการเลือกตัวแบบที่เหมาะสม [15]

##### 2.1.9 วิธี Akaike Information Criterion (AIC)

เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของอาไคเคะ (Akaike's Criterion : AIC) เป็นเกณฑ์ที่พิจารณาจากการประมาณความคลาดเคลื่อนรวมเข้ากับข้อสนเทศ (Information) ของค่าสังเกต เพื่อนำมาใช้ในการปรับค่าประมาณของการพยากรณ์ให้มีความแม่นยำมากขึ้น โดยตัวแบบที่ให้ค่า AIC ต่ำสุด จะเป็นตัวแบบที่ดีที่สุด [15]

$$AIC = n \log(\hat{\sigma}^2) + 2(p+1)$$

โดยที่  $n$  = ขนาดตัวอย่าง

$p$  = จำนวนพารามิเตอร์

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{SSE}{n}$$

$$SSE = \sum_{t=1}^n e_t^2 = \sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{Y}_t)^2$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

### 2.1.10 การวัดความถูกต้องของการพยากรณ์

ความถูกต้องของการพยากรณ์เป็นสิ่งที่ผู้ใช้ค่าพยากรณ์ต้องการ ความถูกต้องจะมีมากหรือน้อยขึ้นอยู่กับค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ (*Forecast error* ,  $e_t$ ) ซึ่งเป็นผลต่างของค่าสังเกตและค่าพยากรณ์ ( $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$ ) ความคลาดเคลื่อนจะมากถ้าค่าสังเกตห่างจากค่าพยากรณ์มาก และจะน้อยถ้าค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าสังเกต [15]

ในปัญหาพิเศษนี้จะใช้ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (*Mean Square Error : MSE*) ในการเลือกรูปแบบพยากรณ์ที่เหมาะสม และใช้เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (*Mean Absolute Percent Error : MAPE*) เป็นตัวบอกละเอียดความคลาดเคลื่อนจากค่าสังเกตในรูปของเปอร์เซ็นต์

#### 2.1.10.1 ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (*Mean Square Error : MSE*)

เลือกรูปแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมโดยทำการหาความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (*Mean Squared Error : MSE*) แล้วเปรียบเทียบเลือกรูปแบบการพยากรณ์ที่ให้ค่า *MSE* ต่ำที่สุด

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

โดยที่

$$e_t = Y_t - \hat{Y}_t$$

$e_t$  คือ ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ณ เวลา  $t$

$Y_t$  คือ ข้อมูลหรือค่าสังเกต ณ เวลา  $t$

$\hat{Y}_t$  คือ ค่าพยากรณ์ ณ เวลา  $t$

#### 2.1.10.2 เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (*Mean Absolute Percent Error : MAPE*)

นำรูปแบบที่เหมาะสมมาหาค่าพยากรณ์ 1 หน่วยเวลาล่วงหน้าเป็นเวลา 12 เดือน แล้วนำมาเปรียบเทียบกับข้อมูล 12 เดือนสุดท้าย (มกราคม-ธันวาคม พ.ศ. 2561) เพื่อดูว่าค่าจากข้อมูลจริงและค่าจากการพยากรณ์แตกต่างกันเท่าใด โดยหาจากค่าความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (*Mean Absolute Percentage Error : MAPE*)

$$MAPE = \frac{\sum_{t=1}^n \left| \frac{e_t}{Y_t} \right|}{n} \times 100$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยที่  $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$   
 $e_t$  คือ ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ณ เวลา  $t$   
 $Y_t$  คือ ข้อมูลหรือค่าสังเกต ณ เวลา  $t$   
 $\hat{Y}_t$  คือ ค่าพยากรณ์ ณ เวลา  $t$

โดยมีเกณฑ์ในการวัดประสิทธิภาพและความแม่นยำของการพยากรณ์ ดังนี้  
**ตารางที่ 2.3** เกณฑ์การประเมินของค่า MAPE โดย Lewis [18]

MAPE (%)	ระดับความแม่นยำ
$MAPE \leq 10\%$	การพยากรณ์มีความแม่นยำในระดับดีมาก
$10\% < MAPE \leq 20\%$	การพยากรณ์มีความแม่นยำในระดับดี
$20\% < MAPE \leq 50\%$	การพยากรณ์มีความแม่นยำในระดับยอมรับได้
$MAPE > 50\%$	การพยากรณ์ไม่มีความแม่นยำ

## 2.2 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

เฉลิมพล จตุพร และ พัฒนา สุขประเสริฐ (2559) การศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อคาดการณ์ผลผลิตและปริมาณส่งออกยางพาราของประเทศไทยด้วยเทคนิคทางสถิติ 4 วิธี ได้แก่ การพยากรณ์ด้วยสมการถดถอยโดยใช้ตัวแปรหุ่นฤดูกาลและแนวโน้มเวลา การพยากรณ์ตามแนวคิดของบ็อกซ์-เจนกินส์ ด้วยวิธี SARIMA( $p,d,q$ ) ( $P,D,Q$ ), และการปรับเรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลฤดูกาลตามแนวคิดของโฮลต์-วินเทอร์ด้วยตัวแบบพยากรณ์เชิงบวกและตัวแบบพยากรณ์พหุคูณ ผลการศึกษาพบว่า การพยากรณ์ด้วยสมการถดถอยโดยใช้ตัวแปรหุ่นฤดูกาลและแนวโน้มเวลาเป็นแบบที่มีความเหมาะสมที่สุด เนื่องจากให้ค่าสถิติ RMSE ต่ำสุด และเมื่อคาดการณ์ผลผลิตและปริมาณส่งออกพบว่าในปี พ.ศ.2559 ผลผลิตยางพารามีแนวโน้มเพิ่มขึ้นร้อยละ 3.47 แต่ปริมาณส่งออกกับมีทิศทางลดลงร้อยละ 0.31 แสดงให้เห็นถึงผลผลิตส่วนเกินจากความไม่สอดคล้องระหว่างอุปสงค์และอุปทานในตลาดยางพาราของประเทศไทย ดังนั้นภาครัฐ ภาคเอกชน เกษตรกร ผู้ประกอบการ และหน่วยงานที่เกี่ยวข้องควรมีส่วนร่วมในการบริหารจัดการความเสี่ยงทั้งจากการผลิตและการส่งออก เพื่อเพิ่มขีดความสามารถในการแข่งขันให้กับสินค้ายางพาราของประเทศไทย [3]

วรางคณา เรียนสุทธิ (2559) ทำการสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาน้ำยางสดโดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของการยางแห่งประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 130 ค่า ซึ่งข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557 จำนวน 120 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบไม่ว่องไวใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบเดิม และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคุณ ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 10 ค่านำมาใช้สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยและเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่าจากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษานั้นวิธีที่มีความถูกต้องมากที่สุด คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคุณ [11]

**อลิษา ฤทธิ์ทักษพงศ์ (2559)** สหกิจศึกษานับนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างและหาตัวแบบที่เหมาะสมกับการพยากรณ์พื้นที่ที่ใช้ในการจัดงานแสดงสินค้า ที่เก็บรวบรวมข้อมูลโดยสถานที่จัดงานแสดงสินค้าแห่งหนึ่ง โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ.2555 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ.2559 รวมทั้งสิ้น 60 เดือน โดยวิธีที่นำมาใช้ได้แก่ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลด์และวินเทอร์ และวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ โดยใช้ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (*MSE*) ในการคัดเลือกตัวแบบที่เหมาะสม และใช้เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (*MAPE*) ในการแสดงเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าจริงกับค่าพยากรณ์

จากการเปรียบเทียบวิธีวิเคราะห์ทั้ง 3 วิธีพบว่าวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์พื้นที่ที่ใช้ในการจัดงานแสดงสินค้าคือ วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลด์และวินเทอร์ซึ่งใช้ค่า *MSE* ต่ำสุด [16]

## บทที่ 3

### วิธีการดำเนินงานวิจัย

ในบทนี้จะกล่าวถึง วิธีการดำเนินงานวิจัยในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพ โดยแบ่งออกได้เป็น 2 ส่วน คือ

3.1 ลักษณะข้อมูลและแหล่งที่มาของข้อมูล

3.2 ขั้นตอนการดำเนินงาน

#### 3.1 ข้อมูลและแหล่งที่มาของข้อมูล

ข้อมูลที่นำมาใช้ในการศึกษาครั้งนี้เป็นข้อมูลทุติยภูมิ จากการเก็บรวบรวมข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพ ขององค์การการยางแห่งประเทศไทย เป็นองค์การรัฐวิสาหกิจ สังกัดกระทรวงเกษตรและสหกรณ์ โดยใช้ข้อมูลแบบรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ.2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ.2561 รวมทั้งสิ้น 132 เดือน ข้อมูลประกอบไปด้วย

1. ข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน
2. ข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง
3. ข้อมูลปริมาณการส่งออกของน้ำยางข้น
4. ข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางเครพ

#### 3.2 ขั้นตอนการดำเนินงาน

- 1) กำหนดหัวข้อเรื่องที่สนใจจะศึกษาในปัญหาพิเศษนี้ คือ การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพ
- 2) เก็บรวบรวมข้อมูลแบบรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ.2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ.2561 รวมทั้งสิ้น 132 เดือน โดยแบ่งข้อมูลเป็น 2 ส่วน ส่วนที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ.2560 เป็นจำนวน 120 เดือนใช้ในการหาตัวแบบการพยากรณ์ ส่วนที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ.2561 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ.2561 เป็นจำนวน 12 เดือนใช้ในการ

เอกสารนี้เป็นตรวจสอบความถูกต้องของตัวแบบเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

### 3) พล็อตกราฟของค่าประกอบของอนุกรมเวลา

จากกราฟพบว่าข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพมีแนวโน้ม แต่ยางแผ่นรมควันมีแนวโน้มไม่ชัดเจนจึงทำการทดสอบแนวโน้ม ในส่วนของฤดูกาลยางแผ่นรมควันมีอิทธิพลของฤดูกาล แต่ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพมีอิทธิพลของฤดูกาลไม่ชัดเจนจึงทำการทดสอบอิทธิพลของฤดูกาล โดยขั้นตอนแรกจะนำอนุกรมเวลาไปตรวจสอบว่ามีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่โดยใช้โปรแกรม *Minitab* ผลที่ได้คือข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน และน้ำยางข้น มีการแจกแจงแบบปกติ จึงทำการทดสอบแนวโน้มแบบใช้พารามิเตอร์ของยางแผ่นรมควันด้วยวิธี *Box* และ *Ljung* พบว่าอนุกรมเวลามีแนวโน้ม และทดสอบอิทธิพลฤดูกาลแบบใช้พารามิเตอร์ด้วยวิธีการทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง พบว่าข้อมูลปริมาณการส่งออกของน้ำยางข้นมีอิทธิพลของฤดูกาล ส่วนข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง และยางเครพ ไม่มีการแจกแจงแบบปกติ จึงทดสอบอิทธิพลฤดูกาลแบบไม่ใช้พารามิเตอร์ด้วยวิธี *Kruskal* และ *Wallis* พบว่าข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง และยางเครพ ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล

### 4) เลือกวิธีที่เหมาะสมกับลักษณะของอนุกรมเวลามาทำการวิเคราะห์ คือ

#### 4.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (*Decomposition Method*)

เนื่องจากยางแผ่นผึ่งแห้ง และยางเครพมีแนวโน้มแบบควอดราติก และไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลจึงเลือกใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด ส่วนยางแผ่นรมควัน และน้ำยางข้นมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลจึงเลือกใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวกและวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ

#### 4.2 เทคนิคการปรับให้เรียบ (*Smoothing Method*)

เนื่องจากเทคนิคการปรับให้เรียบมีหลายวิธี จากกราฟพบว่าข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน และน้ำยางข้น มีแนวโน้มและมีอิทธิพลของฤดูกาล จึงเลือกใช้วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (*HWS*) ค่าเริ่มต้นหาได้จากค่าสังเกต 12, 24, 36, 48, 60 และ 72 ค่าแรก โดยหาแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลโดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่และใช้คำสั่ง *Solver* ใน *Microsoft Excel* เพื่อคำนวณหาค่า  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสม ส่วนข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง และยางเครพ พบว่ามีแนวโน้มแบบควอดราติก แต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลจึงเลือกใช้วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล (*TES*) และใช้คำสั่ง *Solver* ใน *Microsoft Excel* เพื่อคำนวณหาค่า  $\alpha$  ที่เหมาะสม

#### 4.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (*Box and Jenkins Method*)

เอกสารที่ 5) ทำการวิเคราะห์ข้อมูลตามวิธีที่กำหนดในข้อ 4) เท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

- 6) เลือกรูปแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมโดยทำการหาความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (*Mean Squared Error : MSE*) แล้วเปรียบเทียบเลือกรูปแบบการพยากรณ์ที่ให้ค่า *MSE* ต่ำที่สุด ในกรณีของวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (*Box and Jenkins Method*) หากมีตัวแบบที่เหมาะสมหลายตัวแบบ จะใช้เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของอาไคเคะ (*Akaike's Criterion : AIC*) เป็นเกณฑ์ที่พิจารณาจากการประมาณความคลาดเคลื่อนรวมเข้ากับข้อสนเทศ (*Information*) ของค่าสังเกต เพื่อนำมาใช้ในการปรับค่าประมาณของการพยากรณ์ให้มีความแม่นยำมากขึ้น โดยตัวแบบที่ให้ค่า *AIC* ต่ำสุด จะเป็นตัวแบบที่ดีที่สุด
- 7) นำรูปแบบที่เหมาะสมมาหาค่าพยากรณ์ 1 หน่วยเวลาล่วงหน้าเป็นเวลา 12 เดือน แล้วนำมาเปรียบเทียบกับข้อมูล 12 เดือนสุดท้าย (มกราคม-ธันวาคม พ.ศ. 2561) เพื่อดูว่าค่าจากข้อมูลจริงและค่าจากการพยากรณ์แตกต่างกันเท่าใด โดยหาจากค่าความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (*Mean Absolute Percentage Error : MAPE*)
- 8) สรุปผลและจัดทำรายงาน



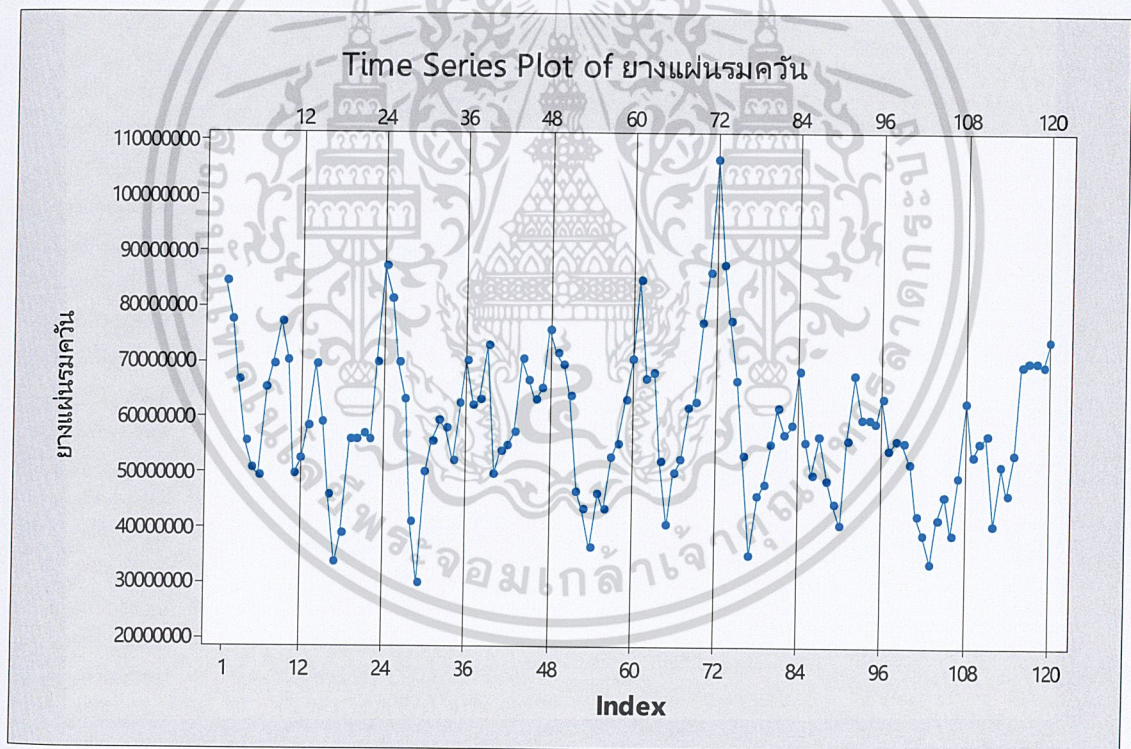
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## บทที่ 4

### การวิเคราะห์ข้อมูล

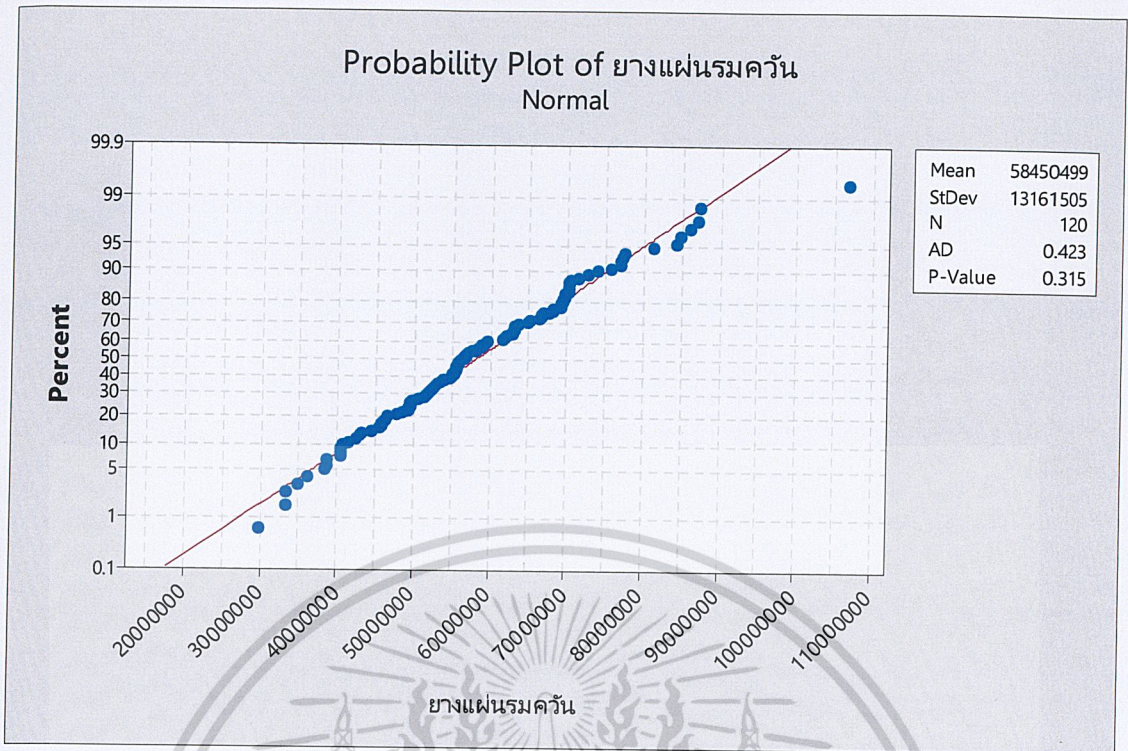
ในบทนี้คณะผู้วิจัยจะนำเสนอผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพ และทำการเปรียบเทียบผลการวิเคราะห์ทั้ง 3 วิธี เพื่อเลือกตัวแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดโดยพิจารณาจากค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง ( $MSE$ ) ที่ให้ค่าต่ำที่สุด

#### 4.1 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน



รูปที่ 4.1 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน

จากรูปที่ 4.1 พบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันมีปริมาณขึ้นๆ ลงๆ จึงเห็นแนวโน้มไม่ชัดเจน แต่เมื่อพิจารณาทุกๆ 12 ช่วงเวลา พบว่าในแต่ละปีปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันจะลดลงจากต้นปีจนถึงกลางปี หลังจากนั้นจะค่อย ๆ เพิ่มขึ้น ซึ่งแสดงว่ามีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จึงนำอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันไปทดสอบการวิเคราะห์แบบต่าง ๆ เพื่อเลือกแบบที่ดัดสอบแนวโน้มและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.2 การทดสอบการแจกแจงปกติของปริมาณการส่งออกยางแผ่นรมควัน โดยใช้การทดสอบ Anderson-Darling

โดยการตั้งสมมติฐานการทดสอบ คือ

$H_0$  : อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันมีการแจกแจงปกติ

$H_1$  : อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันไม่มีการแจกแจงปกติ

จะได้  $p$ -value มีค่ามากกว่า  $0.315 > 0.05$  จึงยอมรับ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

นั่นคือ อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันมีการแจกแจงปกติ

เนื่องจาก ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันมีการแจกแจงปกติ จึงเลือกการทดสอบ แนวโน้มแบบใช้พารามิเตอร์ คือการทดสอบของ Box และ Ljung (Modified Box-pierce Test) ในการทดสอบแนวโน้มเนื่องจากอนุกรมเวลามีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง เราจึงทำการขจัดฤดูกาลออกก่อนทำการทดสอบแนวโน้ม

โดยการตั้งสมมติฐานการทดสอบ คือ

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_4 = \dots = \rho_{119} = 0$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่  $H_1$  : มี  $\rho_i$  อย่างน้อยหนึ่งค่าไม่เท่ากับ 0 เมื่อ  $i = 1, 2, 3, \dots, 119$  ไม่อ่อนโยนเกินไปนำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตัวสถิติทดสอบ คือ

$$Q'_{19} = \begin{cases} 386.60 & \text{สำหรับรูปแบบบวก} \\ 377.01 & \text{สำหรับรูปแบบคูณ} \end{cases}$$

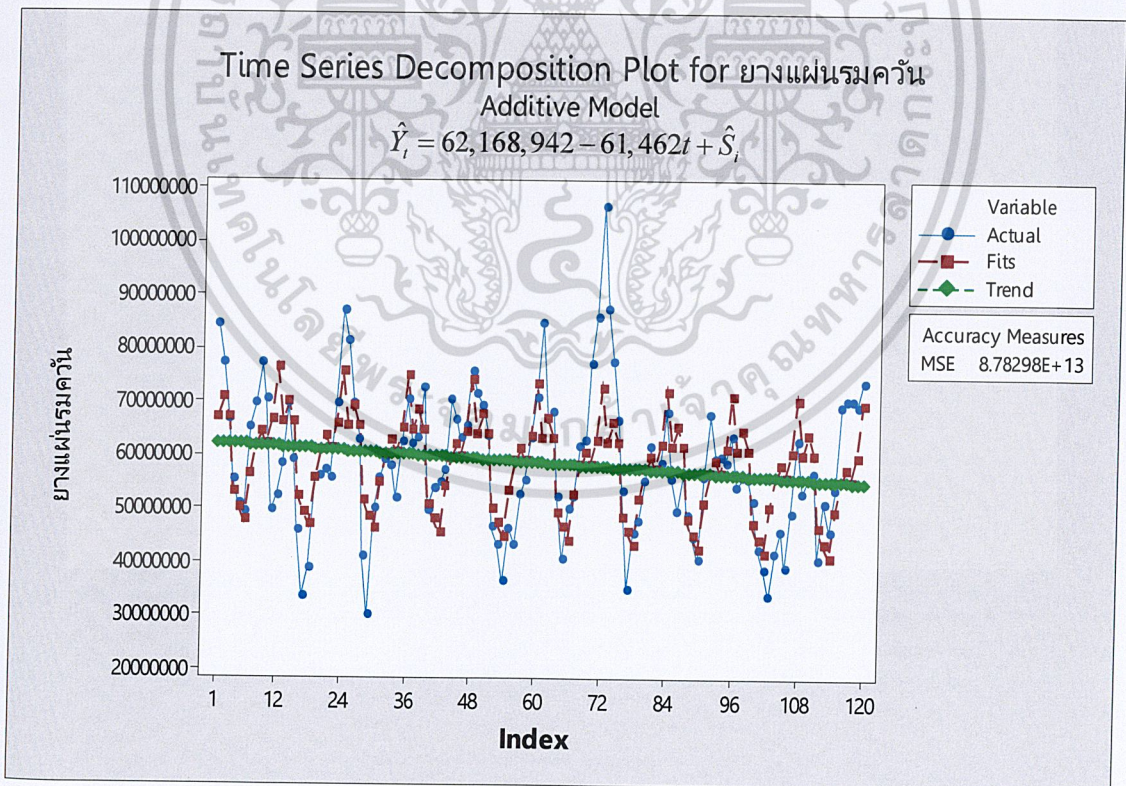
เนื่องจาก  $Q'_{19} \geq \chi^2_{0.05,119} = 145.461$  จึงปฏิเสธ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ดังนั้น อนุกรมเวลามีแนวโน้มเข้ามาเกี่ยวข้องกับ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

#### 4.1.1 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน โดยวิธีแยกส่วนประกอบ

นำปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึง เดือน ธันวาคม พ.ศ. 2560 รวมทั้งสิ้น 120 เดือน มาทำการวิเคราะห์แยกส่วนประกอบโดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวกและวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ

4.1.1.1 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ซึ่งมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลโดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก จะได้ดังรูปที่ 4.3



รูปที่ 4.3 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน

โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น มิได้อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ซึ่งมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก จะได้ค่า  $MSE = 8.78298 \times 10^{13}$  และมี สมการพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 62,168,942 - 61,462t + \hat{S}_t$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $t$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

โดย  $t$  อยู่ในฤดูกาลที่  $i, i = 1, 2, \dots, 12$

โดยที่	$\hat{S}_1 = 4,787,646,$	$\hat{S}_2 = 8,473,676,$	$\hat{S}_3 = 4,818,339,$
	$\hat{S}_4 = -8,960,026,$	$\hat{S}_5 = -11,849,499,$	$\hat{S}_6 = -14,276,041,$
	$\hat{S}_7 = -5,535,678,$	$\hat{S}_8 = 35,833,$	$\hat{S}_9 = 2,461,575,$
	$\hat{S}_{10} = 364,156,$	$\hat{S}_{11} = 4,854,173,$	$\hat{S}_{12} = 14,825,844$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 0 จึงทำการแปลงค่าวัติอิทธิพลของ ฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 0 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 62,168,941.83 - 61,462.67t + \hat{S}_t^*$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $t$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

โดย  $t$  อยู่ในฤดูกาลที่  $i, i = 1, 2, \dots, 12$

โดยที่	$\hat{S}_1^* = 4,787,646.17,$	$\hat{S}_2^* = 8,473,676.17,$	$\hat{S}_3^* = 4,818,339.17,$
	$\hat{S}_4^* = -8,960,025.84,$	$\hat{S}_5^* = -11,849,498.84,$	$\hat{S}_6^* = -14,276,040.84,$
	$\hat{S}_7^* = -5,535,677.84,$	$\hat{S}_8^* = 35,833.17,$	$\hat{S}_9^* = 2,461,575.17,$
	$\hat{S}_{10}^* = 364,156.17,$	$\hat{S}_{11}^* = 4,854,173.17,$	$\hat{S}_{12}^* = 14,825,844.17$

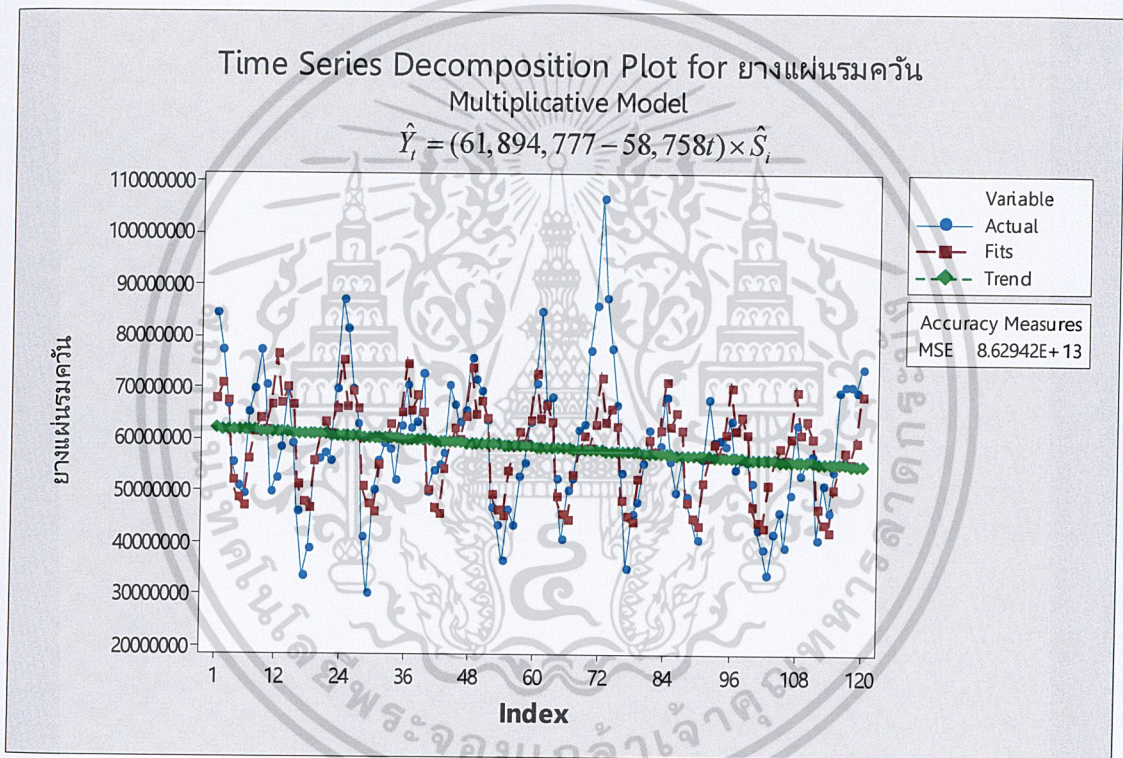
ค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^* = 4,787,646.17$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของ ยางแผ่นรมควันในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 4,787,646.17 กิโลกรัม ในทำนองเดียวกับเดือนที่ 2, 3, 8, 9, 10, 11 และ 12 มีปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันสูงกว่าปกติ 8,473,676.17, 4,818,339.17, 35,833.17, 2,461,575.17, 364,156.17, 4,854,173.17 และ 14,825,844.17 กิโลกรัม ตามลำดับ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรรมใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $S_4^* = -8,960,025.84$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 8,960,025.84 กิโลกรัม ในทำนองเดียวกับเดือนที่ 5, 6 และ 7 มีปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันต่ำกว่าปกติ 11,849,499.84, 14,276,041.84 และ 5,535,278.84 กิโลกรัม ตามลำดับ

#### 4.1.1.2 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ

ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ซึ่งมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลโดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ จะได้ดังรูปที่ 4.4



รูปที่ 4.4 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน

โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ

ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ซึ่งมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ จะได้ค่า  $MSE = 8.62942 \times 10^{13}$  และมีสมการพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (61,894,777 - 58,758t) \times \hat{S}_t$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $t$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า โดย  $t$  อยู่ในฤดูกาลที่  $i, i = 1, 2, \dots, 12$  ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้คัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยที่  $\hat{S}_1 = 1.0963, \hat{S}_2 = 1.1441, \hat{S}_3 = 1.0875, \hat{S}_4 = 0.8371,$   
 $\hat{S}_5 = 0.7833, \hat{S}_6 = 0.7625, \hat{S}_7 = 0.9114, \hat{S}_8 = 0.9992,$   
 $\hat{S}_9 = 1.0431, \hat{S}_{10} = 1.0056, \hat{S}_{11} = 1.0835, \hat{S}_{12} = 1.2459$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1 = 1.0963$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 9.63% ในทำนองเดียวกับเดือนที่ 2, 3, 9, 10, 11 และ 12 มีปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันสูงกว่าปกติ 14.41%, 8.75%, 4.31%, 0.56%, 8.35%, และ 24.59% ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4 = 0.8371$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 16.29% ในทำนองเดียวกับเดือนที่ 5, 6, 7 และ 8 มีปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันต่ำกว่าปกติ 21.67%, 23.75%, 8.86% และ 0.08% ตามลำดับ

#### 4.1.2 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์

##### 4.1.2.1 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก

ตารางที่ 4.1 แสดงจำนวนค่าสังเกตในการหาค่าเริ่มต้น พร้อมทั้ง  $\alpha, \gamma, \delta$  และ  $MSE$

ค่าสังเกต	$\alpha$	$\gamma$	$\delta$	$MSE$
24	0.5347	0	0.9879	$9.64279 \times 10^{13}$
36	0.6133	0	0.7099	$6.47858 \times 10^{13}$
48	0.6739	0	0.6790	$6.49748 \times 10^{13}$
60	0.6933	0	0.4710	$6.38520 \times 10^{13}$

จากตารางที่ 4.1 พบว่าค่าเริ่มต้นจากค่าสังเกต 60 เดือนแรกให้  $MSE$  น้อยที่สุด คือ  $MSE = 6.38520 \times 10^{13}$  จะได้  $\alpha = 0.6933, \gamma = 0$  และ  $\delta = 0.4710$

ตารางที่ 4.2 แสดงผลการวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_i(t)$  ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน เฉพาะ  $t = 109, 110, \dots, 120$  โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก เมื่อกำหนดให้  $\alpha = 0.6933$  ,  $\gamma = 0$  และ  $\delta = 0.4710$

$t$	$Y_t$	$\hat{T}_i(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{i+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{i+1}(t)$	$e_t$
109	52,906,791	46,746,031.52	-105,012	46,641,019.52	6,307,259.50	53,809,795.28	-903,004.28
110	55,565,480	48,888,641.49	-105,012	48,783,629.49	6,150,881.51	52,323,559.44	3,241,920.56
111	56,671,191	50,771,410.02	-105,012	50,666,398.02	5,434,628.44	53,804,060.03	2,867,130.97
112	40,519,305	49,224,806.19	-105,012	49,119,794.19	-8,368,160.07	42,598,625.38	-2,079,320.38
113	51,187,235	62,781,098.58	-105,012	62,676,086.58	-14,790,690.62	31,482,469.61	19,704,765.39
114	45,850,167	61,009,973.99	-105,012	60,904,961.99	-14,769,926.67	48,253,331.20	-2,403,164.20
115	53,472,409	59,766,920.29	-105,012	59,661,908.29	-6,028,202.71	55,113,895.35	-1,641,486.35
116	69,205,775	63,271,952.91	-105,012	63,166,940.91	5,089,050.03	63,998,725.94	5,207,049.06
117	70,158,667	65,431,168.18	-105,012	65,326,156.18	4,197,656.07	66,892,795.31	3,265,871.69
118	70,197,777	68,335,656.83	-105,012	68,230,644.83	1,157,878.99	65,856,939.37	4,340,837.63
119	69,255,520	65,650,659.27	-105,012	65,545,647.27	4,208,592.81	72,976,834.51	-3,721,314.51
120	73,840,577	61,301,452.91	-105,012	61,196,440.91	13,532,290.98	79,962,309.71	-6,121,732.71

จากตารางที่ 4.2 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (61,301,452.91 - 105,012p) + \hat{S}_i(120) \text{ สำหรับ } p = 1, 2, \dots$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $p$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

โดย  $p$  อยู่ในฤดูกาลที่  $i, i = 1, 2, \dots, 12$

โดยที่

$$\begin{aligned} \hat{S}_1 &= 6,307,259.50, & \hat{S}_2 &= 6,150,881.51, & \hat{S}_3 &= 5,434,628.44, \\ \hat{S}_4 &= -8,368,160.07, & \hat{S}_5 &= -14,790,690.62, & \hat{S}_6 &= -14,769,926.67, \\ \hat{S}_7 &= -6,028,202.71, & \hat{S}_8 &= 5,089,050.03, & \hat{S}_9 &= 4,197,656.07, \\ \hat{S}_{10} &= 1,157,878.99, & \hat{S}_{11} &= 4,208,592.81, & \hat{S}_{12} &= 13,532,290.98 \end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 0 จึงทำการแปลงค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 0 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (61,478,224.43 + 71,759.52p) + \hat{S}_i^*(120) \text{ สำหรับ } p = 1, 2, \dots$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $p$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

โดย  $p$  อยู่ในฤดูกาลที่  $i, i = 1, 2, \dots, 12$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้ภายในมหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าธนบุรี อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$\begin{aligned}
 \text{โดยที่} \quad \hat{S}_1^* &= 6,130,487.98, & \hat{S}_2^* &= 5,974,109.99, & \hat{S}_3^* &= 5,257,856.96, \\
 \hat{S}_4^* &= -8,544,931.60, & \hat{S}_5^* &= -14,967,462.15, & \hat{S}_6^* &= -14,946,698.20, \\
 \hat{S}_7^* &= -6,204,974.25, & \hat{S}_8^* &= 4,912,278.51, & \hat{S}_9^* &= 4,020,884.55, \\
 \hat{S}_{10}^* &= 981,107.47, & \hat{S}_{11}^* &= 4,031,821.28, & \hat{S}_{12}^* &= 13,355,519.46
 \end{aligned}$$

ค่าสถิติพิพลาของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^* = 6,130,487.98$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 6,130,487.98 กิโลกรัม ในทำนองเดียวกับเดือนที่ 2, 3, 8, 9, 10, 11 และ 12 มีปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันสูงกว่าปกติ 5,974,109.99, 5,257,856.96, 4,912,278.51, 4,020,884.55, 981,107.47, 4,031,821.28, และ 13,355,519.46 กิโลกรัม ตามลำดับ

ค่าสถิติพิพลาของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^* = -8,544,931.60$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 8,544,931.60 กิโลกรัม ในทำนองเดียวกับเดือนที่ 5, 6 และ 7 มีปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันต่ำกว่าปกติ 14,967,462.15, 14,946,698.20 และ 6,204,974.25 กิโลกรัม ตามลำดับ

#### 4.1.2.2 การวิเคราะห์หอนุกรมเวลา โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์ และวินเทอร์รูปแบบคูณ

ตารางที่ 4.3 แสดงจำนวนค่าสังเกตในการหาค่าเริ่มต้น พร้อมทั้ง  $\alpha, \gamma, \delta$  และ MSE

ค่าสังเกต	$\alpha$	$\gamma$	$\delta$	MSE
48	0.6083	0	0.5589	$6.31755 \times 10^{13}$
60	0.7240	0	0.4566	$6.11417 \times 10^{13}$
72	0.7029	0	0.3448	$5.34247 \times 10^{13}$
84	0.6258	0	0.7268	$6.35482 \times 10^{13}$

จากตารางที่ 4.3 พบว่าค่าเริ่มต้นจากค่าสังเกต 72 เดือนแรกที่ทำให้ MSE น้อยที่สุด คือ  $MSE = 5.34247 \times 10^{13}$  จะได้  $\alpha = 0.7029$ ,  $\gamma = 0$  และ  $\delta = 0.3448$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.4 แสดงผลวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_i(t)$  ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน เฉพาะ  $t=109, 110, \dots, 120$  โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ เมื่อกำหนดให้  $\alpha = 0.7029$  ,  $\gamma = 0$  และ  $\delta = 0.3448$

$t$	$Y_t$	$\hat{T}_i(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{i+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{i+1}(t)$	$e_t$
109	52,906,791	46,806,182.81	32,645	46,838,827.81	1.1502	57,687,227.54	-4,780,436.54
110	55,565,480	48,111,740.71	32,645	48,144,385.71	1.1466	53,497,204.23	2,068,275.77
111	56,671,191	49,915,892.02	32,645	49,948,537.02	1.1243	53,852,252.38	2,818,938.62
112	40,519,305	47,881,915.58	32,645	47,914,560.58	0.8565	43,053,445.96	-2,534,140.96
113	51,187,235	69,665,344.87	32,645	69,697,989.87	0.6786	31,101,901.57	20,085,333.43
114	45,850,167	65,222,610.9	32,645	65,255,255.9	0.7167	50,459,489.64	-4,609,322.64
115	53,472,409	61,357,442.22	32,645	61,390,087.22	0.8872	58,438,183.30	-4,965,774.30
116	69,205,775	64,164,983.51	32,645	64,197,628.51	1.0659	65,024,486.54	4,181,288.46
117	70,158,667	66,201,644.24	32,645	66,234,289.24	1.0510	67,175,498.86	2,983,168.14
118	70,197,777	70,501,970.76	32,645	70,534,615.76	0.9794	64,303,526.31	5,894,250.69
119	69,255,520	66,507,953.19	32,645	66,540,598.19	1.0592	75,377,154.00	-6,121,633.99
120	73,840,577	61,837,247.29	32,645	61,869,892.29	1.2201	82,095,747.20	-8,255,170.20

จากตารางที่ 4.4 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (61,837,247.29 + 32,645p) \times \hat{S}_i(120) \text{ สำหรับ } p=1,2,\dots$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $p$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

โดย  $p$  อยู่ในฤดูกาลที่  $i, i=1,2,\dots,12$

โดยที่

$$\begin{aligned} \hat{S}_1 &= 1.1502, & \hat{S}_2 &= 1.1466, & \hat{S}_3 &= 1.1243, & \hat{S}_4 &= 0.8565, \\ \hat{S}_5 &= 0.6786, & \hat{S}_6 &= 0.7167, & \hat{S}_7 &= 0.8872, & \hat{S}_8 &= 1.0659, \\ \hat{S}_9 &= 1.0510, & \hat{S}_{10} &= 0.9794, & \hat{S}_{11} &= 1.0592, & \hat{S}_{12} &= 1.2201 \end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 12 จึงทำการแปลงค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 12 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (61,506,857.13 + 32,470.58p) \times \hat{S}_i^*(120) \text{ สำหรับ } p=1,2,\dots$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $p$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

โดย  $p$  อยู่ในฤดูกาลที่  $i, i=1,2,\dots,12$

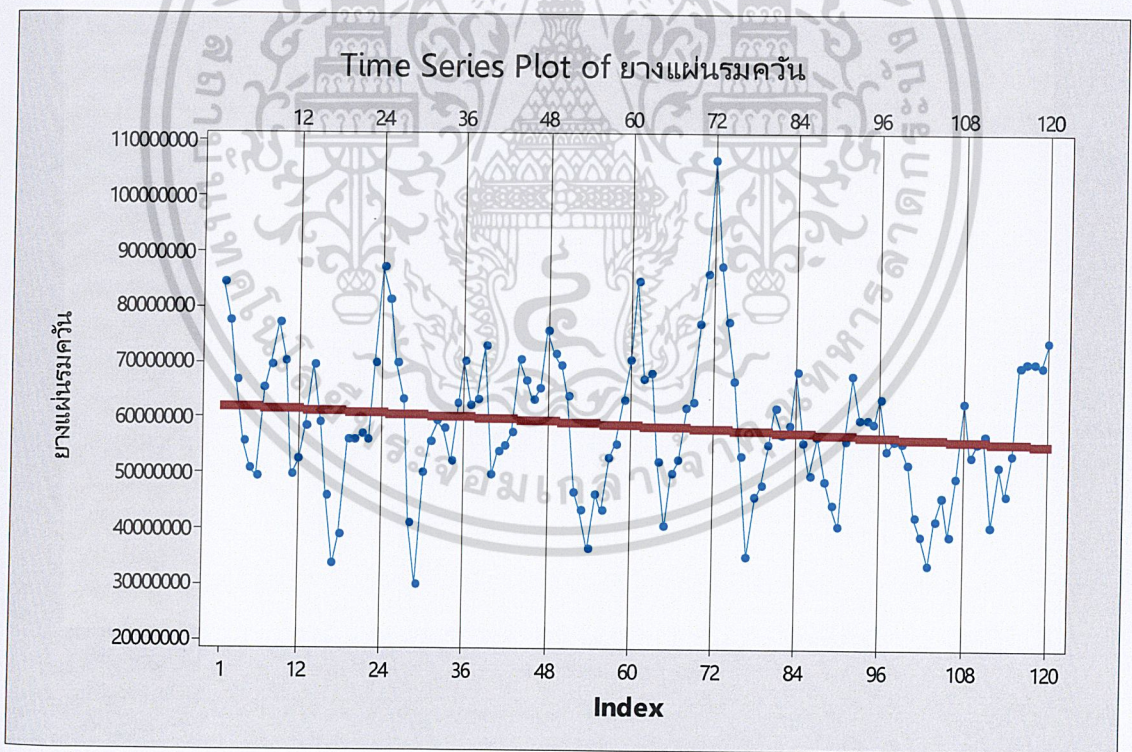
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่นอนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยที่  $\hat{S}_1^* = 1.1563, \hat{S}_2^* = 1.1527, \hat{S}_3^* = 1.1303, \hat{S}_4^* = 0.8611,$   
 $\hat{S}_5^* = 0.6822, \hat{S}_6^* = 0.7205, \hat{S}_7^* = 0.8920, \hat{S}_8^* = 1.0716,$   
 $\hat{S}_9^* = 1.0566, \hat{S}_{10}^* = 0.9846, \hat{S}_{11}^* = 1.0649, \hat{S}_{12}^* = 1.2266$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^* = 1.1563$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 15.63% ในทำนองเดียวกับเดือนที่ 2, 3, 8, 9, 11 และ 12 มีปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันสูงกว่าปกติ 15.27%, 13.03%, 7.16%, 5.66%, 6.49%, และ 22.66% ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^* = 0.8611$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 13.89% ในทำนองเดียวกับเดือนที่ 5, 6, 7 และ 10 มีปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันต่ำกว่าปกติ 31.78%, 27.95%, 10.80% และ 1.54% ตามลำดับ

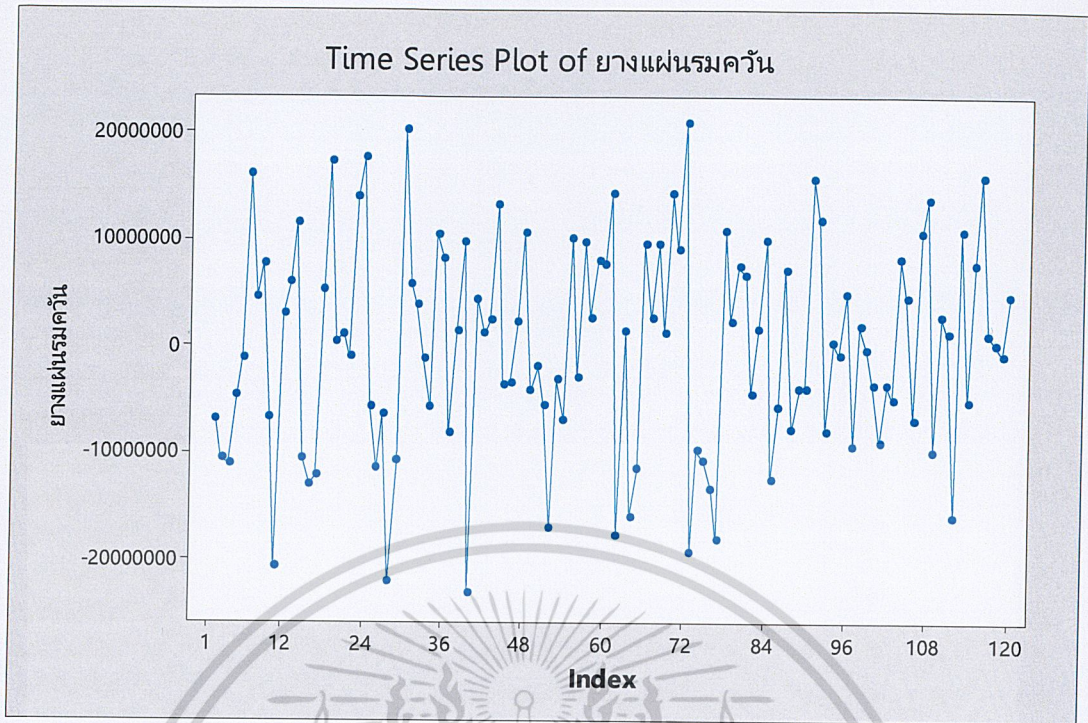
4.1.3 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์



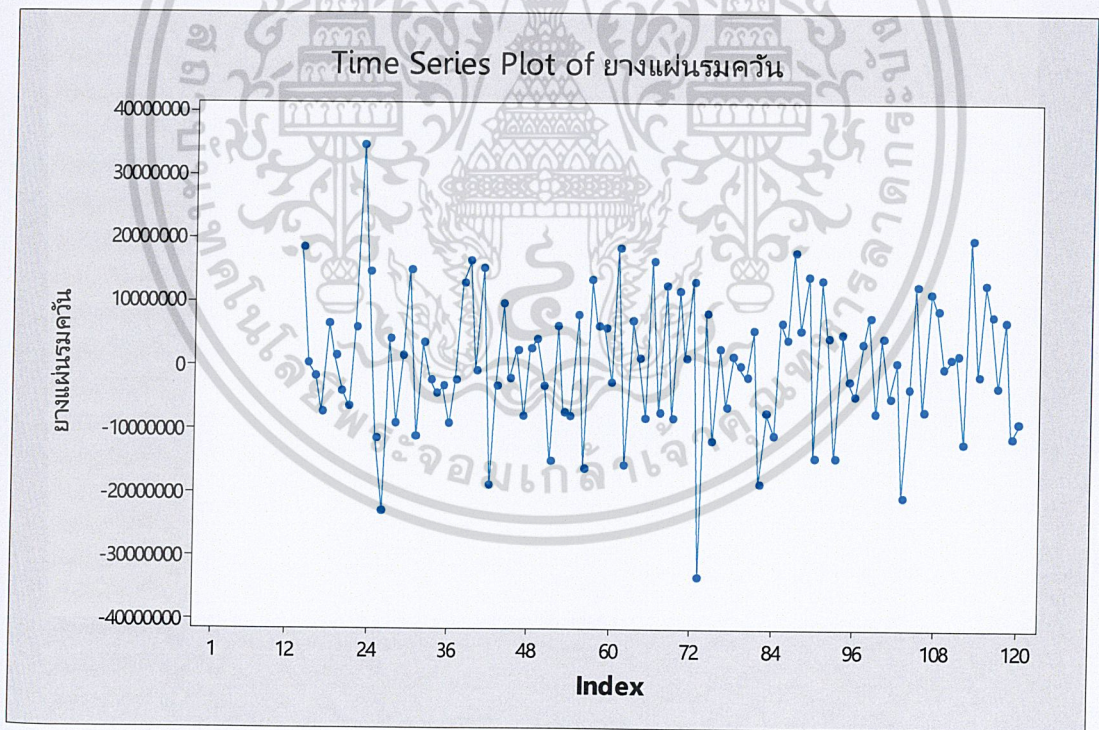
รูปที่ 4.5 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน

จากรูปที่ 4.5 พบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันไม่เป็นสเตชันนารี

จากการทดสอบสมมติฐานพบว่าอนุกรมเวลามีแนวโน้มและมีอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นจึงต้องนำไปหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ดังรูปที่ 4.6 และรูปที่ 4.7  
 ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้คัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



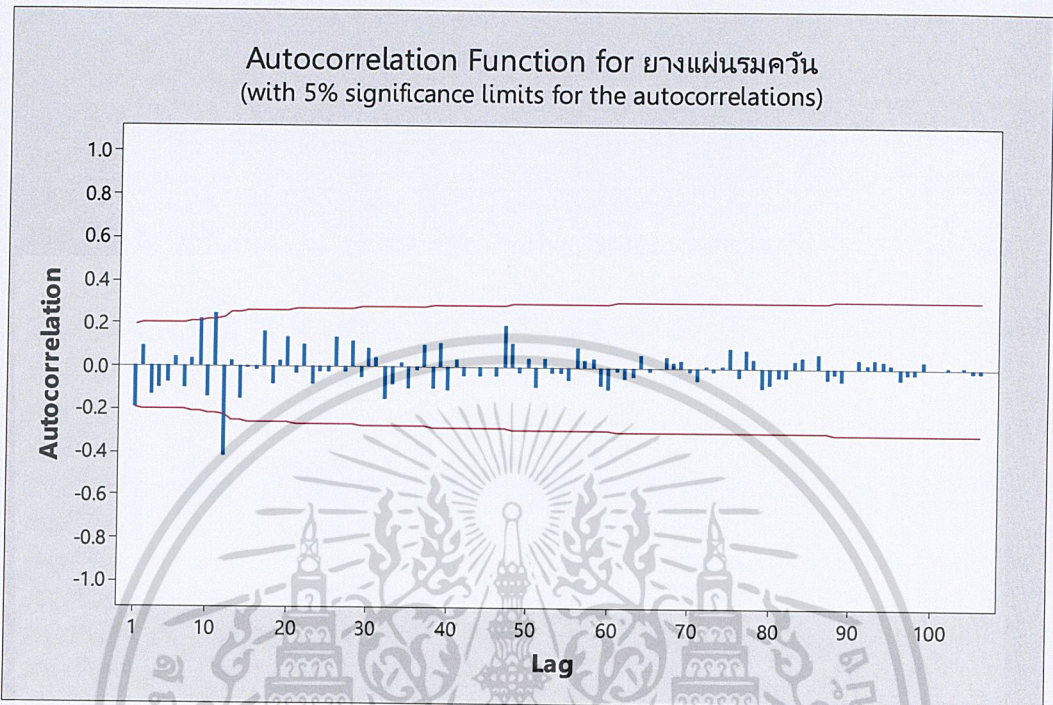
รูปที่ 4.6 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง



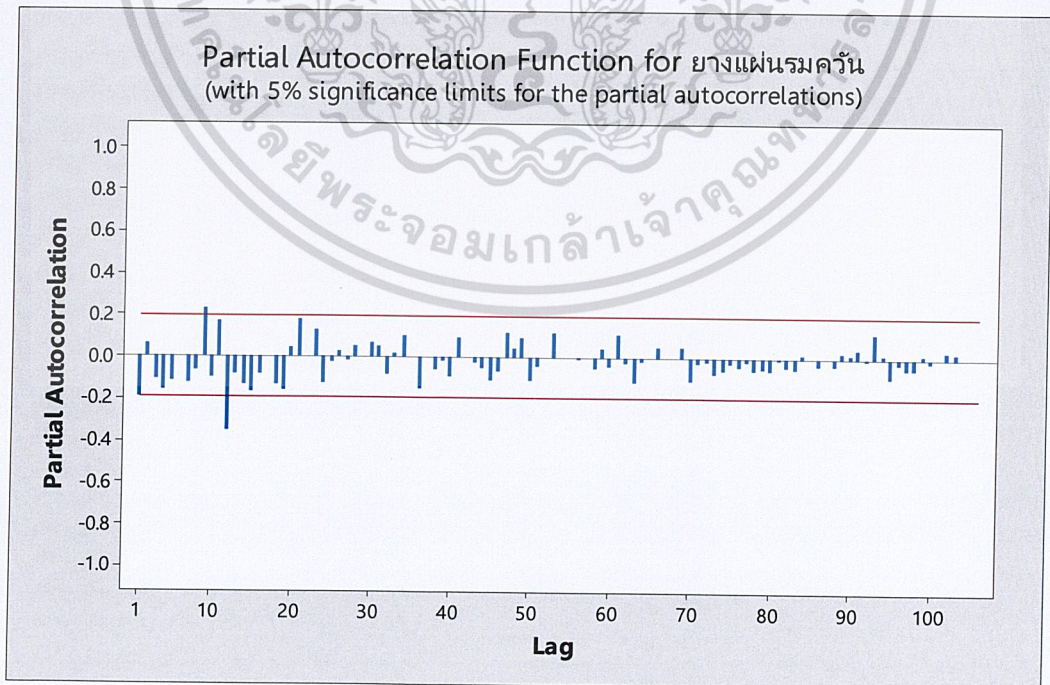
รูปที่ 4.7 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน  
ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และการหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง

จากรูปที่ 4.7 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้งและการหาผลต่าง  
ฤดูกาลอีก 1 ครั้งของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันมีค่าเฉลี่ยและความ  
ไม่แปรผันใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

แปรปรวนคงที่ ดังนั้นอนุกรมเวลาชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารีแล้ว จึงนำอนุกรมเวลาที่สเตชันนารีไปพล็อตคอเรลโรแกรมของ *Autocorrelation Function (ACF)* และ *Partial-Autocorrelation Function (PACF)* เพื่อหาตัวแบบ ดังรูปที่ 4.8 และรูปที่ 4.9



รูปที่ 4.8 คอเรลโรแกรม ACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และการหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง



เอกสารนี้เป็นรูปที่ 4.9 คอเรลโรแกรม PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และการหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง ทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.8 จะเห็นได้ว่า ACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว และรูปที่ 4.9 PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็วเช่นกัน และมีการหาผลต่าง 1 ครั้ง จึงได้ตัวแบบ  $ARIMA(1,1,1)$  ในส่วนของอิทธิพลฤดูกาล พบว่า ACF มีลักษณะ cut off ที่ lag 12 และ PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็วที่ lag 12, 24, 36, ... และมีการหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง จึงได้ตัวแบบ  $SARIMA(0,1,1)_{12}$  ดังนั้นจะได้ตัวแบบเป็น  $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$

ตารางที่ 4.5 การทดสอบค่าพารามิเตอร์  $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  ของปริมาณการส่งออกอย่างแผ່นรมควัน

Statistic	Coef	SE Coef	T	p-value
$\hat{\phi}_1$	0.6200	0.1390	4.47	0.00
$\hat{\theta}_1$	0.8661	0.0899	9.63	0.00
$\hat{\theta}_{12}$	0.8474	0.0852	9.94	0.00

สมมติฐานการทดสอบ

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.5 พบว่า  $p\text{-value} = 0.00 < \alpha = 0.05$  จึงปฏิเสธ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

แสดงว่า ค่าพารามิเตอร์  $\phi_1$  ในตัวแบบมีค่าไม่เท่ากับ 0 นั่นคือพารามิเตอร์  $\phi_1$  ควรมีในตัวแบบในทำนองเดียวกับ  $\theta_1$  และ  $\theta_{12}$  ดังนั้นตัวแบบ  $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ตารางที่ 4.6 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ  $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  ของปริมาณการส่งออกอย่างแผ່นรมควัน

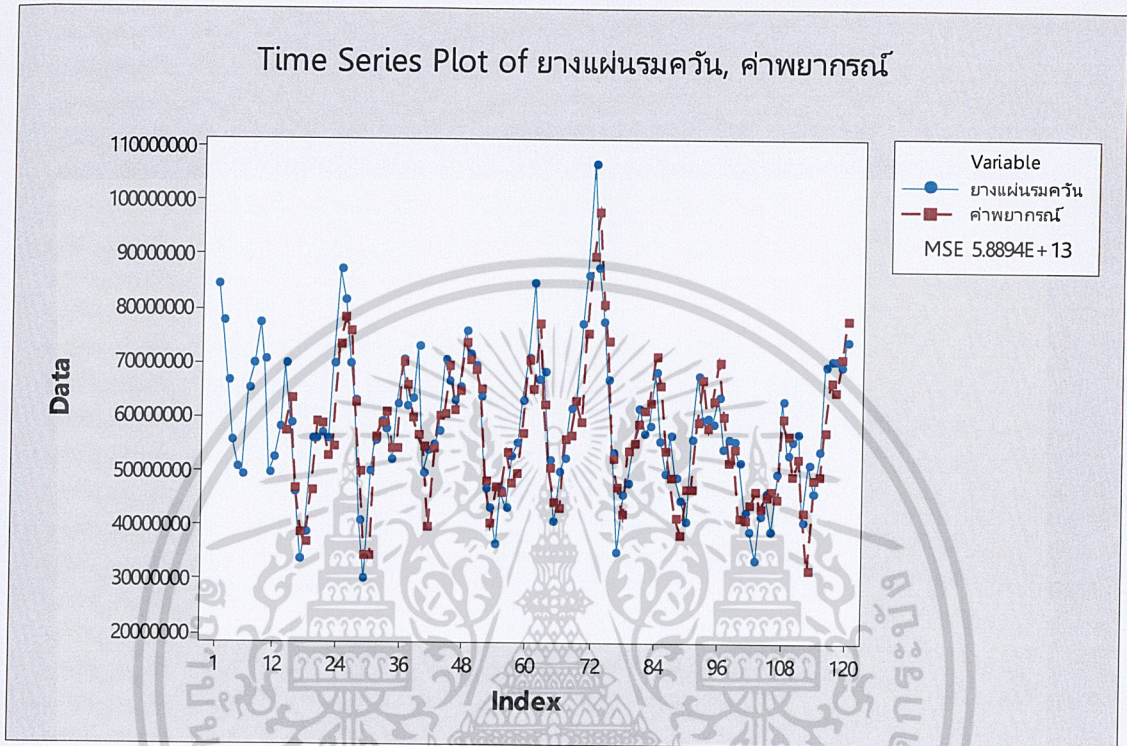
Modified Box-Pierce (Box-Ljung) Chi-Square Statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-square	14.71	30.54	43.32	58.80
DF	9	21	33	45
p-value	0.099	0.082	0.108	0.081

สมมติฐานการทดสอบ

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \rho_2(e_t) = \rho_3(e_t) = \dots = \rho_{12}(e_t) = 0$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
 $H_1 : \rho_k(e_t)$  อย่างน้อย 1 ค่า ไม่เท่ากับ 0 สำหรับ  $k = 1, 2, 3, \dots, 12$   
 ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากตารางที่ 4.6 พบว่า  $p\text{-value} = 0.099 > \alpha = 0.05$  จึงยอมรับ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่าความคาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกัน ในทำนองเดียวกับ  $lag$  ที่ 24, 36 และ 48 แสดงว่าตัวแบบ  $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  เป็นตัวแบบที่เหมาะสม โดยมีค่า  $MSE = 5.48894 \times 10^{13}$  ดังรูปที่ 4.10



รูปที่ 4.10 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันและค่าพยากรณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

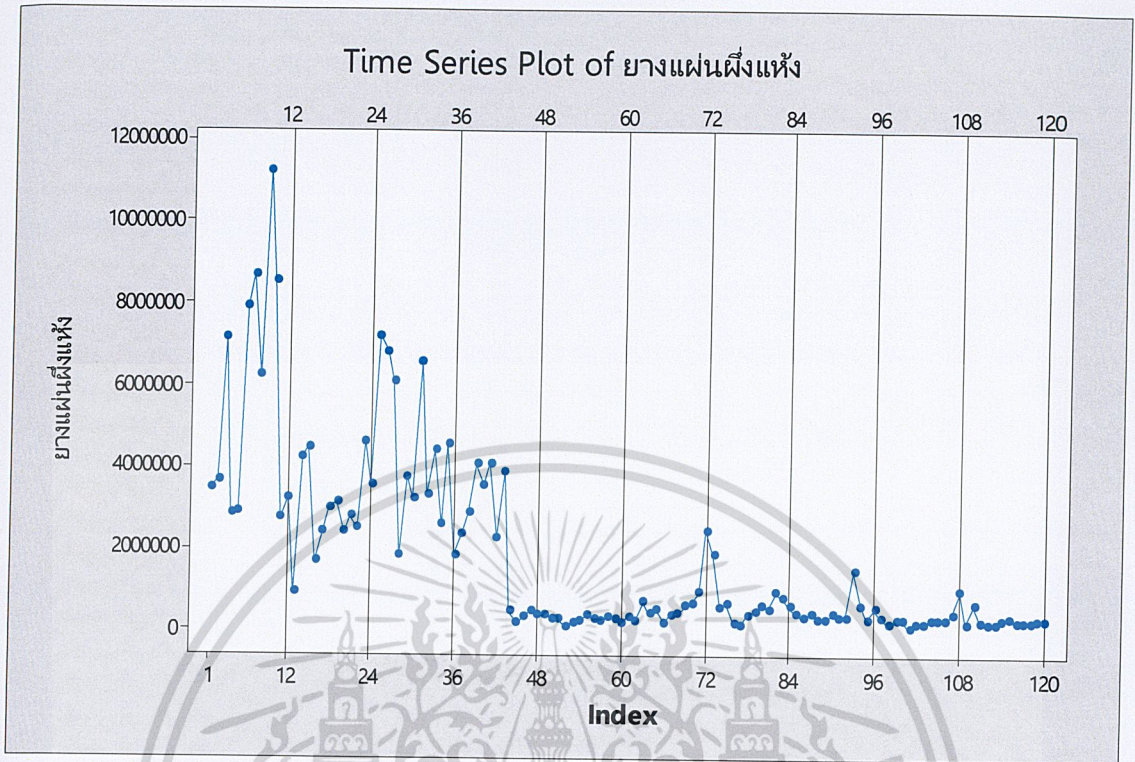
ตารางที่ 4.7 การเปรียบเทียบค่า  $MSE$  ของการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน

วิธีพยากรณ์	$MSE$
1. วิธีแยกส่วนประกอบ -วิธีตัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก $\hat{Y}_t = 62,168,942 - 61,462t + \hat{S}_t$ -วิธีตัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบคูณ $\hat{Y}_t = (61,894,777 - 58,758t) \times \hat{S}_t$	$8.78298 \times 10^{13}$ $8.62942 \times 10^{13}$
2. วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ -รูปแบบบวก $\hat{Y}_{120+p}(120) = (61,478,224.43 + 71,759.52p) + \hat{S}_t^*(120)$ -รูปแบบคูณ $\hat{Y}_{120+p}(120) = (61,506,857.13 + 32,470.58p) \times \hat{S}_t^*(120)$	$6.38520 \times 10^{13}$ $5.34247 \times 10^{13}$
3. วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$ $\hat{Y}_{t+1} = \hat{\theta}_{12}e_t + \hat{\theta}_1\hat{\theta}_{12}e_{t-12} + (1+\hat{\phi})Y_t + (1-\hat{\phi}_1)Y_{t-11} + (1-\hat{\phi}_1)Y_{t-12} + \hat{\phi}_1Y_{t-13}$	$5.48894 \times 10^{13}$

จากตารางที่ 4.7 พบว่าวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณมีค่า  $MSE$  ต่ำที่สุด เท่ากับ  $5.34247 \times 10^{13}$  ดังนั้นวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณจึงเป็นวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

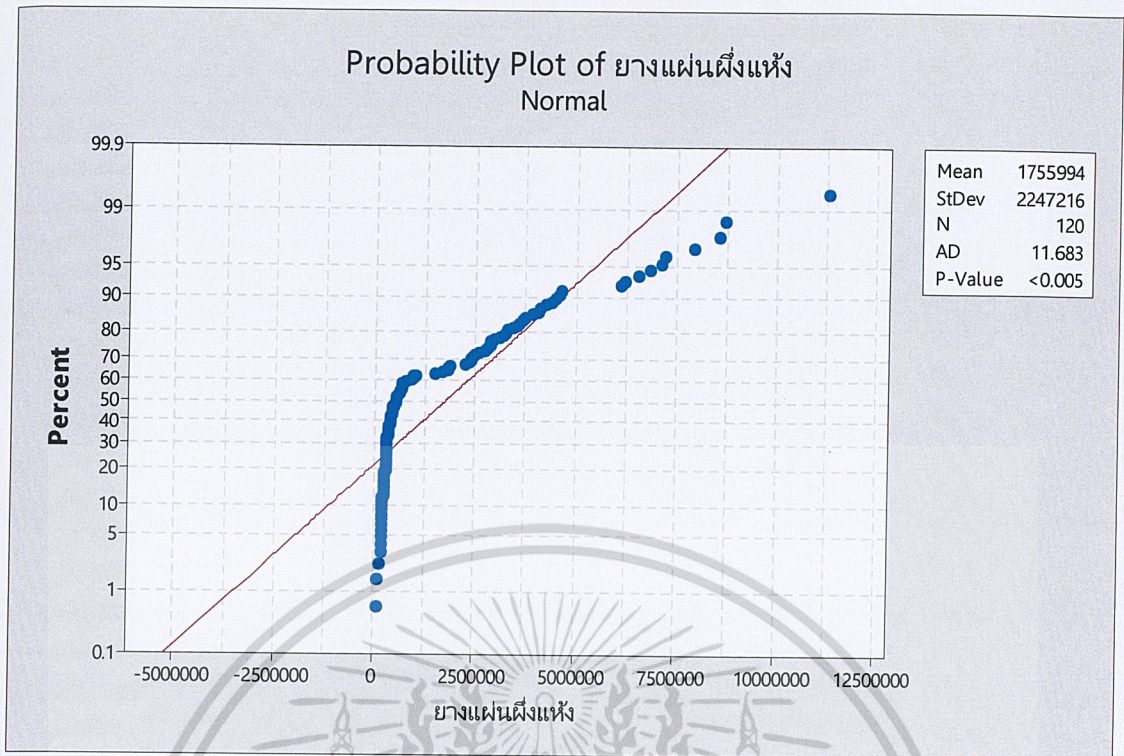
### 4.2 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นฝั้งแห้ง



รูปที่ 4.11 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นฝั้งแห้ง

จากรูปที่ 4.11 พบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นฝั้งแห้งในช่วงปีหลังๆ มีปริมาณที่ลดลงแสดงว่าอนุกรมเวลามีแนวโน้มเข้ามาเกี่ยวข้อง แต่เมื่อพิจารณาทุกๆ 12 ช่วงเวลา พบว่าอิทธิพลของฤดูกาลมีลักษณะไม่ชัดเจน จึงนำอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นฝั้งแห้งไปทดสอบการแจกแจงปกติ เพื่อเลือกแบบทดสอบฤดูกาล

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.12 การทดสอบการแจกแจงปกติของปริมาณการส่งออกยางแผ่นผึ่งแห้ง  
โดยใช้การทดสอบ Anderson-Darling

โดยการตั้งสมมติฐานการทดสอบ คือ

$H_0$  : อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งมีการแจกแจงปกติ

$H_1$  : อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งไม่มีการแจกแจงปกติ

จะได้  $p$ -value มีค่าน้อยกว่า  $0.005 < 0.05$  จึงปฏิเสธ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

นั่นคือ อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งไม่มีการแจกแจงปกติ

เนื่องจาก ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งไม่มีการแจกแจงปกติ จึงเลือกการทดสอบอิทธิพลของฤดูกาลแบบไม่ใช้พารามิเตอร์ คือการทดสอบของ *Kruskal* และ *Wallis* ในการหาอิทธิพลของฤดูกาลเนื่องจากอนุกรมเวลามีแนวโน้มจึงต้องกำจัดแนวโน้มออกก่อน โดยทำการหาแนวโน้มด้วยวิธีเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบ *centered 12 month* แล้วจึงนำแนวโน้มไปปรับออกจากอนุกรมเวลา เมื่อได้อนุกรมเวลาที่ไม่แนวโน้มแล้วจึงทำการทดสอบอิทธิพลฤดูกาล ดังนี้

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การทดสอบฤดูกาลโดย *Kruskal* และ *Wallis* รูปแบบบวก

$$H_0 : S_1 = S_2 = \dots = S_{12} = 0$$

$$H_1 : S_i \neq 0 \text{ สำหรับบางฤดูกาล เมื่อ } i = 1, 2, 3, \dots, 12$$

$$\text{จะได้ } H = \frac{12}{108(108+1)} [329,828] - 3(108+1) = 9.2161 < \chi^2_{0.05,11} = 19.675$$

จึงยอมรับ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 นั่นคือปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง

การทดสอบฤดูกาลโดย *Kruskal* และ *Wallis* รูปแบบคูณ

$$H_0 : S_1 = S_2 = \dots = S_{12} = 1$$

$$H_1 : S_i \neq 1 \text{ สำหรับบางฤดูกาล เมื่อ } i = 1, 2, 3, \dots, 12$$

$$\text{จะได้ } H = \frac{12}{108(108+1)} [331,000.7] - 3(108+1) = 10.4115 < \chi^2_{0.05,11} = 19.675$$

จึงยอมรับ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 นั่นคือปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง

สรุปว่า ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งมีแนวโน้มแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล จึงนำข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งไปตรวจสอบว่ามีแนวโน้มแบบใด

ตารางที่ 4.8 ค่า *MSE* ที่ได้จากการคำนวณสมการแนวโน้ม 3 แบบ

รูปแบบแนวโน้ม	<i>MSE</i>
เส้นตรง	$2.51685 \times 10^{12}$
ควอดราติก	$2.02472 \times 10^{12}$
เอ็กซ์โปเนนเชียล	$2.69853 \times 10^{12}$

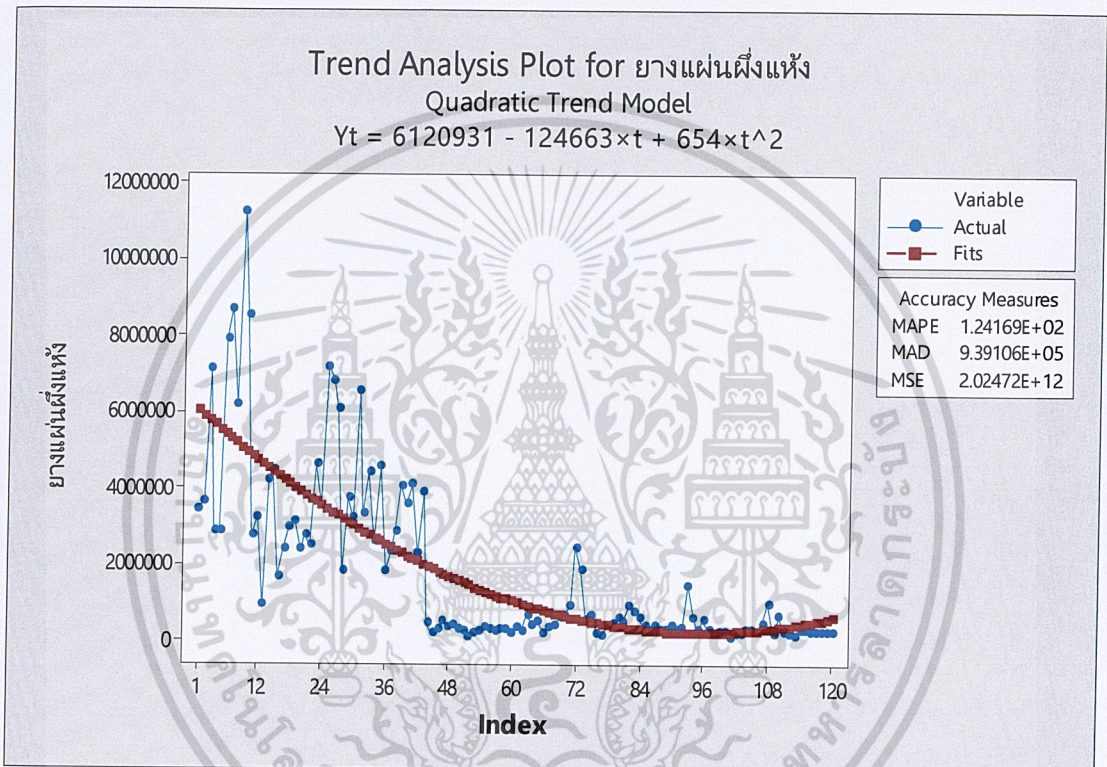
จากตารางที่ 4.8 แนวโน้มแบบควอดราติกมีค่า *MSE* ต่ำที่สุด ซึ่งเท่ากับ  $2.02472 \times 10^{12}$  ดังนั้นปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งมีแนวโน้มแบบควอดราติก

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

#### 4.2.1 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง โดยวิธีแยกส่วนประกอบ

นำปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง ตั้งแต่เดือนเดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือน ธันวาคม พ.ศ. 2560 มาทำการวิเคราะห์แยกส่วนประกอบโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด กรณีแนวโน้ม ควอดราติก และไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล

4.2.1.1 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด กรณีแนวโน้มควอดราติก และไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล จะได้ดังรูปที่ 4.13



รูปที่ 4.13 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด กรณีมีแนวโน้มควอดราติก

ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติก และไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล จะได้  $MSE = 2.02472 \times 10^{12}$  และมีสมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 6,120,931 - 124,663t + 654t^2$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $t$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

#### 4.2.2 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล

นำข้อมูลทั้งหมดไปหาแนวโน้มควอดราติกได้สมการพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 6,120,931 - 124,663t + 654t^2$$

โดยที่  $a_0(0) = 6,120,931$  ,  $a_1(0) = -124,663$  และ  $a_2(0) = 2(654) = 1,308$   
จากนั้นหา  $A_0, A_0'$  และ  $A_0''$  จะได้ดังนี้

$$A_0 = 6,120,931 - \frac{(1-0.0973)(-124,663)}{0.0973} + \frac{(1-0.0973)(2-0.0973)(1,308)}{2(0.0973)^2}$$

$$= 7,145,922.68$$

$$A_0' = 6,120,931 - \frac{2(1-0.0973)(-124,663)}{0.0973} + \frac{2(1-0.0973)(2-0.0973)(1,308)}{2(0.0973)^2}$$

$$= 8,783,505.16$$

$$A_0'' = 6,120,931 - \frac{3(1-0.0973)(-124,663)}{0.0973} + \frac{3(1-0.0973)(2-0.0973)(1,308)}{2(0.0973)^2}$$

$$= 10,283,617.19$$

เมื่อได้  $A_0, A_0'$  และ  $A_0''$  แล้วทำการหา  $A_t, A_t'$  และ  $A_t''$  สำหรับค่า  $t$  ต่อๆไปโดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล จำนวนทั้งหมด 120 ค่า และใช้คำสั่ง Solver ใน Microsoft Excel คำนวณหาค่า  $\alpha$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE มีค่าต่ำที่สุดคือ  $\alpha = 0.0973$  ทำให้ได้ค่า  $MSE = 2.23335 \times 10^{12}$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.9 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{Y}_{t+1}$ ,  $A_t$ ,  $A'_t$  และ  $A''_t$  ของปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล ตั้งแต่  $t = 109, 110, \dots, 120$

$t$	$Y_t$	$A_t$	$A'_t$	$A''_t$	$\hat{Y}_{t+1}$
109	177,713	387,819.93	454,110.97	590,550.38	400,470.55
110	643,600	412,710.53	450,082.19	576,881.07	481,057.65
111	213,800	393,354.05	444,561.83	564,004.76	420,365.96
112	159,480	370,595.18	437,363.95	551,681.02	354,981.12
113	152,760	349,397.10	428,803.68	539,723.52	300,104.19
114	271,880	341,853.72	420,342.36	528,106.24	290,831.13
115	290,960	336,901.12	412,222.49	516,829.31	289,399.80
116	215,440	325,081.44	403,742.57	505,824.55	266,683.09
117	228,000	315,634.20	395,168.53	495,056.34	252,504.18
118	225,880	306,899.99	386,578.90	484,500.13	241,018.95
119	253,000	301,654.85	378,314.73	474,166.96	240,284.21
120	252,641	<b>296,885.19</b>	<b>370,390.61</b>	<b>464,068.23</b>	240,211.53

จากตารางที่ 4.9 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ในเทอมของ  $A_t$ ,  $A'_t$  และ  $A''_t$  ได้ดังนี้

$$\begin{aligned} \hat{Y}_{120+p}(120) = & \left( 6(1-0.0973)^2 + (6-5(0.0973)0.0973)p + (0.0973)^2 p^2 \right) \left( \frac{296,885.19}{2(1-0.0973)^2} \right) \\ & - \left( 6(1-0.0973)^2 + 2(5-4(0.0973)0.0973)p + 2(0.0973)^2 p^2 \right) \left( \frac{370,390.61}{2(1-0.0973)^2} \right) \\ & + \left( 2(1-0.0973)^2 + (4-3(0.0973)0.0973)p + (0.0973)^2 p^2 \right) \left( \frac{464,068.23}{2(1-0.0973)^2} \right) \end{aligned}$$

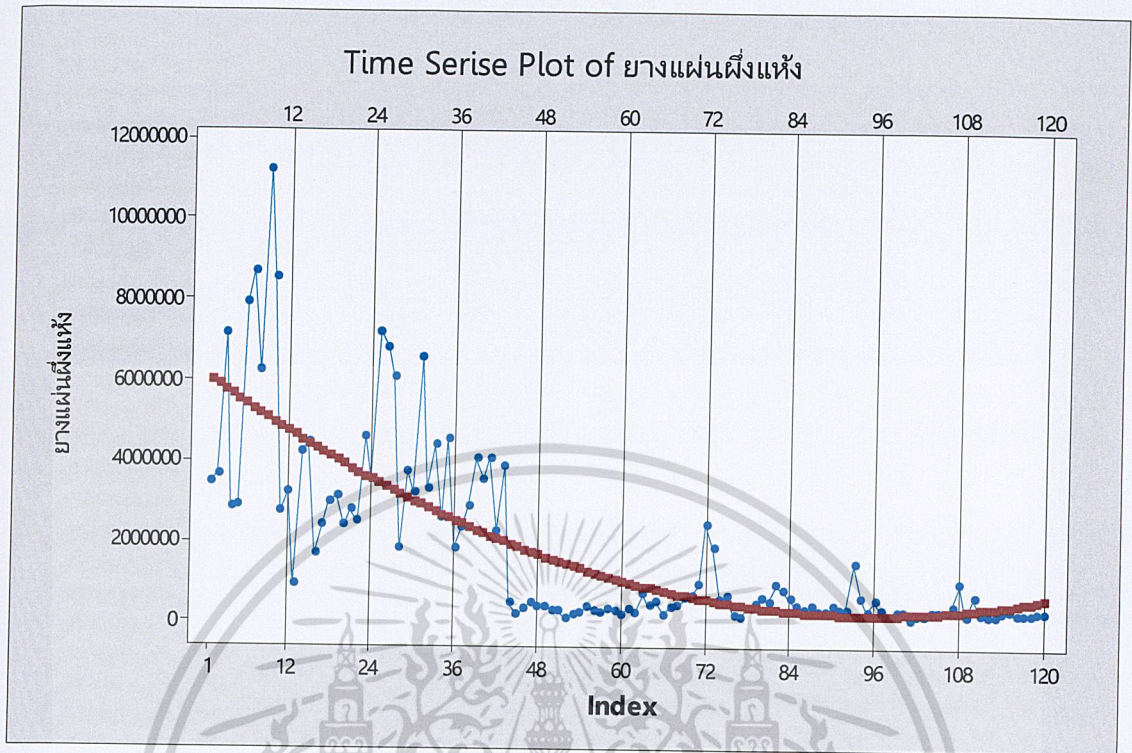
$$\hat{Y}_{120+p}(120) = 243,551.97 - 40,192.54p + 117.18p^2$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $p$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

สำหรับ  $p = 1, 2, \dots$  เมื่อ  $p$  คือหน่วยเวลาที่พยากรณ์ล่วงหน้า

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

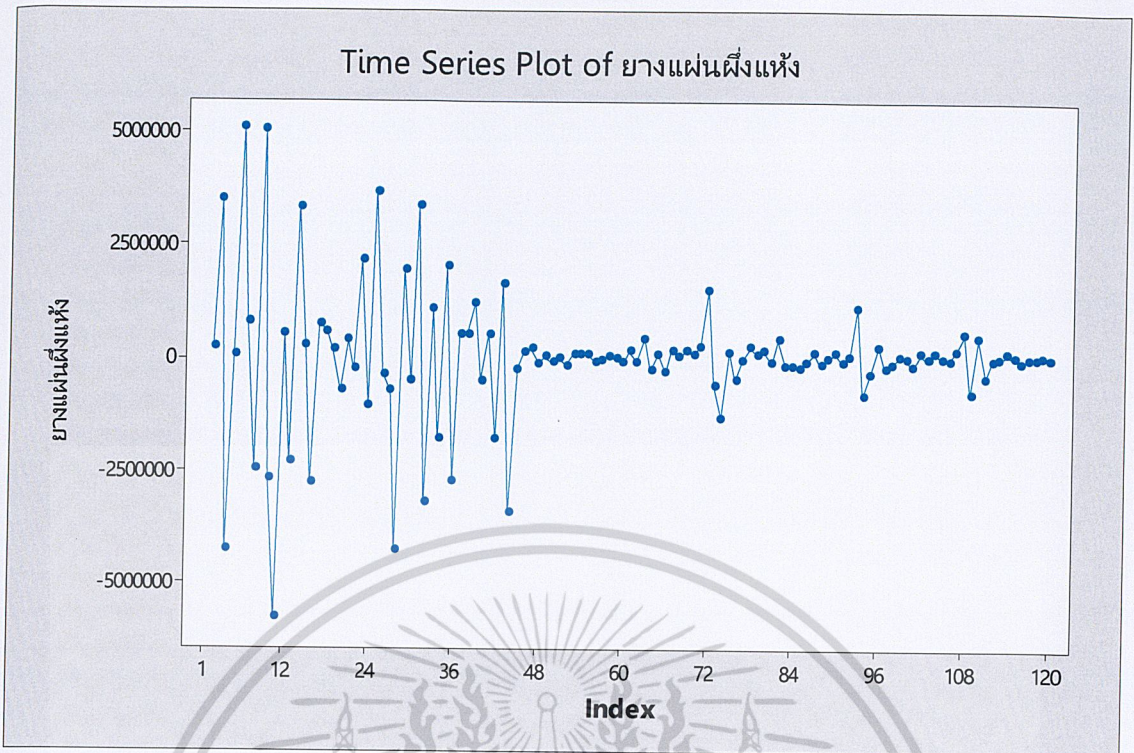
#### 4.2.3 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งโดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์



รูปที่ 4.14 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง

จากรูปที่ 4.14 พบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งไม่เป็นสเตชันนารี เนื่องจากอนุกรมเวลามีแนวโน้ม ดังนั้นต้องทำให้อนุกรมเวลาเป็นสเตชันนารีก่อน โดยการหาผลต่างของอนุกรมเวลา 1 ครั้ง ดังรูปที่ 4.15

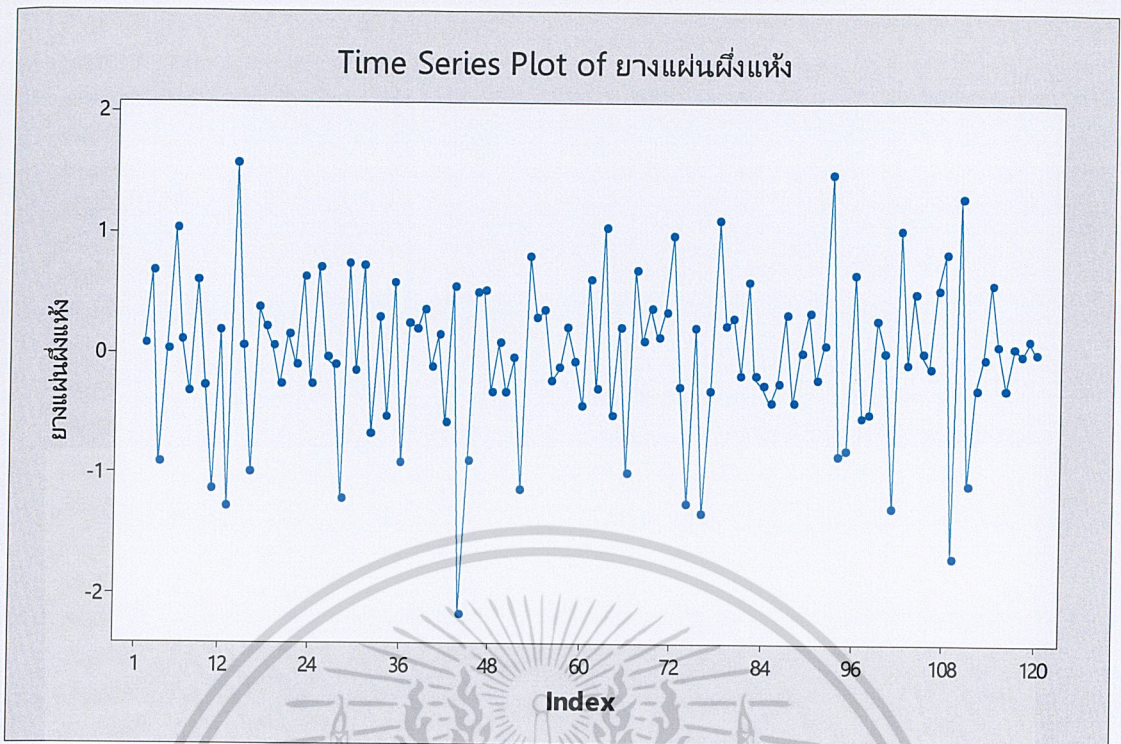
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.15 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง

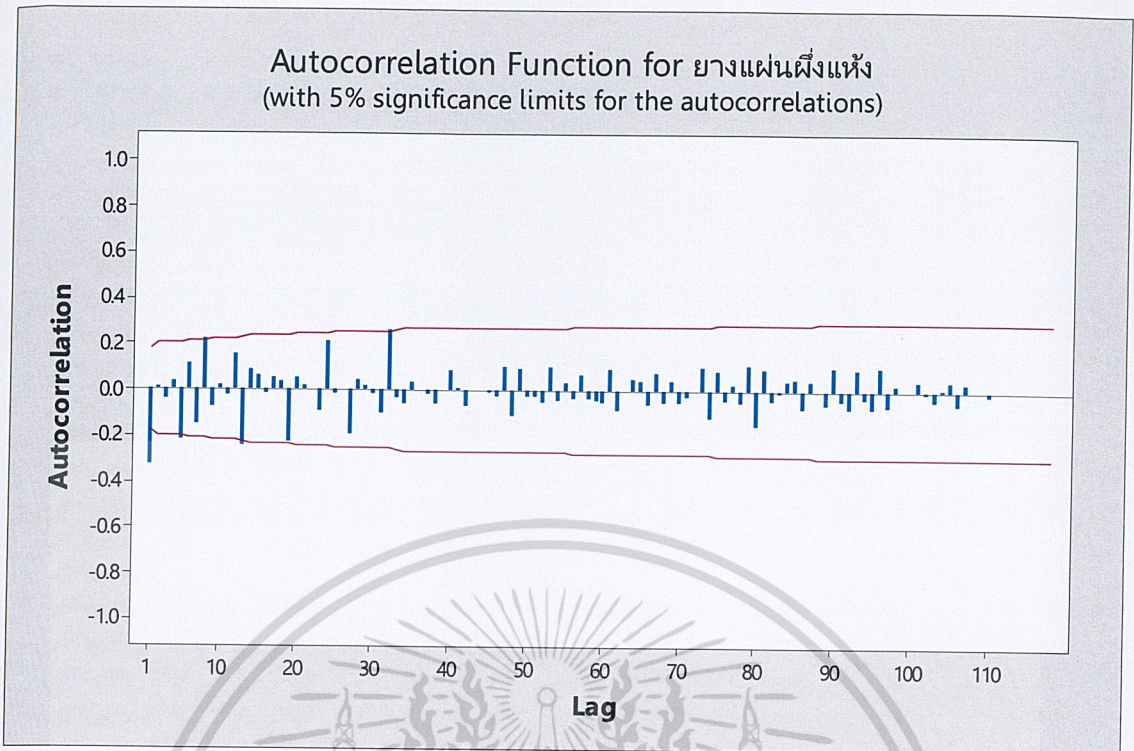
จากรูปที่ 4.15 พบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง ยังไม่เป็นสเตชันนารี เนื่องจากอนุกรมเวลามีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงนำอนุกรมเวลาไปทำการแปลงด้วยลอการิทึมฐาน  $e$  แล้วนำไปขจัดแนวโน้มด้วยการหาผลต่าง 1 ครั้ง เพื่อทำให้ความแปรปรวนคงที่ ดังรูปที่ 4.16

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

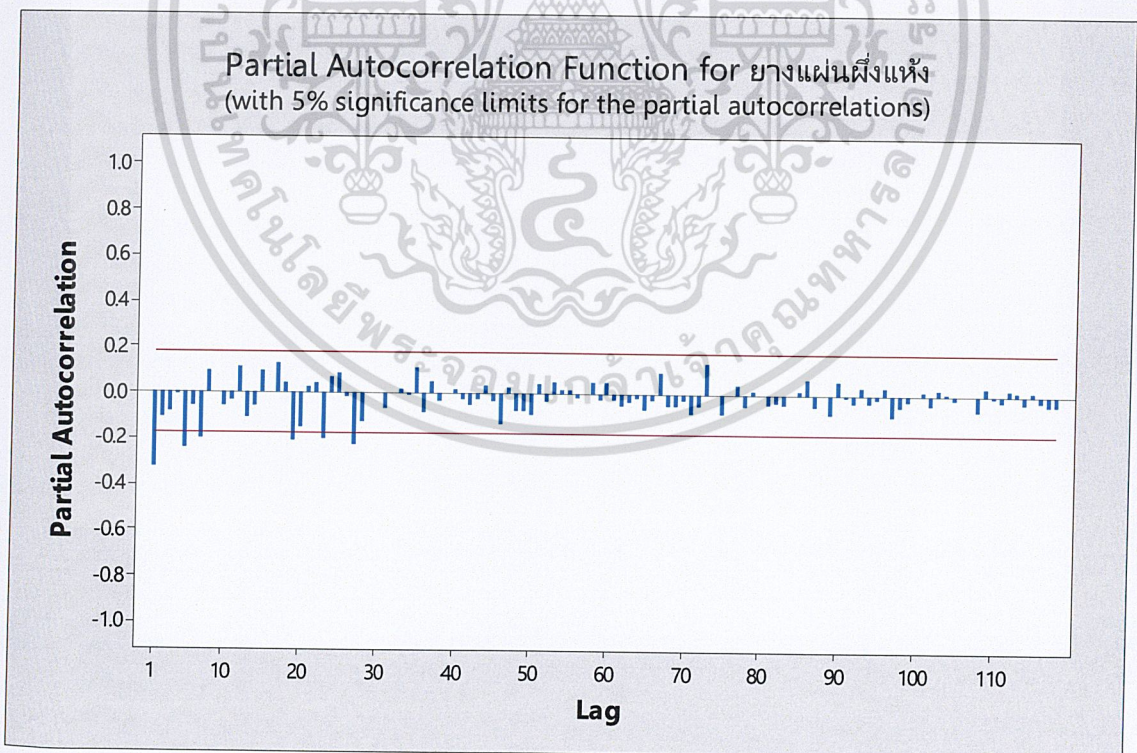


รูปที่ 4.16 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางแผ่นผึ่งแห้งที่แปลงด้วยลอการิทึมฐาน  $e$  แล้วทำการหาผลต่าง 1 ครั้ง

จากรูปที่ 4.16 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่แปลงด้วยลอการิทึมฐาน  $e$  แล้วทำการหาผลต่าง 1 ครั้งของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางแผ่นผึ่งแห้งมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นอนุกรมเวลา ชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่สเตรชันนารีแล้ว จึงนำอนุกรมเวลาที่สเตรชันนารีไปพล็อตคอเรลโแกรมของ *Autocorrelation Function (ACF)* และ *Partial-Autocorrelation Function (PACF)* เพื่อหาตัวแบบ ดังรูปที่ 4.17 และ รูปที่ 4.18



รูปที่ 4.17 คอเรลโรแกรม ACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งที่แปลงด้วยลอการิทึมฐาน  $e$  แล้วทำการหาผลต่าง 1 ครั้ง



รูปที่ 4.18 คอเรลโรแกรม PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งที่แปลงด้วย

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับใช้เฉพาะในเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.17 จะเห็นได้ว่า ACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว และรูปที่ 4.18 PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็วเช่นเดียวกัน โดย lag ที่เกินมีหลาย lag แต่ในโปรแกรม Minitab สามารถลองตัวแบบได้ไม่เกิน 5 จึงลองตัวแบบ  $ARIMA(4,1,4)$

ตารางที่ 4.10 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ  $ARIMA(4,1,4)$  ร่วมกับค่าคงที่ของปริมาณการส่งออกยางแผ่นผึ่งแห้ง

Statistics	Coef	SE Coef	T	P-Value
$\hat{\theta}_0$	-0.0285	0.0099	-2.89	0.005
$\hat{\phi}_1$	-0.1430	0.1140	-1.26	0.210
$\hat{\phi}_2$	-0.1507	0.0963	-1.57	0.120
$\hat{\phi}_3$	-0.3480	0.1010	-3.46	0.001
$\hat{\phi}_4$	0.5847	0.0921	6.35	0.000
$\hat{\theta}_1$	0.3139	0.0830	3.78	0.000
$\hat{\theta}_2$	-0.1316	0.0796	-1.65	0.101
$\hat{\theta}_3$	-0.2508	0.0971	-2.58	0.011
$\hat{\theta}_4$	0.8818	0.0553	15.94	0.000

สมมติฐานการทดสอบ

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.10 พบว่า  $p\text{-value} = 0.210 > \alpha = 0.05$  จึงยอมรับ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

สรุปว่า ค่าพารามิเตอร์  $\phi_1$  ในตัวแบบมีค่าเท่ากับ 0 นั่นคือพารามิเตอร์  $\phi_1$  ไม่ควรมีในตัวแบบ

เนื่องจากตัวแบบ  $ARIMA(4,1,4)$  ร่วมกับค่าคงที่ ไม่ใช่ตัวแบบที่เหมาะสม จึงลองตัวแบบ  $ARIMA(3,1,4)$  ร่วมกับค่าคงที่ แต่เนื่องจากตัวแบบ  $ARIMA(3,1,4)$  ร่วมกับค่าคงที่ ไม่สามารถหาได้จึงลองตัวแบบ  $ARIMA(3,1,4)$

ตารางที่ 4.11 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ  $ARIMA(3,1,4)$  ของปริมาณการส่งออกยางแผ่นผึ่งแห้ง

Statistics	Coef	SE Coef	T	P-Value
$\hat{\phi}_1$	1.3402	0.0944	14.20	0.000
$\hat{\phi}_2$	-0.9900	0.1300	-7.61	0.000
$\hat{\phi}_3$	0.0439	0.0989	0.44	0.658
$\hat{\theta}_1$	1.7954	0.0031	574.78	0.000
$\hat{\theta}_2$	-1.5991	0.0001	-15510.89	0.000
$\hat{\theta}_3$	0.4539	0.0208	21.87	0.000
$\hat{\theta}_4$	0.0824	0.0320	2.57	0.011

สมมติฐานการทดสอบ

$$H_0 : \phi_3 = 0$$

$$H_1 : \phi_3 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.11 พบว่า  $p\text{-value} = 0.658 > \alpha = 0.05$  จึงยอมรับ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 สรุปว่า ค่าพารามิเตอร์  $\phi_3$  ในตัวแบบมีค่าเท่ากับ 0 นั่นคือพารามิเตอร์  $\phi_3$  ไม่ควรมีในตัวแบบ

เนื่องจากตัวแบบ  $ARIMA(3,1,4)$  ไม่ใช่ตัวแบบที่เหมาะสม จึงลองตัวแบบ  $ARIMA(2,1,4)$

ตารางที่ 4.12 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ  $ARIMA(2,1,4)$  ของปริมาณการส่งออกยางแผ่นผึ่งแห้ง

Statistics	Coef	SE Coef	T	p-value
$\hat{\phi}_1$	1.2991	0.0451	28.82	0.000
$\hat{\phi}_2$	-0.9278	0.0460	-20.15	0.000
$\hat{\theta}_1$	1.7626	0.0037	473.58	0.000
$\hat{\theta}_2$	-1.5303	0.0004	-4024.01	0.000
$\hat{\theta}_3$	0.3890	0.0248	15.68	0.000
$\hat{\theta}_4$	0.1006	0.0292	3.45	0.001

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สมมติฐานการทดสอบ

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.12 พบว่า  $p\text{-value} = 0.000 < \alpha = 0.05$  จึงปฏิเสธ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่า ค่าพารามิเตอร์  $\phi_1$  ในตัวแบบมีค่าไม่เท่ากับ 0 นั่นคือพารามิเตอร์  $\phi_1$  ควรมีในตัวแบบในการทำงานเดียวกับ  $\phi_2, \theta_1, \theta_2, \theta_3$  และ  $\theta_4$  ดังนั้นตัวแบบ  $ARIMA(2,1,4)$  เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

**ตารางที่ 4.13** การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ  $ARIMA(2,1,4)$  ของปริมาณการส่งออกยางแผ่นผึ่งแห้ง

Modified Box-Pierce (Box-Ljung) Chi-Square Statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-square	11.82	27.53	41.57	47.20
DF	6	18	30	42
p-value	0.066	0.070	0.078	0.268

สมมติฐานการทดสอบ

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \rho_2(e_t) = \rho_3(e_t) = \dots = \rho_{12}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ อย่างน้อย 1 ค่า ไม่เท่ากับ 0 สำหรับ } k = 1, 2, 3, \dots, 12$$

จากตารางที่ 4.13 พบว่า  $p\text{-value} = 0.066 > \alpha = 0.05$  จึงยอมรับ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกัน และในการทำงานเดียวกับ lag ที่ 24, 36 และ 48 แสดงว่าตัวแบบ  $ARIMA(2,1,4)$  เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

นอกจากตัวแบบ  $ARIMA(2,1,4)$  ยังมีตัวแบบ  $ARIMA(3,1,5)$  ที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสม

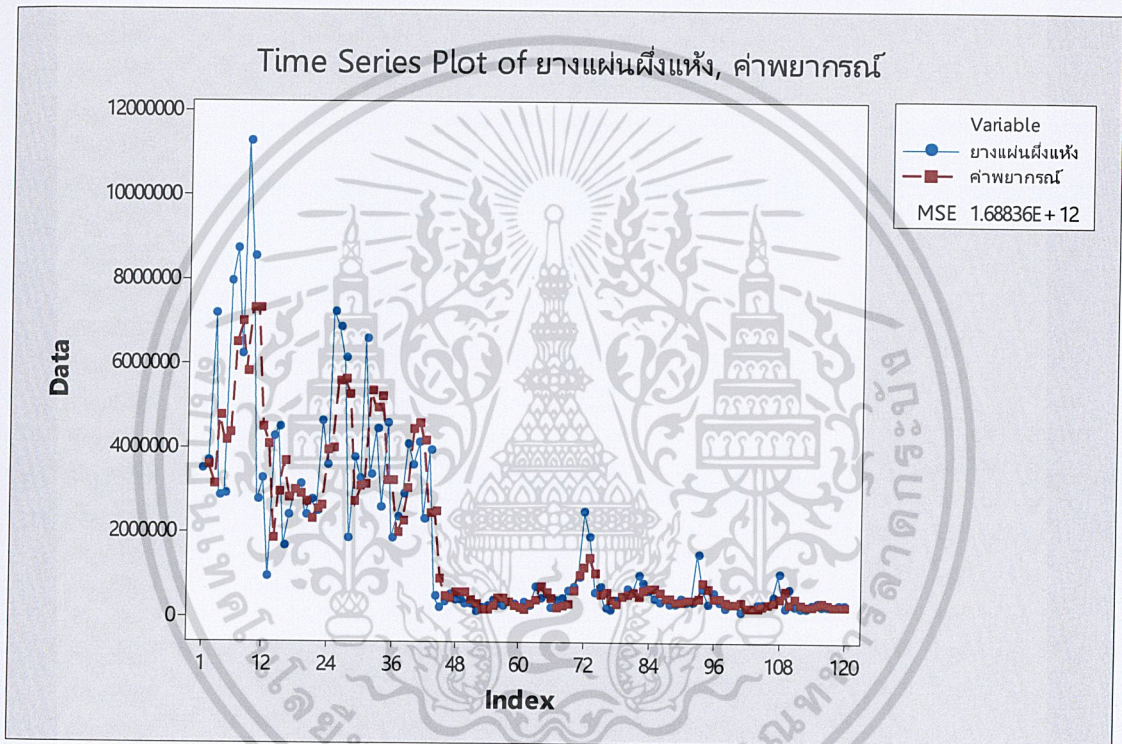
ในปัญหาพิเศษนี้จะใช้เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบ AIC เพื่อเปรียบเทียบตัวแบบที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสมมากกว่า 1 ตัวแบบ โดยตัวแบบที่เหมาะสมของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งคือตัวแบบที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุด

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.14 ค่า AIC ของตัวแบบปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง

ตัวแบบ	AIC
$ARIMA(2,1,4)$	1481.2958
$ARIMA(3,1,5)$	1482.9571

เนื่องจากตัวแบบ  $ARIMA(2,1,4)$  มีค่า AIC เท่ากับ 1481.2958 ซึ่งมีค่าต่ำที่สุด ดังนั้นตัวแบบอนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง คือ  $ARIMA(2,1,4)$  ซึ่งมีค่า MSE เท่ากับ  $1.68836 \times 10^{12}$  ดังรูปที่ 4.19



รูปที่ 4.19 อนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งและค่าพยากรณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

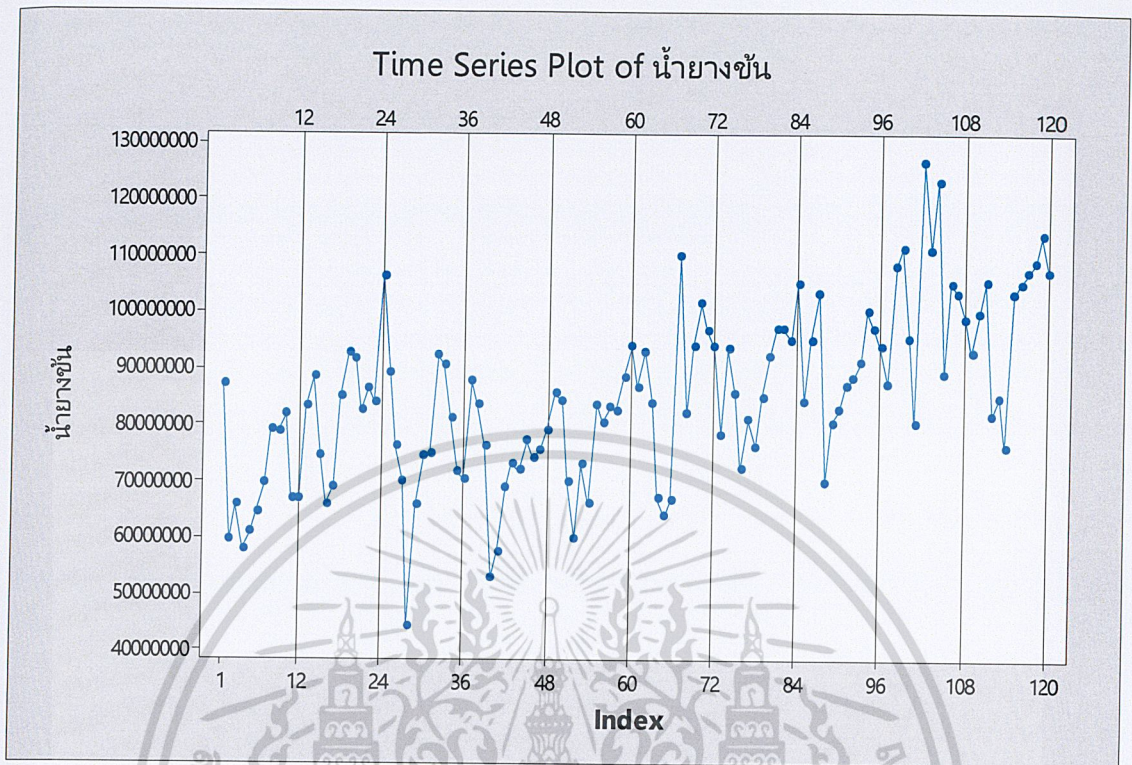
ตารางที่ 4.15 ผลการเปรียบเทียบค่า  $MSE$  ของการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง

วิธีพยากรณ์	$MSE$
1. วิธีแยกส่วนประกอบ $\hat{Y}_t = 6,120,931 - 124,663t + 654t^2$	$2.02472 \times 10^{12}$
2. วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทรูปเปิ้ล $\hat{Y}_{120+p}(120) = 243,551.97 - 40,192.54p + 117.18p^2$	$2.23335 \times 10^{12}$
3. วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ $ARIMA(2,1,4)$ $\hat{Y}_{t+1} = \exp\left\{\left(1 + \hat{\phi}_1\right)Y'_t + \left(\hat{\phi}_2 - \hat{\phi}_1\right)Y'_{t-1} - \hat{\phi}_2Y'_{t-3} - \hat{\theta}_1e'_t - \hat{\theta}_2e'_{t-1} - \hat{\theta}_3e'_{t-2} - \hat{\theta}_4e'_{t-3}\right\}$ โดยที่ $Y'_t = \ln(Y_t)$ และ $e'_t = \ln(Y_t) - \ln(\hat{Y}_t)$	$1.68836 \times 10^{12}$

จากตารางที่ 4.15 พบว่าวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์มีค่า  $MSE$  ต่ำที่สุด เท่ากับ  $1.68836 \times 10^{12}$  ดังนั้นวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ จึงเป็นวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

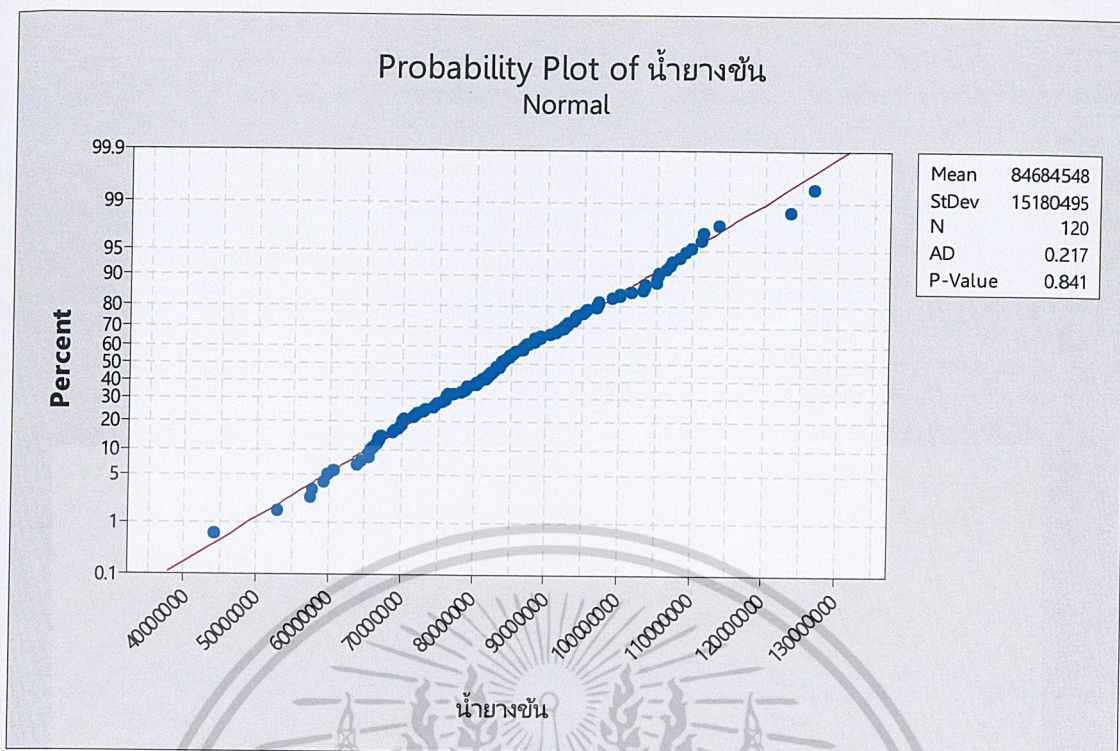
### 4.3 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น



รูปที่ 4.20 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น

จากรูปที่ 4.20 พบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นมีปริมาณเพิ่มขึ้น แสดงว่าอนุกรมเวลามีแนวโน้มเข้ามาเกี่ยวข้องและเมื่อพิจารณาทุกๆช่วงเวลา พบว่ามีอิทธิพลของฤดูกาลไม่ชัดเจน เราจึงทำการทดสอบว่าปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นมีการแจกแจงปกติหรือไม่ โดยใช้การทดสอบ *Anderson-Darling*

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.21 การทดสอบการแจกแจงปกติของปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น

โดยใช้การทดสอบ Anderson-Darling

โดยการตั้งสมมติฐานการทดสอบ คือ

$H_0$  : อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นมีการแจกแจงปกติ

$H_1$  : อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นไม่มีการแจกแจงปกติ

จะได้  $p$ -value มีค่ามากกว่า  $0.841 > 0.05$  จึงยอมรับ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ  $0.05$

นั่นคือ อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นมีการแจกแจงปกติ

เนื่องจาก ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นมีการแจกแจงปกติ จึงเลือกการทดสอบอทิพิลของฤดูกาลแบบใช้พารามิเตอร์ คือการทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง เนื่องจากอนุกรมเวลามีแนวโน้ม เราจึงทำการขจัดแนวโน้มออกก่อนด้วยวิธีเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบ *centered 12 month* เพื่อหาค่า  $r_{12}$

โดยการตั้งสมมติฐานการทดสอบ คือ

$H_0 : \rho_{12} = 0$

$H_1 : \rho_{12} > 0$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตัวสถิติทดสอบ คือ

$$r_{12} = \begin{cases} 0.4017 & \text{สำหรับรูปแบบบวก} \\ 0.4346 & \text{สำหรับรูปแบบคูณ} \end{cases}$$

เนื่องจาก  $r_{12} \geq \frac{Z_{0.05}}{\sqrt{108}} = \frac{1.645}{\sqrt{108}} = 0.1583$  จึงปฏิเสธ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

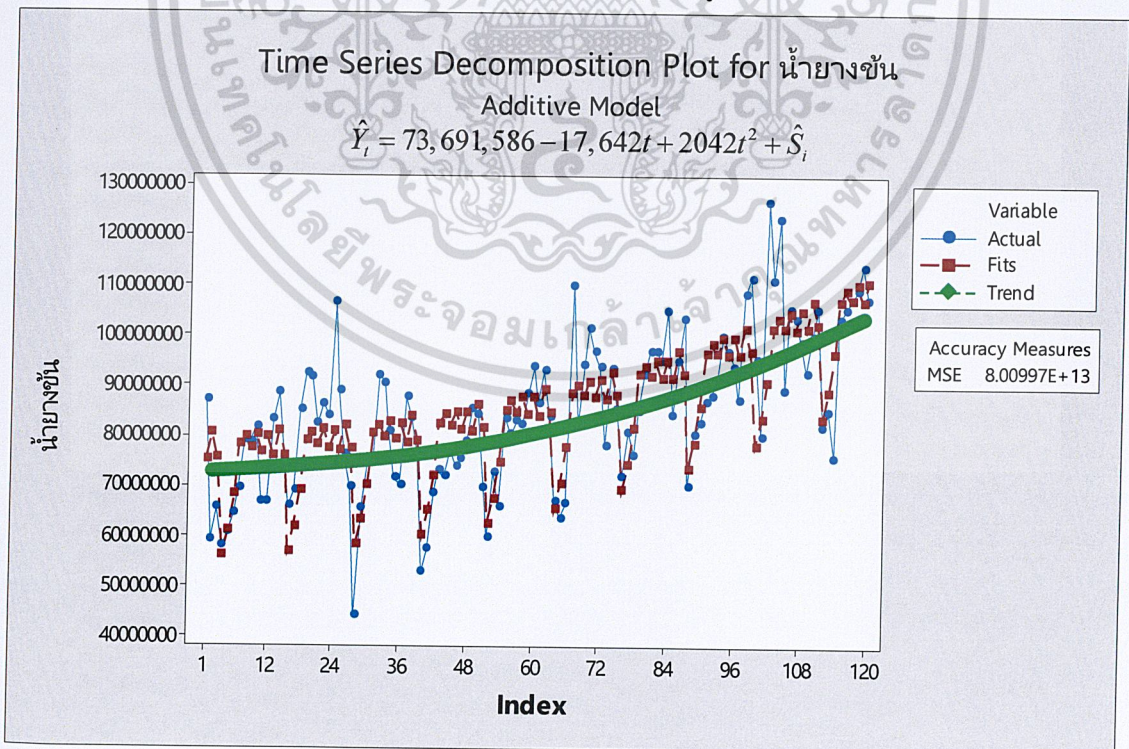
ดังนั้น อนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

#### 4.3.1 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น โดยวิธีแยกส่วนประกอบ

นำข้อมูลปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึง เดือน ธันวาคม พ.ศ. 2560 รวมทั้งสิ้น 120 เดือน มาทำการวิเคราะห์แยกส่วนประกอบโดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวกและวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ

##### 4.3.1.1 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก

ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น ซึ่งมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก จะได้ดังรูปที่ 4.22



รูปที่ 4.22 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น มิใช่ผู้จัดทำหรือใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งยังมีเนื้อหาที่เปลี่ยนแปลงไปเรื่อยๆ และไม่มีประกันการคืนเงินหากเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น ซึ่งมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก จะได้ค่า  $MSE = 8.00997 \times 10^{13}$  และมีสมการพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 73,691,586 - 17,642t + 2,042t^2 + \hat{S}_t$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $t$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

โดย  $t$  อยู่ในฤดูกาลที่  $i, i = 1, 2, \dots, 12$

โดยที่	$\hat{S}_1 = 1,493,502.39,$	$\hat{S}_2 = 6,497,063.85,$	$\hat{S}_3 = 1,557,906.94,$
	$\hat{S}_4 = -17,686,538.20,$	$\hat{S}_5 = -12,900,107.98,$	$\hat{S}_6 = -5,886,148.80,$
	$\hat{S}_7 = 4,251,900.55,$	$\hat{S}_8 = 5,687,212.43,$	$\hat{S}_9 = 3,321,178.93,$
	$\hat{S}_{10} = 5,984,184.04,$	$\hat{S}_{11} = 2,268,015.65,$	$\hat{S}_{12} = 5,411,830.20$

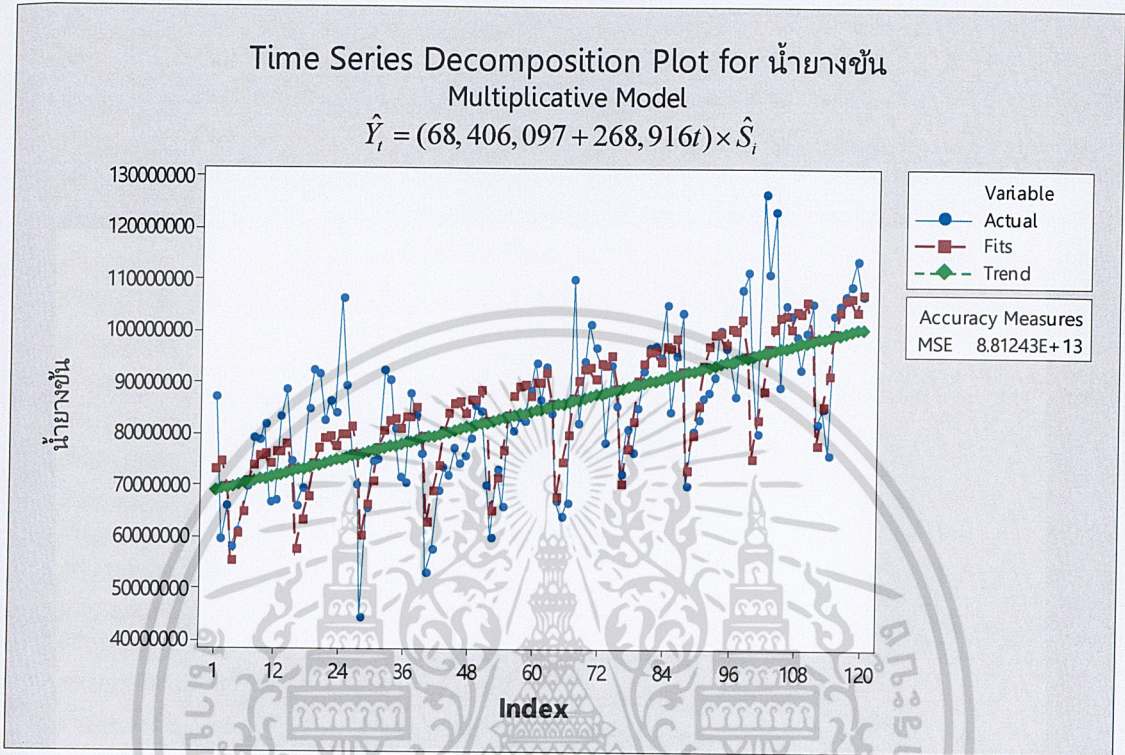
ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1 = 1,493,502.39$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 1,493,502.39 กิโลกรัม ในทำนองเดียวกับเดือนที่ 2, 3, 7, 8, 9, 10, 11 และ 12 มีปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นสูงกว่าปกติ 6,497,063.85, 1,557,906.94, 4,251,900.55, 5,687,212.43, 3,321,178.93, 5,984,184.04, 2,268,015.65 และ 5,411,830.20 กิโลกรัม ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4 = -17,686,538.20$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 17,686,538.20 กิโลกรัม ในทำนองเดียวกับเดือนที่ 5 และ 6 มีปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นต่ำกว่าปกติ 12,900,107.98 และ 5,886,148.80 กิโลกรัม ตามลำดับ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.3.1.2 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ

ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น ซึ่งมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ จะได้ดังรูปที่ 4.23



รูปที่ 4.23 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ

ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น ซึ่งมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ จะได้ค่า  $MSE = 8.81243 \times 10^{13}$  และมีสมการพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_i = (68,406,097 + 268,916t) \times \hat{S}_i$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 , t มีหน่วยเป็นรายเดือน)

โดย t อยู่ในฤดูกาลที่  $i, i = 1, 2, \dots, 12$

โดยที่	$\hat{S}_1 = 1.0594,$	$\hat{S}_2 = 1.0792,$	$\hat{S}_3 = 1.0036,$	$\hat{S}_4 = 0.7896,$
	$\hat{S}_5 = 0.8648,$	$\hat{S}_6 = 0.9232,$	$\hat{S}_7 = 1.0054,$	$\hat{S}_8 = 1.0436,$
	$\hat{S}_9 = 1.0637,$	$\hat{S}_{10} = 1.0652,$	$\hat{S}_{11} = 1.0365,$	$\hat{S}_{12} = 1.0659$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1 = 1.0594$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 5.94% ในทำนองเดียวกับเดือนที่ 2, 3, 7, 8, 9, 10, 11 และ 12 มีปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นสูงกว่าปกติ 7.92%, 0.36%, 0.54%, 4.36%, 6.37%, 6.52%, 3.65% และ 6.59% ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4 = 0.7896$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 21.04% ในทำนองเดียวกับเดือนที่ 5 และ 6 มีปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นต่ำกว่าปกติ 13.52% และ 7.68% ตามลำดับ

#### 4.3.2 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์

##### 4.3.2.1 การวิเคราะห์ท่อนุกรมเวลา โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก

ตารางที่ 4.16 แสดงจำนวนค่าสังเกตในการหาค่าเริ่มต้น พร้อมทั้ง  $\alpha, \gamma, \delta$  และ  $MSE$

ค่าสังเกต	$\alpha$	$\gamma$	$\delta$	$MSE$
24	0.3172	0.0185	0.3366	$1.13720 \times 10^{14}$
36	<b>0.1646</b>	0	<b>0.2515</b>	<b><math>9.82944 \times 10^{13}</math></b>
48	0.1081	0.0182	0.2529	$1.15674 \times 10^{14}$
60	0.0757	0.0318	0.1867	$1.26457 \times 10^{14}$

จากตารางที่ 4.16 พบว่าค่าเริ่มต้นจากค่าสังเกต 36 เดือนแรกที่ทำให้  $MSE$  น้อยที่สุด คือ  $MSE = 9.82944 \times 10^{13}$  จะได้  $\alpha = 0.1646$  ,  $\gamma = 0$  และ  $\delta = 0.2515$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.17 แสดงผลการวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_i(t)$  ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของปริมาณการส่งออกของน้ำ ยางชั้นเฉพาะ  $t = 109, 110, \dots, 120$  โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวิน เทอร์รูปแบบบวก เมื่อกำหนดให้  $\alpha = 0.1646$  ,  $\gamma = 0$  และ  $\delta = 0.2515$

$t$	$Y_t$	$\hat{T}_i(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{i+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{T}_{i+1}(t)$	$e_t$
109	92,698,110	99,331,345.88	189,311	99,520,656.88	-907,905.23	108,748,052.13	-9,156,373.16
110	99,911,713	98,066,503.47	189,311	98,255,814.47	7,370,428.13	102,550,760.23	-8,836,339.13
111	105,386,352	98,722,454.04	189,311	98,911,765.04	4,890,848.72	82,687,684.88	2,835,591.77
112	81,823,644	98,769,574.03	189,311	98,958,885.03	-16,405,659.37	85,273,219.27	-864,040.88
113	84,929,571	98,902,332.50	189,311	99,091,643.50	-13,757,883.85	98,374,674.79	-343,648.27
114	75,940,097	95,399,694.00	189,311	95,589,005.00	-5,431,621.77	99,793,644.69	-22,434,577.79
115	103,306,374	96,167,077.80	189,311	96,356,388.80	4,942,843.91	102,011,443.52	3,512,729.31
116	105,134,282	96,870,299.16	189,311	97,059,610.16	6,311,322.92	96,905,400.96	3,122,838.48
117	107,038,156	98,727,108.44	189,311	98,916,419.44	1,975,201.26	105,628,924.84	10,132,755.04
118	108,979,324	99,467,778.36	189,311	99,657,089.36	7,416,595.74	103,088,810.46	3,350,399.16
119	113,680,692	101,400,143.86	189,311	101,589,454.86	5,657,617.53	107,440,969.92	10,591,881.54
120	107,015,090	101,519,369.87	189,311	101,708,680.87	5,762,015.89	100,800,775.64	-425,879.92

จากตารางที่ 4.17 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}^{(120)} = (101,519,369.87 + 189,311p) + \hat{S}_i(120) \text{ สำหรับ } p = 1, 2, \dots$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $p$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

โดย  $p$  อยู่ในฤดูกาลที่  $i, i = 1, 2, \dots, 12$

โดยที่

$$\begin{aligned} \hat{S}_1 &= -907,905.23, & \hat{S}_2 &= 7,370,428.13, & \hat{S}_3 &= 4,890,848.72, \\ \hat{S}_4 &= -16,405,659.37, & \hat{S}_5 &= -13,757,883.85, & \hat{S}_6 &= -5,431,621.77, \\ \hat{S}_7 &= 4,942,843.91, & \hat{S}_8 &= 6,311,322.92, & \hat{S}_9 &= 1,975,201.26, \\ \hat{S}_{10} &= 7,416,595.74, & \hat{S}_{11} &= 5,657,617.53, & \hat{S}_{12} &= 5,762,015.89 \end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 0 จึงทำการแปลงค่าวัดอิทธิพลของ ฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 0 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}^{(120)} = (102,171,353.53 + 841,294.66p) + \hat{S}_i^*(120) \text{ สำหรับ } p = 1, 2, \dots$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $p$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับใช้ภายในเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยที่	$\hat{S}_1^* = -1,559,888.89,$	$\hat{S}_2^* = 6,718,444.47,$	$\hat{S}_3^* = 4,238,865.07,$
	$\hat{S}_4^* = -17,057,643.02,$	$\hat{S}_5^* = -14,409,867.51,$	$\hat{S}_6^* = -6,083,605.42,$
	$\hat{S}_7^* = 4,290,860.25,$	$\hat{S}_8^* = 5,659,339.26,$	$\hat{S}_9^* = 1,323,217.60,$
	$\hat{S}_{10}^* = 6,764,612.09,$	$\hat{S}_{11}^* = 5,005,633.88,$	$\hat{S}_{12}^* = 5,110,032.22$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_2^* = 6,718,444.47$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นในเดือนที่ 2 มีค่าสูงกว่าปกติ 6,718,444.47 กิโลกรัม ในทำนองเดียวกับเดือนที่ 3, 7, 8, 9, 10, 11 และ 12 มีปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นสูงกว่าปกติ 4,238,865.07, 4,290,860.25, 5,659,339.26, 1,323,217.60, 6,764,612.09, 5,005,633.88 และ 5,110,032.22 กิโลกรัม ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^* = -1,559,888.89$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นในเดือนที่ 1 มีค่าต่ำกว่าปกติ 1,559,888.89 กิโลกรัม ในทำนองเดียวกับเดือนที่ 4, 5 และ 6 มีปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นต่ำกว่าปกติ 17,057,643.02, 14,409,867.51 และ 6,083,605.42 กิโลกรัม ตามลำดับ

#### 4.3.2.2 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ

ตารางที่ 4.18 แสดงจำนวนค่าสังเกตในการหาค่าเริ่มต้น พร้อมทั้ง  $\alpha, \gamma, \delta$  และ  $MSE$

ค่าสังเกต	$\alpha$	$\gamma$	$\delta$	$MSE$
24	0.2009	0	0.3089	$1.17433 \times 10^{14}$
36	<b>0.1514</b>	<b>0</b>	<b>0.2817</b>	<b><math>1.04270 \times 10^{14}</math></b>
48	0.1211	0	0.2732	$1.16035 \times 10^{14}$
60	0.1256	0	0.2449	$1.35433 \times 10^{14}$

จากตารางที่ 4.18 พบว่าค่าเริ่มต้นจากค่าสังเกต 36 เดือนแรกที่ทำให้  $MSE$  น้อยที่สุด คือ  $MSE = 1.04270 \times 10^{14}$  จะได้  $\alpha = 0.1514$ ,  $\gamma = 0$  และ  $\delta = 0.2817$

ตารางที่ 4.19 แสดงผลวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_i(t)$  ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น เฉพาะ  $t = 109, 110, \dots, 120$  โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์รูป แบบคูณ เมื่อกำหนดให้  $\alpha = 0.1514$  ,  $\gamma = 0$  และ  $\delta = 0.2817$

$t$	$Y_t$	$\hat{T}_i(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{i+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{T}_{i+1}(t)$	$e_t$
109	92,698,110	97,551,007.54	167,968	97,718,975.54	1.0016	110,341,886.52	-8,496,041.07
110	99,911,713	96,152,176.81	167,968	96,320,144.81	1.1032	103,225,924.21	-10,430,173.52
111	105,386,352	96,457,460.24	167,968	96,625,428.24	1.0771	79,890,269.49	2,160,427.79
112	81,823,644	96,811,578.78	167,968	96,979,546.78	0.8316	82,634,545.74	1,933,374.51
113	84,929,571	97,219,466.95	167,968	97,387,434.95	0.8577	96,565,356.23	2,295,025.26
114	75,940,097	94,069,426.52	167,968	94,237,394.52	0.9391	99,334,028.60	-20,625,259.23
115	103,306,374	94,640,125.84	167,968	94,808,093.84	1.0641	101,343,214.43	3,972,345.40
116	105,134,282	95,177,216.25	167,968	95,345,184.25	1.0785	96,463,611.68	3,791,067.57
117	107,038,156	96,760,038.10	167,968	96,928,006.10	1.0379	105,642,973.57	10,574,544.32
118	108,979,324	97,223,608.24	167,968	97,391,576.24	1.0981	102,739,856.13	3,336,350.43
119	113,680,692	98,794,217.22	167,968	98,962,185.22	1.0814	106,894,794.06	10,940,835.87
120	107,015,090	<b>98,811,082.71</b>	<b>167,968</b>	98,979,050.71	<b>1.0804</b>	99,135,114.08	120,295.94

จากตารางที่ 4.19 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (98,811,082.71 + 167,968p) \times \hat{S}_i(120) \text{ สำหรับ } p = 1, 2, \dots$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $p$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

โดย  $p$  อยู่ในฤดูกาลที่  $i, i = 1, 2, \dots, 12$

โดยที่

$$\begin{aligned} \hat{S}_1 &= 1.0016, & \hat{S}_2 &= 1.1032, & \hat{S}_3 &= 1.0771, & \hat{S}_4 &= 0.8316, \\ \hat{S}_5 &= 0.8577, & \hat{S}_6 &= 0.9391, & \hat{S}_7 &= 1.0641, & \hat{S}_8 &= 1.0785, \\ \hat{S}_9 &= 1.0379, & \hat{S}_{10} &= 1.0981, & \hat{S}_{11} &= 1.0814, & \hat{S}_{12} &= 1.0804 \end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัถุติพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 12 จึงทำการแปลงค่าวัถุติพลของ ฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 12 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัถุติพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (100,875,380.72 + 171,477.08p) \times \hat{S}_i^*(120) \text{ สำหรับ } p = 1, 2, \dots$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $p$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

โดย  $p$  อยู่ในฤดูกาลที่  $i, i = 1, 2, \dots, 12$

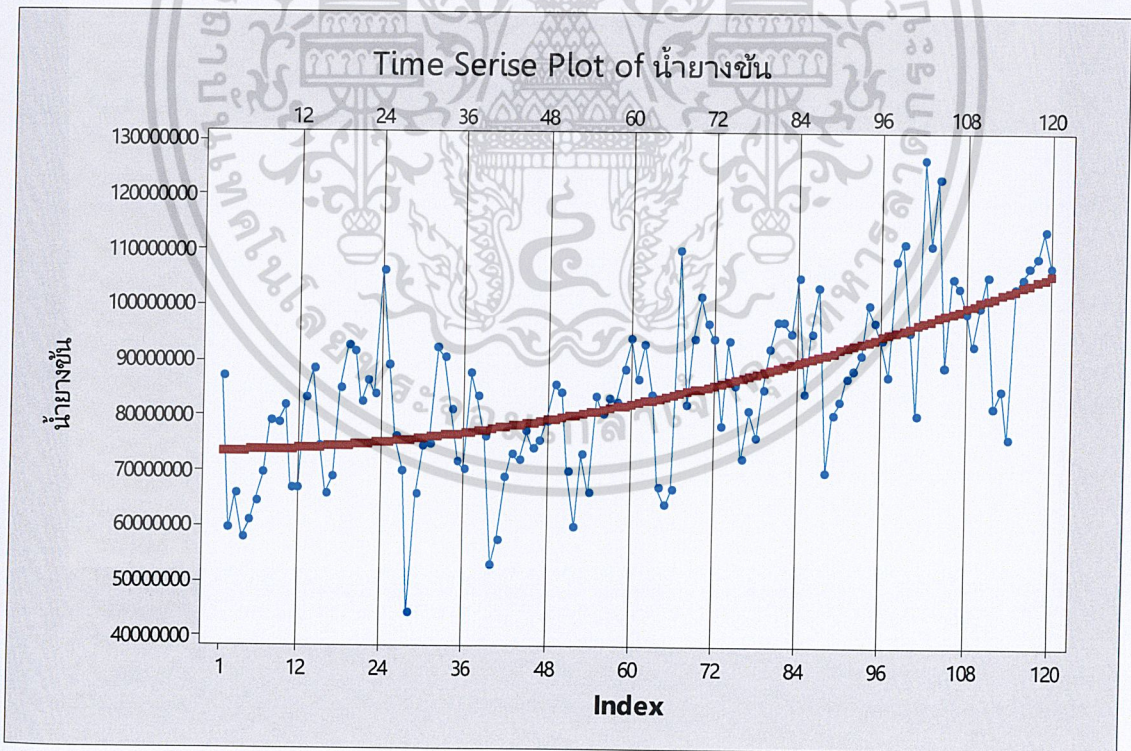
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยที่  $\hat{S}_1^* = 0.9811,$   $\hat{S}_2^* = 1.0807,$   $\hat{S}_3^* = 1.0550,$   $\hat{S}_4^* = 0.8146,$   
 $\hat{S}_5^* = 0.8402,$   $\hat{S}_6^* = 0.9199,$   $\hat{S}_7^* = 1.0423,$   $\hat{S}_8^* = 1.0564,$   
 $\hat{S}_9^* = 1.0166,$   $\hat{S}_{10}^* = 1.0756,$   $\hat{S}_{11}^* = 1.0593,$   $\hat{S}_{12}^* = 1.0583$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_2^* = 1.0807$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของน้ำยาง  
 ชั้นในเดือนที่ 2 มีค่าสูงกว่าปกติ 8.07% ในทำนองเดียวกันเดือนที่ 3, 7, 8, 9, 10, 11 และ 12 มี  
 ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นสูงกว่าปกติ 5.50%, 4.23%, 5.64%, 1.66%, 7.56%, 5.93% และ  
 5.83% ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^* = 0.9811$  หมายความว่า ปริมาณการส่งออกของน้ำยาง  
 ชั้นในเดือนที่ 1 มีค่าต่ำกว่าปกติ 1.89% ในทำนองเดียวกันเดือนที่ 4, 5 และ 6 มีปริมาณการส่งออก  
 ของน้ำยางชั้นต่ำกว่าปกติ 18.54%, 15.98% และ 8.01% ตามลำดับ

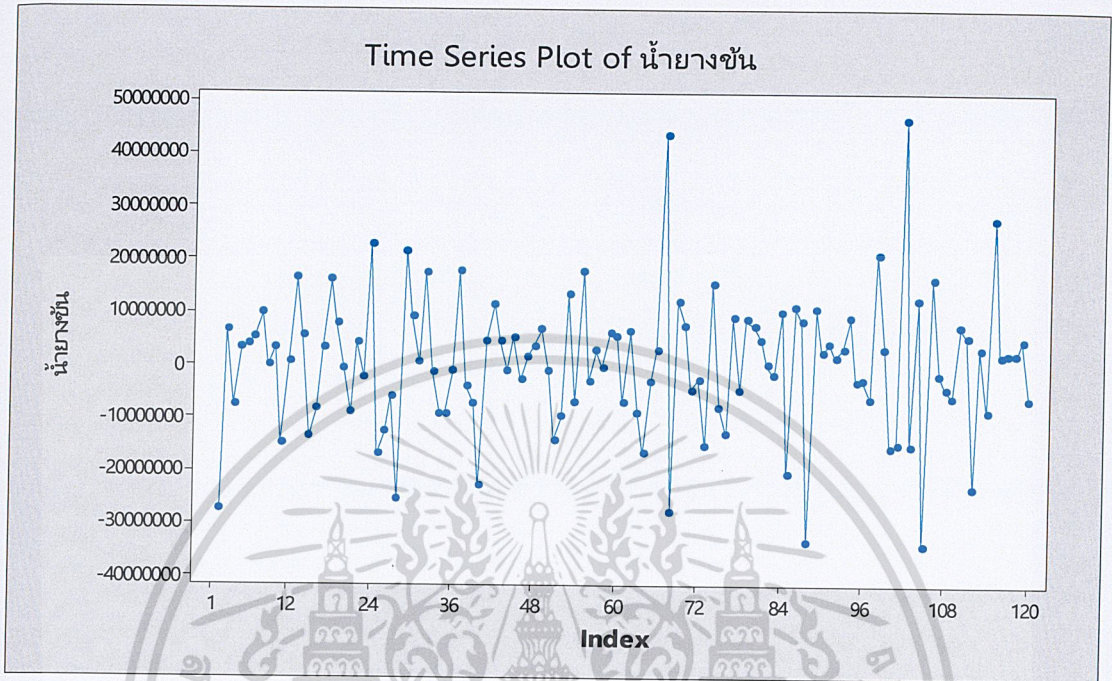
4.3.3 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์



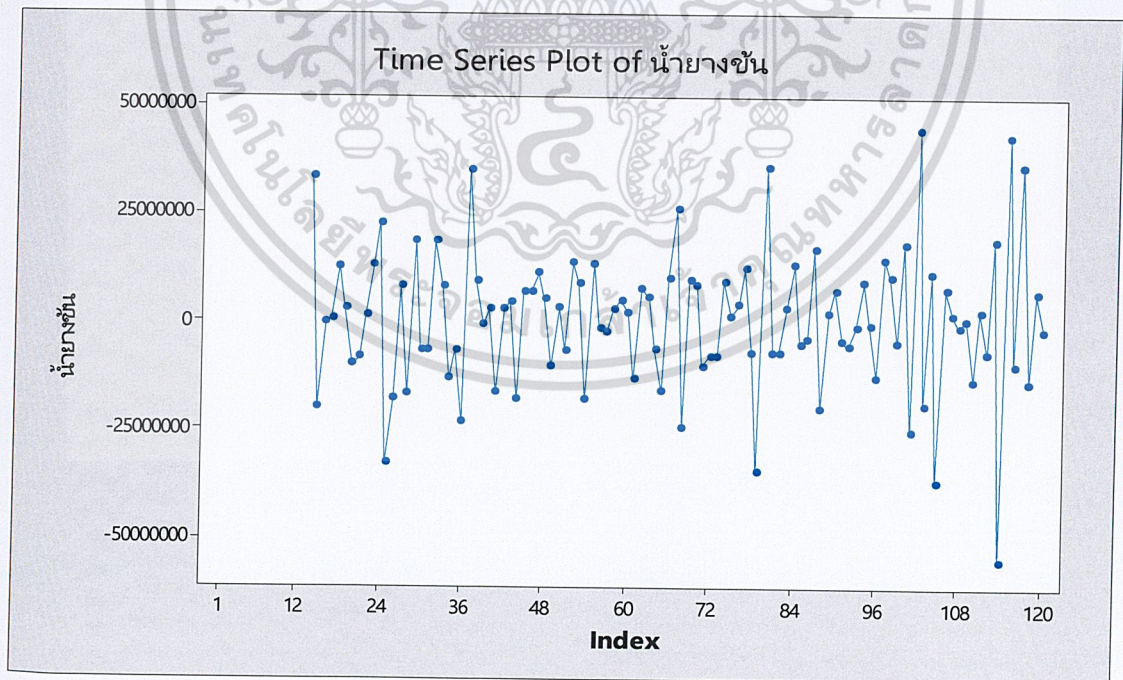
รูปที่ 4.24 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
 ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.24 พบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นไม่เป็นสเตชันนารี เนื่องจากอนุกรมเวลามีแนวโน้ม และมีอิทธิพลของฤดูกาลจากการทดสอบสมมติฐาน ดังนั้นจึงต้องนำไปหาผลต่างและหาผลต่างฤดูกาล ดังรูปที่ 4.25 และรูปที่ 4.26



รูปที่ 4.25 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง

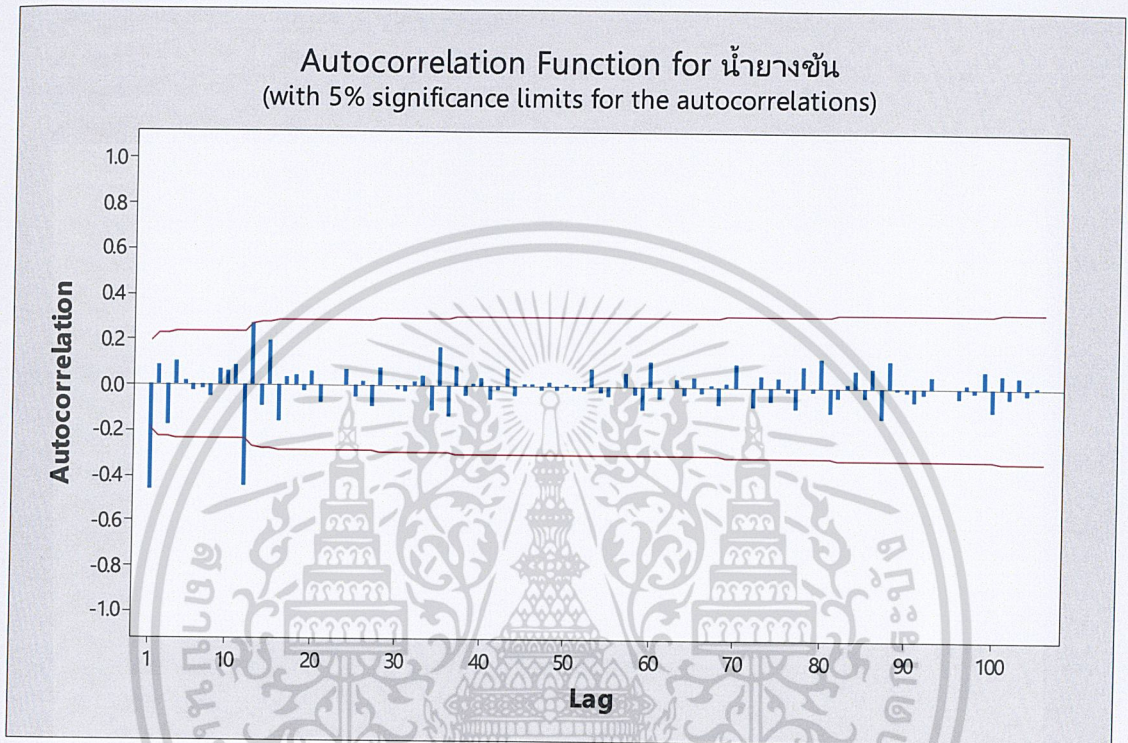


รูปที่ 4.26 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น

ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้งและการหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง

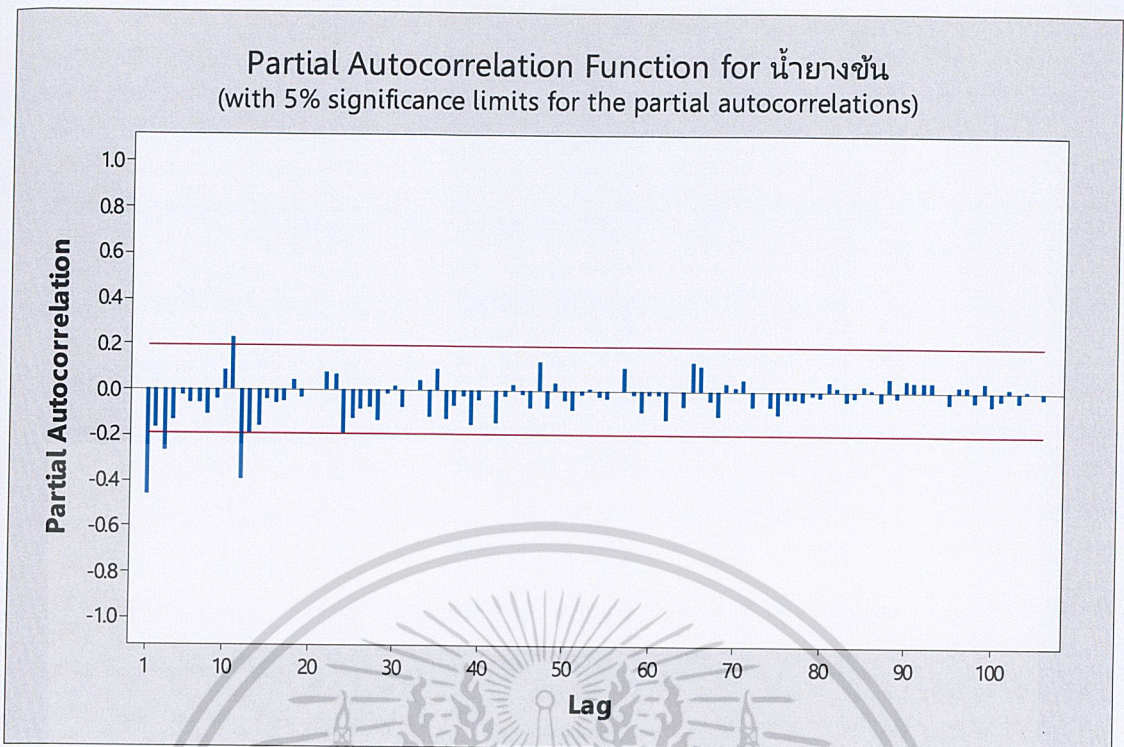
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนลิขสิทธิ์ไว้เพื่อการศึกษาเท่านั้น ผู้ใช้ควรปฏิบัติตามเงื่อนไขการใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.26 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้งและการหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้งของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นอนุกรมเวลา ชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรแล้ว จึงนำอนุกรมเวลาที่เสถียรนี้ไปพล็อตคอเรลโรแกรมของ *Autocorrelation Function (ACF)* และ *Partial-Autocorrelation Function (PACF)* เพื่อหาตัวแบบ ดังรูปที่ 4.27 และรูปที่ 4.28



รูปที่ 4.27 คอเรลโรแกรม ACF ของอนุกรมปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น  
ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้งและการหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้คัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.28 คอเรลโรแกรม PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น  
ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้งและการหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง

จากรูปที่ 4.27 จะเห็นได้ว่า ACF มีลักษณะ *cut off* ที่ lag 1 และรูปที่ 4.28 PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว และมีการหาผลต่าง 1 ครั้ง จึงได้ตัวแบบ  $ARIMA(0,1,1)$  ในส่วนของอิทธิพลฤดูกาล พบว่า ACF มีลักษณะ *cut off* ที่ lag 12 และ PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็วที่ lag 12, 24, 36, ... และมีการหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง จึงได้ตัวแบบ  $SARIMA(0,1,1)_{12}$  ดังนั้นจะได้ตัวแบบเป็น  $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$

ตารางที่ 4.20 การทดสอบค่าพารามิเตอร์  $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  ของปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น

Statistic	Coef	SE Coef	T	p-value
$\hat{\theta}_1$	0.7909	0.0587	13.48	0.00
$\hat{\theta}_{12}$	0.8146	0.0822	9.91	0.00

สมมติฐานการทดสอบ

$$H_0 : \theta_1 = 0$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

นอกจากตารางที่ 4.20 พบว่า  $p\text{-value} = 0.00 < \alpha = 0.05$  จึงปฏิเสธ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

แสดงว่า ค่าพารามิเตอร์  $\theta_1$  ในตัวแบบมีค่าไม่เท่ากับ 0 นั่นคือพารามิเตอร์  $\theta_1$  ควรมีในตัวแบบ ในทำนองเดียวกับ  $\theta_{12}$  ดังนั้น ตัวแบบ  $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ตารางที่ 4.21 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ  $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  ของปริมาณการส่งออกนํ้ายางชั้น

Modified Box-Pierce (Box-Ljung) Chi-Square Statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-square	9.87	15.87	23.28	25.65
DF	10	22	34	46
p-value	0.452	0.822	0.917	0.993

สมมติฐานการทดสอบ

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \rho_2(e_t) = \rho_3(e_t) = \dots = \rho_{12}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ อย่างน้อย 1 ค่า ไม่เท่ากับ 0 สำหรับ } k = 1, 2, 3, \dots, 12$$

จากตารางที่ 4.21 พบว่า  $p\text{-value} = 0.452 > \alpha = 0.05$  จึงยอมรับ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกันและในทำนองเดียวกับ lag ที่ 24, 36 และ 48 ก็เป็นเช่นเดียวกัน แสดงว่าตัวแบบ  $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

นอกจากตัวแบบ  $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  ยังมีตัวแบบ  $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(1,1,0)_{12}$ ,  $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(2,1,0)_{12}$ ,  $ARIMA(1,1,0) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$ ,  $ARIMA(1,1,0) \times SARIMA(2,1,0)_{12}$ ,  $ARIMA(3,1,1) \times SARIMA(1,1,0)_{12}$  และ  $ARIMA(3,1,1) \times SARIMA(2,1,0)_{12}$  ที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสม

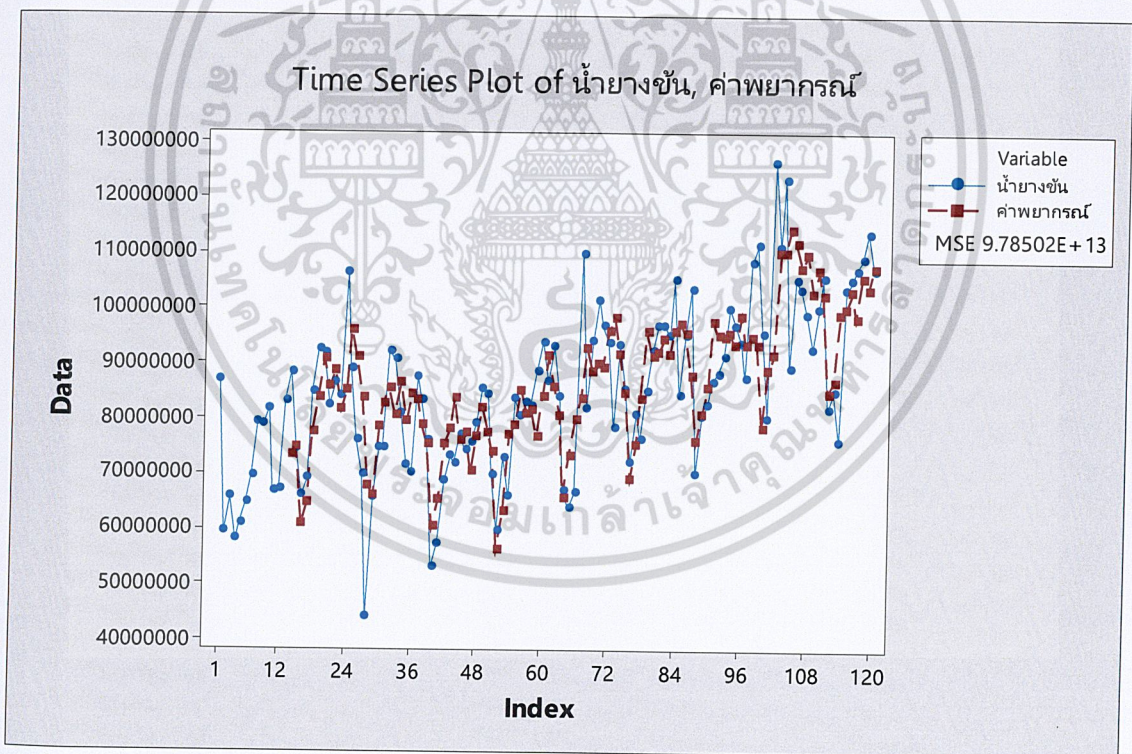
ในปัญหาพิเศษนี้จะใช้เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบ AIC เพื่อเปรียบเทียบตัวแบบที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสมมากกว่า 1 ตัวแบบ โดยตัวแบบที่เหมาะสมของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของนํ้ายางชั้นคือตัวแบบที่ให้ค่า AIC ต่ำที่สุด

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.22 ค่า AIC ของตัวแบบปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น

ตัวแบบ	AIC
$ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$	1,677.9085
$ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(1,1,0)_{12}$	1,685.5906
$ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(2,1,0)_{12}$	1,691.9630
$ARIMA(1,1,0) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$	1,685.5556
$ARIMA(1,1,0) \times SARIMA(2,1,0)_{12}$	1,684.3271
$ARIMA(3,1,1) \times SARIMA(1,1,0)_{12}$	1,693.7660
$ARIMA(3,1,1) \times SARIMA(2,1,0)_{12}$	1,694.1544

เนื่องจากตัวแบบ  $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  มีค่า AIC เท่ากับ 1,677.9085 ซึ่งมีค่าต่ำที่สุด ดังนั้นตัวแบบอนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น คือ  $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  ซึ่งมีค่า MSE เท่ากับ  $9.78502 \times 10^{13}$  ดังรูปที่ 4.29



รูปที่ 4.29 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นและค่าพยากรณ์

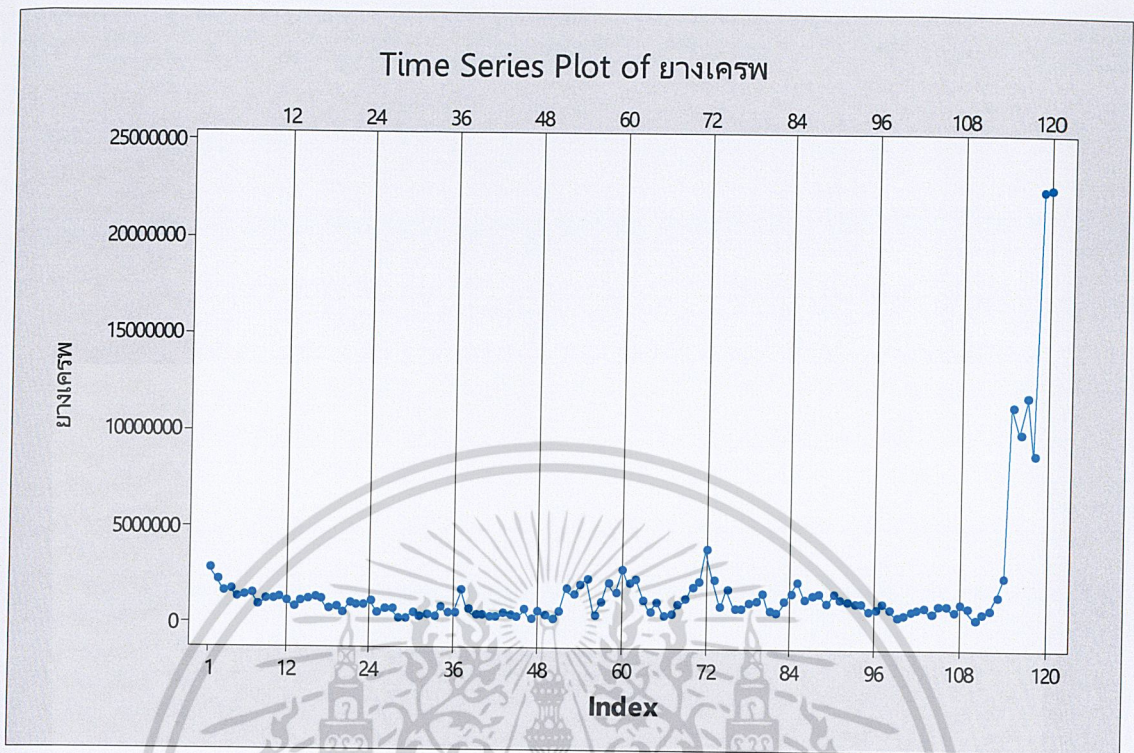
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.23 การเปรียบเทียบค่า  $MSE$  ของการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น

วิธีพยากรณ์	$MSE$
1. วิธีแยกส่วนประกอบ -วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก $\hat{Y}_t = 73,659,253 - 6,865t + 2,042t^2 + \hat{S}_t$ -วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบคูณ $\hat{Y}_t = (68,406,097 + 268,916t) \times \hat{S}_t$	$8.00997 \times 10^{13}$ $8.81243 \times 10^{13}$
2. วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ -รูปแบบบวก $\hat{Y}_{120+p}(120) = (102,171,353.53 + 841,294.66p) + \hat{S}_t^*(120)$ -รูปแบบคูณ $\hat{Y}_{120+p}(120) = (100,875,380.72 + 171,477.08p) \times \hat{S}_t^*(120)$	$9.82944 \times 10^{13}$ $1.04270 \times 10^{14}$
3. วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$ $\hat{Y}_{t+1} = Y_t - \hat{\theta}_1 e_t + Y_{t-1} - \hat{\theta}_{12} e_t + \hat{\theta}_1 \hat{\theta}_{12} e_{t-12}$	$9.78502 \times 10^{13}$

จากตารางที่ 4.23 พบว่าวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก มีค่า  $MSE$  ต่ำที่สุดเท่ากับ  $8.00997 \times 10^{13}$  ดังนั้นวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก จึงเป็นวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้น

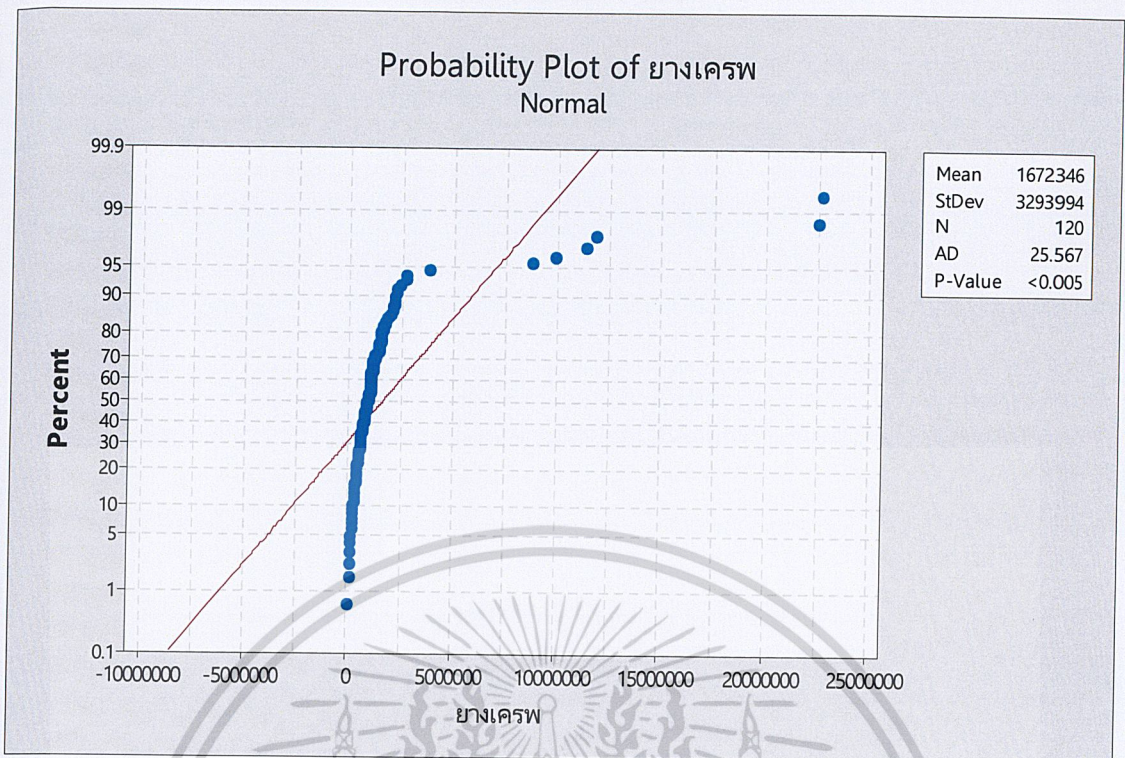
#### 4.4 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางเครพ



รูปที่ 4.30 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพ

จากรูปที่ 4.30 พบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพในช่วงปีหลังๆ มีปริมาณที่เพิ่มขึ้นแสดงว่าอนุกรมเวลามีแนวโน้มเข้ามาเกี่ยวข้อง แต่เมื่อพิจารณาทุกๆ 12 ช่วงเวลาพบว่าอิทธิพลของฤดูกาลมีลักษณะไม่ชัดเจน จึงนำอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพไปทดสอบการแจกแจงปรกติ เพื่อเลือกแบบทดสอบฤดูกาล

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.31 การทดสอบการแจกแจงปกติของปริมาณการส่งออกยางเครพ  
โดยใช้การทดสอบ Anderson-Darling

โดยการตั้งสมมติฐานการทดสอบ คือ

$H_0$  : อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพมีการแจกแจงปกติ

$H_1$  : อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพไม่มีการแจกแจงปกติ

จะได้  $p$ -value มีค่าน้อยกว่า  $0.005 < 0.05$  จึงปฏิเสธ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

นั่นคือ อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพไม่มีการแจกแจงปกติ

เนื่องจาก ข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางเครพไม่มีการแจกแจงปกติ จึงเลือกการทดสอบอิทธิพลของฤดูกาลแบบไม่ใช้พารามิเตอร์ คือการทดสอบ *Kruskal* และ *Wallis* ในการทดสอบอิทธิพลของฤดูกาลเนื่องจากอนุกรมเวลามีแนวโน้มจึงต้องกำจัดแนวโน้มก่อน โดยทำการหาแนวโน้มด้วยวิธีเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบ *centered 12 month* แล้วจึงนำแนวโน้มไปปรับออกจากอนุกรมเวลา เมื่อได้อนุกรมเวลาที่ไม่ีแนวโน้มแล้วจึงทำการทดสอบอิทธิพลฤดูกาล ดังนี้

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การทดสอบฤดูกาลโดย *Kruskal* และ *Wallis* รูปแบบบวก

$$H_0 : S_1 = S_2 = \dots = S_{12} = 0$$

$$H_1 : S_i \neq 0 \text{ สำหรับบางฤดูกาล เมื่อ } i = 1, 2, 3, \dots, 12$$

$$\text{จะได้ } H = \frac{12}{108(108+1)} [336, 257.6] - 3(108+1) = 15.7702 < \chi^2_{0.05, 11} = 19.675$$

จึงยอมรับ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 นั่นคือปริมาณการส่งออกของยางเครพไม่มีอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง

การทดสอบฤดูกาลโดย *Kruskal* และ *Wallis* รูปแบบคูณ

$$H_0 : S_1 = S_2 = \dots = S_{12} = 1$$

$$H_1 : S_i \neq 1 \text{ สำหรับบางฤดูกาล เมื่อ } i = 1, 2, 3, \dots, 12$$

$$\text{จะได้ } H = \frac{12}{108(108+1)} [336, 615.8] - 3(108+1) = 16.1354 < \chi^2_{0.05, 11} = 19.675$$

จึงยอมรับ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 นั่นคือปริมาณการส่งออกของยางเครพไม่มีอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง

สรุปว่า ปริมาณการส่งออกของยางเครพมีแนวโน้มแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล จึงนำข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางเครพไปตรวจสอบว่ามีแนวโน้มแบบใด

ตารางที่ 4.24 ค่า *MSE* ที่ได้จากการคำนวณสมการแนวโน้ม 3 แบบ

รูปแบบแนวโน้ม	<i>MSE</i>
เส้นตรง	$9.44345 \times 10^{12}$
ควอดราติก	$7.58776 \times 10^{12}$
เอ็กซ์โปเนนเชียล	$1.06378 \times 10^{13}$

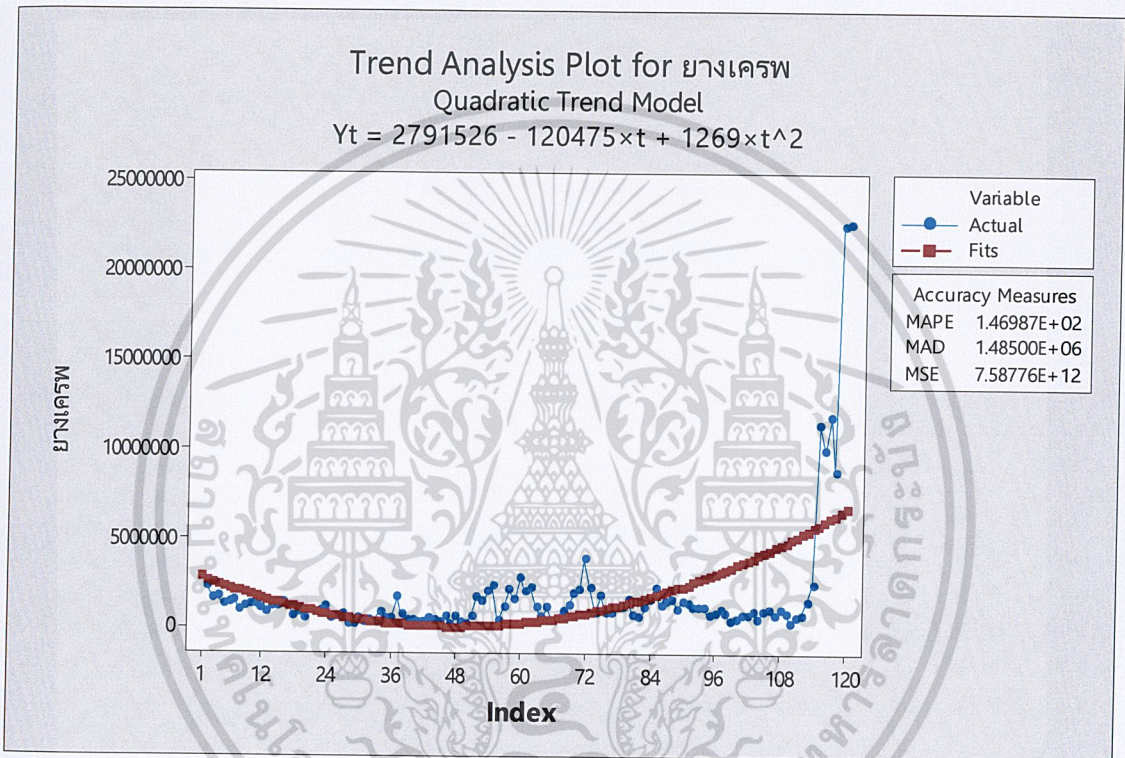
จากตารางที่ 4.24 แนวโน้มแบบควอดราติกมีค่า *MSE* ต่ำที่สุด ซึ่งเท่ากับ  $7.58776 \times 10^{12}$  ดังนั้นปริมาณการส่งออกของยางเครพมีแนวโน้มแบบควอดราติก

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

#### 4.4.1 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางเครพ โดยวิธีแยกส่วนประกอบ

นำข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางเครพ ตั้งแต่เดือนเดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึง เดือน ธันวาคม พ.ศ. 2560 มาทำการวิเคราะห์แยกส่วนประกอบโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด กรณีแนวโน้มควอดราติก และไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล

4.4.1.1 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด กรณีแนวโน้มควอดราติก และไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล จะได้ดังรูปที่ 4.32



รูปที่ 4.32 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางเครพโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด กรณีมีแนวโน้มควอดราติก

ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางเครพ ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติกและไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล จะได้  $MSE = 7.58776 \times 10^{12}$  และมีสมการพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 2,791,526 - 120,475t + 1,269t^2$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $t$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

#### 4.4.2 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางเครพ โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริบเปิ้ล

นำข้อมูลทั้งหมดไปหาแนวโน้มควอดราติกได้สมการพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 2,791,526 - 12,0475t + 1,269t^2$$

โดยที่  $a_0(0) = 2,791,526$  ,  $a_1(0) = -120,475$  และ  $a_2(0) = 2(1269) = 2,538$   
จากนั้นหา  $A_0$ ,  $A_0'$  และ  $A_0''$  จะได้ดังนี้

$$\begin{aligned} A_0 &= 2,791,526 - \frac{(1-0.2384)(-120,475)}{0.2384} + \frac{(1-0.2384)(2-0.2384)(2,538)}{2(0.2384)^2} \\ &= 3,206,261 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} A_0' &= 2,791,526 - \frac{2(1-0.2384)(-120,475)}{0.2384} + \frac{2(1-0.2384)(2-0.2384)(2,538)}{2(0.2384)^2} \\ &= 3,646,887 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} A_0'' &= 2,791,526 - \frac{3(1-0.2384)(-120,475)}{0.2384} + \frac{3(1-0.2384)(2-0.2384)(2,538)}{2(0.2384)^2} \\ &= 4,113,404 \end{aligned}$$

เมื่อได้  $A_0$ ,  $A_0'$  และ  $A_0''$  แล้วทำการหา  $A_t$ ,  $A_t'$  และ  $A_t''$  สำหรับค่า  $t$  ต่อๆไปโดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริบเปิ้ล จำนวนทั้งหมด 120 ค่า และใช้คำสั่ง Solver ใน Microsoft Excel คำนวณหาค่า  $\alpha$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE มีค่าต่ำที่สุดคือ  $\alpha = 0.2384$  ทำให้ได้ค่า  $MSE = 2.09464 \times 10^{12}$

ตารางที่ 4.25 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{Y}_{t+1}$ ,  $A_t$ ,  $A'_t$  และ  $A''_t$  ของปริมาณการส่งออกยางเครพ โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล ตั้งแต่  $t = 109, 110, \dots, 120$

$t$	$Y_t$	$A_t$	$A'_t$	$A''_t$	$\hat{Y}_{t+1}$
109	811,100	791,186.18	768,158.42	797,540.73	911,789.75
110	259,760	664,473.56	743,435.93	784,640.04	495,685.51
111	525,560	631,351.18	716,710.58	768,443.02	461,286.47
112	696,180	646,808.89	700,043.30	752,133.88	574,934.97
113	1,418,460	830,800.45	731,220.88	747,147.41	1,160,714.47
114	2,439,420	1,214,357.76	846,419.46	770,817.71	2,201,544.52
115	11,348,400	3,630,706.61	1,510,301.54	947,139.35	9,100,008.86
116	9,934,490	5,133,773.14	2,374,277.75	1,287,424.51	11,641,232.52
117	11,827,440	6,729,803.02	3,412,803.96	1,794,197.43	14,013,715.15
118	8,788,540	7,220,685.79	4,320,750.72	2,396,625.76	12,711,070.01
119	22,507,575	10,865,673.27	5,881,314.18	3,227,510.68	21,428,965.08
120	22,642,082	13,673,626.01	7,739,303.64	4,303,297.17	25,773,561.23

จากตารางที่ 4.25 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ในเทอมของ  $A_t$ ,  $A'_t$  และ  $A''_t$  ได้ดังนี้

$$\begin{aligned} \hat{Y}_{120+p}(120) = & \left(6(1-0.2384)^2 + (6-5(0.2384)0.2384)p + (0.2384)^2 p^2\right) \left(\frac{13,673,625.01}{2(1-0.2384)^2}\right) \\ & - \left(6(1-0.2384)^2 + 2(5-4(0.2384)0.2384)p + 2(0.2384)^2 p^2\right) \left(\frac{7,739,303.64}{2(1-0.2384)^2}\right) \\ & + \left(2(1-0.2384)^2 + (4-3(0.2384)0.2384)p + (0.2384)^2 p^2\right) \left(\frac{4,303,297.17}{2(1-0.2384)^2}\right) \end{aligned}$$

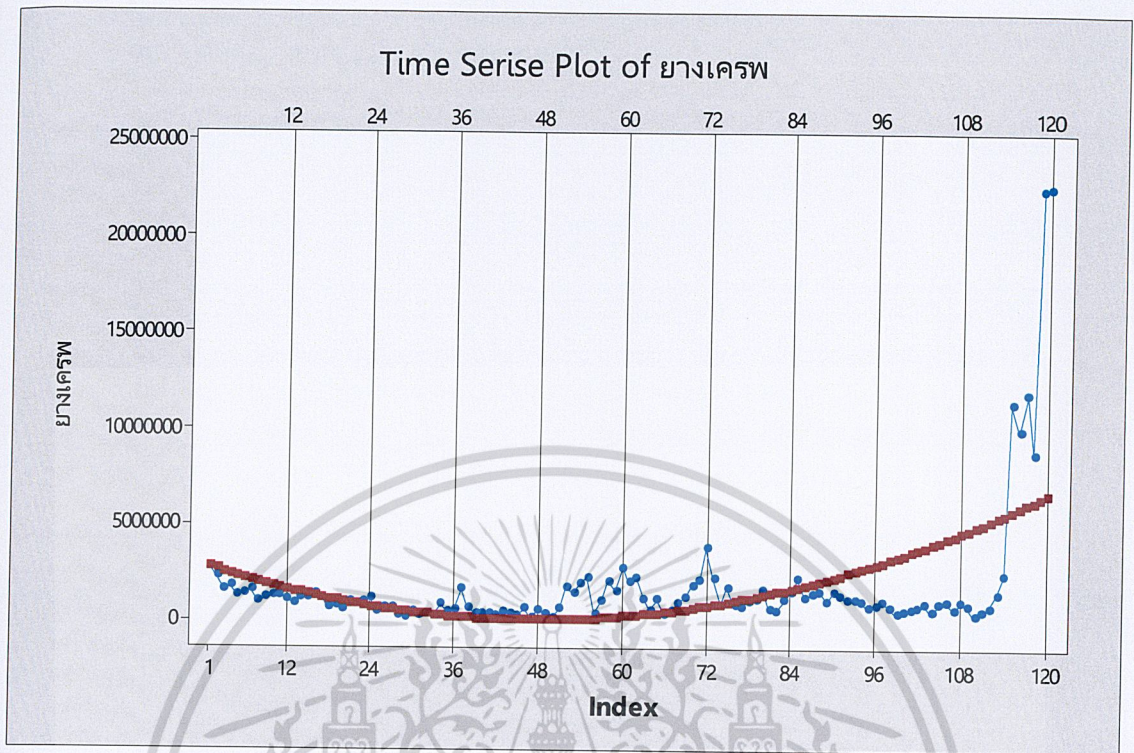
$$\hat{Y}_{120+p}(120) = 22,106,264.28 + 17,896,676.16p + 1,639,066.38p^2$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $p$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

สำหรับ  $p = 1, 2, \dots$  เมื่อ  $p$  คือหน่วยเวลาที่พยากรณ์ล่วงหน้า

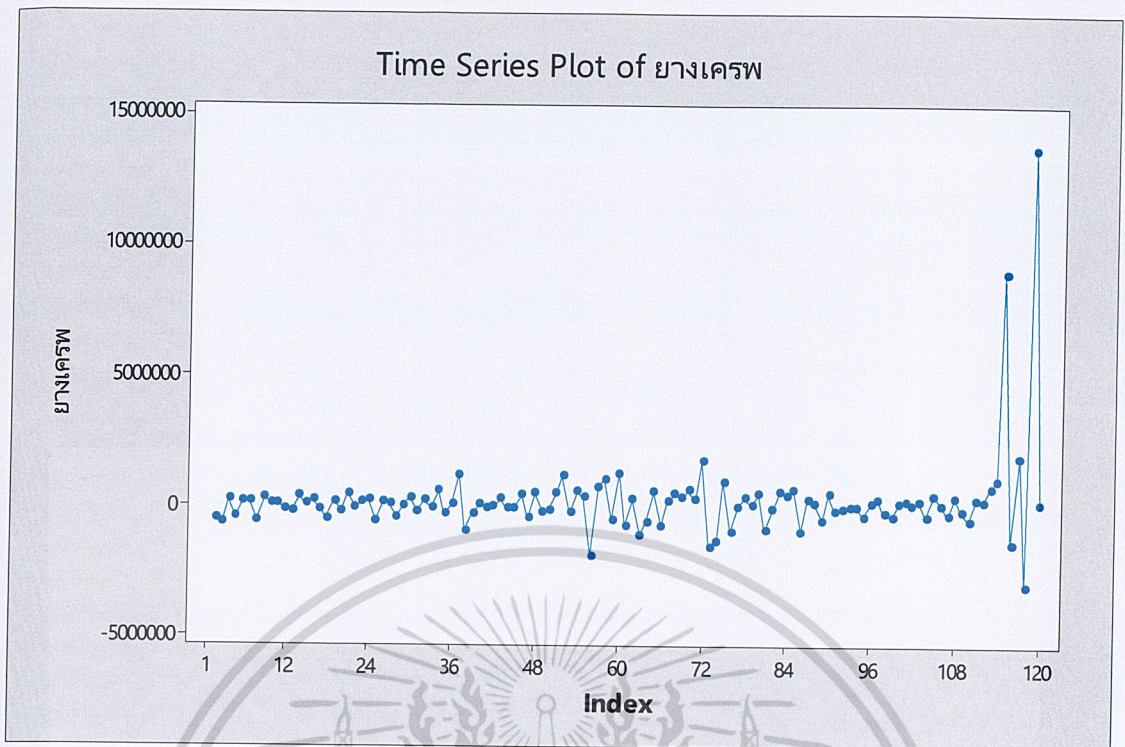
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

#### 4.4.3 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการส่งออกของยางเครพโดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์



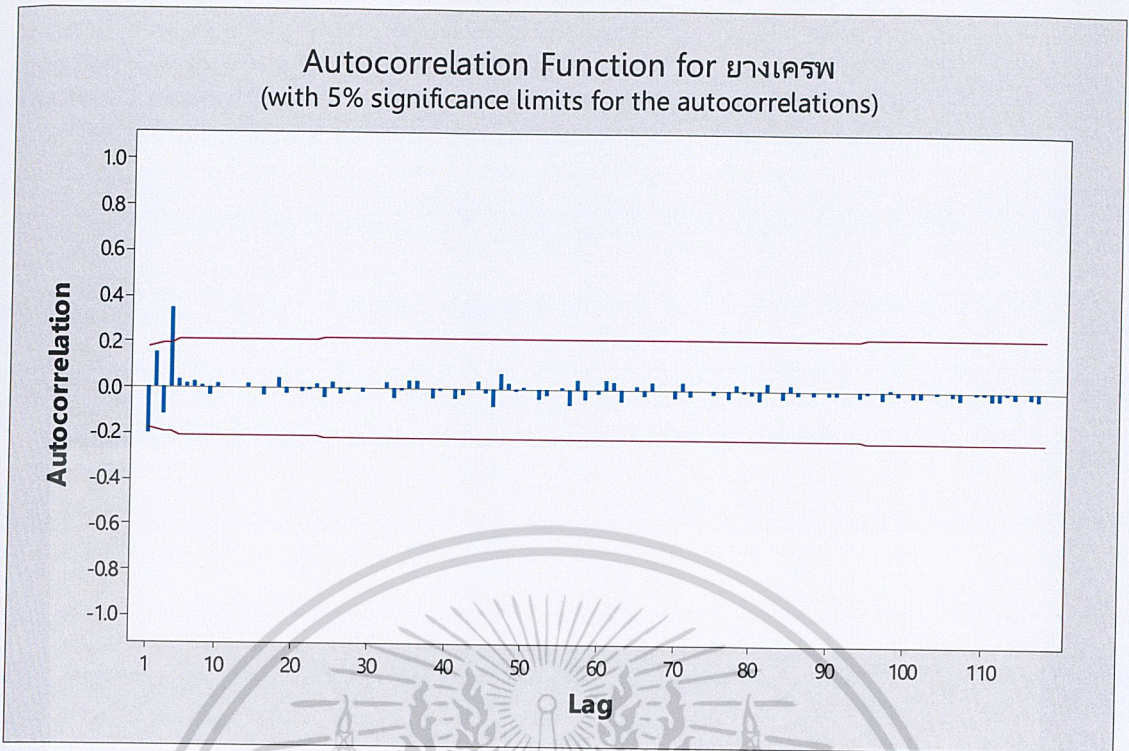
รูปที่ 4.33 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพ

จากรูปที่ 4.33 พบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพไม่เป็นสเตชันนารี เนื่องจากอนุกรมเวลามีแนวโน้ม ดังนั้นต้องทำให้อนุกรมเวลาเป็นสเตชันนารีก่อน โดยการหาผลต่างของอนุกรมเวลา 1 ครั้ง ดังรูปที่ 4.34

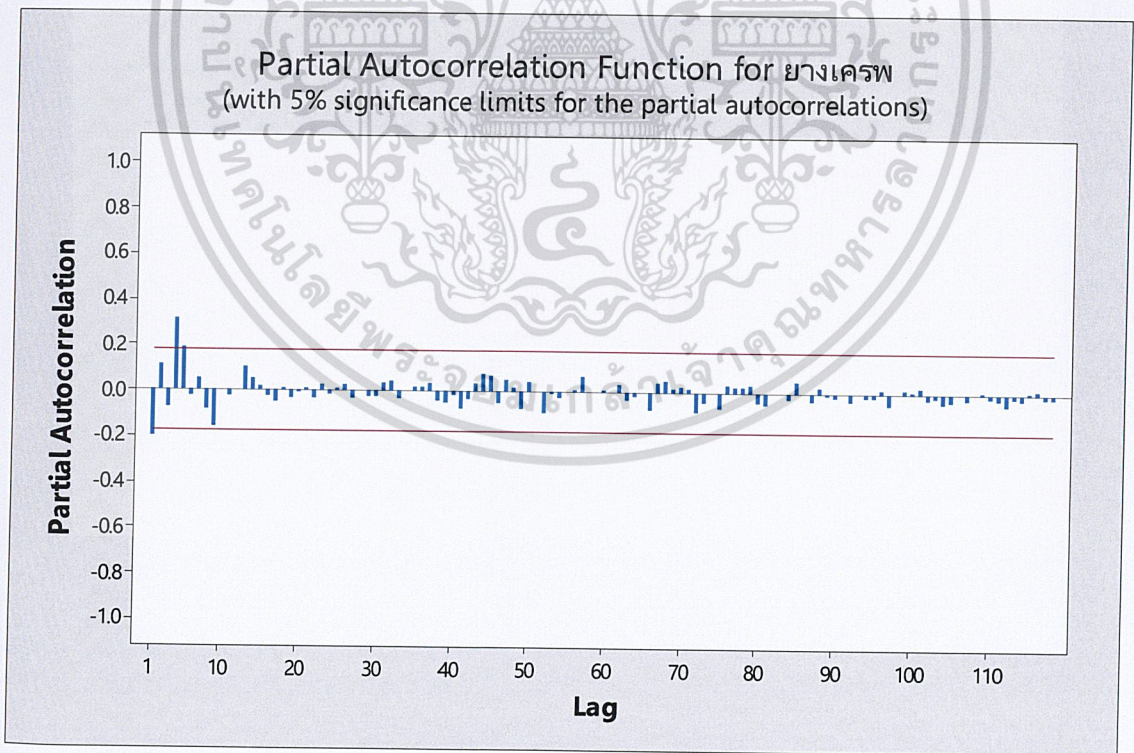


รูปที่ 4.34 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง

จากรูปที่ 4.34 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้งของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นอนุกรมเวลาชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่สเตรชันนารีแล้ว จึงนำอนุกรมเวลาที่สเตรชันนารีไปพล็อตคอเรลโรแกรมของ *Autocorrelation Function (ACF)* และ *Partial-Autocorrelation Function (PACF)* เพื่อหาตัวแบบ ดังรูปที่ 4.35 และรูปที่ 4.36



รูปที่ 4.35 คอเรลโรแกรม ACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพ  
ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง



รูปที่ 4.36 คอเรลโรแกรม PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพ

ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาค้นคว้าเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.35 จะเห็นได้ว่า *ACF* มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว และรูปที่ 4.36 *PACF* มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็วเช่นเดียวกัน จึงได้ตัวแบบ  $ARIMA(1,1,1)$

ตารางที่ 4.26 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ  $ARIMA(1,1,1)$  ของปริมาณการส่งออกยางเครพ

Statistics	Coef	SE Coef	T	p-value
$\hat{\phi}_1$	-1.0240	0.2260	-4.54	0.000
$\hat{\theta}_1$	-0.8480	0.2890	-2.93	0.004

สมมติฐานการทดสอบ

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.26 พบว่า  $p\text{-value} = 0.000 < \alpha = 0.05$  จึงปฏิเสธ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 สรุปว่า ค่าพารามิเตอร์  $\phi_1$  ในตัวแบบมีค่าไม่เท่ากับ 0 นั่นคือพารามิเตอร์  $\phi_1$  ควรมีในตัวแบบ ในทำนองเดียวกับ  $\theta_1$  ดังนั้น ตัวแบบ  $ARIMA(1,1,1)$  เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ตารางที่ 4.27 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ  $ARIMA(1,1,1)$  ของปริมาณการส่งออกยางเครพ

Modified Box-Pierce (Box-Ljung) Chi-Square Statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-square	19.35	20.79	22.62	26.83
DF	10	22	34	46
p-value	0.036	0.534	0.932	0.989

สมมติฐานการทดสอบ

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \rho_2(e_t) = \rho_3(e_t) = \dots = \rho_{12}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ อย่างน้อย 1 ค่า ไม่เท่ากับ 0 สำหรับ } k = 1, 2, 3, \dots, 12$$

จากตารางที่ 4.27 พบว่า  $p\text{-value} = 0.036 < \alpha = 0.05$  จึงปฏิเสธ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

แสดงว่าความคลาดเคลื่อนไม่เป็นอิสระต่อกัน แสดงว่าตัวแบบ  $ARIMA(1,1,1)$  ไม่เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เนื่องจากตัวแบบ  $ARIMA(1,1,1)$  ไม่ใช่ตัวแบบที่เหมาะสม จึงลองตัวแบบ  $ARIMA(1,1,0)$

ตารางที่ 4.28 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ  $ARIMA(1,1,0)$  ของปริมาณการส่งออก  
 ยางเครพ

Statistics	Coef	SE Coef	T	p-value
$\hat{\phi}_1$	-0.1893	0.0904	-2.09	0.038

สมมติฐานการทดสอบ

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.28 พบว่า  $p\text{-value} = 0.038 < \alpha = 0.05$  จึงปฏิเสธ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05  
 สรุปว่า ค่าพารามิเตอร์  $\phi_1$  ในตัวแบบมีค่าไม่เท่ากับ 0 นั่นคือพารามิเตอร์  $\phi_1$  ควรมีในตัวแบบ  
 ดังนั้น ตัวแบบ  $ARIMA(1,1,0)$  เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ตารางที่ 4.29 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ  $ARIMA(1,1,0)$   
 ของปริมาณการส่งออกยางเครพ

Modified Box-Pierce (Box-Ljung) Chi-Square Statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-square	18.90	19.69	20.98	24.58
DF	11	23	35	47
p-value	0.063	0.661	0.971	0.997

สมมติฐานการทดสอบ

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \rho_2(e_t) = \rho_3(e_t) = \dots = \rho_{12}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ อย่างน้อย 1 ค่า ไม่เท่ากับ 0 สำหรับ } k = 1, 2, 3, \dots, 12$$

จากตารางที่ 4.29 พบว่า  $p\text{-value} = 0.063 > \alpha = 0.05$  จึงยอมรับ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05  
 แสดงว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกัน และ lag ที่ 24, 36 และ 48 ก็เป็นเช่นเดียวกัน แสดงว่า  
 ตัวแบบ  $ARIMA(1,1,0)$  เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
 ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

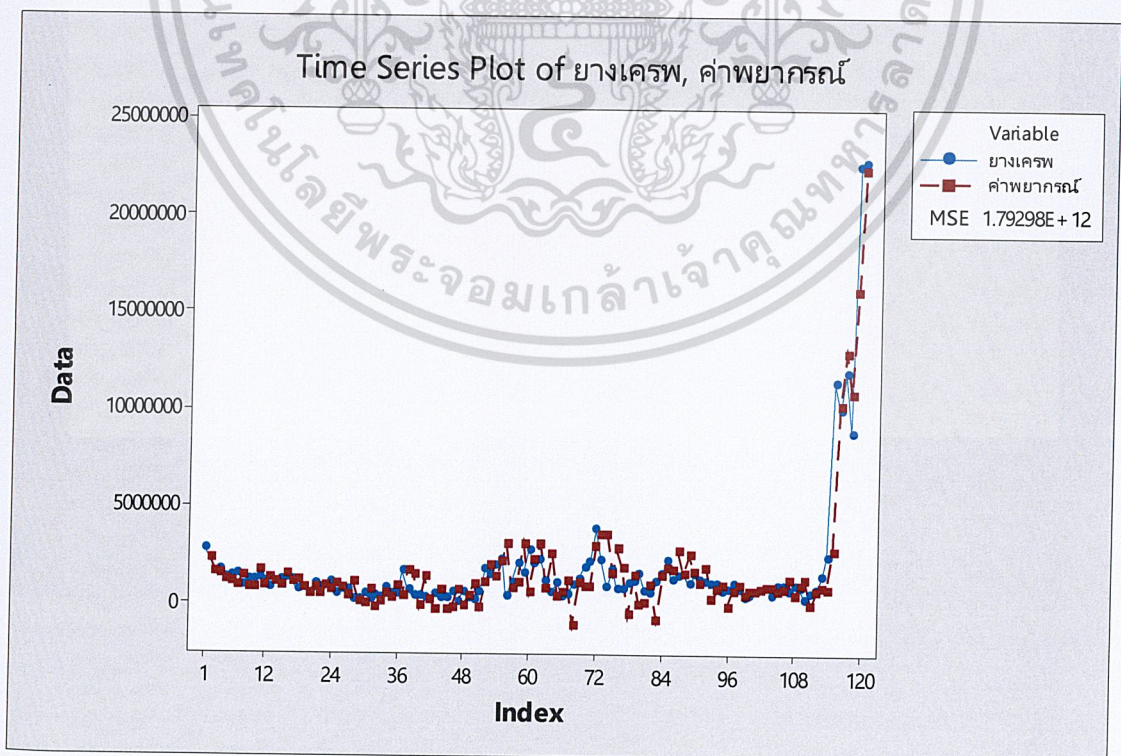
นอกจากตัวแบบ  $ARIMA(1,1,0)$  ยังมีตัวแบบ  $ARIMA(1,1,2)$  ,  $ARIMA(2,1,1)$  ,  $ARIMA(2,1,3)$  และ  $ARIMA(2,1,4)$  ที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสม

ในปัญหาพิเศษนี้จะใช้เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบ  $AIC$  เพื่อเปรียบเทียบตัวแบบที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสมมากกว่า 1 ตัวแบบ โดยตัวแบบที่เหมาะสมของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพคือตัวแบบที่ให้ค่า  $AIC$  ต่ำที่สุด

ตารางที่ 4.30 ค่า  $AIC$  ของตัวแบบปริมาณการส่งออกยางเครพ

ตัวแบบ	$AIC$
$ARIMA(1,1,0)$	1,492.8912
$ARIMA(1,1,2)$	1,488.6223
$ARIMA(2,1,1)$	1,489.9580
$ARIMA(2,1,3)$	1,490.1041
$ARIMA(2,1,4)$	1,481.2968

เนื่องจากตัวแบบ  $ARIMA(2,1,4)$  มีค่า  $AIC$  เท่ากับ 1,481.2968 ซึ่งมีค่าต่ำที่สุด ดังนั้นตัวแบบอนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกของยางเครพ คือ  $ARIMA(2,1,4)$  ซึ่งมีค่า  $MSE = 1.79298 \times 10^{12}$  ดังรูปที่ 4.37

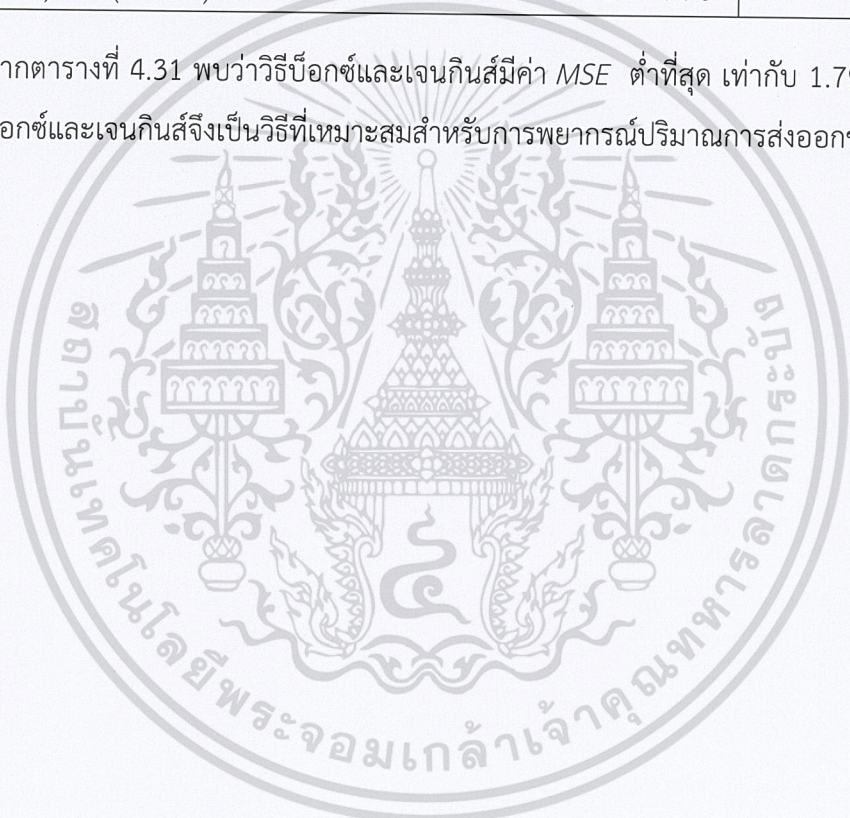


เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
รูปที่ 4.37 อนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกของยางเครพและค่าพยากรณ์  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้คัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.31 ผลการเปรียบเทียบค่า  $MSE$  ของการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพ

วิธีพยากรณ์	$MSE$
1. วิธีแยกส่วนประกอบ $\hat{Y}_t = 2,791,526 - 120,475t + 1,269t^2$	$7.58776 \times 10^{12}$
2. วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล $\hat{Y}_{120+p}(120) = 22,106,264.28 + 17,896,676.16p + 122,398.47p^2$	$2.09464 \times 10^{12}$
3. วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ $ARIMA(2,1,4)$ $\hat{Y}_{t+1} = (1 + \hat{\phi}_1)Y_t + (\hat{\phi}_2 - \hat{\phi}_1)Y_{t-1} - \hat{\phi}_2Y_{t-3} - \hat{\theta}_1e_t - \hat{\theta}_2e_{t-1} - \hat{\theta}_3e_{t-2} - \hat{\theta}_4e_{t-3}$	$1.79298 \times 10^{12}$

จากตารางที่ 4.31 พบว่าวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์มีค่า  $MSE$  ต่ำที่สุด เท่ากับ  $1.79298 \times 10^{12}$  ดังนั้นวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์จึงเป็นวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางเครพ



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ

จากการเปรียบเทียบผลการวิเคราะห์ โดยวิธีแยกส่วนประกอบ วิธีปรับให้เรียบ และวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ ของข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ยางแผ่นผึ่งแห้ง น้ำยางข้น และยางเครพ ได้ผลสรุปและข้อเสนอแนะ ดังนี้

### 5.1 สรุปผลการวิเคราะห์

#### 5.1.1 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน

วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ เป็นวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 รวมทั้งสิ้น 120 เดือน โดยมีค่า  $MSE$  เท่ากับ  $5.34247 \times 10^{13}$  และมีสมการพยากรณ์ ดังนี้

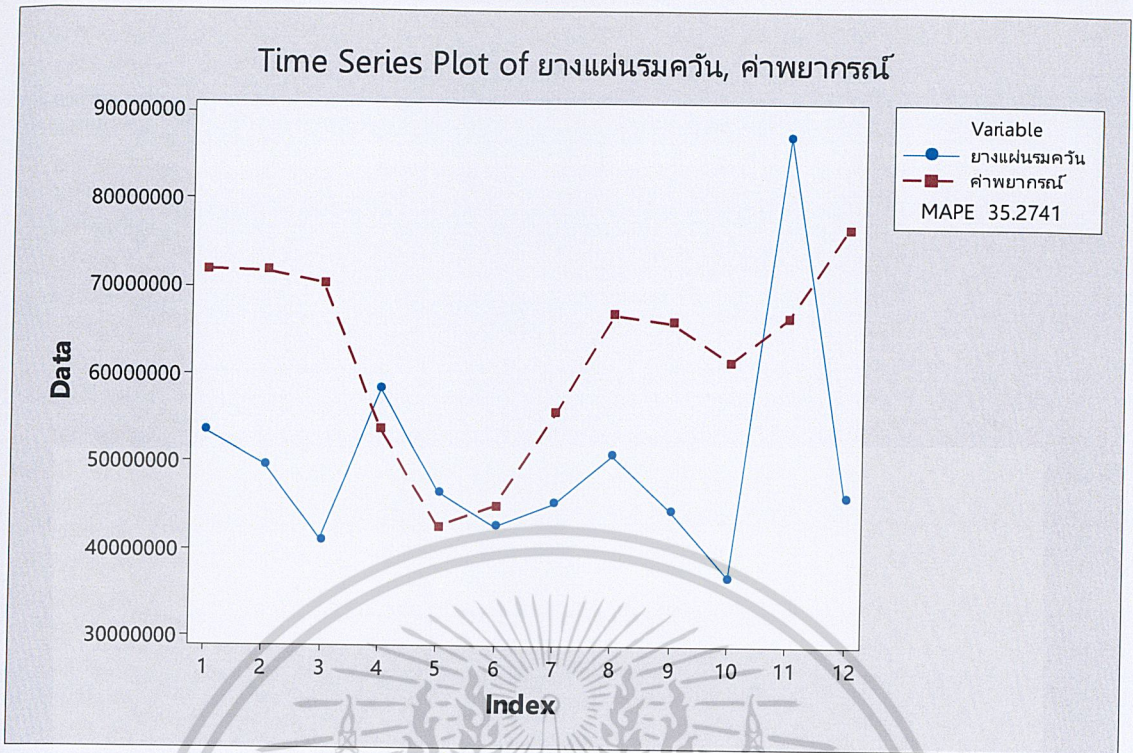
$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (61,506,857.13 + 32,470.58p) \times \hat{S}_i^*(120) \text{ สำหรับ } p = 1, 2, \dots$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $t$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

โดย  $t$  อยู่ในฤดูกาลที่  $i, i = 1, 2, \dots, 12$

โดยที่	$\hat{S}_1^* = 1.1563,$	$\hat{S}_2^* = 1.1527,$	$\hat{S}_3^* = 1.1303,$	$\hat{S}_4^* = 0.8611,$
	$\hat{S}_5^* = 0.6822,$	$\hat{S}_6^* = 0.7205,$	$\hat{S}_7^* = 0.8920,$	$\hat{S}_8^* = 1.0716,$
	$\hat{S}_9^* = 1.0566,$	$\hat{S}_{10}^* = 0.9846,$	$\hat{S}_{11}^* = 1.0649,$	$\hat{S}_{12}^* = 1.2266$

จากสมการพยากรณ์ที่ได้จะนำมาพยากรณ์ 12 ช่วงเวลาล่วงหน้าเป็นเวลา 12 เดือน และนำผลที่ได้มาเปรียบเทียบกับค่าจริง 12 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ.2561 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ.2561 ได้ค่า  $MAPE$  เท่ากับ 35.2714 นั่นคือ ค่าจริงกับค่าพยากรณ์แตกต่างกัน 35.27% ดังรูปที่ 5.1



รูปที่ 5.1 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันและค่าพยากรณ์ โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ

5.1.2 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง

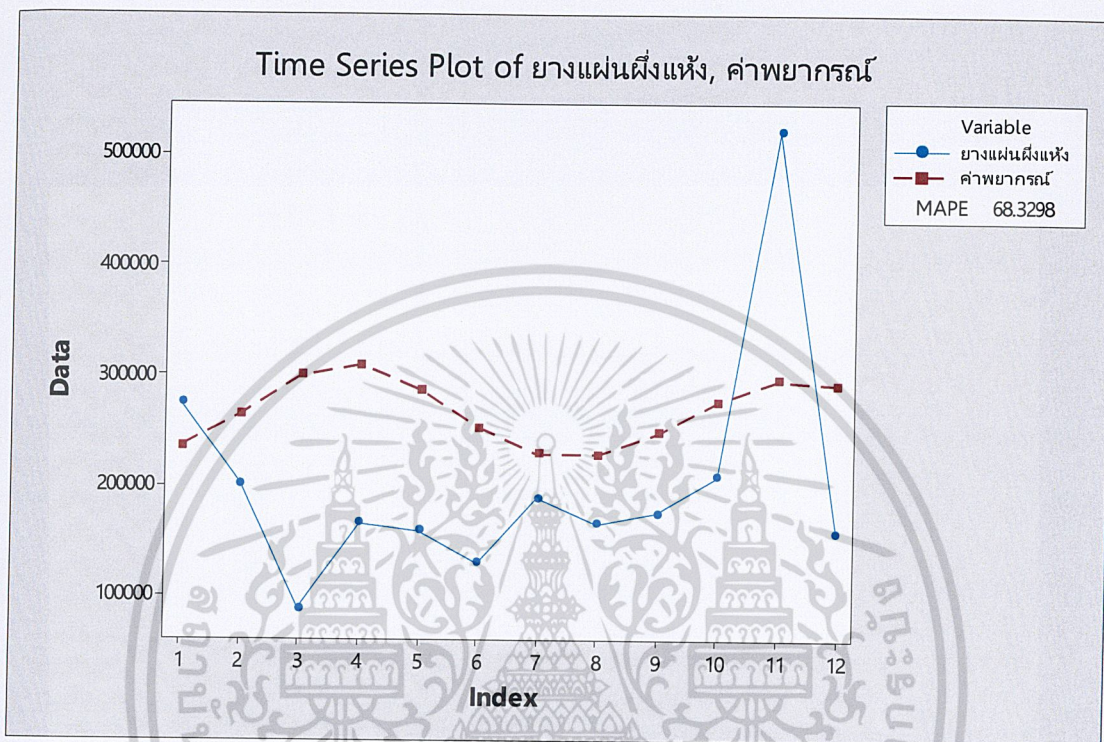
วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ เป็นวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 รวมทั้งสิ้น 120 เดือน ที่แปลงด้วยลอการิทึมฐาน  $e$  โดยมีค่า  $MSE$  เท่ากับ  $1.68836 \times 10^{12}$  และมีตัวแบบอนุกรมเวลาเป็น  $ARIMA(2,1,4)$  ซึ่งได้สมการพยากรณ์เป็น

$$\hat{Y}'_{120}(l) = \exp \begin{cases} -0.2991Y'_{120} - 2.2269Y'_{119} + 0.9278Y'_{118} - 1.7626e'_{120} + 1.5303e'_{119} - 0.3890e'_{118} - 0.1006e'_{117} & l=1 \\ -0.2991\hat{Y}'_{120}(l-1) - 2.2269Y'_{120} + 0.9278Y'_{119} + 1.5303e'_{120} - 0.3890e'_{119} - 0.1006e'_{118} & l=2 \\ -0.2991\hat{Y}'_{120}(l-1) - 2.2269\hat{Y}'_{120}(l-2) + 0.9278Y'_{120} - 0.3890e'_{120} - 0.1006e'_{119} & l=3 \\ -0.2991\hat{Y}'_{120}(l-1) - 2.2269\hat{Y}'_{120}(l-2) + 0.9278\hat{Y}'_{120}(l-3) - 0.1006e'_{120} & l=4 \\ -0.2991\hat{Y}'_{120}(l-1) - 2.2269\hat{Y}'_{120}(l-2) + 0.9278\hat{Y}'_{120}(l-3) & l \geq 5 \end{cases}$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $t$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า โดยที่  $Y' = \ln(Y_t)$  และ  $e' = \ln(Y_t) - \ln(\hat{Y}_t)$  ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปดสิ่งเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงชื่อเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากสมการพยากรณ์ข้างต้นทำการพยากรณ์ 12 ช่วงเวลาล่วงหน้าเป็น 12 เดือน และนำผลที่ได้มาเปรียบเทียบกับค่าจริง 12 ค่าที่เก็บไว้ ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2561 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 ได้ค่า *MAPE* เท่ากับ 68.3298 นั่นคือ ค่าจริงกับค่าพยากรณ์แตกต่างกัน 68.3298% ดังรูปที่ 5.2



รูปที่ 5.2 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้งและค่าพยากรณ์ โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์

### 5.1.3 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางข้น

วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก เป็นวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางข้น ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 รวมทั้งสิ้น 120 เดือน โดยมีค่า *MSE* เท่ากับ  $8.00997 \times 10^{13}$  และมีสมการพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 73,691,586 - 17,642t + 2,042t^2 + \hat{S}_t$$

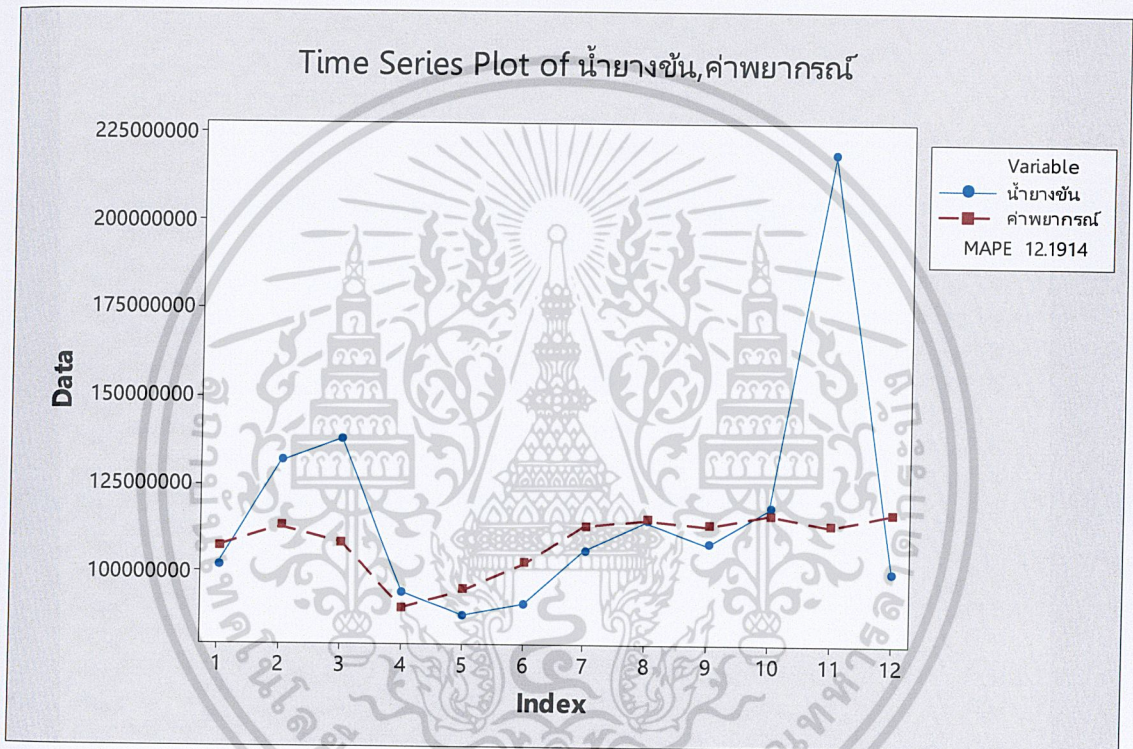
(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 , *t* มีหน่วยเป็นรายเดือน)

โดย *t* อยู่ในฤดูกาลที่ *i*, *i* = 1, 2, ..., 12

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยที่  $\hat{S}_1 = 1,493,502.39$ ,  $\hat{S}_2 = 6,497,063.85$ ,  $\hat{S}_3 = 1,557,906.94$ ,  
 $\hat{S}_4 = -17,686,538.20$ ,  $\hat{S}_5 = -12,900,107.98$ ,  $\hat{S}_6 = -5,886,148.80$ ,  
 $\hat{S}_7 = 4,251,900.55$ ,  $\hat{S}_8 = 5,687,212.43$ ,  $\hat{S}_9 = 3,321,178.93$ ,  
 $\hat{S}_{10} = 5,984,184.04$ ,  $\hat{S}_{11} = 2,268,015.65$ ,  $\hat{S}_{12} = 5,411,830.20$

จากสมการพยากรณ์ที่ได้จะนำมาพยากรณ์ 12 ช่วงเวลาล่วงหน้าเป็นเวลา 12 เดือน และนำผลที่ได้มาเปรียบเทียบกับค่าจริง 12 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ.2561 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ.2561 ได้ค่า MAPE เท่ากับ 12.1914 นั่นคือ ค่าจริงกับค่าพยากรณ์แตกต่างกัน 12.1914% ดังรูปที่ 5.3



รูปที่ 5.3 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของน้ำยางชั้นและค่าพยากรณ์  
โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก

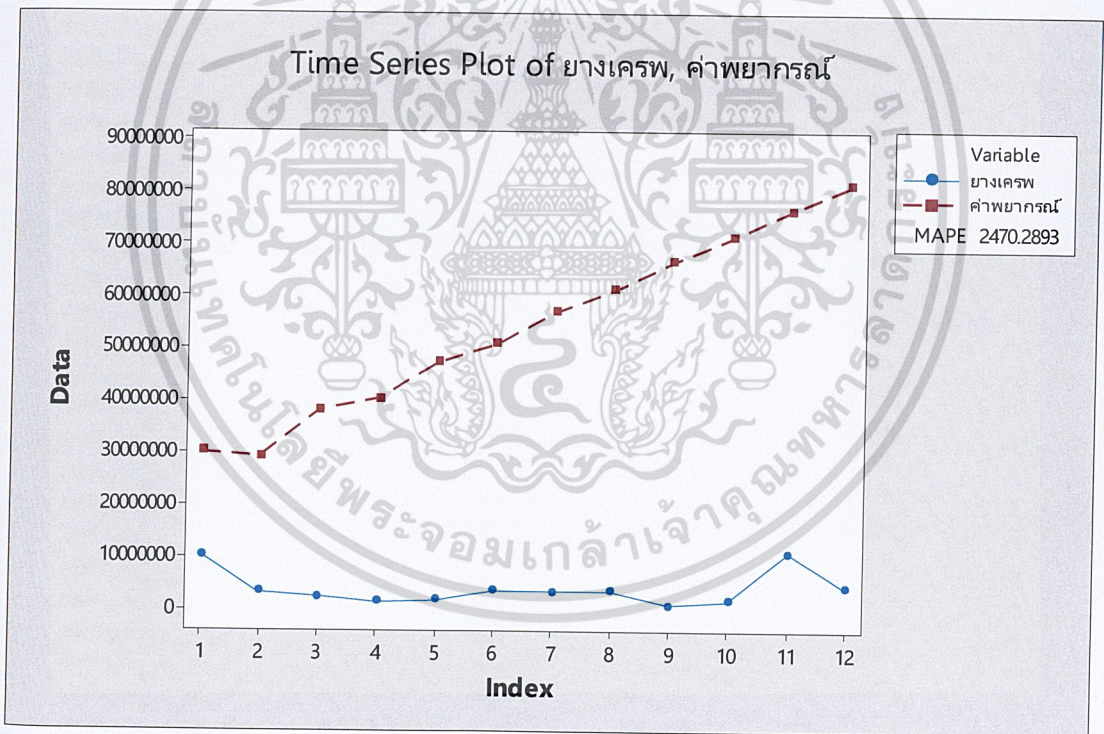
#### 5.1.4 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพ

วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ เป็นวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยาง เครพ ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 รวมทั้งสิ้น 120 เดือน โดยมีค่า  $MSE$  เท่ากับ  $1.79298 \times 10^{12}$  และมีตัวแบบอนุกรมเวลาเป็น  $ARIMA(2,1,4)$  ซึ่งได้สมการพยากรณ์เป็น  
 เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
 ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$\hat{Y}_{120}(l) = \begin{cases} 0.71101Y_{120} + 0.4210Y_{119} - 0.7100Y_{118} - 0.4383e_{120} - 0.3490e_{119} - 0.2523e_{118} + 0.6355e_{117} & l = 1 \\ 0.7110\hat{Y}_{120}(l-1) + 0.4210Y_{120} - 0.7100Y_{119} - 0.3490e_{120} - 0.2533e_{119} + 0.6355e_{118} & l = 2 \\ 0.7110\hat{Y}_{120}(l-1) + 0.4210\hat{Y}_{120}(l-2) - 0.7100Y_{120} - 0.2533e_{120} + 0.6355e_{119} & l = 3 \\ 0.7110\hat{Y}_{120}(l-1) + 0.4210\hat{Y}_{120}(l-2) - 0.7100\hat{Y}_{120}(l-3) + 0.6355e_{120} & l = 4 \\ 0.7110\hat{Y}_{120}(l-1) + 0.4210\hat{Y}_{120}(l-2) - 0.7100\hat{Y}_{120}(l-3) & l \geq 5 \end{cases}$$

(origin เดือนธันวาคม ปี 2550 ,  $t$  มีหน่วยเป็นรายเดือน)

จากสมการพยากรณ์ข้างต้นทำการพยากรณ์ 12 ช่วงเวลาล่วงหน้าเป็น 12 เดือน และนำผลที่ได้มาเปรียบเทียบกับค่าจริง 12 ค่าที่เก็บไว้ ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2561 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 ได้ค่า MAPE เท่ากับ 2470.2893 นั่นคือ ค่าจริงกับค่าพยากรณ์แตกต่างกัน 2470.2893% ดังรูปที่ 5.4



รูปที่ 5.4 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางเครพและค่าพยากรณ์  
โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## 5.2 ข้อเสนอแนะ

จากเกณฑ์การประเมินค่า *MAPE* ของ *Lewis* ข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน ได้ค่าจริงกับค่าพยากรณ์แตกต่างกัน คือ 35.2741% การพยากรณ์มีความแม่นยำในระดับยอมรับได้ จึงสามารถใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณในการพยากรณ์ได้เหมาะสม และน้ำยางข้นได้ค่าจริงกับค่าพยากรณ์แตกต่างกัน คือ 12.1914% การพยากรณ์มีความแม่นยำในระดับดี จะสามารถใช้วิธีแยกส่วนประกอบในการพยากรณ์ได้เหมาะสม แต่ข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง และยางเครพได้ค่าพยากรณ์ที่แตกต่างกับค่าจริงมาก คือ 68.3298% และ 2470.2893% ตามลำดับ ซึ่งการพยากรณ์ไม่มีความแม่นยำ เนื่องจากในช่วงปี 2555 เป็นต้นไป ราคาของยางแผ่นผึ่งแห้งในประเทศตกต่ำทำให้ชาวสวนยางพาราไม่ต้องการส่งออกเพราะจะได้ราคาต่ำกว่าต้นทุน และในปี 2560 ชาวสวนยางพาราหันมาผลิตยางเครพมากยิ่งขึ้น เพราะมีต้นทุนที่ต่ำกว่า และมีความต้องการทางตลาดสูง ดังนั้นวิธีการวิเคราะห์หอนุกรมเวลาจึงไม่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางแผ่นผึ่งแห้ง และยางเครพ ผู้ที่ศึกษาควรศึกษาหาปัจจัยที่มีผลต่อการส่งออก เช่น ราคา อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ เป็นต้น และใช้วิธีการวิเคราะห์การถดถอยแบบพหุ หรือวิธีอื่นๆที่เหมาะสมในการพยากรณ์

เมื่อมีข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควัน และน้ำยางข้นเข้ามาใหม่ ควรทำการปรับตัวแบบให้ได้สมการพยากรณ์ที่ทันสมัยอยู่เสมอ และให้ค่าพยากรณ์ที่แม่นยำยิ่งขึ้น

## เอกสารอ้างอิง

- [1] กฤษณี พิธิฐศุภกุล. 2559. สถานการณ์ยางพาราปี 2558 และแนวโน้มราคาปี 2559. [online]. เข้าถึงได้จาก <https://www.bot.or.th/Thai/MonetaryPolicy/Southern/ResearchPaper/Rubber%20situation%20in%202015%20and%20Trend.pdf> สืบค้นเมื่อ วันที่ 3 ตุลาคม 2561
- [2] คลังข้อมูลสารสนเทศระดับภูมิภาค (ภาคใต้). 2557. ลักษณะทางพฤกษศาสตร์. [online]. เข้าถึงได้จาก <http://www.arda.or.th/kasetinfo/south/para/controller/index.php> สืบค้นเมื่อ วันที่ 3 ตุลาคม 2561
- [3] เถลิ้มพล จตุพร และ พัฒนา สุขประเสริฐ. 2559. ตัวแบบพยากรณ์ผลผลิตและปริมาณส่งออกยางพาราของประเทศไทย. วารสารแก่นเกษตร 44(2) : 219-228.
- [4] ทรงศิริ แต้สมบัติ. 2549. การพยากรณ์เชิงปริมาณ. สำนักพิมพ์มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ พิมพ์ครั้งที่ 1
- [5] บริษัท วิรุฬห์กิจ อินดัสทรี จำกัด. 2559. [online]. เข้าถึงได้จาก <https://viroonkitindustry.wordpress.com/2016/01/08/> สืบค้นเมื่อ วันที่ 3 ตุลาคม 2561
- [6] ปรีดีเปรม ทักษกุล. 2560. การยางแห่งประเทศไทย. ชาวประชาสัมพันธ์. “ยางก้อนถ้วย” ไม่ใช่ขี้ยางหรือเศษยาง ความหมายต่างกันชัดเจน อย่าเข้าใจผิด. [online]. เข้าถึงได้จาก [http://www.rubber.co.th/ewt\\_news.php?nid=5410&filename=index](http://www.rubber.co.th/ewt_news.php?nid=5410&filename=index) สืบค้นเมื่อ วันที่ 1 พฤศจิกายน 2561
- [7] ปัญหาราคายาง ณ ปัจจุบัน. 2561 . [online]. เข้าถึงได้จาก <https://szkminsk.com> สืบค้นเมื่อ วันที่ 3 ตุลาคม 2561
- [8] เพ็ญญา พุดซ้อน. 2556. การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางแผ่นรมควันชั้น 1 ด้วยวิธีการของบอซ-เจนกินส์. [online]. เข้าถึงได้จาก [http://www.lib.buu.ac.th/st/ST00\\_02621.pdf](http://www.lib.buu.ac.th/st/ST00_02621.pdf) สืบค้นเมื่อ วันที่ 30 กันยายน พ.ศ. 2561
- [9] ระบบจัดการความรู้การยางแห่งประเทศไทย.2555.[online].เข้าถึงได้จาก [http://km.rubber.co.th/index.php?option=com\\_content&view=article&id=4347:2012-06-05-03-38-40&catid=124:2012-06-05-03-34-48&Itemid=236](http://km.rubber.co.th/index.php?option=com_content&view=article&id=4347:2012-06-05-03-38-40&catid=124:2012-06-05-03-34-48&Itemid=236) สืบค้นเมื่อ วันที่ 3 ตุลาคม 2561
- เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่นิยมนำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

- [10] ระบบจัดการความรู้ การยางแห่งประเทศไทย. 2555. [online]. เข้าถึงได้จาก [http://km.rubber.co.th/index.php?option=com\\_content&view=article&id=6318](http://km.rubber.co.th/index.php?option=com_content&view=article&id=6318): 2012-12-07-08-40-10 สืบค้นเมื่อ วันที่ 3 ตุลาคม 2561
- [11] วราภรณ์ เรียนสุทธิ. 2559. “การพยากรณ์ราคาน้ำยางสด.” วารสารวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี, มหาวิทยาลัยทักษิณ ปีที่ 24 ฉบับที่ 2 หน้า 212-224
- [12] วราพร งานสุข. 2555. “การพยากรณ์อนุกรมเวลาโดยการเปรียบเทียบวิธีแบบฉบับและวิธีบอกซ์-เจนกินส์กรณีศึกษาจำนวนการเกิดอุบัติเหตุในประเทศไทย.” มหาวิทยาลัยบูรพา [online]. เข้าถึงได้จาก <http://www.lib.buu.ac.th/st/ST0002619.pdf> สืบค้นเมื่อ วันที่ 17 กุมภาพันธ์ 2562
- [13] สถานการณ์ยางพาราและการปรับตัวของเกษตรกรในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ. 2558. [online]. เข้าถึงได้จาก <http://eris.nesdb.go.th/pdf> สืบค้นเมื่อ วันที่ 3 ตุลาคม 2561
- [14] สารานุกรมไทยสำหรับเยาวชนโดยพระราชประสงค์ในพระบาทสมเด็จพระเจ้าอยู่หัว ยางพารา. [online]. เข้าถึงได้จาก <http://kanchanapisek.or.th/kp6/sub/book/book.php?book=3&chap=4&page=t3-4-detail.html> สืบค้นเมื่อ วันที่ 3 ตุลาคม 2561
- [15] สมศรี บัณฑิตวิไล. 2559. เอกสารประกอบการเรียนวิชาอนุกรมเวลาและเลขดัชนี ภาควิชาสถิติประยุกต์, คณะวิทยาศาสตร์, สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง
- [16] อลิษา ฤทธิ์ทัชพงค์. 2559 การพยากรณ์พื้นที่ใช้ในการจัดงานแสดงสินค้า. ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์, สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง
- [17] George, E.P. Gwilym, M. and Gregory, C. 1994 *Time Series Anaylysis : Forecasting & Control*. 3<sup>th</sup> Edition. Englewood Cliff : Prentice Hall
- [18] Lewis C. *International and business Forecasting Methods*. London: Butterworths; 1982

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



ภาคผนวก

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## ภาคผนวก ก

ตารางภาคผนวก ก1 ข้อมูลปริมาณการส่งออกยางแผ่นรมควัน (มกราคม พ.ศ.2551 – ธันวาคม พ.ศ. 2561)

ปริมาณ : กิโลกรัม

เดือน	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	2558	2559	2560	2561
มกราคม	84,348,648	58,071,699	81,219,245	61,904,699	71,334,679	84,706,386	87,319,848	55,445,967	54,119,552	52,906,791	53,401,092
กุมภาพันธ์	77,286,638	69,475,269	69,549,788	63,127,955	69,266,865	66,881,720	77,453,748	49,524,734	55,839,539	55,565,480	49,577,386
มีนาคม	66,498,682	58,771,186	62,916,171	72,733,825	63,640,663	68,085,592	66,599,033	56,590,902	55,377,525	56,671,191	40,997,874
เมษายน	55,271,719	45,680,909	40,648,993	49,489,596	46,448,599	52,028,107	53,123,632	48,571,310	51,560,696	40,519,305	58,308,549
พฤษภาคม	50,442,776	33,350,289	29,723,265	53,751,479	43,139,291	40,369,179	34,881,922	44,420,224	42,323,569	51,187,235	46,453,969
มิถุนายน	49,180,524	38,515,730	49,807,214	54,776,126	36,074,931	49,751,314	45,478,343	40,319,341	38,549,227	45,850,167	42,618,359
กรกฎาคม	65,007,462	55,615,309	55,452,346	57,086,206	46,130,802	52,212,021	47,664,568	55,864,626	33,458,027	53,472,409	45,285,395
สิงหาคม	69,472,389	55,935,832	59,100,084	70,245,170	43,074,107	61,614,701	55,028,069	67,546,774	41,447,895	69,205,775	50,764,676
กันยายน	77,096,281	56,931,290	57,686,359	66,559,108	52,646,756	62,782,229	61,561,565	59,445,479	45,791,021	70,158,667	44,513,190
ตุลาคม	70,196,887	55,728,353	51,819,616	63,006,060	55,152,749	76,927,459	56,923,681	59,659,886	38,769,608	70,197,777	36,742,531
พฤศจิกายน	49,433,251	69,596,648	62,225,918	65,242,151	63,019,432	85,939,842	58,404,148	58,735,876	49,232,717	69,255,520	87,280,844
ธันวาคม	52,226,245	86,993,217	70,228,186	75,677,475	70,551,097	106,694,464	68,158,886	63,584,493	62,875,335	73,840,577	45,916,350

ตารางภาคผนวก ก2 ข้อมูลปริมาณการส่งออกยางแผ่นฟุ้งแห้ง (มกราคม พ.ศ.2551 - ธันวาคม พ.ศ. 2561)

ปริมาณ : กิโลกรัม

เดือน	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	2558	2559	2560	2561
มกราคม	3,432,074	886,820	7,189,022	2,329,920	370,488	321,699	1,843,691	385,180	309,840	177,713	272,480
กุมภาพันธ์	3,644,520	4,211,230	6,816,220	2,841,520	264,382	237,680	527,830	301,460	187,040	643,600	200,200
มีนาคม	7,113,240	4,461,666	6,080,100	4,048,373	250,956	674,680	653,813	413,990	245,833	213,800	86,240
เมษายน	2,813,220	1,648,000	1,791,260	3,542,860	80,000	399,404	171,380	273,000	247,080	159,480	164,680
พฤษภาคม	2,859,460	2,375,740	3,722,984	4,072,460	178,604	490,015	123,910	274,360	68,000	152,760	157,280
มิถุนายน	7,918,296	2,947,979	3,202,553	2,245,480	238,400	180,233	371,279	386,080	189,600	271,880	128,846
กรกฎาคม	8,685,080	3,097,057	6,533,100	3,880,582	340,880	360,483	462,920	308,000	173,280	290,960	188,000
สิงหาคม	6,195,800	2,361,626	3,299,360	438,200	271,040	396,444	619,620	326,880	283,200	215,440	164,880
กันยายน	11,234,840	2,739,298	4,382,265	175,880	238,335	577,629	515,250	1,450,480	282,240	228,000	173,600
ตุลาคม	8,508,415	2,465,110	2,553,652	287,600	293,400	654,080	928,840	610,320	249,160	225,880	207,680
พฤศจิกายน	2,709,995	4,602,870	4,554,261	476,400	271,885	917,375	768,513	273,300	425,680	253,000	520,320
ธันวาคม	3,210,765	3,529,275	1,816,240	343,800	174,204	2,435,602	584,120	529,280	975,280	252,641	156,480

ตารางภาคผนวก ก3 ข้อมูลปริมาณการส่งออกนํ้ายางชั้น (มกราคม พ.ศ.2551 - ธันวาคม พ.ศ.2561)

ปริมาณ : กิโลกรัม

เดือน	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	2558	2559	2560	2561
มกราคม	86,857,897	83,001,510	88,993,431	87,588,496	85,493,023	86,662,097	78,218,135	84,145,678	87,291,364	92,698,110	101,724,979
กุมภาพันธ์	59,167,995	88,260,090	76,039,930	83,421,181	84,200,042	92,921,666	93,508,073	95,094,595	108,268,740	99,911,713	131,276,116
มีนาคม	65,496,083	74,319,513	69,802,031	76,022,730	69,730,043	83,798,871	85,442,196	103,513,250	111,432,901	105,386,352	137,768,587
เมษายน	57,725,760	65,742,581	44,073,186	52,805,965	59,701,664	66,919,799	72,111,193	69,918,030	95,474,168	81,823,644	93,953,260
พฤษภาคม	60,710,499	68,911,750	65,435,839	57,286,380	72,924,338	63,748,551	80,967,103	80,395,232	80,148,536	84,929,571	87,542,730
มิถุนายน	64,360,910	84,809,555	74,389,501	68,577,586	65,803,136	66,515,428	76,213,017	82,673,061	126,588,265	75,940,097	90,611,003
กรกฎาคม	69,400,372	92,381,668	74,691,398	73,076,145	83,487,621	109,862,641	84,831,139	86,782,732	111,036,775	103,306,374	105,958,582
สิงหาคม	78,989,096	91,513,562	92,029,302	71,895,844	80,343,528	81,951,359	92,229,484	88,181,522	123,275,598	105,134,282	114,579,402
กันยายน	78,600,880	82,223,725	90,437,530	77,012,005	82,929,092	94,043,138	96,934,958	91,202,649	89,090,766	107,038,156	107,813,111
ตุลาคม	81,680,219	86,316,045	80,946,535	74,073,777	82,383,431	101,461,497	96,964,238	100,043,295	105,238,925	108,979,324	118,231,689
พฤศจิกายน	66,599,045	83,795,556	71,465,305	75,480,247	88,360,574	96,706,389	94,983,672	96,893,910	103,390,955	113,680,692	218,890,028
ธันวาคม	66,815,616	106,261,677	70,149,590	78,941,843	93,746,498	93,780,412	105,035,189	93,813,187	98,917,566	107,015,090	99,756,621

ตารางภาคผนวก ก4 ข้อมูลปริมาณการส่งออกยางเครพ (มกราคม พ.ศ.2551 - ธันวาคม พ.ศ.2561)

ปริมาณ : กิโลกรัม

เดือน	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	2558	2559	2560	2561
มกราคม	2,726,895	747,100	430,557	1,578,379	261,648	1,977,540	2,193,040	2,160,332	1,021,360	811,100	10,049,610
กุมภาพันธ์	2,161,678	1,061,800	567,883	609,181	100,875	2,226,933	807,893	1,187,091	732,800	259,760	3,051,916
มีนาคม	1,485,785	1,083,699	592,881	290,168	551,509	1,118,080	1,736,560	1,433,250	337,535	525,560	2,014,671
เมษายน	1,655,124	1,257,594	141,120	312,331	1,685,481	520,200	745,360	1,526,472	453,610	696,180	1,219,170
พฤษภาคม	1,172,760	1,103,571	124,710	235,996	1,411,249	1,041,200	708,722	1,005,600	633,190	1,418,460	1,539,026
มิถุนายน	1,310,203	567,630	412,040	161,422	1,926,841	278,508	1,031,300	1,463,794	679,675	2,439,420	3,290,672
กรกฎาคม	1,447,177	711,108	164,500	400,288	2,238,422	453,951	1,082,550	1,262,304	853,085	11,348,400	3,165,165
สิงหาคม	852,476	457,340	326,260	264,892	312,310	895,181	1,556,640	1,125,171	466,180	9,934,490	3,366,600
กันยายน	1,077,438	869,033	231,116	186,461	1,035,818	1,200,613	609,400	1,052,336	882,810	11,827,440	727,051
ตุลาคม	1,148,592	765,960	757,137	566,534	2,041,990	1,823,380	492,132	1,031,362	940,310	8,788,540	1,626,540
พฤศจิกายน	1,168,826	849,492	410,674	64,000	1,510,347	2,078,432	1,078,564	642,600	598,440	22,507,575	10,737,240
ธันวาคม	1,007,335	1,038,122	436,416	503,524	2,747,414	3,792,147	1,514,573	747,760	963,490	22,642,082	4,093,310

## ภาคผนวก ข

ในภาคผนวก ข จะแสดงการทดสอบการแจกแจงปกติโดย Aderson-Darling ของปริมาณการส่งออกยางแผ่นรมควัน

ตั้งสมมติฐาน ได้ดังนี้

$H_0$  : อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันมีการแจกแจงปกติ

$H_1$  : อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันไม่มีการแจกแจงปกติ

$$AD = -n - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[ (2i-1) \left\{ \ln F_x(x_i) + \ln [1 - F_x(x_{n+1-i})] \right\} \right]$$

$$= -120 - \frac{1}{120} (-14451.19)$$

$$= 0.4265$$

$$AD^* = AD \left( 1 + \frac{0.75}{n} + \frac{2.25}{n^2} \right)$$

$$= 0.4265 \left( 1 + \frac{0.75}{120} + \frac{2.25}{120^2} \right)$$

$$= 0.4532$$

และจะได้บริเวณวิกฤติ คือ

$$c_\alpha = a_\alpha \left( 1 + \frac{b_0}{n} + \frac{b_1}{n^2} \right)$$

$$= 0.7541 \left( 1 + \frac{-0.795}{120} + \frac{-0.89}{120^2} \right)$$

$$= 0.746$$

เนื่องจาก  $AD^* = 0.4532 > 0.746$  จึงยอมรับ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

นั่นคือ อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางแผ่นรมควันมีการแจกแจงปกติ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางภาคผนวก ข ค่าวิกฤตของการทดสอบ Anderson-Darling

$i$	$x_i$	$Rank(x_i)$	$Z_i$	$F_x(x_i)$	$F_x(x_{n+1-i})$	$(2i-1)\{\ln F_x(x_i) + \ln[1 - F_x(x_{n+1-i})]\}$
1	84,348,648	29,723,265	-2.18	0.0146	0.9999	-13.24
2	77,286,638	33,350,289	-1.91	0.0281	0.9857	-23.47
3	66,498,682	33,458,027	-1.90	0.0287	0.9850	-38.75
4	55,271,719	34,881,922	-1.79	0.0367	0.9817	-51.13
5	50,442,776	36,074,931	-1.70	0.0446	0.9767	-61.83
6	49,180,524	38,515,730	-1.51	0.0655	0.9756	-70.82
7	65,007,462	38,549,227	-1.51	0.0655	0.9582	-76.70
8	69,472,389	38,769,608	-1.50	0.0668	0.9251	-79.46
9	77,096,281	40,319,341	-1.38	0.0838	0.9236	-85.88
10	70,196,887	40,369,179	-1.37	0.0853	0.9222	-95.28
11	49,433,251	40,519,305	-1.36	0.0869	0.9192	-104.14
12	52,226,245	40,648,993	-1.35	0.0885	0.9049	-109.88
13	58,071,699	41,447,895	-1.29	0.0985	0.8790	-110.74
14	69,475,269	42,323,569	-1.23	0.1093	0.8621	-113.26
15	58,771,186	43,074,107	-1.17	0.1210	0.8365	-113.76
16	45,680,909	43,139,291	-1.16	0.1230	0.8212	-118.33
17	33,350,289	44,420,224	-1.07	0.1423	0.8159	-120.19
18	38,515,730	45,478,343	-0.99	0.1611	0.8133	-122.64
19	55,615,309	45,680,909	-0.97	0.1660	0.8133	-128.53
20	55,935,832	45,791,021	-0.96	0.1685	0.8133	-134.89
21	56,931,290	45,850,167	-0.96	0.1685	0.8133	-141.81
22	55,728,353	46,130,802	-0.94	0.1736	0.8023	-145.00
23	69,596,648	46,448,599	-0.91	0.1814	0.7995	-149.14
24	86,993,217	47,664,568	-0.82	0.2061	0.7995	-149.77
25	81,219,245	48,571,310	-0.75	0.2266	0.7995	-151.49
26	69,549,788	49,180,524	-0.70	0.2420	0.7939	-152.91
27	62,916,171	49,232,717	-0.70	0.2420	0.7939	-158.91
28	40,648,993	49,433,251	-0.69	0.2451	0.7939	-164.20
29	29,723,265	49,489,596	-0.68	0.2483	0.7704	-163.28
30	49,807,214	49,524,734	-0.68	0.2483	0.7673	-168.23

เอกสารนี้เป็นเอกสารสงวนลิขสิทธิ์ ห้ามเผยแพร่หรือศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า

ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางภาคผนวก ข ค่าวิกฤตของการทดสอบ Anderson-Darling (ต่อ)

$i$	$x_i$	$Rank(x_i)$	$Z_i$	$F_x(x_i)$	$F_x(x_{n+1-i})$	$(2i-1)\{\ln F_x(x_i) + \ln [1 - F_x(x_{n+1-i})]\}$
31	55,452,346	49,751,314	-0.66	0.2546	0.7549	-169.22
32	59,100,084	49,807,214	-0.66	0.2546	0.7389	-170.78
33	57,686,359	50,442,776	-0.61	0.2709	0.7324	-170.56
34	51,819,616	51,187,235	-0.55	0.2912	0.7324	-170.99
35	62,225,918	51,560,696	-0.52	0.3015	0.7291	-172.83
36	70,228,186	51,819,616	-0.50	0.3085	0.6985	-168.61
37	61,904,699	52,028,107	-0.49	0.3121	0.6915	-170.85
38	63,127,955	52,212,021	-0.47	0.3192	0.6517	-164.76
39	72,733,825	52,226,245	-0.47	0.3192	0.6517	-169.15
40	49,489,596	52,646,756	-0.44	0.3300	0.6406	-168.43
41	53,751,479	52,906,791	-0.42	0.3372	0.6368	-170.09
42	54,776,126	53,123,632	-0.40	0.3446	0.6368	-172.50
43	57,086,206	53,472,409	-0.38	0.3520	0.6331	-173.98
44	70,245,170	53,751,479	-0.36	0.3594	0.6331	-176.25
45	66,559,108	54,119,552	-0.33	0.3707	0.6293	-176.64
46	63,006,060	54,776,126	-0.28	0.3897	0.6141	-172.39
47	65,242,151	55,028,069	-0.26	0.3974	0.6026	-171.63
48	75,677,475	55,152,749	-0.25	0.4013	0.5948	-172.57
49	71,334,679	55,271,719	-0.24	0.4052	0.5948	-175.27
50	69,266,865	55,377,525	-0.23	0.4090	0.5359	-164.49
51	63,640,663	55,445,967	-0.23	0.4090	0.5319	-166.95
52	46,448,599	55,452,346	-0.23	0.4090	0.5199	-167.66
53	43,139,291	55,565,480	-0.22	0.4129	0.5080	-167.34
54	36,074,931	55,615,309	-0.22	0.4129	0.5080	-170.53
55	46,130,802	55,728,353	-0.21	0.4168	0.5000	-170.94
56	43,074,107	55,839,539	-0.20	0.4207	0.4880	-170.41
57	52,646,756	55,864,626	-0.20	0.4207	0.4761	-170.87
58	55,152,749	55,935,832	-0.19	0.4247	0.4602	-169.39
59	63,019,432	56,590,902	-0.14	0.4443	0.4522	-165.33
60	70,551,097	56,671,191	-0.14	0.4443	0.4522	-168.16

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปทำประโยชน์ด้านการค้า

ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางภาคผนวก ข ค่าวิกฤตของการทดสอบ Anderson-Darling (ต่อ)

$i$	$x_i$	$Rank(x_i)$	$Z_i$	$F_x(x_i)$	$F_x(x_{n+1-i})$	$(2i-1)\{\ln F_x(x_i) + \ln [1 - F_x(x_{n+1-i})]\}$
61	84,706,386	56,923,681	-0.12	0.4522	0.4443	-167.12
62	66,881,720	56,931,290	-0.12	0.4522	0.4443	-169.88
63	68,085,592	57,086,206	-0.10	0.4602	0.4247	-166.12
64	52,028,107	57,686,359	-0.06	0.4761	0.4207	-163.60
65	40,369,179	58,071,699	-0.03	0.4880	0.4207	-162.98
66	49,751,314	58,404,148	0.00	0.5000	0.4168	-161.45
67	52,212,021	58,735,876	0.02	0.5080	0.4129	-160.92
68	61,614,701	58,771,186	0.02	0.5080	0.4129	-163.34
69	62,782,229	59,100,084	0.05	0.5199	0.4090	-161.67
70	76,927,459	59,445,479	0.08	0.5319	0.4090	-160.87
71	85,939,842	59,659,886	0.09	0.5359	0.4090	-162.14
72	106,694,464	61,561,565	0.24	0.5948	0.4052	-148.57
73	87,319,848	61,614,701	0.24	0.5948	0.4013	-149.71
74	77,453,748	61,904,699	0.26	0.6026	0.3974	-148.93
75	66,599,033	62,225,918	0.29	0.6141	0.3897	-146.24
76	53,123,632	62,782,229	0.33	0.6293	0.3707	-139.87
77	34,881,922	62,875,335	0.34	0.6331	0.3594	-138.09
78	45,478,343	62,916,171	0.34	0.6331	0.3520	-138.10
79	47,664,568	63,006,060	0.35	0.6368	0.3446	-137.18
80	55,028,069	63,019,432	0.35	0.6368	0.3372	-137.15
81	61,561,565	63,127,955	0.36	0.6406	0.3300	-136.18
82	56,923,681	63,584,493	0.39	0.6517	0.3192	-132.45
83	58,404,148	63,640,663	0.39	0.6517	0.3192	-134.08
84	68,158,886	65,007,462	0.50	0.6915	0.3121	-124.08
85	55,445,967	65,242,151	0.52	0.6985	0.3085	-123.00
86	49,524,734	66,498,682	0.61	0.7291	0.3015	-115.40
87	56,590,902	66,559,108	0.62	0.7324	0.2912	-113.42
88	48,571,310	66,599,033	0.62	0.7324	0.2709	-109.80
89	44,420,224	66,881,720	0.64	0.7389	0.2546	-105.57
90	40,319,341	67,546,774	0.69	0.7549	0.2546	-102.93

เอกสารนี้เป็นเอกสารสงวนลิขสิทธิ์ของมหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าธนบุรี ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า

ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางภาคผนวก ข ค่าวิกฤตของการทดสอบ Anderson-Darling (ต่อ)

$i$	$x_i$	$Rank(x_i)$	$Z_i$	$F_x(x_i)$	$F_x(x_{n+1-i})$	$(2i-1)\{\ln F_x(x_i) + \ln[1-F_x(x_{n+1-i})]\}$
91	55,864,626	68,085,592	0.73	0.7673	0.2483	-99.59
92	67,546,774	68,158,886	0.74	0.7704	0.2483	-99.97
93	59,445,479	69,205,775	0.82	0.7939	0.2451	-94.72
94	59,659,886	69,255,520	0.82	0.7939	0.2420	-94.96
95	58,735,876	69,266,865	0.82	0.7939	0.2420	-95.98
96	63,584,493	69,472,389	0.84	0.7995	0.2266	-91.81
97	54,119,552	69,475,269	0.84	0.7995	0.2061	-87.72
98	55,839,539	69,549,788	0.84	0.7995	0.1814	-82.66
99	55,377,525	69,596,648	0.85	0.8023	0.1736	-80.95
100	51,560,696	70,158,667	0.89	0.8133	0.1685	-77.86
101	42,323,569	70,196,887	0.89	0.8133	0.1685	-78.64
102	38,549,227	70,197,777	0.89	0.8133	0.1660	-78.81
103	33,458,027	70,228,186	0.89	0.8133	0.1611	-78.38
104	41,447,895	70,245,170	0.90	0.8159	0.1423	-73.88
105	45,791,021	70,551,097	0.92	0.8212	0.1230	-68.60
106	38,769,608	71,334,679	0.98	0.8365	0.1210	-64.89
107	49,232,717	72,733,825	1.09	0.8621	0.1093	-56.26
108	62,875,335	73,840,577	1.17	0.8790	0.0985	-50.03
109	52,906,791	75,677,475	1.31	0.9049	0.0885	-41.79
110	55,565,480	76,927,459	1.40	0.9192	0.0869	-38.35
111	56,671,191	77,096,281	1.42	0.9222	0.0853	-37.62
112	40,519,305	77,286,638	1.43	0.9236	0.0838	-37.23
113	51,187,235	77,453,748	1.44	0.9251	0.0668	-33.08
114	45,850,167	81,219,245	1.73	0.9582	0.0655	-25.08
115	53,472,409	84,348,648	1.97	0.9756	0.0655	-21.18
116	69,205,775	84,706,386	1.99	0.9767	0.0446	-15.98
117	70,158,667	85,939,842	2.09	0.9817	0.0367	-13.02
118	70,197,777	86,993,217	2.17	0.9850	0.0287	-10.40
119	69,255,520	87,319,848	2.19	0.9857	0.0281	-10.15
120	73,840,577	106,694,464	3.67	0.9999	0.0146	-3.55
รวม						-14,451.19

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น! ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า

ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้