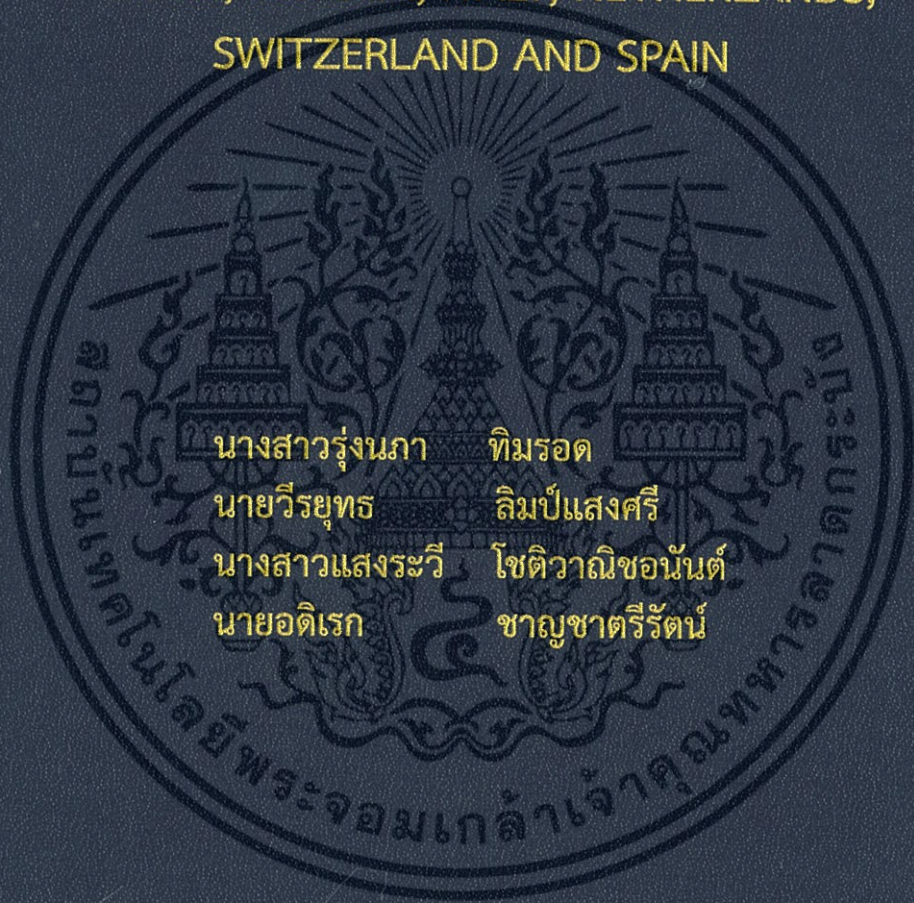


การพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย เยอรมัน  
ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์  
และสเปน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

FORECASTING THE NUMBER OF INTERNATIONAL  
TOURISTS IN THAILAND FROM RUSSIA, GERMANY,  
FRANCE, SWEDEN, ITALY, NETHERLANDS,  
SWITZERLAND AND SPAIN



นางสาวรุ่งนภา ทิมรอด  
นายวีรยุทธ ลิ้มป์แสงศรี  
นางสาวแสงระวี โชติวณิชอนันต์  
นายอดิเรก ชาญชาติรัตน์

ปัญหาพิเศษนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตร  
ปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต (สาขาสถิติประยุกต์)  
ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์  
สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง  
ปีการศึกษา 2559

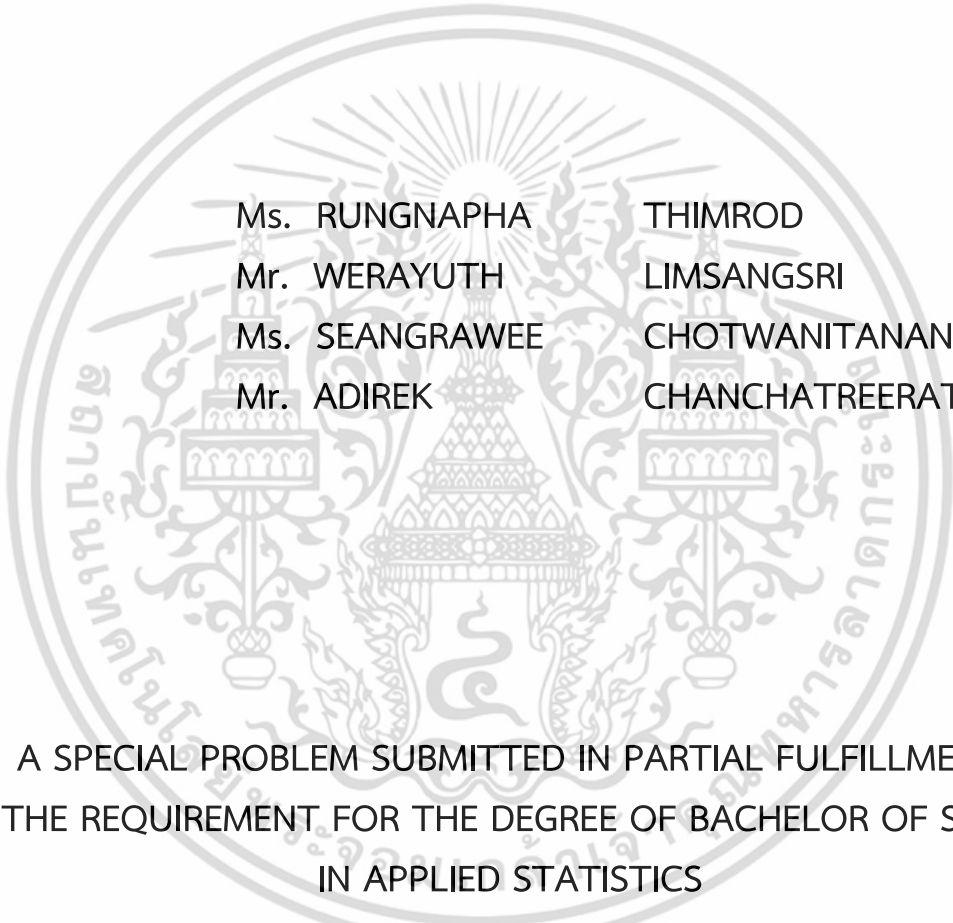
การพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย เยอรมัน  
ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์  
และสเปน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย  
FORECASTING THE NUMBER OF INTERNATIONAL  
TOURISTS IN THAILAND FROM RUSSIA, GERMANY,  
FRANCE, SWEDEN, ITALY, NETHERLANDS,  
SWITZERLAND AND SPAIN

นางสาวรุ่งนภา ทิมรอด  
นายวีรยุทธ ลิம்ப์แสงศรี  
นางสาวแสงระวี โชติวาณิชอนันต์  
นายอดิเรก ชาญชาติรัตน์

ปัญหาพิเศษนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตร  
ปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต (สาขาสถิติประยุกต์)  
ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์  
สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง  
ปีการศึกษา 2559

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

FORECASTING THE NUMBER OF INTERNATIONAL  
TOURISTS IN THAILAND FROM RUSSIA, GERMANY,  
FRANCE, SWEDEN, ITALY, NETHERLANDS,  
SWITZERLAND AND SPAIN



Ms. RUNGNAPHA THIMROD  
Mr. WERAYUTH LIMSANGSRI  
Ms. SEANGRAWEE CHOTWANITANAN  
Mr. ADIREK CHANCHATREERAT

A SPECIAL PROBLEM SUBMITTED IN PARTIAL FULFILLMENT  
OF THE REQUIREMENT FOR THE DEGREE OF BACHELOR OF SCIENCE  
IN APPLIED STATISTICS  
DEPARTMENT OF STATISTICS  
FACULTY OF SCIENCE  
KING MONGKUT'S INSTITUTE OF TECHNOLOGY LADKRABANG  
ACADEMIC YEAR 2016

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

หัวข้อปัญหาพิเศษ การพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย เยอรมัน ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และสเปน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

Forecasting the Number of International Tourists in Thailand from Russia, Germany, France, Sweden, Italy, Netherlands, Switzerland and Spain

ชื่อนักศึกษา นางสาวรุ่งนภา ทิมรอด 56051373  
นายวีรยุทธ ลิ้มป์แสงศรี 56051390  
นางสาวแสงระวี โชติวานิชอนันต์ 56051415  
นายอดิเรก ชาญชาติรัตน์ 56051417

ปริญญา วิทยาศาสตร์บัณฑิต (สถิติประยุกต์)

ภาควิชา สถิติ

ปีการศึกษา 2559

อาจารย์ที่ปรึกษา ผศ. ดร. สมศรี บัณฑิตวิไล

คณะวิทยาศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง อนุมัติให้ปัญหาพิเศษนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาสถิติประยุกต์ ประจำปีการศึกษา 2559

คณะกรรมการสอบ	ลายมือชื่อ
ผศ.ชูใจ คูหารัตนไชย ประธานกรรมการ	
ดร.กนกวรรณ ลีโรจนาประภา กรรมการ	
ผศ.ดร.สมศรี บัณฑิตวิไล กรรมการและอาจารย์ที่ปรึกษา	

ลิขสิทธิ์ของคณะวิทยาศาสตร์

สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

**หัวข้อปัญหาพิเศษ** การพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย เยอรมัน ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และสเปน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย  
Forecasting the Number of International Tourists in Thailand from Russia, Germany, France, Sweden, Italy, Netherlands, Switzerland and Spain

<b>ชื่อนักศึกษา</b>	นางสาวรุ่งนภา ทิมรอด	56051373
	นายวีรยุทธ ลิมป์แสงศรี	56051390
	นางสาวแสงระวี โชติวานิชอนันต์	56051415
	นายอดิเรก ชาญชาติรัตน์	56051417
<b>ปริญญา</b>	วิทยาศาสตรบัณฑิต (สถิติประยุกต์)	
<b>ภาควิชา</b>	สถิติ	
<b>ปีการศึกษา</b>	2559	
<b>อาจารย์ที่ปรึกษา</b>	ผศ. ดร. สมศรี บัณฑิตวิไล	

#### บทคัดย่อ

ปัญหาพิเศษนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อหาตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย เยอรมัน ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และสเปน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ซึ่งเก็บรวบรวมข้อมูลโดยการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย กรมการท่องเที่ยว กระทรวงการท่องเที่ยวและกีฬา โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 รวมทั้งสิ้น 132 เดือน โดยวิธีที่นำมาใช้ได้แก่ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีปรับให้เรียบ และวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ ซึ่งใช้ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) เป็นเกณฑ์ในการเลือกวิธีที่เหมาะสม

จากการเปรียบเทียบเทคนิคการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี พบว่าวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน และฝรั่งเศส คือ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และสเปน คือ วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ และวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย สวีเดน และอิตาลี คือ วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ โดยอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย สวีเดน และอิตาลีมีรูปแบบเป็น  $ARIMA(2,1,2) \times SARIMA(1,1,0)_{12}, ARIMA(1,0,1) \times SARIMA(2,1,3)_{12}$  และ  $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(1,1,2)_{12}$  ตามลำดับ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

<b>Title</b>	Forecasting the Number of International Tourists in Thailand from Russia, Germany, France, Sweden, Italy, Netherlands, Switzerland and Spain		
<b>Students</b>	Miss Rungnapha	Thimrod	56051373
	Mister Werayuth	Limsangsri	56051390
	Miss Seangrawee	Chotwanitanan	56051415
	Mister Adirek	Chanchatreerat	56051417
<b>Degree</b>	Bachelor of Science (Applied Statistics)		
<b>Department</b>	Statistics		
<b>Academic Year</b>	2016		
<b>Advisor</b>	Asst. Prof. Dr. Somsri Banditvilai		

### ABSTRACT

The purpose of this special problem is to find the appropriate forecasting model to forecast the number of international tourists from Russia, Germany, France, Sweden, Italy, Netherlands, Switzerland, and Spain who travel to Thailand. The time series data is collected by the Tourism Authority of Thailand, Department of Tourism, Ministry of Tourism and Sports. By using secondary monthly data from January 2006 to December 2016, it is about 132 months. The forecasting methods are composed of Decomposition method, Smoothing method and Box and Jenkins method, then using mean square error (MSE) to choose the appropriate forecasting models.

The comparison of three forecasting methods is found that Decomposition methods is the most appropriate forecasting method for forecasting the number of tourists from Germany and France. Holt-Winter Exponential Smoothing method is the most appropriate forecasting method for forecasting the number of tourists from Netherlands, Switzerland and Spain and Box and Jenkins method is the most appropriate forecasting method for forecasting the number of tourists from Russia, Sweden and Italy. The model for the number of tourists from Russia, Sweden and

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

Italy are ARIMA(2,1,2)×SARIMA(1,1,0)<sub>12</sub> , ARIMA(1,0,1)×SARIMA(2,1,3)<sub>12</sub> , ARIMA(1,1,1)×SARIMA(1,1,2)<sub>12</sub> respectively.

## กิตติกรรมประกาศ

ปัญหาพิเศษฉบับนี้สำเร็จลุล่วงได้ด้วยดีเนื่องมาจากคณะผู้จัดทำได้รับความอนุเคราะห์และความกรุณาเป็นอย่างยิ่งจาก ผศ.ดร.สมศรี บัณฑิตวิไล อาจารย์ที่ปรึกษาปัญหาพิเศษ ที่ได้กรุณาเวลาสละเวลาให้คำปรึกษา ข้อคิดเห็น และแนวทางต่างๆอันเป็นประโยชน์อย่างยิ่งในการทำปัญหาพิเศษรวมถึงการตรวจทาน แก้ไขข้อบกพร่องต่างๆด้วยความเอาใจใส่ทุกขั้นตอน เอื้อเฟื้อหนังสืออ้างอิงในการค้นคว้าข้อมูล และติดตามความก้าวหน้าในการดำเนินงาน อีกทั้งยังช่วยแก้ปัญหาต่างๆที่เกิดขึ้นระหว่างการดำเนินงานอีกด้วย จนทำให้ปัญหาพิเศษฉบับนี้เสร็จสมบูรณ์ คณะผู้จัดทำรู้สึกซาบซึ้งในความกรุณาและขอกราบขอบพระคุณด้วยความเคารพอย่างสูง

ขอกราบขอบพระคุณ ผศ.ชูใจ คูหารัตนไชย และ ดร.กนกกรรณ ลี้โรจนาประภา คณะกรรมการสอบปัญหาพิเศษ ที่ได้กรุณาให้คำปรึกษา ข้อเสนอแนะ และแนวคิดต่างๆที่เป็นประโยชน์ รวมถึงตรวจสอบและแก้ไขข้อบกพร่องต่างๆเพิ่มเติม ทำให้ปัญหาพิเศษฉบับนี้มีความสมบูรณ์มากยิ่งขึ้น

ขอกราบขอบพระคุณ คณาจารย์สาขาสถิติประยุกต์ทุกท่านที่ได้ประสิทธิ์ประสาทความรู้และให้คำแนะนำต่างๆจนกระทั่งสำเร็จการศึกษา รวมถึงเจ้าหน้าที่สาขาวิชาสถิติประยุกต์ทุกท่าน ที่ให้ความช่วยเหลือ ประสานงาน และอำนวยความสะดวกในการทำปัญหาพิเศษเป็นอย่างดี

ขอกราบขอบพระคุณการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย กรมการท่องเที่ยว กระทรวงการท่องเที่ยวและกีฬา ที่ให้ความอนุเคราะห์ข้อมูลในการทำปัญหาพิเศษครั้งนี้อย่างครบถ้วนและสะดวก

ขอขอบคุณเพื่อนๆสาขาสถิติประยุกต์สำหรับกำลังใจและความช่วยเหลือที่มีให้มาโดยตลอด

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สุดท้ายนี้ ขอกราบขอบพระคุณ บิดา มารดา ที่ให้ความห่วงใย ช่วยเป็นกำลังใจ ส่งเสริมและสนับสนุนในทุกๆด้าน ตลอดจนเป็นแรงจูงใจที่สำคัญ จนทำให้การศึกษาครั้งนี้ประสบความสำเร็จได้ตามที่ตั้งใจ และผู้เกี่ยวข้องที่ไม่ได้กล่าวนามไว้ทุกท่าน จึงขอกราบขอบพระคุณมา ณ ที่นี้

นางสาวรุ่งนภา	ทิมรอด
นายวีรยุทธ	ลิมป์แสงศรี
นางสาวแสงระวี	โชติวาณิชอนันต์
นายอดิเรก	ชาญชาตรีรัตน์



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

# สารบัญ

	หน้า
บทคัดย่อภาษาไทย.....	ก
บทคัดย่อภาษาอังกฤษ.....	ข
กิตติกรรมประกาศ.....	ค
สารบัญ.....	ง
สารบัญตาราง.....	ฉ
สารบัญรูป.....	ช
<b>บทที่ 1 บทนำ.....</b>	<b>1</b>
1.1 ความเป็นมาและความสำคัญ.....	1
1.2 วัตถุประสงค์.....	2
1.3 ขอบเขตการศึกษา.....	3
1.4 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ.....	3
<b>บทที่ 2 ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง.....</b>	<b>4</b>
2.1 การทดสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล.....	4
2.1.1 การทดสอบของ Box-Ljung.....	4
2.1.2 การทดสอบสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองในช่วง L.....	5
2.2 การวิเคราะห์หอนุกรมเวลา.....	6
2.2.1 วิธีการแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method).....	6
2.2.1.1 วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก.....	8
2.2.1.2 วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบคูณ.....	8
2.2.2 วิธีปรับให้เรียบ (Smoothing Method).....	9
2.2.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method).....	11
2.2.3.1 การแปลงอนุกรมเวลาให้เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียร.....	11
2.2.3.2 การวิเคราะห์หอนุกรมเวลาแบบบ็อกซ์และเจนกินส์.....	12
2.3 การวัดความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์.....	19
2.3.1 ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Mean Square Error : MSE).....	19
2.3.2 ค่าร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percent Error :MAPE).....	20
2.3.3 เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของอาไคเคะ (Akaike's Information Criterion : AIC).....	20

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สารบัญ(ต่อ)

	หน้า
2.4 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง.....	22
<b>บทที่ 3 วิธีการดำเนินงานวิจัย.....</b>	<b>23</b>
3.1 ลักษณะข้อมูลและแหล่งที่มาของข้อมูล .....	23
3.2 ขั้นตอนการดำเนินงาน .....	23
<b>บทที่ 4 ผลการวิจัยและการอภิปรายผล.....</b>	<b>25</b>
4.1 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศไทย ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย.....	26
4.1.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method).....	27
4.1.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก.....	27
4.1.1.2 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ.....	28
4.1.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method).....	30
4.1.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก.....	31
4.1.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ.....	33
4.1.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method) .....	35
4.2 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย .....	43
4.2.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method).....	44
4.2.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก.....	44
4.2.1.2 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ.....	45
4.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method) .....	47
4.2.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก.....	47
4.2.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ.....	50
4.2.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method) .....	52

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต่อจางอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สารบัญ(ต่อ)

	หน้า
4.3 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย.....	62
4.3.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method).....	63
4.3.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก.....	63
4.3.1.2 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ.....	64
4.3.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method).....	67
4.3.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก.....	67
4.3.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ.....	69
4.3.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method).....	71
4.4 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย.....	79
4.4.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method).....	80
4.4.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก.....	81
4.4.1.2 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ.....	82
4.4.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method).....	83
4.4.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก.....	83
4.4.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ.....	86
4.4.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method).....	88
4.5 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย.....	96
4.5.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method).....	97
4.5.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก.....	97

## สารบัญ(ต่อ)

4.5.1.2 วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ.....	99
4.5.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method) .....	100
4.5.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก.....	100
4.5.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ.....	103
4.5.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method).....	105
4.6 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย.....	115
4.6.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method).....	116
4.6.1.1 วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก.....	116
4.6.1.2 วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ.....	118
4.6.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method) .....	120
4.6.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก.....	120
4.6.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ.....	122
4.6.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method).....	124
4.7 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย.....	133
4.7.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method).....	134
4.7.1.1 วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก.....	134
4.7.1.2 วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ.....	136
4.7.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method) .....	137
4.7.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก.....	137

## สารบัญ(ต่อ)

	หน้า
4.7.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์	
รูปแบบคุณ .....	139
4.7.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method).....	142
4.8 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน	
ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย .....	152
4.8.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method).....	153
4.8.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก.....	153
4.8.1.2 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ.....	154
4.8.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์	
(Holt-Winters Exponential Smoothing Method) .....	157
4.8.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์	
รูปแบบบวก .....	157
4.8.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์	
รูปแบบคูณ .....	159
4.8.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method) .....	161
<b>บทที่ 5 สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ</b> .....	<b>170</b>
5.1 สรุปผลการวิจัย.....	170
5.1.1 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย .....	170
5.1.2 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน .....	172
5.1.3 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส.....	173
5.1.4 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน .....	174
5.1.5 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี .....	176
5.1.6 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ .....	178
5.1.7 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์ .....	179
5.1.8 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน .....	180
5.2 สรุปผล.....	181
5.3 ข้อเสนอแนะ.....	182
<b>บรรณานุกรม.....</b>	<b>183</b>

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สารบัญตาราง

ตารางที่	หน้า
2.1 หลักเกณฑ์ในการเลือกตัวแบบ ARIMA(p,d,q) .....	17
2.2 หลักเกณฑ์ในการเลือกตัวแบบ SARIMA(P,D,Q).....	17
4.1 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจาก ประเทศไทย โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก ยกตัวอย่างตั้งแต่ t =109, 110, ...,120 เมื่อกำหนดให้ $\alpha =1, \gamma=0, \delta=0.148$ .....	31
4.2 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจาก ประเทศไทย โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ยกตัวอย่างตั้งแต่ t =109, 110, ...,120 เมื่อกำหนดให้ $\alpha =0.930, \gamma=0.588, \delta=1$ .....	33
4.3 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (2,1,2) $\times$ SARIMA (1,1,0) <sub>12</sub> ของจำนวน นักท่องเที่ยวจากประเทศไทย.....	38
4.4 การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยวจาก ประเทศไทย.....	40
4.5 แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยว จากประเทศไทย.....	42
4.6 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจาก ประเทศเยอรมัน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก ยกตัวอย่างตั้งแต่ t =109, 110, ...,120 เมื่อกำหนดให้ $\alpha=0.001, \gamma=1, \delta=0.159$ .....	48
4.7 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจาก ประเทศเยอรมัน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ยกตัวอย่างตั้งแต่ t =109, 110, ...,120 เมื่อกำหนดให้ $\alpha=0.393, \gamma=0, \delta=0.560$ .....	50
4.8 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (1,1,1) $\times$ SARIMA (0,1,3) <sub>12</sub> ร่วมกับค่าคงที่ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน .....	55
4.9 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA (1,1,1) $\times$ SARIMA (0,1,3) <sub>12</sub> ของจำนวน นักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน .....	56
4.10 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA (0,1,1) $\times$ SARIMA (0,1,3) <sub>12</sub> ของจำนวน นักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน .....	57
4.11 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA (0,1,1) $\times$ SARIMA (0,1,2) <sub>12</sub> ของจำนวน นักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน .....	58

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่	หน้า
4.12 การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน.....	59
4.13 แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน.....	61
4.14 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวกยกตัวอย่างตั้งแต่ $t = 109, 110, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.002, \gamma = 0.627, \delta = 0.106$	67
4.15 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณยกตัวอย่างตั้งแต่ $t = 109, 110, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.241, \gamma = 0, \delta = 0.597$	69
4.16 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (1,1,1) $\times$ SARIMA (0,1,0) <sub>12</sub> . ร่วมกับค่าคงที่ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส.....	74
4.17 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (1,1,1) $\times$ SARIMA (0,1,0) <sub>12</sub> ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส.....	75
4.18 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (0,1,1) $\times$ SARIMA (0,1,0) <sub>12</sub> ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส.....	75
4.19 การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส.....	76
4.20 แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส.....	78
4.21 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวกยกตัวอย่างตั้งแต่ $t = 109, 110, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.083, \gamma = 0.075, \delta = 0.160$ .	84
4.22 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณยกตัวอย่างตั้งแต่ $t = 109, 110, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.028, \gamma = 0.051, \delta = 0.500$ .	86
4.23 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA (1,0,1) $\times$ SARIMA (2,1,3) <sub>12</sub> ของนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน.....	91

## สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่	หน้า
4.24 การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน .....	93
4.25 แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน .....	95
4.26 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบอกยกตัวอย่างตั้งแต่ $t = 109, 110, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.017, \gamma = 0.496, \delta = 0$ ....	101
4.27 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบอกยกตัวอย่างตั้งแต่ $t = 109, 110, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.697, \gamma = 0, \delta = 1$ .....	103
4.28 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (1,1,1) $\times$ SARIMA (1,1,2) <sub>12</sub> ร่วมกับค่าคงที่ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี .....	108
4.29 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA (1,1,1) $\times$ SARIMA (1,1,2) <sub>12</sub> ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย .....	109
4.30 การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย .....	111
4.31 แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย .....	114
4.32 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบอกยกตัวอย่างตั้งแต่ $t = 109, 110, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.002, \gamma = 1, \delta = 0$ .....	120
4.33 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบอกยกตัวอย่างตั้งแต่ $t = 109, 110, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.333, \gamma = 0, \delta = 0.823$ .....	122
4.34 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (3,1,1) $\times$ SARIMA (0,1,1) <sub>12</sub> ร่วมกับค่าคงที่ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ .....	127
4.35 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (3,1,1) $\times$ SARIMA (0,1,1) <sub>12</sub> ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์.....	128

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และตัดทอนอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่	หน้า
4.36 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ $ARIMA(3,1,0) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$ ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ .....	129
4.37 การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยว จากประเทศเนเธอร์แลนด์ .....	130
4.38 แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยว จากประเทศเนเธอร์แลนด์ .....	132
4.39 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจาก ประเทศสวีตเซอร์แลนด์ โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก ยกตัวอย่างตั้งแต่ $t = 109, 110, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.002, \gamma = 0, \delta = 0.121$ .....	138
4.40 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจาก ประเทศสวีตเซอร์แลนด์ โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ยกตัวอย่างตั้งแต่ $t = 109, 110, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.334, \gamma = 0, \delta = 0.836$ .....	140
4.41 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(1,1,1)_{12}$ ร่วมกับค่าคงที่ของปริมาณนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ .....	145
4.42 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(1,1,1)_{12}$ ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ .....	146
4.43 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$ ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ .....	146
4.44 การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยวจาก ประเทศสวีตเซอร์แลนด์ .....	148
4.45 แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยว จากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ .....	151
4.46 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจาก ประเทศสเปน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก ยกตัวอย่างตั้งแต่ $t = 109, 110, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.049, \gamma = 0, \delta = 0.032$ .....	157

## สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่	หน้า
4.47 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_i(t)$ , $\hat{\beta}_1(t)$ และ $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ยกตัวอย่างตั้งแต่ $t = 109, 110, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha=0.676, \gamma=0, \delta=1$ .....	159
4.48 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (1,1,1) $\times$ SARIMA (1,1,1) <sub>12</sub> ร่วมกับค่าคงที่ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน .....	164
4.49 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (1,1,1) $\times$ SARIMA (1,1,1) <sub>12</sub> ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน.....	165
4.50 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (1,1,1) $\times$ SARIMA (0,1,1) <sub>12</sub> ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน.....	166
4.51 การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน .....	167
4.52 แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน.....	169
5.1 แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี โดยวิธีการพยากรณ์ที่ให้ค่าต่ำที่สุด เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดสำหรับการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวทั้ง 8 ประเทศ	181
<b>ภาคผนวก</b> .....	185
<b>ภาคผนวก 1</b> ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย.....	186
<b>ภาคผนวก 2</b> ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย.....	187
<b>ภาคผนวก 3</b> ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย.....	188
<b>ภาคผนวก 4</b> ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย.....	189
<b>ภาคผนวก 5</b> ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย.....	190
<b>ภาคผนวก 6</b> ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย.....	191
<b>ภาคผนวก 7</b> ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย.....	192
<b>ภาคผนวก 8</b> ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย	193

## สารบัญรูป

รูปที่	หน้า
4.1 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย.....	26
4.2 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติก และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก .....	28
4.3 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ.....	30
4.4 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย .....	35
4.5 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง .....	36
4.6 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง.....	36
4.7 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย.....	37
4.8 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย.....	37
4.9 แสดงว่าคอเรลโรแกรมของ $r_k(e_t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย ....	41
4.10 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน.....	43
4.11 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน ซึ่งมีแนวโน้มเส้นตรง และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก.....	45
4.12 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ.....	47
4.13 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน 52	
4.14 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง .....	53
4.15 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง.....	53
4.16 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน.....	54
4.17 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน.....	54
4.18 แสดงว่าคอเรลโรแกรมของ $r_k(e_t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน .	60
4.19 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส .....	62

## สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่	หน้า
4.20 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติก และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก.....	64
4.21 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ .....	66
4.22 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส .....	71
4.23 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง .....	72
4.24 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง.....	72
4.25 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส.....	73
4.26 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส.....	73
4.27 แสดงว่าคอเรลโรแกรมของ $r_k(e_t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส...	77
4.28 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน.....	79
4.29 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติก และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก.....	81
4.30 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ .....	83
4.31 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน.....	88
4.32 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่ได้จากการหาผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง	89
4.33 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลา จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน.....	90
4.34 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลา จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน.....	90
4.35 แสดงว่าคอเรลโรแกรมของ $r_k(e_t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน ...	94
4.36 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี .....	96
4.37 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติก และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก.....	98

## สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่	หน้า
4.38 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ .....	100
4.39 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี.....	105
4.40 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง .....	106
4.41 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง .....	106
4.42 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี.....	107
4.43 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี.....	107
4.44 แสดงว่าคอเรลโรแกรมของ $r_k(e_t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี.....	112
4.45 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์.....	115
4.46 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติก และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก.....	117
4.47 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ ....	119
4.48 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ .....	124
4.49 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง...	125
4.50 อนุกรมเวลาปริมาณนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง.....	125
4.51 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์.....	126
4.52 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์.....	126
4.53 แสดงว่าคอเรลโรแกรมของ $r_k(e_t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์	131
4.54 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ .....	133
4.55 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ ซึ่งมีแนวโน้มเส้นตรง และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก .....	135

## สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่	หน้า
4.56 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โพเนนเชียล และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ ...	137
4.57 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน.....	142
4.58 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง .	143
4.59 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง.....	143
4.60 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน.....	144
4.61 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน.....	144
4.62 แสดงว่าคอเรลโรแกรมของ $r_k(e_t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจาก ประเทศสวีเดน.....	149
4.63 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน .....	152
4.64 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่ ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติก และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก.....	154
4.65 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โพเนนเชียล และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ.....	156
4.66 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน .....	161
4.67 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง .....	162
4.68 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง .....	162
4.69 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน.....	163
4.70 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน.....	163
4.71 แสดงว่าคอเรลโรแกรมของ $r_k(e_t)$ ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน .....	168
5.1 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ .....	171
5.2 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ .....	172
5.3 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ .....	173

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และตัดอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่		หน้า
5.4	อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ .....	175
5.5	อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ .....	177
5.6	อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ .....	178
5.7	อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ .....	179
5.8	อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ .....	180



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และตัดอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

# บทที่ 1

## บทนำ

### 1.1 ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา

การท่องเที่ยว ( Tourism ) เป็นกิจกรรมการเดินทางจากที่หนึ่งไปยังอีกที่หนึ่ง โดยในการเดินทางอาจจะมีที่หมายแตกต่างกัน ไม่เพียงเพื่อการพักผ่อนหย่อนใจอย่างเดียวเท่านั้น แต่ยังรวมถึง การติดต่อธุรกิจ ศึกษาหาความรู้ ตลอดจนการเยี่ยมเยียนญาติพี่น้อง กิจกรรมเหล่านี้ล้วนเป็นการท่องเที่ยวทั้งสิ้น โดยจะเป็นการท่องเที่ยวได้จะต้องประกอบด้วยปัจจัยอย่างน้อย 3 ประการคือ การเดินทาง การพักค้างคืน และการกินอาหารนอกบ้าน เพราะเหตุนี้การท่องเที่ยวจึงทำให้เกิดการหมุนเวียนของเงิน และสร้างรายได้ให้ทุกอาชีพตั้งแต่ระดับรากหญ้าจนถึงระดับประเทศ [10]

จากปัจจัย 3 ประการข้างต้น ปัจจัยที่สำคัญที่ทำให้ประเทศไทย สามารถดึงดูดนักท่องเที่ยว นั่นก็คือ เรื่องของอาหาร เนื่องจากประเทศไทยมีชื่อเสียงด้านความอร่อยมานาน ซึ่งวัดได้จากผลการจัดอันดับ 23 เมืองก็ยกให้ “กรุงเทพฯ” เป็นเมืองที่มีร้านอาหารริมทางดีที่สุดในโลก [11] อีกทั้งยุคนี้เป็นยุคสมัยของฟู้ดตี้ที่คนสนใจเรื่องอาหารมากเกินปกติธรรมดา จนกระทั่งโพสต์ลงโซเชียลมีเดียถึงจะเริ่มทานได้ [7] ก็ยิ่งทำให้ประเทศไทยมีนักท่องเที่ยวหลั่งไหลเข้ามาเพิ่มขึ้นทุกๆ ปี และจากผลการสำรวจพบว่ามากกว่า 1 ใน 3 ของค่าใช้จ่ายในการท่องเที่ยวทั้งหมดถูกใช้ไปกับเรื่องของอาหาร เพราะเหตุนี้หลายประเทศจึงเริ่มให้ความสนใจเรื่องนำอาหารมาใช้เป็นเครื่องมือในการท่องเที่ยว [3] รวมถึงประเทศไทยด้วยเช่นกัน

ในยุคปัจจุบัน การดำเนินธุรกิจมักจะใช้ลูกค้าเป็นศูนย์กลาง (Customer Centric) ซึ่งถือเป็นกลยุทธ์ที่สำคัญสำหรับธุรกิจทุกประเภท รวมถึงธุรกิจด้านอุตสาหกรรมการท่องเที่ยว โดยในยุคโลกาภิวัตน์นี้ลูกค้าหรือนักท่องเที่ยวก็ได้นำเอาเทคโนโลยีที่มีอยู่มาใช้ในการประกอบการตัดสินใจ ซึ่งบางครั้งข้อมูลที่มีมากไปก็ทำให้ตัดสินใจลำบากยิ่งขึ้น [2] ดังนั้นการแข่งขันด้านธุรกิจนี้ก็จะสูงตาม ถ้าหากประเทศไทยสามารถพัฒนาศักยภาพการท่องเที่ยวให้ยั่งยืนได้ โดยสามารถทำให้ลูกค้าหรือนักท่องเที่ยวได้รับความพึงพอใจจนสามารถบอกต่อคนอื่นๆ ได้ ก็ถือเป็นแรงอุดหนุนที่สำคัญในการรักษาลูกค้าความเชื่อมั่นของลูกค้าในการมาท่องเที่ยวในประเทศไทยให้มั่นคงและยั่งยืน

เนื่องจากอุตสาหกรรมการท่องเที่ยวเป็นอุตสาหกรรมที่ทำรายได้ให้กับทุกอาชีพ ทางการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย (ททท.) ก็ได้มีนโยบายท่องเที่ยว 4.0 ควบคู่กับไทยแลนด์ 4.0 โดยให้มีการพัฒนา “สินค้าท่องเที่ยว” ให้มี “นวัตกรรม” แตกต่างจากเดิม และยังเน้นตลาดต่างประเทศอย่าง “รัสเซีย” ในด้านการให้บริการ “แพทยองค์รวม” หรือ Health and Wellness Spa ซึ่งตลาดนี้ถือว่ามีชื่อเสียงในประเทศรัสเซีย และกลุ่ม CIS (กลุ่มประเทศเครือรัฐเอกราช) [12] ซึ่งถือว่าเป็นเรื่องดีที่รัฐบาลออกมาตรการช่วยกระตุ้นและส่งเสริมอุตสาหกรรมท่องเที่ยว แต่ถึงกระนั้น มิใช่เพียงรัฐบาลเท่านั้น การท่องเที่ยวไทยจะมีชื่อเสียงและเป็นที่ยอมรับจากนานาประเทศได้นั้น ก็ยังต้องมาจากความร่วมมือของทุกภาคส่วนรวมถึงประชาชน ในการพัฒนาให้การท่องเที่ยวให้ยั่งยืน รายได้มากมายที่ได้มาก็มีได้เพียงแต่นำมาพัฒนาให้ประเทศเจริญยิ่งขึ้น แต่มันยังเป็นเม็ดเงินหมุนเวียนถึงประชาชนในทุกระดับอีกด้วย

จากสถานการณ์ท่องเที่ยวปี 2558 โดยประเมินจากข้อมูลเบื้องต้น ณ วันที่ 1 มกราคม 2559 พบว่าในปีที่ผ่านมา มีนักท่องเที่ยวต่างชาติเดินทางเข้ามาท่องเที่ยวในประเทศไทยมากถึง 29.88 ล้านคน ขยายตัว 20.44 % สร้างรายได้ 1.44 ล้านล้านบาท เพิ่มขึ้น 23.53 % ถือว่ามีการเจริญเติบโตสูงที่สุดเป็นประวัติการณ์โดยเพิ่มขึ้นจากปี 2557 มากถึง 2.7 แสนล้านบาท [9] จะเห็นได้ว่าการท่องเที่ยวเป็นส่วนที่ทำรายได้ให้กับประเทศเป็นจำนวนมาก ดังนั้นคณะผู้วิจัยจึงได้เล็งเห็นความสำคัญของการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวที่จะเดินทางเข้ามาในประเทศไทย จึงสนใจศึกษาจำนวนนักท่องเที่ยวจากทวีปยุโรป จำนวน 8 ประเทศ คือ รัสเซีย เยอรมัน ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และสเปน

## 1.2 วัตถุประสงค์

เพื่อหาตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์ และใช้ตัวแบบที่ได้ในการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย เยอรมัน ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และสเปน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

### 1.3 ขอบเขตการศึกษา

การศึกษาคั้งนี้ จะศึกษาเฉพาะจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย เยอรมัน ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยโดยรวบรวมข้อมูลจากการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย กรมการท่องเที่ยว กระทรวงการท่องเที่ยวและกีฬา ซึ่งเป็นข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือน สิงหาคม พ.ศ. 2559 รวมทั้งสิ้น 132 เดือน

### 1.4 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

1. เพื่อที่จะได้ตัวแบบในการพยากรณ์จากประเทศรัสเซีย เยอรมัน ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย
2. เพื่อนำตัวแบบพยากรณ์ที่ได้ไปพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย เยอรมัน ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

## บทที่ 2

### ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ในปัญหาพิเศษเรื่อง “การพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวของประเทศรัสเซีย เยอรมัน ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย” คณะผู้ศึกษาได้ศึกษาทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้องเรื่องการพยากรณ์ เพื่อนำความรู้มาใช้เป็นแนวทางในการศึกษา โดยแบ่งออกเป็น 4 ส่วน ดังนี้

1. การทดสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล
2. การวิเคราะห์อนุกรมเวลา
3. การวัดความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์
4. งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

#### 2.1 การทดสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล

ในการวิเคราะห์ข้อมูลว่าอนุกรมเวลาประกอบด้วยส่วนประกอบใดบ้าง ในเบื้องต้นจะทำการพล็อตกราฟเพื่อดูส่วนประกอบต่างๆ ของอนุกรมเวลา หากกราฟที่ได้พบว่าแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลมีลักษณะที่ไม่ชัดเจน จะต้องทำการทดสอบสมมติฐานโดยใช้การทดสอบ ดังนี้

##### 2.1.1 การทดสอบของ Box-Ljung

การทดสอบของ Box-Ljung เป็นการทดสอบแบบใช้พารามิเตอร์ว่าอนุกรมเวลามีแนวโน้มหรือไม่ โดยใช้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง (Autocorrelation Coefficient: ACF) ที่ lag  $k$  หลายๆ ค่าพร้อมกันโดยมีขั้นตอนการทดสอบดังนี้ [8]

1. กำหนด  $H_0$  และ  $H_1$

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

$$H_1 : \text{มี } \rho_i \text{ อย่างน้อยหนึ่งค่าที่ไม่เท่ากับ 0 เมื่อ } i = 1, 2, 3, \dots, k$$

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  $m$  เป็นจำนวนสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองที่จะทดสอบ  
 $n$  เป็นขนาดของอนุกรมเวลา  
 $r_k$  สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองที่ lag  $k$  ของตัวอย่าง  
 $\rho_k$  เป็นสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองที่ lag  $k$  ของประชากร

### 3. เกณฑ์การตัดสินใจ

บริเวณวิกฤต คือ  $Q_m > \chi_{\alpha, m}^2$

ซึ่ง  $\chi_{\alpha, m}^2$  เป็นค่าวิกฤตที่ได้จากตารางไคสแควร์ที่ระดับนัยสำคัญ  $\alpha$  และองศาแห่งความเป็นอิสระ  $m$   
 กรณีที่ปฏิเสธ  $H_0$  แสดงว่าอนุกรมเวลามีแนวโน้ม

#### 2.1.2 การทดสอบสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองที่ช่วง $L$

การทดสอบสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองที่ช่วง  $L$  เป็นการทดสอบว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาลหรือไม่ ซึ่งเป็นการทดสอบแบบใช้พารามิเตอร์ โดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองที่ช่วง  $L$  เมื่อ  $L$  เป็นจำนวนฤดูกาลต่อปี นั่นคือ พิจารณาว่าค่าสังเกตที่ห่างกัน  $L$  ช่วงเวลามีความสัมพันธ์กันหรือไม่ กรณีที่มีสหสัมพันธ์กันเชิงบวกแสดงว่าอนุกรมเวลานั้นมีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง การทดสอบมีขั้นตอนดังนี้ [8]

- กำหนด  $H_0$  และ  $H_1$

$$H_0 : \rho_L = 0$$

$$H_1 : \rho_L > 0$$

- ตัวสถิติ 
$$r_L = \frac{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+L} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2}$$

### 3. เกณฑ์ในการตัดสินใจ

$$\text{บริเวณวิกฤต คือ } r_L \geq \frac{Z_\alpha}{\sqrt{n}}$$

ซึ่ง  $Z_\alpha$  เป็นค่าวิกฤตที่ได้จากตารางการแจกแจงปกติมาตรฐานที่ระดับนัยสำคัญ  $\alpha$

กรณีทีปฏิเสธ  $H_0$  แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล

## 2.2 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา

ในปัญหาพิเศษนี้จะใช้การวิเคราะห์อนุกรมเวลา 3 วิธี คือ

1. วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)
  - ใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ทั้งรูปแบบบวกและรูปแบบคูณ ซึ่งใช้กับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล
2. วิธีปรับให้เรียบ (Smoothing Method)
  - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method) ซึ่งใช้กับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล
3. วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method) ใช้กับข้อมูลได้ทุกรูปแบบ

### 2.2.1 วิธีการแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

วิธีนี้จะทำการแยกอนุกรมเวลาออกเป็นส่วนประกอบต่างๆ ซึ่งส่วนประกอบหลักของอนุกรมเวลา ได้แก่ แนวโน้ม (Trend) อิทธิพลของฤดูกาล (Seasonal Effect) อิทธิพลของวัฏจักร (Cyclical Effect) และเหตุการณ์ที่ผิดปกติ (Irregular Effect) โดยมีการรวมกันของส่วนประกอบต่างๆ ของอนุกรมเวลา 2 รูปแบบ [8] คือ

1. รูปแบบบวก (Additive Model) รูปแบบนี้เหมาะสำหรับอนุกรมเวลาที่มีการผันแปรของฤดูกาลไม่แปรผันตามระดับค่าเฉลี่ยหรือแนวโน้ม มีรูปแบบดังนี้

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

2. รูปแบบคูณ (Multiplicative Model) รูปแบบนี้เหมาะสำหรับอนุกรมเวลาที่มีการผันแปรของฤดูกาลแปรผันตามระดับค่าเฉลี่ยหรือแนวโน้ม มีรูปแบบดังนี้

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

โดยที่  $Y_t$  คือ ข้อมูลหรือค่าสังเกต 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 [8] มีดังนี้

1. แนวโน้ม หมายถึง การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาในระยะยาว ซึ่งอาจจะเป็นแนวโน้มขึ้นหรือลง (Upward หรือ Downward Trend) ซึ่งแนวโน้มมีลักษณะต่างกัน เช่น แนวโน้มเส้นตรง (Linear Trend) แนวโน้มกำลังสอง (Quadratic Trend) แนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล (Exponential Trend) และแนวโน้มตัว S (S-shaped Trend) เป็นต้น

2. อิทธิพลของฤดูกาล การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามีผลเนื่องมาจากฤดูกาล การเคลื่อนไหวจะเกิดขึ้นซ้ำกันทุกๆ ปี

3. อิทธิพลของวัฏจักร อนุกรมเวลาที่เก็บรวบรวมในระยะยาวหลายปี การเคลื่อนไหวอาจแสดงอิทธิพลของวัฏจักรที่มีลักษณะทำนองเดียวกันกับอิทธิพลของฤดูกาล โดยวัฏจักรหนึ่งนั้นจะครอบคลุมระยะเวลาหลายปี แต่ละช่วงจะมีการเคลื่อนไหวไม่แตกต่างกันมาก

4. เหตุการณ์ที่ผิดปกติ เป็นการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเฉพาะส่วนที่ไม่มีแบบแผนที่แน่นอน เหตุการณ์ที่ผิดปกตินี้ส่วนใหญ่จะเป็นเหตุการณ์ที่ไม่ได้คาดคิดมาก่อนหรือไม่เกิดบ่อยครั้ง เช่น น้ำท่วม แผ่นดินไหว พายุ เป็นต้น

ในปัญหาพิเศษนี้ อนุกรมเวลาที่นำมาศึกษามีเพียงกรณีเดียว คือ อนุกรมเวลาที่มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ซึ่งจะใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ ทั้งในกรณีรูปแบบบวกรูปแบบคูณ

### 2.2.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก

เมื่อรูปแบบเป็นแบบบวกและแนวโน้มเป็นเส้นตรง กำหนดรูปแบบเป็น

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

การสร้างสมการพยากรณ์จะได้จากการสร้างสมการแนวโน้มและหาค่าวัตติพิลของฤดูกาลดังนี้

1. ปรับอนุกรมเวลาเดิม  $\{Y_t\}$  ด้วยค่าแนวโน้มที่วัดโดยการทำให้เคลื่อนที่ กรณีนี้เป็นอนุกรมเวลารายเดือนจะทำให้เคลื่อนที่แบบ centered 12 month จากอนุกรมเวลาใหม่ที่ได้จากการทำให้เคลื่อนที่  $\{MA_t\}$  จะนำไปปรับแนวโน้มออก ซึ่งการปรับจะทำได้โดยการหัก  $\{MA_t\}$  ออกจาก  $Y_t$  จะได้อนุกรมเวลาใหม่  $\{Y_t - MA_t\}$  หรือ  $\{\hat{S}_t + \varepsilon_t\}$  ซึ่งอนุกรมเวลาดังกล่าวมีการเคลื่อนไหวเนื่องจากฤดูกาลและเหตุการณ์ผิดปกติ

2. หาค่าวัตติพิลของฤดูกาลจากการหาค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่ได้ในขั้นตอนที่ 1 แยกตามฤดูกาล ค่าวัตติพิลของฤดูกาลที่ได้  $\{\hat{S}_t\}$  มักจะมีผลรวมไม่เป็น 0 การปรับให้ค่าวัตติพิลของฤดูกาลมีผลรวมเป็น 0 จะทำได้โดยการนำค่าเฉลี่ยของค่าวัตติพิลของฤดูกาลเดิมมาลบออก นั่นคือ  $\hat{S}_t^* = \hat{S}_t - \bar{\hat{S}}$  ที่มี  $\sum_{i=1}^L \hat{S}_i^* = 0$

3. หาอนุกรมเวลาปรับฤดูกาล โดยนำค่าวัตติพิลของฤดูกาลที่ได้ในข้อ 2 ไปหักออกจากค่าสังเกตของอนุกรมเวลาเดิม นำอนุกรมเวลาปรับฤดูกาลนี้ไปสร้างสมการแนวโน้ม โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด จะได้สมการแนวโน้มเป็น  $\hat{T}_t = b_0 + b_1 t$  และจะได้สมการพยากรณ์เป็น  $\hat{Y}_t = b_0 + b_1 t + \hat{S}_t^*$

### 2.2.1.2 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบคูณ

เมื่อรูปแบบเป็นแบบคูณและแนวโน้มเป็นเอ็กซ์โปเนนเชียล กำหนดรูปแบบเป็น

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

สมการพยากรณ์ที่สร้างขึ้นจะได้จากการสร้างสมการแนวโน้มและหาค่าวัตติพิลของฤดูกาล ซึ่งจะทำให้ตามขั้นตอนดังนี้ [6]

1. ปรับอนุกรมเวลาเดิม  $\{Y_t\}$  ด้วยค่าแนวโน้มที่วัดโดยการทำเฉลี่ยเคลื่อนที่ กรณีนี้เป็นอนุกรมเวลารายเดือนจะทำเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบ centered 12 month จากอนุกรมเวลาใหม่ที่ได้จากการทำเฉลี่ยเคลื่อนที่  $\{MA_t\}$  จะนำไปปรับแนวโน้มออก ซึ่งการปรับจะได้จากการนำ  $\{MA_t\}$  ไปหาร  $Y_t$  จะได้อนุกรมเวลาใหม่  $\left\{\frac{Y_t}{MA_t}\right\}$  ซึ่งอนุกรมเวลาที่ได้ใหม่มีการเคลื่อนไหวเนื่องจากฤดูกาลและเหตุการณ์ที่ผิดปกติ

2. หาดัชนีฤดูกาลโดยการหาค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลา  $\{\hat{S}_i, \hat{\varepsilon}_i\}$  ที่ได้ในข้อ 1 ดัชนีฤดูกาลที่ได้  $\hat{S}_i$  มักจะมีผลรวมไม่เท่ากับ  $L$  การปรับให้ดัชนีฤดูกาลมีผลรวมเป็น  $L$  จะทำได้โดยการนำค่าเฉลี่ยของดัชนีฤดูกาลเดิมมาหาร คือ  $\hat{S}_i^* = \frac{\hat{S}_i}{\bar{S}}$  ที่มี  $\sum_{i=1}^L \hat{S}_i^* = L$

3. หาอนุกรมเวลาปรับฤดูกาล โดยนำดัชนีในข้อ 2 ไปหารค่าสังเกตของอนุกรมเวลาเดิมในฤดูกาลที่สัมพันธ์กัน นำอนุกรมเวลาปรับฤดูกาลนี้ไปสร้างสมการแนวโน้มแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล จะได้สมการแนวโน้มเป็น  $\hat{T}_t = b_0 b_1^t$  จะได้สมการพยากรณ์เป็น

$$\hat{Y}_t = (b_0 b_1^t) \times \hat{S}_i^*$$

## 2.2.2 วิธีปรับให้เรียบ (Smoothing Method)

วิธีปรับให้เรียบมีหลายวิธี การเลือกใช้วิธีใดนั้นจะขึ้นอยู่กับลักษณะของอนุกรมเวลา ซึ่งอนุกรมเวลาที่นำมาศึกษานี้เป็นอนุกรมเวลาที่มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล จึงเลือกใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method) ซึ่งวิธีนี้มีค่าปรับน้ำหนัก 3 ค่า คือ  $\alpha$  เป็นค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าแนวโน้ม  $\gamma$  เป็นค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าความชัน และ  $\delta$  เป็นค่าปรับน้ำหนักสำหรับอิทธิพลของฤดูกาล ซึ่งรูปแบบการรวมกันของแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล แบ่งได้เป็น 2 รูปแบบ คือ

1. **รูปแบบบวก** ใช้กับข้อมูลที่มีแนวโน้มเส้นตรงและอิทธิพลของฤดูกาล โดยอิทธิพลของฤดูกาลมีการเพิ่มขึ้นหรือลดลงในอัตราคงที่ มีรูปแบบสมการดังนี้ [9]

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

เมื่อ  $Y_t$  คือ ข้อมูลหรือค่าสังเกต ณ เวลา  $t$   
 $T_t(t)$  คือ ค่าแนวโน้ม ณ เวลา  $t$   
 $S_i(t)$  คือ ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา  $t$   
 $\varepsilon_t$  คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา  $t$

สมการปรับค่าแบบปรับด้วยความคลาดเคลื่อน ได้แก่

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

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

$$\hat{S}_i(t) = \begin{cases} \hat{S}_i(t-1) + \delta(1-\alpha)e_t & \text{ถ้า } t \text{ อยู่ในฤดูที่ } i \\ \hat{S}_i(t-1) & \text{ถ้า } t \text{ ไม่อยู่ในฤดูที่ } i \end{cases}$$

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

$\hat{\beta}_1(t)$  คือ ค่าประมาณความชัน ณ เวลา  $t$

$\hat{S}_i(t)$  คือ ค่าประมาณของอิทธิพลของฤดูกาลที่  $i$  ณ เวลา  $t$

สมการพยากรณ์ คือ

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

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

2. รูปแบบคูณ ใช้กับข้อมูลที่มีแนวโน้มเส้นตรงและอิทธิพลของฤดูกาล โดยอิทธิพลของฤดูกาลจะมีการเพิ่มขึ้นหรือลดลงเป็นส่วนกับค่าแนวโน้ม มีรูปแบบสมการดังนี้

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

สมการปรับค่าแบบปรับด้วยความคลาดเคลื่อน ได้แก่

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

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

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

สมการพยากรณ์ คือ

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

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

### 2.2.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาด้วยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method) จะเลือกตัวแบบจากการพิจารณาลักษณะของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง (Autocorrelation) และสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองส่วนย่อย (Partial Autocorrelation) ของอนุกรมเวลาที่เสตชันนารี โดยบ็อกซ์และเจนกินส์สร้างตัวแบบเฉลี่ยเคลื่อนที่ (Moving Average Model) ตัวแบบการถดถอยในตนเอง (Autoregressive Model) และตัวแบบผสมการถดถอยในตนเองกับเฉลี่ยเคลื่อนที่ (Mixed Autoregressive Model) [13]

#### 2.2.3.1 การแปลงอนุกรมเวลาให้เป็นอนุกรมเวลาที่เสตชันนารี

อนุกรมเวลาที่เสตชันนารีมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ซึ่งเป็นคุณสมบัติที่จำเป็นสำหรับการวิเคราะห์อนุกรมเวลาด้วยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ ถ้าขาดคุณสมบัติดังกล่าวจะต้องแปลงอนุกรมเวลาดังกล่าวให้เป็นเสตชันนารีก่อน ซึ่งแบ่งเป็น 2 กรณี คือ [13]

1. ถ้าอนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยเปลี่ยนไปตามเวลาโดยที่ความแปรปรวนคงที่ และอนุกรมเวลานี้ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล สามารถแปลงอนุกรมเวลานี้ให้เป็นอนุกรมเวลาที่เสตชันนารี โดยการหาผลต่างดังนี้

ผลต่างครั้งที่หนึ่ง (First difference) แทนด้วย  $\nabla Y_t$  และ

$$\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad \text{สำหรับ } t = 1, 2, 3, \dots, n$$

ผลต่างครั้งที่สอง (Second differences) แทนด้วย  $\nabla^2 Y_t$  และ

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

$\nabla^d Y_t$  แทนผลต่างครั้งที่  $d$  ได้จากการหาผลต่างเป็นลำดับจากผลต่างครั้งก่อนๆ

2. ถ้าอนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยเปลี่ยนไปตามเวลาโดยที่ความแปรปรวนคงที่ และอนุกรมเวลาไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลด้วย การหาผลต่างฤดูกาล จะหาผลต่างของค่าอนุกรมเวลาที่อยู่ห่างกันเท่ากับจำนวนฤดูกาล  $L$  และแทนด้วย  $\nabla_L Y_t$

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

และผลต่างฤดูกาลครั้งที่ D แทนด้วย  $\nabla_L^D Y_t$

ผลต่างครั้งที่ d เมื่อหาร่วมกันกับผลต่างฤดูกาลครั้งที่ D แทนด้วยสัญลักษณ์  $\nabla^d \nabla_L^D Y_t$

เมื่อ D แทน จำนวนครั้งของค่าผลต่างฤดูกาล

d แทน จำนวนครั้งของผลต่าง

L แทน จำนวนของฤดูกาล

ผลต่างครั้งที่ d เท่ากับ  $(1-B)^d Y_t$

ผลต่างฤดูกาลครั้งที่ D เท่ากับ  $(1-B^L)^D Y_t$

3. กรณีความแปรปรวนเปลี่ยนไปตามเวลา การเปลี่ยนแปลงกระบวนการที่ความแปรปรวนไม่คงที่แปลงได้หลายวิธี ขึ้นกับลักษณะของความแปรปรวน ถ้าความแปรปรวนเป็นสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลา โดยที่ค่าเฉลี่ยอนุกรมเวลาเพิ่มขึ้น หรือลดลงอย่างคงที่ ก็ควรจะแปลงด้วยวิธีล็อกการิทึม ( $\ln Y_t$ ) วิธีอื่นๆที่จะเปลี่ยนให้ค่าความแปรปรวนคงที่ เช่น แปลงด้วยรากที่สอง แปลงด้วยการกลับเศษเป็นส่วน แปลงด้วยรากที่สี่ เป็นต้น

ในอนุกรมเวลาชุดหนึ่งๆ อาจมีค่าเฉลี่ยและค่าความแปรปรวนไม่คงที่ทั้งสองอย่าง ควรแปลงให้ค่าความแปรปรวนคงที่ก่อนจะแปลงค่าเฉลี่ยให้คงที่

### 2.2.3.2 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบบ็อกซ์และเจนกินส์

ประกอบด้วย 4 ขั้นตอน คือ

#### ขั้นที่ 1 การหาตัวแบบ (Identification)

ตัวแบบสำหรับการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบบ็อกซ์และเจนกินส์

1. อนุกรมเวลาไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล

2. อนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล

## 1. อนุกรมเวลาไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล

### 1.1 กระบวนการถดถอยในตนเองแบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ p

#### (Nonseasonal Autoregressive Process of Order p : AR(p))

เป็นกระบวนการที่ค่าปัจจุบัน  $Y_t$  แทนด้วยฟังก์ชันเชิงเส้นของค่าในอดีตกับค่าความคลาดเคลื่อน  $\varepsilon_t$  โดยที่อนุกรมเวลา  $\{Y_t\}$  เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียร เมื่อกำหนดให้  $Z_t = Y_t - \mu$  จะได้กระบวนการหรือตัวแบบ (Model) การถดถอยในตนเองอันดับ p [13] คือ

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + \varepsilon_t$$

เมื่อ  $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$  คือ พารามิเตอร์ของการถดถอยในตนเองแบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล (Nonseasonal Autoregressive Parameter)

$\varepsilon_t$  คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

$Z_t$  คือ อนุกรมเวลาที่แปลงให้เป็นเสถียรแล้ว

### 1.2 กระบวนการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ q

#### (Nonseasonal Moving Average Process of Order q : MA(q))

แสดงความสัมพันธ์ของข้อมูลปัจจุบัน กับค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาในอดีตที่ห่างกัน q หน่วยเวลา เมื่อกำหนดให้  $Z_t = Y_t - \mu$  จะได้กระบวนการหรือตัวแบบ (Model) การเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับ q คือ [13]

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

เมื่อ  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  คือ พารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล (Nonseasonal Moving Average Parameter)

$\varepsilon_t$  คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

$Z_t$  คือ อนุกรมเวลาที่แปลงให้เป็นเสถียรแล้ว

### 1.3 กระบวนการถดถอยในตนเองแบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ p ผสมกับ กระบวนการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ q (Nonseasonal Autoregressive Process of Order p and Nonseasonal Moving Average Process of Order q : ARMA (p,q))

เมื่อกำหนดให้  $Z_t = Y_t - \mu$  จะได้กระบวนการหรือตัวแบบ (Model) ถดถอยในตนเองแบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ p กับกระบวนการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับ q [13] คือ

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

เมื่อ  $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$  คือ พารามิเตอร์ของกระบวนการถดถอยในตนเองแบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล  
(Nonseasonal Autoregressive Parameter)

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  คือ พารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล  
(Nonseasonal Moving Average Parameter)

$\varepsilon_t$  คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

$Z_t$  คือ อนุกรมเวลาที่แปลงให้เป็นสเตชันนารีแล้ว

## 2. อนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล

### 2.1 กระบวนการถดถอยในตนเองแบบมีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ P (Seasonal Autoregressive Process of Order P : SAR(P))

เป็นกระบวนการอนุกรมเวลาที่ค่าปัจจุบัน  $Y_t$  แทนได้ด้วยฟังก์ชันเชิงเส้นของค่าในอดีตกับค่าความคลาดเคลื่อน  $\varepsilon_t$  โดยที่อนุกรมเวลา  $\{Y_t\}$  เป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารี เมื่อกำหนดให้  $Z_t = Y_t - \mu$  จะได้กระบวนการหรือตัวแบบ (Model) การถดถอยในตนเองอันดับ P [13] คือ

$$Z_t = \phi_{1L} Z_{t-1L} + \phi_{2L} Z_{t-2L} + \dots + \phi_{PL} Z_{t-PL} + \varepsilon_t$$

เมื่อ  $\phi_{1L}, \phi_{2L}, \dots, \phi_{PL}$  คือ พารามิเตอร์ของกระบวนการถดถอยในตนเองแบบมีอิทธิพลของฤดูกาล  
(Seasonal Autoregressive Parameter)

$\varepsilon_t$  คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

$Z_t$  คือ อนุกรมเวลาที่แปลงให้เป็นสเตชันนารีแล้ว

L คือ จำนวนของฤดูกาล

## 2.2 กระบวนการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ Q

(Seasonal Moving Average Process of Order Q : SMA(Q))

เมื่อกำหนดให้  $Z_t = Y_t - \mu$  จะได้กระบวนการหรือตัวแบบ (Model) การเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับ Q [13] คือ

$$Z_t = \theta_{1L}\varepsilon_{t-1L} - \theta_{2L}\varepsilon_{t-2L} - \dots - \theta_{QL}\varepsilon_{t-QL} + \varepsilon_t$$

เมื่อ  $\theta_{1L}, \theta_{2L}, \dots, \theta_{QL}$  คือ พารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีอิทธิพลของฤดูกาล (Seasonal Moving Average Parameter)

$\varepsilon_t$  คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

$Z_t$  คือ อนุกรมเวลาที่แปลงให้เป็นสเตชันนารีแล้ว

L คือ จำนวนของฤดูกาล

## 2.3 กระบวนการถดถอยในตนเองแบบมีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ P

ผสมกับ กระบวนการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ Q

(Seasonal Autoregressive Process of Order P and Seasonal Moving Average Process of Order Q : SARIMA (P,Q))

เมื่อกำหนดให้  $Z_t = Y_t - \mu$  จะได้กระบวนการหรือตัวแบบ (Model) การถดถอยในตนเองแบบมีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ P กับการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีอิทธิพลฤดูกาลอันดับ Q [13] คือ

$$Z_t = \phi_{1L}Z_{t-1L} + \phi_{2L}Z_{t-2L} + \dots + \phi_{PL}Z_{t-PL} - \theta_{1L}\varepsilon_{t-1L} - \theta_{2L}\varepsilon_{t-2L} - \dots - \theta_{QL}\varepsilon_{t-QL} + \varepsilon_t$$

เมื่อ  $\phi_{1L}, \phi_{2L}, \dots, \phi_{PL}$  คือ พารามิเตอร์ของกระบวนการถดถอยในตนเองแบบมีอิทธิพลของฤดูกาล (Seasonal Autoregressive Parameter)

$\theta_{1L}, \theta_{2L}, \dots, \theta_{QL}$  คือ พารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีอิทธิพลของฤดูกาล (Seasonal Moving Average Parameter)

$\varepsilon_t$  คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

$Z_t$  คือ อนุกรมเวลาที่แปลงให้เป็นสเตชันนารีแล้ว

L คือ จำนวนของฤดูกาล

ตัวแบบทั่วไป คือ ARIMA(p,d,q) x SARIMA(P,D,Q)<sub>L</sub> [8]

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

โดยที่  $\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$

$$\phi_p(B^L) = (1 - \phi_{1L} B^L - \phi_{2L} B^{2L} - \dots - \phi_{pL} B^{pL})$$

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

$$\theta_q(B^L) = (1 - \theta_{1L} B^L - \theta_{2L} B^{2L} - \dots - \theta_{qL} B^{qL})$$

$$Z_t = (1 - B^L)^2 (1 - B)^d Y_t$$

เมื่อ $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$	คือ พารามิเตอร์ของการถดถอยในตนเองแบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล
$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$	คือ พารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล
$\phi_{1L}, \phi_{2L}, \dots, \phi_{pL}$	คือ พารามิเตอร์ของการถดถอยในตนเองแบบมีอิทธิพลของฤดูกาล
$\theta_{1L}, \theta_{2L}, \dots, \theta_{qL}$	คือ พารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีอิทธิพลของฤดูกาล
p	คือ อันดับของ AR (Autoregressive)
q	คือ อันดับของ MA (Moving Average)
d	คือ จำนวนครั้งของผลต่าง
D	คือ จำนวนครั้งของผลต่างฤดูกาล
P	คือ อันดับของ SAR (Seasonal Autoregressive)
Q	คือ อันดับของ SMA (Seasonal Moving Average)
L	คือ จำนวนของฤดูกาล
$\varepsilon_t$	คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตาราง 2.1 หลักเกณฑ์ในการเลือกตัวแบบ ARIMA(p,d,q)

ตัวแบบ	ACF	PACF
AR(p)	ลดลงแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลหรือคลื่นรูป sine	ตัดออกหลังคาบเวลาที่ p
MA(q)	ตัดออกหลังคาบเวลาที่ q	ลดลงแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลหรือคลื่นรูป sine
ARMA(p,q)	ลดลงแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลหรือคลื่นรูป sine หลัง lag q	ลดลงแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลหรือคลื่นรูป sine หลัง lag p

ตาราง 2.2 หลักเกณฑ์ในการเลือกตัวแบบ SARIMA(P,D,Q)<sub>L</sub>

ตัวแบบ	ACF	PACF
SAR(P)	ลดลงแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลหรือคลื่นรูป sine	ตัดออกหลังคาบเวลาที่ PL
SMA(Q)	ตัดออกหลังคาบเวลาที่ QL	ลดลงแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลหรือคลื่นรูป sine
SARMA(P,Q)	ลดลงแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลหรือคลื่นรูป sine หลัง lag QL	ลดลงแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลหรือคลื่นรูป sine หลัง lag PL

เมื่อ ACF แทน สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง

เมื่อ PACF แทน สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองส่วนย่อย

## ขั้นที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ (Estimations)

เมื่อได้รูปแบบจากขั้นที่ 1 แล้ว จากนั้นจะทำการประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ โดยใช้วิธีวิเคราะห์เชิงตัวเลข (Numerical Method)

### ขั้นที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ (Diagnostic Checking)

วิธีการตรวจสอบส่วนใหญ่จะใช้ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ( $e_t$ ) ที่เป็นผลต่างระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์  $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$  มาเป็นหลักในการพิจารณาความเหมาะสมของรูปแบบจะทำได้ดังต่อไปนี้ [8]

3.1 พิจารณาว่าพารามิเตอร์ของการเฉลี่ยเคลื่อนที่ และการถดถอยในตนเองในรูปแบบมีค่าเป็น 0 หรือไม่ ด้วยการทดสอบสมมติฐาน

$$H_0 : \theta = 0$$

$$H_1 : \theta \neq 0$$

ใช้ตัวสถิติทดสอบ  $Z = \frac{\hat{\theta}}{S_{\hat{\theta}}}$  เมื่อ  $\theta$  แทนพารามิเตอร์ในรูปแบบ

โดยปฏิเสธ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อ  $|Z| \geq Z_{\frac{\alpha}{2}}$  แสดงว่า พารามิเตอร์ในรูปแบบมีค่าไม่เท่ากับ 0 นั่นคือตัวแบบที่กำหนดเหมาะสมแล้ว

3.2 การทดสอบของบ็อกซ์และจุง (Box-Ljung) เพื่อตรวจสอบความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ( $e_t$ ) ว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยการทดสอบสมมติฐาน

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

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

โดยใช้สถิติทดสอบ

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

เมื่อ  $n$  คือ จำนวนข้อมูลที่จะใช้ในการวิเคราะห์หอนุกรมเวลา

$m$  คือ Lag สูงสุดที่ต้องการทดสอบ

$r_k(e_t)$  คือ ค่าฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตนเองของค่าความคลาดเคลื่อนที่อยู่ห่างกัน  $k$  ช่วงเวลา

$n_p$  คือ จำนวนพารามิเตอร์ในตัวแบบ

ตัวสถิติทดสอบ  $Q$  มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ ที่องศาความเป็นอิสระเท่ากับ  $m - n_p$  โดยปฏิเสธ  $H_0$  เมื่อ  $Q > \chi_{\alpha, (m-n_p)}^2$  แสดงว่าตัวแบบที่กำหนดยังไม่เหมาะสม

3.3 พิจารณาว่าอนุกรมเวลา ( $e_t$ ) มีลักษณะการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยการทดสอบสมมติฐาน

$$H_0 : \rho_k(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \neq 0 \quad \text{สำหรับ } k = 1, 2, \dots$$

การปฏิเสธ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ  $\alpha$  จะทำเมื่อ  $|r_k(e_t)| \geq Z_{\alpha/2} / \sqrt{n}$  เมื่อ  $n$  เป็นขนาดของอนุกรมเวลา

#### ขั้นที่ 4 การพยากรณ์ (Forecasting)

เมื่อได้ตัวแบบที่เหมาะสมแล้ว จะสามารถทำการพยากรณ์แบบจุด (Point Forecast) โดยการพยากรณ์จะใช้สมการพยากรณ์ที่สร้างจากรูปแบบการพยากรณ์ที่กำหนดและผ่านการตรวจสอบในขั้นตอนที่ผ่านมาแล้ว

### 2.3 การวัดความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์

ปัญหาพิเศษนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อหาตัวแบบที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่นำมาศึกษา เนื่องจากอนุกรมเวลาหนึ่งๆ สามารถทำการวิเคราะห์ได้หลายวิธี ดังนั้นจึงต้องมีเกณฑ์ในการเลือกวิธีที่เหมาะสมที่สุดกับอนุกรมเวลานั้นๆ

#### 2.3.1 ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Mean Square Error : MSE)

ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) เป็นค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ที่วัดจากค่าความคลาดเคลื่อน โดยค่า MSE จะวัดต่อความคลาดเคลื่อนที่มีขนาดใหญ่ เพราะได้จากการนำค่าความคลาดเคลื่อนแต่ละค่ามายกกำลังสอง สามารถหาค่า MSE ได้โดย [8]

$$\text{โดย } e_t = Y_t - \hat{Y}_t \quad \text{MSE} = \frac{\sum_{t=1}^n e_t^2}{n}$$

$e_t$  คือ ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ณ เวลา  $t$

$Y_t$  คือ ข้อมูลหรือค่าสังเกต ณ เวลา  $t$

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

### 2.3.2 ค่าร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percent Error : MAPE)

ค่าร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) เป็นค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ที่วัดจากค่าความคลาดเคลื่อน โดยค่าวัดความถูกต้องนี้ไม่มีหน่วย จึงเหมาะที่จะใช้กับการเปรียบเทียบอนุกรมเวลาหลายชุด เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์เดียวกัน หรือเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์หลายวิธีเมื่อใช้อัตราอนุกรมเวลาชุดเดียวกัน ซึ่งแสดงในรูปของเปอร์เซ็นต์ จะหาค่า MAPE ได้โดย [8]

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

โดย  $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$

$e_t$  คือ ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ณ เวลา t

$Y_t$  คือ ข้อมูลหรือค่าสังเกต ณ เวลา t

$\hat{Y}_t$  คือ ค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

เนื่องจากค่าความคลาดเคลื่อนจะมากหรือน้อยขึ้นอยู่กับค่าจริงห่างจากค่าพยากรณ์มากหรือน้อยเพียงใด โดยจะใช้ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) เป็นเกณฑ์ในการเลือกวิธีที่เหมาะสมและใช้ค่าร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) เป็นตัวบ่งชี้ถึงค่าพยากรณ์คลาดเคลื่อนจากค่าจริงในรูปของเปอร์เซ็นต์

ในกรณีที่มีวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์มีหลายตัวแบบที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ ในปัญหาพิเศษนี้จะใช้เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบ ดังนี้

### 2.3.3 เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของอาไคเคะ

(Akaike's Information Criterion : AIC)

เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของอาไคเคะ (AIC) เป็นเกณฑ์ที่พิจารณาจากการประมาณความคลาดเคลื่อนรวมเข้ากับข้อสนเทศ (Information) ของค่าสังเกต และใช้แนวคิดค่าต่ำสุดของคูแบ็ค-ไลท์เบอร์ (Kullback-Leiber) เพื่อนำมาใช้ในการปรับค่าประมาณของการพยากรณ์ให้มีความแม่นยำมากขึ้น โดยตัวแบบที่ให้ AIC ต่ำสุด จะเป็นตัวแบบที่ดีที่สุด สามารถหาค่า AIC ได้โดย [8]

$$AIC = n \log \frac{RSS}{n} + 2(p+1)$$

โดยที่ n คือ จำนวนข้อมูลตัวอย่าง  
 RSS คือ รากที่สองของผลรวมความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (Root Sum Square Error)  
 p คือ จำนวนพารามิเตอร์ที่ประมาณค่า



## 2.4 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

กิตติพงศ์ อินทร์ทอง (2556) [1] การกำหนดเป้าหมายยอดขายที่เหมาะสม กรณีศึกษาสินค้าไฟเบอร์ซีเมนต์ : โดยวิธีอนุกรมเวลาที่เหมาะสมกับสินค้าทั้ง 6 ชนิด คือการพยากรณ์ด้วยวิธีของวินเทอร์ ซึ่งได้ผลการพยากรณ์คลาดเคลื่อนระหว่างยอดขายสินค้าจริงกับยอดขายจากการพยากรณ์เท่ากับ 1,954.37 ต้นหรือเท่ากับ 7.43% ของยอดขายจริง ซึ่งมีความคลาดเคลื่อนจากค่าจริงน้อยกว่าเมื่อเปรียบเทียบกับความคลาดเคลื่อนจากยอดขายจริงของเป้าหมายยอดขายที่กำหนดโดยบริษัท

ลักขณา เศรษฐะนันท์, สุณี ทวีสกุลวัชร, ยุพิน กาญจนะศักดิ์ดาและบุญหญิง สมร่วง (2557) [4] ศึกษาการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่เดินทางมาท่องเที่ยวในประเทศไทยโดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์และวิธีการของวินเทอร์ : การศึกษานี้ใช้เปรียบเทียบระหว่าง 2 วิธี คือ วิธีการพยากรณ์ของบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์ของวินเทอร์มาเลือกรูปแบบที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลาสำหรับการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่เดินทางมาท่องเที่ยวในประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม 2540 ถึงเดือนกันยายน 2555 จำนวน 189 เดือน พบว่าการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่เดินทางเข้ามาท่องเที่ยวในประเทศไทย วิธีการพยากรณ์ของวินเทอร์จะให้ค่า RMSE และ MAPE ต่ำกว่าวิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์ ในทุกช่วงเวลา แต่เมื่อตรวจสอบส่วนตกค้างพบว่า ตัวแบบจากวิธีการพยากรณ์ของวินเทอร์ไม่เหมาะสม ในขณะที่ตัวแบบ ARIMA จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์มีความเหมาะสม

วรารัตนา กิรติวิบูลย์ (2556) [5] ศึกษาการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่เดินทางมาท่องเที่ยวในประเทศไทย : การศึกษานี้จะสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียลด้วยวิธีวินเทอร์แบบคูณ วิธีการแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลาและวิธีการพยากรณ์รวม โดยนำข้อมูลมาจากเว็บไซต์ของกรมการท่องเที่ยว ตั้งแต่เดือนมกราคม 2550 ถึงเดือน ธันวาคม 2555 จำนวน 72 ค่าจากการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบพยากรณ์ด้วยสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์ แล้วพบว่าวิธีพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพมากที่สุด เนื่องจากค่าพยากรณ์สัมพันธ์กับข้อมูลจริงมากที่สุด หรือมีค่า  $r$  มากที่สุด

## บทที่ 3

# วิธีดำเนินงานวิจัย

### 3.1 ลักษณะข้อมูลและแหล่งที่มาของข้อมูล

ข้อมูลที่นำมาใช้การศึกษาค้นคว้าครั้งนี้เป็นข้อมูลทุติยภูมิ โดยเป็นข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจาก 8 ประเทศ ได้แก่ ประเทศรัสเซีย เยอรมัน ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และ สเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ข้อมูลที่นำมาใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลรายเดือนจากการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ.2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 รวมทั้งสิ้น 132 เดือน โดยแบ่งข้อมูลเป็น 2 ส่วน โดยส่วนที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 ใช้ในการหาตัวแบบการพยากรณ์ เป็นจำนวน 120 เดือน และในส่วนที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2559 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 ใช้ในการตรวจสอบความถูกต้องของตัวแบบเป็นจำนวน 12 เดือน

### 3.2 ขั้นตอนการดำเนินงาน

- 1) กำหนดหัวข้อเรื่องที่สนใจ
- 2) เก็บรวบรวมข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยจากการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย กรมการท่องเที่ยวกระทรวงการท่องเที่ยวและกีฬา
- 3) ทำการวิเคราะห์ข้อมูลเบื้องต้นโดยการพล็อตกราฟ ในกรณีที่มีแนวโน้มไม่ชัดเจนจะทำการตรวจสอบแนวโน้มโดยการทดสอบ Box-Ljung และในกรณีที่มีอิทธิพลของฤดูกาลไม่ชัดเจนจะทำการทดสอบอิทธิพลของฤดูกาลโดยการทดสอบสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง
- 4) จากการวิเคราะห์ข้อมูลเบื้องต้น พบว่าข้อมูลทุกชุดมีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล จึงเลือกวิธีการพยากรณ์ที่จะวิเคราะห์ให้เหมาะสมกับลักษณะของข้อมูล ดังนี้

#### 4.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

- ใช้วิธีตัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ทั้งรูปแบบบวกและรูปแบบคูณ ซึ่งใช้กับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล

#### 4.2 วิธีปรับให้เรียบ (Smoothing Method)

- วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method) ซึ่งใช้กับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล

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

5) ทำการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป Minitab ช่วยในการประมวลผลวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ ใช้โปรแกรมสำเร็จรูป Minitab และโปรแกรม Microsoft Excel ช่วยประมวลผลวิธีแยกส่วนประกอบ และวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ โดยใช้โมดูล Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel ช่วยคำนวณหาค่า  $\alpha, \beta$  และ  $\gamma$  ที่ทำให้ค่า MSE มีค่าต่ำที่สุด

6) ใช้ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) เป็นเกณฑ์ในการเลือกวิธีที่เหมาะสมและคำนวณค่าร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) เพื่อเป็นตัวบ่งชี้ค่าพยากรณ์คลาดเคลื่อนจากค่าจริงในรูปของเปอร์เซ็นต์

7) สรุปผล เขียนรายงานการวิจัย

## บทที่ 4

### ผลการวิเคราะห์

ในบทนี้จะนำเสนอผลการวิเคราะห์ข้อมูลของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย เยอรมัน ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และสเปน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย โดยเรียงลำดับดังนี้

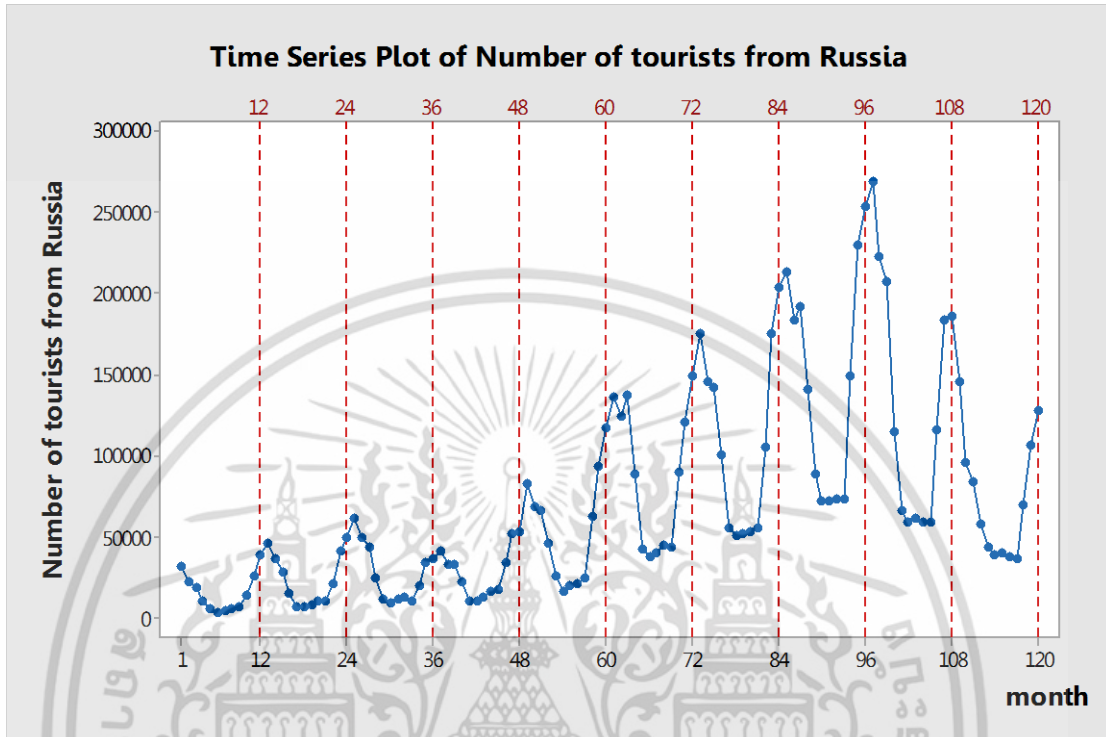
- 4.1 จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย
- 4.2 จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน
- 4.3 จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส
- 4.4 จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน
- 4.5 จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี
- 4.6 จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์
- 4.7 จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์
- 4.8 จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน

โดยจะทำการวิเคราะห์ 3 วิธี คือ

1. วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)
  - ใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ทั้งรูปแบบบวกและรูปแบบคูณ
2. วิธีปรับให้เรียบ (Smoothing Method)
  - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method) ทั้งรูปแบบบวกและรูปแบบคูณ
3. วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

โดยจะทำการเปรียบเทียบผลการวิเคราะห์ทั้ง 3 วิธี เพื่อเลือกรูปแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดสำหรับข้อมูลของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย เยอรมัน ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และสเปน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย โดยพิจารณาจากความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) น้อยที่สุด

#### 4.1 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย



รูปที่ 4.1 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย

จากรูปที่ 4.1 จะพบว่า กราฟที่ได้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นได้ว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงในช่วงต้นปีและปลายปี ซึ่งมีลักษณะเช่นนี้ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล และเนื่องจากกราฟมีค่าเฉลี่ยเพิ่มขึ้นและลดลงในช่วงท้าย แสดงว่ากราฟมีแนวโน้มด้วย

#### 4.1.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

เนื่องจากข้อมูลของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล โดยในปัญหาพิเศษนี้จะใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ในการวิเคราะห์

##### 4.1.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก

การวิเคราะห์วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มควอดราติกและอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก มาทำการวิเคราะห์ ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย (หน่วย : คน) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = -16,711 + 2,096t - 8.29t^2 + \hat{S}_t^* (120)$$

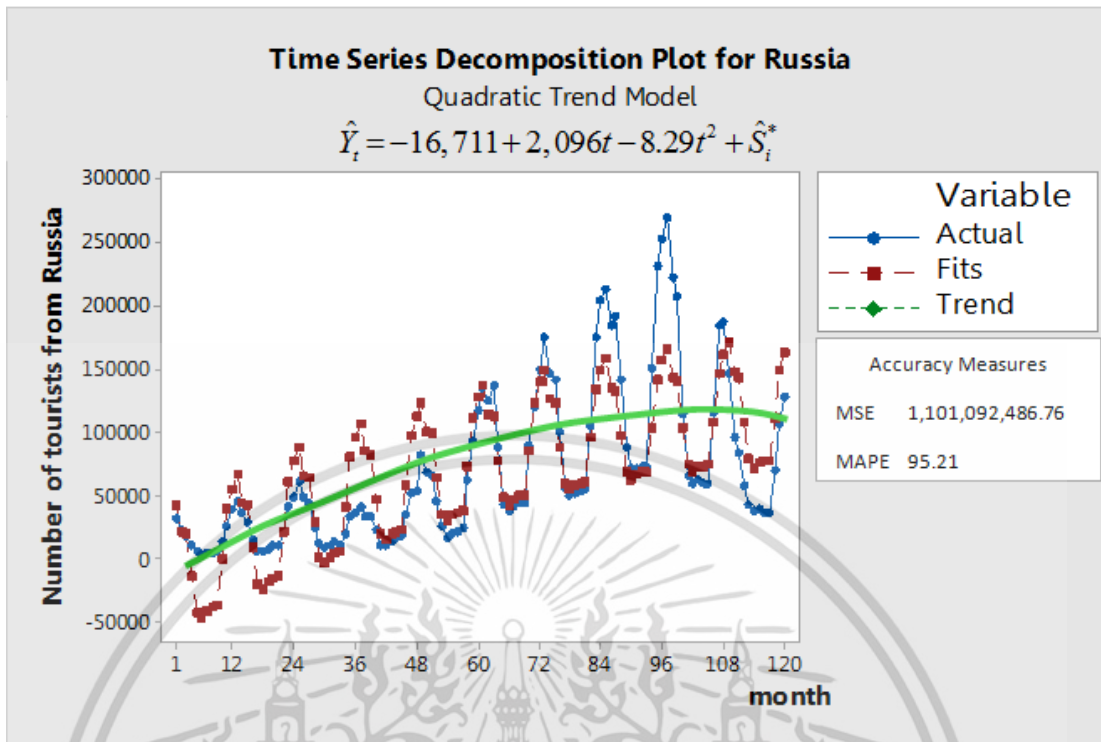
(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 57,091.6154, \hat{S}_2^*(120) = 33,562.9811, \hat{S}_3^*(120) = 30,076.5829, \hat{S}_4^*(120) = -6,119.3013, \\ \hat{S}_5^*(120) &= -35,872.5652, \hat{S}_6^*(120) = -42,259.3985, \hat{S}_7^*(120) = -38,662.2133, \hat{S}_8^*(120) = -37,869.6671, \\ \hat{S}_9^*(120) &= -38,056.5837, \hat{S}_{10}^*(120) = -3,928.3800, \hat{S}_{11}^*(120) = 33,785.0968, \hat{S}_{12}^*(120) = 48,251.8329 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 57,091.6154$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 57,091.6154 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 33,562.9811, 30,076.5829, 33,785.0968 และ 48,251.8329 คน ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120) = -6,119.3013$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 6,119.3013 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 5, 6, 7, 8, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 35,872.5652, 42,259.3985, 38,662.2133, 37,869.6671, 38,056.5837 และ 3,928.3800 คน ตามลำดับ



รูปที่ 4.2 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติก และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก

จากรูปที่ 4.2 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติกและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก ซึ่งจะได้ค่า MSE = 1,101,092,486.76 และค่า MAPE = 95.21%

#### 4.1.1.2 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ

การวิเคราะห์วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบคูณ ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ มาทำการวิเคราะห์ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ( หน่วย : คน ) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (14,723.0 \times 1.02144^t) \times \hat{S}_t^* (120)$$

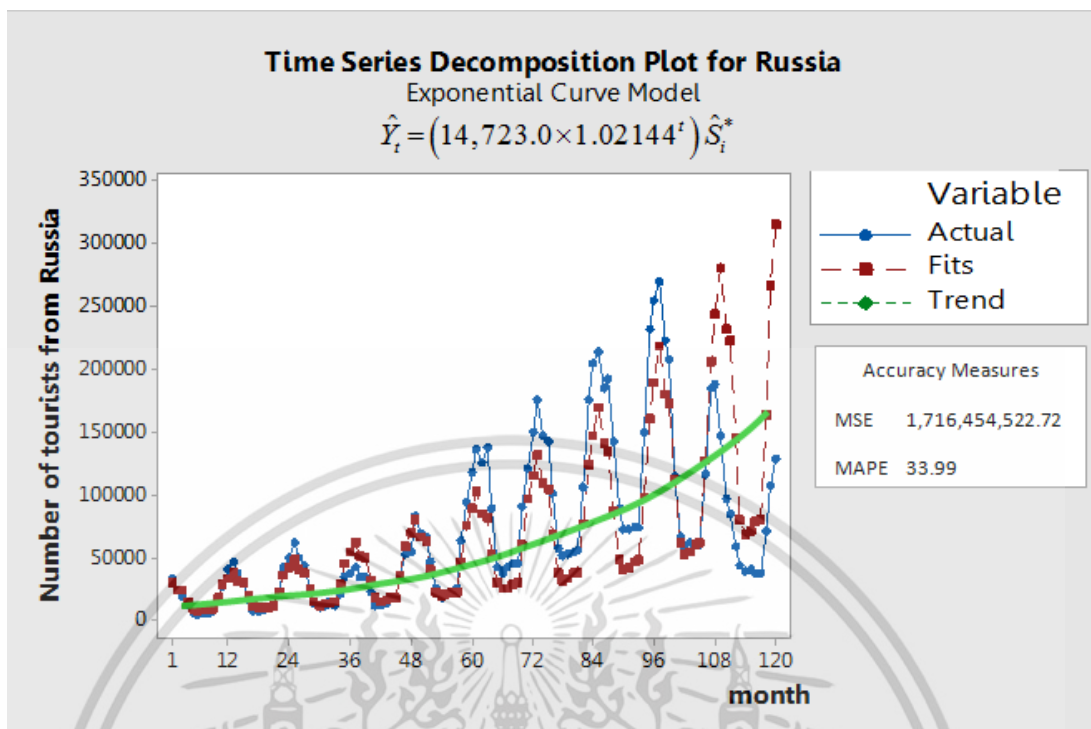
(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 1.8892, \hat{S}_2^*(120) = 1.5288, \hat{S}_3^*(120) = 1.4327, \hat{S}_4^*(120) = 0.9089, \\ \hat{S}_5^*(120) &= 0.4858, \hat{S}_6^*(120) = 0.4068, \hat{S}_7^*(120) = 0.4142, \hat{S}_8^*(120) = 0.4493, \\ \hat{S}_9^*(120) &= 0.4487, \hat{S}_{10}^*(120) = 0.9085, \hat{S}_{11}^*(120) = 1.4479, \hat{S}_{12}^*(120) = 1.6792 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 1.8892$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 88.92% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 52.88%, 43.27%, 44.79% และ 67.92% ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120) = 0.9089$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 9.11% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 5, 6, 7, 8, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 51.42%, 59.32%, 58.58%, 55.07%, 55.13% และ 9.15% ตามลำดับ



รูปที่ 4.3 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ

จากรูปที่ 4.3 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณซึ่งจะได้ค่า MSE = 1,716,454,522.72 และค่า MAPE = 33.99%

#### 4.1.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method)

วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ เป็นวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเส้นตรงและอิทธิพลของฤดูกาลทั้งในรูปแบบบวกและรูปแบบคูณ โดยมีค่าปรับน้ำหนัก 3 ค่า คือ  $\alpha$  เป็นค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าแนวโน้ม  $\gamma$  เป็นค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าความชัน และ  $\delta$  เป็นค่าปรับน้ำหนักสำหรับอิทธิพลของฤดูกาล

#### 4.1.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบไฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย โดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบไฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha, \gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสำหรับรูปแบบบวก คือ  $\alpha = 1, \gamma = 0, \delta = 0.148$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 875,181,304.68

ตารางที่ 4.1 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_t(t)$ ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบไฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก ยกตัวอย่างตั้งแต่  $t = 109, 110, \dots, 120$  เมื่อกำหนดให้  $\alpha = 1, \gamma = 0, \delta = 0.148$

ปี	t	$Y_t$	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t+1}(t)$	$e_t$
2015	109	145519	125751.30	735.35	126486.65	26307.70	152794.35	-56432.35
	110	96362	70054.30	735.35	70789.65	16178.60	86968.25	-2483.25
	111	84485	68306.40	735.35	69041.75	8344.70	77386.45	-19072.45
	112	58314	49969.30	735.35	50704.65	-5688.60	45016.05	-1714.05
	113	43302	48990.60	735.35	49725.95	-15091.90	34634.05	3840.95
	114	38475	53566.90	735.35	54302.25	-16349.60	37952.65	1661.35
	115	39614	56963.60	735.35	56698.95	-11451.40	45247.55	-8088.55
	116	37159	48610.40	735.35	49345.75	-12171.10	37174.65	-942.65
	117	36232	48403.10	735.35	49138.45	-11757.60	37380.85	32345.15
	118	69726	81483.60	735.35	82218.95	-5005.20	77213.75	29509.25
	119	106723	111728.20	735.35	112463.55	6916.70	119380.25	8793.75
	120	128174	121257.30	735.35	121992.65	19767.70	141760.35	-141760.35

จากตารางที่ 4.1 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (121,257.30 + 735.35p) + \hat{S}_i(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1(120) &= 26,307.7000, \hat{S}_2(120) = 16,178.6000, \hat{S}_3(120) = 8,344.7000, \hat{S}_4(120) = -5,688.6000, \\ \hat{S}_5(120) &= -15,091.9000, \hat{S}_6(120) = -16,349.6000, \hat{S}_7(120) = -11,451.4000, \hat{S}_8(120) = -12,171.1000, \\ \hat{S}_9(120) &= -11,757.6000, \hat{S}_{10}(120) = -5,005.2000, \hat{S}_{11}(120) = 6,916.7000, \hat{S}_{12}(120) = 19,767.7000 \end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 0 จึงแปลงค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 0 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (121,257.05 + 735.35 p) + \hat{S}_i^*(120) \text{ สำหรับ } p = 1,2,3,\dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 26,307.9500, \hat{S}_2^*(120) = 16,178.8500, \hat{S}_3^*(120) = 8,344.9500, \hat{S}_4^*(120) = -5,688.3500, \\ \hat{S}_5^*(120) &= -15,091.6500, \hat{S}_6^*(120) = -16,349.3500, \hat{S}_7^*(120) = -11,454.1500, \hat{S}_8^*(120) = -12,170.8500, \\ \hat{S}_9^*(120) &= -11,757.3500, \hat{S}_{10}^*(120) = -5,004.9500, \hat{S}_{11}^*(120) = 6,916.9500, \hat{S}_{12}^*(120) = 19,767.9500 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 26,307.9500$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 26,307.9500 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 16,178.8500, 8,344.9500, 6,916.9500 และ 19,767.9500 คน ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120) = -5,688.3500$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 5,688.3500 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 5, 6, 7, 8, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 15,094.6500, 16,349.3500, 11,454.1500, 12,170.8500, 11,757.3500 และ 5,004.9500 คน ตามลำดับ

#### 4.1.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย โดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha, \gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย สำหรับรูปแบบคูณ คือ  $\alpha = 0.930, \gamma = 0.588, \delta = 1$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 308,906,345.25

ตารางที่ 4.2 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_i(t), \hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ยกตัวอย่าง ตั้งแต่  $t = 109, 110, \dots, 120$  เมื่อกำหนดให้  $\alpha = 0.930, \gamma = 0.588, \delta = 1$

ปี	t	$Y_t$	$\hat{T}_i(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t-1}(t)$	$e_t$
2015	109	145519	68696.13	-30669.94	38026.19	2.1183	188961.75	-43442.75
	110	96362	52380.25	-22235.20	30145.06	1.8397	68546.30	27815.70
	111	84485	54446.71	-7955.04	46491.67	1.5517	45260.72	39224.28
	112	58314	66222.39	3639.13	69861.52	0.8806	40044.57	18269.43
	113	43302	100846.58	21846.59	122693.18	0.4294	29321.69	13980.31
	114	38475	120810.60	20740.35	141550.95	0.3185	39120.28	-645.28
	115	39614	126124.61	11675.51	137800.12	0.3141	44870.89	-52526.89
	116	37159	103127.03	-8699.11	94427.92	0.3603	50937.17	-13778.17
	117	36232	91406.90	-10474.32	80932.58	0.3964	37522.50	-1290.50
	118	69726	87002.05	-6907.78	80094.28	0.8014	64524.09	5201.91
	119	106723	77756.12	-8281.72	69474.40	1.3725	110180.73	-3457.73
	120	128174	<b>73170.45</b>	<b>-6109.85</b>	67060.61	1.7517	121240.16	6933.84

จากตารางที่ 4.2 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (73,170.45 - 6,109.85 p) \times \hat{S}_i(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned}\hat{S}_1(120) &= 2.1183, \hat{S}_2(120) = 1.8397, \hat{S}_3(120) = 1.5517, \hat{S}_4(120) = 0.8806, \\ \hat{S}_5(120) &= 0.4294, \hat{S}_6(120) = 0.3185, \hat{S}_7(120) = 0.3141, \hat{S}_8(120) = 0.3603, \\ \hat{S}_9(120) &= 0.3964, \hat{S}_{10}(120) = 0.8014, \hat{S}_{11}(120) = 1.3725, \hat{S}_{12}(120) = 1.7517\end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 12 จึงแปลงค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 12 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (73,991.18 - 6,178.38p) \times \hat{S}_i^*(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

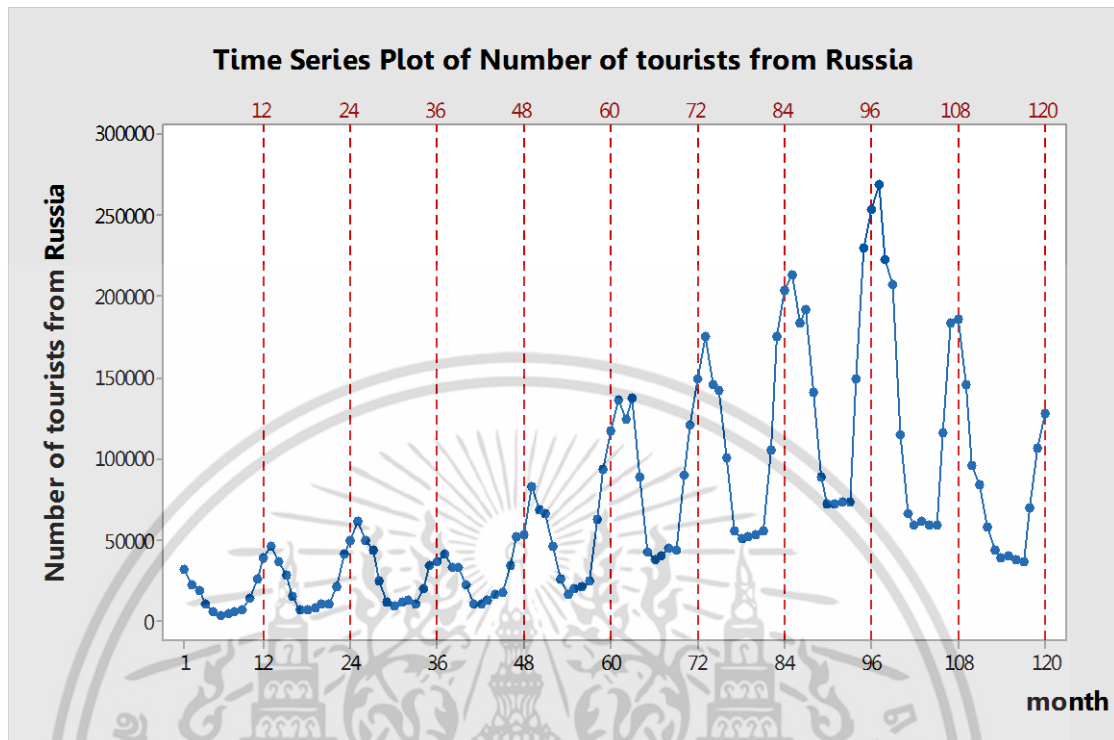
โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned}\hat{S}_1^*(120) &= 2.0948, \hat{S}_2^*(120) = 1.8193, \hat{S}_3^*(120) = 1.5345, \hat{S}_4^*(120) = 0.8708, \\ \hat{S}_5^*(120) &= 0.4246, \hat{S}_6^*(120) = 0.3150, \hat{S}_7^*(120) = 0.3106, \hat{S}_8^*(120) = 0.3563, \\ \hat{S}_9^*(120) &= 0.3920, \hat{S}_{10}^*(120) = 0.7925, \hat{S}_{11}^*(120) = 1.3573, \hat{S}_{12}^*(120) = 1.7323\end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 2.0948$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 109.48% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 81.93%, 53.45%, 35.73% และ 73.23% ตามลำดับ

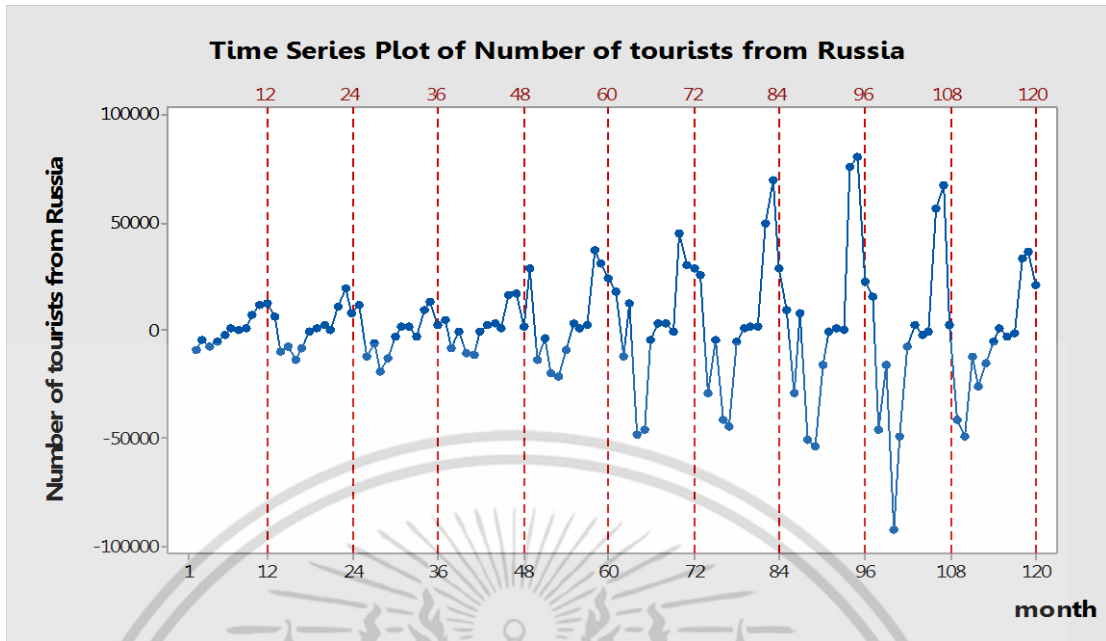
ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120) = 0.8708$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 12.92% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 5, 6, 7, 8, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 57.54%, 68.50%, 68.94%, 64.37%, 60.80% และ 20.75% ตามลำดับ

### 4.1.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

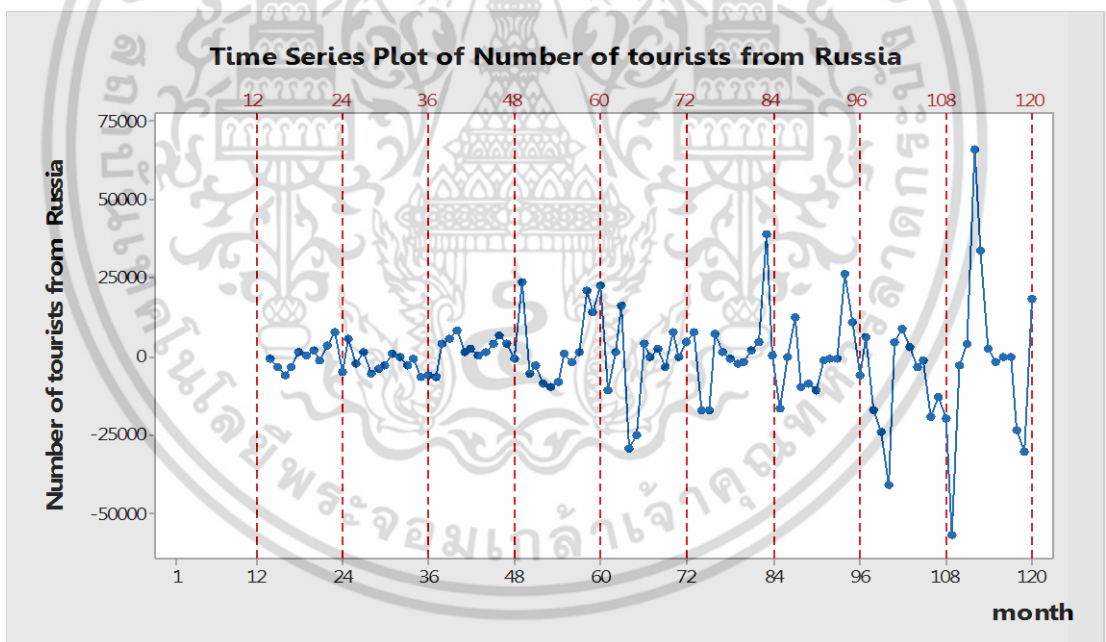


รูปที่ 4.4 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย

จากรูปที่ 4.4 จะพบว่า กราฟที่ได้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นได้ว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงในช่วงต้นปีและปลายปี ซึ่งมีลักษณะเช่นนี้ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล และเนื่องจากกราฟมีค่าเฉลี่ยเพิ่มขึ้น แสดงว่ากราฟมีแนวโน้มด้วย เนื่องจากข้อมูลมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นจึงต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรขึ้นก่อน โดยการหาผลต่าง 1 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.5 และพบว่าอนุกรมเวลายังมีอิทธิพลของฤดูกาลเหลืออยู่ จึงต้องขจัดอิทธิพลของฤดูกาลโดยหาผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.6



รูปที่ 4.5 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง

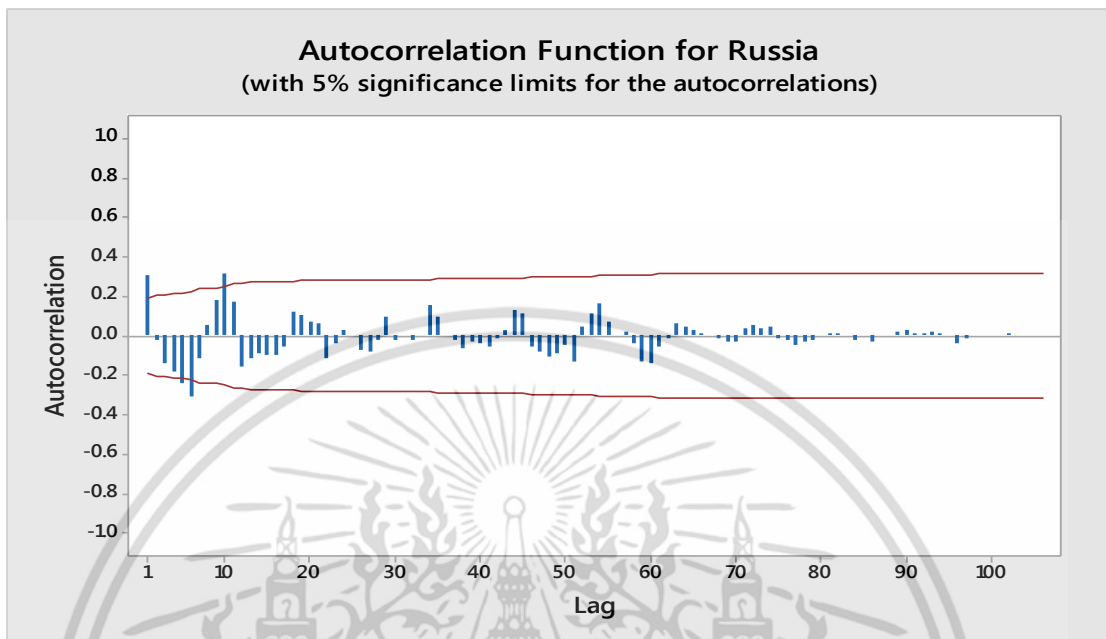


รูปที่ 4.6 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง

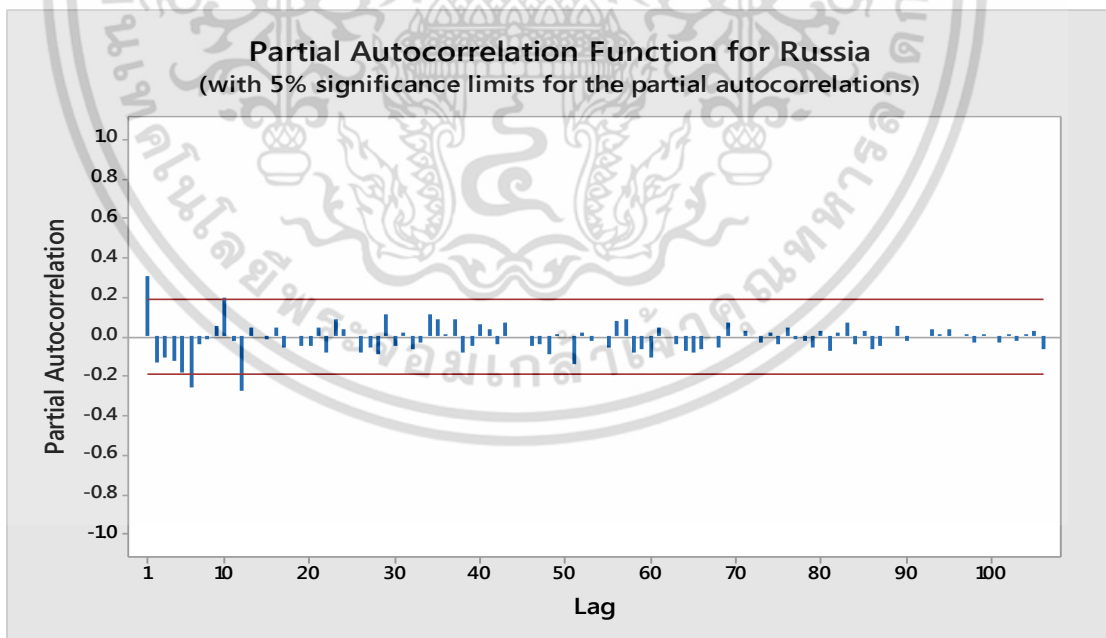
จากรูปที่ 4.6 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นอนุกรมเวลาชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรแล้ว นำอนุกรมเวลาไป

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

พล็อตคอเรลโรแกรมของ Autocorrelation (ACF) และ Partial Autocorrelation (PACF) ดังรูปที่ 4.7 และ รูปที่ 4.8



รูปที่ 4.7 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย



รูปที่ 4.8 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.7 และรูปที่ 4.8 พบว่าคอเรโลแกรมของ ACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว และ PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว ARIMA (2,1,2) และเมื่อพิจารณาในส่วนของฤดูกาล จะพบว่า ACF lag 12,24,36,... มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว และ PACF cut off ที่ lag 12 SARIMA (1,1,0)<sub>12</sub> ดังนั้นตัวแบบที่เป็นไปได้ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ ARIMA (2,1,2) × SARIMA (1,1,0)<sub>12</sub>

**ตารางที่ 4.3** การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (2,1,2) × SARIMA (1,1,0)<sub>12</sub> ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	1.5978	0.0597	26.76	0.000
$\hat{\phi}_2$	-0.9487	0.0647	-4.13	0.000
$\hat{\phi}_{12}$	-0.6801	0.1252	-5.43	0.000
$\hat{\theta}_1$	-0.5059	0.1224	-4.13	0.000
$\hat{\theta}_2$	1.3885	0.1179	11.77	0.000

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

1.  $H_0 : \phi_1 = 0$

$H_1 : \phi_1 \neq 0$

จากตารางที่ 4.3 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_1 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

2.  $H_0 : \phi_2 = 0$

$H_1 : \phi_2 \neq 0$

จากตารางที่ 4.3 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_2 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

$$3. H_0 : \phi_{12} = 0$$

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

จากตารางที่ 4.3 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_{12} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

$$4. H_0 : \theta_1 = 0$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.3 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_1 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

$$5. H_0 : \theta_2 = 0$$

$$H_1 : \theta_2 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.3 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_2 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

จากการทดสอบสมมติฐานพบว่า  $\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2, \hat{\phi}_{12}, \hat{\theta}_1$  และ  $\hat{\theta}_2 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะได้ว่าค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบเป็นดังนี้

$$\hat{\phi}_1 = 1.5978, \hat{\phi}_2 = -0.9480, \hat{\phi}_{12} = -0.6801, \hat{\theta}_1 = -0.5059, \hat{\theta}_2 = 1.3885$$

ตารางที่ 4.4 การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศไทย

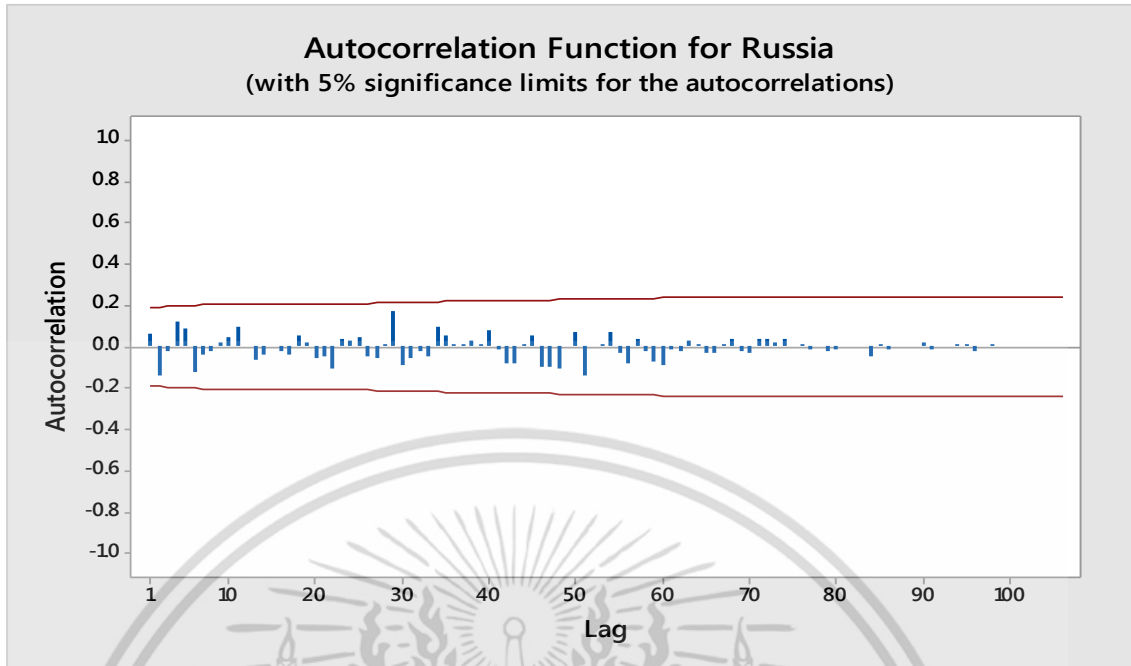
Modified Box-Pierce (Box-Ljung) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-square	8.5	12.6	21.9	32.2
DF	7	19	31	43
P-Value	0.294	0.859	0.886	0.886

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศไทยที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยเป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยสถิติ Box-Ljung ตั้งสมมติฐานที่ lag 12 ได้ดังนี้

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

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

จากตารางที่ 4.4 จะได้ lag ที่ 12 ค่า p-value = 0.294 มากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้นแสดงว่า ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ในทำนองเดียวกัน lag ที่ 24, 36 และ 48 ค่า p-value = 0.859, 0.886 และ 0.886 ซึ่งมากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้นแสดงว่า ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05



รูปที่ 4.9 แสดงว่าคอเรลโรแกรมของ  $r_k(e_t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย

Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO
1	0.066287	0.69	0.48	28	0.009211	0.09	13.66	55	-0.027180	-0.23	38.96	82	-0.002466	-0.02	47.47
2	-0.138929	-1.43	2.63	29	0.171499	1.60	18.06	56	-0.079358	-0.67	40.40	83	-0.000321	-0.00	47.47
3	-0.019178	-0.19	2.67	30	-0.086172	-0.79	19.18	57	0.041160	0.35	40.79	84	-0.044349	-0.37	48.47
4	0.120334	1.22	4.31	31	-0.057470	-0.52	19.69	58	-0.017580	-0.15	40.87	85	0.0009150	0.08	48.51
5	0.087797	0.88	5.19	32	-0.020757	-0.19	19.76	59	-0.068480	-0.57	42.01	86	-0.010572	-0.09	48.57
6	-0.118558	-1.17	6.81	33	-0.042580	-0.39	20.04	60	-0.085847	-0.72	43.84	87	0.002873	0.02	48.58
7	-0.036428	-0.36	6.97	34	0.093399	0.84	21.44	61	-0.014501	-0.12	43.89	88	-0.006332	-0.05	48.60
8	-0.024733	-0.24	7.04	35	0.052486	0.47	21.88	62	-0.017195	-0.14	43.97	89	0.003608	0.03	48.61
9	0.023464	0.23	7.11	36	0.009856	0.09	21.90	63	0.026280	0.22	44.15	90	0.024337	0.20	49.02
10	0.047041	0.46	7.37	37	0.011603	0.10	21.92	64	0.009861	0.08	44.17	91	-0.012064	-0.10	49.13
11	0.094681	0.92	8.46	38	0.032419	0.29	22.10	65	-0.029425	-0.24	44.42	92	-0.008398	-0.07	49.18
12	0.004683	0.05	8.46	39	0.014146	0.13	22.13	66	-0.025919	-0.22	44.61	93	0.003776	0.03	49.19
13	-0.067620	-0.65	9.03	40	0.076699	0.69	23.16	67	0.009419	0.08	44.63	94	0.009984	0.08	49.28
14	-0.034540	-0.33	9.18	41	-0.015058	-0.13	23.20	68	0.039446	0.33	45.10	95	0.009273	0.08	49.36
15	0.008355	0.08	9.19	42	-0.079722	-0.71	24.34	69	-0.017863	-0.15	45.20	96	-0.024214	-0.20	49.99
16	-0.020835	-0.20	9.24	43	-0.079745	-0.71	25.50	70	-0.033303	-0.28	45.55	97	0.003620	0.03	50.00
17	-0.038618	-0.37	9.44	44	0.015215	0.13	25.54	71	0.036787	0.30	45.98	98	0.010056	0.08	50.13
18	0.058668	0.56	9.89	45	0.054215	0.48	26.09	72	0.038656	0.32	46.48	99	0.001692	0.01	50.14
19	0.022925	0.22	9.96	46	-0.101339	-0.89	28.06	73	0.019632	0.16	46.61	100	-0.002756	-0.02	50.15
20	-0.055207	-0.53	10.37	47	-0.098986	-0.87	29.96	74	0.035068	0.29	47.05	101	-0.005725	-0.05	50.21
21	-0.043392	-0.41	10.62	48	-0.106295	-0.92	32.19	75	-0.003356	-0.03	47.05	102	0.005713	0.05	50.29
22	-0.109005	-1.04	12.25	49	-0.003271	-0.03	32.20	76	0.011882	0.10	47.11	103	0.003544	0.03	50.33
23	0.041115	0.39	12.49	50	0.075134	0.65	33.35	77	-0.012575	-0.10	47.17	104	-0.003023	-0.02	50.36
24	0.026507	0.25	12.59	51	-0.141377	-1.21	37.51	78	0.003894	0.03	47.17	105	-0.002095	-0.02	50.39
25	0.050030	0.47	12.94	52	0.006702	0.06	37.52	79	-0.020500	-0.17	47.35	106	0.001032	0.01	50.40
26	-0.043594	-0.41	13.22	53	0.015793	0.13	37.58	80	-0.016129	-0.13	47.46				
27	-0.054516	-0.51	13.65	54	0.074287	0.63	38.79	81	0.004159	0.03	47.47				

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การตรวจสอบข้อจำกัดของรูปแบบที่กำหนดว่า  $\varepsilon_t$  จะต้องมีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกันโดยจะทำการทดสอบสมมติฐานดังนี้

$$H_0 : \rho_k(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 106$$

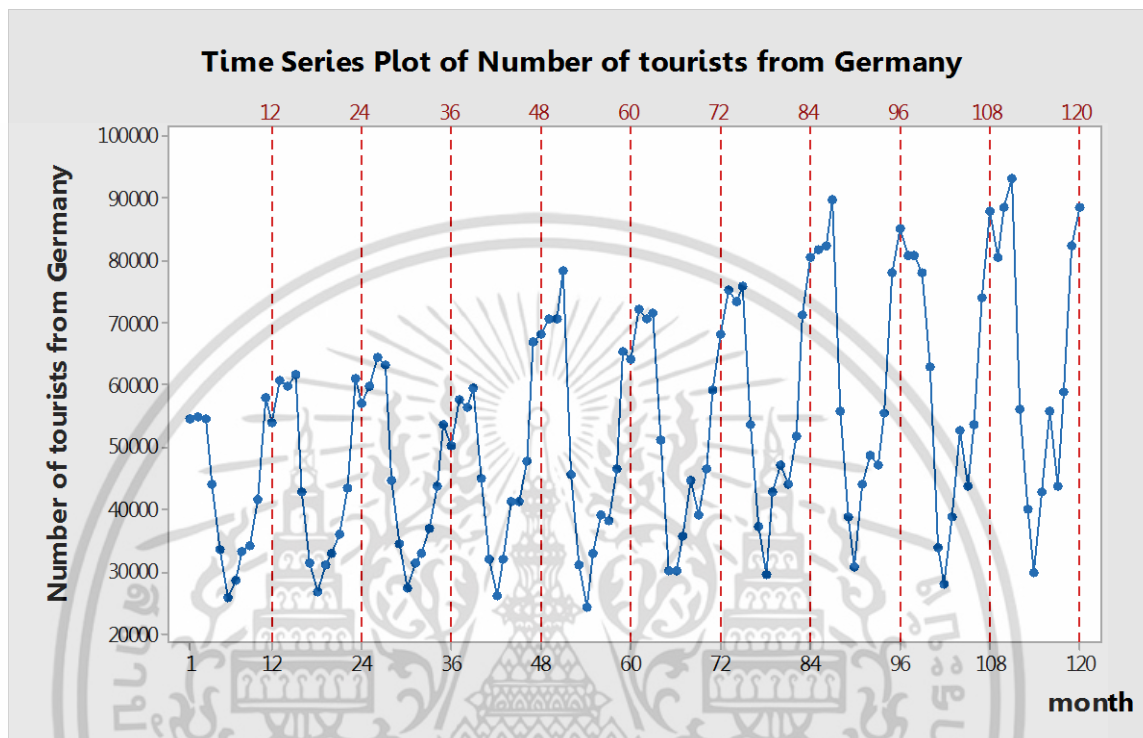
ใช้ตัวทดสอบสถิติ  $r_k(e_t)$  ดังแสดงในรูปที่ 4.9 เมื่อ  $\alpha = 0.05$  จะมีบริเวณวิกฤติ  $|r_k(e_t)| \geq 1.96 / \sqrt{106} = 0.1904$  จึงยอมรับ  $H_0$  นั่นคือ  $\rho_k(e_t) = 0$  ดังนั้นข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย  $\{e_t\}$  มีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ตารางที่ 4.5 แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย

วิธีการพยากรณ์	MSE
1) วิธีแยกส่วนประกอบ - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ	1,101,092,486.76 1,716,454,522.72
2) วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ	875,181,304.68 308,906,345.25
3) วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์	152,357,415.00

จากตารางที่ 4.5 พบว่าวิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศไทยที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ ซึ่งได้ค่า MSE ต่ำที่สุด คือ 152,357,415.00

## 4.2 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย



รูปที่ 4.10 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน

จากรูปที่ 4.10 จะพบว่า กราฟที่ได้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นได้ว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงในช่วงต้นปีและปลายปี ซึ่งมีลักษณะเช่นนี้ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล และเนื่องจากกราฟมีค่าเฉลี่ยเพิ่มขึ้น แสดงว่ากราฟมีแนวโน้มด้วย

## 4.2.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

เนื่องจากข้อมูลของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย มีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล โดยในปัญหาพิเศษนี้จะใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ในการวิเคราะห์

### 4.2.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก

การวิเคราะห์วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเส้นตรง และอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก มาทำการวิเคราะห์ ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ( หน่วย : คน ) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 40,454 + 199t + \hat{S}_t^* (120)$$

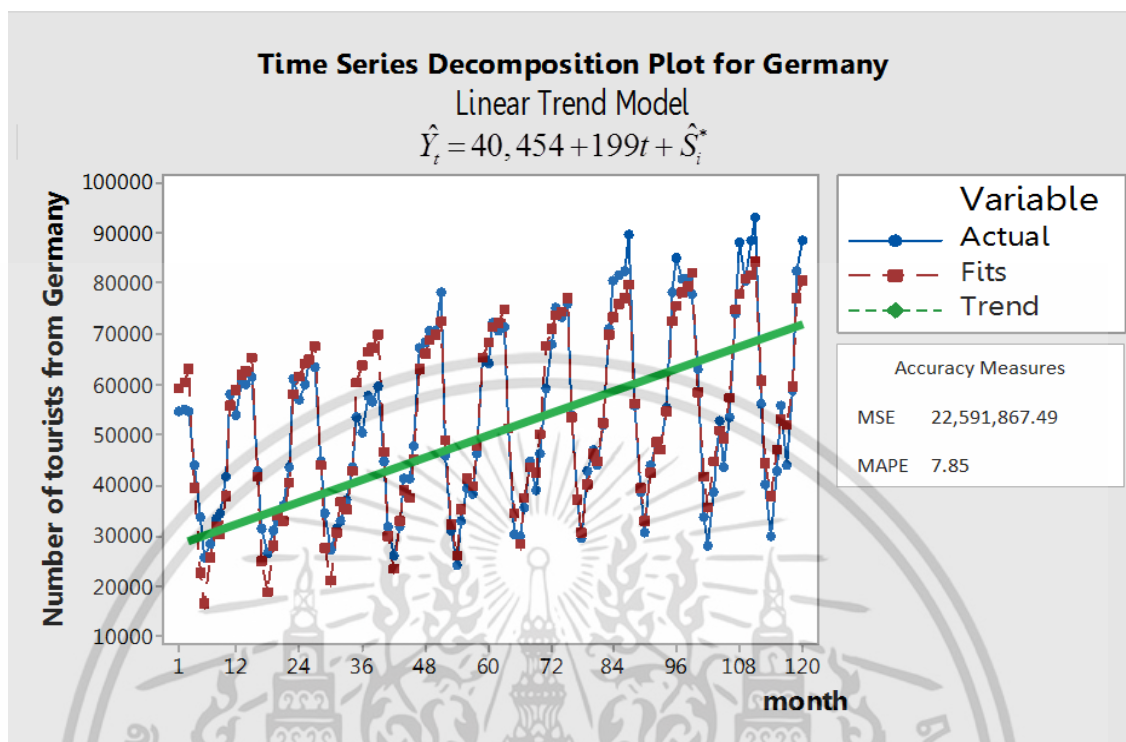
(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 18,641.0575, \hat{S}_2^*(120) = 19,376.1640, \hat{S}_3^*(120) = 21,841.1408, \hat{S}_4^*(120) = -1,983.5490, \\ \hat{S}_5^*(120) &= -18,802.7157, \hat{S}_6^*(120) = -25,356.3638, \hat{S}_7^*(120) = -16,175.1138, \hat{S}_8^*(120) = -10,278.7157, \\ \hat{S}_9^*(120) &= -11,928.2758, \hat{S}_{10}^*(120) = -4,427.0120, \hat{S}_{11}^*(120) = 13,029.0390, \hat{S}_{12}^*(120) = 16,064.3445 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 18,641.0575$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 18,641.0575 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 19,376.1640, 21,841.1408, 13,029.0390 และ 16,064.3445 คน ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120) = -1,983.5490$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 1,983.5490 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 5, 6, 7, 8, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 18,802.715, 25,356.3638, 16,175.1138, 10,278.7157, 11,928.2758 และ 4,427.0120 คน ตามลำดับ



รูปที่ 4.11 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน ซึ่งมีแนวโน้มเส้นตรง และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก

จากรูปที่ 4.11 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก ซึ่งมีแนวโน้มเส้นตรงและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวกซึ่งจะได้ ค่า MSE = 22,591,867.49 และ ค่า MAPE = 7.85%

#### 4.2.1.2 วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ

การวิเคราะห์วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบคูณ ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ มาทำการวิเคราะห์ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย (หน่วย : คน) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (41,947.1 \times 1.00357^t) \times \hat{S}_i^* (120)$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

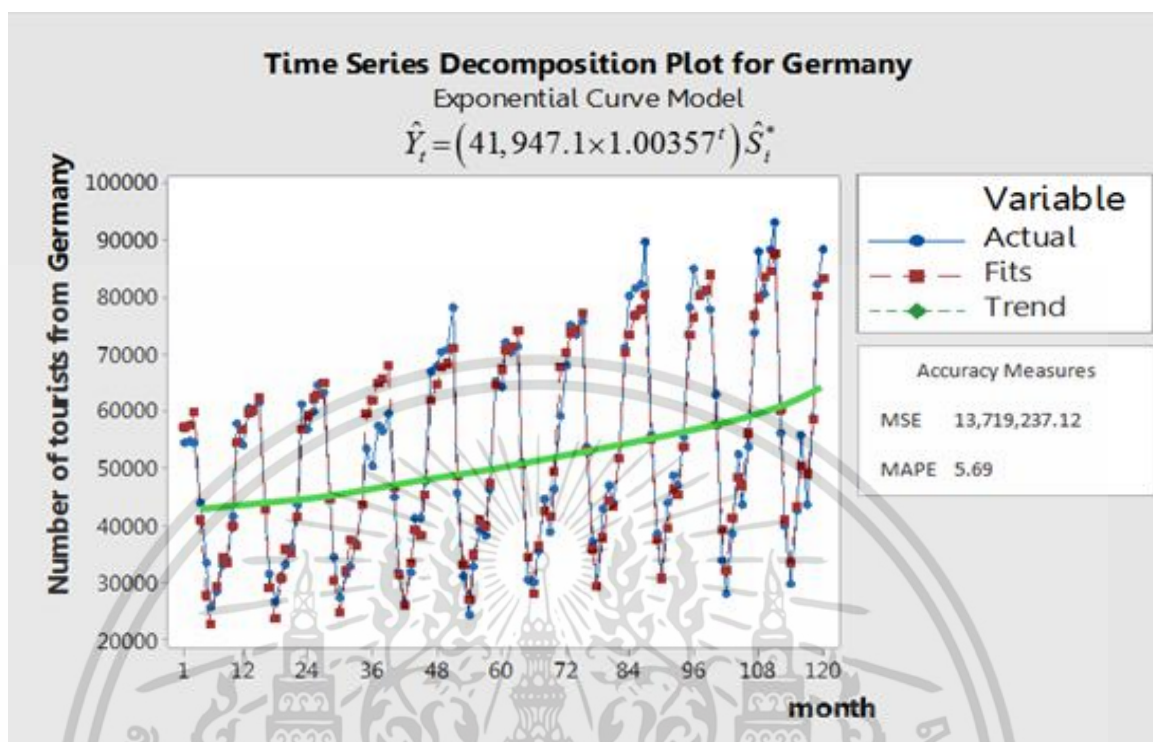
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 1.3357, \hat{S}_2^*(120) = 1.3663, \hat{S}_3^*(120) = 1.4112, \hat{S}_4^*(120) = 0.9637, \\ \hat{S}_5^*(120) &= 0.6500, \hat{S}_6^*(120) = 0.5298, \hat{S}_7^*(120) = 0.6839, \hat{S}_8^*(120) = 0.7972, \\ \hat{S}_9^*(120) &= 0.7734, \hat{S}_{10}^*(120) = 0.9191, \hat{S}_{11}^*(120) = 1.2524, \hat{S}_{12}^*(120) = 1.2973 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 1.3357$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 35.57% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 36.63%, 41.12%, 25.24% และ 29.73% ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120) = 0.9637$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 3.63% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 5, 6, 7, 8, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 35.00%, 47.02%, 31.61%, 20.28%, 22.66% และ 8.09% ตามลำดับ



รูปที่ 4.12 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ

จากรูปที่ 4.12 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณซึ่งจะได้ ค่า MSE = 13,719,237.12 และค่า MAPE = 5.69%

#### 4.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method)

##### 4.2.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยโดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่า ค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย สำหรับรูปแบบบวก คือ  $\alpha=0.001$ ,  $\gamma=1$ ,  $\delta=0.159$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 157,250,564.41

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.6 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_t(t)$ ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโพลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก ยกตัวอย่างตั้งแต่  $t = 109, 110, \dots, 120$  เมื่อกำหนดให้  $\alpha = 0.001, \gamma = 1, \delta = 0.159$

ปี	t	$Y_t$	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t+1}(t)$	$e_t$
2015	109	80,665	62615.80	198.29	62814.09	28784.42	89749.66	-1134.66
	110	88,615	62813.32	197.52	63010.84	13013.73	76205.07	17013.93
	111	93,219	63022.41	209.08	63231.49	25480.68	86005.69	-29939.69
	112	56,066	63211.14	188.74	63399.88	-30700.76	37461.76	2537.24
	113	39,999	63401.61	190.46	63592.07	-22799.44	40389.02	-10656.02
	114	29,733	63584.83	183.22	63768.05	-29215.59	36247.57	6473.43
	115	42,721	63772.45	187.62	63960.07	-9145.83	53784.49	2044.51
	116	55,829	63961.46	189.01	64150.47	-7920.52	55904.72	-12109.72
	117	43,795	64142.24	180.78	64323.03	-16716.20	49533.17	9373.83
	118	58,907	64329.39	187.15	64516.55	4108.97	67134.38	15264.62
	119	82,399	64526.92	197.52	64724.44	29300.39	91596.62	-2940.62
	120	88,656	<b>64722.44</b>	<b>195.53</b>	64917.97	6032.35	714818.09	-71418.09

จากตารางที่ 4.6 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (64,722.44 + 195.53p) + \hat{S}_i(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned}\hat{S}_1(120) &= 28,784.4204, \hat{S}_2(120) = 13,013.7341, \hat{S}_3(120) = 25,480.6849, \hat{S}_4(120) = -30,700.7608, \\ \hat{S}_5(120) &= -22,799.4426, \hat{S}_6(120) = -29,215.5853, \hat{S}_7(120) = -9,145.8265, \hat{S}_8(120) = -7,920.5191, \\ \hat{S}_9(120) &= -16716.2039, \hat{S}_{10}(120) = 4,108.9709, \hat{S}_{11}(120) = 29,300.3851, \hat{S}_{12}(120) = 6,032.3451\end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 0 จึงแปลงค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 0 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (68,776.89 + 195.53p) + \hat{S}_i^*(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned}\hat{S}_1^*(120) &= 24,729.9727, \hat{S}_2^*(120) = 8,959.2864, \hat{S}_3^*(120) = 21,426.2372, \hat{S}_4^*(120) = -34,755.2085, \\ \hat{S}_5^*(120) &= -26,853.8903, \hat{S}_6^*(120) = 25,161.1376, \hat{S}_7^*(120) = -13,200.2742, \hat{S}_8^*(120) = -11,974.9668, \\ \hat{S}_9^*(120) &= -20,770.6516, \hat{S}_{10}^*(120) = 54.5232, \hat{S}_{11}^*(120) = 25,245.9374, \hat{S}_{12}^*(120) = 1,977.8974\end{aligned}$$

ค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 24,729.9727$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 24,729.9727 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 6, 10, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 8,959.2864, 21,426.2372, 25,161.1376, 54.5232, 25,245.9374 และ 1,977.8974 คน ตามลำดับ

ค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120) = -34,755.2085$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 34,755.2085 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 5, 7, 8 และ 9 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 26,853.8903, 13,200.2742, 11,974.9668 และ 20,770.6516 คน ตามลำดับ

## 2.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย โดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่า ค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย สำหรับรูปแบบคูณ คือ  $\alpha=0.393$ ,  $\gamma=0$ ,  $\delta=0.560$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 14,840,325.78

ตารางที่ 4.7 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_t(t)$ ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ยกตัวอย่างตั้งแต่  $t=109, 110, \dots, 120$  เมื่อกำหนดให้  $\alpha=0.393$ ,  $\gamma=0$ ,  $\delta=0.560$

ปี	$t$	$Y_t$	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t+1}(t)$	$e_t$
2015	109	80,665	61,284.13	189.36	61,473.49	1.3275	83,252.16	-2,587.16
	110	88,615	63,280.82	189.36	63,470.19	1.3743	82,446.94	6,168.07
	111	93,219	65,309.99	189.36	65,499.35	1.4011	86,815.44	6,403.56
	112	56,066	62,296.66	189.36	62,486.02	0.9342	64,033.24	-7,967.24
	113	39,999	63,978.81	189.36	64,168.18	0.6156	37,706.76	2,292.24
	114	29,733	61,816.30	189.36	62,005.66	0.4942	32,791.28	-3,058.28
	115	42,721	61,301.33	189.36	61,490.69	0.7024	43,992.61	-1,271.61
	116	55,829	63,036.25	189.36	63,225.62	0.8714	52,472.89	3,356.11
	117	43,795	61,111.42	189.36	61,300.78	0.7345	47,868.08	-4,073.08
	118	58,907	62,621.80	189.36	62,811.17	0.9276	55,844.68	3,062.32
	119	82,399	63,983.16	189.36	64,172.52	1.2722	78,664.03	3,734.97
	120	88,656	<b>64,089.28</b>	<b>189.36</b>	64,278.64	1.3845	88,949.60	-293.60

จากตารางที่ 4.7 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (64,089.28 + 189.36p) \times \hat{S}_i(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned}\hat{S}_1(120) &= 1.3275, \hat{S}_2(120) = 1.3743, \hat{S}_3(120) = 1.4011, \hat{S}_4(120) = 0.9342, \\ \hat{S}_5(120) &= 0.6156, \hat{S}_6(120) = 0.4942, \hat{S}_7(120) = 0.7024, \hat{S}_8(120) = 0.8714, \\ \hat{S}_9(120) &= 0.7345, \hat{S}_{10}(120) = 0.9276, \hat{S}_{11}(120) = 1.2722, \hat{S}_{12}(120) = 1.3845\end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 12 จึงแปลงค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 12 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (64,281.55 + 189.93p) \times \hat{S}_i^*(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

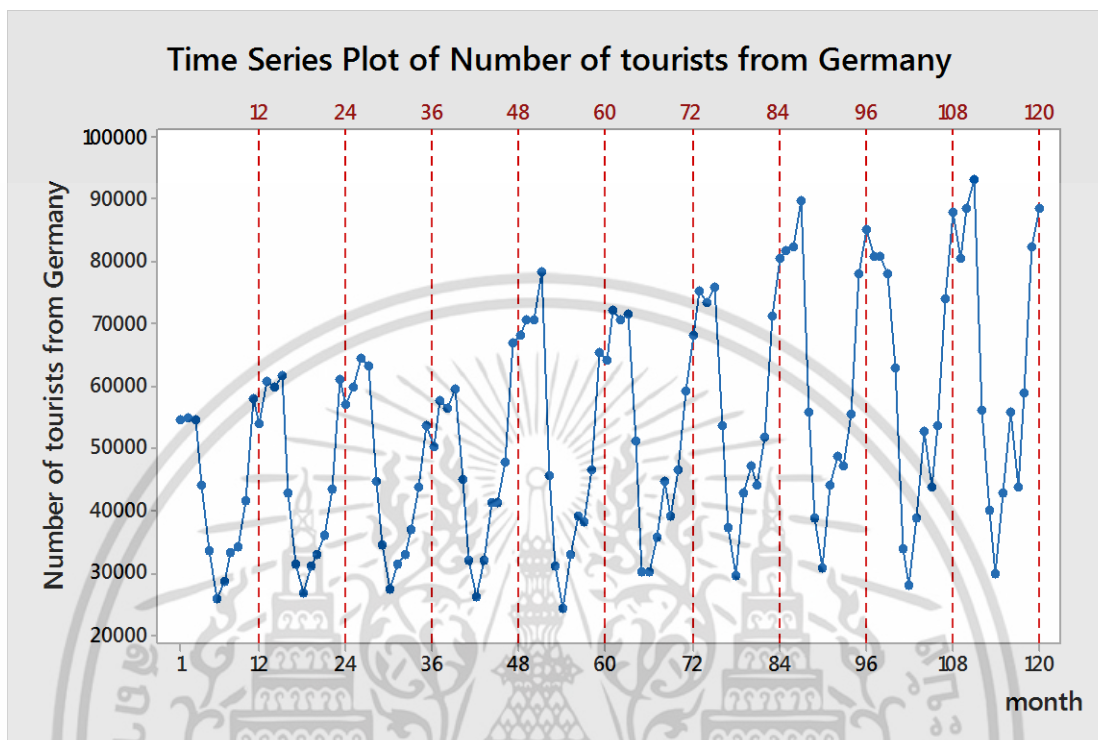
โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned}\hat{S}_1^*(120) &= 1.3237, \hat{S}_2^*(120) = 1.3696, \hat{S}_3^*(120) = 1.3965, \hat{S}_4^*(120) = 0.9310, \\ \hat{S}_5^*(120) &= 0.6140, \hat{S}_6^*(120) = 0.4924, \hat{S}_7^*(120) = 0.6997, \hat{S}_8^*(120) = 0.8682, \\ \hat{S}_9^*(120) &= 0.7316, \hat{S}_{10}^*(120) = 0.9250, \hat{S}_{11}^*(120) = 1.2679, \hat{S}_{12}^*(120) = 1.3810\end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 1.3237$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 32.37% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 36.96%, 39.65%, 26.79% และ 38.10% ตามลำดับ

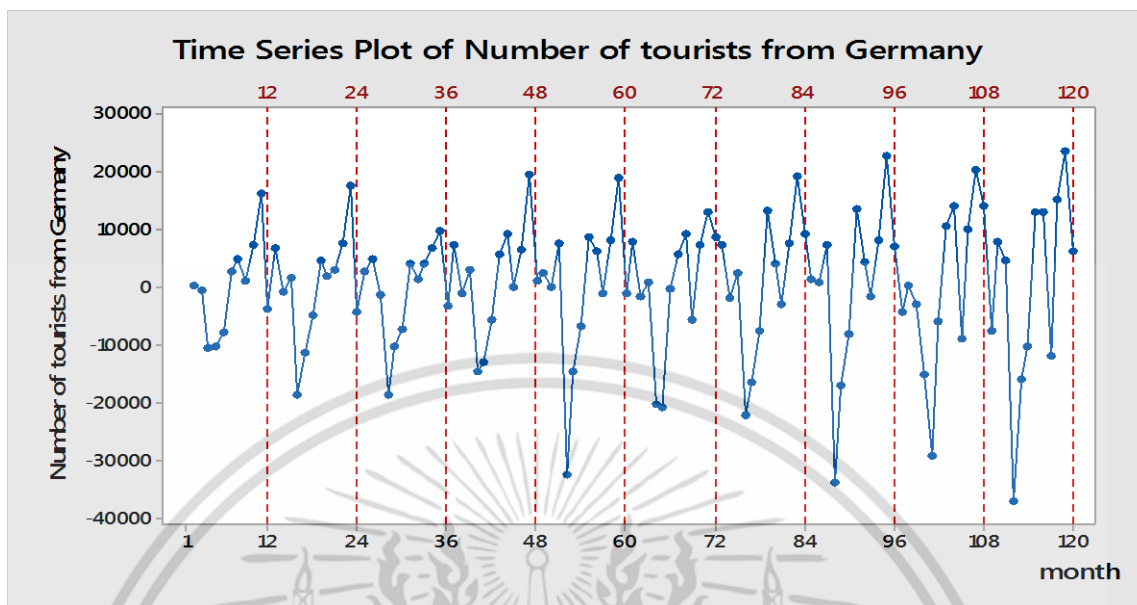
ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120) = 0.9310$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 6.90% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 5, 6, 7, 8, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 38.60%, 50.76%, 30.03%, 13.18%, 26.84% และ 7.5% ตามลำดับ

### 4.2.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

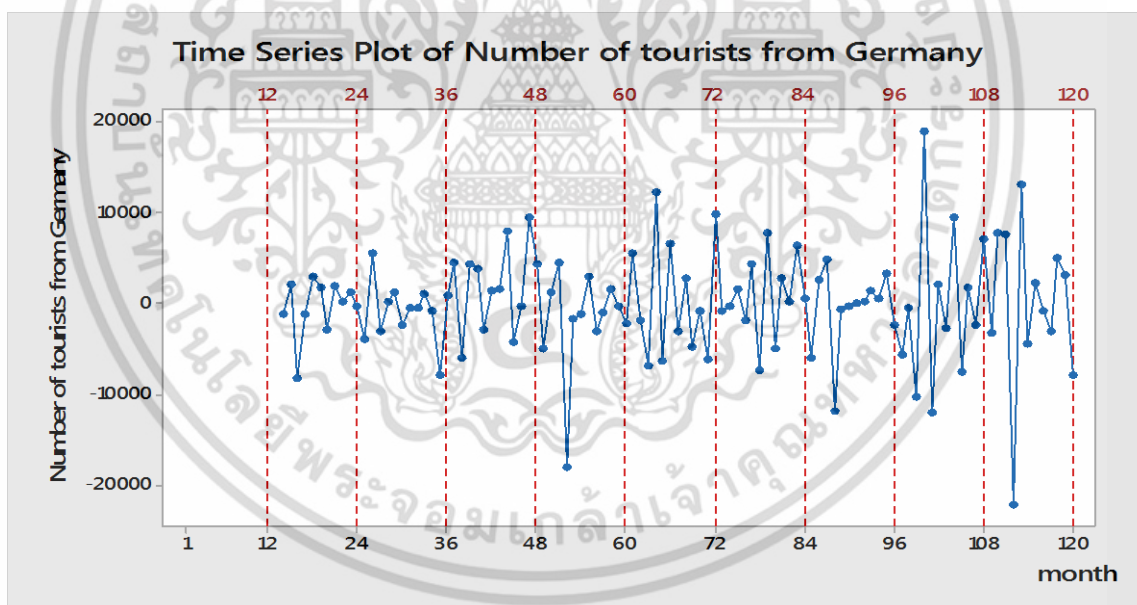


รูปที่ 4.13 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน

จากรูปที่ 4.13 จะพบว่า กราฟที่ได้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นได้ว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงในช่วงต้นปีและปลายปี ซึ่งมีลักษณะเช่นนี้ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล และเนื่องจากกราฟมีค่าเฉลี่ยเพิ่มขึ้น แสดงว่ากราฟมีแนวโน้มด้วย เนื่องจากข้อมูลมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นจึงต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรขึ้นนารีก่อน โดยการหาผลต่าง 1 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.14 และพบว่าอนุกรมเวลายังมีอิทธิพลของฤดูกาลเหลืออยู่ จึงต้องขจัดอิทธิพลของฤดูกาลโดยหาผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ได้ผลดัง รูปที่ 4.15



รูปที่ 4.14 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง

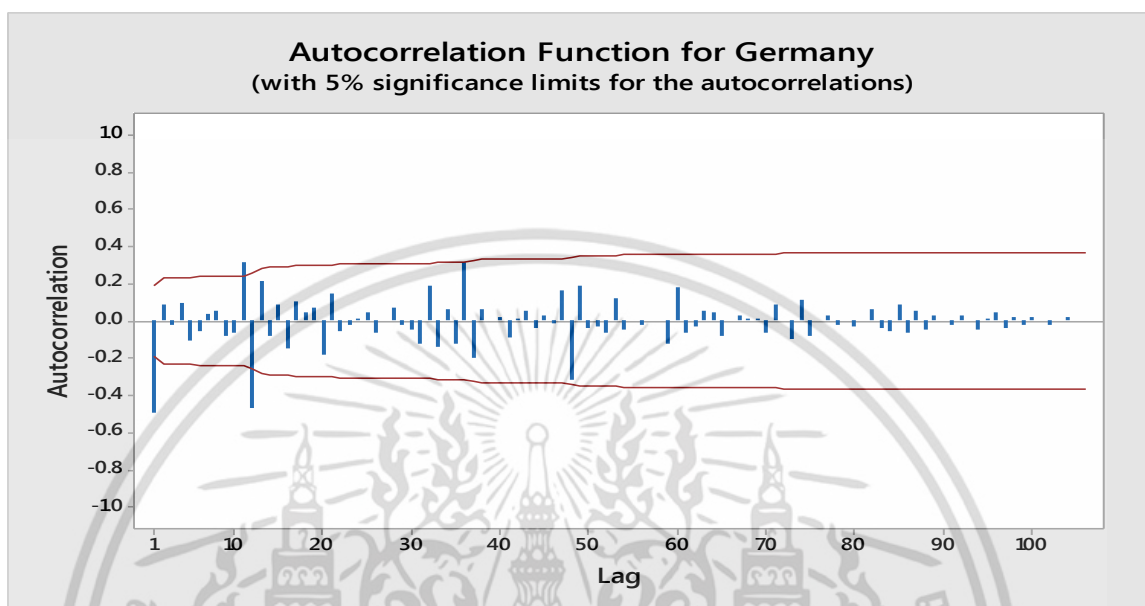


รูปที่ 4.15 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง

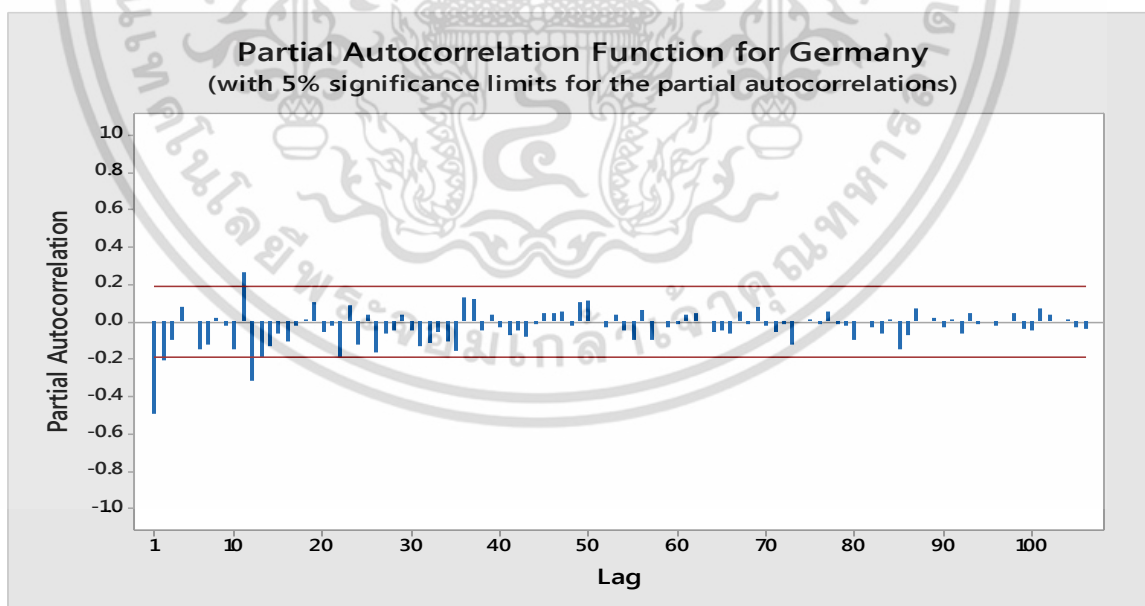
จากรูปที่ 4.15 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นอนุกรมเวลาชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่สเตรชันนารีแล้ว นำอนุกรมเวลาไปพล็อต

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

คอเรลโรแกรมของ Autocorrelation (ACF) และ Partial Autocorrelation (PACF) ดังรูปที่ 4.16 และรูปที่ 4.17



รูปที่ 4.16 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน



รูปที่ 4.17 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.16 และรูปที่ 4.17 พบว่าคอเรโลแกรมของ ACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว และ PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว ARIMA (1,1,1) และเมื่อพิจารณาในส่วนของฤดูกาลจะพบว่า cut off ที่ lag 36 PACF lag 12 , 24, 36,... มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว SARIMA (0,1,3)<sub>12</sub> ดังนั้น ตัวแบบที่เป็นไปได้ของอนุกรมเวลาปริมาณนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ ARIMA (1,1,1) × SARIMA (0,1,3)<sub>12</sub>

**ตารางที่ 4.8** การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (1,1,1) × SARIMA (0,1,3)<sub>12</sub> ร่วมกับ ค่าคงที่ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	-0.0935	0.1766	-0.53	0.598
$\hat{\theta}_1$	0.5033	0.1509	3.34	0.001
$\hat{\theta}_{12}$	0.4291	0.1183	3.63	0.000
$\hat{\theta}_{24}$	0.1971	0.1352	1.46	0.148
$\hat{\theta}_{36}$	-0.6858	0.1337	-5.13	0.000
$\hat{\theta}_0$	-5.6	179.7	-0.03	0.975

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

$$H_0 : \theta_0 = 0$$

$$H_1 : \theta_0 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.8 จะได้ p-value = 0.975 ซึ่งมากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_0 = 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 จึงควรตัด  $\theta_0$  ออกจากตัวแบบ ดังนั้นจึงปรับตัวแบบใหม่เป็น ARIMA (1,1,1) × SARIMA (0,1,3)<sub>12</sub>

ตารางที่ 4.9 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ  $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(0,1,3)_{12}$  ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	-0.0935	0.1758	-0.53	0.596
$\hat{\theta}_1$	0.5034	0.1500	3.35	0.001
$\hat{\theta}_{12}$	0.4289	0.1169	3.67	0.000
$\hat{\theta}_{24}$	0.1979	0.1346	1.47	0.144
$\hat{\theta}_{36}$	-0.6859	0.1322	-5.19	0.000

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.9 จะได้ p-value = 0.598 ซึ่งมากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_1 = 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 จึงควรตัด  $\phi_1$  ออกจากตัวแบบ ดังนั้นจึงปรับตัวแบบใหม่เป็น  $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,1,3)_{12}$

ตารางที่ 4.10 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA (0,1,1) × SARIMA (0,1,3)<sub>12</sub>  
ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\theta}_1$	0.5704	0.0808	7.11	0.000
$\hat{\theta}_{12}$	0.4425	0.1156	3.83	0.000
$\hat{\theta}_{24}$	0.1986	0.1341	1.48	0.142
$\hat{\theta}_{36}$	-0.6783	0.1320	-5.14	0.000

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

1.  $H_0 : \theta_1 = 0$

$H_1 : \theta_1 \neq 0$

จากตารางที่ 4.10 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_1 \neq 0$   
ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

2.  $H_0 : \theta_{12} = 0$

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

จากตารางที่ 4.10 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_{12} \neq 0$   
ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

3.  $H_0 : \theta_{24} = 0$

$H_1 : \theta_{24} \neq 0$

จากตารางที่ 4.10 จะได้ p-value = 0.142 ซึ่งมากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_{24} = 0$   
ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

$$4. H_0 : \theta_{36} = 0$$

$$H_1 : \theta_{36} \neq 0$$

จากตารางที่ 4.10 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_{36} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

จากการทดสอบสมมติฐานพบว่า  $\theta_1, \theta_{12}, \theta_{36} \neq 0$  และ  $\theta_{24} = 0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เนื่องจาก  $\theta_{24} = 0$  แต่  $\theta_{36} \neq 0$  เราไม่สามารถคง  $\theta_{36}$  และตัด  $\theta_{24}$  ออกได้ จึงตัด  $\theta_{36}$  ออก ดังนั้นจึงปรับตัวแบบใหม่เป็น ARIMA (0,1,1)  $\times$  SARIMA (0,1,2)<sub>12</sub>

ตารางที่ 4.11 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA (0,1,1)  $\times$  SARIMA (0,1,2)<sub>12</sub> ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\theta}_1$	0.5823	0.0798	7.29	0.000
$\hat{\theta}_{12}$	0.8671	0.1053	8.24	0.000
$\hat{\theta}_{24}$	-0.7328	0.1179	-6.22	0.000

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

$$1. H_0 : \theta_1 = 0$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.11 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_1 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

$$2. H_0 : \theta_{12} = 0$$

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

จากตารางที่ 4.11 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_{12} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

$$3. H_0 : \theta_{24} = 0$$

$$H_1 : \theta_{24} \neq 0$$

จากตารางที่ 4.11 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_{24} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

จากการทดสอบสมมติฐานพบว่า  $\theta_1, \theta_{12}, \theta_{24} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะได้ค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบเป็นดังนี้

$$\hat{\theta}_1 = 0.5823, \hat{\theta}_{12} = 0.8671, \hat{\theta}_{24} = -0.7328$$

**ตารางที่ 4.12** การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน

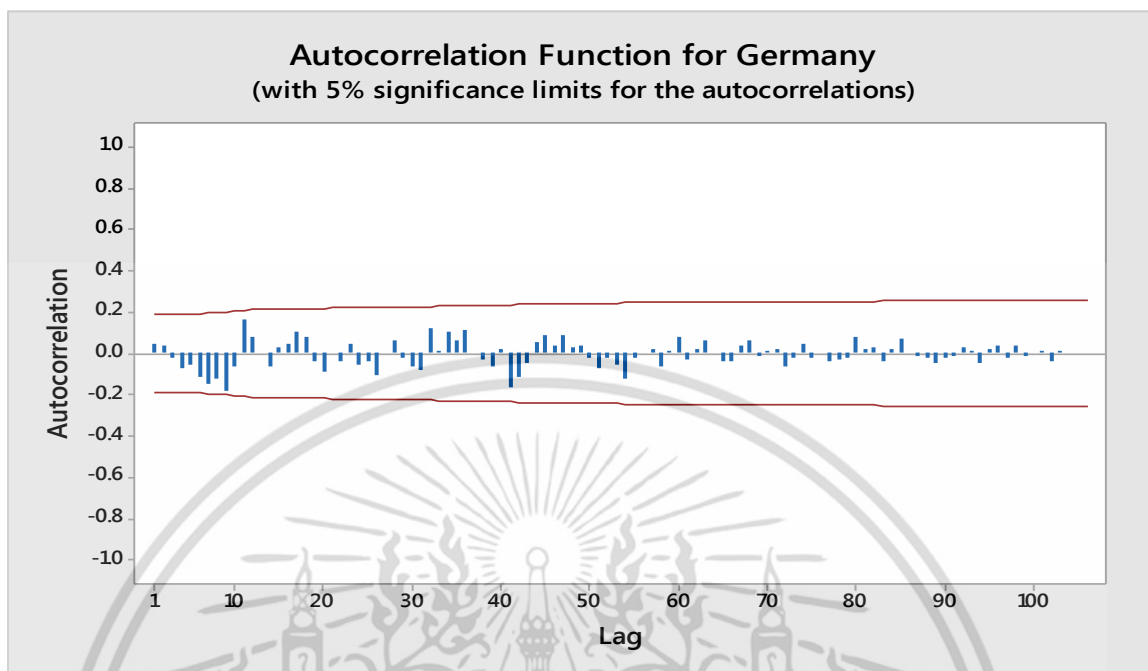
Modified Box-Pierce (Box-Ljung) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-square	15.5	20.6	32.0	43.9
DF	9	21	33	45
P-Value	0.079	0.483	0.517	0.519

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยเป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยสถิติ Box-Ljung ตั้งสมมติฐานที่ lag 12 ได้ดังนี้

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

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

จากตารางที่ 4.12 จะได้ lag ที่ 12 ค่า p-value = 0.079 มากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้น แสดงว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ในทำนองเดียวกัน lag ที่ 24, 36 และ 48 ค่า p-value = 0.483, 0.517 และ 0.519 ซึ่งมากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้น แสดงว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05



รูปที่ 4.18 แสดงว่าคอเรลโรแกรมของ  $r_k(e_t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน

Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO
1	0.043138	0.45	0.20	28	0.067495	0.60	23.22	55	-0.021472	-0.17	49.46	82	0.033651	0.26	62.80
2	0.037515	0.39	0.36	29	-0.016921	-0.15	23.26	56	-0.005158	-0.04	49.46	83	-0.036748	-0.29	63.46
3	-0.024733	-0.26	0.43	30	-0.061711	-0.54	23.84	57	0.022218	0.18	49.58	84	0.022741	0.18	63.72
4	-0.072405	-0.75	1.02	31	-0.078896	-0.69	24.79	58	-0.059434	-0.48	50.42	85	0.068176	0.53	66.18
5	-0.051953	-0.53	1.33	32	0.124437	1.09	27.20	59	0.016136	0.13	50.48	86	0.002989	0.02	66.19
6	-0.110065	-1.13	2.73	33	0.011908	0.10	27.22	60	0.078591	0.63	52.02	87	-0.012881	-0.10	66.28
7	-0.144119	-1.46	5.15	34	0.108809	0.94	29.11	61	-0.027814	-0.22	52.21	88	-0.018680	-0.15	66.50
8	-0.123527	-1.22	6.95	35	0.065309	0.56	29.80	62	0.020370	0.16	52.32	89	-0.043843	-0.34	67.74
9	-0.180717	-1.77	10.84	36	0.115660	0.99	32.00	63	0.061712	0.49	53.33	90	-0.022926	-0.18	68.10
10	-0.065639	-0.62	11.36	37	-0.002298	-0.02	32.00	64	-0.004514	-0.04	53.33	91	-0.014327	-0.11	68.25
11	0.165920	1.57	14.70	38	-0.028415	-0.24	32.14	65	-0.034472	-0.27	53.66	92	0.026424	0.21	68.80
12	0.078626	0.73	15.46	39	-0.062959	-0.53	32.82	66	-0.042041	-0.33	54.17	93	0.016086	0.12	69.01
13	0.002306	0.02	15.46	40	0.021442	0.18	32.90	67	0.035282	0.28	54.53	94	-0.043211	-0.34	70.69
14	-0.063193	-0.58	15.96	41	-0.161884	-1.37	37.53	68	0.064214	0.51	55.76	95	0.025215	0.20	71.31
15	0.025971	0.24	16.05	42	-0.110354	-0.92	39.71	69	-0.014573	-0.12	55.83	96	0.041746	0.32	73.15
16	0.048174	0.44	16.34	43	-0.042287	-0.35	40.04	70	0.008976	0.07	55.85	97	-0.020635	-0.16	73.65
17	0.103963	0.95	17.74	44	0.051393	0.42	40.53	71	0.019139	0.15	55.97	98	0.034504	0.27	75.19
18	0.077043	0.70	18.52	45	0.086837	0.71	41.95	72	-0.061178	-0.48	57.22	99	-0.011846	-0.09	75.40
19	-0.037765	-0.34	18.71	46	0.035400	0.29	42.19	73	-0.021702	-0.17	57.38	100	-0.006951	-0.05	75.48
20	-0.087794	-0.79	19.74	47	0.090029	0.74	43.76	74	0.042478	0.33	58.02	101	0.009364	0.07	75.65
21	0.003989	0.04	19.75	48	0.026305	0.21	43.90	75	-0.019882	-0.16	58.16	102	-0.037367	-0.29	78.90
22	-0.037042	-0.33	19.93	49	0.039354	0.32	44.21	76	-0.003182	-0.03	58.17	103	0.014529	0.11	79.52
23	0.043011	0.39	20.19	50	-0.021858	-0.18	44.31	77	-0.040517	-0.32	58.80	104	0.006081	0.05	79.66
24	-0.054832	-0.49	20.61	51	-0.068474	-0.56	45.29	78	-0.027844	-0.22	59.12	105	-0.008312	-0.06	80.07
25	-0.038990	-0.35	20.83	52	-0.024587	-0.20	45.41	79	-0.024249	-0.19	59.36	106	0.003672	0.03	80.22
26	-0.109074	-0.97	22.54	53	-0.054301	-0.44	46.05	80	0.080121	0.63	62.13				
27	-0.000863	-0.01	22.54	54	-0.122521	-0.99	49.35	81	0.017486	0.14	62.27				

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การตรวจสอบข้อจำกัดของรูปแบบที่กำหนดว่า  $\varepsilon_t$  จะต้องมีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกัน โดยจะทำการทดสอบสมมติฐานดังนี้

$$H_0 : \rho_k(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 106$$

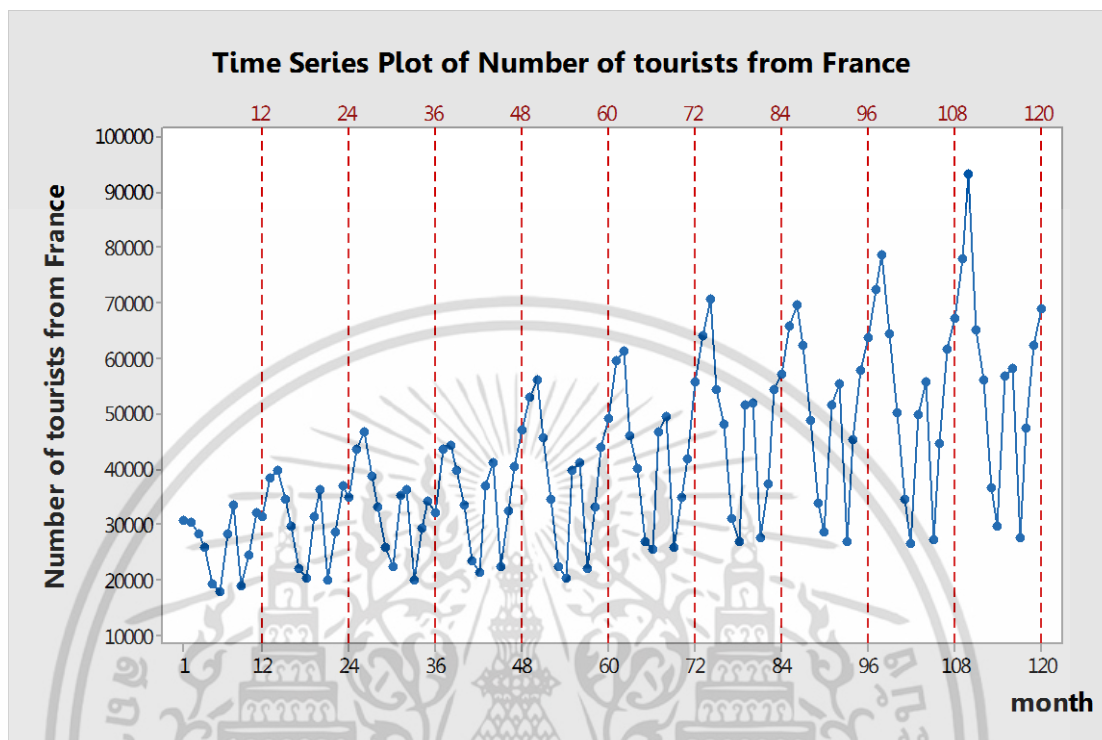
ใช้ตัวทดสอบสถิติ  $r_k(e_t)$  ดังแสดงในรูปที่ 4.18 เมื่อ  $\alpha = 0.05$  จะมีบริเวณวิกฤติ  $|r_k(e_t)| \geq 1.96/\sqrt{106} = 0.1904$  จึงยอมรับ  $H_0$  นั่นคือ  $\rho_k(e_t) = 0$  ดังนั้นข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย  $\{e_t\}$  มีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

**ตารางที่ 4.13** แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน

วิธีการพยากรณ์	MSE
1) วิธีแยกส่วนประกอบ - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ	22,591,867.49 <b>13,719,237.12</b>
2) วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ	157,250,564.41 14,840,325.78
3) วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์	15,133,989.00

จากตารางที่ 4.13 พบว่าวิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณซึ่งได้ค่า MSE ต่ำที่สุด คือ 13,719,237.12

#### 4.3 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย



รูปที่ 4.19 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส

จากรูปที่ 4.19 จะพบว่า กราฟที่ได้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นได้ว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงในช่วงต้นปี กลางปี และปลายปี ซึ่งมีลักษณะเช่นนี้ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล และกราฟมีค่าเฉลี่ยเพิ่มขึ้น แสดงว่ากราฟมีแนวโน้มด้วย

### 4.3.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

เนื่องจากข้อมูลของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล โดยในปัญหาพิเศษนี้จะใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ในการวิเคราะห์

#### 4.3.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก

การวิเคราะห์วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มควอดราติกและอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก มาทำการวิเคราะห์ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย (หน่วย : คน) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 24,391 + 296t - 0.128t^2 + \hat{S}_t^* \quad (120)$$

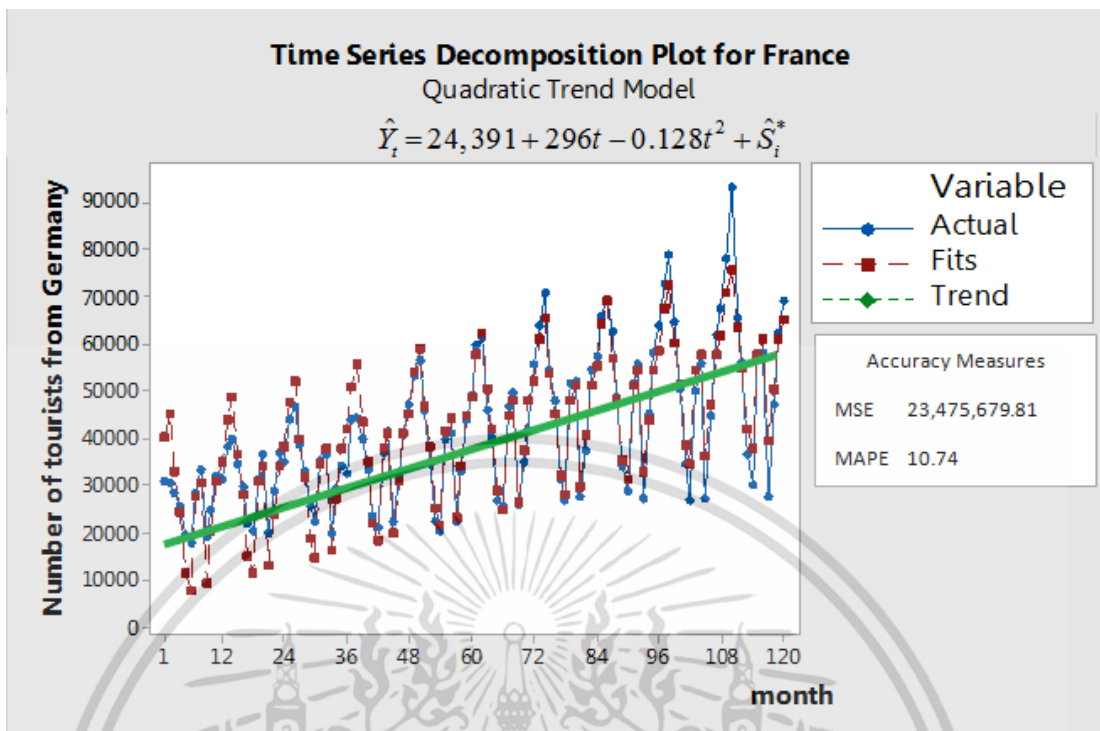
(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 15,672.3600, \hat{S}_2^*(120) = 20,109.4711, \hat{S}_3^*(120) = 7,748.2118, \hat{S}_4^*(120) = -1,020.8576, \\ \hat{S}_5^*(120) &= -14,341.9549, \hat{S}_6^*(120) = -18,546.1447, \hat{S}_7^*(120) = 1,101.0127, \hat{S}_8^*(120) = 3,901.1146, \\ \hat{S}_9^*(120) &= -17,714.5752, \hat{S}_{10}^*(120) = -6,987.4965, \hat{S}_{11}^*(120) = 3,146.0822, \hat{S}_{12}^*(120) = 6,932.7766 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 15,672.3600$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 15,672.3600 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 7, 8, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 20,109.4711, 7,748.2118, 1,101.0127, 3,901.1146, 3,146.0822 และ 6,932.7766 คน ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120) = -1,020.8576$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 1,020.8576 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 5, 6, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 14,341.9549, 18,546.1447, 17,714.5752 และ 6,932.7766 คน ตามลำดับ



รูปที่ 4.20 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติก และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก

จากรูปที่ 4.20 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติกอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวกซึ่งจะได้ ค่า MSE = 23,475,679.81 และ ค่า MAPE = 10.74%

#### 4.3.1.2 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ

การวิเคราะห์วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ มาทำการวิเคราะห์ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย (หน่วย : คน) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (27,237.3 \times 1.00660^t) \times \hat{S}_t^* (120)$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

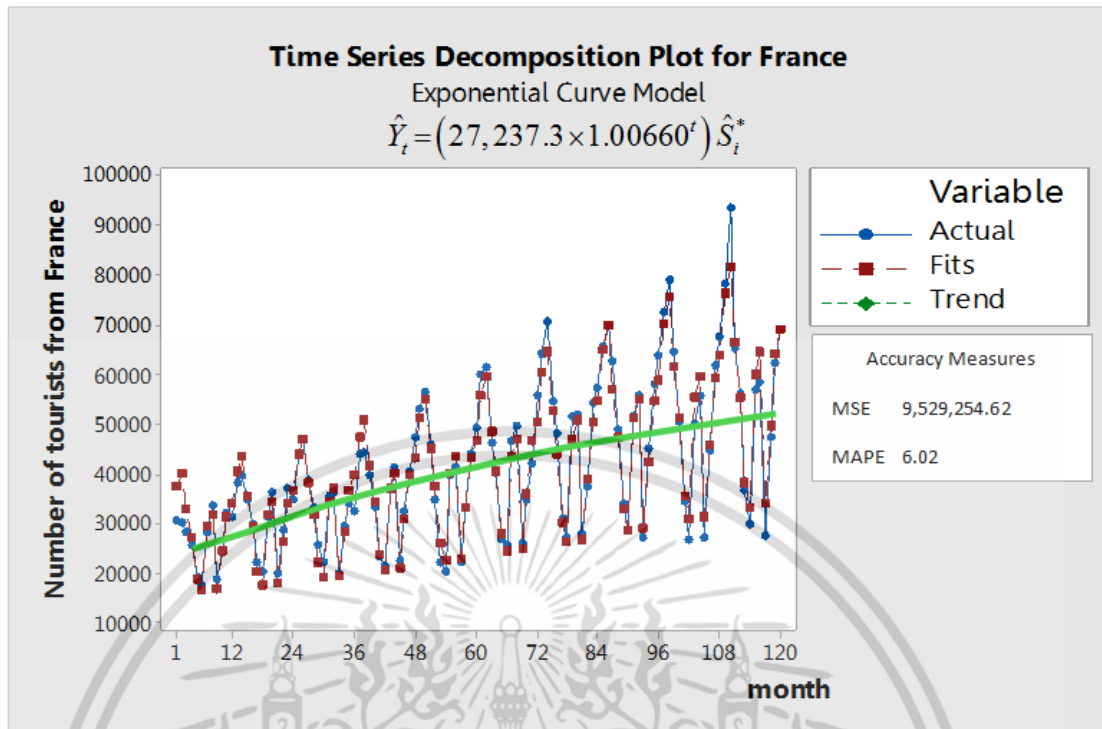
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 1.3663, \hat{S}_2^*(120) = 1.4576, \hat{S}_3^*(120) = 1.1785, \hat{S}_4^*(120) = 0.9747, \\ \hat{S}_5^*(120) &= 0.6694, \hat{S}_6^*(120) = 0.5789, \hat{S}_7^*(120) = 1.0299, \hat{S}_8^*(120) = 1.1033, \\ \hat{S}_9^*(120) &= 0.5792, \hat{S}_{10}^*(120) = 0.8362, \hat{S}_{11}^*(120) = 1.0743, \hat{S}_{12}^*(120) = 1.1518 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 1.3663$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 36.63% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 7, 8, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 45.76%, 17.85%, 2.99%, 10.33%, 7.43% และ 15.18% ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120) = 0.9747$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 2.53% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 5, 6, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ ร้อยละ 33.06%, 42.11%, 42.08% และ 16.38% ตามลำดับ



รูปที่ 4.21 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ

จากรูปที่ 4.21 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณซึ่งจะได้ค่า MSE = 9,529,254.62 และค่า MAPE = 6.02%

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

### 4.3.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์

#### (Holt-Winters Exponential Smoothing Method)

##### 4.3.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย โดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสำหรับรูปแบบบวก คือ  $\alpha=0.002$ ,  $\gamma=0.627$ ,  $\delta=0.106$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 186,511,397.48

ตารางที่ 4.14 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_t(t)$ ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก ยกตัวอย่างตั้งแต่  $\alpha=0.002$ ,  $\gamma=0.627$ ,  $\delta=0.106$  ให้

ปี	t	$Y_t$	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t+1}(t)$	$e_t$
2015	109	78,196	55179.11	257.67	55436.78	19538.20	72857.10	20506.90
	110	93,364	55480.68	285.20	55765.89	15925.70	69515.31	-4203.31
	111	65,312	55756.89	279.56	56036.45	228.98	56711.50	-634.50
	112	56,077	56035.09	278.71	56313.80	-5142.78	51238.35	-14525.35
	113	36,713	56282.70	259.21	56541.91	-20530.93	37552.47	-7681.47
	114	29,871	56525.47	248.90	56774.36	-17530.64	40058.91	16773.09
	115	56,832	56810.27	271.41	57081.68	12064.75	67366.40	-9105.40
	116	58,261	57062.19	259.19	57321.38	2292.50	60580.19	-32959.19
	117	27,621	57250.82	214.94	57465.77	-32779.61	28183.92	19173.08
	118	47,357	57506.81	240.68	57747.49	3577.06	59289.83	3136.17
	119	62,426	57754.21	244.89	57999.10	6359.88	64026.15	5040.85
	120	69,067	<b>58009.89</b>	<b>251.66</b>	58261.55	4411.89	62138.48	-62138.48

จากตารางที่ 4.14 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (58,009.89 + 251.66p) + \hat{S}_i(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\hat{S}_1(120) = 19,538.2019, \hat{S}_2(120) = 15,925.7039, \hat{S}_3(120) = 228.9762, \hat{S}_4(120) = -5,142.7801, \\ \hat{S}_5(120) = -20,530.9349, \hat{S}_6(120) = -17,530.6433, \hat{S}_7(120) = 12,064.7509, \hat{S}_8(120) = 2,292.5037, \\ \hat{S}_9(120) = -32,779.6141, \hat{S}_{10}(120) = 3,577.0628, \hat{S}_{11}(120) = 6,359.8762, \hat{S}_{12}(120) = 4,411.8871$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 0 จึงแปลงค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 0 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (57,044.47 + 251.66p) + \hat{S}_i^*(120) \text{ สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\hat{S}_1^*(120) = 20,503.6194, \hat{S}_2^*(120) = 16,891.1214, \hat{S}_3^*(120) = 1,194.3937, \hat{S}_4^*(120) = -4,177.3626, \\ \hat{S}_5^*(120) = -19,565.5174, \hat{S}_6^*(120) = -16,565.2260, \hat{S}_7^*(120) = 13,030.1684, \hat{S}_8^*(120) = 3,257.9212, \\ \hat{S}_9^*(120) = -31,814.1970, \hat{S}_{10}^*(120) = 4,542.4803, \hat{S}_{11}^*(120) = 7,325.2937, \hat{S}_{12}^*(120) = 5,377.3046$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 20,503.6194$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 20,503.619 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 7, 8, 10, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 16,891.1214, 1,194.3937, 13,030.1684, 3,257.9212, 4,542.4803, 7,325.2937 และ 5,377.3046 คน ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120) = -4,177.3626$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 4,177.3626 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 5, 6, และ 9 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 19,565.5174, 16,565.2260 และ 31,814.1970 คน ตามลำดับ

#### 4.3.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย โดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย สำหรับรูปแบบคูณ คือ  $\alpha=0.241$ ,  $\gamma=0$ ,  $\delta=0.597$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 10,822,935.86

ตารางที่ 4.15 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_t(t)$ ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ยกตัวอย่าง ตั้งแต่  $t = 109, 110, \dots, 120$  เมื่อกำหนดให้  $\alpha=0.241$ ,  $\gamma=0$ ,  $\delta=0.597$

ปี	t	$Y_t$	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t-1}(t)$	$e_t$
2015	109	78,196	56187.56	369.43	56556.99	1.3762	75342.37	2853.63
	110	93,364	58503.95	369.43	58873.38	1.5350	81714.05	11649.95
	111	65,312	58004.93	369.43	58374.36	1.1484	69561.63	-4249.63
	112	56,077	58794.88	369.43	59164.31	0.9453	54452.40	1624.60
	113	36,713	58869.31	369.43	59238.74	0.6277	37487.09	-774.09
	114	29,871	58810.71	369.43	59180.14	0.5127	30792.44	-921.44
	115	56,832	58968.75	369.43	59338.18	0.9682	57685.34	-853.34
	116	58,261	58278.48	369.43	58647.90	1.0241	62914.21	-4653.21
	117	27,621	57043.35	369.43	57412.77	0.5031	31150.59	31150.59
	118	47,357	57189.27	369.43	57558.70	0.8322	48133.00	48133.00
	119	62,426	57203.27	369.43	57572.69	1.1001	6064.40	64064.40
	120	69,067	57508.19	369.43	57877.61	1.2027	69388.97	69388.97

จากตารางที่ 4.15 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (57,508.19 + 369.43p) \times \hat{S}_i(120) \text{ สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned}\hat{S}_1(120) &= 1.3762, \hat{S}_2(120) = 1.5350, \hat{S}_3(120) = 1.1484, \hat{S}_4(120) = 0.9453, \\ \hat{S}_5(120) &= 0.6277, \hat{S}_6(120) = 0.5127, \hat{S}_7(120) = 0.9682, \hat{S}_8(120) = 1.0241, \\ \hat{S}_9(120) &= 0.5031, \hat{S}_{10}(120) = 0.8322, \hat{S}_{11}(120) = 1.1001, \hat{S}_{12}(120) = 1.2027\end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 12 จึงแปลงค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 12 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (56,795.78 + 362.52p) \times \hat{S}_i^*(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

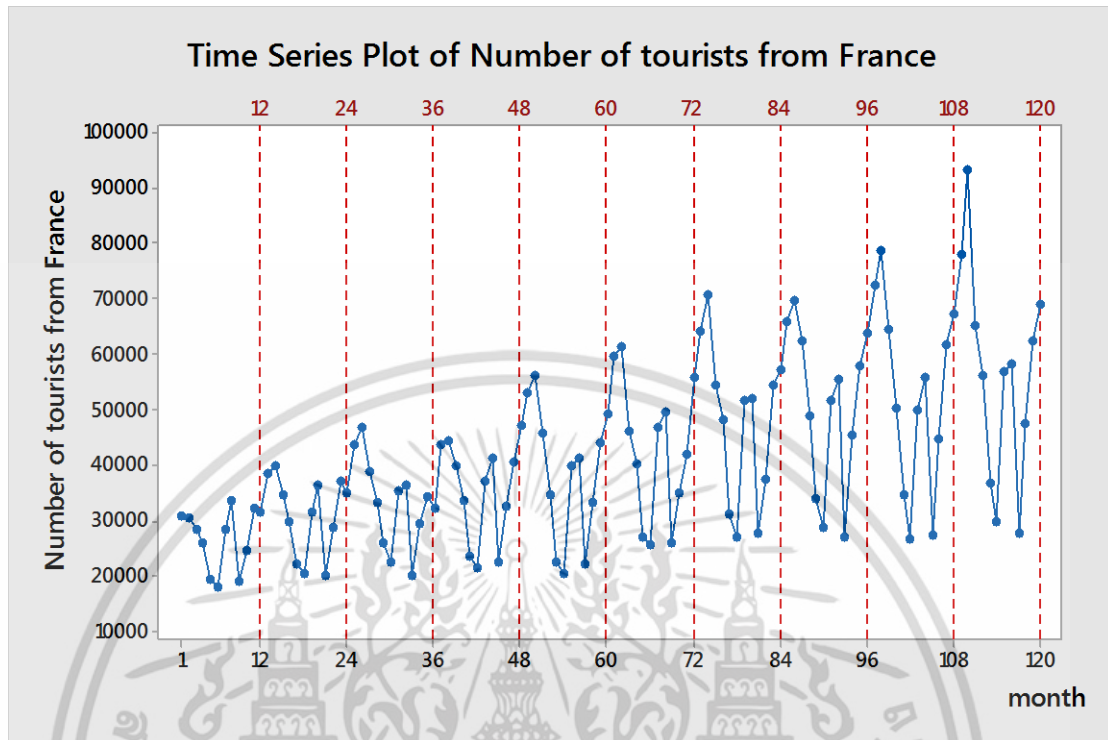
โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned}\hat{S}_1^*(120) &= 1.4024, \hat{S}_2^*(120) = 1.5642, \hat{S}_3^*(120) = 1.1703, \hat{S}_4^*(120) = 0.9633, \\ \hat{S}_5^*(120) &= 0.6397, \hat{S}_6^*(120) = 0.5225, \hat{S}_7^*(120) = 0.9866, \hat{S}_8^*(120) = 1.0436, \\ \hat{S}_9^*(120) &= 0.5127, \hat{S}_{10}^*(120) = 0.8481, \hat{S}_{11}^*(120) = 1.1211, \hat{S}_{12}^*(120) = 1.2256\end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 1.4024$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 40.24% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 8, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 56.42%, 17.03%, 4.36%, 12.11% และ 22.56% ตามลำดับ

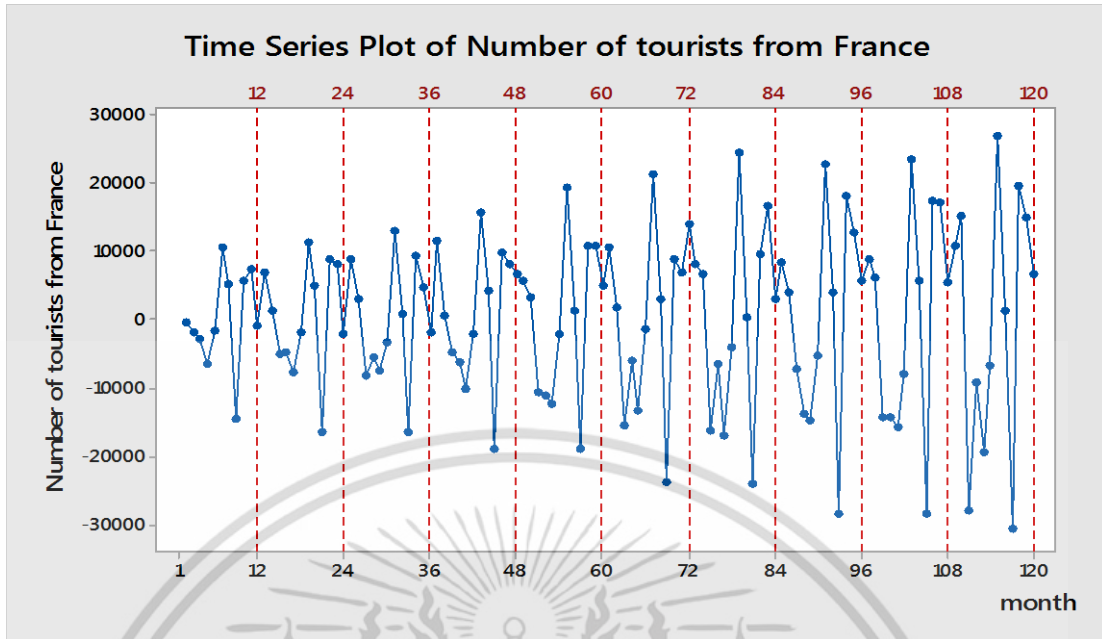
ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120) = 0.9633$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 3.67% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 5, 6, 7, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 36.03%, 47.75%, 1.34%, 48.73%, และ 15.19% ตามลำดับ

### 4.3.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

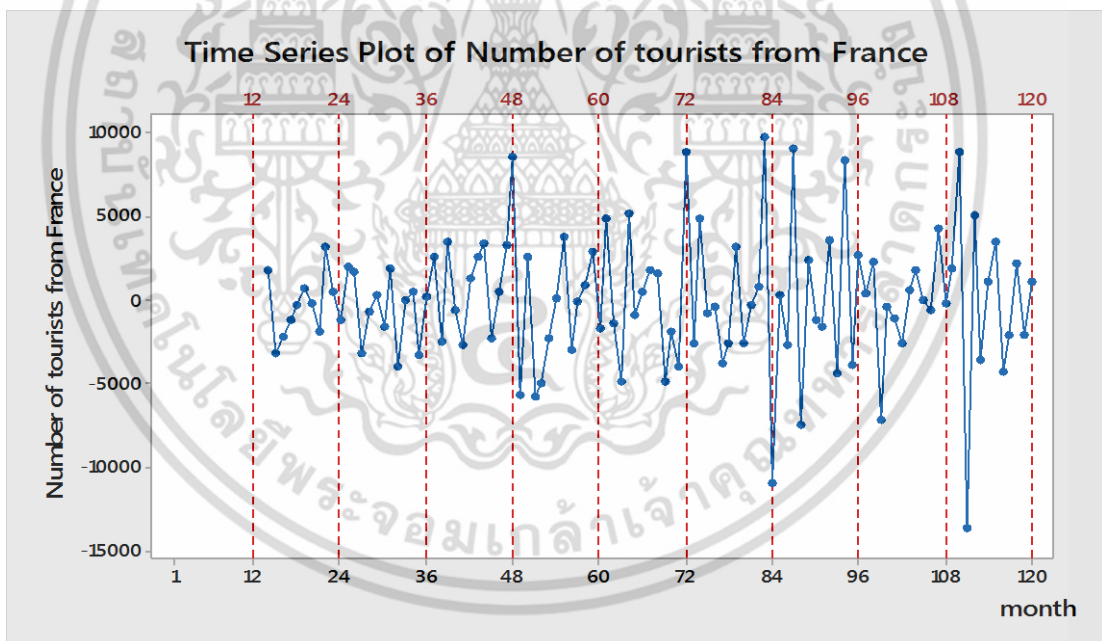


รูปที่ 4.22 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส

จากรูปที่ 4.22 จะพบว่า กราฟที่ได้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นได้ว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงสุดในช่วงต้นปี กลางปี และปลายปี ซึ่งมีลักษณะเช่นนี้ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล และเนื่องจากกราฟมีค่าเฉลี่ยเพิ่มขึ้น แสดงว่ากราฟมีแนวโน้มด้วย เนื่องจากข้อมูลมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นจึงต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรขึ้นนารีก่อน โดยการหาผลต่าง 1 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.23 และพบว่าอนุกรมเวลายังมีอิทธิพลของฤดูกาลเหลืออยู่ จึงต้องขจัดอิทธิพลของฤดูกาลโดยหาผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.24



รูปที่ 4.23 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง

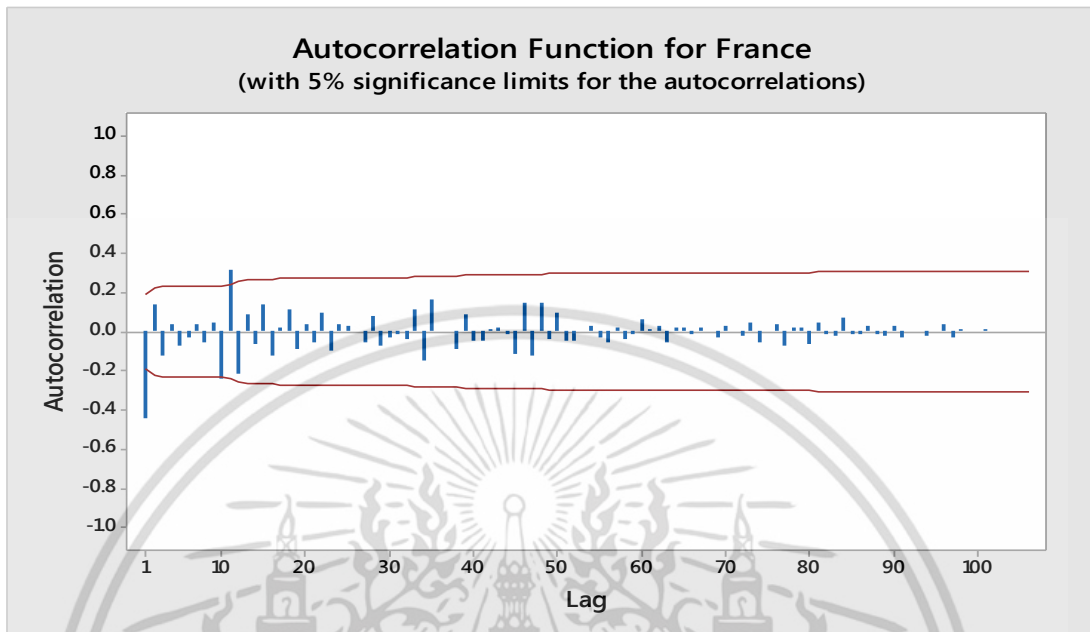


รูปที่ 4.24 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง

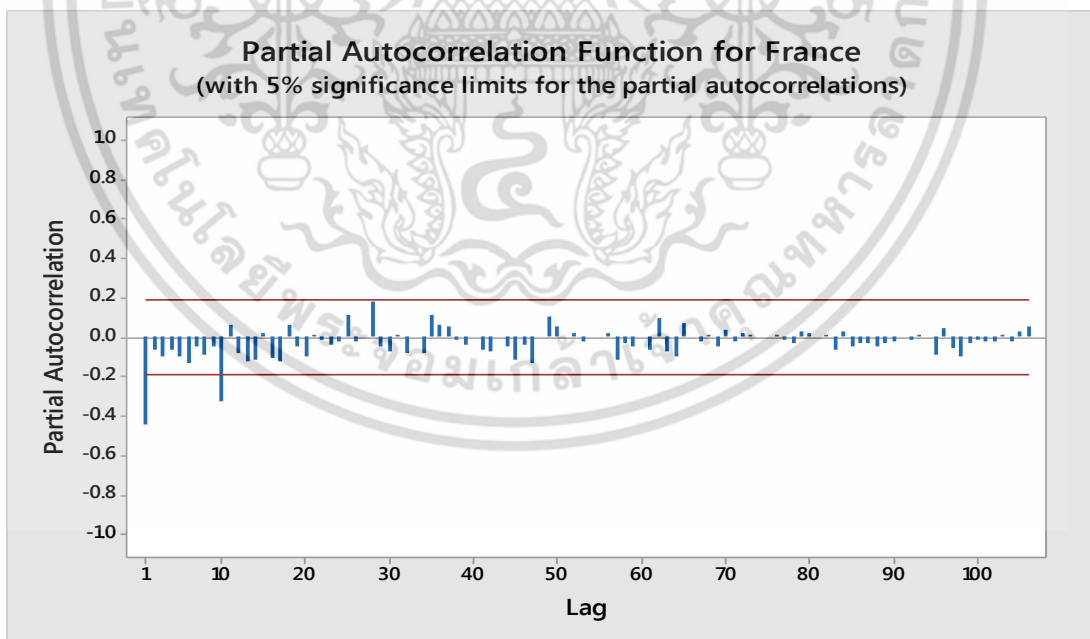
จากรูปที่ 4.24 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นอนุกรมเวลาชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรแล้ว นำอนุกรมเวลาไป

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

พล็อตคอเรลโรแกรมของ Autocorrelation (ACF) และ Partial Autocorrelation (PACF) ดังรูปที่ 4.25 และ รูปที่ 4.26



รูปที่ 4.25 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส



รูปที่ 4.26 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.25 และรูปที่ 4.26 พบว่าคอเรโลแกรมของ ACF และ PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว ARIMA (1,1,1) และเมื่อพิจารณาในส่วนของฤดูกาล จะพบว่า ACF และ PACF ที่ lag 12,24,36,... มีค่าเท่ากับ 0 SARIMA (0,1,0)<sub>12</sub> ดังนั้นตัวแบบที่เป็นไปได้ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ ARIMA (1,1,1) × SARIMA (0,1,0)<sub>12</sub>

**ตารางที่ 4.16** การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (1,1,1) × SARIMA (0,1,0)<sub>12</sub> ร่วมกับค่าคงที่ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	-0.1711	0.2056	-0.83	0.407
$\hat{\theta}_1$	0.3253	0.1973	1.65	0.102
$\hat{\theta}_0$	-70.7	227.3	-0.31	0.757

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

$$H_0 : \theta_0 = 0$$

$$H_1 : \theta_0 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.16 จะได้ p-value = 0.757 ซึ่งมากกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_0 = 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 จึงควรตัด  $\theta_0$  ออกจากตัวแบบ ดังนั้นจึงปรับตัวแบบใหม่เป็น ARIMA (1,1,1) × SARIMA (0,1,0)<sub>12</sub>

ตารางที่ 4.17 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (1,1,1) × SARIMA (0,1,0)<sub>12</sub> ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	-0.1754	0.2051	-0.86	0.394
$\hat{\theta}_1$	0.3198	0.1974	1.62	0.108

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.17 จะได้ p-value = 0.394 ซึ่งมากกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_1 = 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 จึงควรตัด  $\hat{\phi}_1$  ออกจากตัวแบบ ดังนั้นจึงปรับตัวแบบใหม่เป็น ARIMA (0,1,1) × SARIMA (0,1,0)<sub>12</sub>

ตารางที่ 4.18 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (0,1,1) × SARIMA (0,1,0)<sub>12</sub> ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\theta}_1$	0.4994	0.0842	5.393	0.000

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

$$H_0 : \theta_1 = 0$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.18 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_1 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 จะได้ค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบเป็นดังนี้  $\hat{\theta}_1 = 0.4994$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.19 การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส

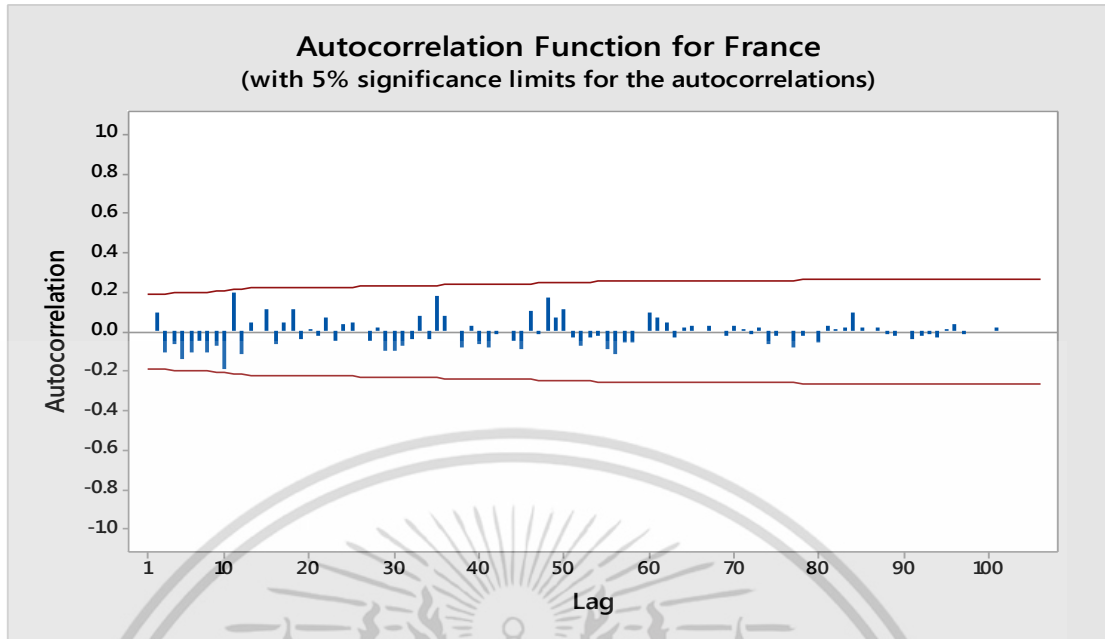
Modified Box-Pierce (Box-Ljung) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-square	13.2	25.1	37.3	49.9
DF	11	23	35	47
P-Value	0.057	0.347	0.365	0.357

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยเป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยสถิติ Box-Ljung ตั้งสมมติฐานที่ lag 12 ได้ดังนี้

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

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

จากตารางที่ 4.19 จะได้ lag ที่ 12 ค่า p-value = 0.057 มากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้นแสดงว่า ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ในทำนองเดียวกัน ที่ lag 24, 36 และ 48 ค่า p-value = 0.347, 0.365 และ 0.357 ตามลำดับซึ่งมากกว่า ค่า p-value = 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้นแสดงว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05



รูปที่ 4.27 แสดงว่าคอเรลโรแกรมของ  $r_k(e_t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส

Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO
1	-0.003932	-0.04	0.00	28	0.021654	0.19	25.73	55	-0.085598	-0.67	56.65	82	0.010136	0.08	72.65
2	0.099460	1.03	1.10	29	-0.098950	-0.86	27.20	56	-0.114455	-0.89	59.64	83	0.024319	0.18	72.94
3	-0.104704	-1.07	2.33	30	-0.097241	-0.84	28.63	57	-0.052817	-0.41	60.29	84	0.094068	0.71	77.42
4	-0.061215	-0.62	2.75	31	-0.069376	-0.59	29.37	58	-0.059107	-0.46	61.13	85	0.024419	0.18	77.74
5	-0.138081	-1.39	4.93	32	-0.036323	-0.31	29.57	59	0.004350	0.03	61.13	86	0.002976	0.02	77.74
6	-0.102013	-1.01	6.14	33	0.084116	0.72	30.69	60	0.095754	0.74	63.41	87	0.021665	0.16	78.02
7	-0.048757	-0.48	6.41	34	-0.042007	-0.36	30.97	61	0.073764	0.56	64.79	88	-0.015110	-0.11	78.16
8	-0.105646	-1.04	7.73	35	0.180839	1.53	36.27	62	0.048386	0.37	65.39	89	-0.024104	-0.18	78.54
9	-0.071941	-0.70	8.34	36	0.078118	0.65	37.27	63	-0.031955	-0.24	65.66	90	0.002049	0.02	78.54
10	-0.193536	-1.87	12.85	37	-0.002828	-0.02	37.27	64	0.019835	0.15	65.77	91	-0.035040	-0.26	79.43
11	0.197220	1.85	17.57	38	-0.076205	-0.63	38.25	65	0.033615	0.26	66.08	92	-0.024831	-0.19	79.91
12	-0.115763	-1.05	19.22	39	0.029251	0.24	38.40	66	0.008381	0.06	66.10	93	-0.014470	-0.11	80.09
13	0.044767	0.40	19.47	40	-0.064424	-0.53	39.12	67	0.028937	0.22	66.35	94	-0.026870	-0.20	80.73
14	0.000387	0.00	19.47	41	-0.077590	-0.64	40.19	68	0.003804	0.03	66.35	95	0.009471	0.07	80.82
15	0.113024	1.01	21.09	42	-0.016186	-0.13	40.23	69	-0.017125	-0.13	66.44	96	0.040136	0.30	82.53
16	-0.059826	-0.53	1.55	43	0.000302	0.00	40.23	70	0.029150	0.22	66.71	97	-0.013942	-0.10	82.76
17	0.042354	0.38	1.78	44	-0.045835	-0.37	40.62	71	0.013257	0.10	66.77	98	0.007261	0.05	82.82
18	0.116059	1.03	23.54	45	-0.092690	-0.76	42.24	72	-0.010061	-0.08	66.80	99	-0.002958	-0.02	82.84
19	-0.035056	-0.31	23.71	46	0.102386	0.83	44.24	73	0.016918	0.13	66.90	100	0.006711	0.05	82.91
20	0.013190	0.12	3.73	47	-0.013697	-0.11	44.28	74	-0.061758	-0.47	68.25	101	0.018983	0.14	83.61
21	-0.020516	-0.18	3.79	48	0.169251	1.36	49.94	75	-0.022067	-0.17	68.42	102	0.003197	0.02	83.64
22	0.071285	0.62	4.48	49	0.069103	0.55	50.90	76	-0.003063	-0.02	68.43	103	-0.002951	-0.02	83.66
23	-0.050609	-0.44	24.84	50	0.112476	0.89	53.49	77	-0.080483	-0.61	70.95	104	0.003065	0.02	83.70
24	0.039274	0.34	25.06	51	-0.027845	-0.22	53.65	78	-0.016921	-0.13	71.06	105	-0.003362	-0.03	83.76
25	0.049208	0.43	25.40	52	-0.069977	-0.55	54.69	79	-0.005858	-0.04	71.08	106	0.000565	0.00	83.77
26	0.004074	0.04	25.40	53	-0.031989	-0.25	54.91	80	-0.050737	-0.38	72.19				
27	-0.042357	-0.37	25.66	54	-0.020595	-0.16	55.00	81	0.030381	0.23	72.60				

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การตรวจสอบข้อจำกัดของรูปแบบที่กำหนดว่า  $\varepsilon_t$  จะต้องมีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกัน โดยจะทำการทดสอบสมมติฐานดังนี้

$$H_0 : \rho_k(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 106$$

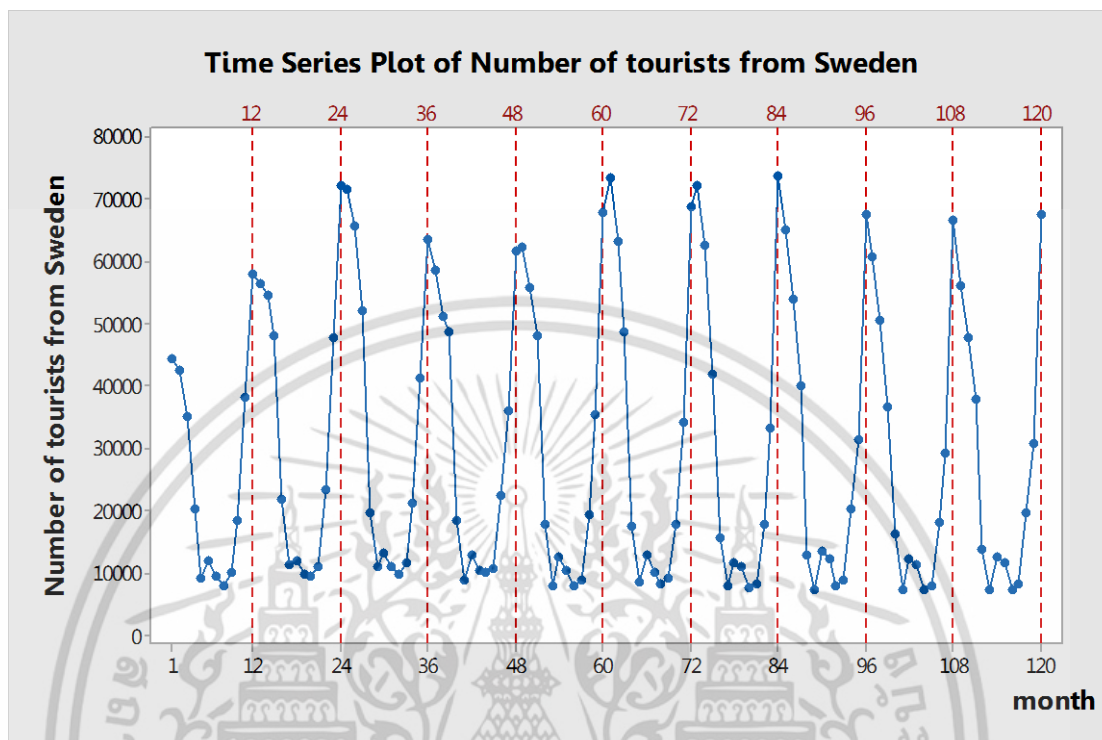
ใช้ตัวทดสอบสถิติ  $r_k(e_t)$  ดังแสดงในรูปที่ 4.27 เมื่อ  $\alpha = 0.05$  จะมีบริเวณวิกฤติ  $|r_k(e_t)| \geq 1.96/\sqrt{106} = 0.1904$  จึงยอมรับ  $H_0$  นั่นคือ  $\rho_k(e_t) = 0$  ดังนั้นข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย  $\{e_t\}$  มีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ตารางที่ 4.20 แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส

วิธีการพยากรณ์	MSE
1) วิธีแยกส่วนประกอบ - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ	23,475,679.81 <b>9,529,254.62</b>
2) วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ	186,511,397.48 10,822,935.81
3) วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์	11,941,496

จากตารางที่ 4.20 พบว่าวิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณซึ่งได้ค่า MSE ต่ำที่สุด คือ 9,529,254.62

#### 4.4 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย



รูปที่ 4.28 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน

จากรูปที่ 4.28 จะพบว่า กราฟที่ได้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นได้ว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงในช่วงต้นปีและปลายปี ซึ่งมีลักษณะเช่นนี้ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล แต่แนวโน้มไม่ชัดเจน เราจึงทำการทดสอบ Box-Ljung ที่ใช้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองช่วง  $k$  ต่าง ๆ ในการทดสอบแนวโน้ม ซึ่งจะทำให้การทดสอบสมมติฐาน ดังนี้

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_{120} = 0$$

$$H_1 : \text{มี } \rho_i \text{ อย่างน้อย 1 ค่าที่ไม่เท่ากับ 0 เมื่อ } i=1,2,3,\dots,120$$

จะได้  $Q_{120} = 2607.3140 > \chi_{0.05,120}^2 = 146.567$  จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้นข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีแนวโน้ม

#### 4.4.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

เนื่องจากข้อมูลของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล โดยในปัญหาพิเศษนี้จะใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ในการวิเคราะห์

##### 4.4.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก

การวิเคราะห์วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มควอดราติกและอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก มาทำการวิเคราะห์ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ( หน่วย : คน ) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 26,861 + 150.1t - 1.378t^2 + \hat{S}_t^*(120)$$

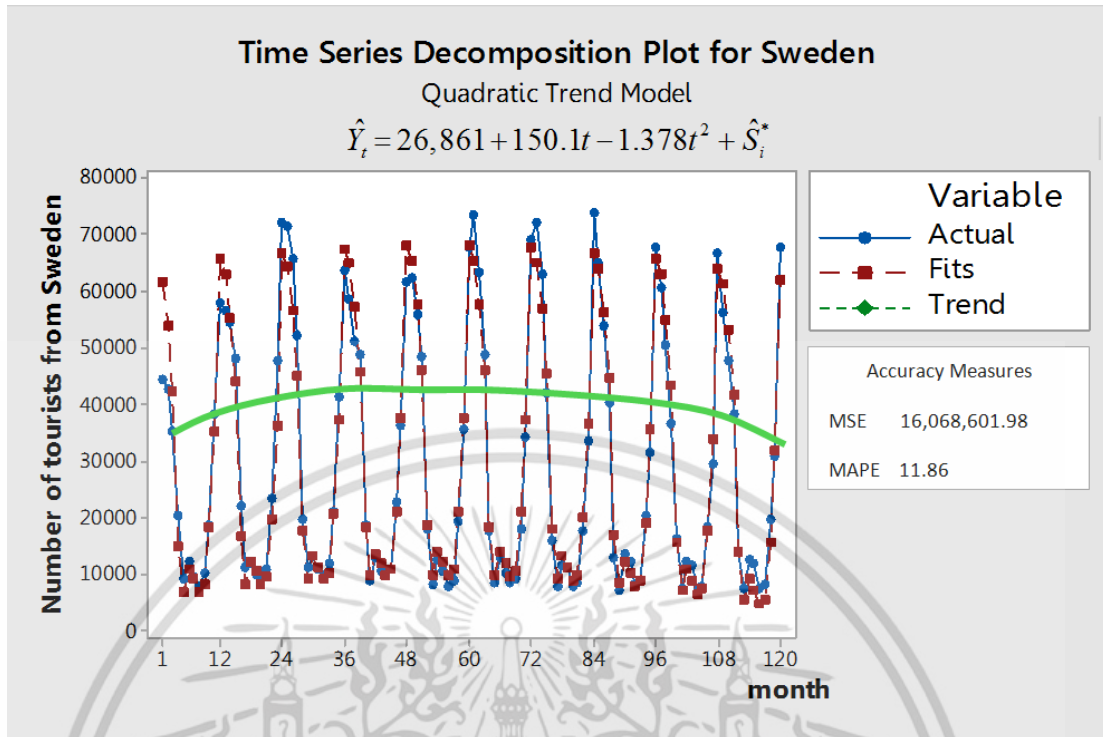
(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 34,555.0802, \hat{S}_2^*(120) = 26,622.6590, \hat{S}_3^*(120) = 15,186.6265, \hat{S}_4^*(120) = -12,429.6651, \\ \hat{S}_5^*(120) &= -20,968.5494, \hat{S}_6^*(120) = -17,036.0818, \hat{S}_7^*(120) = -18,871.0448, \hat{S}_8^*(120) = -21,153.0031, \\ \hat{S}_9^*(120) &= -20,059.3688, \hat{S}_{10}^*(120) = -9,780.4985, \hat{S}_{11}^*(120) = 6,770.6497, \hat{S}_{12}^*(120) = 37,163.1960 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 34,555.0802$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 34,555.0802 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 26,622.6590, 15,186.6265, 6,770.6497 และ 37,163.1960 คน ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120) = -12,429.6651$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 12,429.6651 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 5, 6, 7, 8, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 20,968.5494, 17,036.0818, 18,871.0448, 21,153.0031, 20,059.3688 และ 9,780.4985 คน ตามลำดับ



รูปที่ 4.29 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติก และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก

จากรูปที่ 4.29 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติกและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวกซึ่งจะได้ ค่า MSE = 16,068,601.98 และค่า MAPE = 11.86%

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

#### 4.4.1.2 วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ

การวิเคราะห์วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้ม เอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ มาทำการวิเคราะห์ ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ( หน่วย : คน ) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (31,388.9 \times 0.998796^t) \times \hat{S}_t^* (120)$$

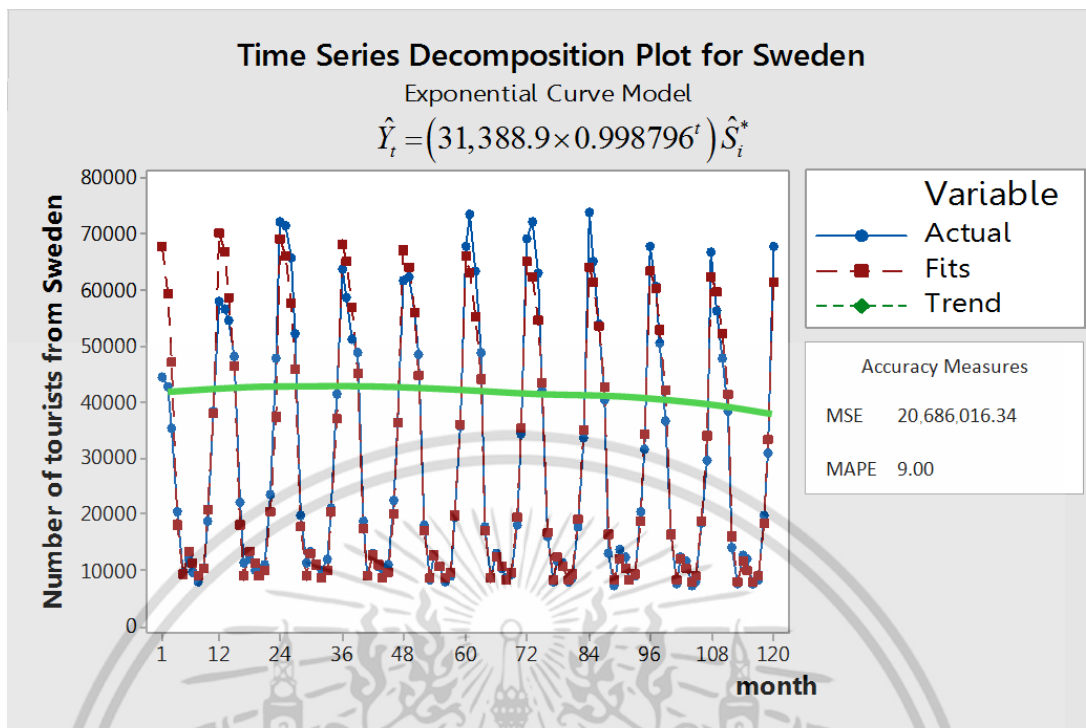
(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^* (120) &= 2.1655, \hat{S}_2^* (120) = 1.8951, \hat{S}_3^* (120) = 1.5101, \hat{S}_4^* (120) = 0.5801, \\ \hat{S}_5^* (120) &= 0.2907, \hat{S}_6^* (120) = 0.4264, \hat{S}_7^* (120) = 0.3638, \hat{S}_8^* (120) = 0.2863, \\ \hat{S}_9^* (120) &= 0.3241, \hat{S}_{10}^* (120) = 0.6709, \hat{S}_{11}^* (120) = 1.2244, \hat{S}_{12}^* (120) = 2.2625 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^* (120) = 2.1655$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 116.55% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 89.51%, 51.01%, 22.44% และ 126.25% ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^* (120) = 0.5801$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 41.99% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 5, 6, 7, 8, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 70.93%, 57.36%, 63.62%, 71.37%, 67.59% และ 32.91% ตามลำดับ



รูปที่ 4.30 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ

จากรูปที่ 4.30 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณซึ่งจะได้ ค่า MSE = 20,686,016.34 และค่า MAPE = 9.00%

#### 4.4.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method)

##### 4.4.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย โดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสำหรับรูปแบบบวก คือ  $\alpha=0.083$ ,  $\gamma=0.075$ ,  $\delta=0.160$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 194,189,077.01

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.21 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_t(t)$ ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก ยกตัวอย่าง ตั้งแต่  $t = 109, 110, \dots, 120$  เมื่อกำหนดให้  $\alpha = 0.083, \gamma = 0.075, \delta = 0.160$

ปี	T	$Y_t$	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t+1}(t)$	$e_t$
2015	109	56,360	28606.77	-67.83	28538.94	21178.35	52821.83	-4949.83
	110	47,872	28126.19	-98.76	28027.42	20447.01	49200.22	-11062.22
	111	38,138	27104.97	-167.90	26937.08	4299.58	32858.69	-19011.69
	112	13,847	25351.74	-286.71	25065.03	-41113.06	-13260.37	20726.37
	113	7,466	26793.35	-157.18	26636.17	-16142.44	7454.66	5119.34
	114	12,574	27063.06	-125.19	26937.88	-14198.85	11988.38	-253.38
	115	11,735	26916.75	-126.77	26789.98	-18546.29	8280.84	-918.84
	116	7,362	26713.36	-132.51	26580.84	-24271.79	2443.78	5809.22
	117	8,253	27065.26	-96.21	26969.05	-16277.72	9839.54	9817.46
	118	19,657	27787.70	-34.86	27752.85	-10634.00	25249.33	5486.67
	119	30,736	28210.37	-0.57	28209.80	20991.72	48397.02	19265.98
	120	67,663	<b>29816.34</b>	<b>119.83</b>	29936.18	52691.18	79802.42	-79802.42

จากตารางที่ 4.21 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (29,816.34 + 119.83p) + \hat{S}_i(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1(120) &= 21,178.3521, \hat{S}_2(120) = 20,447.0094, \hat{S}_3(120) = 4,299.5789, \hat{S}_4(120) = -41,113.0583, \\ \hat{S}_5(120) &= -16,142.4366, \hat{S}_6(120) = -14,198.8524, \hat{S}_7(120) = -14,198.8524, \hat{S}_8(120) = -24,271.7919, \\ \hat{S}_9(120) &= -16,277.7165, \hat{S}_{10}(120) = -10,633.9977, \hat{S}_{11}(120) = 20,991.7199, \hat{S}_{12}(120) = 52,691.1778 \end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 0 จึงแปลงค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 0 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (29,178.10 + 119.83p) + \hat{S}_i^*(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 21,816.5911, \hat{S}_2^*(120) = 21,085.2484, \hat{S}_3^*(120) = 4,937.8179, \hat{S}_4^*(120) = -40,474.8193, \\ \hat{S}_5^*(120) &= -15,504.1976, \hat{S}_6^*(120) = -13,560.6134, \hat{S}_7^*(120) = -13,560.6134, \hat{S}_8^*(120) = -23,633.5529, \\ \hat{S}_9^*(120) &= -15,639.4775, \hat{S}_{10}^*(120) = -425.7587, \hat{S}_{11}^*(120) = 21,629.9589, \hat{S}_{12}^*(120) = 53,329.4168 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120)=21,816.5911$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 21,816.5911 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 21,085.2484, 4,937.8179, 21,629.9589 และ 53,329.4168 คน ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120)=-40,474.8193$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 40,474.8193 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 5, 6, 7, 8, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 15,504.1976, 13,560.6134, 13,560.6134, 23,633.5529, 15,639.4775 และ 425.7587 คน ตามลำดับ

#### 4.4.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบไฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย โดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบไฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย สำหรับรูปแบบคูณ คือ  $\alpha=0.028$ ,  $\gamma=0.051$ ,  $\delta=0.500$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 23,812,230.20

ตารางที่ 4.22 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_t(t)$ ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบไฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ยกตัวอย่าง ตั้งแต่  $t = 109, 110, \dots, 120$  เมื่อกำหนดให้  $\alpha = 0.028$ ,  $\gamma = 0.051$ ,  $\delta = 0.500$

ปี	$t$	$Y_t$	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t-1}(t)$	$e_t$
2015	109	56,360	27,234.80	-102.99	27,131.80	1.9612	53,329.72	3,030.28
	110	47,872	27,086.52	-105.31	26,981.20	1.8783	50,961.12	-3,089.12
	111	38,138	26,880.96	-110.45	26,770.51	1.6340	44,086.75	-5,948.75
	112	13,847	26,645.25	-116.86	26,528.39	0.6231	16,681.78	-2,834.78
	113	7,466	26,422.19	-122.30	26,299.90	0.3293	8,736.06	-1,270.06
	114	12,574	26,450.26	-114.60	26,335.66	0.3959	10,412.13	2,161.87
	115	11,735	26,566.24	-102.79	26,463.45	0.3381	8,903.82	2,831.18
	116	7,362	26,439.25	-104.03	26,335.22	0.2878	7,614.86	-252.86
	117	8,253	26,239.94	-108.91	26,131.03	0.3608	9,501.48	-1,248.48
	118	19,657	26,201.57	-105.30	26,096.27	0.6851	17,901.84	-1,755.16
	119	30,736	25,991.47	-110.66	25,880.81	1.3789	35,984.15	-5,248.15
	120	67,663	<b>26,043.88</b>	<b>-102.31</b>	25,941.57	2.1276	55,062.98	12,600.02

จากตารางที่ 4.22 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (26,043.88 - 102.31p) \times \hat{S}_i(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548,  $p$  มีหน่วยเป็นเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned}\hat{S}_1(120) &= 1.9612, \hat{S}_2(120) = 1.8783, \hat{S}_3(120) = 1.6340, \hat{S}_4(120) = 0.6231, \\ \hat{S}_5(120) &= 0.3293, \hat{S}_6(120) = 0.3959, \hat{S}_7(120) = 0.3381, \hat{S}_8(120) = 0.2878, \\ \hat{S}_9(120) &= 0.3608, \hat{S}_{10}(120) = 0.6851, \hat{S}_{11}(120) = 1.3789, \hat{S}_{12}(120) = 2.1276\end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 12 จึงแปลงค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 12 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (26,044.10 - 102.31) \times \hat{S}_i^*(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

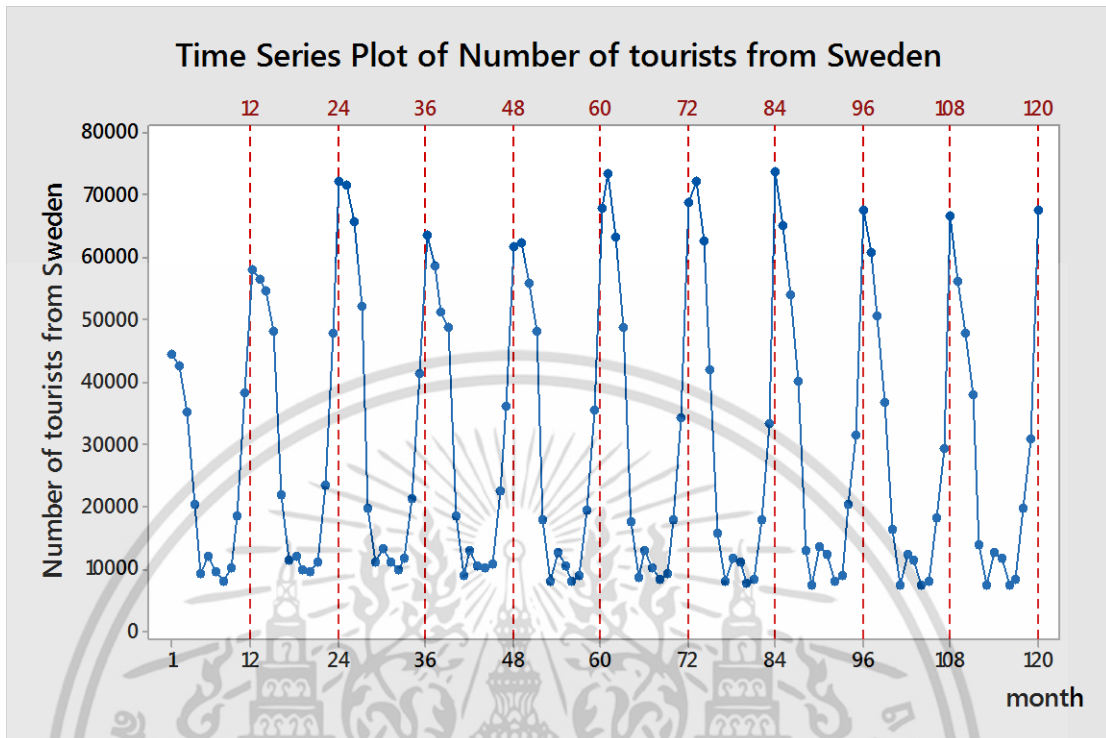
โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned}\hat{S}_1^*(120) &= 1.9612, \hat{S}_2^*(120) = 1.8783, \hat{S}_3^*(120) = 1.6340, \hat{S}_4^*(120) = 0.6231, \\ \hat{S}_5^*(120) &= 0.3293, \hat{S}_6^*(120) = 0.3959, \hat{S}_7^*(120) = 0.3381, \hat{S}_8^*(120) = 0.2878, \\ \hat{S}_9^*(120) &= 0.3608, \hat{S}_{10}^*(120) = 0.6851, \hat{S}_{11}^*(120) = 1.3789, \hat{S}_{12}^*(120) = 2.1276\end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 1.9612$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 96.12% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 87.83%, 63.40%, 37.89% และ 112.76% ตามลำดับ

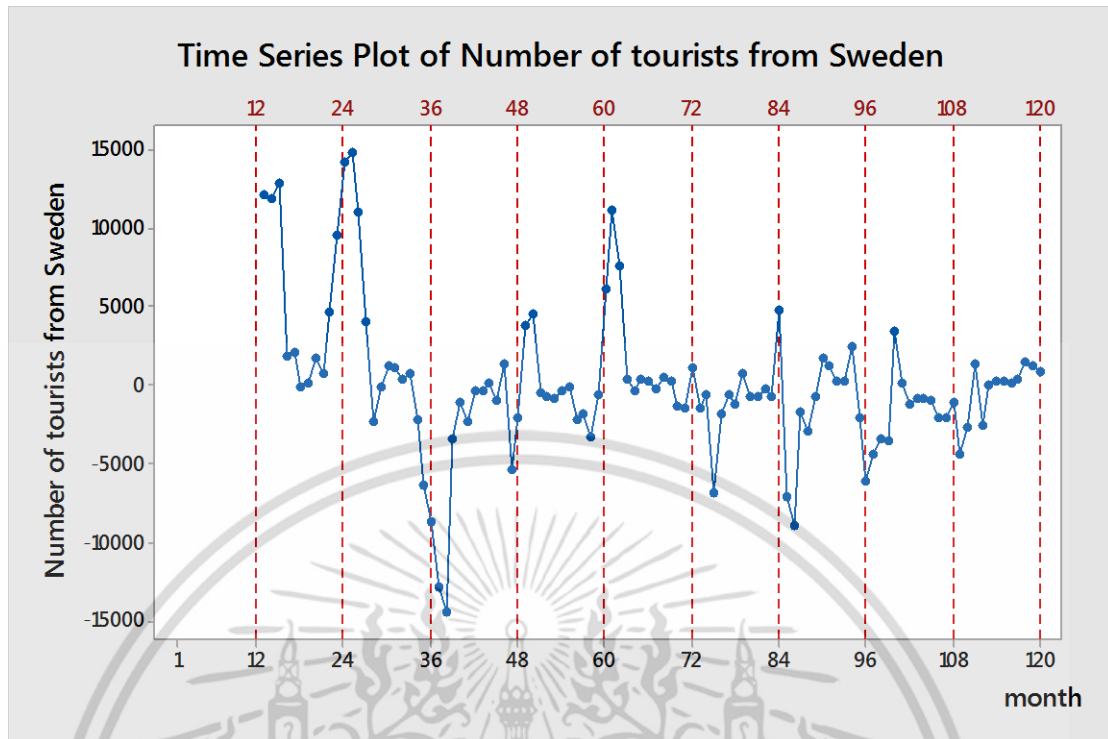
ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120) = 0.6231$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 37.69% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 5, 6, 7, 8, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 67.07%, 60.41%, 66.19%, 71.22%, 63.92% และ 31.49% ตามลำดับ

#### 4.4.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)



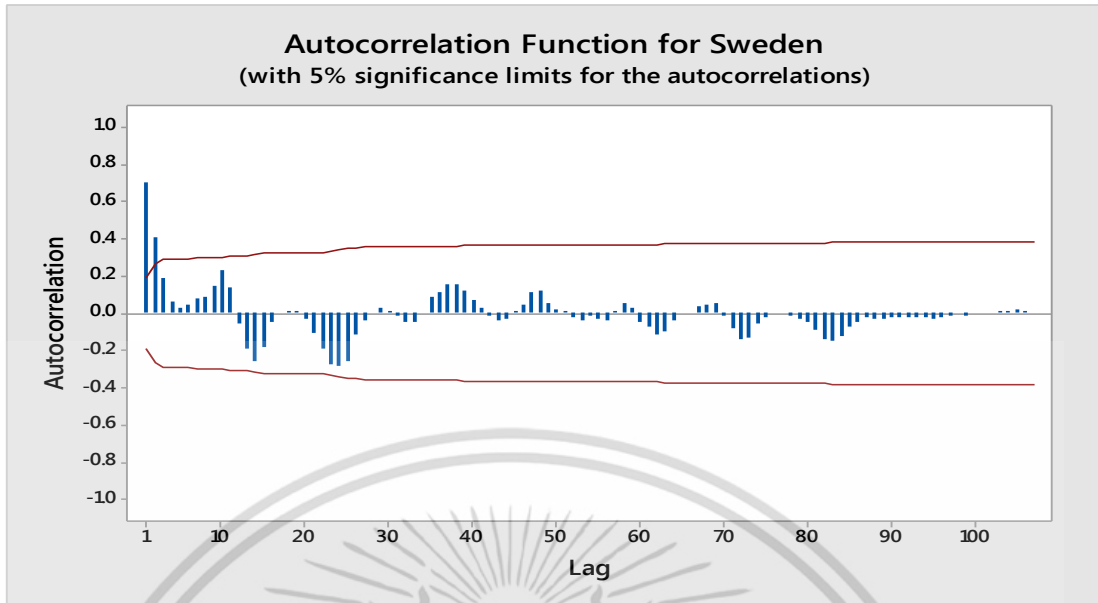
รูปที่ 4.31 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน

จากรูปที่ 4.31 จะพบว่า กราฟที่ได้มีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นได้ว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงสุดในช่วงกลางปี ซึ่งมีลักษณะเช่นนี้ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล เนื่องจากข้อมูลมีอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นจึงต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารีก่อน จึงต้องขจัดอิทธิพลของฤดูกาลโดยหาผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.32

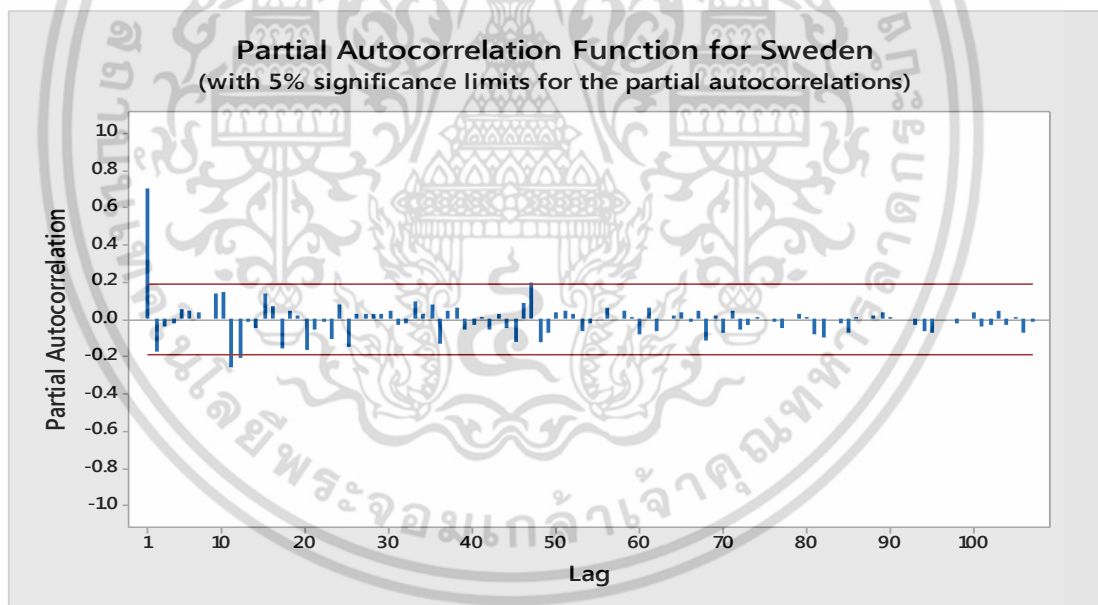


รูปที่ 4.32 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่ได้จากการหาค่าผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง

จากรูปที่ 4.32 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่ได้จากการผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นอนุกรมเวลาชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารีแล้ว นำอนุกรมเวลาไปพล็อตคอเรลโรแกรมของ Autocorrelation (ACF) และ Partial Autocorrelation (PACF) ดังรูปที่ 4.33 และ รูปที่ 4.34



รูปที่ 4.33 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลา จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน



รูปที่ 4.34 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลา จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน

จากรูปที่ 4.33 และรูปที่ 4.34 พบว่าคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว ARIMA (1,0,1) และเมื่อพิจารณาในส่วนของฤดูกาล จะพบว่า ACF และ PACF lag 12,24,36,... มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว SARIMA (2,1,3)<sub>12</sub> ดังนั้นตัวแบบที่เป็นไปได้ของอนุกรมเวลาปริมาณนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ ARIMA (1,0,1) × SARIMA (2,1,3)<sub>12</sub> เพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.23 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA (1,0,1) × SARIMA (2,1,3)<sub>12</sub> ของนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	0.6367	0.0994	6.40	0.000
$\hat{\phi}_{12}$	-0.5977	0.1656	-3.61	0.000
$\hat{\phi}_{24}$	0.3933	0.1720	2.29	0.024
$\hat{\theta}_1$	-0.2435	0.1212	-2.01	0.047
$\hat{\theta}_{12}$	-0.6689	0.1635	-4.09	0.000
$\hat{\theta}_{24}$	0.7530	0.1902	3.96	0.000
$\hat{\theta}_{36}$	0.5991	0.1148	5.22	0.000

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

1.  $H_0 : \phi_1 = 0$

$H_1 : \phi_1 \neq 0$

จากตารางที่ 4.23 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_1 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

2.  $H_0 : \phi_{12} = 0$

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

จากตารางที่ 4.23 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_{12} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

3.  $H_0 : \phi_{24} = 0$

$H_1 : \phi_{24} \neq 0$

จากตารางที่ 4.23 จะได้ p-value = 0.024 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_{24} = 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$4. H_0 : \theta_1 = 0$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.23 จะได้ p-value = 0.047 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_1 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

$$5. H_0 : \theta_{12} = 0$$

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

จากตารางที่ 4.23 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_{12} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

$$6. H_0 : \theta_{24} = 0$$

$$H_1 : \theta_{24} \neq 0$$

จากตารางที่ 4.23 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_{24} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

$$7. H_0 : \theta_{36} = 0$$

$$H_1 : \theta_{36} \neq 0$$

จากตารางที่ 4.23 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_{36} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

จากการทดสอบสมมติฐานพบว่า  $\phi_1, \phi_{12}, \phi_{24}, \theta_1, \theta_{12}, \theta_{24}$  และ  $\theta_{36} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะได้ค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบเป็นดังนี้

$$\hat{\phi}_1 = 0.6367, \hat{\phi}_{12} = -0.5977, \hat{\phi}_{24} = 0.3933, \hat{\theta}_1 = -0.2435, \hat{\theta}_{12} = -0.6689,$$

$$\hat{\theta}_{24} = 0.7530 \text{ และ } \hat{\theta}_{36} = 0.5991$$

ตารางที่ 4.24 การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน

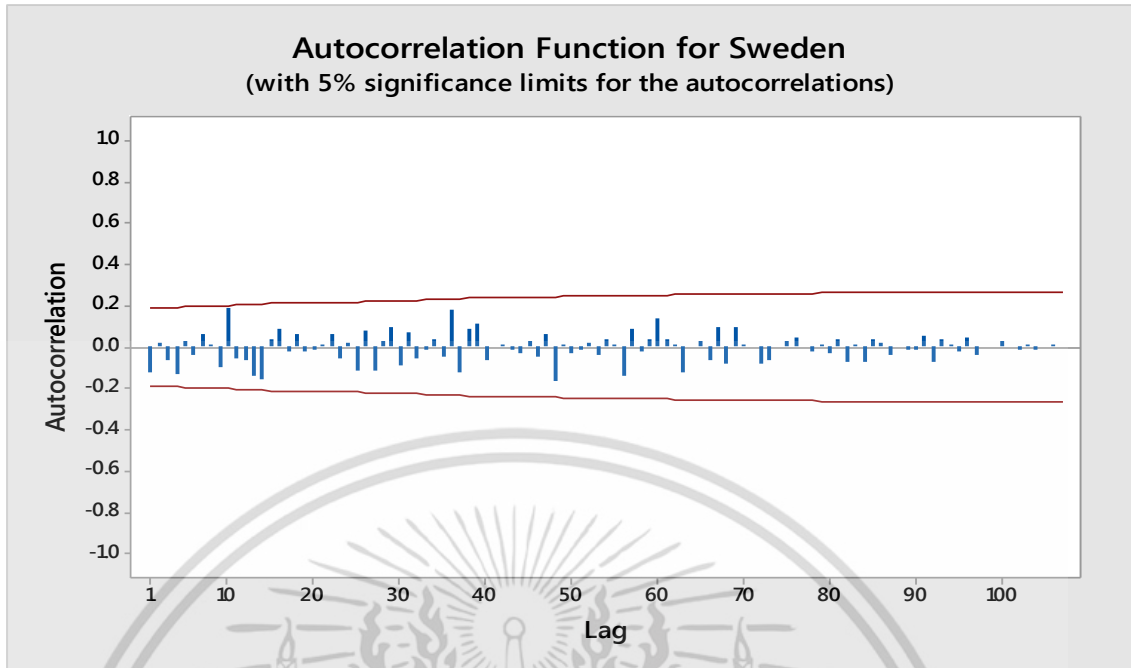
Modified Box-Pierce (Box-Ljung) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-square	11.0	19.4	34.5	48.0
DF	5	17	29	41
P-Value	0.051	0.306	0.222	0.209

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยเป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยสถิติ Box-Ljung ตั้งสมมติฐานที่ lag 12 ได้ดังนี้

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

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

จากตารางที่ 4.24 จะได้ lag ที่ 12 ค่า p-value = 0.051 มากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้นแสดงว่า ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ในทำนองเดียวกันที่ lag 24, 36 และ 48 ค่า p-value = 0.306, 0.222 และ 0.209 ตามลำดับซึ่งมากกว่าค่า p-value = 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้นแสดงว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05



รูปที่ 4.35 แสดงว่าคอเรลโรแกรมของ  $r_k(e_t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน

Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO
1	-0.121598	-1.26	1.64	28	0.027346	0.24	24.34	55	0.011280	0.09	49.17	82	-0.068050	-0.51	81.48
2	0.017149	0.18	1.67	29	0.101291	0.89	25.88	56	-0.138108	-1.11	53.53	83	0.011735	0.09	81.54
3	-0.060213	-0.62	2.08	30	-0.084800	-0.74	26.98	57	0.086161	0.68	55.26	84	-0.067967	-0.51	83.83
4	-0.128554	-1.31	3.97	31	0.070018	0.61	27.73	58	-0.025159	-0.20	55.41	85	0.037168	0.28	84.54
5	0.025719	0.26	4.05	32	-0.053767	-0.47	28.19	59	0.034776	0.28	55.70	86	0.019637	0.15	84.75
6	-0.035641	-0.36	4.20	33	-0.016765	-0.15	28.23	60	0.136605	1.08	60.32	87	-0.034558	-0.26	85.43
7	0.061749	0.62	4.65	34	0.037242	0.32	28.45	61	0.038928	0.30	60.70	88	-0.007675	-0.06	85.46
8	0.014632	0.15	4.67	35	-0.049992	-0.43	28.86	62	0.010118	0.08	60.73	89	-0.014622	-0.11	85.59
9	-0.096459	-0.96	5.79	36	0.184537	1.60	34.48	63	-0.119059	-0.93	64.47	90	-0.009528	-0.07	85.65
10	0.190279	1.88	10.18	37	-0.123801	-1.05	37.04	64	-0.004675	-0.04	64.48	91	0.051283	0.38	87.49
11	-0.057305	-0.55	10.58	38	0.090312	0.76	38.43	65	0.033223	0.26	64.78	92	-0.068958	-0.52	91.02
12	-0.061202	-0.59	11.04	39	0.111867	0.93	40.58	66	-0.062285	-0.48	65.88	93	0.038635	0.29	92.21
13	-0.138743	-1.32	13.45	40	-0.064917	-0.54	41.32	67	0.098279	0.76	68.68	94	0.010623	0.08	92.30
14	-0.157452	-1.48	16.58	41	-0.006077	-0.05	41.33	68	-0.082321	-0.63	70.69	95	-0.023422	-0.17	92.80
15	0.037403	0.34	16.76	42	0.011107	0.09	41.35	69	0.099335	0.76	73.70	96	0.046921	0.35	94.98
16	0.085123	0.78	17.70	43	-0.014342	-0.12	41.39	70	0.013320	0.10	73.75	97	-0.034851	-0.26	96.29
17	-0.022552	-0.21	17.76	44	-0.029359	-0.24	41.55	71	0.001976	0.02	73.75	98	-0.006333	-0.05	96.34
18	0.061324	0.56	18.26	45	0.031296	0.26	41.73	72	-0.078397	-0.60	75.78	99	-0.000017	-0.00	96.34
19	-0.021813	-0.20	18.32	46	-0.043827	-0.36	42.10	73	-0.062286	-0.47	77.10	100	0.026121	0.19	97.35
20	-0.016260	-0.15	18.36	47	0.062517	0.51	42.86	74	-0.008129	-0.06	77.12	101	-0.006137	-0.05	97.42
21	0.015192	0.14	18.39	48	-0.161824	-1.33	48.04	75	0.025911	0.20	77.36	102	-0.011366	-0.08	97.67
22	0.061618	0.56	18.91	49	0.016556	0.13	48.10	76	0.042688	0.32	78.04	103	0.012174	0.09	98.03
23	-0.055928	-0.51	19.35	50	-0.031160	-0.25	48.30	77	0.002528	0.02	78.04	104	-0.011697	-0.09	98.43
24	0.018928	0.17	19.40	51	-0.010105	-0.08	48.32	78	-0.021652	-0.16	78.23	105	0.001098	0.01	98.44
25	-0.117485	-1.06	21.38	52	0.023594	0.19	48.44	79	0.010742	0.08	78.28	106	0.008465	0.06	98.86
26	0.083624	0.75	22.39	53	-0.040912	-0.33	48.80	80	-0.029712	-0.22	78.65	107	0.001940	0.01	98.91
27	-0.111947	-1.00	24.23	54	0.039464	0.32	49.14	81	0.040200	0.30	79.36				

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การตรวจสอบข้อจำกัดของรูปแบบที่กำหนดว่า  $\varepsilon_t$  จะต้องมีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกัน โดยจะทำการทดสอบสมมติฐานดังนี้

$$H_0 : \rho_k(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 107$$

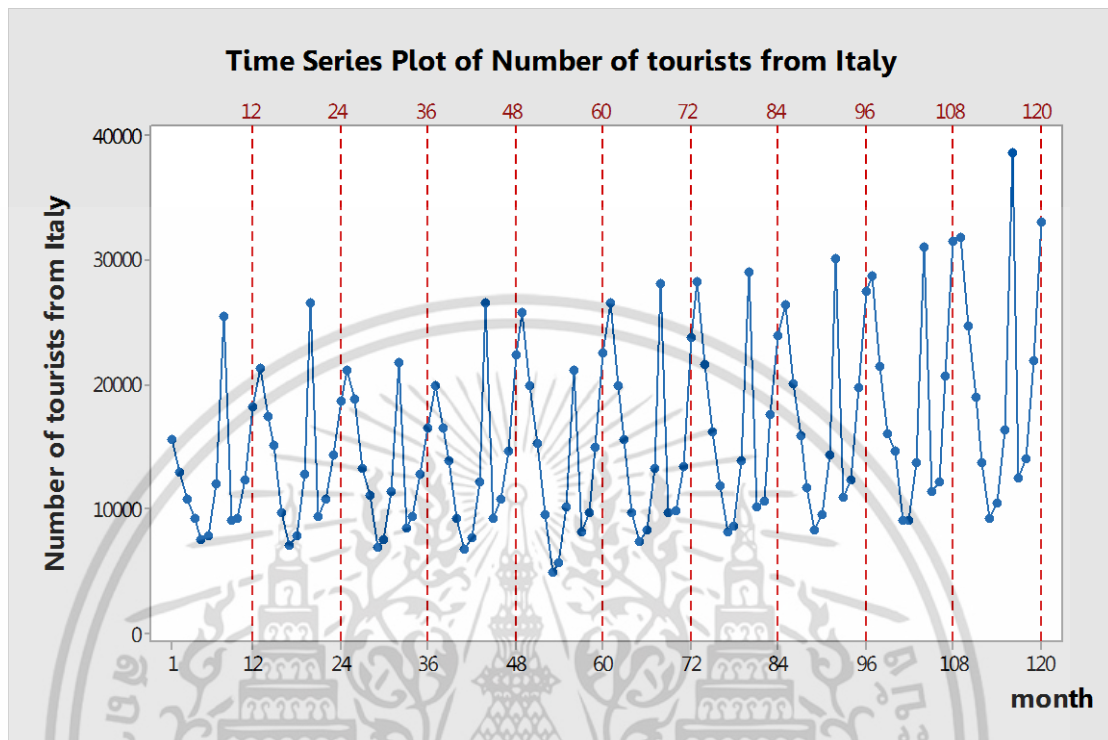
ใช้ตัวทดสอบสถิติ  $r_k(e_t)$  ดังแสดงในรูปที่ 4.35 เมื่อ  $\alpha = 0.05$  จะมีบริเวณวิกฤติ  $|r_k(e_t)| \geq 1.96/\sqrt{107} = 0.1895$  จึงยอมรับ  $H_0$  นั่นคือ  $\rho_k(e_t) = 0$  ดังนั้นข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย  $\{e_t\}$  มีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ตารางที่ 4.25 แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน

วิธีการพยากรณ์	MSE
1) วิธีแยกส่วนประกอบ - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ	16,068,601.98 20,686,016.34
2) วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ	230,169,245.24 23,812,230.20
3) วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์	6,126,574

จากตารางที่ 4.25 พบว่าวิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศสวีเดนเดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ ซึ่งได้ค่า MSE ต่ำที่สุด คือ 6,126,574

#### 4.5 ผลการวิเคราะห์หอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย



รูปที่ 4.36 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี

จากรูปที่ 4.36 จะพบว่า กราฟที่ได้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นได้ว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงในช่วงต้นปี กลางปี และปลายปี ซึ่งมีลักษณะเช่นนี้ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล และกราฟมีค่าเฉลี่ยเพิ่มขึ้น แสดงว่ากราฟมีแนวโน้มด้วย

#### 4.5.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

เนื่องจากข้อมูลของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล โดยในปัญหาพิเศษนี้จะใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ในการวิเคราะห์

##### 4.5.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก

การวิเคราะห์วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มควอดราติกและอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก มาทำการวิเคราะห์ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ( หน่วย : คน ) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 13,114 - 4.8t + 0.584t^2 + \hat{S}_t^* \quad (120)$$

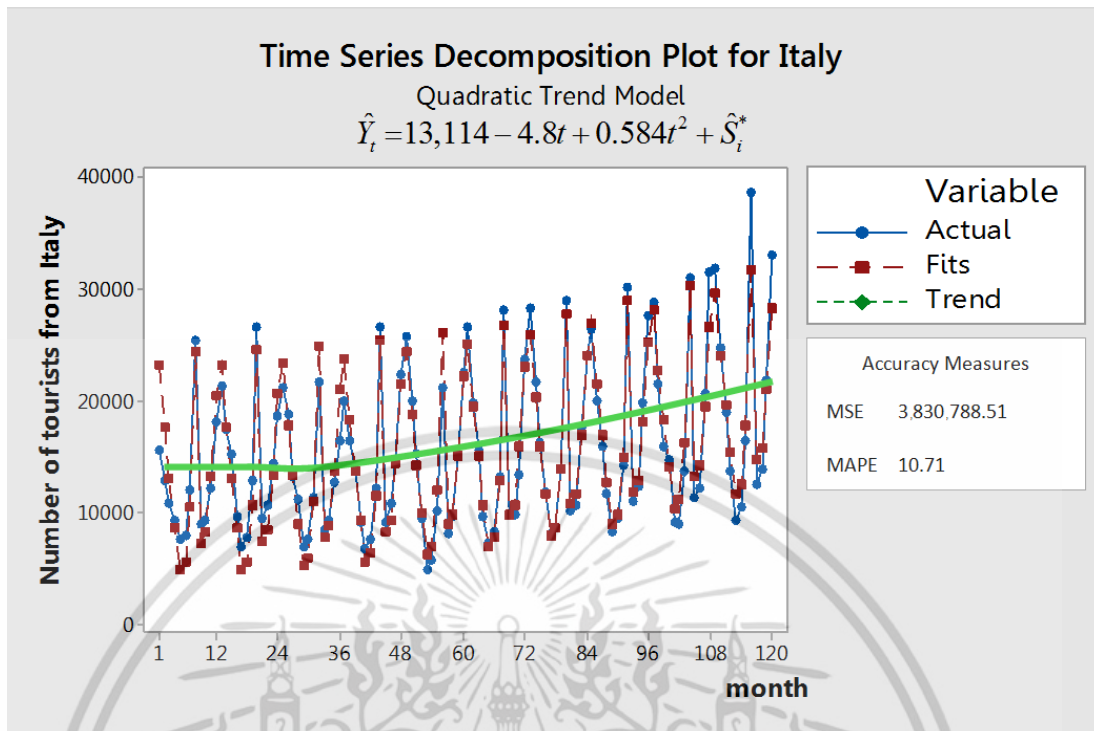
(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 10,101.7886, \hat{S}_2^*(120) = 4,482.0293, \hat{S}_3^*(120) = -73.9568, \hat{S}_4^*(120) = -4,449.8735, \\ \hat{S}_5^*(120) &= -8,246.3735, \hat{S}_6^*(120) = -7,570.8179, \hat{S}_7^*(120) = -2,514.4938, \hat{S}_8^*(120) = 11,397.7654, \\ \hat{S}_9^*(120) &= -5,757.5910, \hat{S}_{10}^*(120) = -4,868.8688, \hat{S}_{11}^*(120) = 171.5802, \hat{S}_{12}^*(120) = 7,328.8117 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 10,101.7886$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 10,101.7886 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 8, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 4,482.0293, 11,397.7654, 171.5802 และ 7,328.8117 คน ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_3^*(120) = -73.9568$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 3 มีค่าต่ำกว่าปกติ 73.9568 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 4, 5, 6, 7, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 4,449.8735, 8,246.3735, 7,570.8179, 2,514.4938, 5,757.5910 และ 4,868.8688 คน ตามลำดับ



รูปที่ 4.37 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติก และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก

จากรูปที่ 4.37 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติกและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวกซึ่งจะได้ ค่า MSE = 3,830,788.51 และค่า MAPE = 10.71%

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

#### 4.5.1.2 วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ

การวิเคราะห์วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้ม เอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ มาทำการวิเคราะห์ ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ( หน่วย : คน ) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (12,253.9 \times 1.00386^t) \times \hat{S}_t^* (120)$$

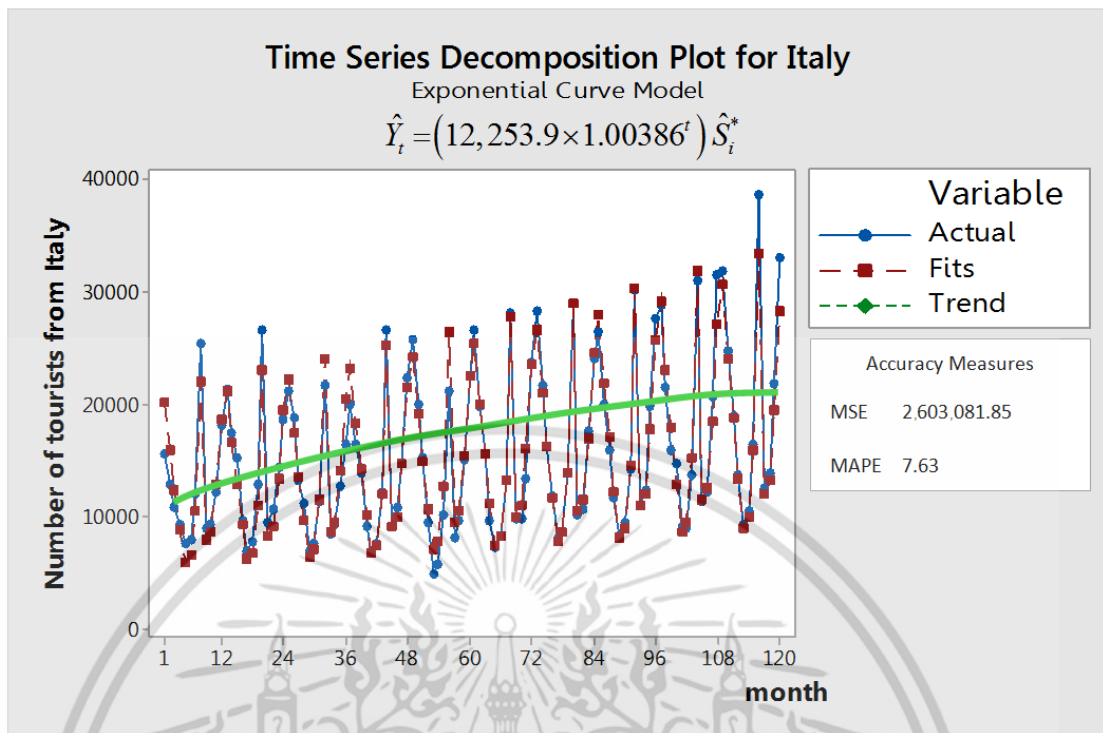
(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^* (120) &= 1.6444, \hat{S}_2^* (120) = 1.2876, \hat{S}_3^* (120) = 0.9990, \hat{S}_4^* (120) = 0.7152, \\ \hat{S}_5^* (120) &= 0.4763, \hat{S}_6^* (120) = 0.5232, \hat{S}_7^* (120) = 0.8364, \hat{S}_8^* (120) = 1.7440, \\ \hat{S}_9^* (120) &= 0.6259, \hat{S}_{10}^* (120) = 0.6859, \hat{S}_{11}^* (120) = 1.0041, \hat{S}_{12}^* (120) = 1.4581 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^* (120) = 1.6444$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 64.44% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 8, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 28.76%, 74.40%, 0.41% และ 45.81% ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_3^* (120) = 0.9990$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 3 มีค่าต่ำกว่าปกติ 0.10% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 4, 5, 6, 7, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 28.48%, 52.37%, 47.68%, 16.36%, 37.41% และ 31.41% ตามลำดับ



รูปที่ 4.38 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ

จากรูปที่ 4.38 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณซึ่งจะได้ ค่า MSE = 2,603,081.85 และค่า MAPE = 7.63%

#### 4.5.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method)

##### 4.5.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยโดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย สำหรับรูปแบบบวก คือ  $\alpha=0.017$ ,  $\gamma=0.496$ ,  $\delta=0$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 76,151,214.93

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.26 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_t(t)$ ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก ยกตัวอย่าง ตั้งแต่  $t = 109, 110, \dots, 120$  เมื่อกำหนดให้  $\alpha = 0.017, \gamma = 0.496, \delta = 0$

ปี	t	$Y_t$	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t+1}(t)$	$e_t$
2015	109	31,944	19588.22	112.70	19700.92	7582.80	27283.72	-2493.72
	110	24,790	19659.08	91.94	19751.02	3580.50	23331.52	-4308.52
	111	19,023	19678.74	56.07	19734.81	1272.80	21007.61	-7278.61
	112	13,729	19612.69	-4.53	19608.16	-4353.30	15254.86	-5946.86
	113	9,308	19508.39	-54.04	19454.35	-7141.80	12312.55	-1774.55
	114	10,538	19424.58	-68.81	19355.77	-6429.80	12925.97	3533.03
	115	16,459	19415.05	-39.40	19375.65	-773.30	18602.35	20108.65
	116	38,711	19713.02	128.01	19841.03	12260.80	32101.83	-19616.83
	117	12,485	19511.91	-35.30	19476.61	-4540.40	14936.21	-942.21
	118	13,994	19460.80	-43.15	19417.66	-4468.30	14949.36	6959.64
	119	21,909	19534.42	14.79	19549.22	-1480.10	18069.12	15106.88
	120	33,176	<b>19802.67</b>	<b>140.56</b>	19943.23	4490.20	24433.43	-24433.43

จากตารางที่ 4.26 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (19,802.67 + 140.56p) + \hat{S}_i(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1(120) &= 7,582.8000, \hat{S}_2(120) = 3,580.5000, \hat{S}_3(120) = 1,272.8000, \hat{S}_4(120) = -4,353.3000, \\ \hat{S}_5(120) &= -7,141.8000, \hat{S}_6(120) = -6,429.8000, \hat{S}_7(120) = -773.3000, \hat{S}_8(120) = -12,260.8000, \\ \hat{S}_9(120) &= -4,450.4000, \hat{S}_{10}(120) = -4,468.3000, \hat{S}_{11}(120) = -1,480.1000, \hat{S}_{12}(120) = 4,490.2000 \end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 0 จึงแปลงค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 0 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (19,802.68 + 140.56p) + \hat{S}_i^*(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 7,582.7917, \hat{S}_2^*(120) = 3,580.4917, \hat{S}_3^*(120) = 1,272.7917, \hat{S}_4^*(120) = -4,353.3083, \\ \hat{S}_5^*(120) &= -7,141.8083, \hat{S}_6^*(120) = -6,429.8083, \hat{S}_7^*(120) = -773.3083, \hat{S}_8^*(120) = 12,260.7917, \\ \hat{S}_9^*(120) &= -4,540.4083, \hat{S}_{10}^*(120) = -4,468.3083, \hat{S}_{11}^*(120) = -1,480.1083, \hat{S}_{12}^*(120) = 4,490.1917 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120)=7,582.7917$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 7,582.7917 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 8 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 3,580.4917, 1,272.7917, 12,260.7917 และ 4,490.1917 คน ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_4^*(120)=-4,353.3083$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 4,353.3083 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 5, 6, 7, 9, 10 และ 11 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 7,141.8083, 6,429.8083, 773.3083, 4,540.4083, 4,468.3083 และ 1,480.1083 คน ตามลำดับ

#### 4.5.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบไฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย โดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบไฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย สำหรับรูปแบบคูณ คือ  $\alpha=0.697$ ,  $\gamma=0$ ,  $\delta=1$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 2,067,826.97

ตารางที่ 4.27 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_t(t)$ ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบไฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ยกตัวอย่าง ตั้งแต่  $t = 109, 110, \dots, 120$  เมื่อกำหนดให้  $\alpha = 0.697$ ,  $\gamma = 0$ ,  $\delta = 1$

ปี	t	$Y_t$	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t-1}(t)$	$e_t$
2015	109	31,944	20,299.10	32.00	20,331.10	1.5737	32,452.65	-508.65
	110	24,790	20,539.36	32.00	20,571.36	1.2070	24,430.76	359.24
	111	19,023	20,392.82	32.00	20,424.82	0.9328	19,263.00	-240.00
	112	13,729	19,315.53	32.00	19,347.53	0.7108	14,889.87	-1160.87
	113	9,308	19,864.79	32.00	19,896.79	0.4686	8,963.97	344.03
	114	10,538	20,524.91	32.00	20,556.91	0.5134	10,081.15	456.85
	115	16,459	20,152.10	32.00	20,184.10	0.8167	16,937.81	-478.81
	116	38,711	20,616.06	32.00	20,648.06	1.8777	37,557.19	1153.81
	117	12,485	19,176.93	32.00	19,208.93	0.6510	13,907.41	-1422.41
	118	13,994	19,246.57	32.00	19,278.57	0.7271	13,954.74	39.26
	119	21,909	19,473.78	32.00	19,505.78	1.1251	21,595.10	313.90
	120	33,176	<b>20,930.76</b>	<b>32.00</b>	20,962.76	1.5850	30,027.08	3148.92

จากตารางที่ 4.27 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (20,930.76 + 32.00p) \times \hat{S}_i(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned}\hat{S}_1(120) &= 1.5737, \hat{S}_2(120) = 1.2070, \hat{S}_3(120) = 0.9328, \hat{S}_4(120) = 0.7108, \\ \hat{S}_5(120) &= 0.4686, \hat{S}_6(120) = 0.5134, \hat{S}_7(120) = 0.8167, \hat{S}_8(120) = 1.8777, \\ \hat{S}_9(120) &= 0.6510, \hat{S}_{10}(120) = 0.7271, \hat{S}_{11}(120) = 1.1251, \hat{S}_{12}(120) = 1.5850\end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 12 จึงแปลงค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 12 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (21,260.24 + 32.50p) \times \hat{S}_i^*(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

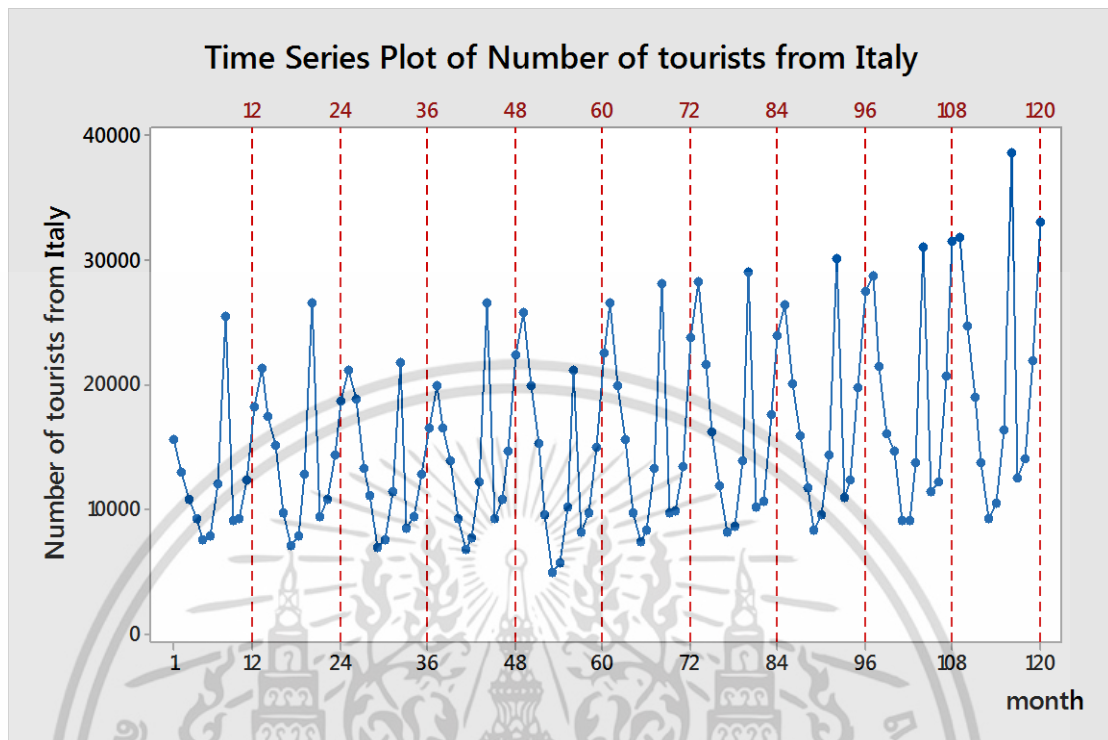
โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned}\hat{S}_1^*(120) &= 1.5493, \hat{S}_2^*(120) = 1.1883, \hat{S}_3^*(120) = 0.9183, \hat{S}_4^*(120) = 0.6998, \\ \hat{S}_5^*(120) &= 0.4613, \hat{S}_6^*(120) = 0.5054, \hat{S}_7^*(120) = 0.8040, \hat{S}_8^*(120) = 1.8486, \\ \hat{S}_9^*(120) &= 0.6409, \hat{S}_{10}^*(120) = 0.7158, \hat{S}_{11}^*(120) = 1.1077, \hat{S}_{12}^*(120) = 1.5604\end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 1.5493$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 54.93% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 8, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 18.83%, 84.86%, 10.77% และ 56.04% ตามลำดับ

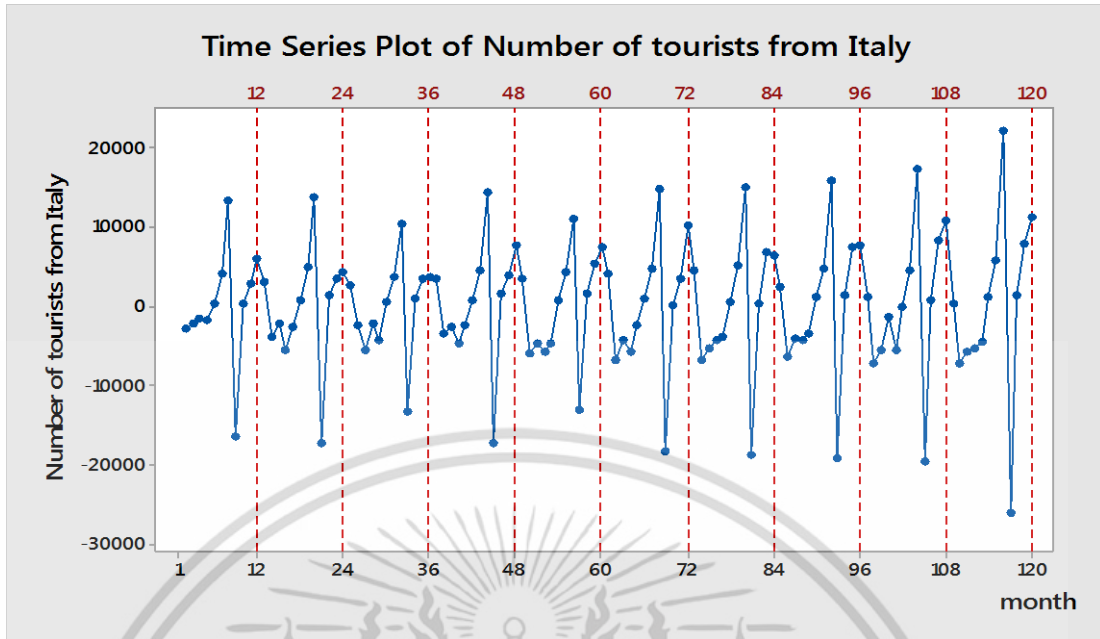
ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_3^*(120) = 0.9183$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 3 มีค่าต่ำกว่าปกติ 8.17% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 4, 5, 6, 7, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 30.02%, 53.87%, 49.46%, 19.60%, 35.91% และ 28.42% ตามลำดับ

#### 4.5.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

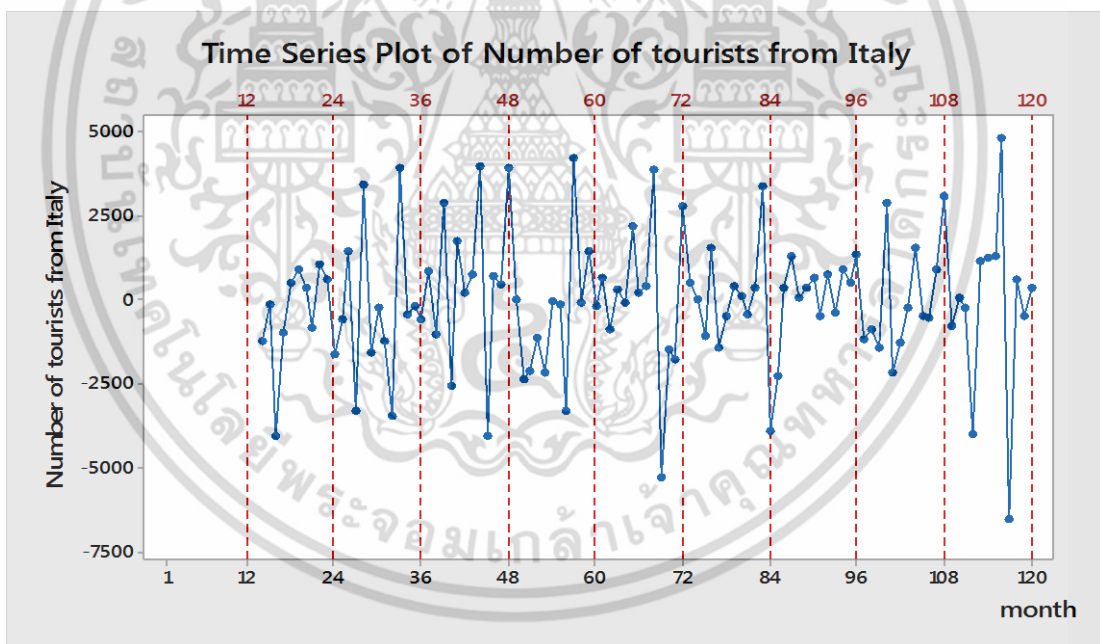


รูปที่ 4.39 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี

จากรูปที่ 4.39 จะพบว่า กราฟที่ได้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงสุดในช่วงต้นปี กลางปี และปลายปี ซึ่งมีลักษณะเช่นนี้ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล และเนื่องจากกราฟมีค่าเฉลี่ยเพิ่มขึ้น แสดงว่ากราฟมีแนวโน้มด้วย เนื่องจากข้อมูลมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นจึงต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรขึ้นนารีก่อน โดยการหาผลต่าง 1 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.40 และพบว่าอนุกรมเวลายังมีอิทธิพลของฤดูกาลเหลืออยู่ จึงต้องขจัดอิทธิพลของฤดูกาลโดยหาผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.41



รูปที่ 4.40 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง

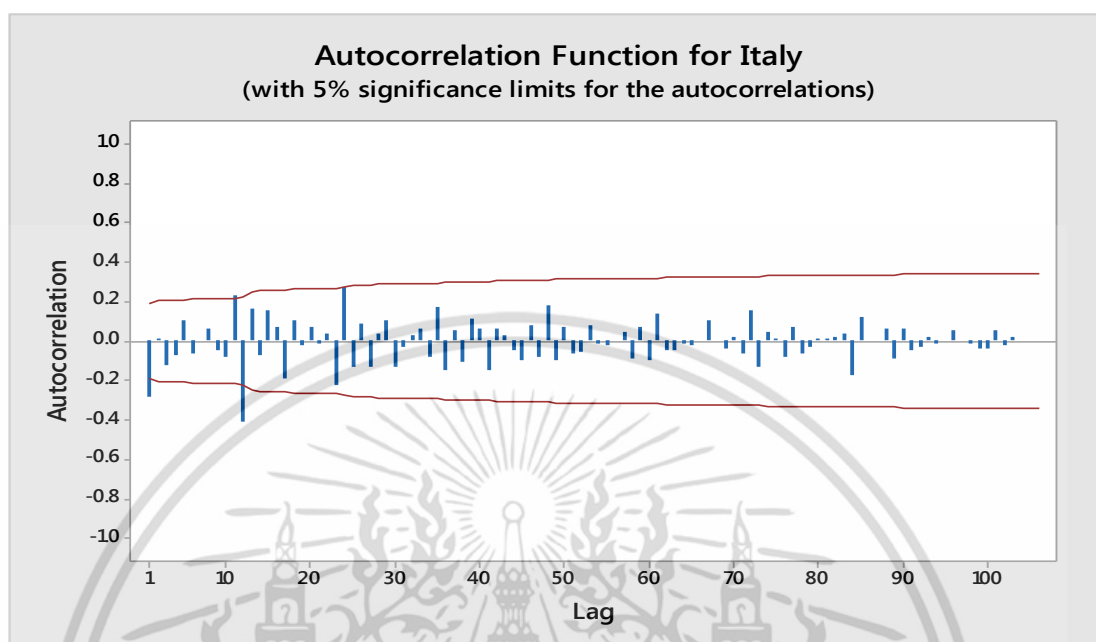


รูปที่ 4.41 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง

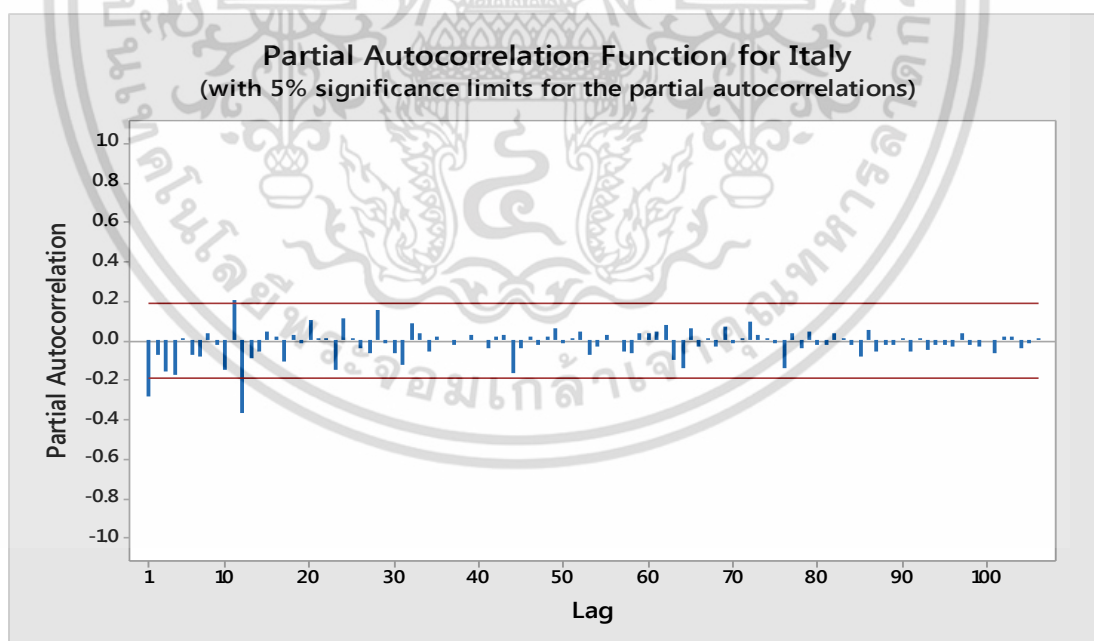
จากรูปที่ 4.41 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง ของปริมาณนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นอนุกรมเวลาชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรแล้ว นำอนุกรมเวลาไปพล็อต

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

คอเรลโรแกรมของ Autocorrelation (ACF) และ Partial Autocorrelation (PACF) ดังรูปที่ 4.42 และรูปที่ 4.43



รูปที่ 4.42 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี



รูปที่ 4.43 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.42 และรูปที่ 4.43 พบว่าคอเรโลแกรมของ ACF และ PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว ARIMA (1,1,1) และเมื่อพิจารณาในส่วนของฤดูกาล จะพบว่า ACF ลดลงอย่างรวดเร็วตั้งแต่ lag 24 และ PACF ลดลงอย่างรวดเร็วตั้งแต่ lag 12 SARIMA (1,1,2)<sub>12</sub> ดังนั้นตัวแบบที่เป็นไปได้ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ ARIMA (1,1,1) × SARIMA (1,1,2)<sub>12</sub>

**ตารางที่ 4.28** การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (1,1,1) × SARIMA (1,1,2)<sub>12</sub> ร่วมกับค่าคงที่ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	0.5503	0.0851	6.46	0.000
$\hat{\phi}_{12}$	0.4944	0.1885	2.62	0.010
$\hat{\theta}_1$	0.9771	0.0070	139.62	0.000
$\hat{\theta}_{12}$	1.251	0.1898	5.93	0.000
$\hat{\theta}_{24}$	-0.7330	0.1213	-6.04	0.000
$\hat{\theta}_0$	3.061	3.733	0.82	0.414

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

$$H_0 : \theta_0 = 0$$

$$H_1 : \theta_0 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.28 จะได้ p-value = 0.414 ซึ่งมากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_0 = 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 จึงควรตัด  $\hat{\theta}_0$  ออกจากตัวแบบ ดังนั้นจึงปรับตัวแบบใหม่เป็น ARIMA (1,1,1) × SARIMA (1,1,2)<sub>12</sub>

ตารางที่ 4.29 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA (1,1,1) × SARIMA (1,1,2)<sub>12</sub> ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	0.5868	0.0826	7.11	0.000
$\hat{\phi}_{12}$	0.4923	0.1831	2.69	0.008
$\hat{\theta}_1$	0.9854	0.0008	1282.80	0.000
$\hat{\theta}_{12}$	1.1161	0.1823	6.12	0.000
$\hat{\theta}_{24}$	-0.7352	0.1149	-6.40	0.000

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

1.  $H_0 : \phi_1 = 0$

$H_1 : \phi_1 \neq 0$

จากตารางที่ 4.29 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_1 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

2.  $H_0 : \phi_{12} = 0$

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

จากตารางที่ 4.29 จะได้ p-value = 0.008 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_{12} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

3.  $H_0 : \theta_1 = 0$

$H_1 : \theta_1 \neq 0$

จากตารางที่ 4.29 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_1 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$4. H_0 : \theta_{12} = 0$$

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

จากตารางที่ 4.29 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_{12} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

$$5. H_0 : \theta_{24} = 0$$

$$H_1 : \theta_{24} \neq 0$$

จากตารางที่ 4.29 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_{24} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

จากการทดสอบสมมติฐานพบว่า  $\phi_1, \phi_{12}, \theta_1, \theta_{12}$  และ  $\theta_{24} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะได้ค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบเป็นดังนี้

$$\hat{\phi}_1 = 0.5868, \hat{\phi}_{12} = 0.4923, \hat{\theta}_1 = 0.9854, \hat{\theta}_{12} = 1.1161, \hat{\theta}_{24} = -0.7352$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.30 การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

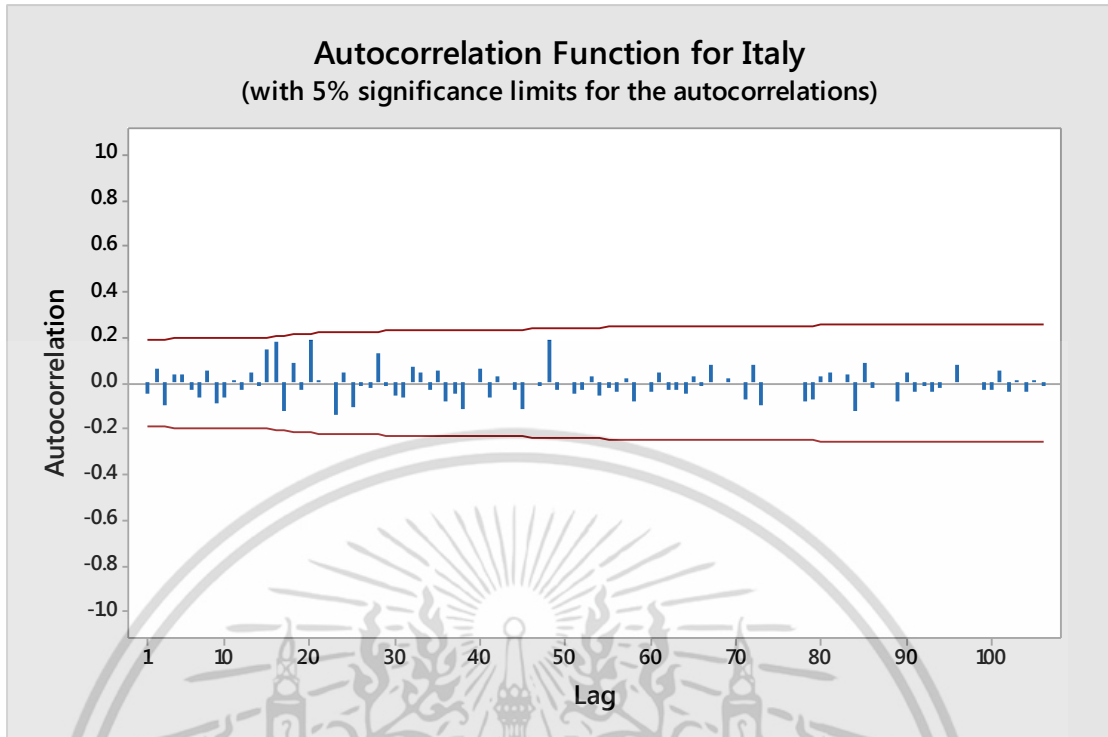
Modified Box-Pierce (Box-Ljung) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-square	4.7	23.2	31.3	45.7
DF	7	19	31	43
P-Value	0.697	0.227	0.453	0.632

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยเป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยสถิติ Box-Ljung ตั้งสมมติฐานที่ lag 12 ได้ดังนี้

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

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

จากตารางที่ 4.30 จะได้ lag ที่ 12 ค่า p-value = 0.697 มากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้นแสดงว่า ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ในทำนองเดียวกันที่ lag 24, 36 และ 48 ค่า p-value = 0.227, 0.453 และ 0.632 ตามลำดับซึ่งมากกว่าค่า p-value = 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้นแสดงว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05



รูปที่ 4.44 แสดงว่าคอเรลโรแกรมของ  $r_k(e_t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี

Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO
1	-0.045940	-0.48	0.23	28	0.131439	1.15	27.50	55	-0.018237	-0.15	47.37	82	0.000363	0.00	66.42
2	0.063126	0.65	0.67	29	-0.013825	-0.12	27.53	56	-0.034259	-0.28	47.64	83	0.038651	0.30	67.15
3	-0.097031	-1.00	1.73	30	-0.052856	-0.46	27.96	57	0.025000	0.20	47.78	84	-0.124254	-0.97	74.98
4	0.035603	0.36	1.87	31	-0.063413	-0.55	28.57	58	-0.080844	-0.65	49.34	85	0.091478	0.71	79.42
5	0.042237	0.43	2.08	32	0.068617	0.59	29.31	59	0.003648	0.03	49.34	86	-0.021035	-0.16	79.66
6	-0.032235	-0.33	2.20	33	0.046174	0.40	29.64	60	-0.036483	-0.29	49.67	87	-0.004419	-0.03	79.67
7	-0.062899	-0.64	2.66	34	-0.027912	-0.24	29.77	61	0.049938	0.40	50.30	88	0.002345	0.02	79.68
8	0.054364	0.55	3.01	35	0.050948	0.44	30.19	62	-0.029703	-0.24	50.53	89	-0.081740	-0.63	84.00
9	-0.092417	-0.93	4.02	36	-0.080950	-0.69	31.26	63	-0.033516	-0.27	50.83	90	0.043044	0.33	85.28
10	-0.065789	-0.66	4.54	37	-0.050027	-0.43	31.68	64	-0.046107	-0.37	51.41	91	-0.034476	-0.26	86.14
11	0.015241	0.15	4.57	38	-0.117711	-1.00	34.02	65	0.033105	0.26	51.71	92	-0.012582	-0.10	86.27
12	-0.031387	-0.31	4.69	39	0.003710	0.03	34.02	66	-0.014868	-0.12	51.77	93	-0.039813	-0.30	87.59
13	0.046442	0.46	4.96	40	0.062557	0.53	34.71	67	0.079195	0.63	53.60	94	-0.021254	-0.16	87.99
14	-0.012458	-0.12	4.98	41	-0.060627	-0.51	35.35	68	-0.005955	-0.05	53.61	95	-0.001676	-0.01	87.99
15	0.148474	1.47	7.78	42	0.027072	0.23	35.49	69	0.023134	0.18	53.78	96	0.080553	0.62	94.87
16	0.184222	1.79	12.13	43	0.003260	0.03	35.49	70	0.004571	0.04	53.79	97	-0.007934	-0.06	94.95
17	-0.124333	-1.18	14.13	44	-0.030582	-0.26	35.66	71	-0.070500	-0.56	55.40	98	-0.005375	-0.04	94.98
18	0.090313	0.84	15.20	45	-0.117494	-0.99	38.26	72	0.080014	0.64	57.53	99	-0.030131	-0.23	96.31
19	-0.030616	-0.28	15.32	46	-0.002908	-0.02	38.26	73	-0.093071	-0.74	60.50	100	-0.028172	-0.21	97.63
20	0.193684	1.79	20.35	47	-0.013122	-0.11	38.29	74	0.005511	0.04	60.51	101	0.056527	0.43	103.84
21	0.009350	0.08	20.36	48	0.193105	1.60	45.66	75	0.002882	0.02	60.51	102	-0.038871	-0.30	107.37
22	0.006029	0.05	20.37	49	-0.029437	-0.24	45.84	76	-0.007547	-0.06	60.54	103	0.013377	0.10	107.89
23	-0.136767	-1.23	22.96	50	0.006292	0.05	45.85	77	0.002967	0.02	60.54	104	-0.038526	-0.29	113.66
24	0.043661	0.39	23.23	51	-0.045895	-0.37	46.29	78	-0.077492	-0.61	62.95	105	0.012243	0.09	114.53
25	-0.107301	-0.95	24.87	52	-0.029036	-0.24	46.46	79	-0.071325	-0.56	65.07	106	-0.009927	-0.08	115.68
26	-0.008508	-0.07	24.88	53	0.030474	0.25	46.67	80	0.025985	0.20	65.36				
27	-0.022476	-0.20	24.95	54	-0.053474	-0.43	47.29	81	0.048597	0.38	66.42				

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การตรวจสอบข้อจำกัดของรูปแบบที่กำหนดว่า  $\varepsilon_t$  จะต้องมีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกัน โดยจะทำการทดสอบสมมติฐานดังนี้

$$H_0 : \rho_k(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 106$$

ใช้ตัวทดสอบสถิติ  $r_k(e_t)$  ดังแสดงในรูปที่ 4.44 เมื่อ  $\alpha = 0.05$  จะมีบริเวณวิกฤติ  $|r_k(e_t)| \geq 1.96/\sqrt{106} = 0.1904$  จึงยอมรับ  $H_0$  นั่นคือ  $\rho_k(e_t) = 0$  ดังนั้นข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย  $\{e_t\}$  มีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

เนื่องจากการหาตัวแบบโดยวิธีบ็อกซ์และเจนนิงส์ ตัวแบบที่เหมาะสมอาจมีหลายตัวแบบ จึงใช้เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบ AIC เพื่อเปรียบเทียบตัวแบบที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสม 2 ตัวแบบหรือมากกว่า โดยตัวแบบที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ ตัวแบบที่ทำให้ค่า AIC ต่ำที่สุด

ค่า AIC ของตัวแบบที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสมของประเทศอิตาลี มีดังนี้

$$1) \text{ ARIMA (1,1,1) } \times \text{ SARIMA (1,1,0)}_{12}$$

$$\text{AIC} = n \log\left(\frac{\sqrt{\text{RSS}}}{n}\right) + 2(p+1) = 120 \log\left(\frac{\sqrt{258246677}}{120}\right) + 2(4) = 263.2203$$

$$2) \text{ ARIMA (1,1,1) } \times \text{ SARIMA (1,1,2)}_{12}$$

$$\text{AIC} = n \log\left(\frac{\sqrt{\text{RSS}}}{n}\right) + 2(p+1) = 120 \log\left(\frac{\sqrt{206171786}}{120}\right) + 2(6) = 261.3520$$

$$3) \text{ ARIMA (1,1,1) } \times \text{ SARIMA (0,1,2)}_{12}$$

$$\text{AIC} = n \log\left(\frac{\sqrt{\text{RSS}}}{n}\right) + 2(p+1) = 120 \log\left(\frac{\sqrt{248342459}}{120}\right) + 2(5) = 264.2013$$

$$4) \text{ ARIMA (0,1,1) } \times \text{ SARIMA (0,1,1)}_{12}$$

$$\text{AIC} = n \log\left(\frac{\sqrt{\text{RSS}}}{n}\right) + 2(p+1) = 120 \log\left(\frac{\sqrt{327564905}}{120}\right) + 2(3) = 267.4161$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

5) ARIMA (1,1,0) × SARIMA (0,1,1)<sub>12</sub>

$$AIC = n \log\left(\frac{\sqrt{RSS}}{n}\right) + 2(p+1) = 120 \log\left(\frac{\sqrt{335884586}}{120}\right) + 2(3) = 268.0697$$

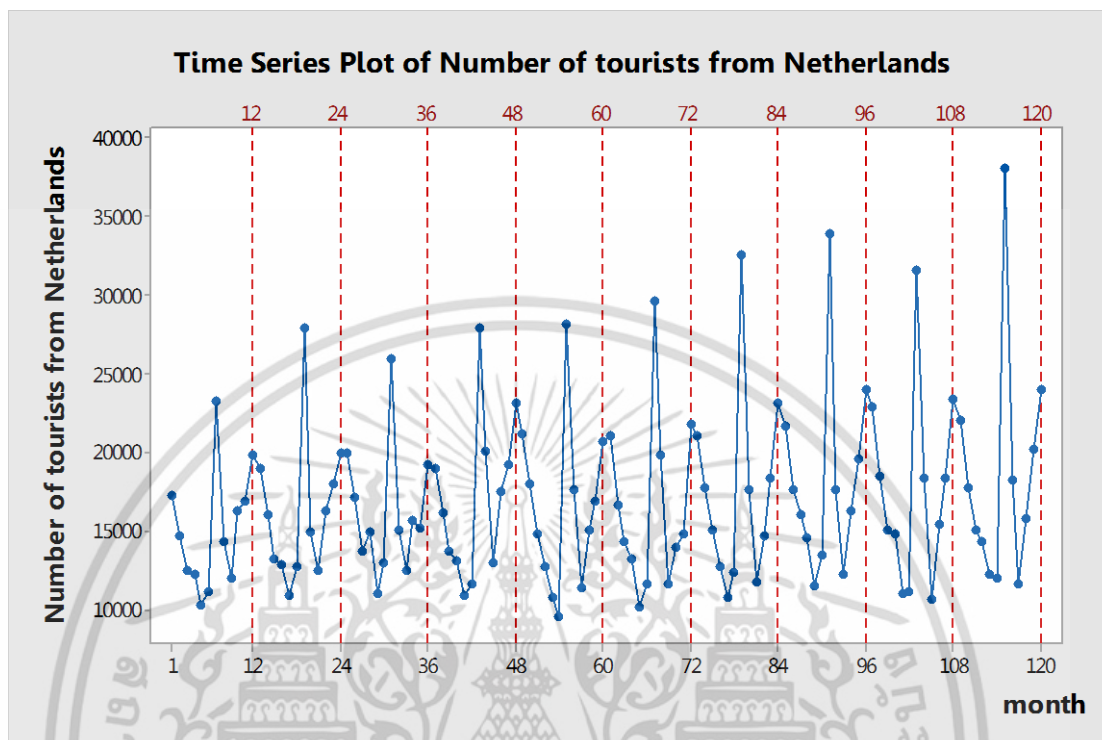
จากการเปรียบเทียบตัวแบบที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสมทั้งหมด ตัวแบบที่ทำให้ค่า AIC ต่ำที่สุด คือ ARIMA (1,1,1) × SARIMA (1,1,2)<sub>12</sub> โดยมีค่า MSE = 2,021,292

**ตารางที่ 4.31** แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

วิธีการพยากรณ์	MSE
1) วิธีแยกส่วนประกอบ - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ	3,830,788.51 2,603,081.85
2) วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ	76,151,214.93 2,067,826.97
3) วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์	2,021,292.00

จากตารางที่ 4.31 พบว่าวิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณซึ่งได้ค่า MSE ต่ำที่สุด คือ 2,021,292.00

#### 4.6 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย



รูปที่ 4.45 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์

จากรูปที่ 4.45 จะพบว่า กราฟที่ได้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นได้ว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงในช่วงต้นปี กลางปี และปลายปี ซึ่งมีค่าสูงสุดในช่วงกลางปีและมีลักษณะเช่นนี้ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล แต่มีแนวโน้มไม่ชัดเจน เราจึงทำการทดสอบ Box-Ljung ที่ใช้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองช่วง  $k$  ต่าง ๆ ในการทดสอบแนวโน้ม ซึ่งจะทำการทดสอบสมมติฐานดังนี้

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_{120} = 0$$

$$H_1 : \text{มี } \rho_i \text{ อย่างน้อย 1 ค่าที่ไม่เท่ากับ 0 เมื่อ } i=1,2,3,\dots,120$$

จะได้  $Q_{120} = 741.1487 > \chi_{0.05,120}^2 = 146.567$  จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้นข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีแนวโน้ม

#### 4.6.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

เนื่องจากข้อมูลของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล โดยในปัญหาพิเศษนี้จะใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ในการวิเคราะห์

##### 4.6.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก

การวิเคราะห์วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มควอดราติกและอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก มาทำการวิเคราะห์ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย (หน่วย : คน) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 15,236 + 30.8t - 0.037t^2 + \hat{S}_t^* \quad (120)$$

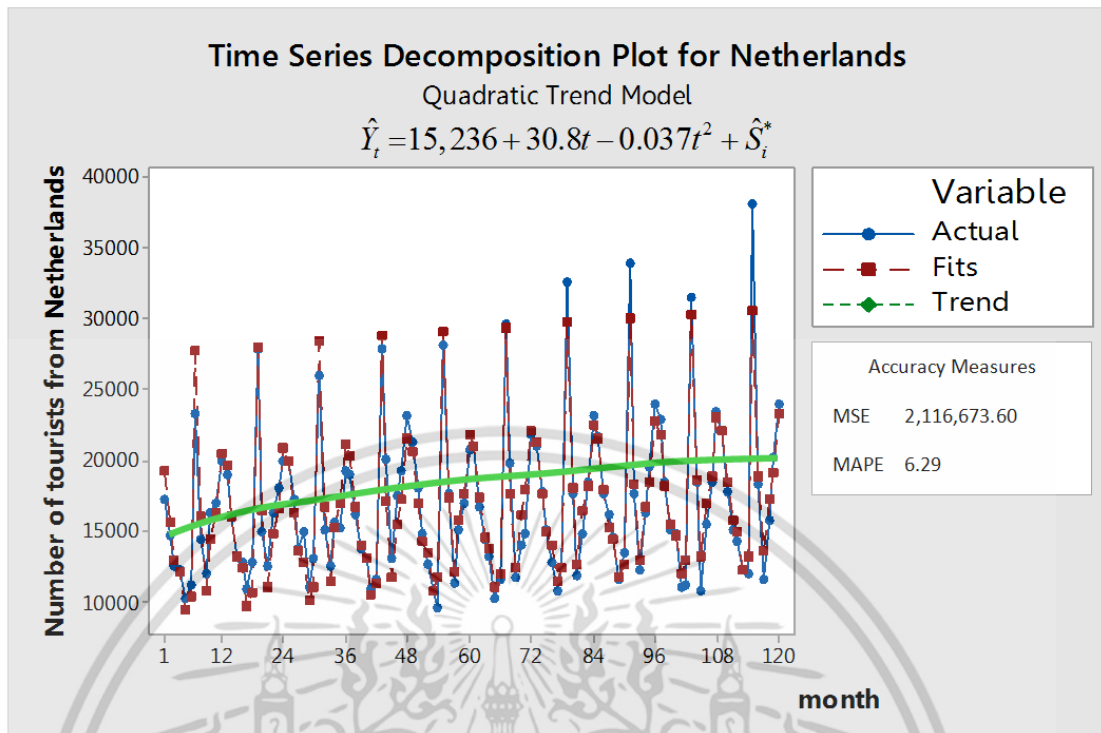
(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 3,979.2959, \hat{S}_2^*(120) = 307.4255, \hat{S}_3^*(120) = -2,432.0374, \hat{S}_4^*(120) = -3,302.1948, \\ \hat{S}_5^*(120) &= -5,999.1300, \hat{S}_6^*(120) = -5,090.4541, \hat{S}_7^*(120) = 12,289.6015, \hat{S}_8^*(120) = 544.9672, \\ \hat{S}_9^*(120) &= -4,799.1115, \hat{S}_{10}^*(120) = -1,079.2874, \hat{S}_{11}^*(120) = 691.7774, \hat{S}_{12}^*(120) = 4,889.1478 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 3,979.2959$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 3,979.2959 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 7, 8, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 307.4255, 12,289.6015, 544.9672, 691.7774 และ 4,889.1478 คน ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_3^*(120) = -2,432.0374$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 3 มีค่าต่ำกว่าปกติ 2,432.0374 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 4, 5, 6, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 3,302.1948, 5,999.1300, 5,090.4541, 4,799.1115 และ 1,079.2874 คน ตามลำดับ



รูปที่ 4.46 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติก และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก

จากรูปที่ 4.46 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติก และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวกซึ่งจะได้ ค่า MSE = 2,116,673.60 และ ค่า MAPE = 6.29%

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

#### 4.6.1.2 วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ

การวิเคราะห์วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบคูณ ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้ม เอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ มาทำการวิเคราะห์ ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ( หน่วย : คน ) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (15,564.2 \times 1.00129^t) \times \hat{S}_t^* (120)$$

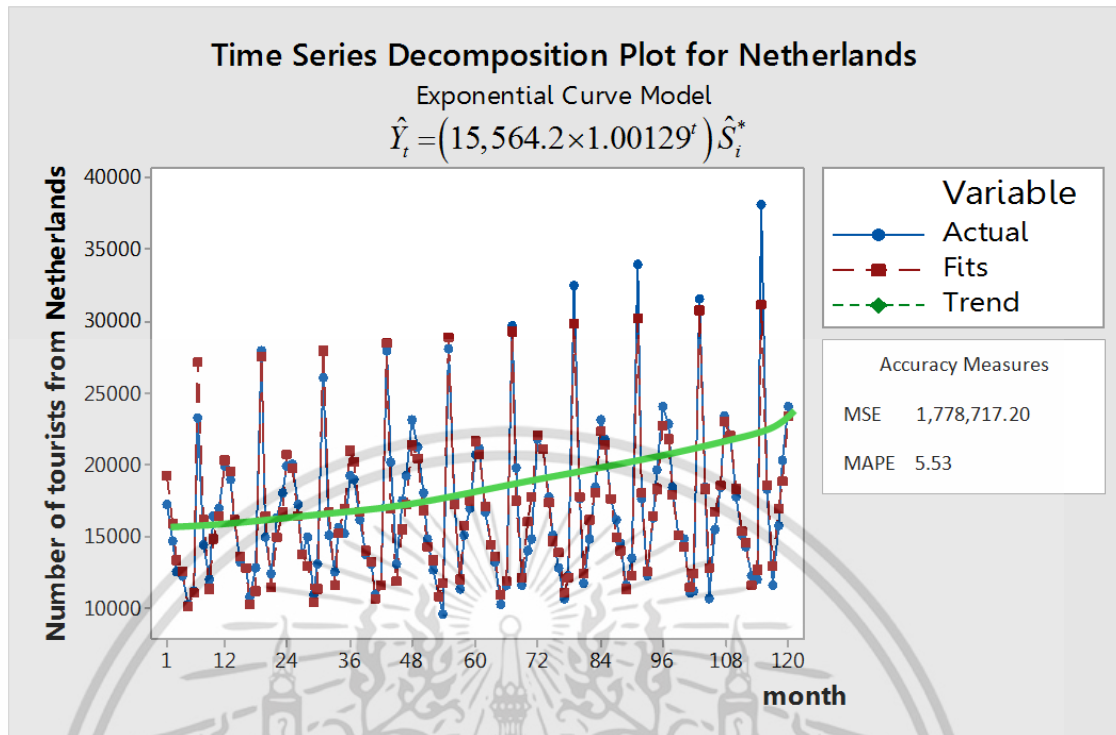
(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^* (120) &= 1.2337, \hat{S}_2^* (120) = 1.0173, \hat{S}_3^* (120) = 0.8559, \hat{S}_4^* (120) = 0.8052, \\ \hat{S}_5^* (120) &= 0.6470, \hat{S}_6^* (120) = 0.7019, \hat{S}_7^* (120) = 1.7290, \hat{S}_8^* (120) = 1.0303, \\ \hat{S}_9^* (120) &= 0.7153, \hat{S}_{10}^* (120) = 0.9372, \hat{S}_{11}^* (120) = 1.0394, \hat{S}_{12}^* (120) = 1.2877 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^* (120) = 1.2337$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 23.37% ในทำนองเดียวกัน ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 7, 8, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 1.73%, 72.90%, 3.03%, 3.94% และ 28.77% ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_3^* (120) = 0.8559$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 3 มีค่าต่ำกว่าปกติ 14.41% ในทำนองเดียวกัน ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 4, 5, 6, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 19.48%, 35.3%, 29.81%, 28.47% และ 6.28% ตามลำดับ



รูปที่ 4.47 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ

จากรูปที่ 4.47 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณซึ่งจะได้ค่า MSE = 1,778,717.20 และค่า MAPE = 5.53%

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## 4.6.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method)

### 4.6.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยโดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสำหรับรูปแบบบวก คือ  $\alpha=0.002$ ,  $\gamma=1$ ,  $\delta=0$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 41,483,548.36

ตารางที่ 4.32 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_t(t)$ ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก ยกตัวอย่างตั้งแต่  $t=109, 110, \dots, 120$  เมื่อกำหนดให้  $\alpha=0.002$ ,  $\gamma=1$ ,  $\delta=0$

ปี	t	$Y_t$	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t+1}(t)$	$e_t$
2015	109	22,049	17042.72	-1.86	17040.86	3289.13	20329.99	-2541.99
	110	17,788	17036.13	-6.59	17029.54	72.42	17101.96	-1985.96
	111	15,116	17025.85	-10.28	17015.56	-2771.04	14244.52	78.48
	112	14,323	17015.71	-10.14	17005.57	-3198.75	13806.82	-1601.82
	113	12,205	17002.59	-13.12	16989.47	-5208.08	11781.39	248.61
	114	12,030	16989.93	-12.66	16977.28	-3310.00	13667.28	24435.72
	115	38,103	17022.73	32.80	17055.53	8200.42	25255.95	-6966.95
	116	18,289	17042.57	19.84	17062.41	-802.79	16259.62	-4641.62
	117	11,618	17053.77	11.20	17064.98	-3295.46	13769.52	2042.48
	118	15,812	17068.77	15.00	17083.78	1037.17	18120.95	2150.05
	119	20,271	17087.78	19.00	17106.78	1562.46	18669.24	5383.76
	120	24,053	<b>17116.79</b>	<b>29.02</b>	17145.81	4424.54	21570.35	-21570.35

จากตารางที่ 4.32 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (17,116.79 + 29.02p) + \hat{S}_i(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1(120) &= 3,289.1300, \hat{S}_2(120) = 72.4200, \hat{S}_3(120) = -2,771.0400, \hat{S}_4(120) = -3,198.7500, \\ \hat{S}_5(120) &= -5,208.0800, \hat{S}_6(120) = -3,310.0000, \hat{S}_7(120) = 8,200.4200, \hat{S}_8(120) = -802.7900, \\ \hat{S}_9(120) &= -3,295.4600, \hat{S}_{10}(120) = 1,037.1700, \hat{S}_{11}(120) = 1,562.4600, \hat{S}_{12}(120) = 4,424.5400 \end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 0 จึงแปลงค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 0 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (17,116.80 + 29.02p) + \hat{S}_i^*(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 3,289.1283, \hat{S}_2^*(120) = 72.4183, \hat{S}_3^*(120) = -2,771.0417, \hat{S}_4^*(120) = -3,198.7517, \\ \hat{S}_5^*(120) &= -5,208.0817, \hat{S}_6^*(120) = -3,310.0017, \hat{S}_7^*(120) = 8,200.4183, \hat{S}_8^*(120) = -802.7917, \\ \hat{S}_9^*(120) &= -3,295.4617, \hat{S}_{10}^*(120) = 1,037.1683, \hat{S}_{11}^*(120) = 1,562.4583, \hat{S}_{12}^*(120) = 4,424.5383 \end{aligned}$$

ค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 3,289.1283$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 30,307.3682 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 7, 10, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 72.4183, 8,200.4183, 1,037.1683, 1,562.4583 และ 4,424.5383 คน ตามลำดับ

ค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_3^*(120) = -2,771.0417$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 3 มีค่าต่ำกว่าปกติ 2,771.0417 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัติอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 4, 5, 6, 8 และ 9 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 3,198.7517, 5,208.0817, 3,310.0017, 802.7917 และ 3,295.4617 คน ตามลำดับ

#### 4.6.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยโดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสำหรับรูปแบบคูณ คือ  $\alpha=0.333$ ,  $\gamma=0$ ,  $\delta=0.823$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 1,746,286.68

ตารางที่ 4.33 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_i(t)$ ,  $\hat{\beta}_i(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ยกตัวอย่างตั้งแต่  $t=109, 110, \dots, 120$  เมื่อกำหนดให้  $\alpha = 0.333$ ,  $\gamma = 0$ ,  $\delta = 0.823$

ปี	$t$	$Y_t$	$\hat{T}_i(t)$	$\hat{\beta}_i(t)$	$\hat{T}_{i+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t-1}(t)$	$e_t$
2015	109	22,049	18172.00	75.44	18247.43	1.2137	22099.17	-50.17
	110	17,788	18154.87	75.44	18230.30	0.9816	18062.84	-274.84
	111	15,116	18164.28	75.44	18239.72	0.8333	15282.01	-166.01
	112	14,323	18147.81	75.44	18223.25	0.7907	14542.80	-219.80
	113	12,205	18880.68	75.44	18956.12	0.6390	11013.22	1191.78
	114	12,030	18831.00	75.44	18906.44	0.6404	12272.98	-242.98
	115	38,103	19728.43	75.44	19803.86	1.9051	33707.22	4395.78
	116	18,289	19286.97	75.44	19362.41	0.9577	19842.46	-1553.46
	117	11,618	19157.80	75.44	19233.24	0.6088	11998.31	-380.31
	118	15,812	18874.16	75.44	18949.59	0.8436	16750.01	-938.01
	119	20,271	19191.76	75.44	19267.20	1.0516	19522.64	748.36
	120	24,053	<b>19051.22</b>	<b>75.44</b>	19126.66	1.2677	24889.87	-836.87

จากตารางที่ 4.33 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (19,051.22 + 75.44p) \times \hat{S}_i(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548,  $p$  มีหน่วยเป็นเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned}\hat{S}_1(120) &= 1.2137, \hat{S}_2(120) = 0.9816, \hat{S}_3(120) = 0.8333, \hat{S}_4(120) = 0.7907, \\ \hat{S}_5(120) &= 0.6390, \hat{S}_6(120) = 0.6404, \hat{S}_7(120) = 1.9051, \hat{S}_8(120) = 0.9577, \\ \hat{S}_9(120) &= 0.6088, \hat{S}_{10}(120) = 0.8436, \hat{S}_{11}(120) = 1.0516, \hat{S}_{12}(120) = 1.2677\end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 12 จึงแปลงค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 12 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (18,627.65 + 73.76p) \times \hat{S}_i^*(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

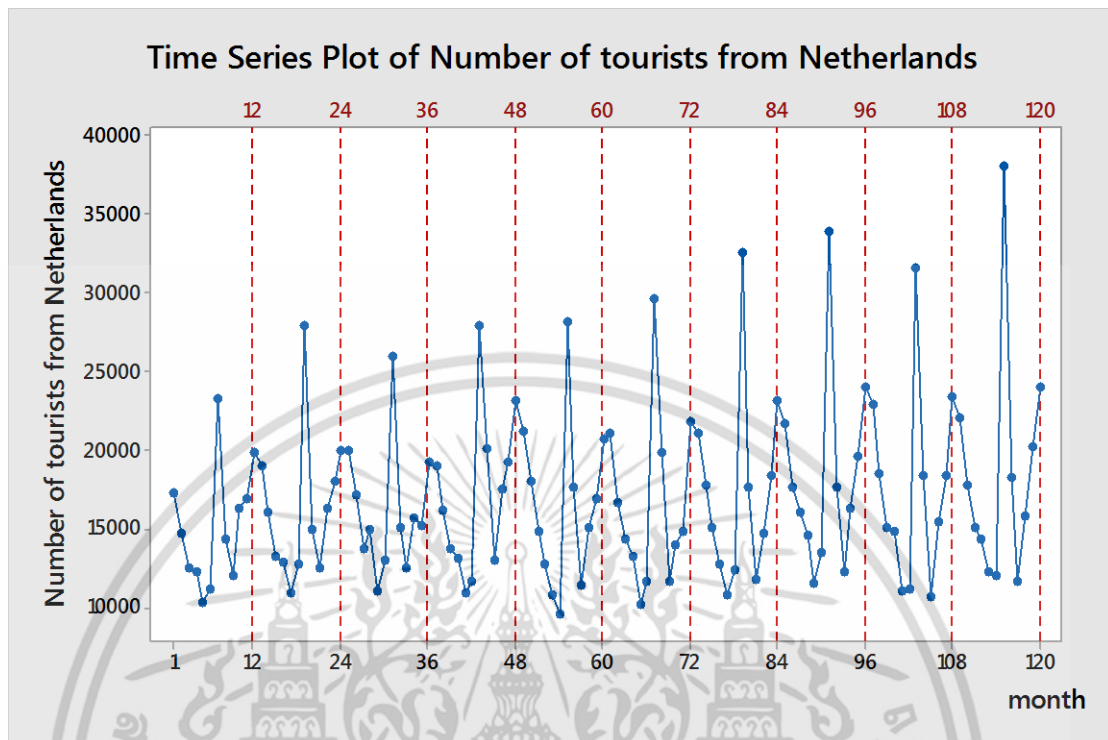
โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned}\hat{S}_1^*(120) &= 1.2413, \hat{S}_2^*(120) = 1.0039, \hat{S}_3^*(120) = 0.8522, \hat{S}_4^*(120) = 0.8087, \\ \hat{S}_5^*(120) &= 0.6535, \hat{S}_6^*(120) = 0.6550, \hat{S}_7^*(120) = 1.9484, \hat{S}_8^*(120) = 0.9795, \\ \hat{S}_9^*(120) &= 0.6226, \hat{S}_{10}^*(120) = 0.8628, \hat{S}_{11}^*(120) = 1.0755, \hat{S}_{12}^*(120) = 1.2965\end{aligned}$$

ค่าอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 1.2413$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 24.13% ในทำนองเดียวกัน ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 7, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 0.39%, 94.84%, 7.55% และ 29.65% ตามลำดับ

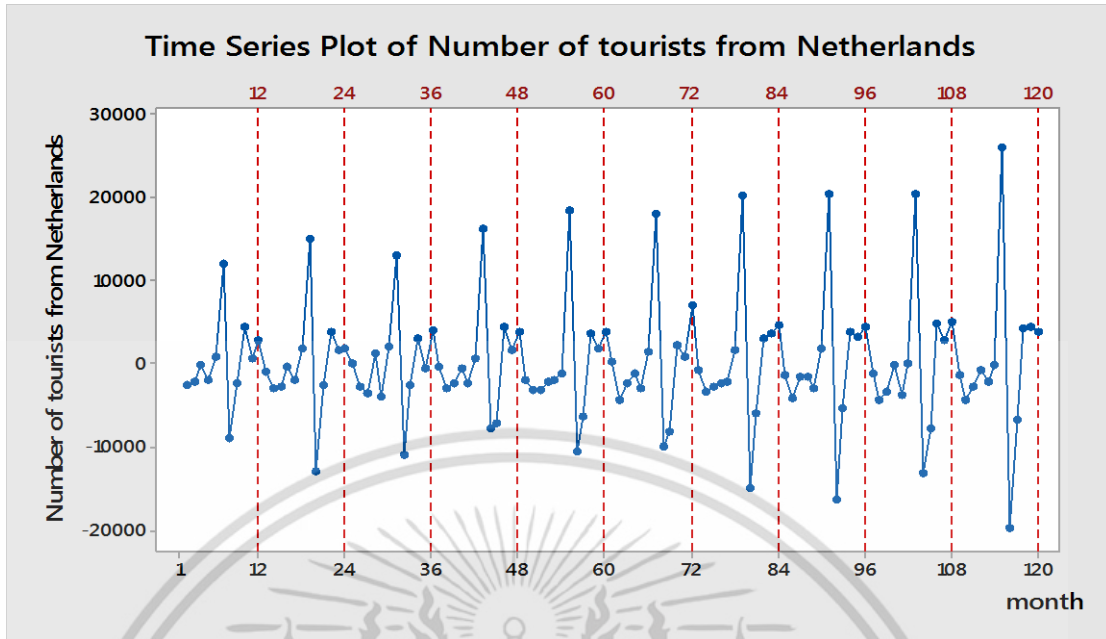
ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_3^*(120) = 0.8522$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 3 มีค่าต่ำกว่าปกติ 14.78% ในทำนองเดียวกัน ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 4, 5, 6, 8, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 19.13%, 34.65%, 34.50%, 2.05%, 37.74% และ 13.72% ตามลำดับ

#### 4.6.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

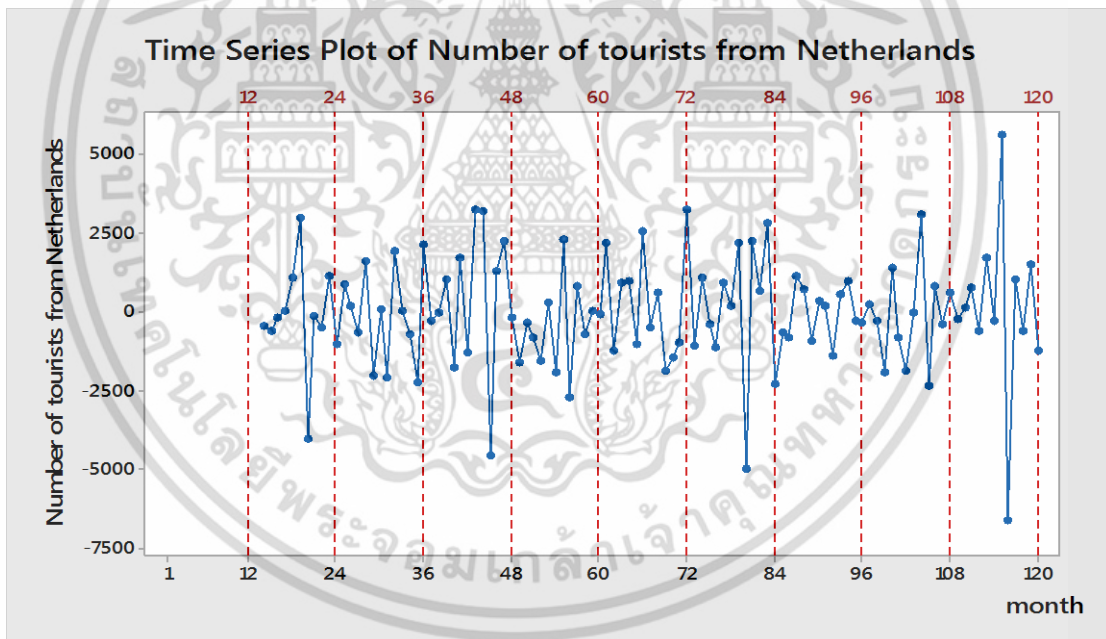


รูปที่ 4.48 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์

จากรูปที่ 4.48 จะพบว่า กราฟที่ได้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงสุดในช่วงกลางปี ซึ่งมีลักษณะเช่นนี้ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล และเนื่องจากกราฟมีค่าเฉลี่ยเพิ่มขึ้น แสดงว่ากราฟมีแนวโน้มด้วย เนื่องจากข้อมูลมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นจึงต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรขึ้นก่อน โดยการหาผลต่าง 1 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.49 และพบว่าอนุกรมเวลายังมีอิทธิพลของฤดูกาลเหลืออยู่ จึงต้องขจัดอิทธิพลของฤดูกาลโดยหาผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.50



รูปที่ 4.49 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง

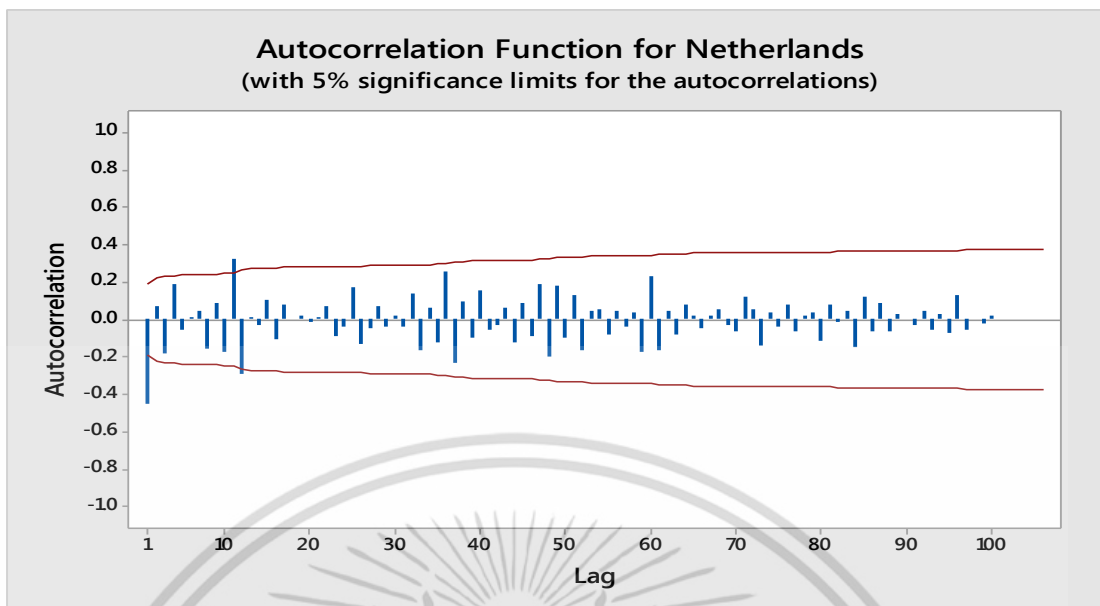


รูปที่ 4.50 อนุกรมเวลาปริมาณนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง

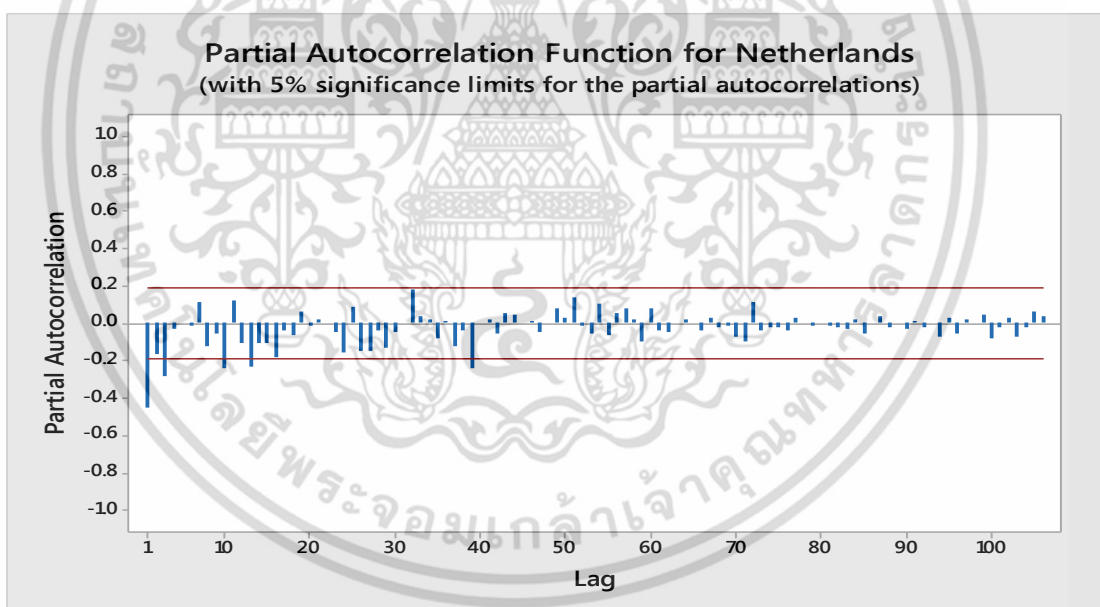
จากรูปที่ 4.50 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง ของปริมาณนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นอนุกรมเวลาชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรแล้ว นำอนุกรมเวลาไปพล็อตคอเรลโรแกรมของ Autocorrelation (ACF) และ Partial Autocorrelation (PACF) ดังรูป

รูปที่ 4.51 และ รูปที่ 4.52

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.51 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์



รูปที่ 4.52 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์

จากรูปที่ 4.51 และรูปที่ 4.52 พบว่าคอเรลโรแกรมของ ACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็วตั้งแต่ lag 1 และ PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็วตั้งแต่ lag 3 ARIMA (3,1,1) และเมื่อพิจารณาในส่วนของฤดูกาล จะพบว่า ACF cut off ที่ lag 12 และ PACF lag 12,24,36,... มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว SARIMA (0,1,1)<sub>12</sub> ดังนั้นตัวแบบที่เป็นไปได้ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ ARIMA (3,1,1) × SARIMA (0,1,1)<sub>12</sub>

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.34 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ  $ARIMA(3,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  ร่วมกับค่าคงที่ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	-0.1954	0.2475	-0.79	0.432
$\hat{\phi}_2$	-0.1979	0.1569	-1.26	0.210
$\hat{\phi}_3$	-0.2364	0.1270	-1.86	0.066
$\hat{\theta}_1$	0.4209	0.2472	1.70	0.092
$\hat{\theta}_{12}$	0.4269	0.1074	3.98	0.000
$\hat{\theta}_0$	-8.25	46.43	-0.18	0.859

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

$$H_0 : \theta_0 = 0$$

$$H_1 : \theta_0 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.34 จะได้ p-value = 0.859 ซึ่งมากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_0 = 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 จึงควรตัด  $\theta_0$  ออกจากตัวแบบ ดังนั้นจึงปรับตัวแบบใหม่เป็น  $ARIMA(3,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$

ตารางที่ 4.35 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ  $ARIMA(3,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	-0.1954	0.2465	-0.79	0.430
$\hat{\phi}_2$	-0.1977	0.1562	-1.27	0.209
$\hat{\phi}_3$	-0.2363	0.1264	-1.87	0.064
$\hat{\theta}_1$	0.4208	0.2463	1.71	0.091
$\hat{\theta}_{12}$	0.4266	0.1068	3.99	0.000

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

$$H_0 : \theta_1 = 0$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.35 จะได้ p-value = 0.091 ซึ่งมากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_1 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 จึงควรตัด  $\hat{\theta}_1$  ออก ดังนั้นจึงปรับตัวแบบใหม่เป็น  $ARIMA(3,1,0) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$

ตารางที่ 4.36 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ  $ARIMA(3,1,0) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	-0.5679	0.0950	-5.98	0.000
$\hat{\phi}_2$	-0.3726	0.1032	-3.61	0.000
$\hat{\phi}_3$	-0.3124	0.0941	-3.32	0.001
$\hat{\theta}_{12}$	0.3824	0.1043	3.67	0.000

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

1.  $H_0 : \phi_1 = 0$

$H_1 : \phi_1 \neq 0$

จากตารางที่ 4.36 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_1 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

2.  $H_0 : \phi_2 = 0$

$H_1 : \phi_2 \neq 0$

จากตารางที่ 4.36 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_2 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

3.  $H_0 : \phi_3 = 0$

$H_1 : \phi_3 \neq 0$

จากตารางที่ 4.36 จะได้ p-value = 0.001 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_3 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

4.  $H_0 : \theta_{12} = 0$

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

จากตารางที่ 4.36 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_{12} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากการทดสอบสมมติฐานพบว่า  $\phi_1, \phi_2, \phi_3$  และ  $\theta_{12} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะได้ว่าค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบเป็นดังนี้

$$\hat{\phi}_1 = -0.5679, \hat{\phi}_2 = -0.3726, \hat{\phi}_3 = -0.3124 \text{ และ } \hat{\theta}_{12} = 0.3824$$

**ตารางที่ 4.37** การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์

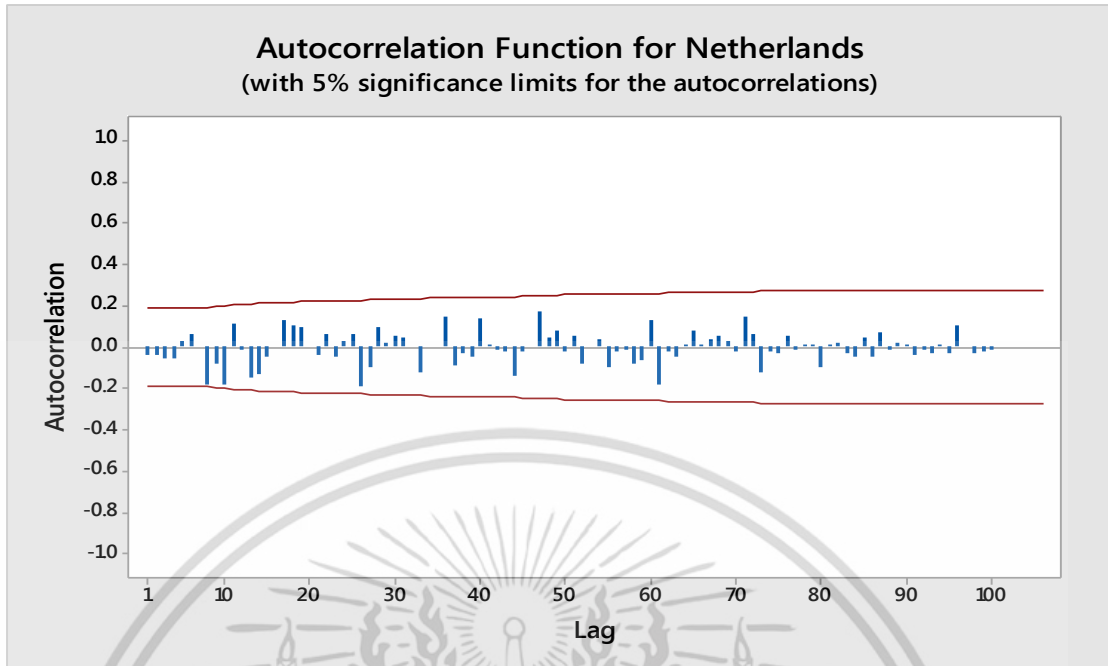
Modified Box-Pierce (Box-Ljung) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-square	11.7	22.9	38.2	53.4
DF	8	20	32	44
P-Value	0.163	0.296	0.209	0.156

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยเป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยสถิติ Box-Ljung ตั้งสมมติฐานที่ lag 12 ได้ดังนี้

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

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

จากตารางที่ 4.37 จะได้ว่า lag ที่ 12 ค่า p-value = 0.163 มากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้นแสดงว่า ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ในทำนองเดียวกันที่ lag 24, 36 และ 48 ค่า p-value = 0.296, 0.209 และ 0.156 ตามลำดับซึ่งมากกว่าค่า p-value = 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้นแสดงว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05



รูปที่ 4.53 แสดงว่าคอโรแกรมของ  $r_k(e_t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์

Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO
1	-0.036985	-0.38	0.15	28	0.096935	0.83	31.39	55	-0.093983	-0.73	59.08	82	0.020910	0.15	98.35
2	-0.039358	-0.41	0.32	29	0.022867	0.19	31.46	56	-0.021416	-0.17	59.19	83	-0.032248	-0.23	98.85
3	-0.053566	-0.55	0.64	30	0.050978	0.43	31.86	57	-0.010635	-0.08	59.21	84	-0.045732	-0.33	99.91
4	-0.055942	-0.58	1.00	31	0.050240	0.43	32.25	58	-0.076844	-0.59	60.62	85	0.045890	0.33	101.03
5	0.027566	0.28	1.09	32	0.005863	0.05	32.25	59	-0.060661	-0.47	61.51	86	-0.045766	-0.33	102.19
6	0.060068	0.62	1.50	33	-0.122917	-1.04	34.63	60	0.134914	1.04	66.03	87	0.073241	0.53	105.32
7	-0.007665	-0.08	1.51	34	-0.003462	-0.03	34.63	61	-0.178367	-1.36	74.10	88	-0.012025	-0.09	105.41
8	-0.182259	-1.86	5.42	35	-0.001745	-0.01	34.63	62	-0.024024	-0.18	74.25	89	0.017035	0.12	105.60
9	-0.080729	-0.80	6.20	36	0.146590	1.23	38.16	63	-0.046610	-0.35	74.82	90	0.016771	0.12	105.79
10	-0.179697	-1.77	10.08	37	-0.092895	-0.77	39.60	64	0.013024	0.10	74.87	91	-0.035423	-0.25	106.70
11	0.116776	1.12	11.74	38	-0.028789	-0.24	39.74	65	0.077420	0.58	76.53	92	-0.012455	-0.09	106.82
12	-0.008560	-0.08	11.75	39	-0.042706	-0.35	40.06	66	0.009573	0.07	76.56	93	-0.031434	-0.23	107.65
13	-0.143815	-1.36	14.31	40	0.137998	1.13	43.37	67	0.035103	0.26	76.92	94	0.011776	0.08	107.77
14	-0.129083	-1.20	16.40	41	0.010056	0.08	43.39	68	0.056303	0.42	77.87	95	-0.028317	-0.20	108.55
15	-0.045894	-0.42	16.67	42	-0.012632	-0.10	43.42	69	0.029619	0.22	78.14	96	0.109106	0.78	121.17
16	-0.006643	-0.06	16.67	43	-0.021584	-0.17	43.50	70	-0.022897	-0.17	78.30	97	-0.006705	-0.05	121.23
17	0.129949	1.19	18.86	44	-0.135873	-1.10	46.92	71	0.148825	1.10	85.48	98	-0.033416	-0.24	122.67
18	0.106253	0.96	20.34	45	-0.017392	-0.14	46.98	72	0.060993	0.45	86.72	99	-0.018878	-0.13	123.19
19	0.099471	0.89	21.65	46	-0.003309	-0.03	46.98	73	-0.125542	-0.92	92.12	100	-0.011614	-0.08	123.42
20	0.004341	0.04	21.66	47	0.176936	1.42	53.06	74	-0.023018	-0.17	92.31	101	-0.002104	-0.01	123.43
21	-0.037596	-0.33	21.85	48	0.042785	0.34	53.43	75	-0.031838	-0.23	92.68	102	0.007008	0.05	123.54
22	0.067007	0.60	22.46	49	0.076397	0.60	54.60	76	0.053146	0.39	93.74	103	0.003630	0.03	123.58
23	-0.043683	-0.39	22.73	50	-0.023219	-0.18	54.71	77	-0.011669	-0.08	93.80	104	0.001924	0.01	123.59
24	0.030333	0.27	22.86	51	0.052611	0.41	55.29	78	0.010958	0.08	93.84	105	0.001059	0.01	123.60
25	0.064130	0.57	23.44	52	-0.083849	-0.65	56.78	79	0.011765	0.09	93.90	106	0.000304	0.00	123.60
26	-0.188162	-1.66	28.54	53	-0.005335	-0.04	56.78	80	-0.098238	-0.71	98.07				
27	-0.100006	-0.86	30.00	54	0.038077	0.30	57.10	81	0.012688	0.09	98.14				

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การตรวจสอบข้อจำกัดของรูปแบบที่กำหนดว่า  $\varepsilon_t$  จะต้องมีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกัน โดยจะทำการทดสอบสมมติฐานดังนี้

$$H_0 : \rho_k(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 106$$

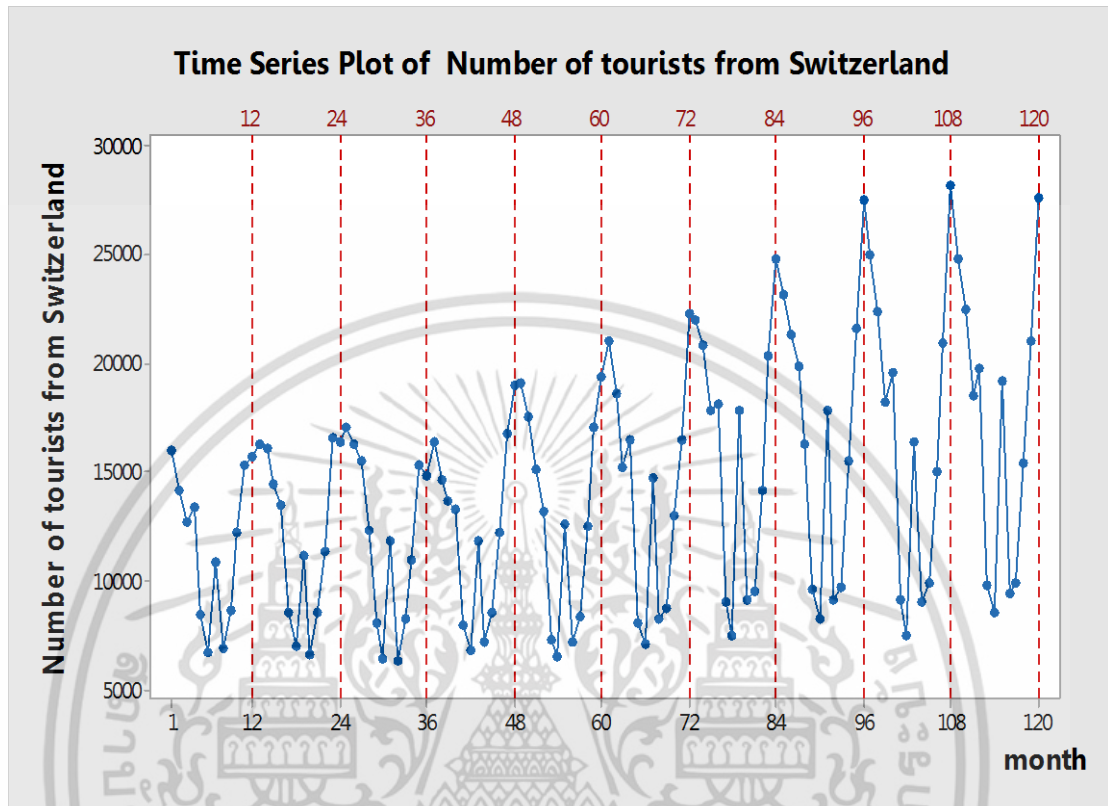
ใช้ตัวทดสอบสถิติ  $r_k(e_t)$  ดังแสดงในรูปที่ 4.53 เมื่อ  $\alpha = 0.05$  จะมีบริเวณวิกฤติ  $|r_k(e_t)| \geq 1.96/\sqrt{106} = 0.1904$  จึงยอมรับ  $H_0$  นั่นคือ  $\rho_k(e_t) = 0$  ดังนั้นข้อมูลปริมาณนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย  $\{e_t\}$  มีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

**ตารางที่ 4.38** แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์

วิธีการพยากรณ์	MSE
1) วิธีแยกส่วนประกอบ - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ	2,116,673.60 1,778,717.20
2) วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ	41,483,548.37 1,746,286.68
3) วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์	2,067,602.00

จากตารางที่ 4.38 พบว่าวิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับข้อมูลปริมาณนักท่องเที่ยวประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณซึ่งได้ค่า MSE ต่ำที่สุด คือ 1,746,286.68

#### 4.7 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย



รูปที่ 4.54 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์

จากรูปที่ 4.54 จะพบว่า กราฟที่ได้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นได้ว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงในช่วงต้นปีและปลายปี ซึ่งมีลักษณะเช่นนี้ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล และกราฟมีค่าเฉลี่ยเพิ่มขึ้น แสดงว่ากราฟมีแนวโน้มด้วย

#### 4.7.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

เนื่องจากข้อมูลของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล โดยในปัญหาพิเศษนี้จะใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ในการวิเคราะห์

##### 4.7.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก

การวิเคราะห์วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเส้นตรงและอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก มาทำการวิเคราะห์ ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ( หน่วย : คน ) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 10,614 + 59.16t + \hat{S}_t^* (120)$$

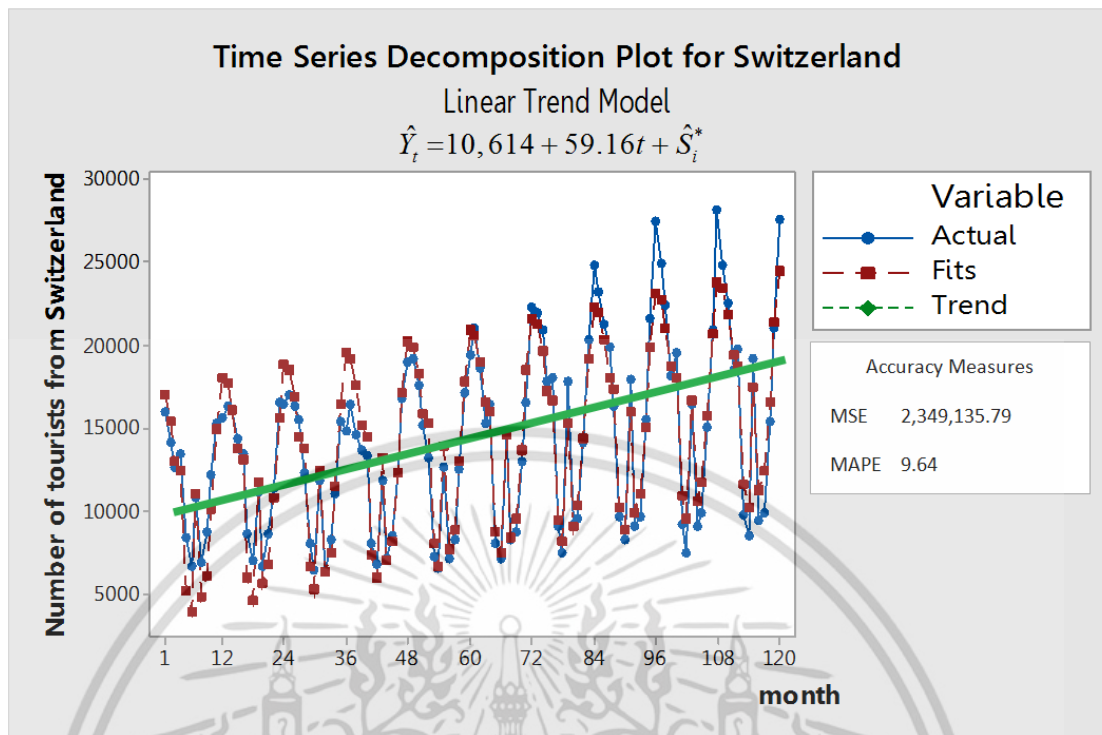
(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^* (120) &= 6,363.4340, \hat{S}_2^* (120) = 4,685.1655, \hat{S}_3^* (120) = 2,231.1748, \hat{S}_4^* (120) = 1,539.7396, \\ \hat{S}_5^* (120) &= -5,710.2419, \hat{S}_6^* (120) = -7,125.5613, \hat{S}_7^* (120) = 1,6007, \hat{S}_8^* (120) = -6,239.5197, \\ \hat{S}_9^* (120) &= -5,129.4317, \hat{S}_{10}^* (120) = -1,093.7465, \hat{S}_{11}^* (120) = 3,705.5775, \hat{S}_{12}^* (120) = 6,771.8090 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^* (120) = 6,363.4340$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 6,363.4340 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 4, 7, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 4,685.1655, 2,231.1748, 1,539.7396, 1,6007, 3,705.5775 และ 6,771.8090 คน ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_5^* (120) = -5,710.2419$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 5 มีค่าต่ำกว่าปกติ 5,710.2419 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 6, 8, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 7,125.5613, 6,239.5197, 5,129.4317 และ 1,093.7465 คน ตามลำดับ



รูปที่ 4.55 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์ ซึ่งมีแนวโน้มเส้นตรง และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก

จากรูปที่ 4.55 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก ซึ่งมีแนวโน้มเส้นตรง และอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวกซึ่งจะได้ ค่า MSE = 2,349,135.79 และ ค่า MAPE = 9.64%

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

#### 4.7.1.2 วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ

การวิเคราะห์วิธีสกัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้ม เอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ มาทำการวิเคราะห์ ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศสวีเดนแลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ( หน่วย : คน ) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (11,145.6 \times 1.0038^t) \times \hat{S}_t^* (120)$$

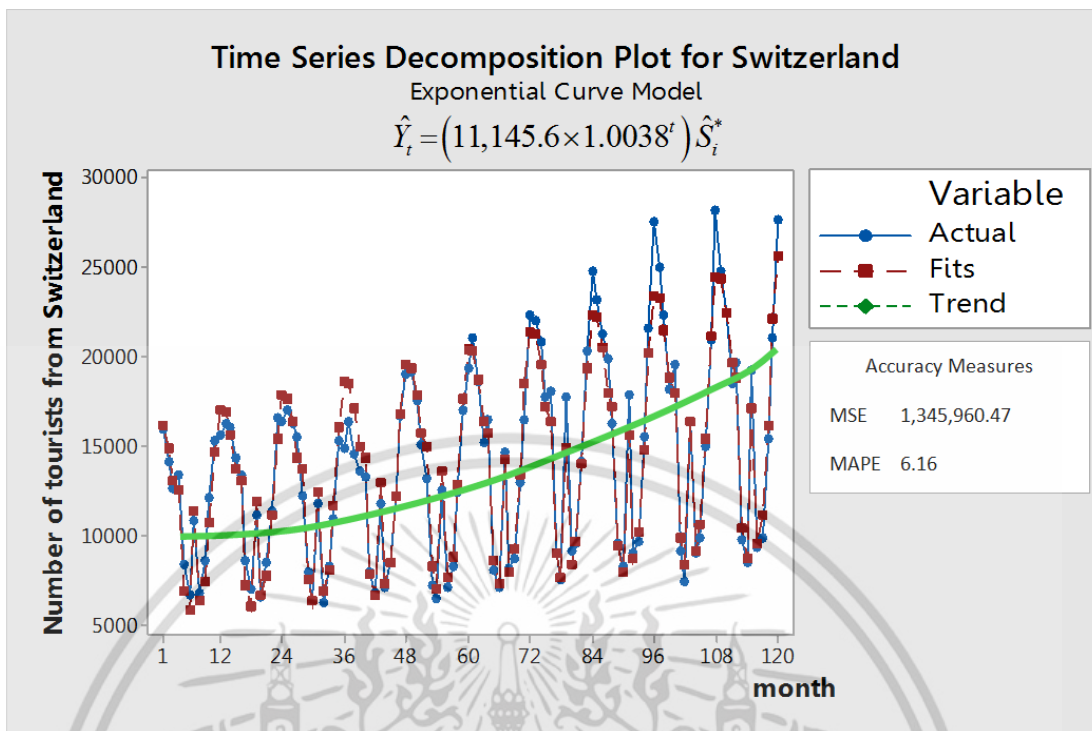
(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^* (120) &= 1.4454, \hat{S}_2^* (120) = 1.3283, \hat{S}_3^* (120) = 1.1614, \hat{S}_4^* (120) = 1.1052, \\ \hat{S}_5^* (120) &= 0.6071, \hat{S}_6^* (120) = 0.5096, \hat{S}_7^* (120) = 0.9937, \hat{S}_8^* (120) = 0.5536, \\ \hat{S}_9^* (120) &= 0.6416, \hat{S}_{10}^* (120) = 0.9262, \hat{S}_{11}^* (120) = 1.2663, \hat{S}_{12}^* (120) = 1.4616 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^* (120) = 1.4454$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนแลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 44.54% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 4, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนแลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 32.83%, 16.14%, 10.52%, 26.63% และ 46.16% ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_5^* (120) = 0.6071$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนแลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 5 มีค่าต่ำกว่าปกติ 39.29% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 6, 7, 8, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนแลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 49.04%, 0.63%, 44.64%, 35.84% และ 7.38% ตามลำดับ



รูปที่ 4.56 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์ ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ

จากรูปที่ 4.56 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ ซึ่งจะได้ค่า MSE = 1,345,960.47 และค่า MAPE = 6.16 %

#### 4.7.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method)

##### 4.7.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยโดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสำหรับรูปแบบบวก คือ  $\alpha=0.002$ ,  $\gamma=0$ ,  $\delta=0.121$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 19,079,004.43

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.39 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_t(t)$ ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก ยกตัวอย่างตั้งแต่  $t = 109, 110, \dots, 120$  เมื่อกำหนดให้  $\alpha = 0.002, \gamma = 0, \delta = 0.121$

ปี	t	$Y_t$	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t+1}(t)$	$e_t$
2015	109	24,802	13712.65	48.34	16760.99	6453.13	22912.19	-411.19
	110	22,501	16760.34	48.34	16808.68	3680.57	20538.95	-2047.95
	111	18,491	16805.43	48.34	16853.77	659.13	17760.42	1977.58
	112	19,738	16856.90	48.34	16905.24	1199.96	17866.19	-8072.19
	113	9,794	16892.44	48.34	16940.77	-10355.05	7561.37	940.63
	114	8,502	16942.27	48.34	16990.60	-6352.28	10524.64	8696.36
	115	19,221	17004.40	48.34	17052.74	-4216.77	11784.88	-2403.88
	116	9,381	17048.93	48.34	17097.26	-3713.77	13674.04	-3798.04
	117	9,876	17091.24	48.34	17139.58	-5330.69	12267.94	3148.06
	118	15,416	17144.57	48.34	17192.91	2401.65	19214.07	1858.93
	119	21,073	17195.86	48.34	17244.20	5759.44	22778.96	4880.04
	120	27,659	<b>17251.94</b>	<b>48.34</b>	17300.28	6956.44	2366.89	-23666.89

จากตารางที่ 4.39 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (17,251.94 + 48.34p) + \hat{S}_i(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1(120) &= 6,453.1305, \hat{S}_2(120) = 3,680.5748, \hat{S}_3(120) = 659.1263, \hat{S}_4(120) = 1,199.9646, \\ \hat{S}_5(120) &= -10,355.0473, \hat{S}_6(120) = -6,352.2791, \hat{S}_7(120) = -4,216.7748, \hat{S}_8(120) = -3,713.7731, \\ \hat{S}_9(120) &= -5,330.6930, \hat{S}_{10}(120) = 2,401.6479, \hat{S}_{11}(120) = 5,759.4387, \hat{S}_{12}(120) = 6,956.4370 \end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 0 จึงแปลงค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 0 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (17,013.75 + 48.34p) + \hat{S}_i^*(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 6,691.3178, \hat{S}_2^*(120) = 3,918.7621, \hat{S}_3^*(120) = 897.3136, \hat{S}_4^*(120) = 1,438.1519, \\ \hat{S}_5^*(120) &= -10,116.8600, \hat{S}_6^*(120) = -6,114.0918, \hat{S}_7^*(120) = -3,978.5875, \hat{S}_8^*(120) = -3,475.5858, \\ \hat{S}_9^*(120) &= -5,092.5057, \hat{S}_{10}^*(120) = 2,639.8352, \hat{S}_{11}^*(120) = 5,997.6260, \hat{S}_{12}^*(120) = 7,194.6243 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120)=6,691.3178$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 6,691.3178 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 4, 10, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 3,918.7621, 897.3136, 1,438.1519, 2,639.8352, 5,997.6260 และ 7,194.6243 คน ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_5^*(120)=-10,116.8600$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 5 มีค่าต่ำกว่าปกติ 10,116.86 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 6, 7, 8 และ 9 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 6,114.0918, 3,978.5875, 3,475.5858 และ 5,092.5057 คน ตามลำดับ

#### 4.7.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยโดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสำหรับรูปแบบคูณ คือ  $\alpha=0.334$ ,  $\gamma=0$ ,  $\delta=0.836$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 1,147,177.93

ตารางที่ 4.40 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_t(t)$ ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบไฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ยกตัวอย่างตั้งแต่  $t = 109, 110, \dots, 120$  เมื่อกำหนดให้  $\alpha=0.334, \gamma=0, \delta=0.836$

ปี	t	$Y_t$	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t-1}(t)$	$e_t$
2015	109	24,802	16549.88	37.55	16587.43	1.4976	24646.08	155.92
	110	22,501	16595.89	37.55	16633.45	1.3556	22466.64	34.36
	111	18,491	16450.78	37.55	16488.33	1.1282	19120.35	-629.35
	112	19,738	16723.79	37.55	16761.34	1.1749	18927.88	810.12
	113	9,794	16928.96	37.55	16966.51	0.5767	9508.99	285.01
	114	8,502	17251.55	37.55	17289.10	0.4902	8094.42	407.58
	115	19,221	17543.60	37.55	17581.15	1.0906	18408.82	812.18
	116	9,381	17465.87	37.55	17203.42	0.5510	10095.75	-714.75
	117	9,876	16804.26	37.55	16841.81	0.5925	10614.14	-738.14
	118	15,416	16667.82	37.55	16705.37	0.9281	15908.59	-492.59
	119	21,073	16496.03	37.55	16533.58	1.2829	21895.39	-822.39
	120	27,659	16447.22	37.55	16484.77	1.6846	28098.90	-439.90

จากตารางที่ 4.40 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (16,447.22 + 37.55p) \times \hat{S}_i(120) \text{ สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1(120) &= 1.4976, \hat{S}_2(120) = 1.3556, \hat{S}_3(120) = 1.1282, \hat{S}_4(120) = 1.1749, \\ \hat{S}_5(120) &= 0.5767, \hat{S}_6(120) = 0.4902, \hat{S}_7(120) = 1.0906, \hat{S}_8(120) = 0.5510, \\ \hat{S}_9(120) &= 0.5925, \hat{S}_{10}(120) = 0.9281, \hat{S}_{11}(120) = 1.2829, \hat{S}_{12}(120) = 1.6846 \end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 12 จึงแปลงค่าอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 12 จะได้สมการพยากรณ์และค่าอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (16,930.91 + 38.65p) \times \hat{S}_i^*(120) \text{ สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

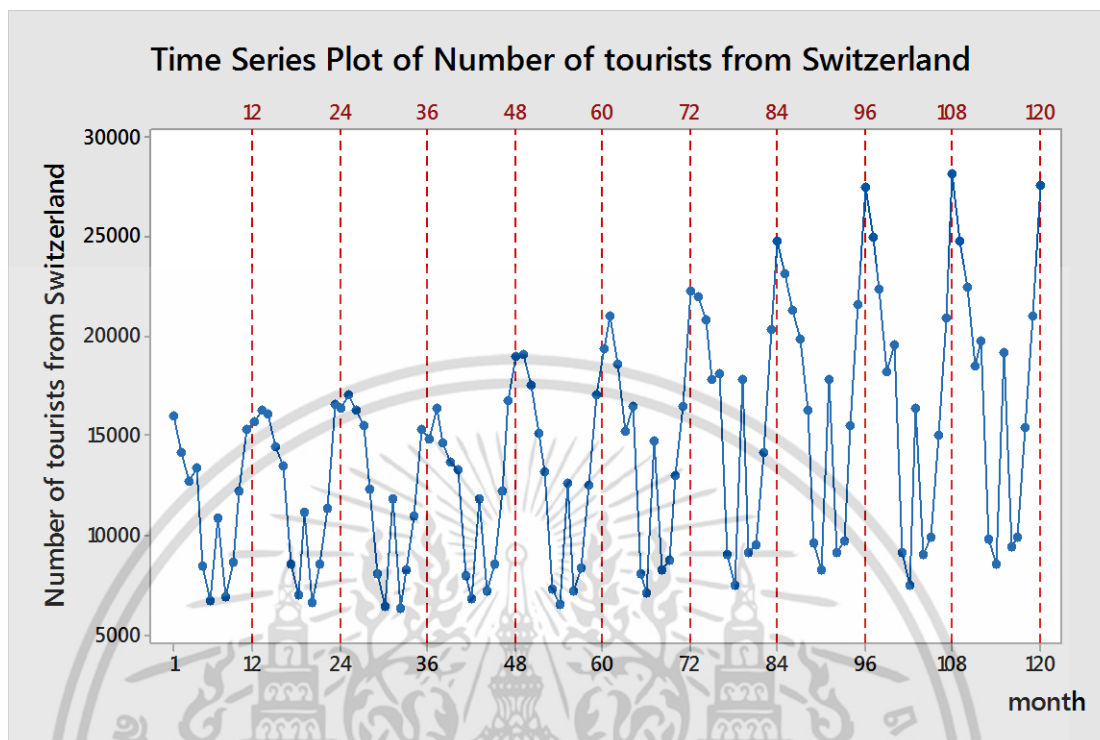
โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 1.4548, \hat{S}_2^*(120) = 1.3169, \hat{S}_3^*(120) = 1.0960, \hat{S}_4^*(120) = 1.1413, \\ \hat{S}_5^*(120) &= 0.5602, \hat{S}_6^*(120) = 0.4762, \hat{S}_7^*(120) = 1.0594, \hat{S}_8^*(120) = 0.5353, \\ \hat{S}_9^*(120) &= 0.5756, \hat{S}_{10}^*(120) = 0.9016, \hat{S}_{11}^*(120) = 1.2462, \hat{S}_{12}^*(120) = 1.6365 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 1.4548$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าสูงกว่าปกติ 45.48% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 4, 7, 11 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 31.69%, 9.60%, 14.13% 5.94%, 24.62% และ 63.65% ตามลำดับ

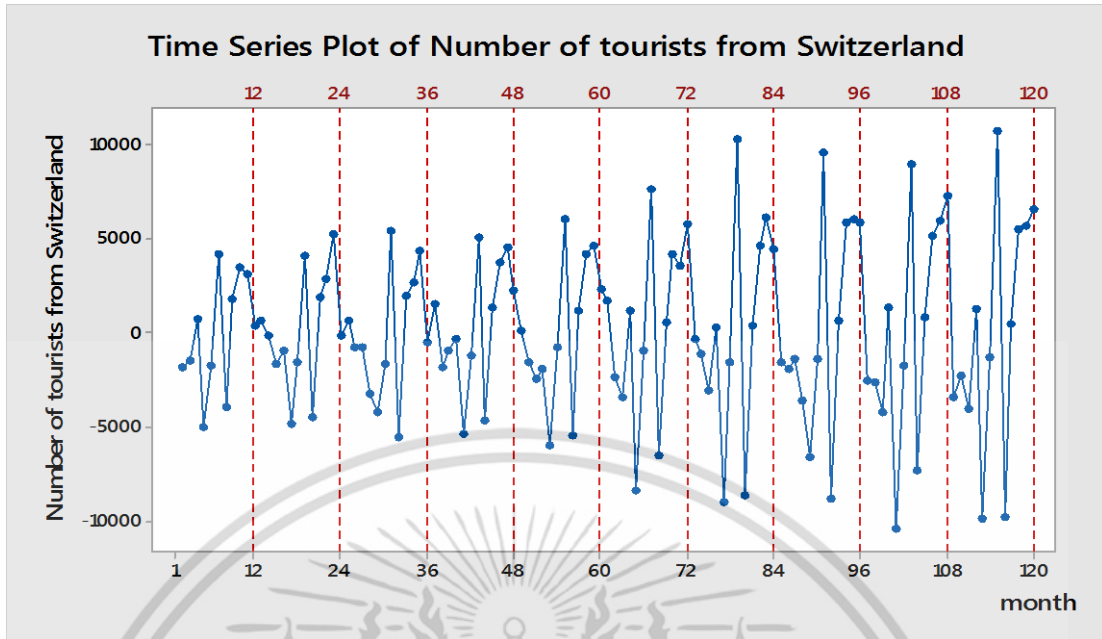
ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_5^*(120) = 0.5602$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์ที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 5 มีค่าต่ำกว่าปกติ 43.98% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 6, 8, 9 และ 10 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 52.38%, 46.47%, 42.44%, และ 9.84% ตามลำดับ

### 4.7.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

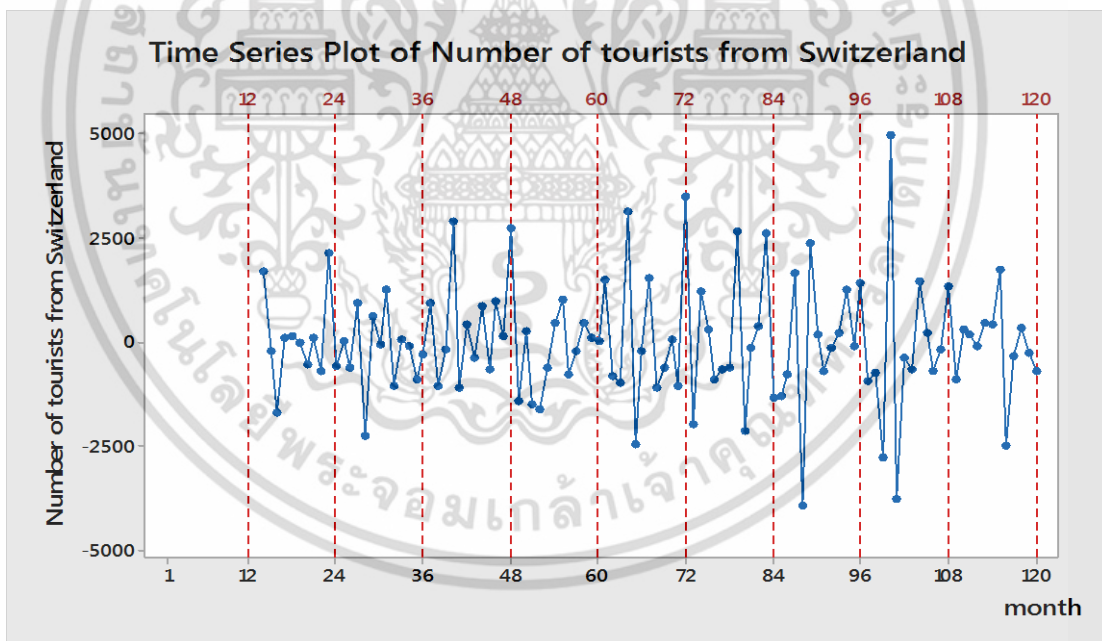


รูปที่ 4.57 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์

จากรูปที่ 4.57 จะพบว่า กราฟที่ได้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงสุดในช่วงต้นปีและปลายปี ซึ่งมีลักษณะเช่นนี้ ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลของฤดูกาล และเนื่องจากกราฟมีค่าเฉลี่ยเพิ่มขึ้น แสดงว่ากราฟมีแนวโน้มด้วย เนื่องจากข้อมูลมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นจึงต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรขึ้นนารีก่อน โดยการหาผลต่าง 1 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.58 และพบว่าอนุกรมเวลายังมีอิทธิพลของฤดูกาลเหลืออยู่ จึงต้องขจัดอิทธิพลของฤดูกาลโดยหาผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.59



รูปที่ 4.58 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง

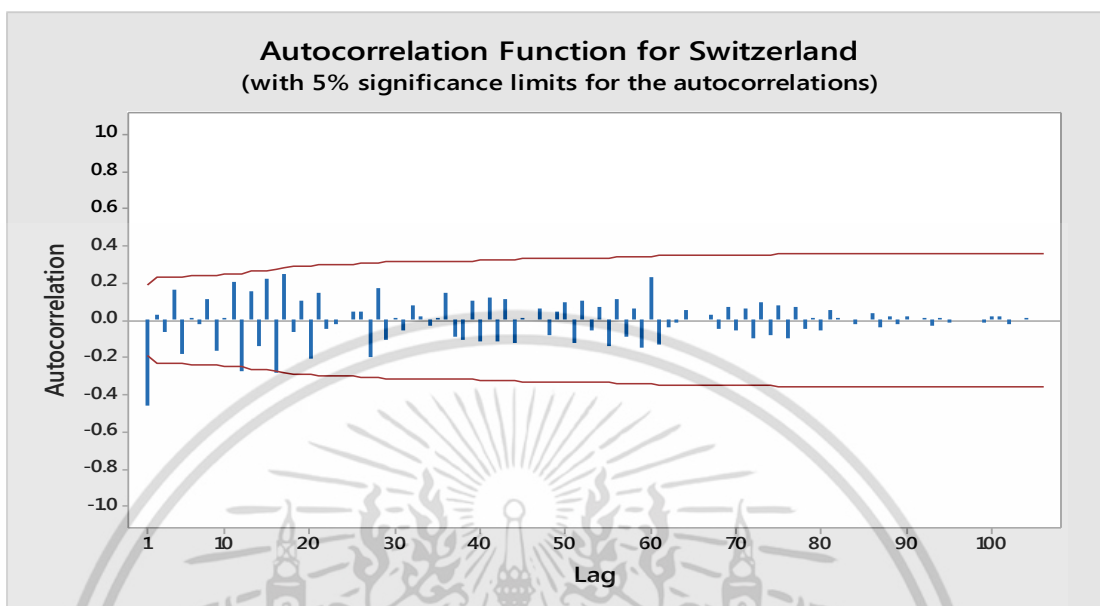


รูปที่ 4.59 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์ ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง

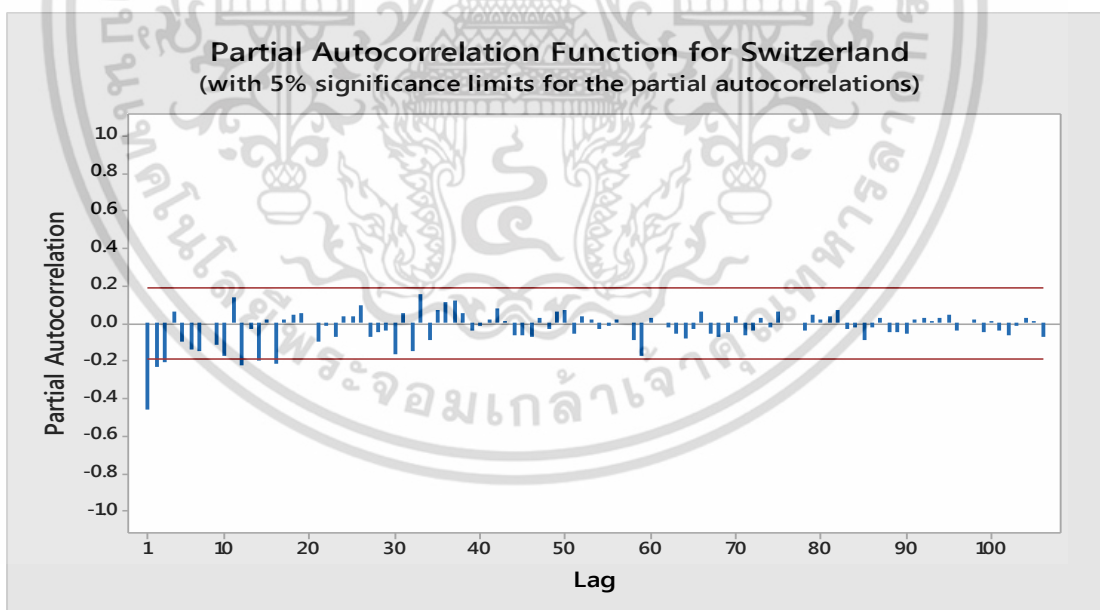
จากรูปที่ 4.59 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง ของปริมาณนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นอนุกรมเวลาชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรแล้ว นำอนุกรมเวลา

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ไปพล็อตคอเรลโรแกรมของ Autocorrelation (ACF) และ Partial Autocorrelation (PACF) ดังรูปที่ 4.60 และ รูปที่ 4.61



รูปที่ 4.60 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์



รูปที่ 4.61 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.60 และรูปที่ 4.61 พบว่าคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว ARIMA (1,1,1) และเมื่อพิจารณาในส่วนของฤดูกาล จะพบว่า ACF และ PACF lag 12,24,36,... ลดลงอย่างรวดเร็ว SARIMA (1,1,1)<sub>12</sub> ดังนั้นตัวแบบที่เป็นไปได้ของอนุกรมเวลา จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ ARIMA (1,1,1) × SARIMA (1,1,1)<sub>12</sub>

**ตารางที่ 4.41** การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (1,1,1) × SARIMA (1,1,1)<sub>12</sub> ร่วมกับค่าคงที่ของปริมาณนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	0.2802	0.1128	2.49	0.015
$\hat{\phi}_{12}$	-0.1351	0.4101	-0.33	0.742
$\hat{\theta}_1$	0.9051	0.0508	17.82	0.000
$\hat{\theta}_{12}$	0.1419	0.4101	0.35	0.730
$\hat{\theta}_0$	0.348	9.259	0.04	0.970

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

$$H_0: \theta_0 = 0$$

$$H_1: \theta_0 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.41 จะได้ p-value = 0.970 ซึ่งมากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_0 = 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 จึงควรตัด  $\hat{\theta}_0$  ออกจากตัวแบบ ดังนั้นจึงปรับตัวแบบใหม่เป็น ARIMA (1,1,1) × SARIMA (1,1,1)<sub>12</sub>

ตารางที่ 4.42 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA (1,1,1) × SARIMA (1,1,1)<sub>12</sub> ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	0.2796	0.1119	2.50	0.014
$\hat{\phi}_{12}$	-0.1358	0.4068	-0.33	0.739
$\hat{\theta}_1$	0.9045	0.0499	18.13	0.000
$\hat{\theta}_{12}$	0.1413	0.4068	0.35	0.729

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

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

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

จากตารางที่ 4.42 จะได้ p-value = 0.739 ซึ่งมากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_{12} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 จึงควรตัด  $\hat{\phi}_{12}$  ออกจากตัวแบบ ดังนั้นจึงปรับตัวแบบใหม่เป็น ARIMA (1,1,1) × SARIMA (0,1,1)<sub>12</sub>

ตารางที่ 4.43 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA (1,1,1) × SARIMA (0,1,1)<sub>12</sub> ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	0.2804	0.1105	2.54	0.013
$\hat{\theta}_1$	0.9076	0.0487	18.64	0.000
$\hat{\theta}_{12}$	0.2554	0.0981	2.60	0.011

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

$$1. H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.43 จะได้ p-value = 0.013 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_1 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$2. H_0 : \theta_1 = 0$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.43 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_1 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

$$3. H_0 : \theta_{12} = 0$$

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

จากตารางที่ 4.43 จะได้ p-value = 0.011 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_{12} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

จากการทดสอบสมมติฐานพบว่า  $\phi_1$ ,  $\theta_1$  และ  $\theta_{12} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะได้ค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบเป็นดังนี้

$$\hat{\phi}_1 = 0.2804, \hat{\theta}_1 = 0.9076, \hat{\theta}_{12} = 0.2554$$

ตารางที่ 4.44 การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์

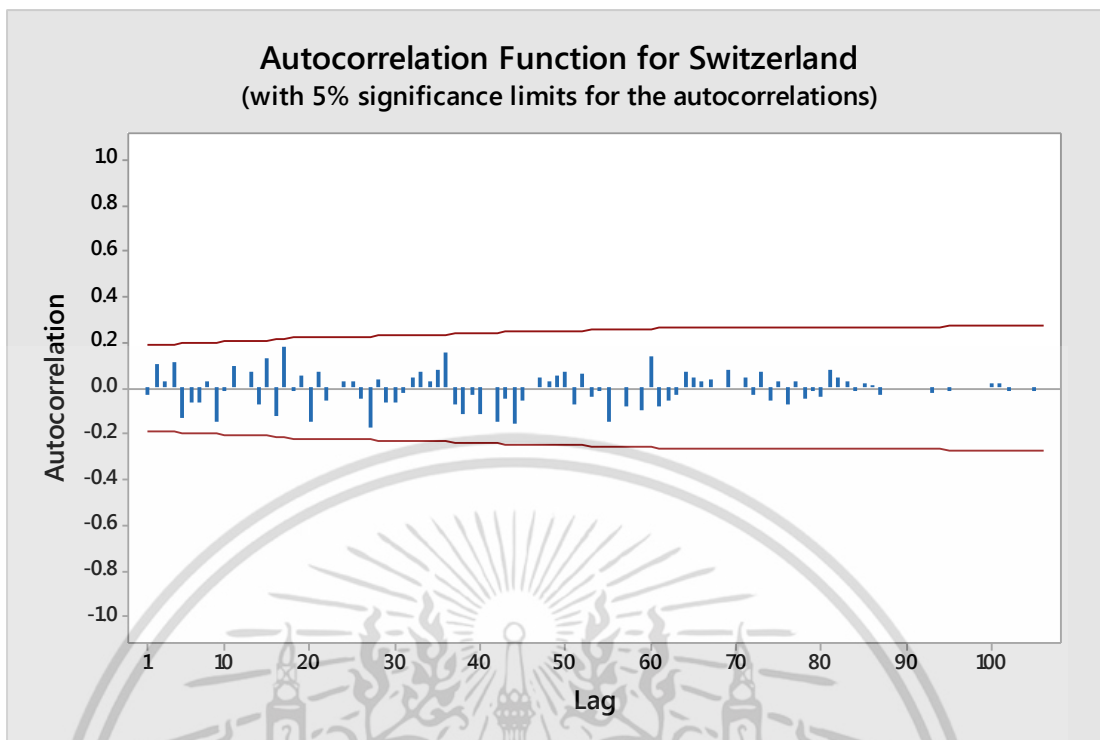
Modified Box-Pierce (Box-Ljung) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-square	9.7	24.2	36.4	51.9
DF	9	21	33	45
P-Value	0.379	0.285	0.314	0.223

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์ปริมาณนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยเป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยสถิติ Box-Ljung ตั้งสมมติฐานที่ lag 12 ได้ดังนี้

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

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

จากตารางที่ 4.44 จะได้ lag ที่ 12 ค่า p-value = 0.379 มากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้นแสดงว่า ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ในทำนองเดียวกัน lag ที่ 24, 36 และ 48 ค่า p-value = 0.285, 0.314 และ 0.223 ตามลำดับซึ่งมากกว่า p-value = 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้นแสดงว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05



รูปที่ 4.62 แสดงว่าคอเรลโรแกรมของ  $r_k(e_t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวิตเซอร์แลนด์

Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO
1	-0.032443	-0.34	0.12	28	0.035105	0.30	29.01	55	-0.147999	-1.15	60.49	82	0.043859	0.32	88.18
2	0.106945	1.11	1.39	29	-0.061805	-0.53	29.59	56	0.000528	0.00	60.49	83	0.025560	0.19	88.50
3	0.028643	0.29	1.48	30	-0.060977	-0.52	30.15	57	-0.081717	-0.63	62.05	84	-0.011382	-0.08	88.56
4	0.110660	1.13	2.86	31	-0.020473	-0.17	30.21	58	-0.005478	-0.04	62.06	85	0.021701	0.16	88.81
5	-0.132156	-1.33	4.86	32	0.043941	0.37	30.51	59	-0.098237	-0.75	64.40	86	0.010786	0.08	88.88
6	-0.060236	-0.60	5.28	33	0.068376	0.58	31.25	60	0.142588	1.09	69.45	87	-0.031199	-0.23	89.45
7	-0.064689	-0.64	5.77	34	0.033297	0.28	31.43	61	-0.080274	-0.61	71.08	88	0.000560	0.00	89.45
8	0.026376	0.26	5.85	35	0.079164	0.67	32.44	62	-0.055811	-0.42	71.89	89	-0.006111	-0.04	89.47
9	-0.148348	-1.46	8.47	36	0.154869	1.31	36.38	63	-0.026869	-0.20	72.08	90	0.004134	0.03	89.48
10	-0.012046	-0.12	8.49	37	-0.071857	-0.60	37.24	64	0.069588	0.52	73.40	91	0.007917	0.06	89.53
11	0.097911	0.95	9.65	38	-0.113836	-0.94	39.43	65	0.042997	0.32	73.91	92	0.000602	0.00	89.53
12	-0.002754	-0.03	9.65	39	-0.028035	-0.23	39.57	66	0.026858	0.20	74.11	93	-0.023747	-0.17	90.00
13	0.074811	0.72	10.35	40	-0.114850	-0.94	41.86	67	0.036602	0.27	74.50	94	0.006803	0.05	90.04
14	-0.071447	-0.68	10.99	41	-0.006484	-0.05	41.87	68	0.008065	0.06	74.52	95	-0.009963	-0.07	90.14
15	0.131812	1.25	13.19	42	-0.147665	-1.20	45.78	69	0.080264	0.60	76.50	96	-0.007912	-0.06	90.20
16	-0.122479	-1.15	15.11	43	-0.042595	-0.34	46.11	70	0.002769	0.02	76.50	97	-0.002364	-0.02	90.21
17	0.184339	1.70	19.52	44	-0.159431	-1.28	50.82	71	0.047121	0.35	77.22	98	0.008176	0.06	90.29
18	-0.008824	-0.08	19.53	45	-0.050971	-0.40	51.31	72	-0.029845	-0.22	77.52	99	-0.005159	-0.04	90.33
19	0.052610	0.47	19.89	46	-0.002068	-0.02	51.31	73	0.068559	0.51	79.13	100	0.023381	0.17	91.24
20	-0.151393	-1.36	22.97	47	0.046217	0.36	51.72	74	-0.053133	-0.39	80.13	101	0.019119	0.14	91.95
21	0.074102	0.65	23.71	48	0.029936	0.24	51.90	75	0.031939	0.24	80.50	102	-0.012485	-0.09	92.32
22	-0.052374	-0.46	24.09	49	0.054963	0.43	52.51	76	-0.075127	-0.56	82.63	103	-0.003432	-0.03	92.35
23	-0.001117	-0.01	24.09	50	0.068968	0.54	53.48	77	0.028630	0.21	82.94	104	-0.000964	-0.01	92.36
24	0.025425	0.22	24.18	51	-0.069955	-0.55	54.50	78	-0.045393	-0.34	83.77	105	-0.009265	-0.07	92.86
25	0.031239	0.27	24.32	52	0.060405	0.47	55.28	79	-0.014007	-0.10	83.85	106	-0.007167	-0.05	93.46
26	-0.045955	-0.40	24.62	53	-0.036346	-0.28	55.56	80	-0.039343	-0.29	84.52				
27	-0.169961	-1.49	28.83	54	-0.009712	-0.08	55.58	81	0.078441	0.58	87.28				

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การตรวจสอบข้อจำกัดของรูปแบบที่กำหนดว่า  $\varepsilon_t$  จะต้องมีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกัน โดยจะทำการทดสอบสมมติฐานดังนี้

$$H_0 : \rho_k(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 106$$

ใช้ตัวทดสอบสถิติ  $r_k(e_t)$  ดังแสดงในรูปที่ 4.62 เมื่อ  $\alpha = 0.05$  จะมีบริเวณวิกฤติ  $|r_k(e_t)| \geq 1.96/\sqrt{106} = 0.1904$  จึงยอมรับ  $H_0$  นั่นคือ  $\rho_k(e_t) = 0$  ดังนั้นข้อมูลปริมาณนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย  $\{e_t\}$  มีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

เนื่องจากการหาตัวแบบอนุกรมเวลาโดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ ตัวแบบที่เหมาะสมอาจมีหลายตัวแบบจึงใช้เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบ AIC เพื่อเปรียบเทียบตัวแบบที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสม 2 ตัวแบบหรือมากกว่า 2 โดยตัวแบบที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ ตัวแบบที่ทำให้ค่า AIC ต่ำที่สุด ค่า AIC ของตัวแบบที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสมของประเทศสวีตเซอร์แลนด์มีดังนี้

$$1) \text{ ARIMA } (1,1,1) \times \text{ SARIMA } (1,1,0)_{12}$$

$$\text{AIC} = n \log\left(\frac{\sqrt{\text{RSS}}}{n}\right) + 2(p+1) = 120 \log\left(\frac{\sqrt{136351327}}{120}\right) + 2(4) = 246.5778$$

$$2) \text{ ARIMA } (1,1,1) \times \text{ SARIMA } (0,1,1)_{12}$$

$$\text{AIC} = n \log\left(\frac{\sqrt{\text{RSS}}}{n}\right) + 2(p+1) = 120 \log\left(\frac{\sqrt{136284545}}{120}\right) + 2(4) = 246.5650$$

$$3) \text{ ARIMA } (3,1,0) \times \text{ SARIMA } (0,1,1)_{12}$$

$$\text{AIC} = n \log\left(\frac{\sqrt{\text{RSS}}}{n}\right) + 2(p+1) = 120 \log\left(\frac{\sqrt{142522798}}{120}\right) + 2(5) = 249.7313$$

$$4) \text{ ARIMA } (3,1,0) \times \text{ SARIMA } (1,1,0)_{12}$$

$$\text{AIC} = n \log\left(\frac{\sqrt{\text{RSS}}}{n}\right) + 2(p+1) = 120 \log\left(\frac{\sqrt{141718812}}{120}\right) + 2(5) = 249.5839$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

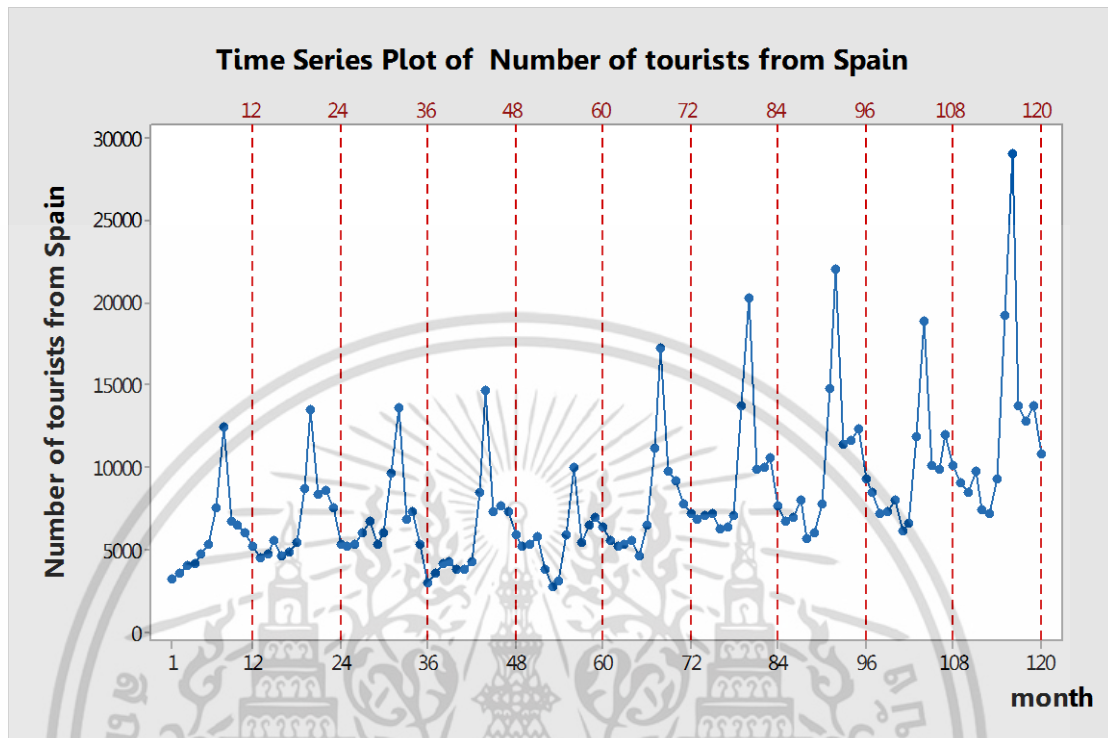
จากการเปรียบเทียบตัวแบบที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสมทั้งหมด ตัวแบบที่ทำให้ค่า AIC ต่ำที่สุด คือ  $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  โดยมีค่า  $MSE = 1,310,428.00$

**ตารางที่ 4.45** แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีตเซอร์แลนด์

วิธีการพยากรณ์	MSE
1) วิธีแยกส่วนประกอบ - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ	2,349,135.79 1,345,960.47
2) วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ	19,079,004.43 <b>1,147,177.93</b>
3) วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์	1,310,428.00

จากตารางที่ 4.45 พบว่าวิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศสวีตเซอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณซึ่งได้ค่า MSE ต่ำที่สุด คือ 1,147,177.93

#### 4.8 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย



รูปที่ 4.63 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน

จากรูปที่ 4.63 จะพบว่า กราฟที่ได้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นได้ว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงในช่วงกลางปี ซึ่งมีลักษณะเช่นนี้ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล และกราฟมีค่าเฉลี่ยเพิ่มขึ้น แสดงว่ากราฟมีแนวโน้มด้วย

#### 4.8.1 วิธีแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

เนื่องจากข้อมูลของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล โดยในปัญหาพิเศษนี้จะใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ในการวิเคราะห์

##### 4.8.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก

การวิเคราะห์วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มควอดราติกและอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก มาทำการวิเคราะห์ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ( หน่วย : คน ) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 6,486 - 30.5t + 0.715t^2 + \hat{S}_t^* \quad (120)$$

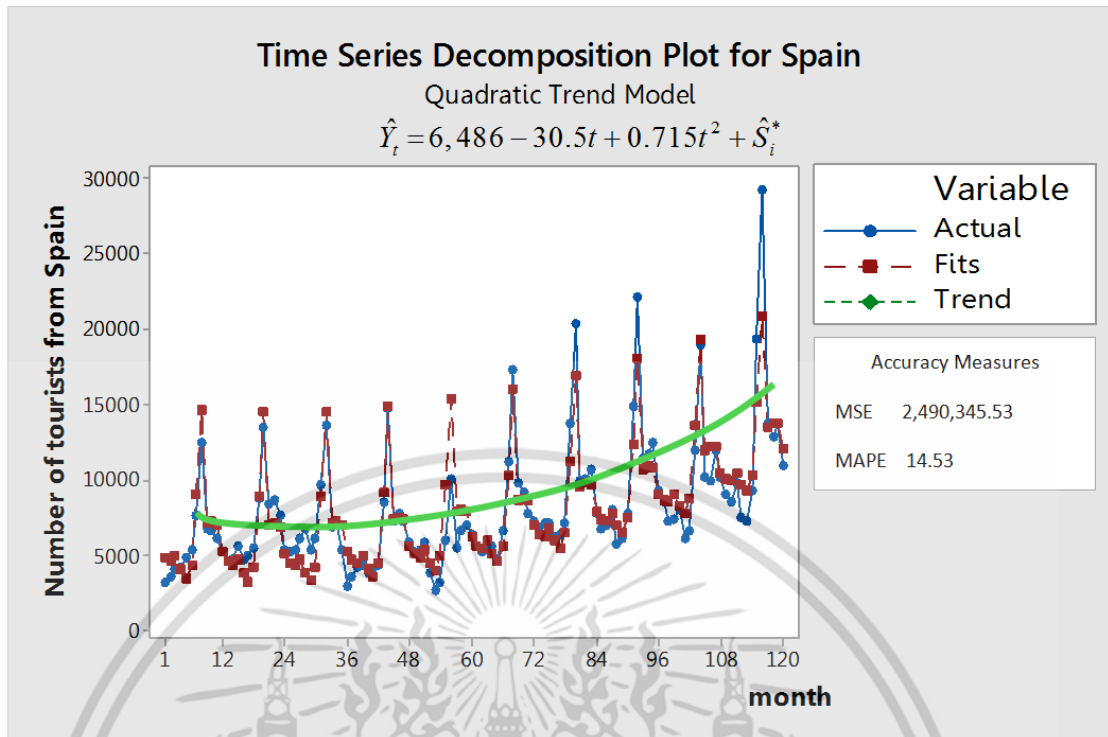
(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= -1,678.0448, \hat{S}_2^*(120) = -1,893.0170, \hat{S}_3^*(120) = -1,471.1281, \hat{S}_4^*(120) = -2,367.0586, \\ \hat{S}_5^*(120) &= -2,956.1790, \hat{S}_6^*(120) = -2,000.8827, \hat{S}_7^*(120) = 2,681.7886, \hat{S}_8^*(120) = 8,296.7423, \\ \hat{S}_9^*(120) &= 800.7191, \hat{S}_{10}^*(120) = 925.1636, \hat{S}_{11}^*(120) = 730.9969, \hat{S}_{12}^*(120) = -1,069.1003 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_7^*(120) = 2,681.7886$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 7 มีค่าสูงกว่าปกติ 2,681.7886 คน ในทำนองเดียวกัน ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 8, 9, 10 และ 11 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 8,296.7423, 800.7191, 925.1636 และ 730.9969 คน ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = -1,678.0448$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าต่ำกว่าปกติ 1,678.0448 คน ในทำนองเดียวกัน ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 2, 3, 4, 5, 6, และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 1,893.0170, 1,471.1281, 2,367.0586, 2,956.1790, 2,000.5527 และ 1,069.1003 คน ตามลำดับ



รูปที่ 4.64 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่มีแนวโน้มควอดราติกและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวก

จากรูปที่ 4.64 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก ซึ่งมีแนวโน้มควอดราติกและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบบวกซึ่งจะได้ ค่า MSE = 2,490,345.53 และค่า MAPE = 14.53 %

#### 4.8.1.2 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ

การวิเคราะห์วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาล โดยมีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ มาทำการวิเคราะห์ซึ่งอนุกรมเวลาของจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ( หน่วย : คน ) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จะได้สมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (5,190.72 \times 1.00662^t) \times \hat{S}_t^* (120)$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

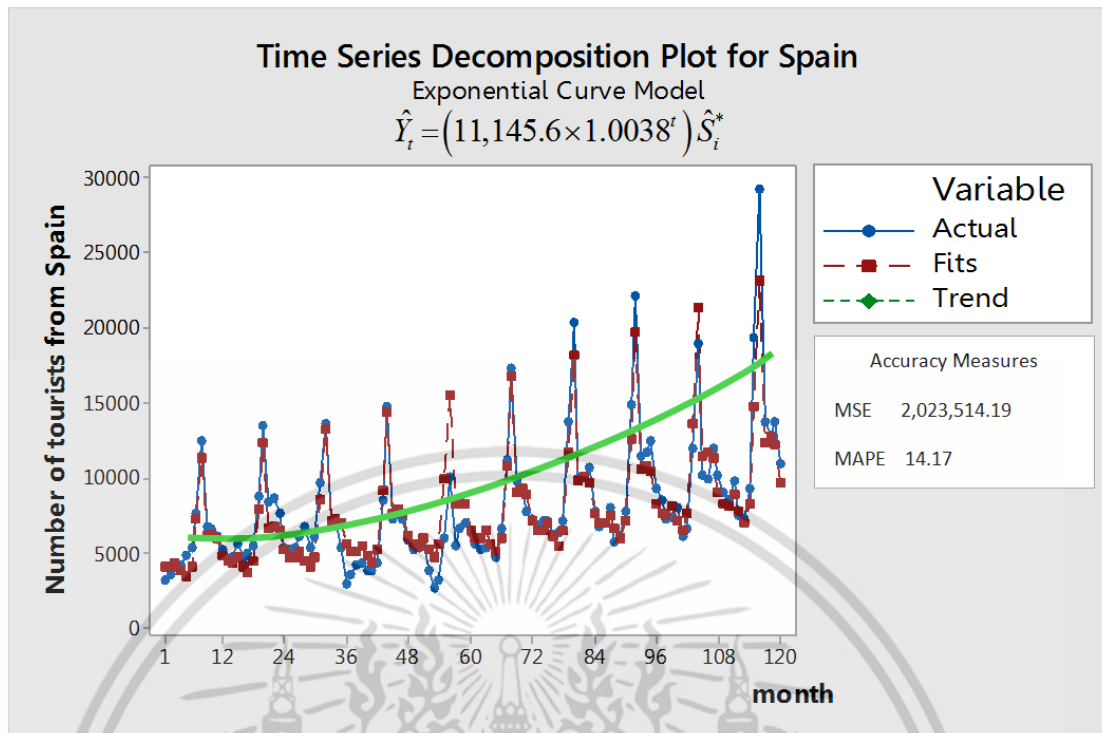
โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\hat{S}_1^*(120) = 0.7743, \hat{S}_2^*(120) = 0.7609, \hat{S}_3^*(120) = 0.8188, \hat{S}_4^*(120) = 0.7110, \\ \hat{S}_5^*(120) = 0.6372, \hat{S}_6^*(120) = 0.7507, \hat{S}_7^*(120) = 1.3333, \hat{S}_8^*(120) = 2.0713, \\ \hat{S}_9^*(120) = 1.0976, \hat{S}_{10}^*(120) = 1.1215, \hat{S}_{11}^*(120) = 1.0770, \hat{S}_{12}^*(120) = 0.8463$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_7^* = 1.3333$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 7 มีค่าสูงกว่าปกติ 33.33% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 8, 9, 10 และ 11 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ ร้อยละ 107.13%, 9.76%, 12.15% และ 7.70% ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^* = 0.7743$  หมายความว่า จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าต่ำกว่าปกติ 22.57% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือน 2, 3, 4, 5, 6 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 23.91%, 18.12%, 28.9%, 36.28%, 24.93% และ 15.37% ตามลำดับ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.65 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณ

จากรูปที่ 4.65 ผลการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ ซึ่งมีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและอิทธิพลของฤดูกาลที่มีการรวมกันเป็นรูปแบบคูณซึ่งจะได้ค่า  $MSE = 2,023,514.19$  และค่า  $MAPE = 14.17\%$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## 4.8.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method)

### 4.8.2.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย โดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสำหรับรูปแบบบวก คือ  $\alpha=0.049$ ,  $\gamma=0$ ,  $\delta=0.032$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 15,767,478.31

ตารางที่ 4.46 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_t(t)$ ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก ยกตัวอย่าง ตั้งแต่ t = 109, 110, ..., 120 เมื่อกำหนดให้  $\alpha=0.049$ ,  $\gamma=0$ ,  $\delta=0.032$

ปี	t	$Y_t$	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t+1}(t)$	$e_t$
2015	109	9,045	10084.49	31.94	10116.43	-1931.03	8168.14	311.86
	110	8,480	10131.70	31.94	10163.64	-1793.83	8360.34	1415.66
	111	9,776	10232.95	31.94	10264.89	-965.54	9256.34	-1796.34
	112	7,460	10176.94	31.94	10208.88	-1532.66	8730.80	-1533.80
	113	7,197	10133.80	31.94	10165.74	-2127.90	8084.43	1184.57
	114	9,269	10223.73	31.94	10255.67	-1035.28	9184.40	10130.60
	115	19,315	10751.62	31.94	10783.56	2870.10	13345.88	15845.12
	116	29,191	11559.27	31.94	11591.21	8308.65	19418.46	-5641.46
	117	13,777	11315.03	31.94	11346.97	-364.30	11154.07	1673.93
	118	12,828	11428.92	31.94	11460.86	1086.75	12496.75	1225.25
	119	13,722	11520.84	31.94	11552.78	220.94	11736.50	-856.50
	120	10,880	<b>11510.85</b>	<b>31.94</b>	11542.79	-1606.01	9962.80	-9962.80

จากตารางที่ 4.46 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (11,510.85 + 31.94p) + \hat{S}_i(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\hat{S}_1(120) = -1,931.0274, \hat{S}_2(120) = -1,793.8250, \hat{S}_3(120) = -965.5397, \hat{S}_4(120) = -1,532.6600, \\ \hat{S}_5(120) = -2,127.9034, \hat{S}_6(120) = -1,035.2805, \hat{S}_7(120) = 2,870.1049, \hat{S}_8(120) = 8,308.6490, \\ \hat{S}_9(120) = -364.2956, \hat{S}_{10}(120) = 1,086.7498, \hat{S}_{11}(120) = 220.9377, \hat{S}_{12}(120) = -1,606.0105$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 0 จึงแปลงค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 0 จะได้

สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (11,605.01 + 31.94p) + \hat{S}_i^*(120) \text{ สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\hat{S}_1^*(120) = -2,025.1857, \hat{S}_2^*(120) = -1,887.9833, \hat{S}_3^*(120) = -1,059.6980, \hat{S}_4^*(120) = -1,626.8183, \\ \hat{S}_5^*(120) = -2,222.0617, \hat{S}_6^*(120) = -1,129.4388, \hat{S}_7^*(120) = 2,775.9466, \hat{S}_8^*(120) = 8,214.4907, \\ \hat{S}_9^*(120) = -458.4539, \hat{S}_{10}^*(120) = 992.5915, \hat{S}_{11}^*(120) = 126.7794, \hat{S}_{12}^*(120) = -1,700.1688$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_7^*(120) = 2,775.9466$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 7 มีค่าสูงกว่าปกติ 2,775.9466 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 8, 10 และ 11 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 8,214.4907, 992.5915 และ 126.7794 คน ตามลำดับ

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = -2,025.1857$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 1 มีค่าต่ำกว่าปกติ 2,025.1857 คน ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 4, 5, 6, 9 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 1,887.9833, 1,059.6980, 1,626.8183, 2,222.0617, 1,129.4388, 458.4539 และ 1,700.1688 คน ตามลำดับ

#### 4.8.2.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ

ทำการวิเคราะห์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย โดยใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ และใช้ Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel เพื่อคำนวณค่า  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสำหรับรูปแบบคูณ คือ  $\alpha=0.676$ ,  $\gamma=0$ ,  $\delta=1$  ทำให้ค่า MSE ต่ำสุด = 885,669.53

ตารางที่ 4.47 การวิเคราะห์ค่า  $\hat{T}_t(t)$ ,  $\hat{\beta}_1(t)$  และ  $\hat{S}_i(t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ยกตัวอย่าง ตั้งแต่  $t = 109, 110, \dots, 120$  เมื่อกำหนดให้  $\alpha=0.676$ ,  $\gamma=0$ ,  $\delta=1$

ปี	t	$Y_t$	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	$\hat{S}_i(t)$	$\hat{Y}_{t-1}(t)$	$e_t$
2015	109	9,045	11795.10	10.50	11805.60	0.7668	8604.97	440.03
	110	8,480	11864.25	10.50	11874.75	0.7148	8418.13	61.87
	111	9,776	12390.94	10.50	12401.44	0.7890	9185.28	590.72
	112	7,460	11238.87	10.50	11249.37	0.6638	8661.23	-1201.23
	113	7,197	11688.43	10.50	11698.92	0.6157	6804.12	392.88
	114	9,269	12232.40	10.50	12242.90	0.7577	8683.20	585.80
	115	19,315	13249.87	10.50	13260.37	1.4578	17219.64	2095.36
	116	29,191	13397.32	10.50	13407.82	2.1789	28751.68	439.32
	117	13,777	12582.46	10.50	12592.96	1.0949	15157.41	-1380.41
	118	12,828	11685.15	10.50	11695.65	1.0978	14359.45	-1531.45
	119	13,722	11476.86	10.50	11487.36	1.1956	14112.58	-390.58
	120	10,880	<b>11952.94</b>	<b>10.50</b>	11963.44	0.9102	10264.51	615.49

จากตารางที่ 4.47 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (11,952.94 + 10.50p) \times \hat{S}_i(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1(120) &= 0.7668, \hat{S}_2(120) = 0.7148, \hat{S}_3(120) = 0.7890, \hat{S}_4(120) = 0.6638, \\ \hat{S}_5(120) &= 0.6157, \hat{S}_6(120) = 0.7577, \hat{S}_7(120) = 1.4578, \hat{S}_8(120) = 2.1789, \\ \hat{S}_9(120) &= 1.0949, \hat{S}_{10}(120) = 1.0978, \hat{S}_{11}(120) = 1.1956, \hat{S}_{12}(120) = 0.9102 \end{aligned}$$

เนื่องจากผลรวมของค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลไม่เท่ากับ 12 จึงแปลงค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ให้ผลรวมเป็น 12 จะได้สมการพยากรณ์และค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (12,194.99 + 10.71p) \times \hat{S}_i^*(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

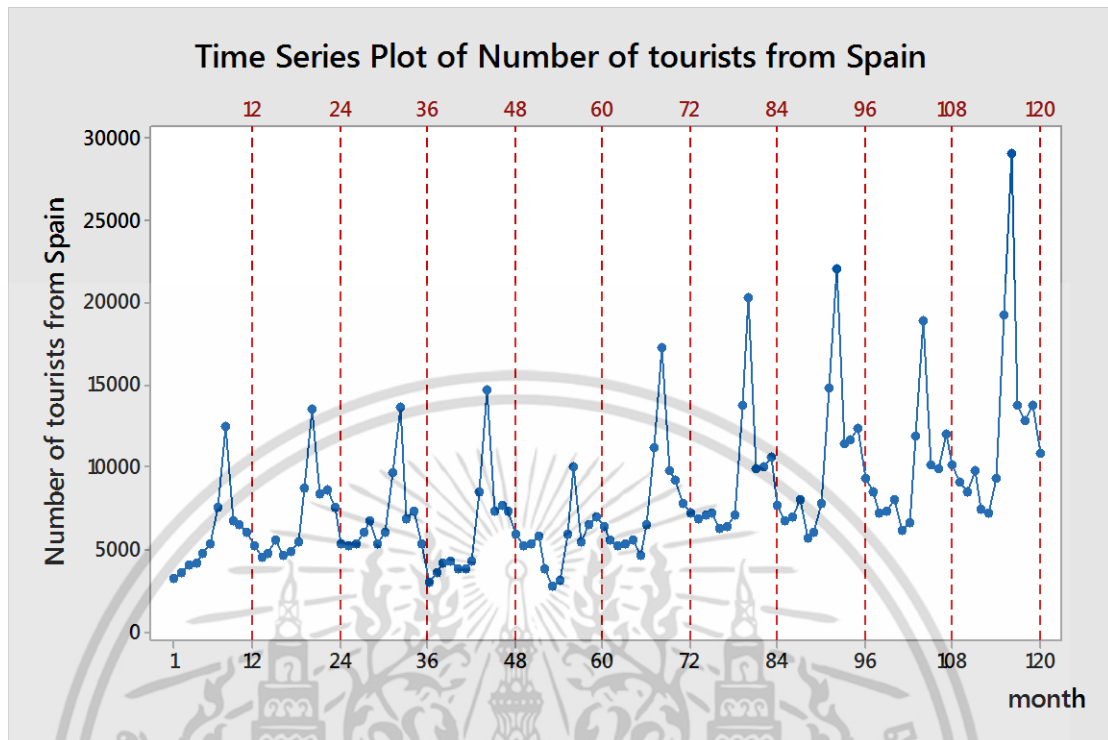
โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 0.7516, \hat{S}_2^*(120) = 0.7006, \hat{S}_3^*(120) = 0.7733, \hat{S}_4^*(120) = 0.6506, \\ \hat{S}_5^*(120) &= 0.6035, \hat{S}_6^*(120) = 0.7427, \hat{S}_7^*(120) = 1.4289, \hat{S}_8^*(120) = 2.1357, \\ \hat{S}_9^*(120) &= 1.0732, \hat{S}_{10}^*(120) = 1.0760, \hat{S}_{11}^*(120) = 1.1719, \hat{S}_{12}^*(120) = 0.8921 \end{aligned}$$

ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_7^*(120) = 1.4289$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนเข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 7 มีค่าสูงกว่าปกติ 42.89% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 8, 9, 10 และ 11 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยสูงกว่าปกติ 113.57%, 7.32%, 7.60% และ 17.19% ตามลำดับ

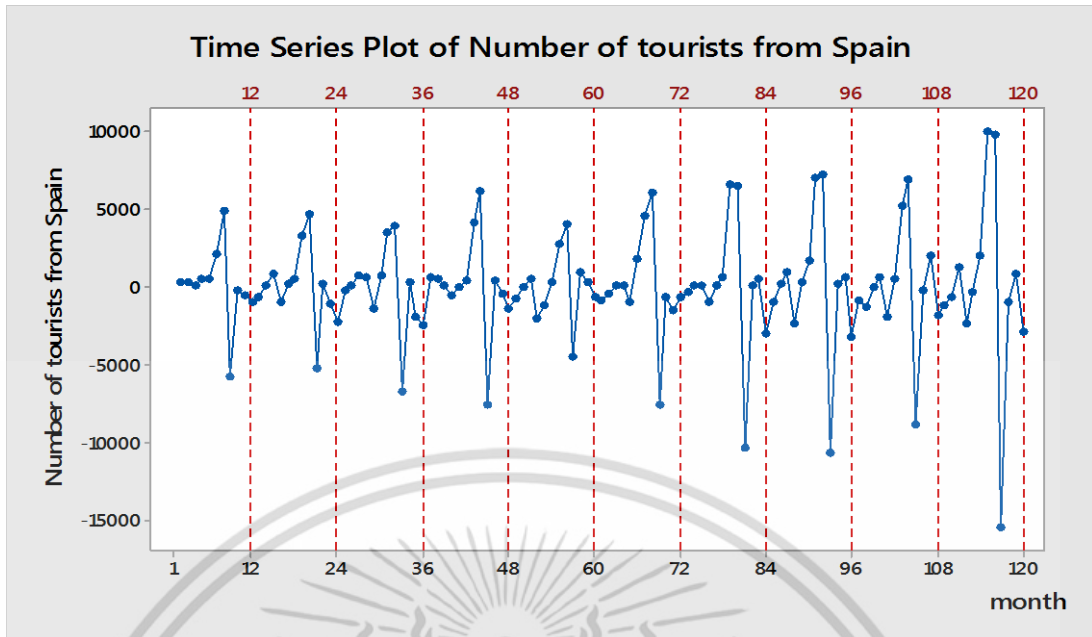
ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล เช่น  $\hat{S}_1^*(120) = 0.7516$  หมายความว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เข้ามาในประเทศไทยในเดือนที่ 4 มีค่าต่ำกว่าปกติ 24.84% ในทำนองเดียวกันค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 4, 5, 6 และ 12 จะมีจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยต่ำกว่าปกติ 29.94%, 22.67%, 34.94%, 39.56%, 25.73% และ 10.79% ตามลำดับ

#### 4.8.3 วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

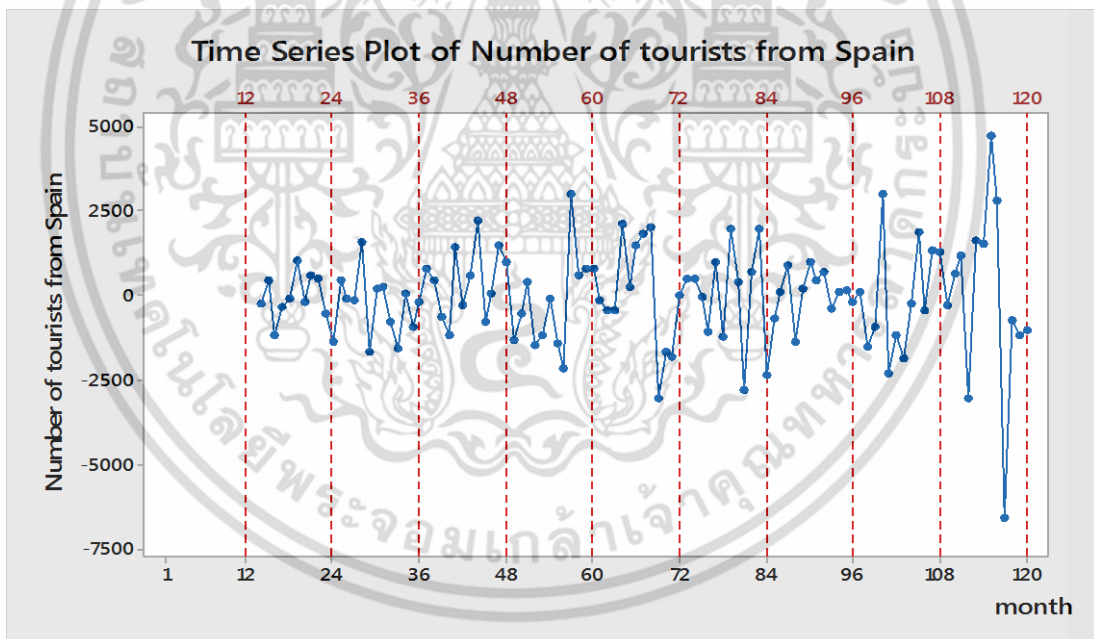


รูปที่ 4.66 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน

จากรูปที่ 4.66 จะพบว่า กราฟที่ได้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยจะเห็นได้ว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจะแปรผันในแต่ละเดือน โดยจะมีค่าสูงสุดในช่วงกลางปี ซึ่งมีลักษณะเช่นนี้ซ้ำกันทุกๆ ปี แสดงว่าอนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลของฤดูกาล และเนื่องจากกราฟมีค่าเฉลี่ยเพิ่มขึ้น แสดงว่ากราฟมีแนวโน้มด้วย เนื่องจากข้อมูลมีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นจึงต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรขึ้นก่อน โดยการหาผลต่าง 1 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.67 และพบว่าอนุกรมเวลายังมีอิทธิพลของฤดูกาลเหลืออยู่ จึงต้องขจัดอิทธิพลของฤดูกาลโดยหาผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.68



รูปที่ 4.67 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง

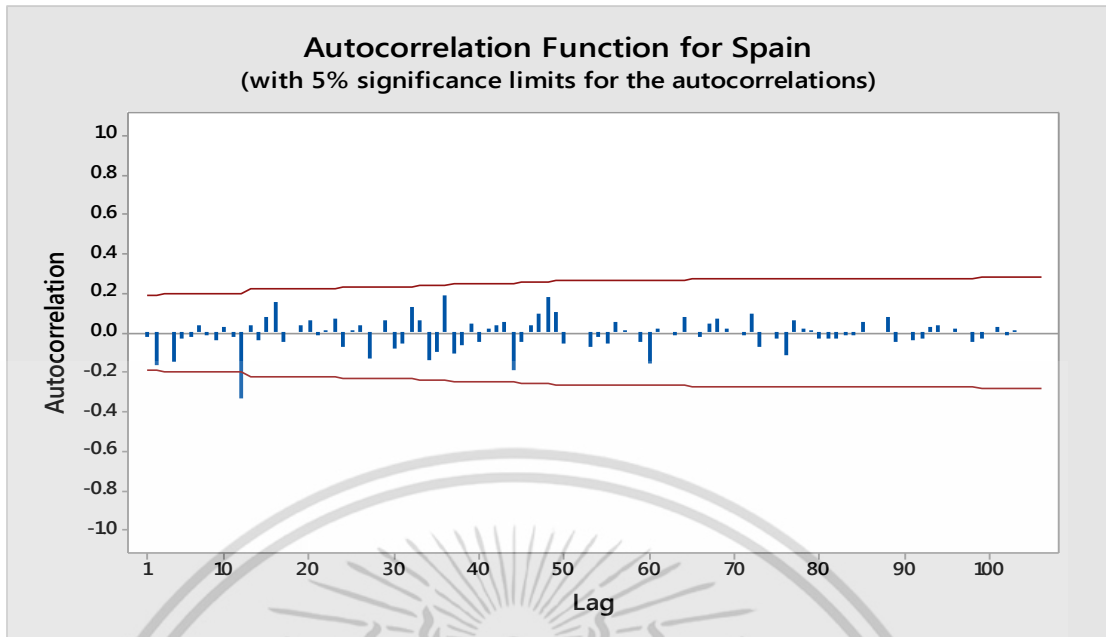


รูปที่ 4.68 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง

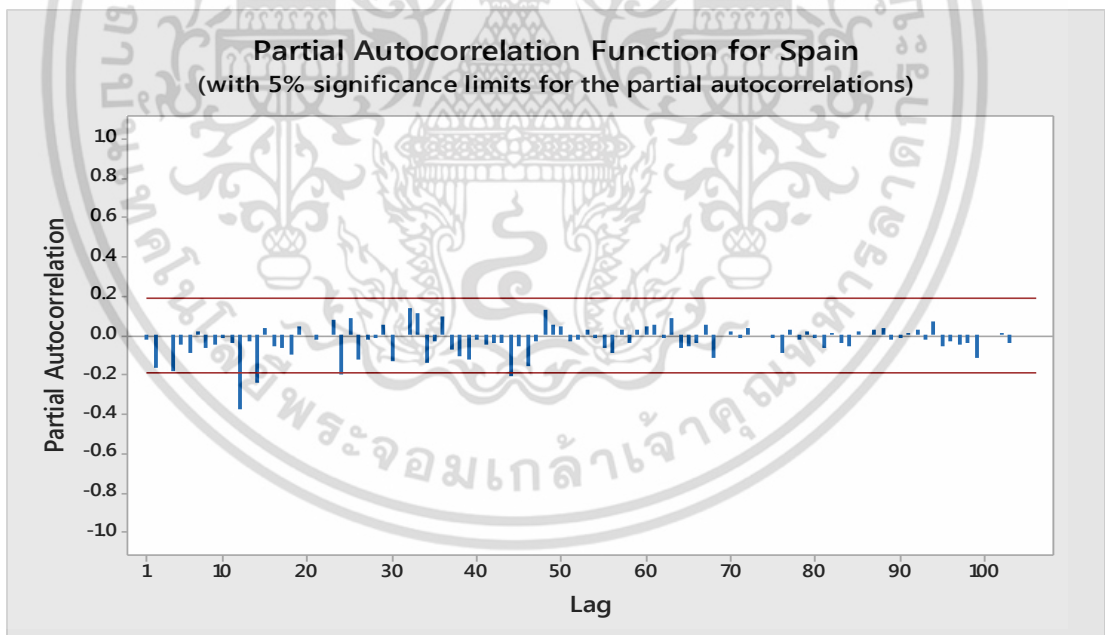
จากรูปที่ 4.68 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง ของปริมาณนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนเดินทางเข้ามาในประเทศไทยมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นอนุกรมเวลาชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรแล้ว นำอนุกรมเวลาไปพล็อตคอเรลโรแกรมของ Autocorrelation (ACF) และ Partial Autocorrelation (PACF) ดังรูปที่ 4.69

และรูปที่ 4.70

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.69 คอเรลโรแกรม ACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน



รูปที่ 4.70 คอเรลโรแกรม PACF ที่ได้จากการหาผลต่าง 1 ครั้ง และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.69 และรูปที่ 4.70 พบว่าคอเรโลแกรมของ ACF และ PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว ARIMA(1,1,1) และเมื่อพิจารณาในส่วนของฤดูกาล จะพบว่า ACF และ PACF lag 12,24,36,... มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว SARIMA(1,1,1)<sub>12</sub> ดังนั้นตัวแบบที่เป็นไปได้ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ ARIMA(1,1,1) × SARIMA(1,1,1)<sub>12</sub>

**ตารางที่ 4.48** การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA(1,1,1) × SARIMA(1,1,1)<sub>12</sub> ร่วมกับค่าคงที่ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	0.7149	0.0805	8.88	0.000
$\hat{\phi}_{12}$	-0.3638	0.2088	-1.74	0.084
$\hat{\theta}_1$	0.9715	0.0413	23.54	0.000
$\hat{\theta}_{12}$	0.3080	0.2031	1.52	0.133
$\hat{\theta}_0$	4.723	3.547	1.33	0.186

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

$$H_0 : \theta_0 = 0$$

$$H_1 : \theta_0 \neq 0$$

จากตารางที่ 4.48 จะได้ p-value = 0.186 ซึ่งมากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_0 = 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 จึงควรตัด  $\theta_0$  ออกจากตัวแบบ ดังนั้นจึงปรับตัวแบบใหม่เป็น ARIMA(1,1,1) × SARIMA(1,1,1)<sub>12</sub>

ตารางที่ 4.49 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (1,1,1) × SARIMA (1,1,1)<sub>12</sub>  
ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	0.7352	0.0827	8.89	0.000
$\hat{\phi}_{12}$	-0.3448	0.2131	-1.62	0.109
$\hat{\theta}_1$	0.9678	0.0337	28.70	0.000
$\hat{\theta}_{12}$	0.3154	0.2067	1.53	0.130

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

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

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

จากตารางที่ 4.49 จะได้ p-value = 0.130 ซึ่งมากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_{12} = 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 จึงควรตัด  $\phi_{12}$  ออก ดังนั้นจึงปรับตัวแบบใหม่เป็น ARIMA (1,1,1) × SARIMA (0,1,1)<sub>12</sub>

ตารางที่ 4.50 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ ARIMA (1,1,1) × SARIMA (0,1,1)<sub>12</sub>  
ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน

Statistic	Coef	SE Coef	t	p-value
$\hat{\phi}_1$	0.7221	0.0866	8.34	0.000
$\hat{\theta}_1$	0.9618	0.0359	26.82	0.000
$\hat{\theta}_{12}$	0.4850	0.1180	4.11	0.000

โดยมีสมมติฐานการทดสอบเป็นดังนี้

1.  $H_0 : \phi_1 = 0$

$H_1 : \phi_1 \neq 0$

จากตารางที่ 4.50 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\phi_1 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

2.  $H_0 : \theta_1 = 0$

$H_1 : \theta_1 \neq 0$

จากตารางที่ 4.50 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_1 \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

3.  $H_0 : \theta_{12} = 0$

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

จากตารางที่ 4.50 จะได้ p-value = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ  $H_0$  ดังนั้น  $\theta_{12} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

จากการทดสอบสมมติฐานพบว่า  $\phi_1, \theta_1$  และ  $\theta_{12} \neq 0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะได้ค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบเป็นดังนี้

$$\hat{\phi}_1 = 0.7221, \hat{\theta}_1 = 0.9618, \hat{\theta}_{12} = 0.4850$$

ตารางที่ 4.51 การทดสอบความเป็นอิสระกันของค่าความคลาดเคลื่อนของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน

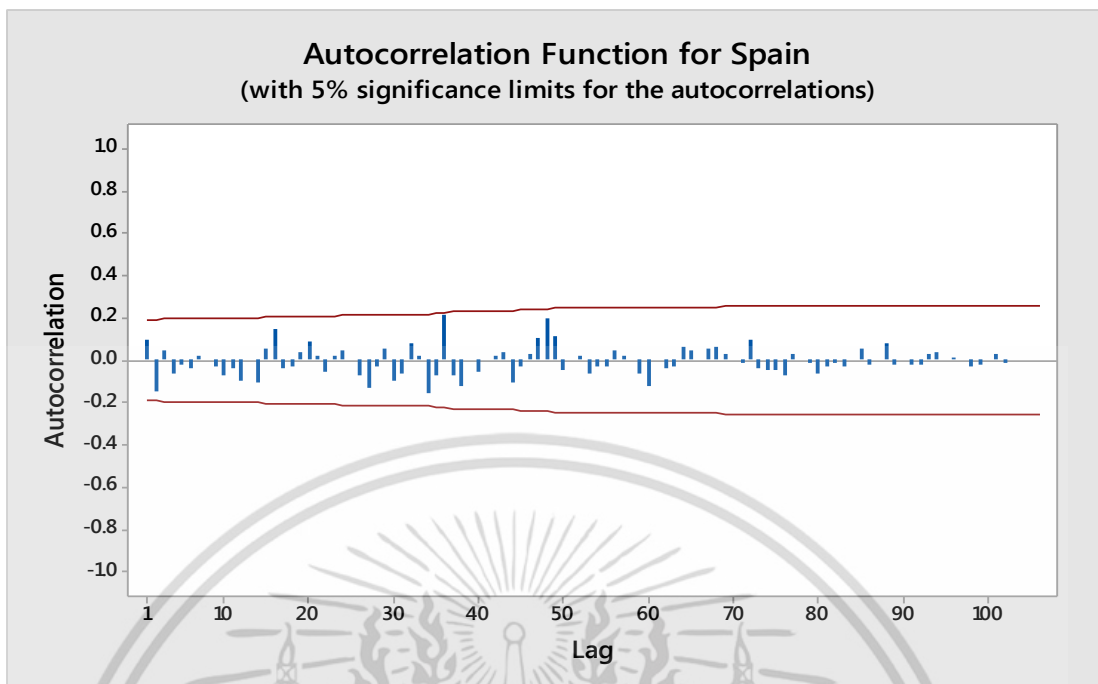
Modified Box-Pierce (Box-Ljung) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-square	6.6	13.5	32.6	49.2
DF	9	21	33	45
P-Value	0.684	0.891	0.489	0.310

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยเป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยสถิติ Box-Ljung ตั้งสมมติฐานที่ lag 12 ได้ดังนี้

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

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

จากตารางที่ 4.51 จะได้ lag ที่ 12 ค่า p-value = 0.684 มากกว่า 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้นแสดงว่า ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ในทำนองเดียวกันที่ lag 24, 36 และ 48 ค่า p-value = 0.891, 0.489 และ 0.310 ตามลำดับซึ่งมากกว่า p-value = 0.05 จึงยอมรับ  $H_0$  ดังนั้น แสดงว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05



รูปที่ 4.71 แสดงว่าคอเรลโรแกรมของ  $r_k(e_t)$  ของข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน

Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO	Lag	ACF	T	LBO
1	0.095923	0.99	1.01	28	-0.025441	-0.23	16.75	55	-0.026282	-0.21	53.52	82	-0.015070	-0.12	73.29
2	-0.150469	-1.54	3.53	29	0.054734	0.50	17.20	56	0.047658	0.38	54.04	83	-0.028650	-0.22	73.69
3	0.049826	0.50	3.81	30	-0.093470	-0.86	18.52	57	0.021949	0.17	54.15	84	0.003332	0.03	73.70
4	-0.061176	-0.61	4.23	31	-0.062864	-0.57	19.13	58	0.000225	0.00	54.15	85	0.054175	0.42	75.25
5	-0.019090	-0.19	4.27	32	0.080520	0.73	20.13	59	-0.060898	-0.48	55.06	86	-0.023120	-0.18	75.55
6	-0.036622	-0.37	4.43	33	0.022661	0.20	20.21	60	-0.121537	-0.97	58.72	87	-0.007263	-0.06	75.58
7	0.018105	0.18	4.46	34	-0.159600	-1.44	24.28	61	0.006837	0.05	58.73	88	0.078927	0.61	79.41
8	0.005845	0.06	4.47	35	-0.067804	-0.60	25.03	62	-0.039915	-0.31	59.15	89	-0.023544	-0.18	79.76
9	-0.027352	-0.27	4.56	36	0.213981	1.89	32.55	63	-0.028711	-0.23	59.36	90	-0.002586	-0.02	79.77
10	-0.074306	-0.74	5.22	37	-0.075896	-0.65	33.51	64	0.062676	0.49	60.43	91	-0.019105	-0.15	80.04
11	-0.035316	-0.35	5.37	38	-0.122000	-1.04	36.03	65	0.046238	0.36	61.02	92	-0.024468	-0.19	80.50
12	-0.097947	-0.97	6.55	39	-0.006687	-0.06	36.03	66	0.000652	0.01	61.02	93	0.033365	0.25	81.43
13	-0.001088	-0.01	6.55	40	-0.053024	-0.45	36.52	67	0.054126	0.42	61.88	94	0.039898	0.30	82.86
14	-0.102599	-1.01	7.87	41	0.004111	0.03	36.53	68	0.062064	0.49	63.03	95	0.002214	0.02	82.86
15	0.054358	0.53	8.25	42	0.019961	0.17	36.60	69	0.032010	0.25	63.34	96	0.009044	0.07	82.95
16	0.148513	1.44	11.07	43	0.035023	0.29	36.82	70	-0.001330	-0.01	63.34	97	0.002067	0.02	82.95
17	-0.041628	-0.40	11.30	44	-0.108567	-0.91	39.00	71	-0.016250	-0.13	63.43	98	-0.032345	-0.25	84.31
18	-0.032964	-0.31	11.44	45	-0.032328	-0.27	39.20	72	0.100917	0.79	66.82	99	-0.023443	-0.18	85.11
19	0.036498	0.35	11.62	46	0.030516	0.25	39.38	73	-0.040567	-0.31	67.39	100	-0.003471	-0.03	85.13
20	0.085836	0.81	12.60	47	0.104730	0.87	41.51	74	-0.044378	-0.34	68.08	101	0.029857	0.23	86.86
21	0.018396	0.17	12.65	48	0.196837	1.63	49.17	75	-0.048770	-0.38	68.95	102	-0.008962	-0.07	87.05
22	-0.055927	-0.53	13.08	49	0.114693	0.93	51.81	76	-0.069331	-0.54	70.76	103	0.000570	0.00	87.05
23	0.018441	0.17	13.13	50	-0.042875	-0.34	52.19	77	0.029283	0.23	71.09	104	0.002578	0.02	87.08
24	0.050271	0.47	13.48	51	-0.005470	-0.04	52.20	78	0.002539	0.02	71.10	105	-0.001879	-0.01	87.10
25	-0.003960	-0.04	13.48	52	0.022958	0.18	52.31	79	-0.016279	-0.13	71.21	106	0.000072	0.00	87.10
26	-0.070796	-0.66	14.20	53	-0.064487	-0.52	53.21	80	-0.061391	-0.47	72.83				
27	-0.129560	-1.21	16.65	54	-0.027092	-0.22	53.37	81	-0.028065	-0.22	73.19				

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การตรวจสอบข้อจำกัดของรูปแบบที่กำหนดว่า  $\varepsilon_t$  จะต้องมีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกัน โดยจะทำการทดสอบสมมติฐานดังนี้

$$H_0 : \rho_k(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 106$$

ใช้ตัวทดสอบสถิติ  $r_k(e_t)$  ดังแสดงในรูปที่ 4.71 เมื่อ  $\alpha = 0.05$  จะมีบริเวณวิกฤติ  $|r_k(e_t)| \geq 1.96 / \sqrt{106} = 0.1904$  จึงยอมรับ  $H_0$  นั่นคือ  $\rho_k(e_t) = 0$  ดังนั้นข้อมูลปริมาณนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย  $\{e_t\}$  มีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ตารางที่ 4.52 แสดงผลการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน

วิธีการพยากรณ์	MSE
1) วิธีแยกส่วนประกอบ - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบบวก - วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ	2,490,345.53 2,023,514.19
2) วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบบวก - วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ	15,767,478.31 885,669.53
3) วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์	1,644,065.00

จากตารางที่ 4.52 พบว่าวิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย คือ วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณซึ่งได้ค่า MSE ต่ำที่สุดคือ 885,669.53

## บทที่ 5

### สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ

จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย(MSE) ของวิธีการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี โดยวิธีการพยากรณ์ที่ให้ค่าต่ำที่สุด เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดสำหรับการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย เยอรมัน ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และ สเปน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

#### 5.1 สรุปผลการวิจัย

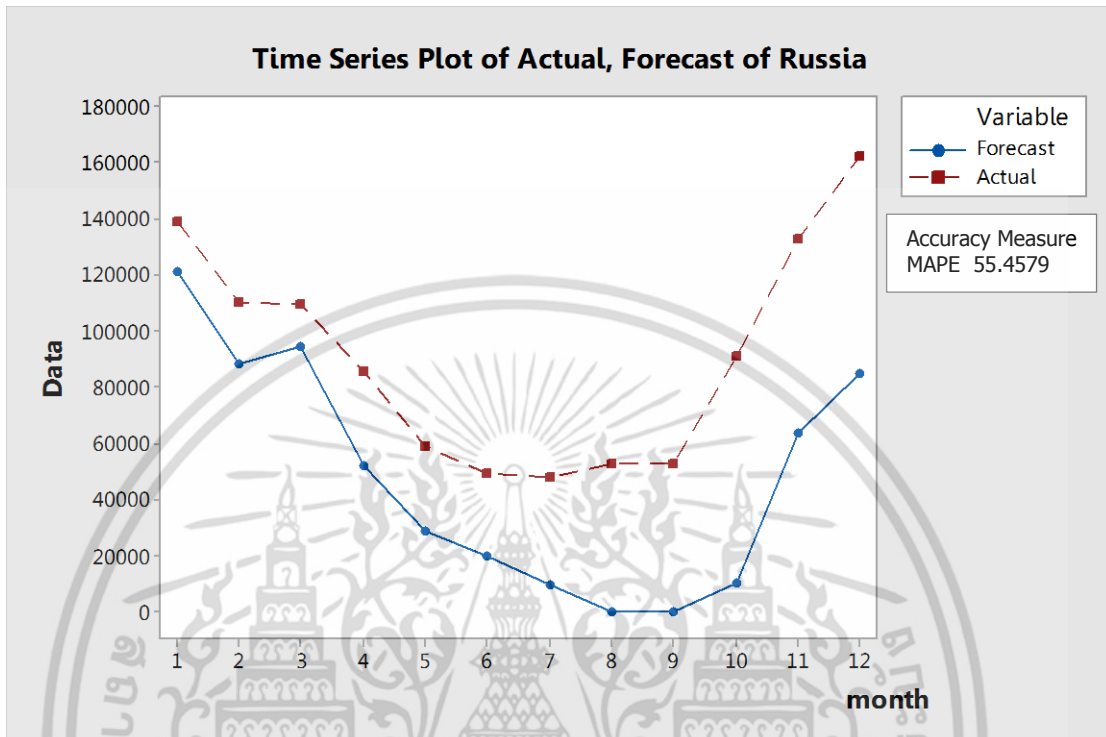
##### 5.1.1 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย

การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ซึ่งได้ค่า MSE = 152,357,415.00 โดยมีตัวแบบพยากรณ์ คือ ARIMA (2,1,2) × SARIMA (1,1,0)<sub>12</sub> และสมการพยากรณ์ คือ

$$\hat{Y}_{120}(l) = \begin{cases} 2.5978Y_{120} - 2.5465Y_{119} + 0.9487Y_{118} + 0.3199Y_{109} \\ + 1.1690Y_{108} + 0.8146Y_{107} - 0.3035Y_{106} + 0.6801Y_{97} \\ - 1.7668Y_{96} + 1.7319Y_{95} + 0.6452Y_{94} + 0.5059e_{120} - 1.3885e_{119} & \text{กรณี } l=1 \\ 2.5978\hat{Y}_{120}(l-1) - 2.5465Y_{118+l} + 0.9487Y_{117+l} + 0.3199Y_{108+l} \\ + 1.1690Y_{107+l} + 0.8146Y_{106+l} - 0.3035Y_{105+l} + 0.6801Y_{96+l} \\ - 1.7668Y_{95+l} + 1.7319Y_{94+l} + 0.6452Y_{93+l} - 1.3885e_{120} & \text{กรณี } l=2 \\ 2.5978\hat{Y}_{120}(l-1) - 2.5465Y_{118+l} + 0.9487Y_{117+l} + 0.3199Y_{108+l} \\ + 1.1690Y_{107+l} + 0.8146Y_{106+l} - 0.3035Y_{105+l} + 0.6801Y_{96+l} \\ - 1.7668Y_{95+l} + 1.7319Y_{94+l} + 0.6452Y_{93+l} & \text{กรณี } l \geq 3 \end{cases}$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากสมการพยากรณ์ข้างต้น ทำการพยากรณ์ 12 หน่วยเวลาล่วงหน้า เป็นเวลา 12 เดือน และได้นำผลมาเปรียบเทียบกับค่าจริง 12 ค่าที่เก็บไว้ (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2559 ถึงเดือน ธันวาคม พ.ศ. 2559) ดังรูปที่ 5.1



รูปที่ 5.1 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย พร้อมทั้งค่าพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ ซึ่งได้ค่า MAPE = 55.4579%

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

### 5.1.2 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน

การพยากรณ์โดยวิธีแยกส่วนประกอบ ด้วยวิธีสัดส่วนค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ซึ่งได้ค่า  $MSE = 13,719,237.12$  และสมการพยากรณ์ คือ

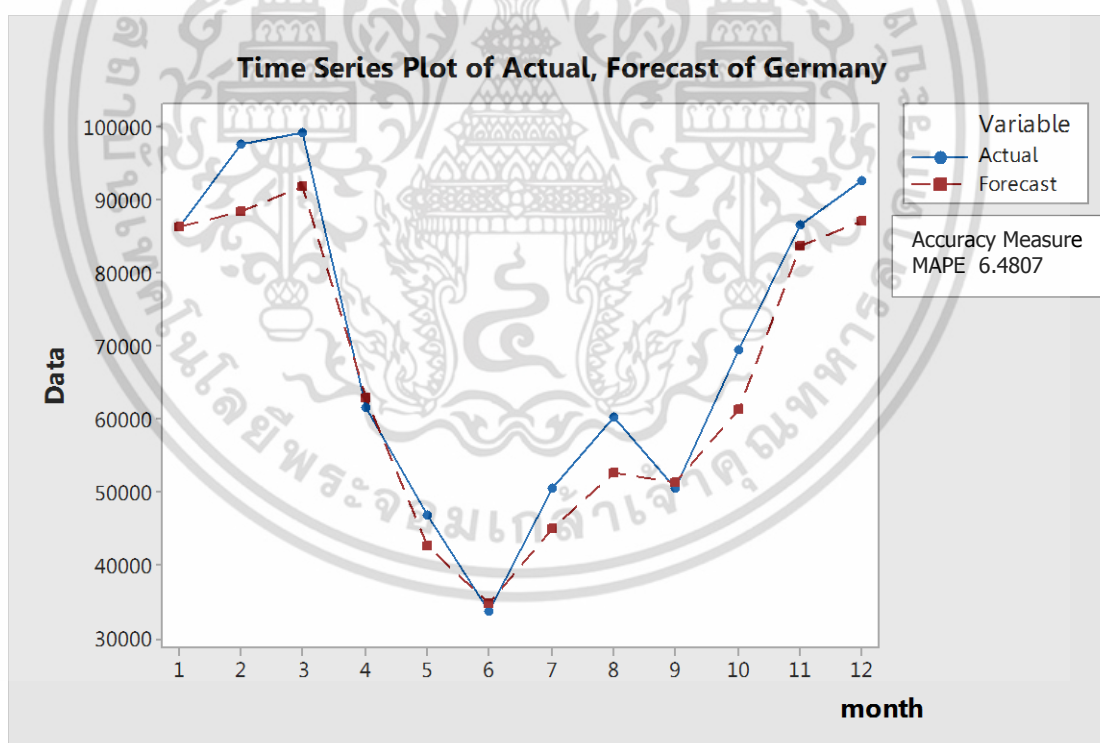
$$\hat{Y}_t = (41,947.1 \times 1.00357^t) \times \hat{S}_t^* (120)$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^* (120) &= 1.3357, \hat{S}_2^* (120) = 1.3663, \hat{S}_3^* (120) = 1.4112, \hat{S}_4^* (120) = 0.9637, \\ \hat{S}_5^* (120) &= 0.6500, \hat{S}_6^* (120) = 0.5298, \hat{S}_7^* (120) = 0.6839, \hat{S}_8^* (120) = 0.7972, \\ \hat{S}_9^* (120) &= 0.7734, \hat{S}_{10}^* (120) = 0.9191, \hat{S}_{11}^* (120) = 1.2524, \hat{S}_{12}^* (120) = 1.2972 \end{aligned}$$

จากสมการพยากรณ์ข้างต้น ทำการพยากรณ์ 12 หน่วยเวลาล่วงหน้า เป็นเวลา 12 เดือน และได้นำผลมาเปรียบเทียบกับค่าจริง 12 ค่าที่เก็บไว้ (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2559 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559) ดังรูปที่ 5.2



รูปที่ 5.2 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโพลต์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ซึ่งได้ค่า  $MAPE = 6.4807\%$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

### 5.1.3 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส

การพยากรณ์โดยวิธีแยกส่วนประกอบ ด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ รูปแบบคูณ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ซึ่งได้ค่า  $MSE = 9,529,254.62$  และสมการพยากรณ์ คือ

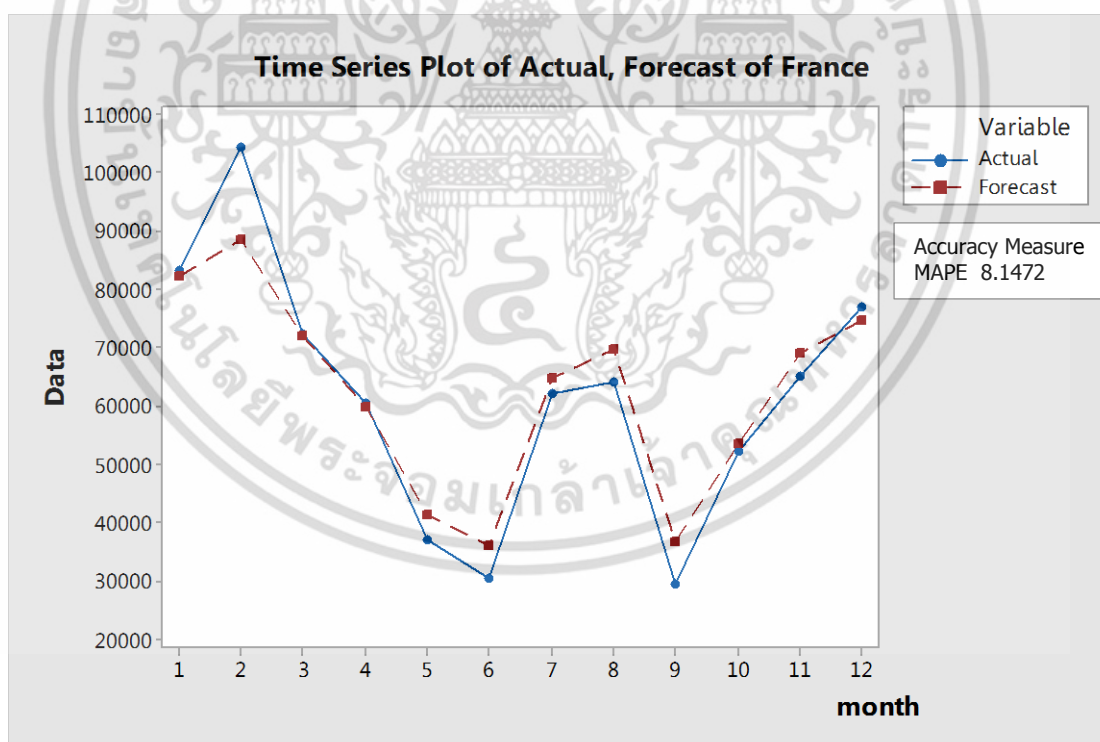
$$\hat{Y}_t = (27,237.3 \times 1.00660^t) \times \hat{S}_i^* (120)$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^* (120) &= 1.3663, \hat{S}_2^* (120) = 1.4576, \hat{S}_3^* (120) = 1.1785, \hat{S}_4^* (120) = 0.9747, \\ \hat{S}_5^* (120) &= 0.6694, \hat{S}_6^* (120) = 0.5789, \hat{S}_7^* (120) = 1.0299, \hat{S}_8^* (120) = 1.1033, \\ \hat{S}_9^* (120) &= 0.5792, \hat{S}_{10}^* (120) = 0.8362, \hat{S}_{11}^* (120) = 1.0743, \hat{S}_{12}^* (120) = 1.1518 \end{aligned}$$

จากสมการพยากรณ์ข้างต้น ทำการพยากรณ์ 12 หน่วยเวลาล่วงหน้า เป็นเวลา 12 เดือน และได้นำผลมาเปรียบเทียบกับค่าจริง 12 ค่าที่เก็บไว้ (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2559 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559) ดังรูปที่ 5.3



รูปที่ 5.3 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศส พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบไฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ซึ่งได้ค่า  $MAPE = 8.1472\%$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

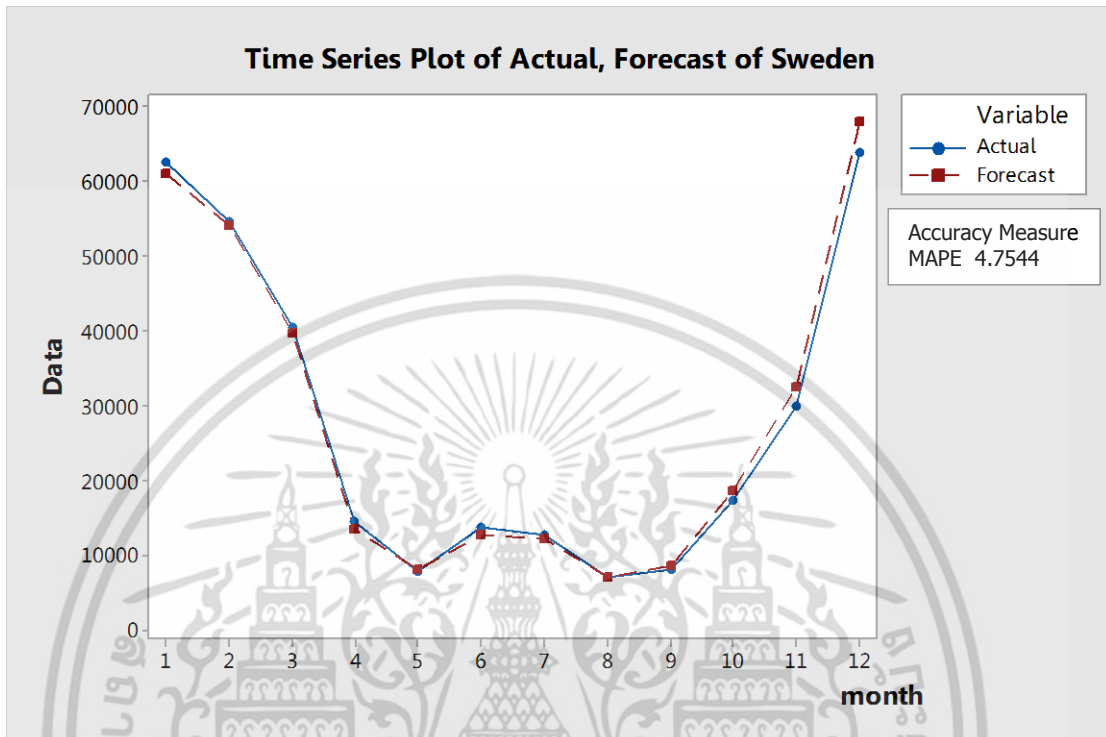
### 5.1.4 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน

การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ซึ่งได้ค่า MSE = 6,126,574 โดยมีตัวแบบพยากรณ์ คือ ARIMA (1,0,1) × SARIMA (2,1,3)<sub>12</sub> ร่วมกับค่าคงที่ และสมการพยากรณ์คือ

$$\hat{Y}_{120}(l) = \begin{cases} 0.6367Y_{120} + 0.4023Y_{109} - 0.2561Y_{108} + 0.9910Y_{97} - 0.6310Y_{96} \\ -0.3933Y_{85} + 0.2504Y_{84} + 0.2435e_{120} + 0.6689e_{109} + 0.1629e_{108} \\ -0.7530e_{97} - 0.1834e_{96} - 0.5991e_{85} - 0.1459e_{84} & \text{กรณี } l=1 \\ \\ 0.6367\hat{Y}_{120}(l-1) + 0.4023Y_{108+l} - 0.2561Y_{107+l} + 0.9910Y_{96+l} \\ -0.6310Y_{95+l} - 0.3933Y_{84+l} + 0.2504Y_{83+l} + 0.6689e_{110} \\ + 0.1629e_{109} - 0.7530e_{98} - 0.1834e_{97} - 0.5991e_{86} - 0.1459e_{85} & \text{กรณี } l=2 \\ \\ 0.6367\hat{Y}_{120}(l-1) + 0.4023Y_{108+l} - 0.2561Y_{107+l} + 0.9910Y_{96+l} \\ -0.6310Y_{95+l} - 0.3933Y_{84+l} + 0.2504Y_{83+l} + 0.6689e_{111} + 0.1629e_{110} \\ -0.7530e_{99} - 0.1834e_{98} - 0.5991e_{87} - 0.1459e_{86} & \text{กรณี } l \geq 3 \end{cases}$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากสมการพยากรณ์ข้างต้น ทำการพยากรณ์ 12 หน่วยเวลาล่วงหน้า เป็นเวลา 12 เดือน และได้นำผลมาเปรียบเทียบกับค่าจริง 12 ค่าที่เก็บไว้ (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2559 ถึงเดือน ธันวาคม พ.ศ. 2559) ดังรูปที่ 5.4



รูปที่ 5.4 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ ซึ่งได้ค่า MAPE = 4.7544%

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

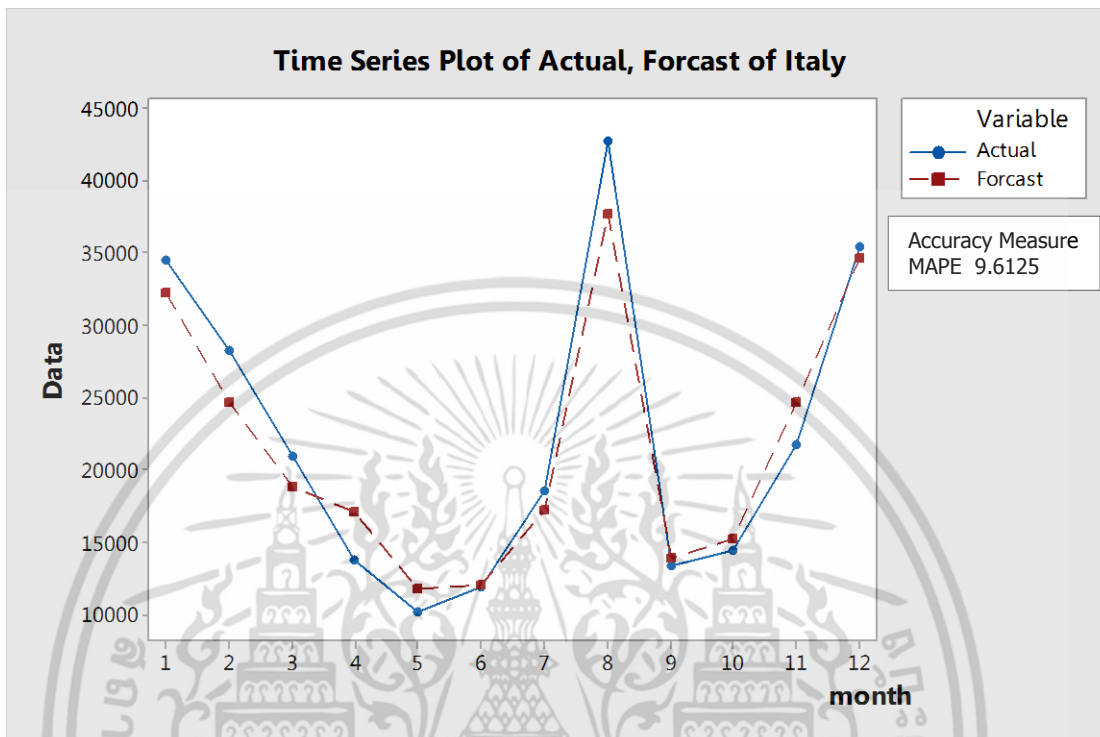
### 5.1.5 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี

การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ซึ่งได้ค่า  $MSE = 2,021,292.00$  โดยมีตัวแบบพยากรณ์ คือ  $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(1,1,2)_{12}$  ร่วมกับค่าคงที่ และสมการพยากรณ์ คือ

$$\hat{Y}_{120}(l) = \begin{cases} 1.5868Y_{120} - 0.5868Y_{119} + 1.4923Y_{109} - 2.3680Y_{108} + 0.8757Y_{107} \\ - 0.4923Y_{97} + 0.7812Y_{96} - 0.2889Y_{95} - 0.9854e_{120} - 1.1164e_{109} \\ + 1.0998e_{108} + 0.7352e_{97} - 0.7245e_{96} & \text{กรณี } l=1 \\ \\ 1.5868\hat{Y}_{120}(l-1) - 0.5868Y_{118+l} + 1.4923Y_{108+l} - 2.3680Y_{107+l} \\ + 0.8757Y_{106+l} - 0.4923Y_{96+l} + 0.7812Y_{95+l} - 0.2889Y_{94+l} - 1.1164e_{110} \\ + 1.0998e_{109} + 0.7352e_{98} - 0.7245e_{97} & \text{กรณี } l=2 \\ \\ 1.5868\hat{Y}_{120}(l-1) - 0.5868Y_{118+l} + 1.4923Y_{108+l} - 2.3680Y_{107+l} \\ + 0.8757Y_{106+l} - 0.4923Y_{96+l} + 0.7812Y_{95+l} - 0.2889Y_{94+l} \\ - 1.1164e_{111} + 1.0998e_{110} + 0.7352e_{99} - 0.7245e_{98} & \text{กรณี } l \geq 3 \end{cases}$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากสมการพยากรณ์ข้างต้น ทำการพยากรณ์ 12 หน่วยเวลาล่วงหน้า เป็นเวลา 12 เดือน และได้นำผลมาเปรียบเทียบกับค่าจริง 12 ค่าที่เก็บไว้ (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2559 ถึงเดือน ธันวาคม พ.ศ. 2559) ดังรูปที่ 5.5



รูปที่ 5.5 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลี พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ โดยวิธีวิธีบ็อกซ์ และเจนกินส์ ซึ่งได้ค่า MAPE = 9.6125%

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

### 5.1.6 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์

การพยากรณ์โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยโดยค่าปรับน้ำหนัก คือ  $\alpha = 0.333$ ,  $\gamma = 0$ ,  $\delta = 0.823$  ซึ่งได้ค่า  $MSE = 1,746,286.68$  โดยมีตัวแบบพยากรณ์ คือ

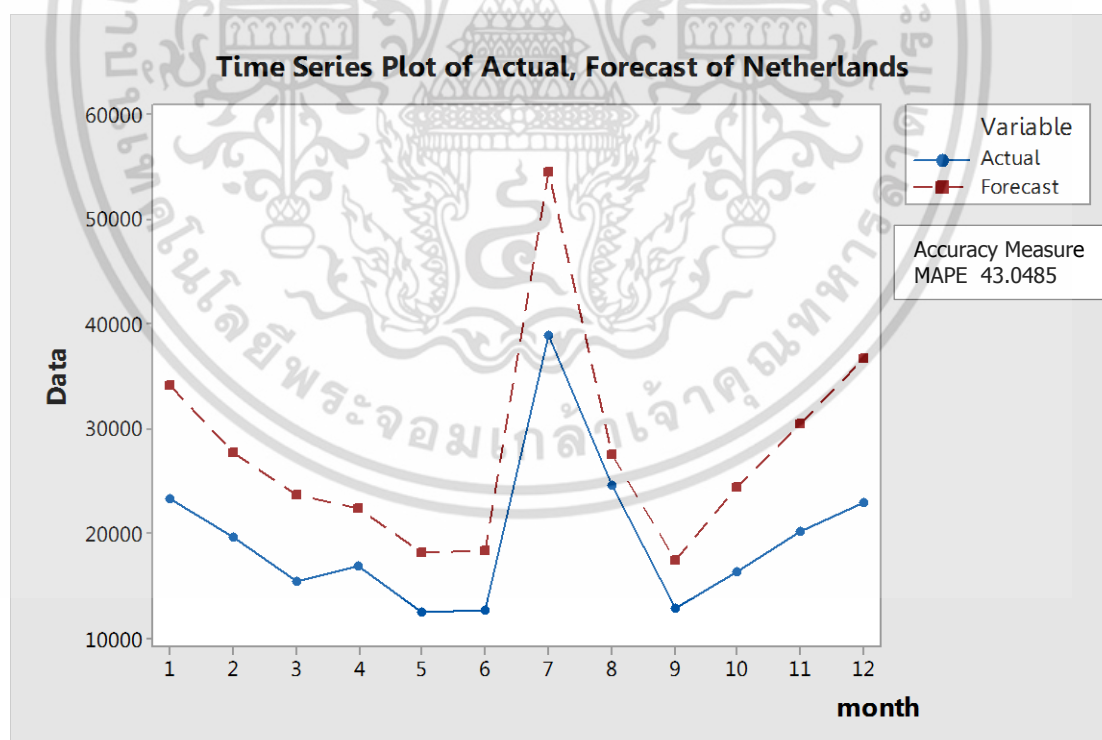
$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (18,627.65 + 73.76p) \times \hat{S}_i^*(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548,  $p$  มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 1.2413, \hat{S}_2^*(120) = 1.0039, \hat{S}_3^*(120) = 0.8522, \hat{S}_4^*(120) = 0.8087, \\ \hat{S}_5^*(120) &= 0.6535, \hat{S}_6^*(120) = 0.6550, \hat{S}_7^*(120) = 1.9484, \hat{S}_8^*(120) = 0.9795, \\ \hat{S}_9^*(120) &= 0.6226, \hat{S}_{10}^*(120) = 0.8628, \hat{S}_{11}^*(120) = 1.0755, \hat{S}_{12}^*(120) = 1.2965 \end{aligned}$$

จากสมการพยากรณ์ข้างต้น ทำการพยากรณ์ 12 หน่วยเวลาล่วงหน้า เป็นเวลา 12 เดือน และได้นำผลมาเปรียบเทียบกับค่าจริง 12 ค่าที่เก็บไว้ (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2559 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559) ดังรูปที่ 5.6



รูปที่ 5.6 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ พร้อมทั้งค่าพยากรณ์โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ซึ่งได้ค่า  $MAPE = 43.0485\%$

### 5.1.7 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน

การพยากรณ์โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยโดยค่าปรับน้ำหนัก คือ  $\alpha = 0.334$ ,  $\gamma = 0$ ,  $\delta = 0.836$  ซึ่งได้ค่า  $MSE = 1,746,286.68$  โดยมีตัวแบบพยากรณ์ คือ

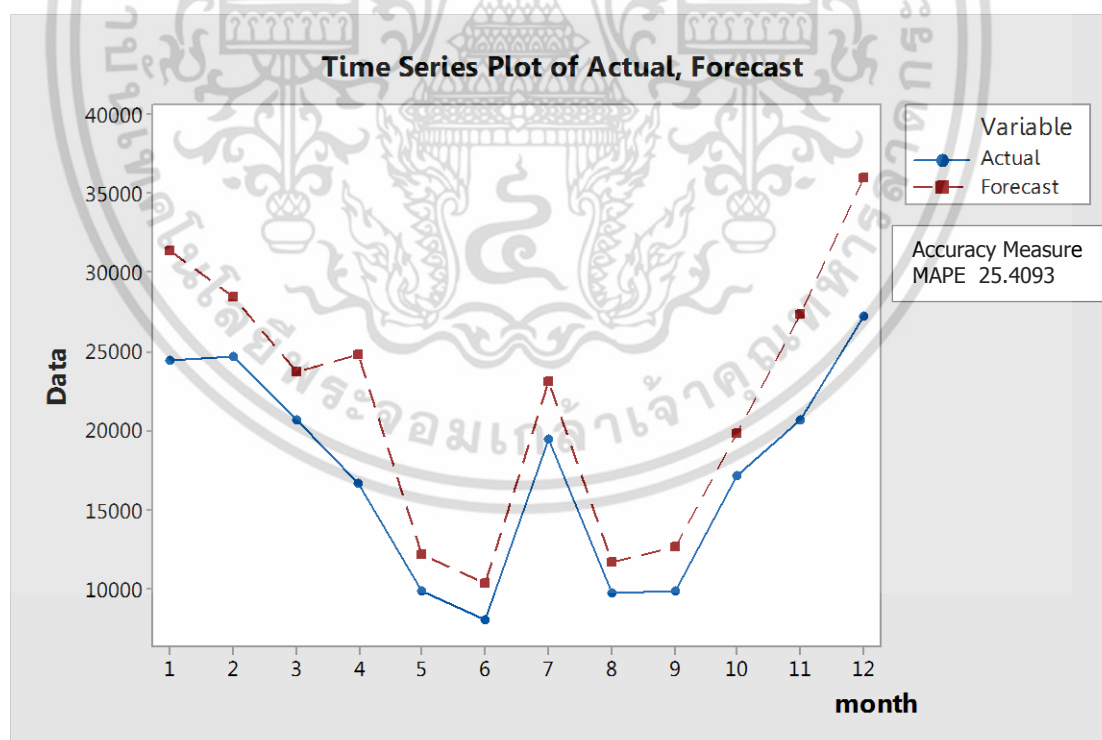
$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (16,930.91 + 38.65p) \times \hat{S}_i^*(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\begin{aligned} \hat{S}_1^*(120) &= 1.4548, \hat{S}_2^*(120) = 1.3169, \hat{S}_3^*(120) = 1.0960, \hat{S}_4^*(120) = 1.1413, \\ \hat{S}_5^*(120) &= 0.5602, \hat{S}_6^*(120) = 0.4762, \hat{S}_7^*(120) = 1.0594, \hat{S}_8^*(120) = 0.5353, \\ \hat{S}_9^*(120) &= 0.5756, \hat{S}_{10}^*(120) = 0.9016, \hat{S}_{11}^*(120) = 1.2462, \hat{S}_{12}^*(120) = 1.6365 \end{aligned}$$

จากสมการพยากรณ์ข้างต้น ทำการพยากรณ์ 12 หน่วยเวลาล่วงหน้า เป็นเวลา 12 เดือน และได้นำผลมาเปรียบเทียบกับค่าจริง 12 ค่าที่เก็บไว้ (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2559 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559) ดังรูปที่ 5.7



รูปที่ 5.7 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดน พร้อมทั้งค่าพยากรณ์โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ซึ่งได้ค่า  $MAPE = 25.4093\%$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

### 5.1.8 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน

การพยากรณ์โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทยโดยค่าปรับน้ำหนัก คือ  $\alpha = 0.676$ ,  $\gamma = 0$ ,  $\delta = 1$  ซึ่งได้ค่า  $MSE = 1,746,286.68$  โดยมีตัวแบบพยากรณ์ คือ

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (12,194.99 + 10.71p) \times \hat{S}_i^*(120) \quad \text{สำหรับ } p = 1, 2, 3, \dots$$

(จุดกำเนิด เดือนธันวาคม ปี 2548, p มีหน่วยเป็นเดือน)

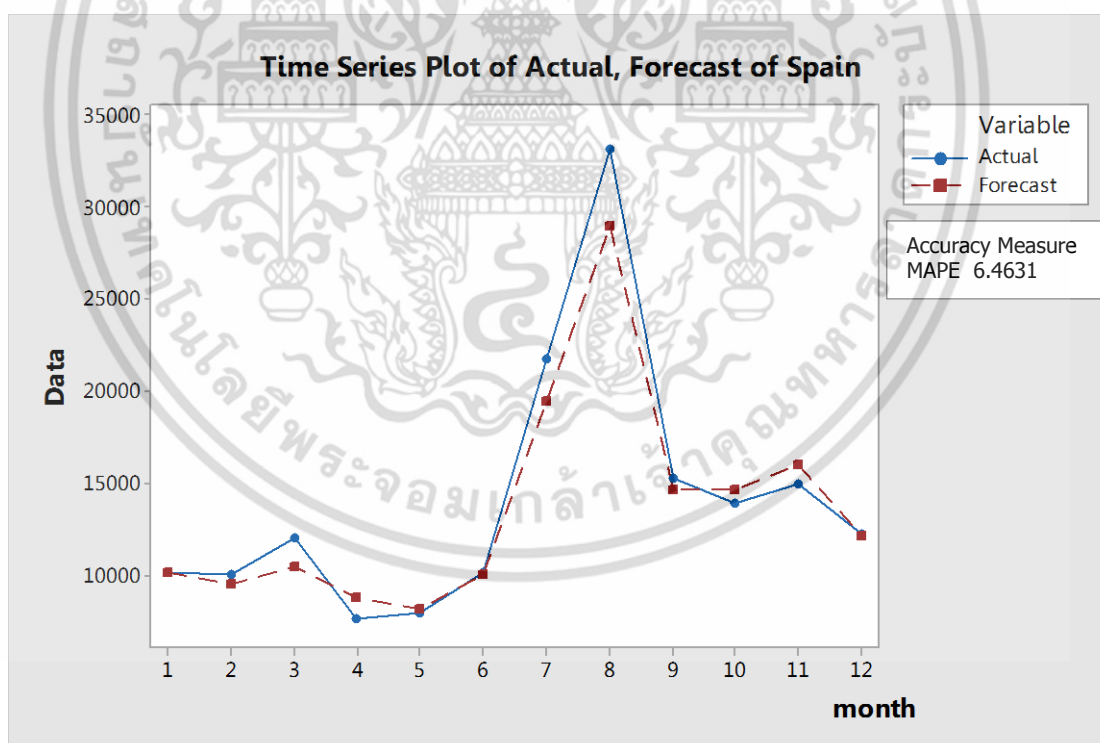
โดยมีอิทธิพลของฤดูกาล

$$\hat{S}_1^*(120) = 0.7516, \hat{S}_2^*(120) = 0.7006, \hat{S}_3^*(120) = 0.7733, \hat{S}_4^*(120) = 0.6506,$$

$$\hat{S}_5^*(120) = 0.6035, \hat{S}_6^*(120) = 0.7427, \hat{S}_7^*(120) = 1.4289, \hat{S}_8^*(120) = 2.1357,$$

$$\hat{S}_9^*(120) = 1.0732, \hat{S}_{10}^*(120) = 1.0760, \hat{S}_{11}^*(120) = 1.1719, \hat{S}_{12}^*(120) = 0.8921$$

จากสมการพยากรณ์ข้างต้น ทำการพยากรณ์ 12 หน่วยเวลาล่วงหน้า เป็นเวลา 12 เดือน และได้นำผลมาเปรียบเทียบกับค่าจริง 12 ค่าที่เก็บไว้ (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2559 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559) ดังรูปที่ 5.8



รูปที่ 5.8 อนุกรมเวลาจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปน พร้อมทั้งค่าพยากรณ์โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ซึ่งได้ค่า  $MAPE = 6.4631\%$

## 5.2 สรุปผล

จากตารางที่ 5.1 แสดงการเปรียบเทียบเทคนิคการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธีด้วยค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) พบว่าวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมัน และฝรั่งเศส คือ วิธีแยกส่วนประกอบ มีค่า MAPE เท่ากับ 5.69% และ 6.02% ตามลำดับ วิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และสเปน คือ วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบไฮลท์และวินเทอร์ มีค่า MAPE เท่ากับ 4.78% 4.68% และ 6.16% ตามลำดับ และวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย สวีเดน และอิตาลี คือวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ มีค่า MAPE เท่ากับ 61.21% 6.61% และ 51.76% ตามลำดับ

ประเทศ	วิธีแยกส่วนประกอบโดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่		วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบไฮลท์และวินเทอร์		วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์
	รูปแบบบวก	รูปแบบคูณ	รูปแบบบวก	รูปแบบคูณ	
รัสเซีย	1,101,092,486.76	1,716,454,522.72	875,181,304.68	308,906,345.25	152,357,415.00
เยอรมัน	22,591,867.49	13,719,237.12	157,250,564.41	14,840,325.78	15,133,989.00
ฝรั่งเศส	23,475,679.81	9,529,254.62	186,511,397.48	10,822,935.81	11,941,496.00
สวีเดน	16,068,601.98	20,686,016.34	230,169,245.24	23,812,230.20	6,126,574.00
อิตาลี	3,830,788.51	2,603,081.85	76,151,214.93	2,067,826.97	2,021,292.00
เนเธอร์แลนด์	2,116,673.60	1,778,717.20	41,483,548.37	1,746,286.68	1,746,286.68.00
สวิตเซอร์แลนด์	2,349,135.79	1,345,960.47	19,079,004.43	1,147,177.93	1,310,428.00
สเปน	2,490,345.53	2,023,514.19	15,767,478.31	885,669.53	1,644,065.00

ตาราง 5.1 แสดงผลการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ของการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี

เนื่องด้วยรายได้หลักของประเทศไทยมาจากการท่องเที่ยว เพราะฉะนั้นการท่องเที่ยวจึงเป็นตัวแปรสำคัญที่จะขับเคลื่อนเศรษฐกิจของประเทศให้ไปในทิศทางที่ดีขึ้น ดังนั้นภาครัฐและภาคเอกชนควรให้การส่งเสริมและสนับสนุนการท่องเที่ยวให้มีคุณภาพและมีมาตรฐานทัดเทียมสากล เพื่อรองรับจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศต่างๆที่มีมากขึ้น และสร้างความประทับใจเพื่อให้นักท่องเที่ยวเหล่านั้นกลับมาเยือนประเทศไทยอีกครั้ง

### 5.3 ข้อเสนอแนะ

เราสามารถนำสมการพยากรณ์ที่วิเคราะห์ได้ไปใช้ในการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวในอนาคต และเมื่อมีข้อมูลเพิ่มเข้ามาควรจะนำข้อมูลนั้นมาปรับกับตัวแบบเดิม เพื่อเพิ่มความแม่นยำในการพยากรณ์ค่าในอนาคต

เนื่องจากประเทศรัสเซีย เนเธอร์แลนด์ และสวีตเซอร์แลนด์ มีค่า MAPE เป็น 55.4579%, 43.0485% และ 25.4093% ตามลำดับ ซึ่งได้ค่าพยากรณ์ยังไม่ค่อยดีนัก การพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวอาจจะนำวิธีอื่นๆ มาใช้ในการพยากรณ์ได้ เช่น โครงข่ายประสาทเทียม (Artificial Neural Network) หรือใช้ Transfer Function Models ร่วมกับ Box and Jenkins เป็นต้น



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## บรรณานุกรม

- [1] กิตติพงศ์ อินทร์ทอง. 2556. การกำหนดเป้าหมายยอดขายที่เหมาะสม กรณีศึกษาสินค้าไฟเบอร์ซีเมนต์ [Online] เข้าถึงได้จาก <http://libdoc.dpu.ac.th/thesis/3468.pdf> (วันที่สืบค้น : 19 กุมภาพันธ์ 2560)
- [2] บัณฑิต อเนกพูนสุข. 2560. “Foodie On The Move.” ,TAT Review, 3, (1), หน้า 9.
- [3] พงษ์พันธ์ มอญพันธ์. 2560. “Future Traveller Tribes 2030 Building a More Rewarding Journey.” ,TAT Review, 2, (1), หน้า 11.
- [4] ลักขณา เศรษฐะนันท์, สุณี ทวีสกุลวัชรระ, ยุพิน กาญจนะศักดิ์ดาและบุญหญิง สมร่าง. 2557. การพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่เดินทางมาท่องเที่ยวในประเทศไทยโดยวิธีบ็อกซ์- เจนกินส์และวิธีการของวินเตอร์ [Online] เข้าถึงได้จาก <http://www.tci-thaijo.org/index.php/tstj/article/view/15129> (วันที่สืบค้น : 4 ตุลาคม 2559)
- [5] วรางคณา กীরติวิบูลย์. 2556. การพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่มาท่องเที่ยวในประเทศไทย [Online] เข้าถึงได้จาก <http://ejournals.swu.ac.th/index.php/ssj/article/view/3612/3627> (วันที่สืบค้น : 4 ตุลาคม 2559)
- [6] บุญจิรา มาก้อน. 2557. การเปรียบเทียบเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบถดถอยไม่ติดกลุ่ม. [Online] เข้าถึงได้จาก <http://cuir.car.chula.ac.th/handle/123456789/24429> (วันที่สืบค้น : 4 ตุลาคม 2559)
- [7] วุฒิชัย ฤกษ์ประกรกิจ. 2560. “Foodie Food Tourism Trend 2017.” ,TAT Review, 3, (1), หน้า 27.
- [8] สมศรี บัณฑิตวิไล. 2556. อนุกรมเวลาและเลขดัชนี (Time Series and Index). ภาควิชาสถิติประยุกต์ คณะวิทยาศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง
- [9] หนังสือพิมพ์ฐานเศรษฐกิจ. 2559. **ท่องเที่ยวไทย ปี 58 ทำสถิติใหม่โดยรายได้ทะลุเป้า** [Online] เข้าถึงได้จาก <http://www.thansettakij.com/2016/01/08/25115> (วันที่สืบค้น : 4 ตุลาคม 2559)
- [10] หน่วยศึกษานิเทศก์. **การท่องเที่ยว**. ตำรา-เอกสารวิชาการ ฉบับที่ 30. กรุงเทพฯ : ภาคพัฒนาตำราและเอกสารวิชาการ, 2533

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

- [11] อาหารไทยอร่อยเด็ด CNN ยก 'กรุงเทพฯ' เป็นเมืองสตรีทฟู้ดที่ดีที่สุดในโลก.  
[Online] เข้าถึงได้จาก <http://krungthep.coconuts.co/2016/08/10/BKK-best-city-for-street-food> (วันที่สืบค้น : 6 กุมภาพันธ์ 2560)
- [12] เอี่ยมพร จีรกาลวิศัลย์ ผอ.ททท.มอส์โก ยุทธศักดิ์ สุภสร พร้อมทีมผู้บริหาร. 2559. **จตุรัสทั่วไทย: ททท.เดินทางผ่านท่องเที่ยว 4.0 ปี'60 เชื่อมเศรษฐกิจชุมชนสู่โลกป๋มรายได้2.8 ล้านล้าน.** [Online] เข้าถึงได้จาก <https://goo.gl/12oZh0> (วันที่สืบค้น : 2 กุมภาพันธ์ 2560)
- [13] George, E.P. Gwilym, M. and Gregory, C. 1994.  
**Time Series Analysis : Forecasting & Control.** 3<sup>th</sup> Edition. Englewood Cliff : Prentice Hall



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า  
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

## ภาคผนวก

ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซีย เยอรมัน ฝรั่งเศส สวีเดน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ สวิตเซอร์แลนด์ และสเปน ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือน ธันวาคม พ.ศ. 2559



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางภาคผนวก 1 ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศรัสเซียที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

เดือน	2549	2550	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	2558	2559
มกราคม	31,575	45,920	61,312	41,412	82,560	136,159	175,597	213,919	269,479	145,519	138,815
กุมภาพันธ์	22,288	36,112	49,392	33,465	69,167	124,286	146,440	184,580	223,100	96,362	110,132
มีนาคม	18,225	28,628	43,418	32,977	65,691	137,093	141,882	192,677	207,241	84,485	109,162
เมษายน	10,498	15,038	24,475	22,140	46,225	88,373	100,636	141,759	114,925	58,314	85,237
พฤษภาคม	5,517	6,546	11,863	10,727	25,287	41,986	55,810	88,275	65,989	43,302	58,448
มิถุนายน	3,699	6,319	8,920	10,263	16,495	37,390	50,646	72,087	58,775	38,475	49,406
กรกฎาคม	4,743	7,594	11,085	12,906	19,916	40,669	51,762	71,849	61,642	39,614	47,941
สิงหาคม	5,197	10,052	13,220	16,292	21,409	44,540	53,711	73,115	59,597	37,159	52,689
กันยายน	6,620	10,163	10,375	17,600	24,335	44,165	55,273	73,750	59,017	36,232	52,848
ตุลาคม	13,995	21,093	20,420	34,452	62,277	89,638	105,226	150,065	116,039	69,726	90,883
พฤศจิกายน	26,149	40,921	33,638	51,522	93,546	120,498	175,279	230,867	183,773	106,723	132,612
ธันวาคม	39,152	49,117	36,002	53,209	117,770	149,390	204,302	253,622	186,853	128,174	161,819

ตารางภาคผนวก 2 ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมันที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

เดือน	2549	2550	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	2558	2559
มกราคม	54,607	60,690	59,783	57,606	70,563	72,290	75,377	81,790	80,835	80,665	86,428
กุมภาพันธ์	54,975	59,848	64,557	56,442	70,714	70,607	73,393	82,519	81,056	88,615	97,704
มีนาคม	54,546	61,606	63,341	59,544	78,353	71,497	75,881	89,826	78,008	93,219	99,248
เมษายน	43,940	42,826	44,761	44,885	45,693	51,214	53,747	55,821	62,963	56,066	61,715
พฤษภาคม	33,536	31,318	34,490	31,821	30,950	30,239	37,129	38,629	33,776	39,999	46,855
มิถุนายน	25,750	26,539	27,276	26,133	24,155	29,998	29,482	30,616	27,902	29,733	33,639
กรกฎาคม	28,450	31,038	31,322	31,815	32,872	35,614	42,831	44,102	38,622	42,721	50,621
สิงหาคม	33,235	32,960	32,737	41,134	39,183	44,767	47,005	48,587	52,613	55,829	60,212
กันยายน	34,248	36,013	36,914	41,118	38,194	39,002	44,099	47,110	43,690	43,795	50,439
ตุลาคม	41,497	43,524	43,699	47,674	46,381	46,401	51,808	55,373	53,659	58,907	69,365
พฤศจิกายน	57,869	61,178	53,547	67,129	65,489	59,375	71,174	78,140	73,994	82,399	86,587
ธันวาคม	54,006	56,955	50,299	68,172	64,327	68,129	80,493	85,145	88,122	88,656	92,693

ตารางภาคผนวก 3 ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศฝรั่งเศสที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

เดือน	2549	2550	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	2558	2559
มกราคม	30,718	38,287	43,846	43,843	53,148	59,834	64,071	65,830	72,715	78,196	83,295
กุมภาพันธ์	30,344	39,730	46,949	44,404	56,348	61,612	70,756	69,782	78,976	93,364	104,660
มีนาคม	28,487	34,635	38,707	39,675	45,783	46,159	54,550	62,638	64,606	65,312	72,463
เมษายน	25,767	29,746	33,117	33,447	34,613	40,197	48,156	48,790	50,313	56,077	60,669
พฤษภาคม	19,316	22,059	25,752	23,359	22,255	26,931	31,098	34,091	34,518	36,713	37,120
มิถุนายน	17,802	20,207	22,326	21,241	20,247	25,471	27,002	28,792	26,615	29,871	30,528
กรกฎาคม	28,371	31,457	35,488	36,961	39,754	46,783	51,532	51,701	50,115	56,832	62,049
สิงหาคม	33,514	36,434	36,446	41,319	41,105	49,774	51,910	55,647	55,818	58,261	64,073
กันยายน	18,880	19,902	19,930	22,488	22,179	26,005	27,807	27,112	27,283	27,621	29,466
ตุลาคม	24,595	28,830	29,375	32,478	33,082	34,971	37,573	45,249	44,774	47,357	52,411
พฤศจิกายน	32,151	36,910	34,155	40,554	44,062	41,941	54,317	58,105	61,922	62,426	65,051
ธันวาคม	31,333	34,893	32,316	47,298	49,094	55,894	57,334	63,845	67,418	69,067	76,978

ตารางภาคผนวก 4 ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

เดือน	2549	2550	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	2558	2559
มกราคม	44,528	56,712	71,582	58,674	62,483	73,691	72,239	65,178	60,804	56,360	62,681
กุมภาพันธ์	42,745	54,666	65,714	51,286	55,915	63,524	62,910	53,961	50,555	47,872	54,620
มีนาคม	35,098	48,082	52,200	48,811	48,340	48,778	41,978	40,299	36,755	38,138	40,377
เมษายน	20,219	22,038	19,724	18,626	17,981	17,645	15,777	12,812	16,350	13,847	14,607
พฤษภาคม	9,118	11,272	11,128	8,880	7,999	8,443	7,914	7,187	7,395	7,466	7,908
มิถุนายน	12,048	11,905	13,130	12,858	12,507	12,804	11,649	13,437	12,303	12,574	13,725
กรกฎาคม	9,572	9,722	10,908	10,561	10,502	10,256	11,046	12,283	11,399	11,735	12,779
สิงหาคม	7,802	9,566	9,914	10,046	7,831	8,401	7,672	7,995	7,191	7,362	7,073
กันยายน	10,158	10,963	11,711	10,721	8,924	9,146	8,415	8,751	7,812	8,253	8,097
ตุลาคม	18,577	23,332	21,123	22,544	19,301	17,945	17,725	20,261	18,164	19,657	17,189
พฤศจิกายน	38,201	47,783	41,434	36,111	35,562	34,170	33,464	31,462	29,411	30,736	29,999
ธันวาคม	58,019	72,346	63,706	61,701	67,869	69,053	73,892	67,772	66,726	67,663	63,811

ตารางภาคผนวก 5 ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอิตาลีที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

เดือน	2549	2550	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	2558	2559
มกราคม	15,624	21,363	21,261	19,982	25,872	26,666	28,384	26,407	28,783	31,944	34,427
กุมภาพันธ์	12,918	17,447	18,831	16,514	20,018	19,938	21,664	20,046	21,573	24,790	28,178
มีนาคม	10,802	15,207	13,293	13,901	15,312	15,576	16,253	15,926	16,021	19,023	20,952
เมษายน	9,290	9,658	11,190	9,240	9,536	9,734	11,953	11,715	14,712	13,729	13,743
พฤษภาคม	7,604	7,016	6,978	6,793	4,917	7,335	8,156	8,281	9,110	9,308	10,126
มิถุนายน	7,900	7,833	7,592	7,652	5,732	8,351	8,703	9,517	9,079	10,538	11,914
กรกฎาคม	12,012	12,857	11,403	12,209	10,160	13,221	13,981	14,327	13,674	16,459	18,597
สิงหาคม	25,474	26,699	21,775	26,576	21,233	28,176	29,052	30,172	31,072	38,711	42,684
กันยายน	9,045	9,446	8,484	9,217	8,118	9,777	10,219	10,977	11,385	12,485	13,390
ตุลาคม	9,316	10,763	9,381	10,854	9,703	9,877	10,670	12,368	12,262	13,994	14,424
พฤศจิกายน	12,295	14,366	12,789	14,747	15,042	13,446	17,625	19,844	20,660	21,909	21,689
ธันวาคม	18,238	18,685	16,536	22,420	22,560	23,772	24,043	27,612	31,544	33,176	35,408

ตารางภาคผนวก 6 ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศเนเธอร์แลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

เดือน	2549	2550	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	2558	2559
มกราคม	17,224	19,011	19,981	18,953	21,227	21,054	21,075	21,741	22,857	22,049	23,236
กุมภาพันธ์	14,652	16,014	17,189	16,115	18,049	16,662	17,761	17,626	18,479	17,788	19,565
มีนาคม	12,475	13,217	13,728	13,692	14,815	14,372	15,087	16,102	15,047	15,116	15,325
เมษายน	12,270	12,809	14,958	13,128	12,696	13,214	12,775	14,532	14,872	14,323	16,921
พฤษภาคม	10,288	10,846	10,980	10,874	10,734	10,204	10,720	11,543	11,045	12,205	12,468
มิถุนายน	11,147	12,795	13,022	11,643	9,552	11,609	12,331	13,506	11,154	12,030	12,605
กรกฎาคม	23,250	27,900	26,035	27,925	28,129	29,690	32,585	33,935	31,586	38,103	38,866
สิงหาคม	14,378	15,001	15,047	20,126	17,611	19,800	17,680	17,628	18,394	18,289	24,528
กันยายน	11,973	12,465	12,520	13,043	11,366	11,659	11,784	12,297	10,702	11,618	12,852
ตุลาคม	16,359	16,340	15,678	17,514	15,133	13,982	14,759	16,239	15,479	15,812	16,269
พฤศจิกายน	16,930	18,061	15,170	19,262	16,937	14,790	18,399	19,596	18,443	20,271	20,189
ธันวาคม	19,884	19,975	19,233	23,137	20,745	21,855	23,166	24,020	23,466	24,053	22,884

ตารางภาคผนวก 7 ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสวีเดนแลนด์ที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

เดือน	2549	2550	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	2558	2559
มกราคม	16,019	16,278	17,050	16,428	19,147	21,041	22,013	23,203	25,000	24,802	24,531
กุมภาพันธ์	14,146	16,105	16,271	14,600	17,585	18,662	20,881	21,314	22,394	22,501	24,693
มีนาคม	12,657	14,409	15,518	13,666	15,156	15,270	17,791	19,892	18,190	18,491	20,691
เมษายน	13,384	13,437	12,277	13,332	13,195	16,461	18,094	16,268	19,543	19,738	16,733
พฤษภาคม	8,394	8,570	8,020	7,981	7,231	8,059	9,057	9,623	9,136	9,794	9,816
มิถุนายน	6,664	6,999	6,401	6,778	6,492	7,101	7,504	8,271	7,426	8,502	8,018
กรกฎาคม	10,826	11,137	11,809	11,825	12,582	14,734	17,821	17,881	16,393	19,221	19,524
สิงหาคม	6,846	6,636	6,266	7,159	7,152	8,207	9,159	9,074	9,053	9,381	9,778
กันยายน	8,669	8,546	8,262	8,517	8,302	8,736	9,549	9,681	9,872	9,876	9,928
ตุลาคม	12,185	11,364	10,983	12,240	12,472	12,958	14,160	15,550	15,051	15,416	17,172
พฤศจิกายน	15,284	16,604	15,342	16,739	17,069	16,508	20,326	21,634	20,974	21,073	20,754
ธันวาคม	15,667	16,426	14,866	19,004	19,378	22,307	24,792	27,532	28,239	27,659	27,329

ตารางภาคผนวก 8 ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศสเปนที่เดินทางเข้ามาในประเทศไทย

เดือน	2549	2550	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	2558	2559
มกราคม	3,181	4,555	5,202	3,597	5,214	5,583	6,915	6,729	8,465	9,045	10,092
กุมภาพันธ์	3,582	4,749	5,304	4,164	5,279	5,245	7,068	7,011	7,254	8,480	9,965
มีนาคม	3,989	5,604	6,039	4,260	5,811	5,369	7,162	7,990	7,329	9,776	11,996
เมษายน	4,175	4,641	6,698	3,756	3,830	5,517	6,221	5,669	8,040	7,460	7,572
พฤษภาคม	4,758	4,910	5,303	3,821	2,712	4,647	6,370	6,040	6,111	7,197	7,952
มิถุนายน	5,375	5,456	6,080	4,331	3,118	6,553	7,072	7,747	6,640	9,269	10,078
กรกฎาคม	7,597	8,758	9,631	8,512	5,898	11,195	13,730	14,876	11,922	19,315	21,707
สิงหาคม	12,499	13,504	13,631	14,770	9,985	17,321	20,286	22,150	18,956	29,191	33,159
กันยายน	6,733	8,325	6,899	7,270	5,507	9,790	9,948	11,457	10,154	13,777	15,212
ตุลาคม	6,543	8,630	7,281	7,705	6,553	9,187	10,056	11,689	9,937	12,828	13,903
พฤศจิกายน	6,061	7,610	5,357	7,281	6,954	7,774	10,619	12,419	11,997	13,722	14,969
ธันวาคม	5,165	5,369	2,944	5,895	6,381	7,202	7,694	9,307	10,178	10,880	12,238

