

เปรียบเทียบตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทย
โดยวิธีอนุกรมเวลาและวิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ

COMPARATION OF FORECASTING MODELS FOR QUANTITY OF
EXPORTING THAILAND'S RAWSUGAR USING TIME SERIES ANALYSIS AND
MULTIPLE LINEAR REGRESSION ANALYSIS



วิทยานิพนธ์นี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาคามหลักสูตร
ปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติประยุกต์
ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์
สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง

พ.ศ. 2558

KMITL-2015-SC-M-050-052

เปรียบเทียบตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทย
โดยวิธีอนุกรมเวลาและวิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ

COMPARATION OF FORECASTING MODELS FOR QUANTITY OF
EXPORTING THAILAND'S RAWSUGAR USING TIME SERIES ANALYSIS AND
MULTIPLE LINEAR REGRESSION ANALYSIS



วิทยานิพนธ์นี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตร
ปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติประยุกต์
ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์
สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง
พ.ศ. 2558

KMITL-2015-SC-M-050-052

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

COMPARATION OF FORECASTING MODELS FOR QUANTITY OF
EXPORTING THAILAND'S RAWSUGAR USING TIME SERIES ANALYSIS AND
MULTIPLE LINEAR REGRESSION ANALYSIS



A THESIS SUBMITTED IN PARTIAL FULFILLMENT OF THE REQUIREMENT FOR THE
DEGREE OF MASTER OF SCIENCE IN APPLIED STATISTICS

DEPARTMENT OF STATISTICS

FACULTY OF SCIENCE

KING MONGKUT'S INSTITUTE OF TECHNOLOGY LADKRABANG

2015

KMITL--2015-SC-M-050-052

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



COPYRIGHT 2015

FACULTY OF SCIENCE

KING MONGKUT'S INSTITUTE OF TECHNOLOGY LADKRABANG

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

คณะวิทยาศาสตร์
สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง
ใบรับรองวิทยานิพนธ์

หัวข้อวิทยานิพนธ์

“เปรียบเทียบตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทยโดยวิธีอนุกรมเวลาและวิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ”

“COMPARATION OF FORECASTING MODELS FOR QUANTITY OF EXPORTING THAILAND'S RAWSUGAR USING TIME SERIES ANALYSIS AND MULTIPLE LINEAR REGRESSION ANALYSIS”

ชื่อนักศึกษา

นายรัชชัย เทพเปี่ยม

รหัสประจำตัว

53651304

ปริญญา

วิทยาศาสตร์มหาบัณฑิต (สถิติประยุกต์)

ภาควิชา


สถิติ

อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์

ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.น้อมจิต กิตติโชติพานิชย์

อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ร่วม

-

คณะกรรมการสอบวิทยานิพนธ์	ลายมือชื่อ
ผศ.ดร.มนัส ไพฑูรย์เจริญลาภ ประธานกรรมการ ดร.ชานินทร์ ศรีสุวรรณนภา อาจารย์บัณฑิตประจำ (ในสาขาวิชาที่เกี่ยวข้อง) รศ.สุมิตรา เรืองพิระกุล ผู้ทรงคุณวุฒิจากภายนอกสถาบันฯ ผศ.ดร.น้อมจิต กิตติโชติพานิชย์ อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์	

วัน/ เดือน/ ปี ที่สอบ 23 กรกฎาคม พ.ศ.2558 เวลา 09.00-12.00 น.

สถานที่สอบ ห้อง 115 อาคารจุฬารามณ์วไลยลักษณ์ 1 ชั้น 1

คณะวิทยาศาสตร์รับรองแล้ว

(รองศาสตราจารย์ ดร.ดุชนี ธนะบริพัฒน์)

คณบดีคณะวิทยาศาสตร์

วันที่...๒๕...เดือน...๗...พ.ศ....๕๘...

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

หัวข้อวิทยานิพนธ์	เปรียบเทียบตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออก น้ำตาลทรายดิบของประเทศไทยโดยวิธีอนุกรมเวลาและ วิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ
ชื่อนักศึกษา	ธวัชชัย เทพเปี่ยม
รหัสประจำตัว	53651304
ปริญญา	วิทยาศาสตรมหาบัณฑิต (สถิติประยุกต์)
ภาควิชา	สถิติ
พ.ศ.	2558
อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์	ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร. น้อมจิต กิตติโชติพานิชย์

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของงานวิจัยฉบับนี้คือหาตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทยซึ่งจะทำการวิเคราะห์ด้วยการวิเคราะห์อนุกรมเวลาและการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจะใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กโปเนนเชียลแบบโฮลด์วินเทอร์วิธีแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแบบคลาสสิกและวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์สำหรับการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุจะใช้เทคนิคการคัดเลือกตัวแปรอิสระวิธีการเพิ่มตัวแปรอิสระแบบขั้นตอน (Stepwise Multiple Regression Analysis) และจะใช้ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) ในการหาสมการที่เหมาะสม ข้อมูลที่ใช้ในครั้งนี้นำมาเก็บรวบรวมข้อมูลจากสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร สำนักงานคณะกรรมการอ้อยและน้ำตาลทราย ธนาคารแห่งประเทศไทยและกรมอุตุนิยมวิทยาตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2557

ผลการวิจัยพบว่าวิธีที่ดีที่สุดของวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาคือวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ได้ให้ค่า MSE เท่ากับ 1.38294×10^{16} ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุพบว่าตัวแปรที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทยคือ ดัชนีการส่งน้ำตาลทรายดิบ ปริมาณการส่งออกกากน้ำตาลทรายและปริมาณน้ำฝนเฉลี่ยทั่วประเทศโดยตัวแปรทั้งหมดอธิบายตัวแปรตามได้ 78.0% โดยมีค่า MSE เท่ากับ 5.86×10^{15} ดังนั้นผลการเปรียบเทียบค่า MSE พบว่าวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทยคือการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ

คำสำคัญ : ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ วิธีวิเคราะห์อนุกรมเวลา วิธีวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ

Thesis Title	Comparison of Forecasting Models for Quantity of Exporting Thailand's Rawsugar using Time Series Analysis and Multiple Linear Regression Analysis
Student Name	Tawatchai Teppiam
StudentID	53651304
Degree	Master of Science (Applied Statistics)
Department	Statistics
Year	2015
Thesis Advisor	Asst. Prof. Dr. Nomchit Kittichotipanit

Abstract

The purpose of this research is to find the appropriate forecasting model for forecasting the quantity of exporting Thailand's rawsugar using Time Series analysis and Multiple Linear Regression Analysis. For Time Series analysis, Hote-Winters Method, Classical Method and Box-Jenkins Method were used. For Multiple Linear Regression Analysis, Stepwise regression procedure was used for selecting the independent variables affecting the dependent variables. Mean Square Error (MSE) was used in comparing the efficiency of those methods to find the appropriate one. The data set was the secondary data collected from office of Agricultural Economics, Office of the cane and Sugar Board, Bank of Thailand and Meteorological Department during January 2005 to December 2014. The results were as follows.

For Time Series analysis, Box-Jenkins Method with MSE of 1.38294×10^{16} was the best one. For Multiple Linear Regression, the independent variables affecting on dependent variable were rawsugar of exporting index, quantity of exporting molasses, quantity of rainfall average all in Thailand for which all these variables can explain the dependent variable up to 78.0% and had MSE of 5.86×10^{15} . From comparison with the MSEs, it was found that Multiple Linear Regression Analysis was the appropriate method for quantity of exporting Thailand's rawsugar.

Keyword : quantity of exporting rawsugar, Time Series Method, Multiple Linear Regression Analysis

กิตติกรรมประกาศ

วิทยานิพนธ์เล่มนี้สำเร็จลุล่วงไปด้วย เนื่องจากผู้จัดทำได้รับความช่วยเหลือจากบุคคลผู้มีพระคุณหลายท่าน ดังนี้

ขอขอบคุณ ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร. น้อมจิต กิตติโชติพานิชย์ อาจารย์ประจำภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ ที่ได้ให้คำแนะนำ ให้คำปรึกษาอย่างใกล้ชิด ให้ข้อเสนอแนะ และเสนอแนวทางแก้ปัญหารวมทั้งตรวจและแก้ไขวิทยานิพนธ์เล่มนี้ให้มีความสมบูรณ์มากยิ่งขึ้น

ขอขอบพระคุณผู้ช่วยศาสตราจารย์.ดร. มนัส ไพฑูรย์เจริญลาภ ดร.ชานินทร์ ศรีสุวรรณภา อาจารย์ประจำภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง และรองศาสตราจารย์สุมิตรา เรืองพิรกุล อาจารย์ประจำภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยรามคำแหง คณะกรรมการสอบวิทยานิพนธ์ ได้ให้คำแนะนำ ตรวจสอบความถูกต้อง วิทยานิพนธ์ให้มีความสมบูรณ์มากยิ่งขึ้น

ขอขอบคุณหน่วยงานที่เผยแพร่ข้อมูลเพื่อใช้สำหรับการวิจัยในครั้งนี้ สำนักงานคณะกรรมการอ้อย และน้ำตาลทราย สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ธนาคารแห่งประเทศไทย และกรมอุตุนิยมวิทยา

ขอขอบคุณ อ. วารุณี เสือสวย รองผู้อำนวยการวิทยาลัยวังเด็กพัฒนาบริหารธุรกิจ ที่ให้การสนับสนุนในการทำวิทยานิพนธ์ครั้งนี้

สุดท้ายนี้ ขอขอบพระคุณบิดา มารดา และน้องชาย ที่ให้ความช่วยเหลือในทุก ๆ ด้านเป็นกำลังใจ และสนับสนุนให้การทำวิทยานิพนธ์สำเร็จลุล่วงไปได้ด้วยดี

ธวัชชัย เทพเปี่ยม

สารบัญ

	หน้า
บทคัดย่อภาษาไทย.....	ก
บทคัดย่อภาษาอังกฤษ.....	ข
กิตติกรรมประกาศ.....	ค
สารบัญ.....	ง
สารบัญตาราง.....	จ
สารบัญรูป.....	ช
บทที่ 1 บทนำ.....	1
1.1 ความเป็นมาและความสำคัญของงานวิจัย.....	1
1.2 วัตถุประสงค์ของงานวิจัย.....	2
1.3 ขอบเขตของงานวิจัย.....	2
1.4 ขั้นตอนการวิจัย.....	3
1.5 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ.....	3
1.6 คำนียามศัพท์.....	3
บทที่ 2 ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง.....	5
2.1 สถานการณ์การผลิตน้ำตาลทรายดิบ.....	5
2.2 การวิเคราะห์หอนุกรมเวลาและการพยากรณ์.....	12
2.3 การวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ.....	26
2.4 ประสิทธิภาพของการพยากรณ์.....	38
2.5 ผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง.....	39
บทที่ 3 วิธีการดำเนินงานวิจัย.....	43
บทที่ 4 ผลการวิจัย.....	47
บทที่ 5 สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ.....	68
บรรณานุกรม.....	71
ภาคผนวก ก การวิเคราะห์หอนุกรมเวลา.....	73
ภาคผนวก ข การวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ.....	96
ประวัติผู้เขียน.....	111

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญตาราง

ตารางที่	หน้า
2.1 ผลผลิต การบริโภค ส่งออก และนำเข้าน้ำตาลของโลก ปี 2551/52-2556/57	7
2.2 ราคาน้ำตาลทรายดิบตลาดนิวยอร์ก ปี 2551-2557.....	7
2.3 แสดงการเปรียบเทียบการผลิตและการบริโภคของปี 2555/56 กับปี 2556/57	8
2.4 แสดงปริมาณการผลิตน้ำตาลประเภทต่างๆ ของประเทศไทยปี 2552/53-2555/56.....	10
2.5 เนื้อที่เพาะปลูก ผลผลิต ผลิตต่อไร่ และผลผลิตน้ำตาล ปี 2550/51-2556/57	11
2.6 ปริมาณการบริโภคในประเทศและการส่งออกน้ำตาลของไทย ปี 2551-2556	11
2.7 แสดงปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายของประเทศไทยไปยังทวีปต่างๆปี 2555 และ2556	12
2.8 แสดงตลาดส่งออกน้ำตาลทรายและกาน้ำตาลของไทยในทวีปเอเชียปี 2553-2556.....	12
2.9 หลักเกณฑ์ในการเลือกตัวแบบ ARIMA.....	25
2.10 หลักเกณฑ์ในการเลือกตัวแบบ SARIMA.....	25
2.11 การวิเคราะห์ความแปรปรวนของการวิเคราะห์การถดถอยพหุ.....	34
4.1 ผลการทดสอบอิทธิพลของข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบด้วยวิธีการทดสอบ ด้วยวิธีการ ทดสอบแบบไม่ใช้พารามิเตอร์	49
4.2 ค่าดัชนีอิทธิพลของแต่ละเดือนตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม.....	50
4.3 ค่าพยากรณ์แบบHolt –Wintersรูปแบบคูณเดือนมกราคม 2557 ถึงธันวาคม 2557.....	51
4.4 ค่าดัชนีอิทธิพลของฤดูกาลของวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิกรูปแบบคูณ ของแต่ละของเดือนมกราคม พ.ศ. 2557 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2557.....	52
4.5 ค่าพยากรณ์ของวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิกรูปแบบคูณของแต่ละเดือนของเดือน มกราคม พ.ศ. 2557 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2557.....	52
4.6 ลักษณะARIMAจากคลอเรลโรแกรมของ ACFและ PACF ที่เป็นไปได้.....	55
4.7 ลักษณะ SARIMAจากคลอเรลโรแกรมของ ACFและ PACF	55
4.8 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(1,1,0) x SARIMA (0,1,1) ₁₂	56
4.9 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อน.....	57
4.10 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(1,1,0) x SARIMA (0,1,1) ₁₂	57
4.11 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อน.....	58

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.12	ค่า MS ของ Residual ของรูปแบบการพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณการส่งออก น้ำตาลทรายดิบ.....	59
4.13	ค่า MSE ของเทคนิคการพยากรณ์สำหรับข้อมูลการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ.....	59
4.14	ค่าพยากรณ์แบบวิธีของบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method) รูปแบบ ARIMA(1,1,1) x SARIMA(0,1,1) ₁₂ เดือนมกราคม พ.ศ. 2557 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2557	60
4.15	ผลการทดสอบของการแจกแจงแบบปกติตัวแปรตาม Y โดยวิธี Lilliefors.....	61
4.16	ผลการทดสอบการแจกแจงแบบปกติของตัวแปรตาม \sqrt{Y} โดยวิธี Lilliefors	62
4.17	ตัวแปรอิสระที่ถูกเลือกให้อยู่ในสมการโดยวิธีการเพิ่มตัวแปรอิสระทีละขั้นตอน (Stepwise Regression Procedure) พร้อมทั้ง สัมประสิทธิ์การถดถอยความคลาดเคลื่อน มาตรฐาน ค่าสถิติ t ของการพยากรณ์.....	63
4.18	ผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนของ \sqrt{Y} จากตัวแปรอิสระ ตัวแปร 4.....	64
4.19	การทดสอบค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติโดย Lilliefors	65
4.20	การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของ ประเทศไทยปี พ.ศ.2557.....	67

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญรูป

รูปที่	หน้า
2.1 แสดงอุปสงค์ (ปริมาณการบริโภค) และอุปทาน (ปริมาณการผลิต) น้ำตาลทรายดิบ ระหว่างปี 2551/52- 2556/57.....	5
2.2 แสดงปริมาณการส่งออกและการนำเข้าน้ำตาลในตลาดโลก ระหว่างปี 2551/52- 2556/57.....	7
2.3 เนื้อที่เพาะปลูกอ้อย ปี 2550/51-2556/57.....	9
2.4 แสดงปริมาณผลผลิตน้ำตาลทราย ระหว่างปี 2552/53-2555/56.....	10
2.5 แนวโน้มของอนุกรมเวลา.....	13
2.6 แนวโน้มเส้นตรง เมื่อเวลา t ผ่านไป ค่าของ Y_t จะ (ก) เพิ่มขึ้น และ (ข) จะมีค่าลดลงในอัตราคงที่.....	13
2.7 อิทธิพลของฤดูกาลในช่วงเวลา 2 ปี.....	14
2.8 อิทธิพลของวัฏจักรธุรกิจในช่วงเวลา t	14
2.9 แสดงลักษณะของค่าความคลาดเคลื่อน กรณีที่ค่าความแปรปรวน (ก) คงที่ (ข) เพิ่มขึ้น (ค) ลดลง.....	31
4.1 กราฟแสดงข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึง เดือนมกราคม 2556	48
4.2 กราฟอนุกรมเวลาหลังจากการหาผลต่างแนวโน้มของอนุกรมเวลา 1 ครั้ง	53
4.3 กราฟอนุกรมเวลาหลังจากการหาผลต่างแนวโน้มของอนุกรมเวลา 1 ครั้ง และหาผลต่างของฤดูกาล 1 ครั้ง	54
4.4 การเคลื่อนที่ของ Autocorrelation ของอนุกรมเวลาน้ำตาลทรายดิบ.....	54
4.5 การเคลื่อนที่ของ Partial - Autocorrelation ของอนุกรมเวลาน้ำตาลทรายดิบ.....	55
4.6 เปรียบเทียบค่าพยากรณ์และค่าจริงที่เก็บได้ รายเดือนปี 2557.....	61
4.7 แผนภาพการกระจายระหว่างค่าคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (e_i) กับค่าประมาณ \hat{Y}_i ของสมการ ถดถอยของการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทย	66

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

บทที่ 1

บทนำ

1.1 ความเป็นมาและความสำคัญ

น้ำตาลทรายเป็นสินค้าอุตสาหกรรมการเกษตรที่สำคัญสินค้าหนึ่งในอุตสาหกรรมบุกเบิกการสร้างรากฐานที่แข็งแกร่งของประเทศไทย สร้างรายได้เป็นเงินตราต่างประเทศ ซึ่งผลผลิตน้ำตาลทราย 2 ใน 3 ส่งออกไปต่างประเทศ เป็นมูลค่ามากกว่า 40,000 ล้านบาทต่อปี เป็นอุตสาหกรรมที่ใช้ผลผลิตทางการเกษตรนำมาแปรรูปเป็นน้ำตาลทราย เพื่อใช้ในการบริโภคภายในประเทศและส่งออก โดยประเทศไทยนับเป็นประเทศผู้ส่งออกน้ำตาลทรายรายใหญ่เป็นอันดับ 3 ของโลก รองจากบราซิลและออสเตรเลีย และประเทศไทยเป็นอันดับหนึ่งในเอเชีย น้ำตาลทรายนอกจากจะใช้บริโภคในครัวเรือนเพื่อ ประกอบอาหารและทำขนมหวานแล้ว ยังใช้ในอุตสาหกรรมอาหารที่ต้องการรสชาติ รุปร่าง หรือให้คุณค่าแก่ร่างกาย ได้อีกหลายร้อยประเภท เช่น อุตสาหกรรมน้ำอัดลม นมข้นหวาน ไอศกรีม ขนมปัง สุรา เบียร์ ไวน์ ลูกกวาดขนมหวาน อุตสาหกรรมอาหารต่างๆ เช่น ผลิตภัณฑ์ผลไม้กระป๋อง อาหารกระป๋องผักกระป๋อง เป็นต้น (น้ำตาลทรายกาญจนบุรี, 2558: ออนไลน์)

ในอดีตการค้าน้ำตาลในตลาดโลกมีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างอย่างมีนัยสำคัญ ตั้งแต่ปี 2000 การค้าน้ำตาลในขณะนั้นส่วนใหญ่จะเป็นในลักษณะน้ำตาลทรายดิบ โดยในช่วงปี 2000-2005 การส่งออกน้ำตาลทรายดิบเฉลี่ยอยู่ที่ 23.3 ล้านตัน เมื่อเปรียบเทียบกับการส่งออกน้ำตาลทรายขาวจะอยู่ที่ 20 ล้านตัน โดยปริมาณการค้าน้ำตาลทรายขาวในระดับนานาชาติจะถูกจำกัดอยู่ที่ 20-25 ล้านตัน แต่ทั้งนี้การส่งออกน้ำตาลทรายดิบกลับมีเพิ่มมากขึ้นอย่างมีนัยสำคัญ โดยมีมากกว่า 10 ล้านตัน จนถึงเกือบ 25 ล้านตัน (สำนักคณะกรรมการอ้อย, 2558: ออนไลน์)

น้ำตาลทรายดิบ คือน้ำตาลผลิตจากอ้อยโดยตรง เป็นน้ำตาลที่ได้จากกระบวนการผลิตขั้นต้นโดยกระบวนการเคี้ยวและตกผลึกน้ำตาล โดยทั่วไปมีค่าสีสูงกว่า 1,500 ICUMSA สีจะมีลักษณะเป็นสีน้ำตาลเข้ม มีสิ่งสกปรกเจือปนสูง ความบริสุทธิ์ต่ำ เป็นเกล็ดใส สีน้ำตาลเข้มอ่อนถึงเข้ม มีความชื้นปานกลาง เกล็ดน้ำตาลจะจับติดกันไม่ร่วน น้ำตาลชนิดนี้ไม่สามารถนำไปบริโภคโดยตรงได้ ต้องนำน้ำตาลไปผ่านกระบวนการรีไฟน์หรือทำให้บริสุทธิ์ก่อนเพื่อผลิตเป็นน้ำตาลทรายขาวหรือน้ำตาลทรายขาวบริสุทธิ์

จากการสำรวจพื้นที่ปลูกอ้อยจะมีปริมาณพื้นที่เพาะปลูกอ้อยเพิ่มขึ้นเกือบทุกภาคของประเทศไทยเนื่องจากการสนับสนุนให้ปลูกกันมาก เนื่องจากประเทศไทยมีสภาพภูมิอากาศที่เอื้ออำนวยเป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เหมาะสมแก่การปลูกอ้อย การที่ประเทศไทยเพิ่มพื้นที่เพาะปลูกอ้อยมากขึ้นทำให้ปริมาณอ้อยเข้าสู่โรงงานอุตสาหกรรมมากขึ้น และจะมีผลผลิตน้ำตาลทรายที่เพิ่มขึ้นทำให้ประเทศมีรายได้จากการส่งออกน้ำตาลทรายไปจำหน่ายยังต่างประเทศ

ในขณะที่ตลาดโลกก็ยังมีความต้องการน้ำตาลทรายในปริมาณที่เพิ่มขึ้นโดยตลอด การรักษาศักยภาพในการส่งออกน้ำตาลทรายของไทย สามารถทำให้เพิ่มรายได้ให้แก่ประเทศได้เป็นอย่างดี ด้วยเหตุนี้ผู้วิจัยสนใจที่จะศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ ซึ่งผลการศึกษจะเป็นข้อมูลให้หน่วยงานของรัฐบาลและผู้ที่เกี่ยวข้องกับอุตสาหกรรมอ้อยและน้ำตาลทราย รวมทั้งกลุ่มบริษัทอ้อยและน้ำตาลทรายของไทย ในงานวิจัยครั้งนี้จะศึกษาถึงเทคนิคการพยากรณ์ 2 แบบคือ

1. การวิเคราะห์อนุกรมเวลา (Time Series) เป็นการพิจารณาลักษณะของอนุกรมเวลาว่ามีสหสัมพันธ์กันอย่างไร เพื่อสร้างเป็นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสม
2. การวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ (Multiple Linear Regression Analysis) เป็นวิธีสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่มีการนำตัวแปรอิสระที่มีอิทธิพลต่อตัวแปรตามเข้าร่วมพิจารณาด้วย เพื่อใช้หาตัวแบบพยากรณ์การส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทยและเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ทั้ง 2 วิธีข้างต้นโดยใช้ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Mean Square Error : MSE)

1.2 วัตถุประสงค์ของการศึกษา

เพื่อคัดเลือกตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์การส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทย โดยการเปรียบเทียบตัวแบบโดยวิธีอนุกรมเวลาและวิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ

1.3 ขอบเขตการวิจัย

1.3.1 ข้อมูลที่ใช้ในการวิจัยเป็นข้อมูลทุติยภูมิซึ่งเป็นข้อมูลรายเดือนจำนวน 120 เดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557 ประกอบด้วย

ตัวแปรอิสระคือ

1. ปริมาณผลผลิตอ้อย (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2557)
2. ราคาอ้อยโรงงานรายเดือนที่เกษตรกรขายได้ที่ไร่นา (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2557)
3. ปริมาณการส่งออกกากน้ำตาลทราย (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2557)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4. ราคาน้ำตาลทรายขาวตลาดลอนดอลล่วงหน้าเฉลี่ยรายเดือน (สำนักงานคณะกรรมการอ้อยและน้ำตาลทราย, 2557)
5. ราคาน้ำตาลทรายดิบตลาดนิวยอร์กล่วงหน้าเฉลี่ยรายเดือน (สำนักงานคณะกรรมการอ้อยและน้ำตาลทราย, 2557)
6. อัตราแลกเปลี่ยนดอลลาร์เทียบกับเงินบาทไทย (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2557)
7. อัตราเงินเฟ้อ (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2557)
8. ดัชนีราคาผู้บริโภค (ปีฐาน 2554) (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2557)
9. ราคาส่งออกน้ำตาลทรายดิบ (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2557)
10. ราคาขายปลีกน้ำตาลทรายขาว (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2557)
11. ดัชนีราคาสินค้าเกษตรที่ขายได้ (ปีฐาน 2554) (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2557)
12. ปริมาณน้ำฝนเฉลี่ยทั่วประเทศ (กรมอุตุนิยมวิทยา, 2557)
13. ดัชนีการส่งน้ำตาลทรายดิบ (ปีฐาน 2554) (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2557)
14. มูลค่าการส่งออกสินค้าอุตสาหกรรม (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2557)
15. มูลค่าการนำเข้าสินค้าอุตสาหกรรม (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2557)
16. ดัชนีราคาสินค้าส่งออก (ปีฐาน 2554) (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2557)
17. ดัชนีราคาสินค้านำเข้า (ปีฐาน 2554) (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2557)
18. ราคาน้ำมันดีเซล (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2557)
19. ราคาน้ำมันเตา (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2557)

ตัวแปรตามคือ : ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2557)

1.3.2 เทคนิคที่ใช้ในการพยากรณ์อนุกรมเวลา (Time Series) และวิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ (Multiple Linear Regression Analysis)

1.4 ขั้นตอนการวิจัย

1.4.1 ศึกษาถึงปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อปริมาณการส่งออกของน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทย จากงานวิจัยก่อนหน้า

1.4.2 ทำการรวบรวมข้อมูล

1.4.3 นำข้อมูลมาวิเคราะห์ วิธีอนุกรมเวลา(Time Series) และวิเคราะห์การถดถอยแบบพหุ (Multiple Linear Regression Analysis)

1.4.4 สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

1.5 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

ได้ตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทยและเพื่อเป็นข้อมูลให้หน่วยงานของรัฐบาลและผู้ที่เกี่ยวข้องกับอุตสาหกรรมอ้อยและน้ำตาลทราย รวมทั้งกลุ่มบริษัทอ้อยและน้ำตาลทรายของไทยนำไปใช้ให้เกิดประโยชน์ต่อไป

1.6 นิยามศัพท์

น้ำตาลทรายดิบ (Raw Sugar) เป็นน้ำตาลทรายที่ได้จากกระบวนการผลิตขั้นต้นโดยผ่านกระบวนการเคี้ยวและตกผลึก น้ำตาลทรายดิบจะมีสีน้ำตาลเข้ม มีสิ่งสกปรกเจือปนอยู่ และความบริสุทธิ์ต่ำ โดยทั่วไปจะมีค่าสีสูงไม่สามารถนำไปบริโภคได้โดยตรง จะส่งออกเพื่อจำหน่ายในตลาดต่างประเทศ หรือเก็บไว้เป็นวัตถุดิบเพื่อผลิตน้ำตาลทรายขาวและน้ำตาลทรายขาวบริสุทธิ์ (ทัศนศึกษาออนไลน์, 2558: ออนไลน์)

ดัชนีราคาผู้บริโภค คือตัวชี้วัดการเปลี่ยนแปลงราคาสินค้าและบริการ โดยเฉลี่ยที่ผู้บริโภคนำไปสำหรับกลุ่มสินค้าและบริการที่กำหนด (สำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า, 2558: ออนไลน์)

ดัชนีราคาสินค้าเกษตรที่เกษตรกรขายได้ คือ การเปรียบเทียบราคาสินค้าในช่วงระยะเวลาหนึ่ง ๆ กับราคาสินค้าเกษตรอย่างเดียวกันในช่วงเวลาตั้งต้น ซึ่งมีค่าเฉพาะเรียกว่า ปีฐาน (Base Year) โดยกำหนดให้ค่าดัชนีในปีฐานเป็น 100 (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2555: ออนไลน์)

อัตราเงินเฟ้อ (Inflation rate) หมายถึงอัตราการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาของปีปัจจุบันเปรียบเทียบกับดัชนีราคาของปีก่อน หรืออัตราการเปลี่ยนแปลงที่เปรียบเทียบระหว่างช่วงเวลาต่อเนื่องกัน การวัดอัตราเงินเฟ้ออาจวัดด้วยดัชนีราคาผู้ผลิต (กรมส่งเสริมอุตสาหกรรม, 2558: ออนไลน์)

กากน้ำตาล (Molasses) คือผลพลอยได้จากการผลิตน้ำตาล นิยมนำมาใช้เป็นวัตถุดิบสำคัญในภาคอุตสาหกรรมหลายประเภท เช่น อุตสาหกรรมอาหารสัตว์ การผลิตสุรา แอลกอฮอล์ ผลิตภัณฑ์นม น้ำส้มสายชู เป็นต้น (ทัศนศึกษาออนไลน์, 2558: ออนไลน์)

ดัชนีราคาส่งออก คือตัวเลขทางสถิติที่ใช้วัดการเปลี่ยนแปลงของราคาสินค้าส่งออก ในช่วงเวลาหนึ่งเปรียบเทียบกับช่วงเวลา ณ ปีฐาน (สำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า, 2540: ออนไลน์)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ดัชนีราคานำเข้า คือตัวเลขทางสถิติที่ใช้วัดการเปลี่ยนแปลงของราคาสินค้าที่นำเข้าจากต่างประเทศ ในช่วงเวลาหนึ่งเปรียบเทียบกับช่วงเวลา ณ ปุณฺณ (สำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า, 2540: ออนไลน์)

ดัชนีการส่งน้ำตลทรายดิบ คือตัวชี้ทิศทางของระดับการขนส่งน้ำตลทรายดิบทั้งภายในประเทศและระหว่างประเทศ ซึ่งจะสะท้อนให้เห็นภาวะการจำหน่ายสินค้าในแต่ละเดือนว่า เป็นอย่างไร (สำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม, 2558: ออนไลน์)



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

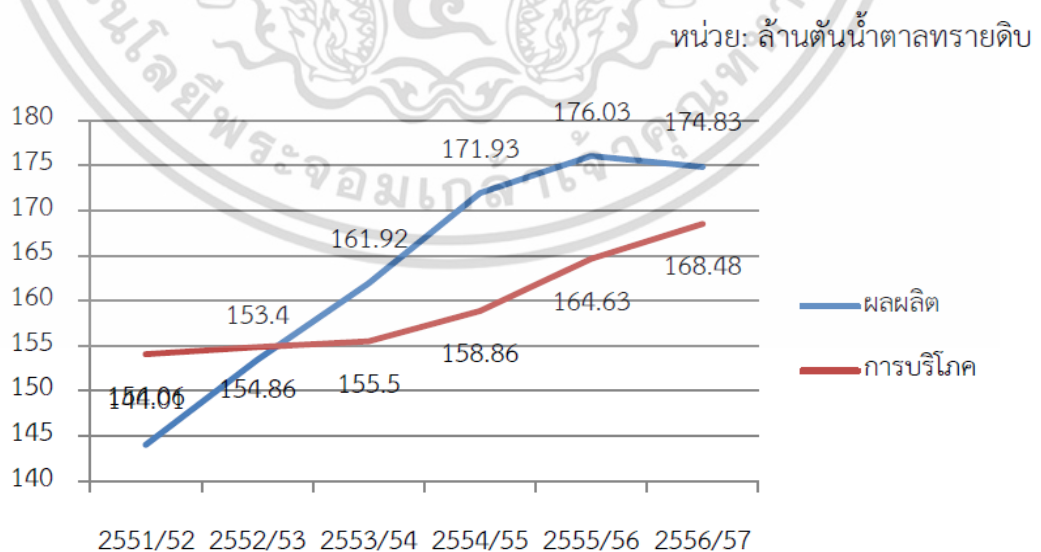
บทที่ 2

ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ในบทนี้จะกล่าวถึงทฤษฎีที่เกี่ยวข้องกับการศึกษา คือ สถานการณ์การผลิตน้ำตาลทรายดิบ การวิเคราะห์อนุกรมเวลาและการพยากรณ์ การวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์และผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง ดังนี้

2.1 สถานการณ์การผลิตน้ำตาลทรายดิบ

ประเทศส่วนใหญ่ในตลาดโลกไม่สามารถผลิตน้ำตาลทรายได้ ในขณะที่บางประเทศผลิตได้ไม่เพียงพอกับความต้องการใช้ในประเทศ เช่น จีน สหรัฐอเมริกา เป็นต้น ซึ่งประเทศผู้ผลิตและผู้ส่งออกน้ำตาลรายใหญ่ของโลก ได้แก่ บราซิล ไทย อินเดีย และออสเตรเลีย อย่างไรก็ตาม ปริมาณอุปทานน้ำตาลที่ผลิตได้ในตลาดโลกในช่วงที่ผ่านมา มีมากกว่าปริมาณอุปสงค์ ทำให้สต็อกน้ำตาลสะสมในตลาดโลกเพิ่มขึ้น เป็นผลให้ราคาน้ำตาลในตลาดโลกลดลงอย่างต่อเนื่อง อย่างไรก็ตาม ความต้องการน้ำตาลในตลาดโลกมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น จึงคาดว่าราคาในอนาคตจะไม่ลดลงต่อไปอย่างต่อเนื่อง สำหรับรายละเอียดข้อมูลทางการผลิต การตลาด และแนวโน้มของตลาด มีดังนี้ การผลิต ปี 2556/57 กระทรวงเกษตรสหรัฐฯ (USDA) ประมาณการผลผลิตน้ำตาลทรายดิบ ของโลกมีปริมาณ 174.83 ล้านตัน ลดลงจาก 176.03 ล้านตัน ของปี 2555/56 เล็กน้อย เพียงร้อยละ 0.68 ซึ่งมีปริมาณการผลิตใกล้เคียงกับปีการผลิตที่ผ่านมา เนื่องจากประเทศผู้ผลิตที่สำคัญหลายประเทศ ได้แก่ บราซิล อินเดีย จีน สหรัฐอเมริกา เม็กซิโก ออสเตรเลีย และปากีสถาน ยังคงมีการผลิตจำนวนมากอย่างต่อเนื่อง



รูปที่ 2.1 แสดงอุปสงค์ (ปริมาณการบริโภค) และอุปทาน (ปริมาณการผลิต) น้ำตาลทรายดิบระหว่างปี 2551/52- 2556/57

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

น้ำตาลทรายดิบ (Raw Sugar) คือ น้ำตาลทรายที่ใช้ส่งออกเพื่อจำหน่ายในต่างประเทศ หรือ เก็บไว้เป็นวัตถุดิบในการผลิตน้ำตาลทรายขาว โดยน้ำตาลทรายดิบจะมีสีน้ำตาลเข้ม มีสิ่งสกปรกเจือปนอยู่ และมีความบริสุทธิ์ (Medicthai, 2558: ออนไลน์) โดยมีกระบวนการผลิตคือ (1) ทำการสกัดน้ำอ้อยโดยผ่านอ้อยเข้าไปในชุดลูกหีบ (4-5 ชุด) และกากอ้อยที่ผ่านการสกัดน้ำอ้อยจากลูกหีบชุดสุดท้าย จะถูกนำไปเป็นเชื้อเพลิงเผาไหม้ภายในเตาหม้อไอน้ำ เพื่อผลิตไอน้ำมาใช้ในกระบวนการผลิต และน้ำตาลทราย (2) น้ำอ้อยที่สกัดได้ทั้งหมดจะเข้าสู่กระบวนการทำใส เนื่องจากน้ำอ้อยมีสิ่งสกปรกต่าง ๆ จึงต้องแยกเอาส่วนเหล่านี้่ออกโดยผ่านวิธีทางกล เช่น ผ่านเครื่องกรองต่าง ๆ และวิธีทางเคมี เช่น โดยให้ความร้อน และผสมปูนขาว (3) น้ำอ้อยที่ผ่านการทำใสแล้วจะถูกนำไปเข้าสู่ชุดหม้อต้ม (Multiple Evaporator) เพื่อระเหยเอาน้ำออก(ประมาณ 70 %) โดยน้ำอ้อยชั้นที่ออกมาจากหม้อต้มลูกสุดท้าย เรียกว่า น้ำเชื่อม (Syrup) (4) น้ำเชื่อมที่ได้จากการต้มจะถูกนำไปเข้าหม้อเคี้ยวระบบสุญญากาศ (Vacuum Pan) เพื่อระเหยน้ำออกจนน้ำเชื่อมถึงจุดอิ่มตัว ที่จุดนี้ผลึกน้ำตาลจะเกิดขึ้นมา โดยที่ผลึกน้ำตาล และกากน้ำตาลที่ได้จากการเคี้ยวนี้รวมเรียกว่า เมสสิควิท (Messequite) (5) เมสสิควิทที่ได้จากการเคี้ยวจะถูกนำไปปั่นแยกผลึกน้ำตาลออกจาก กากน้ำตาล โดยใช้เครื่องปั่น (Centrifugals) ผลึกน้ำตาลที่ได้นี้จะเป็นน้ำตาลดิบ (บริษัทไทยชูการ์ มิลเลอร์, 2558)

ประเทศไทยผลิตน้ำตาลส่วนใหญ่เพื่อส่งออกต่างประเทศประมาณร้อยละ 70 ของผลผลิตทั้งหมด ส่วนที่เหลือใช้ในประเทศ โดยประเทศที่ปลูกอ้อยและผลิตน้ำตาลทรายได้มากกว่าปริมาณความต้องการภายในประเทศมีเพียงไม่กี่ประเทศ เช่น ประเทศบราซิล อินเดีย ไทย ออสเตรเลีย กัวเตมาลา คิวบา เป็นต้น ซึ่งประเทศไทยเป็นผู้ส่งออกน้ำตาลทรายเป็นอันดับสองของโลก รองจากประเทศบราซิล ประเทศไทยมีมูลค่าการผลิตน้ำตาลมากกว่า 1.9 แสนล้านบาท และมีรายได้จากการส่งออกมากกว่า 1.2 แสนล้านบาท นอกจากนี้ ยังเป็น การสร้างงานให้ชาวไร่อ้อยและแรงงานเก็บเกี่ยวกว่า 6 แสนราย ทั้งนี้ ต้นทุนการผลิตอ้อยและน้ำตาลทรายของประเทศไทยมีแนวโน้มสูงขึ้น และอ้อยเป็นสินค้าที่อยู่ภายใต้ภาษีข้อตกลง WTO ทำให้ประเทศไทยจำเป็นต้องเพิ่มประสิทธิภาพการผลิตอ้อยและน้ำตาล และเพิ่มประสิทธิภาพการจัดการโลจิสติกส์ ตลอดจนการแปรรูปเป็นเอทานอล และผลิตภัณฑ์ที่มีมูลค่าสูง เพื่อให้เกิดความมั่นคงและยั่งยืนในอุตสาหกรรมอ้อยและน้ำตาลต่อไป

2.1.1. การตลาดของน้ำตาลทรายดิบ

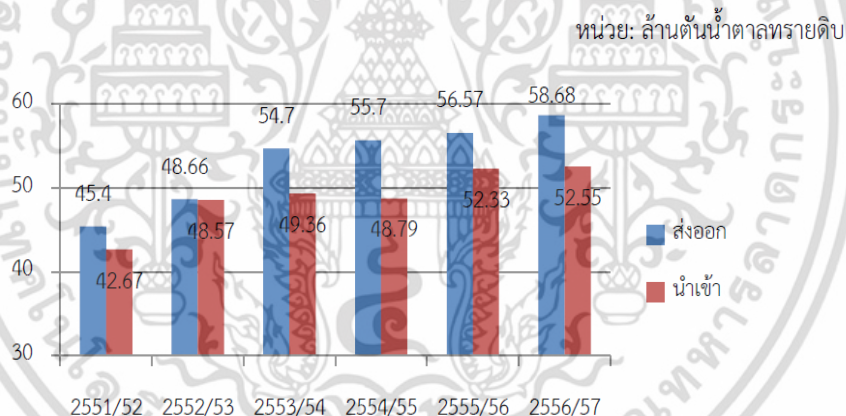
1) ความต้องการบริโภค การบริโภคน้ำตาลของโลก ปี 2556/57 คาดว่ามีปริมาณ 168.48 ล้านตัน เพิ่มขึ้นจาก 164.63 ล้านตันของปี 2555/56 ร้อยละ 2.34 โดยคาดว่าความต้องการบริโภคน้ำตาลทรายของประเทศ อินเดีย จีน บราซิล สหรัฐอเมริกา รัสเซีย อินโดนีเซีย ปากีสถาน และอียิปต์ มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

2) ราคา ปี 2557 (ม.ค.-ก.พ.) ราคาน้ำตาลทรายดิบตลาดนิวยอร์กเคลื่อนไหวอยู่ในระดับ 17.73 เซนต์ต่อปอนด์ หรือกิโลกรัมละ 12.72 บาท ลดลงจาก 16.66 เซนต์ต่อปอนด์ หรือกิโลกรัมละ 11.95 บาท ในปี 2556 ร้อยละ 16.42 และ 16.44 ตามลำดับ ซึ่งราคาน้ำตาลทรายในตลาดโลกปรับตัวลดลงอย่างต่อเนื่อง นับตั้งแต่ปี 2554 เป็นต้นมา เนื่องจากปริมาณการผลิตในตลาดโลกที่ผ่านมามีจำนวนมากกว่าปริมาณการบริโภค จึงทำให้ปริมาณสต็อกน้ำตาลในตลาดโลกสะสมเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง ส่งผลต่อระดับราคาน้ำตาลในตลาดโลก อย่างไรก็ตาม ความต้องการบริโภคในตลาดโลกยังมีแนวโน้มขยายตัวอย่างต่อเนื่อง จึงคาดว่าราคาน้ำตาลทรายในอนาคตจะไม่ลดลงอย่างรวดเร็วเหมือนที่ผ่านมา

3) การส่งออก ปี 2556/57 ปริมาณส่งออกน้ำตาลทรายของโลกเพิ่มขึ้นเป็น 58.68 ล้านตัน เพิ่มขึ้นจาก 56.57 ล้านตัน ของปี 2555/56 หรือคิดเป็นร้อยละ 3.73 เนื่องจากประเทศผู้ผลิตน้ำตาลทรายที่สำคัญของโลกผลิตได้มากเพียงพอกับความต้องการใช้และมีเหลือเพื่อส่งออกมากขึ้น

4) การนำเข้าน้ำตาลทรายของโลก ปี 2556/57 มีปริมาณ 52.55 ล้านตัน เพิ่มขึ้นจาก 52.33 ล้านตัน ของปี 2555/56 ร้อยละ 0.42 เนื่องจากประเทศผู้นำเข้าที่สำคัญ ได้แก่ อินโดนีเซีย จีน แอลจีเรีย และสหรัฐอเมริกาเพิ่มขึ้น



รูปที่ 2.2 แสดงปริมาณการส่งออกและการนำเข้าน้ำตาลในตลาดโลก ระหว่างปี 2551/52- 2556/57

ตารางที่ 2.1 ผลผลิต การบริโภค การส่งออก และนำเข้าน้ำตาลของโลก ปี 2551/52-2556/57

ปี	ผลผลิต	การบริโภค	ส่งออก	นำเข้า
2551/52	144.01	154.06	45.40	42.67
2552/53	153.40	154.86	48.66	48.57
2553/54	161.92	155.50	54.70	49.36
2554/55	171.93	158.86	55.70	48.79
2555/56	176.03	164.63	56.57	52.33
2556/57	174.83	168.48	58.68	52.55

ตารางที่ 2.2 ราคาน้ำตาลทรายดิบตลาดนิวยอร์ก ปี 2551-2557

ปี	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	อัตราเพิ่ม (ม.ค.-กพ.) (ร้อยละ)
เซ็น/ปอนด์	12.11	17.91	22.49	27.22	22.14	16.66	17.73	6.42
บาท/กิโลกรัม	8.826	13.46	15.62	18.20	15.12	11.95	12.72	6.44

ตารางที่ 2.3 แสดงการเปรียบเทียบการผลิตและการบริโภคของปี 2555/56 กับปี 2556/57

หน่วย : ล้านตัน

รายการ	2555/56	2556/57
การผลิต	182.96	180.84
การบริโภค	172.70	176.34
ส่วนเกิน	10.26	4.50
การนำเข้า	54.01	52.69
การส่งออก	55.74	57.05
สต็อก	74.04	74.37

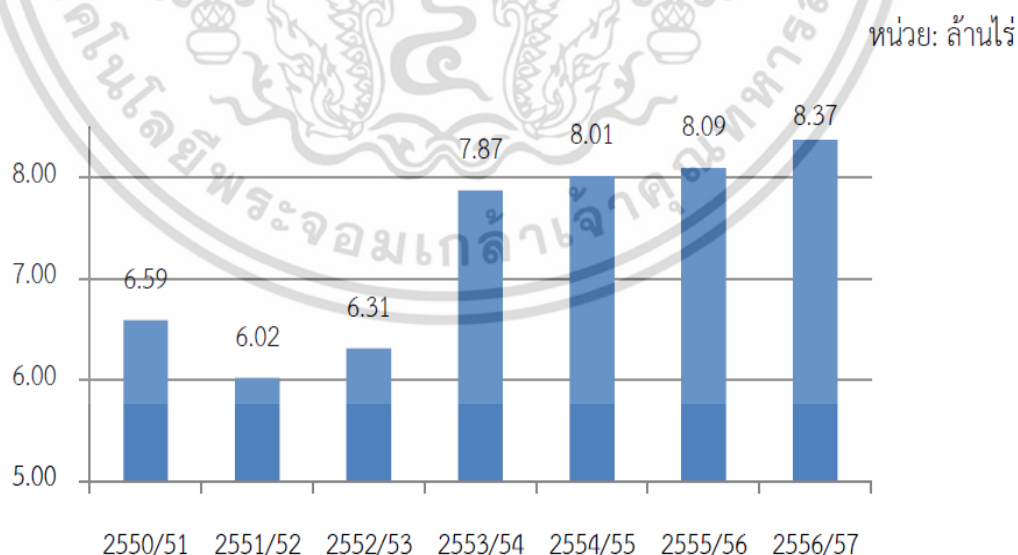
อย่างไรก็ตาม หากพิจารณาศักยภาพของตลาดน้ำตาลทรายในภูมิภาคเอเชีย จะพบว่า มีปริมาณการผลิตต่ำกว่าความต้องการบริโภคอย่างต่อเนื่องดังตารางที่ 2.3 ตั้งแต่ปี 2551/52 ถึง 2555/56 และใน ปี 2556/57 มีการผลิตต่ำกว่าความต้องการบริโภคอยู่ประมาณ 6.9 ล้านตัน ทั้งนี้ ประเทศที่มีความต้องการบริโภคส่วนเกินสูงกว่าปริมาณการผลิตที่สำคัญ ได้แก่ อินโดนีเซีย จีน และ อินเดีย โดยมีส่วนเกินอยู่ที่ 3.1 ล้านตัน 2.5 ล้านตัน และ 0.7 ล้านตัน ตามลำดับ

2.1.2 สถานการณ์การตลาดของไทย

ประเทศไทยมีการขยายพื้นที่การเพาะปลูกอ้อยมากกว่า 8 ล้านไร่ มีผลผลิตมากกว่า 10 ล้านตัน ซึ่งมีโรงงานที่ได้รับอนุญาต 61 โรงงาน แต่มีเพียง 50 โรงงานที่สามารถดำเนินการผลิตได้ เป็นผลให้โรงงานต้องเดินเครื่องจักรเกินกว่ากำลังการผลิต (Over Capacity) ส่งผลให้การทับอ้อยในแต่ละฤดูการผลิตล่าช้าออกไปจาก 120 วัน เป็น 181 วัน ทำให้ประสิทธิภาพการผลิตและความหวานของน้ำตาลทรายลดลง อย่างไรก็ตาม ประเทศไทยก็ยังเป็นประเทศที่สามารถส่งออกน้ำตาลได้เป็นอันดับสองของโลก มีส่วนแบ่งการตลาดในตลาดโลกมากกว่าร้อยละ 13 โดยมีคู่แข่งที่สำคัญ คือ บราซิล อินเดีย และออสเตรเลีย และมีคู่ค้าที่สำคัญ คือ อินโดนีเซีย ญี่ปุ่น สาธารณรัฐเกาหลี กัมพูชา นอกจากนี้ ประเทศไทยยังได้มีการแปรรูปเป็นพลังงานเชื้อเพลิงชีวภาพและผลิตภัณฑ์ที่มีมูลค่าสูง เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เพิ่มขึ้นอีกด้วย การส่งเสริมการขยายพื้นที่ปลูกอ้อยโรงงานของภาครัฐที่ผ่านมา เป็นผลให้พื้นที่การปลูกอ้อยและปริมาณผลผลิตอ้อยเพิ่มขึ้น รวมทั้งประสิทธิภาพการผลิตอ้อยที่เพิ่มขึ้น ทำให้มีผลผลิตเฉลี่ยมากกว่า 12 ตันต่อไร่ ตลอดจนกระบวนการจัดการโลจิสติกส์ของโรงงานน้ำตาลได้มีการพัฒนาขึ้น ทำให้ประเทศไทยสามารถเพิ่มขีดความสามารถในการแข่งขันในตลาดโลกและรักษาความเป็นผู้นำอันดับสองในการส่งออกน้ำตาลทรายของโลก นอกจากนี้กระบวนการผลิตในอุตสาหกรรมอ้อยและน้ำตาลของไทยยังได้มีการพัฒนาไปสู่อุตสาหกรรมต่อเนื่อง เช่น ในการผลิตเชื้อเพลิงชีวภาพ เป็นต้น สำหรับปัญหาที่ประสบในการปลูกอ้อยเพื่อป้อนเข้าสู่โรงงานที่สำคัญ คือ ต้นทุนการผลิตที่เพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง และปัญหาการขาดแคลนแรงงานในการเก็บเกี่ยวอ้อยสำหรับรายละเอียดในการผลิตอ้อยและน้ำตาลทรายของไทย มีดังนี้

1) การเพาะปลูก ช่วงระยะเวลาในการปลูกอ้อยโรงงาน จะอยู่ระหว่างเดือนตุลาคม-กรกฎาคม และเก็บเกี่ยวในช่วงเดือนพฤศจิกายน - พฤษภาคม โดยในปี 2555 มีจำนวนเกษตรกรที่ปลูกอ้อยประมาณ 261,934 ราย และต้นทุนการผลิตอยู่ที่ตันละ 711 บาท การผลิตในปี 2556/57 มีเนื้อที่เพาะปลูก 8.37 ล้านไร่ เพิ่มขึ้นจาก 8.09 และ 8.01 ล้านไร่ ในปี 2555/56 และ ปี 2554/55 ร้อยละ 3.46 และ 4.49 ตามลำดับ โดยสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรรายงานว่า พื้นที่การเพาะปลูกอ้อยที่เพิ่มขึ้นดังกล่าว เนื่องมาจากการส่งเสริมให้เกษตรกรปลูกอ้อยเพิ่มขึ้น ทำให้เกษตรกรขยายพื้นที่ปลูกอ้อยทดแทนในพื้นที่ปลูกมันสำปะหลัง ประกอบกับผลผลิตเฉลี่ยต่อไร่สูงขึ้นจากการบำรุงต่ออ้อย

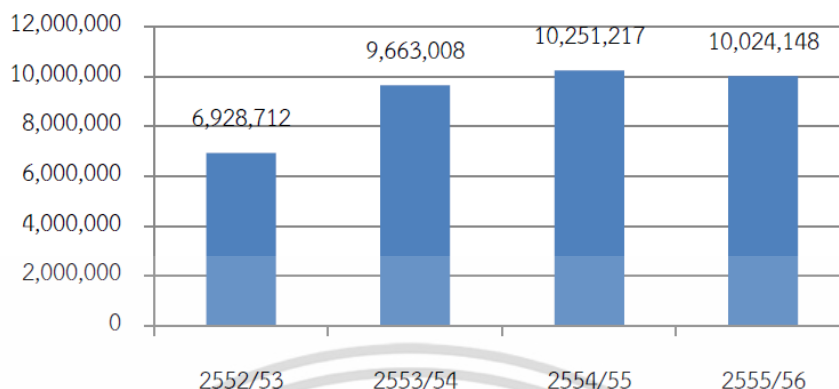


และการปรับปรุงดิน ส่งผลให้ผลผลิตอ้อยโรงงานโดยรวมเพิ่มขึ้นอีกด้วย

รูปที่ 2.3 เนื้อที่เพาะปลูกอ้อย ปี 2550/51-2556/57

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

หน่วย : ตัน



รูปที่ 2.4 แสดงปริมาณการผลิตน้ำตาลทราย ระหว่างปี 2552/53-2555/56

ตารางที่ 2.4 แสดงปริมาณการผลิตน้ำตาลประเภทต่างๆของประเทศไทย ปี 2552/53-2555/56

ประเภท	ปีการผลิต			
	2552/53	2553/54	2554/55	2555/56
รวมทั้งสิ้น	6,928,712	9,663,008	10,251,217	10,024,148
น้ำตาลทรายขาว	2,991,953	4,029,545	3,744,328	3,673,169
น้ำตาลทรายดิบ	3,856,580	5,504,327	6,399,877	6,271,955
ชนิดอื่นๆ	80,179	129,136	107,012	79,024

หน่วย : ตัน

2) การตลาดของน้ำตาลทรายของไทย

ตลาดน้ำตาลทรายที่สำคัญของประเทศไทยแบ่งออกเป็น 2 ตลาดสำคัญ คือ ตลาดภายในประเทศและตลาดต่างประเทศ มีปริมาณการค้าจำนวน 2.6 และ 7.7 ล้านตัน ตามลำดับ โดยตลาดภายในประเทศมีสองกลุ่มลูกค้าที่สำคัญ คือ ตลาดผู้บริโภคน้ำตาลทรายโดยตรงและตลาดการบริโภคทางอ้อม โดยตลาดผู้บริโภคน้ำตาลทรายที่สำคัญ คือภาคอุตสาหกรรมเครื่องดื่มและอุตสาหกรรมอาหารและผลไม้กระป๋อง สำหรับรายละเอียดในเรื่องการตลาดน้ำตาลทรายของประเทศไทย มีดังนี้

2.1) ความต้องการบริโภค คณะกรรมการอ้อยและน้ำตาลทรายและสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรได้คาดการณ์ว่า ปริมาณน้ำตาลทรายสำหรับผู้บริโภคภายในประเทศปี 2557 จำนวน 2.60 ล้านตัน เพิ่มขึ้นจาก 2.50 ล้านตัน ในปี 2556 ร้อยละ 4.00

2.2) ราคา โดยราคาอ้อยที่เกษตรกรขายได้ในปี 2555/56 ตันละ 953 บาท ลดลงร้อยละ 1.24 จากปี 2555/54 (ตันละ 965 บาท) ขณะที่ราคาอ้อยที่เกษตรกรขายได้ตลอดทั้งปี 2556 เฉลี่ย

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

อยู่ที่ ต้นละ 886 บาท สำหรับราคาส่งออกน้ำตาลทรายดิบในปี 2556 ต้นละ 13,316 บาท ตามราคาน้ำตาลทรายในตลาดโลกที่ปรับตัวลดลงอย่างต่อเนื่อง และปริมาณการผลิตน้ำตาลทรายในตลาดโลกที่มีปริมาณมากกว่าปริมาณความต้องการในการบริโภค

ตารางที่ 2.5 เนื้อที่เพาะปลูก ผลผลิต ผลิตต่อไร่ และผลผลิตน้ำตาล ปี 2550/51-2556/57

ปี	เนื้อที่เพาะปลูก (ล้านไร่)	ผลผลิต (ล้านตัน)	ผลผลิตต่อไร่ (ตัน)	ผลผลิตน้ำตาล (ล้านตัน)
2550/51	6.59	73.50	11.16	7.82
2551/52	6.02	66.82	11.09	7.19
2552/53	6.31	68.81	10.91	6.93
2553/54	7.87	95.95	12.19	9.66
2554/55	8.01	98.40	12.28	10.25
2555/56	8.09	99.61	12.31	10.02
2556/57	8.37	102.98	12.30	10.30

ตารางที่ 2.6 ปริมาณการบริโภคในประเทศและการส่งออกน้ำตาลของไทย ปี 2551-2556

ปี	บริโภคภายในประเทศ (ล้านตัน)	ส่งออก (ล้านตัน)	นำเข้า (ตัน)
2551	1.93	5.01	3,285
2552	1.97	5.05	544
2553	2.16	4.50	12,166
2554	2.35	6.52	39
2555	2.40	6.85	559
2556*	2.50	7.52	200

3) ตลาดส่งออกที่สำคัญ

ตลาดโลกยังมีปริมาณสต็อกสะสมเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง เนื่องจากปริมาณผลผลิตที่ผลิตได้มีปริมาณมากกว่าความต้องการน้ำตาลทราย อย่างไรก็ตาม หากพิจารณาเฉพาะในตลาดเอเชียแล้วจะพบว่าความต้องการน้ำตาลทรายยังมีมากกว่าปริมาณอุปทานที่ผลิตได้ โดยประเทศไทยเป็นผู้ผลิตและผู้ส่งออกน้ำตาลทรายเป็นอันดับหนึ่งของทวีปเอเชียและเป็นอันดับที่สองของโลกรองจากประเทศบราซิล ซึ่งหากพิจารณาปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายในช่วงที่ผ่านมา พบว่าประเทศไทยส่งออกน้ำตาลทรายไปยังทวีปเอเชียมากกว่าร้อยละ 85 ส่วนที่เหลือก็จะส่งออกไปยังทวีปแอฟริกาและโอเชียเนีย โดยประเทศคู่ค้าที่สำคัญของประเทศไทย ได้แก่ ประเทศอินโดนีเซีย ญี่ปุ่น กัมพูชา เกาหลีใต้

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

และมาเลเซีย สำหรับประเทศคู่แข่งชั้นที่สำคัญของประเทศไทย ได้แก่ ประเทศบราซิล อินเดีย และ ออสเตรเลีย สำหรับตัวเลขปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายและกากน้ำตาลทรายของประเทศไทย ดังปรากฏในตารางที่ 2.7 และ 2.8

ตารางที่ 2.7 แสดงปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายของประเทศไทยไปยังทวีปต่างๆ
ปี 2555 และ ปี 2556

ทวีป	ปี 2555		ปี 2556	
	ปริมาณ (ตัน)	ร้อยละ	ปริมาณ (ตัน)	ร้อยละ
เอเชีย	6,950,532	92.13	5,117,078	85.36
แอฟริกา	330,276	4.38	708,051	11.81
โอเชียเนีย	200,251	2.65	56,618	0.94
อเมริกา	23,487	0.31	2,386	0.04
ยุโรป	39,851	0.53	56,618	0.94
รวม	7,544,398	100.00	5,994,946	100.00

ตารางที่ 2.8 แสดงตลาดส่งออกน้ำตาลทรายและกากน้ำตาลของประเทศไทยที่ตั้งอยู่ในทวีปเอเชีย
ระหว่างปี 2553-2556

หน่วย: สัดส่วน (ร้อยละ)

ตลาดที่สำคัญ	2553	2554	2555	2556
ประเทศอินโดนีเซีย	27.55	19.28	21.16	22.80
ประเทศญี่ปุ่น	10.68	14.57	11.16	11.85
ประเทศกัมพูชา	9.36	7.14	8.04	10.72
ประเทศเกาหลีใต้	3.72	6.82	7.27	8.33
ประเทศมาเลเซีย	2.96	4.84	6.27	4.97
อื่นๆ	45.73	47.35	46.10	41.33

2.2 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาและการพยากรณ์

การพยากรณ์ หมายถึง การคาดคะเนหรือทำนายการเกิดของเหตุการณ์หรือสภาพเหตุการณ์ต่างๆ ในอนาคต โดยการพยากรณ์จะทำการศึกษาแนวโน้มและรูปแบบการเกิดของเหตุการณ์ หรือสภาพการณ์จากข้อมูลในอดีต หรือใช้ความรู้ ความสามารถ ประสบการณ์ และวิจรณ์ญาณของผู้พยากรณ์ การพยากรณ์มีความจำเป็นอย่างยิ่งต่อการวางแผน การตัดสินใจเกี่ยวกับการดำเนินงานของบุคคลทุกสาขาอาชีพ และของทุกองค์กรที่มีกิจกรรมในสาขาต่างๆ เช่น ธุรกิจอุตสาหกรรม เกษตร

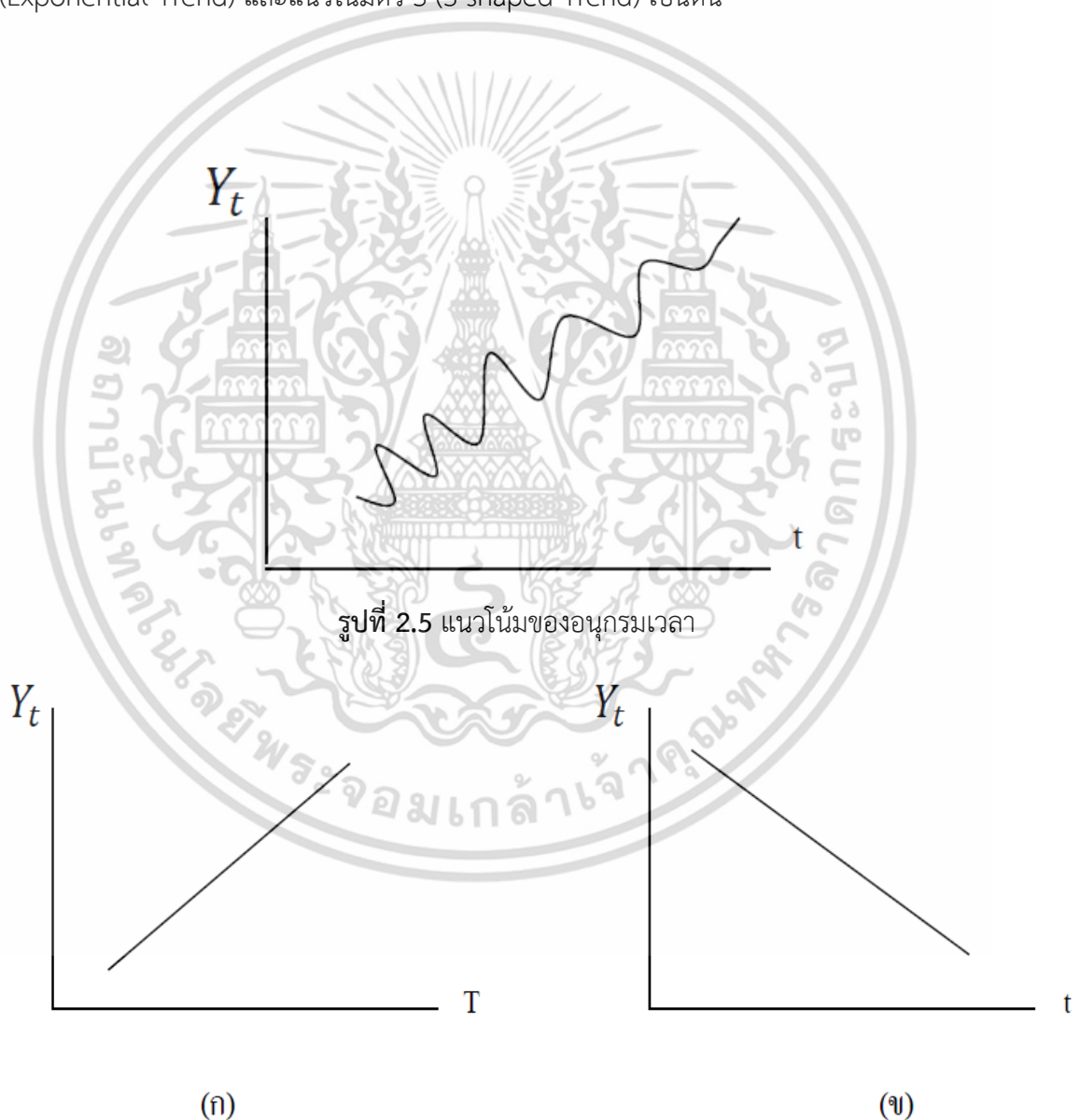
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การเมือง การสาธารณสุข เป็นต้น ไม่ว่าจะองค์กรขนาดเล็กหรือขนาดใหญ่ องค์กรรัฐหรือเอกชน (สมศรี บัณฑิตวิไล, 2552)

2.2.1 ส่วนประกอบของอนุกรมเวลา

ส่วนประกอบหลักของอนุกรมเวลา (สมศรี บัณฑิตวิไล, 2552) มีรายละเอียดดังนี้

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

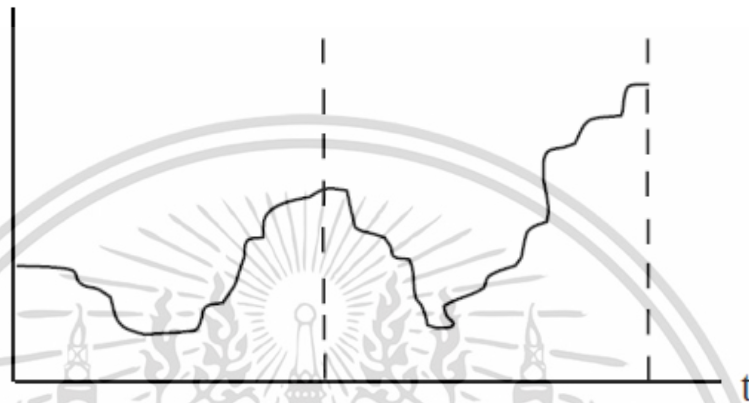


รูปที่ 2.6 แนวโน้มเส้นตรง เมื่อเวลา t ผ่านไป ค่าของ Y_t จะ (ก) เพิ่มขึ้น และ (ข) จะมีค่าลดลงในอัตราคงที่

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

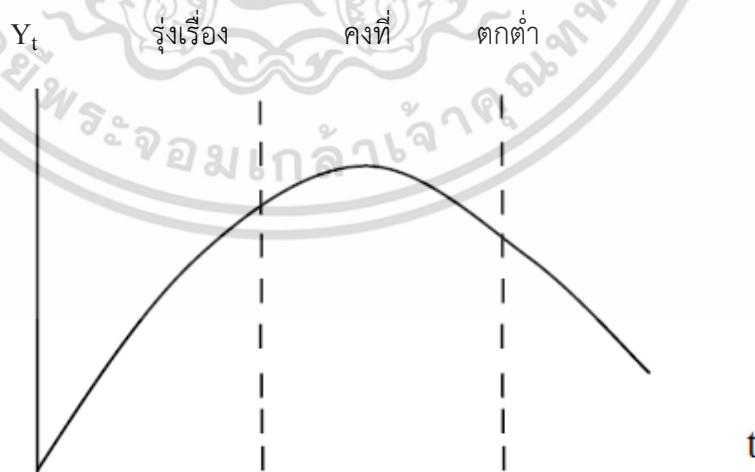
2. อิทธิพลของฤดูกาล เป็นการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาที่มีผลเนื่องมาจากอิทธิพลของฤดูกาล การเคลื่อนไหวเกิดขึ้นซ้ำแล้วซ้ำอีกในช่วงเวลาหนึ่ง ส่วนใหญ่จะเป็นหนึ่งปี อนุกรมเวลาที่ใช้ในการพิจารณาอิทธิพลของฤดูกาลมักเป็นอนุกรมเวลารายเดือนหรือรายไตรมาสที่มีการเก็บรวบรวมไว้อย่างน้อยสองปีขึ้นไป

ยอดขาย



รูปที่ 2.7 อิทธิพลของฤดูกาลในช่วงเวลา 2 ปี

3. อิทธิพลของวัฏจักร อนุกรมเวลาที่เก็บรวบรวมในระยะเวลาหลายปี การเคลื่อนไหวอาจจะแสดงอิทธิพลของวัฏจักรที่มีลักษณะคล้ายกับอิทธิพลของฤดูกาล โดยวัฏจักรหนึ่งจะครอบคลุมระยะเวลาหลายปี แต่ละช่วงมีการเคลื่อนไหวไม่แตกต่างกันมากนัก



รูปที่ 2.8 อิทธิพลของวัฏจักรธุรกิจในช่วงเวลา t

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.เหตุการณ์ที่ผิดปกติ เป็นการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเฉพาะส่วนที่ไม่มีแบบแผนที่แน่นอน เหตุการณ์ผิดปกตินี้ส่วนใหญ่จะเป็นเหตุการณ์ที่ไม่ได้คาดคิดมาก่อนหรือไม่เกิดบ่อยครั้ง

2.2.2 การทดสอบอหิพลฤดูกาลแบบไม่ใช้พารามิเตอร์

การทดสอบอหิพลฤดูกาลแบบไม่ใช้พารามิเตอร์จะใช้การทดสอบของ Kruskal และ Wallis ซึ่งเป็นการทดสอบแบบไม่ใช้พารามิเตอร์ที่ใช้เพื่อทดสอบความแตกต่างระหว่างกลุ่ม จะประยุกต์การทดสอบนี้กับการทดสอบว่าอนุกรมเวลาที่กำจัดแนวโน้มแล้วมีอหิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้องหรือไม่ การทดสอบใช้ลำดับของค่าสังเกตที่กำจัดแนวโน้มแทนค่าสังเกตในการพิจารณา การทดสอบมีขั้นตอนดังต่อไปนี้ (สมศรี บัณฑิตวิไล, 2551)

1. กำหนด H_0 และ H_1

H_0 : อนุกรมเวลาไม่มีอหิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง หรือ $s_1 = s_2 = \dots = s_L = 0$

H_1 : อนุกรมเวลามีอหิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง หรือ $s_1 \neq 0$ สำหรับบางฤดูกาล

2. ตัวสถิติ

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \left[\sum_{i=1}^L \frac{R_i^2}{n_i} \right] - 3(n+1)$$

ซึ่ง n_i = จำนวนค่าสังเกตในฤดูกาลที่ i

$$n = \sum n_i$$

Y_t = ค่าสังเกตที่ปรับแนวโน้มแล้ว ณ เวลาที่ t

R_i = ผลรวมของฤดูกาลที่ i ลำดับที่ของ Y_t

ตัวสถิติ H มีการแจกแจงประมาณแบบไคสแควร์ที่ขึ้นแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ $L-1$

3. เกณฑ์การตัดสินใจ

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

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

2.2.3 วิธีอนุกรมเวลาปรับเรียบ

การปรับให้เรียบ (Smoothing Method) เป็นการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่ใช้หลักการของการปรับให้เรียบ คือ การใช้ค่าสังเกตในอดีตส่วนหนึ่ง หรือทั้งหมดในการสร้างการพยากรณ์โดยน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าจะแตกต่างกัน วิธีการปรับให้เรียบมีหลายวิธีจะแบ่งเป็นกลุ่มตามลักษณะของอนุกรมเวลาดังนี้ (สมศรี บัณฑิตวิไล, 2551)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

2.2.3.1 อนุกรมเวลาที่ไม่มีความโน้มและไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล จะมีวิธีต่างๆได้แก่

1) วิธีเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่าย (Simple Moving Average Method หรือ SMA) ค่าพยากรณ์จะได้จากค่าสังเกตล่าสุดจำนวนหนึ่ง โดยน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าไม่เท่ากันเป็นวิธีการหาค่าพยากรณ์จากค่าสังเกตล่าสุดจำนวนหนึ่ง เช่น 3 ค่า หรือ 5 ค่า เป็นต้น แล้วนำมาหาค่าเฉลี่ยซึ่งการเฉลี่ยนี้เป็นการเฉลี่ยที่ให้น้ำหนักกับค่าสังเกตแต่ละค่าเท่ากัน กรณีใช้ k ค่าสังเกตจะให้ค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t+1$

$$\hat{Y}_{t+1} = \frac{Y_t + Y_{t-1} + \dots + Y_{t-k+1}}{k}$$

จำนวนค่าสังเกตที่นำมาหาค่าเฉลี่ยนั้นจะมีจำนวนไม่แน่นอน จำนวนที่เหมาะสมคือจำนวนที่ทำให้ค่าพยากรณ์มีค่าใกล้เคียงกับค่าจริงมากที่สุด นั่นคือให้ค่า SSE หรือ RMSE น้อยที่สุด

2) วิธีเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบถ่วงน้ำหนัก (Weighted Moving Average Method หรือ WMA) ค่าพยากรณ์จะได้จากค่าสังเกตล่าสุดจำนวนหนึ่ง โดยน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าจะไม่เท่ากัน

3) วิธีปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบง่าย (Single Exponential Smoothing Method หรือ SES) ค่าพยากรณ์จะใช้ค่าสังเกตที่ผ่านมาทั้งหมด โดยน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าจะไม่เท่ากันน้ำหนักให้กับค่าที่เกิดขึ้นล่าสุดจะมากและลดหลั่นไปสำหรับค่าสังเกตที่อยู่ห่างออกไป ซึ่งการลดหลั่นของน้ำหนักจะเป็นการลดแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล

2.2.3.2 อนุกรมเวลาที่มีความโน้มแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล แนวโน้มอาจจะมีลักษณะแบบต่างๆ เช่น แบบเส้นตรง แบบกำลังสอง แบบเอ็กซ์โปเนนเชียล เป็นต้น การปรับให้เรียบสำหรับแต่ละลักษณะจะมีวิธีการแตกต่างกันดังนี้

1) วิธีเฉลี่ยเคลื่อนที่สองครั้ง (Double Moving Average Method หรือ DMA) จะใช้กับอนุกรมเวลาที่มีความโน้มเส้นตรง โดยมีหลักการที่ว่าค่าจุดตัดแกน Y และค่าความลาดชันของสมการแนวโน้มจะได้รับการหาเฉลี่ยเคลื่อนที่สองครั้งของอนุกรมเวลา

2) วิธีปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบดับเบิ้ล (Double Exponential Smoothing Method หรือ DES) จะใช้กับอนุกรมเวลาที่มีความโน้มเส้นตรง โดยมีหลักการที่ว่าค่าจุดตัดแกน Y และค่าความลาดชันของสมการแนวโน้มสุดท้ายที่ใช้ในการพยากรณ์จะได้อาจมาจากค่าจุดตัดแกน Y และค่าความลาดชันในอดีต โดยการให้น้ำหนักกับค่าจุดตัดแกน Y และค่าความลาดชันในอดีตต่างกัน

3) วิธีปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบเส้นตรง (Linear Exponential Smoothing Method หรือ LES) จะใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเส้นตรง แต่จะมีค่าปรับน้ำหนัก 2 ค่าซึ่งต่างก็มีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1 ซึ่งจะเป็นค่าปรับน้ำหนักของค่าจุดตัดแกน Y และค่าความลาดชัน

4) วิธีปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริเปิ้ล (Triple Exponential Smoothing Method หรือ TES) จะใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มแบบกำลังสอง

5) วิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่ของเปอร์เซ็นต์การเปลี่ยนแปลง (Moving Average of Percentage Change หรือ MAPC) จะใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล

2.2.3.3 อนุกรมเวลาที่ไม่มีแนวโน้มแต่มีอิทธิพลของฤดูกาล จะใช้วิธีปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบฤดูกาล (Seasonal Single Exponential Smoothing หรือ SSES) สมการพยากรณ์จะสร้างขึ้นโดยใช้หลักการปรับให้เรียบที่มีค่าปรับน้ำหนัก 2 ค่าสำหรับค่าคงที่ และค่าวัดฤดูกาล ค่าปรับน้ำหนักจะมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

2.2.3.4 อนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มและมีอิทธิพลของฤดูกาล จะใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt – Winter Exponential Smoothing Method หรือ HWS) ข้อมูลที่ใช้ในการวิเคราะห์งานวิจัยครั้งนี้เป็นข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ ดังนั้นจะแสดงขั้นตอนวิธีการวิเคราะห์โดยละเอียด ดังนี้

วิธีที่ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มแบบเส้นตรงและมีอิทธิพลของฤดูกาล (ทรงศิริ แต่สมบัติ. 2539) โดยการรวมกันจะจำแนกได้ 2 ลักษณะได้แก่

1. รูปแบบบวก (Additive Method) ข้อมูลจะมีการเพิ่มขึ้นหรือลดลงในอัตราคงที่
2. รูปแบบคูณ (Multiplicative Method) ข้อมูลจะมีการเพิ่มขึ้นหรือลดลงเป็นสัดส่วนกับแนวโน้ม

2.2.3.4.1 วิธีการปรับให้เรียบแบบโฮลท์และวินเทอร์ที่มีการรวมกันในรูปแบบบวก (Additive Model) (ทรงศิริ แต่สมบัติ. 2539)

มีรูปแบบดังนี้

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

เมื่อ Y_t คือ ข้อมูลหรือค่าสังเกต ณ เวลา t

β_0 คือ ค่าแนวโน้ม ณ เวลา $t=0$

$\beta_1(t)$ คือ ค่าความชัน ณ เวลา t

S_t คือ ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา t

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับใช้เพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สมการในการปรับเรียบมี 3 สมการ ได้แก่

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

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

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

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

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

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

เมื่อ α คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าแนวโน้ม อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

γ คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าความชัน อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

δ คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับอิทธิพลของฤดูกาล อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

สมการพยากรณ์

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

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

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

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

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

$\hat{S}_{t+p}(t)$ คือ ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา $t+p$

2.2.3.4.2 วิธีปรับให้เรียบแบบโฮลท์และวินเทอร์ที่มีการรวมกันในรูปแบบคูณ

(Multiplicative Model) (ทรงศิริ แต่สมบัติ. 2539) มีรูปแบบดังนี้

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

เมื่อ Y_t คือ ข้อมูลหรือค่าสังเกต ณ เวลา t

β_0 คือ ค่าแนวโน้ม ณ เวลา $t=0$

$\beta_1(t)$ คือ ค่าความชัน ณ เวลา t

S_t คือ ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา t

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t

สมการในการปรับให้เรียบมี 3 สมการ ได้แก่

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

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

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

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

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

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

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

เมื่อ α คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าแนวโน้ม อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

γ คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าความชัน อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

δ คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับอิทธิพลของฤดูกาล อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

สมการพยากรณ์

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

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

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

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

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

$\hat{S}_{t+p}(t)$ คือ ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา $t+p$

2.2.4 วิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก (Classical Method)

วิธีการพยากรณ์นี้จะทำการแยกอนุกรมเวลาออกเป็นส่วนประกอบต่างๆซึ่งส่วนประกอบหลักของอนุกรมเวลา ได้แก่ แนวโน้ม (Trend) อิทธิพลของฤดูกาล (Seasonal Effect) อิทธิพลของวัฏจักร (Cyclical Effect) และเหตุการณ์ที่ผิดปกติ (Irregular Effect) โดยมีการรวมกันของส่วนประกอบต่างๆของอนุกรมเวลา 2 รูปแบบ (ทรงศิริ แต่สมบัติ. 2539) คือ

1. รูปแบบบวก (Additive Model) รูปแบบนี้เหมาะสำหรับอนุกรมเวลา ที่มีการผันแปรของฤดูกาลไม่แปรผันตามระดับค่าเฉลี่ยหรือแนวโน้มมีรูปแบบดังนี้

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

2. รูปแบบคูณ (Multiplicative Model) รูปแบบนี้เหมาะสมสำหรับอนุกรมเวลา ที่มีการผันแปรของฤดูกาล แปรผันตามระดับค่าเฉลี่ยหรือแนวโน้มมีรูปแบบดังนี้

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

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

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

2.2.4.1 วิธีสัดส่วนกับแนวโน้มรูปแบบบวก

เมื่ออนุกรมเวลามีแนวโน้มเส้นตรงและมีอิทธิพลของฤดูกาล การรวมกันของแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเป็นรูปแบบบวก จะกำหนดรูปแบบเป็น

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

ที่มี $\sum_{i=1}^L S_i = 0$ โดย $i = 1, \dots, L$ ขั้นตอนการหาแนวโน้มและค่าอิทธิพลของฤดูกาลดังนี้

1. สร้างสมการแนวโน้มจากค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาแต่ละปี โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดจากสมการแนวโน้มที่ได้จะทราบอัตราการเพิ่มหรือลดลงของค่าเฉลี่ยต่อปี (b_1) และอัตราการเพิ่มหรือลด

ของค่าเฉลี่ยต่อฤดูกาล $b_1^* = \frac{b_1}{L}$ ข้อมูลอาจจะเป็นรายไตรมาสหรือรายเดือน L จะมีค่าเป็น 4 หรือ 12

2. หาค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาสำหรับแต่ละฤดูกาล \bar{Y}_i เมื่อ $i = 1, \dots, L$

3. กำจัดแนวโน้มออกจากค่าเฉลี่ยแต่ละฤดูกาล โดยลบค่าเฉลี่ยแต่ละฤดูกาลออกด้วยอัตราการเพิ่มหรือลดต่อฤดูกาลนั้นคือค่าเฉลี่ยแต่ละฤดูกาลที่กำจัดแนวโน้มแล้ว $\bar{Y}_i(\text{adj}) = \bar{Y}_i - (i-1) \frac{b_1}{L}$ และค่าเฉลี่ยของ $\bar{Y}_i(\text{adj})$ เป็น $\bar{Y}(\text{adj})$ ซึ่ง $\bar{Y}(\text{adj}) = \sum \frac{\bar{Y}_i(\text{adj})}{L}$ หาค่าอิทธิพลของฤดูกาล i \hat{S}_i ได้โดย $\hat{S}_i = \bar{Y}_i(\text{adj}) - \bar{Y}(\text{adj})$

4. กำจัดอิทธิพลของฤดูกาลออกจากอนุกรมเวลา โดยเอาค่าอิทธิพลของฤดูกาลลบออกจากค่าสังเกตของอนุกรมเวลา แล้วนำอนุกรมเวลาที่กำจัดอิทธิพลของฤดูกาลแล้วไปหาสมการแนวโน้มจะได้สมการแนวโน้มเป็น $\hat{T}_t = b_0 + b_1 t$ ทำให้ได้สมการพยากรณ์เป็น

$$Y_t = \hat{T}_t + \hat{S}_t = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 t + \hat{S}_t$$

2.2.4.2 วิธีสัดส่วนกับแนวโน้มสำหรับรูปแบบคูณ

เมื่ออนุกรมเวลามีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลและมีอิทธิพลของฤดูกาล การรวมกันของแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเป็นรูปแบบคูณ จะกำหนดรูปแบบเป็น

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

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาจะทำทำนองเดียวกับกรณีรูปแบบบวก โดยทำการหาลอการิทึมของ Y_t เพื่อแปลงจากรูปแบบคูณเป็นรูปแบบบวก (สมศรี บัณฑิตวิไล. 2552) ได้ดังนี้

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

หรือ
$$Y'_t = \beta'_0 + \beta'_1 t + S'_t + \varepsilon'_t$$

โดยที่
$$Y'_t = \ln Y_t, \beta'_0 = \ln \beta_0, \beta'_1 = \ln \beta_1, S'_t = \ln S_t, \varepsilon'_t = \ln \varepsilon_t$$

เมื่อได้สมการพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลา $\{Y'_t\}$ แล้วจึงแปลงสมการพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลา $\{\hat{Y}_t\}$ เป็นสมการที่มาจากรูปแบบคูณโดยการหา Antilog ของ \hat{Y}_t นั่นคือจาก

$$\hat{Y}_t = \hat{b}'_t + \hat{b}'_1 t + \hat{S}'_t$$

เขียนเป็นสมการพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลา $\{\hat{Y}_t\}$

$$\hat{Y}_t = \hat{b}_0 \hat{b}_1^t \hat{S}_t$$

ซึ่ง $\hat{b}_0 = \exp(\hat{b}'_0)$, $\hat{b}_1 = \exp(\hat{b}'_1)$ และ $\hat{S}_t = \exp(\hat{S}'_t)$

2.2.5 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาด้วยเทคนิควิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ Box-Jenkins จะเลือกตัวแบบการพิจารณาลักษณะของสหสัมพันธ์ในตนเอง (Autocorrelation) และสหสัมพันธ์ในตนเองส่วนย่อย (Partial autocorrelation) ของอนุกรมเวลาที่สเตชันนารี โดย บ็อกซ์และเจนกินส์ สร้างตัวแบบเคลื่อนที่ (Moving Average Model) ตัวแบบการถดถอยในตนเอง (Autoregressive Model) และตัวแบบผสมการถดถอยในตนเองกับเคลื่อนที่ (George Box, 1994)

2.2.5.1 การแปลงอนุกรมเวลาให้เป็นสเตชันนารี

กระบวนการสเตชันนารี มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ซึ่งเป็นคุณสมบัติที่จำเป็นสำหรับการวิเคราะห์อนุกรมเวลาด้วยเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ ถ้าขาดคุณสมบัติดังกล่าว จะต้องแปลงกระบวนการสเตชันนารี ซึ่งมี 2 กรณีคือ

1. ถ้าอนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยเปลี่ยนไปตามเวลาโดยที่ความแปรปรวนคงที่ และอนุกรมเวลานี้ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล สามารถแปลงอนุกรมเวลานี้ให้เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารี โดยการหาผลต่างดังนี้

ผลต่างครั้งที่หนึ่ง (First differences) แทนด้วย ∇Y_t และ

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

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

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$\nabla^2 Y_t = \nabla(\nabla Y_t)$$

$$= (Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2}) \text{ สำหรับ } t = 3, 4, \dots, n$$

$\nabla^2 Y_t$ แทนผลต่างครั้งที่ d ได้จากการหาผลต่างเป็นลำดับจากผลต่างครั้งก่อนๆ

ถ้าอนุกรมเวลาไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลด้วย การหาผลต่างฤดูกาล จะหาผลต่างของค่าอนุกรมเวลาที่อยู่ห่างกันเท่ากับจำนวนของฤดูกาล 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

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

2. กรณีความแปรปรวนเปลี่ยนไปตามกาลเวลา การเปลี่ยนแปลงกระบวนการที่ความแปรปรวนไม่คงที่ แปลงได้หลายวิธี ขึ้นกับลักษณะการเปลี่ยนแปลงของความแปรปรวน ถ้าความแปรปรวนเป็นสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยอนุกรมเวลา โดยที่ค่าเฉลี่ยอนุกรมเวลาเพิ่มขึ้น หรือลดลงอย่างคงที่ ก็ควรจะแปลงด้วยวิธีการลอการิทึม ($\ln y_t$) วิธีอื่นๆที่จะแปลงให้ค่าความแปรปรวนคงที่ เช่น แปลงด้วยรากที่สองแปลงด้วยการกลับเศษเป็นส่วน แปลงด้วยรากที่สี่ เป็นต้น

ในอนุกรมเวลาชุดหนึ่งๆอาจมีค่าเฉลี่ยและค่าความแปรปรวนไม่คงที่ทั้งสองอย่างควรแปลงให้ความแปรปรวนคงที่ก่อนจะแปลงค่าเฉลี่ยให้คงที่

2.3.5.2 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ประกอบด้วย

4 ขั้นตอน คือ

ขั้นที่ 1 ขั้นการหาตัวแบบ (Identification) เป็นการกำหนดตัวแบบที่เหมาะสมกับอนุกรม

เวลาที่ต้องการพยากรณ์

ขั้นที่ 2 ขั้นการประมาณค่า (Estimation) เป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ

ขั้นที่ 3 ขั้นการตรวจสอบตัวแบบ (Diagnostic Checking) เป็นการตรวจว่าตัวแบบเหมาะสมกับ

ข้อมูลหรือไม่

ขั้นที่ 4 ขั้นการพยากรณ์ (Forecasting) ใช้ตัวแบบที่เหมาะสมพยากรณ์ค่าของข้อมูลในอนาคต

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ขั้น 1 ที่ขั้นการหาตัวแบบ (Identification)

ตัวแบบสำหรับการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบบ็อกซ์และเจนกินส์

- 1) อนุกรมเวลาไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล
- 2) อนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลของฤดูกาล
 - 1.1) กระบวนการถดถอยในตัวเองแบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ p

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

เป็นกระบวนการที่ค่าปัจจุบัน Y_t แทนด้วยฟังก์ชันเชิงเส้นของค่าในอดีต กับค่าความคลาดเคลื่อนสุ่ม ε_t โดยอนุกรมเวลา $\{Y_t\}$ เป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรเมื่อกำหนดให้ $Z_t = Y_t - \mu$ จะได้กระบวนการ หรือตัวแบบ (Model) การถดถอยในตัวเองอันดับที่ p คือ

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

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

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t

L คือ จำนวนของฤดูกาล

- 1.2) กระบวนการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ q

(Nonseasonal Moving Average Parameter)

แสดงความสัมพันธ์ของข้อมูลปัจจุบัน กับค่าความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลาในอดีตที่ห่างกัน q หน่วยเวลาเมื่อกำหนดให้ $Z_t = Y_t - \mu$ จะได้กระบวนการ หรือตัวแบบ (Model) การเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับ q คือ

$$Z_t = \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

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

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อนแบบสุ่ม ณ เวลา t

Z_t คือ อนุกรมเวลาที่เสถียรทั้งความแปรปรวนและค่าเฉลี่ย

- 1.3) กระบวนการสมการถดถอยในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาลอันดับ p กับการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีอิทธิพลฤดูกาลอันดับ q

เมื่อกำหนดให้ $Z_t = Y_t - \mu$ จะได้กระบวนการ หรือตัวแบบ (Model) ถดถอยในตัวเอง

ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ p กับการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ q คือ เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น เมื่ออนุญาตเห็นไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} - \theta_1 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

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

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

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t

Z_t คือ อนุกรมเวลาที่สเตรชันนารีทั้งความแปรปรวนและค่าเฉลี่ย

2.1) กระบวนการสมการถดถอยในตัวเองแบบมีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ P (seasonal Autoregressive Process of Order P: SAR (P))

เป็นกระบวนการอนุกรมเวลาที่ค่าปัจจุบัน Y_t แทนได้ด้วยฟังก์ชันเชิงเส้นของค่าความคลาดเคลื่อนสุ่ม ε_t โดยที่อนุกรมเวลาที่สเตรชันนารีเมื่อกำหนดให้ $Z_t = Y_t - \mu$ จะได้กระบวนการ หรือ ตัวแบบ (Model) การถดถอยในตัวเองอันดับ P (George Box, 1994) คือ

$$Z_t = \phi_{1L} Z_{t-1L} + \phi_{2L} Z_{t-2L} + \dots + \phi_{pL} Z_{t-pL} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

เมื่อ $\phi_{1L}, \phi_{2L}, \dots, \phi_{pL}$ คือ พารามิเตอร์ของการถดถอยในตัวเองแบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล (Nonseasonal Autoregressive Parameter)

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t

L คือ จำนวนของฤดูกาล

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

เมื่อกำหนดให้ $Z_t = Y_t - \mu$ จะได้กระบวนการ หรือตัวแบบ (Model) การเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับ Q (George Box, 1994) คือ

$$Z_t = \theta_{1L} \varepsilon_{t-1L} + \theta_{2L} \varepsilon_{t-2L} + \dots + \theta_{QL} \varepsilon_{t-QL} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

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

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อนแบบสุ่ม ณ เวลา t

L คือ จำนวนของฤดูกาล

2.3) กระบวนการถดถอยในตัวเองมีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ P ผสมกับ กระบวนการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ Q

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เมื่อกำหนดให้ $Z_t = Y_t - \mu$ จะได้กระบวนการหรือตัวแบบ (Model) การถดถอยในตัวเองอันดับ P กับการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลอันดับ Q (George Box, 1994) คือ

$$Z_t = \phi_{1L}Z_{t-1L} + \dots + \phi_{2L}Z_{t-2L} + \dots + \phi_{pL}Z_{t-pL} - \theta_{1L}\varepsilon_{t-1L} - \theta_{2L}\varepsilon_{t-2L} - \dots - \varepsilon_t Z \quad (2.6)$$

เมื่อ $\phi_{1L}, \phi_{2L}, \dots, \phi_{pL}$ คือ พารามิเตอร์ของการถดถอยในตัวเองแบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล (Nonseasonal Autoregressive Parameter)

$\theta_{1L}, \theta_{2L}, \dots, \theta_{qL}$ คือ พารามิเตอร์ของการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล (Nonseasonal Moving Average Parameter)

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t

Z_t คือ อนุกรมเวลาที่สแตชันนารีทั้งความแปรปรวนและค่าเฉลี่ย

L คือ จำนวนของฤดูกาล

ตัวแบบทั่วไป คือ $ARIMA(p, d, q) \times SARIMA(P, D, Q)$

$$\phi_p(B)\phi_p(B^L)Z_t = \theta_0 + \theta_q(B)\theta_q(B^L)\varepsilon_t \quad (2.7)$$

โดยที่

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

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

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

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

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

$\phi_{1L}, \phi_{2L}, \dots, \phi_{pL}$ คือ พารามิเตอร์ของการถดถอยในตัวเองแบบมีอิทธิพลของฤดูกาล

$\theta_{1L}, \theta_{2L}, \dots, \theta_{qL}$ คือ พารามิเตอร์ของการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล

p คือ อันดับของ MR (Moving Average)

q คือ อันดับของ AR (Autoregressive)

d คือ จำนวนครั้งของผลต่าง

D คือ จำนวนครั้งของผลต่างฤดูกาล

P คือ อันดับของ SMA (Seasonal Moving Average)

Q คือ อันดับของ SAR (Seasonal Autoregressive)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

L	คือ จำนวนฤดูกาล
ε_t	คือ ความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t

ตาราง 2.9 หลักเกณฑ์ในการเลือกตัวแบบ ARIMA (p, d, q)

ตัวแบบ	ACF	PACF
AR(p)	ลดลงแบบเอ็กซ์โพเนนเชียล หรือ คลื่นรูป Sine	ตัดออกหลังคาบที่ p
MA(q)	ตัดออกหลังคาบที่ q	ลดลงแบบเอ็กซ์โพเนนเชียล หรือ คลื่นรูป Sine
ARMA (p,q)	ตัดออกหลังคาบที่ q	ตัดออกหลังคาบที่ p

ตารางที่ 2.10 หลักเกณฑ์ในการเลือกตัวแบบ SARIMA (P, D, Q)

ตัวแบบ	AFC	PACF
SAR(P)	ลดลงแบบเอ็กซ์โพเนนเชียล หรือ คลื่นรูป Sine	ตัดออกหลังคาบเวลาที่ PL
SMA(Q)	ตัดออกหลังคาบที่ QL	ลดลงแบบเอ็กซ์โพเนนเชียล คลื่นรูป Sine
SARMA (P,Q)	ตัดออกหลังคาบเวลาที่ QL	ตัดออกหลังคาบเวลาที่ค่ากว่า กัน PL

เมื่อ ACF แทนสหสัมพันธ์ในตัวเอง

PACF แทนสหสัมพันธ์ในตัวเองส่วนย่อย

ขั้นที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ (Estimations)

เมื่อได้รูปจากขั้นที่ 1 แล้วจากนั้นจะทำการประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบโดยใช้วิธีการวิเคราะห์เชิงตัวเลข (Numerical Method)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ขั้นที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ (Diagnostic Checking)

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

3.1 พิจารณา (e_t) มีลักษณะการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระกันหรือไม่

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

$$H_1 : \rho_k(e_t) \neq 0$$

ปฏิเสธ H_0 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะทำเมื่อ $|r_k(e_t)| \geq \frac{2}{\sqrt{n}}$ เมื่อ n เป็นขนาดของ

อนุกรมเวลา (e_t)

3.2 พิจารณาว่าพารามิเตอร์ในแบบมีค่าเป็น 0 หรือไม่ ด้วยการทดสอบสมมติฐาน

$$H_0 : \theta = 0$$

$$H_1 : \theta \neq 0$$

ใช้ตัวทดสอบ $Z = \frac{\hat{\theta}}{S_{\hat{\theta}}}$ ปฏิเสธ H_0 เมื่อ $|Z| \geq Z_{\frac{\alpha}{2}}$ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

3.3 การทดสอบของบอกซ์และจุง (Box-Ljung) เพื่อตรวจสอบความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ (e_t) ว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ด้วยการทดสอบสมมติฐาน

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

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

โดยใช้สถิติทดสอบ

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

เมื่อ n คือ จำนวนข้อมูลที่ใช้ในการวิเคราะห์อนุกรมเวลา

m คือ Lag สูงสุดที่ต้องการทดสอบ

$r_k(e_t)$ คือค่าฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตนเองของค่าความคลาดเคลื่อนที่อยู่ห่างกัน k ช่วงเวลา ตัวทดสอบสถิติ Q มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ ที่องศาความอิสระเท่ากับ $m - n_p$ ซึ่ง n_p คือจำนวนพารามิเตอร์ในตัวแบบจะปฏิเสธ H_0 เมื่อ $Q > \chi_{\alpha, (m-n_p)}^2$ แสดงว่าตัวแบบที่กำหนดยังไม่เหมาะสม

ขั้นที่ 4 การพยากรณ์ (Forecasting)

เมื่อได้ตัวแบบที่เหมาะสมแล้ว จะสามารถทำการพยากรณ์แบบจุด (Point Forecast) และการพยากรณ์แบบช่วง (Interval Forecast) โดยการพยากรณ์จะใช้สมการพยากรณ์ที่สร้างจากรูปแบบการพยากรณ์ที่กำหนดและผ่านการตรวจสอบในขั้นที่ผ่านมาแล้ว

2.3 การวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ (Multiple Linear Regression Analysis)

(ทรงศิริ แต่สมบัติ. 2548 : 190)

การวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ เป็นวิธีการวิเคราะห์ทางสถิติที่เกี่ยวข้องกับการสร้างตัวแบบทางคณิตศาสตร์ เพื่อแสดงความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรมากกว่า 2 ตัวขึ้นไป โดยมีตัวแปรตัวหนึ่งเรียกว่าเรียกว่า ตัวแปรตาม และตัวแปรตัวอื่นๆเรียกว่าตัวแปรอิสระ ซึ่งการสร้างตัวสมการความสัมพันธ์ดังกล่าวเรียกว่า สมการถดถอย ซึ่งมีวัตถุประสงค์เพื่อการพยากรณ์ โดยตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นพหุคุณ จะเขียนได้เป็น

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \quad (2.10)$$

โดยที่ Y_i คือ ค่าสังเกตที่ i ของตัวแปรตามของประชากร

X_{ji} คือ ค่าสังเกต i ของตัวแปรอิสระที่ j ของประชากร

β_0 คือ จุดตัด Y เมื่อกำหนดให้ $X_{1i} = X_{2i} = \dots = X_{ki} = 0$

β_1 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ถดถอยบางส่วน (Partial Regression Coefficient) ซึ่งเป็นค่าที่แสดงถึงการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรตาม Y เมื่อตัวแปรอิสระ X_{ji} เปลี่ยนไป 1 หน่วย โดยกำหนดตัวแปรอิสระอื่นๆให้คงที่

ε_i คือ ค่าความคลาดเคลื่อนที่ i

เมื่อ $i = 1, 2, \dots, n$ และ $j = 1, 2, \dots, k$

1) การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบถดถอย

จะประมาณค่า Y_i ด้วย \hat{Y}_i ซึ่งหาได้จากสมการ

$$\hat{Y}_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + \dots + b_k X_{ki} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2.11)$$

สมการนี้ เรียกว่า สมการถดถอยเชิงเส้นพหุคุณของตัวอย่างสุ่ม โดยที่ \hat{Y}_i เป็นค่าประมาณของ Y_i

และ $b_0, b_1, b_2, \dots, b_k$ เป็นค่าประมาณ $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ ตามลำดับ

การหาตัวประมาณ $b_0, b_1, b_2, \dots, b_k$ ของพารามิเตอร์ $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ จะทำได้โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Square Method) ซึ่งเป็นวิธีที่ทำให้ผลบวกของค่าความคลาดเคลื่อน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

กำลังสอง $\sum_{i=1}^n e_i^2$ มีค่าต่ำสุด ซึ่งตัวประมาณค่า $b_0, b_1, b_2, \dots, b_k$ ที่หาได้ด้วยวิธีนี้จะเป็นตัวประมาณค่าที่ดีที่สุดของพารามิเตอร์ $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ นั่นคือ เป็นตัวประมาณค่าที่มีคุณสมบัติเป็นตัวประมาณค่าที่ไม่เอนเอียงและมีความแปรปรวนต่ำสุด (Best Linear Unbiased Estimator : BLUE)

โดยค่าเศษเหลือ (Residuals) เขียนในรูป

$$e_i = Y_i - \hat{Y}_i$$

$$e_i = Y_i - (b_0 + b_1 X_{1i} + \dots + b_k X_{ki})$$

$$\text{ให้ } \phi = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - b_0 - b_1 X_{1i} - \dots - b_k X_{ki})^2$$

ซึ่งเป็นค่าผลบวกกำลังสองของค่าประมาณที่เบี่ยงเบนไปจากค่าที่แท้จริง โดยตัวประมาณค่า

$b_0, b_1, b_2, \dots, b_k$ นี้จะทำให้ ϕ มีค่าต่ำสุด ซึ่งจะหาได้ดังนี้

$$\frac{\sum e^2}{b_0} = -2 \sum (Y_i - b_0 - b_1 X_{1i} - \dots - b_k X_{ki}) = 0$$

$$\frac{\sum e^2}{b_1} = -2 \sum X_{1i} (Y_i - b_0 - b_1 X_{1i} - \dots - b_k X_{ki}) = 0$$

⋮

$$\frac{\sum e^2}{b_k} = -2 \sum X_{ki} (Y_i - b_0 - b_1 X_{1i} - \dots - b_k X_{ki}) = 0$$

นั่นคือ ถ้ามีตัวแปรอิสระ k ตัว ในสมการ จะได้สมการจำนวน $k+1$ ซึ่งเรียกว่าสมการปกติ (Normal Equation) ดังต่อไปนี้

$$nb_0 + b_1 \sum_{i=1}^n X_{1i} + b_2 \sum_{i=1}^n X_{2i} + \dots + b_k \sum_{i=1}^n X_{ki} = \sum_{i=1}^n Y_i$$

$$b_0 \sum_{i=1}^n X_{1i} + b_1 \sum_{i=1}^n X_{1i}^2 + b_2 \sum_{i=1}^n X_{1i} X_{2i} + \dots + b_k \sum_{i=1}^n X_{1i} X_{ki} = \sum_{i=1}^n X_{1i} Y_i$$

$$b_0 \sum_{i=1}^n X_{2i} + b_1 \sum_{i=1}^n X_{1i} X_{2i} + b_2 \sum_{i=1}^n X_{2i}^2 + \dots + b_k \sum_{i=1}^n X_{2i} X_{ki} = \sum_{i=1}^n X_{2i} Y_i$$

⋮

$$b_0 \sum_{i=1}^n X_{ki} + b_1 \sum_{i=1}^n X_{1i} X_{ki} + b_2 \sum_{i=1}^n X_{2i} X_{ki} + \dots + b_k \sum_{i=1}^n X_{ki}^2 = \sum_{i=1}^n X_{ki} Y_i$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยทั่วไปในการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุคูณจะใช้เมทริกซ์เป็นเครื่องมือ ซึ่งทำให้การวิเคราะห์สะดวกมากขึ้น โดยกำหนด

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{21} & \cdots & X_{k1} \\ 1 & X_{12} & X_{22} & \cdots & X_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{1n} & X_{2n} & \cdots & X_{kn} \end{bmatrix}$$

$$\boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_n \end{bmatrix} \quad \boldsymbol{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \quad \mathbf{b} = \begin{bmatrix} b_0 \\ b_1 \\ \vdots \\ b_k \end{bmatrix}$$

โดยที่ \mathbf{Y} เป็นเวกเตอร์ขนาด n ของตัวแปรตาม
 \mathbf{X} เป็นเมทริกซ์ขนาด $n \times (k+1)$ ของตัวแปรอิสระ
 $\boldsymbol{\beta}$ เป็นเวกเตอร์ขนาด $k+1$ ของพารามิเตอร์
 $\boldsymbol{\varepsilon}$ เป็นเวกเตอร์ขนาด n ของตัวแปรสุ่มค่าความคลาดเคลื่อน
 \mathbf{b} เป็นเวกเตอร์ขนาด $k+1$ ของตัวประมาณพารามิเตอร์
 ดังนั้น ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ สามารถเขียนในรูปเมทริกซ์ ได้ดังนี้

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.12)$$

และข้อกำหนดของ $\boldsymbol{\varepsilon}$ สามารถเขียน ได้ดังนี้

$$\boldsymbol{\varepsilon} \sim N_n(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$$

ซึ่งหมายความว่า $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$ เป็นอิสระกัน และมีการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ย 0 และความแปรปรวนคงที่คือ σ^2 และสมการปกติในเทอมของเมทริกซ์ จะเขียนได้ดังนี้

$$\mathbf{X}'\mathbf{X}\mathbf{b} = \mathbf{X}'\mathbf{Y} \quad (2.13)$$

การแก้สมการหาค่า \mathbf{b} จะสมมติว่าหาเมทริกซ์ผกผันของเมทริกซ์ $\mathbf{X}'\mathbf{X}$ เพราะฉะนั้นตัวประมาณค่ากำลังสองน้อยที่สุด คือ

$$\mathbf{b} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{Y} \quad (2.14)$$

2) ข้อสมมติของการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุคูณดังนี้

1. ε_i มีการแจกแจงแบบปกติ (Normal distribution)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น เมื่ออนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

2. ε_i มีค่าคาดหวัง (Expected Value) เป็น 0 นั่นคือ $E(\varepsilon_i) = 0$
3. ε_i มีความแปรปรวนคงที่ นั่นคือ $V(\varepsilon_i) = \sigma^2$
4. ค่า ε_i และ ε_j สำหรับ $i \neq j$ ต้องไม่มีความสัมพันธ์กันหรือเป็นอิสระต่อกัน
นั่นคือ $COV(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ สำหรับ $i \neq j$
5. ตัวแปรอิสระต้องเป็นอิสระต่อกัน

3) ปัญหาของการวิเคราะห์การถดถอย

ปัญหาในการวิเคราะห์การถดถอยนั้น ข้อสมมติของตัวแบบที่กำหนดไว้ล่วงหน้า จะต้องเป็นจริง หากข้อสมมติของตัวแบบเป็นจริงการสรุปผลวิเคราะห์ก็จะทำได้ถูกต้อง แต่ถ้าข้อสมมติไม่เป็นจริง ผลการวิเคราะห์อาจจะผิดพลาดได้ ดังนั้นหากพบว่าข้อสมมติของตัวแบบการถดถอยไม่เป็นจริง ควรมีการแปลงข้อมูล (Transform) หรือหาตัวแบบการถดถอยอื่นที่เหมาะสมกว่า เพื่อให้ข้อสมมติของตัวแบบเป็นจริง (วีรัชช พานิชวงศ์, 2549 : 85) ซึ่งหากข้อสมมติข้อใดข้อหนึ่งไม่จริงแล้ว จะมีผลทำให้ตัวประมาณค่าที่ได้มีคุณสมบัติเป็นตัวประมาณที่ไม่ดี วิธีการตรวจสอบแบบง่าย และได้ผลสำหรับการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอย คือการตรวจสอบโดยใช้ค่าเศษเหลือ (Residuals : e_i) เพราะค่าเศษเหลือเป็นตัวประมาณของ ε_i ที่ได้จากการที่สร้างขึ้น ซึ่ง $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$ ได้แก่

3.1) การตรวจสอบค่าความคลาดเคลื่อนว่ามีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่

ข้อสมมติของตัวแบบการถดถอยกำหนดค่าความคลาดเคลื่อนจะต้องมีการแจกแจงแบบปกติ จากการวิเคราะห์การถดถอย หากพบว่าค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีการแจกแจงแบบปกติ จะทำให้ผลสรุปที่ได้ผิดพลาด การทดสอบสมมติฐานที่เกี่ยวกับพารามิเตอร์ในตัวแบบไม่ถูกต้อง การทดสอบสามารถทำได้หลายวิธี แต่ในงานวิจัยนี้จะใช้การทดสอบของ Lillifors (อุมาพร จันทศร. 2542 : 257) Lillifors ได้ปรับปรุงการทดสอบของ Kolmogorov-Smirnov ในกรณีที่ต้องทดสอบเกี่ยวกับการแจกแจงแบบปกติที่ไม่ระบุค่าเฉลี่ยและค่าความแปรปรวน การทดสอบของ Lillifors จะเหมือนกับการทดสอบของ Kolmogorov-Smirnov เกือบทุกประการ ยกเว้นการใช้คะแนนมาตรฐาน (Normalized value) แทนคะแนนดิบ

สมมติฐานของการทดสอบ คือ

H_0 : ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ

H_1 : ค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีการแจกแจงปกติ

สถิติของการทดสอบ

$$D = \max |F(x) - S(x)| \quad (2.15)$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับนักเรียนเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ในการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เมื่อ $F(x)$ คือ ความน่าจะเป็นสะสมของตัวอย่าง

$S(x)$ คือ ความน่าจะเป็นสะสมภายใต้สมมติฐานหลัก

ค่าวิกฤตของ D หาได้จากตาราง Lilliefors และจำทำการปฏิเสธสมมติฐานหลัก

เมื่อ $D_{\text{คำนวณ}} > D_{\text{ตาราง}}$

3.2) การตรวจสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อน

ในงานวิจัยนี้ใช้การทดสอบของ Durbin-Watson เป็นการทดสอบความสัมพันธ์ของ e_i กับ e_{i-1} โดยที่สถิติทดสอบ คือ

$$d = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2} \quad (2.16)$$

โดยที่ e_i คือ ค่าของตัวเศษเหลือที่ i

e_{i-1} คือ ค่าของเศษเหลือที่ $i-1$

สำหรับค่าวิกฤตของ Durbin-Watson จะขึ้นกับขนาดตัวอย่าง (n) และจำนวนตัวแปรอิสระ ในสมการความถดถอย สรุปได้ดังนี้ (กัลยา วานิชย์บัญชา, 2548 : 331)

ถ้าค่า Durbin-Watson มีค่าใกล้ 2 (นั่นคือในช่วง 1.5-2.5) จะสรุปว่า e_i กับ e_j เป็นอิสระต่อกัน

ถ้าค่า Durbin-Watson < 1.5 แสดงว่าความสัมพันธ์ของ e_i กับ e_j อยู่ในทิศทางบวกและถ้าค่า Durbin-Watson มีค่าใกล้ 0 แสดงว่า e_i กับ e_j มีความสัมพันธ์กันมาก

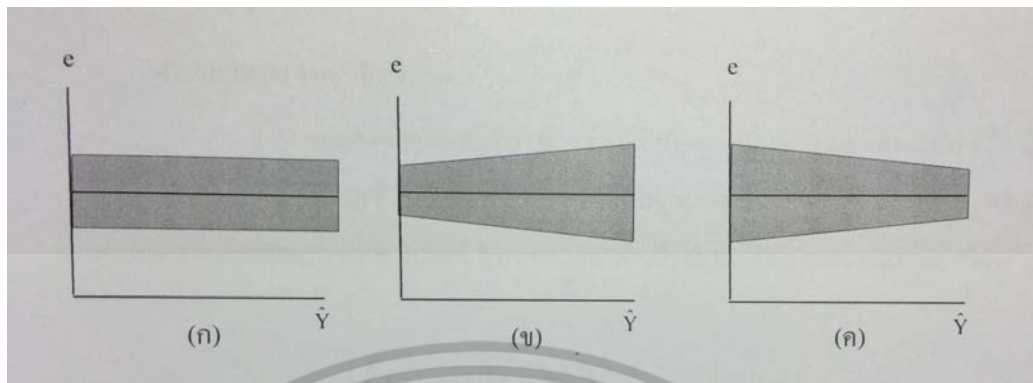
ถ้าค่า Durbin-Watson > 2.5 แสดงว่าความสัมพันธ์ของ e_i กับ e_j อยู่ในทิศทางลบและถ้าค่า Durbin-Watson มีค่าใกล้ 4 แสดงว่า e_i กับ e_j มีความสัมพันธ์กันมาก

3.3) การตรวจสอบความคงที่ของความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน

(Heteroscedasticity)

การที่ความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนไม่คงที่ นั่นคือ $V(\varepsilon_i) \neq \sigma^2$ ซึ่งจะมีผลทำให้การหาช่วงความเชื่อมั่นและการทดสอบสมมติฐานทำได้ไม่ถูกต้อง การทดสอบความคงที่ของความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน ทำได้โดยการพล็อตค่ามาตรฐานของตัวเศษเหลือ e_i กับค่าประมาณ \hat{Y}_i ถ้าพบว่าจุดต่างๆในภาพการกระจายแบบสุ่มเป็นขนานกับแกนนอน จะสรุปได้ว่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนคงที่ แต่ถ้าพบว่าจุดต่างๆในภาพการกระจายเป็นรูป

ปากแตร จะสรุปได้ว่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนไม่คงที่ (ทรงศิริ แต่สมบัติ. 2548 : 194)



รูปที่ 2.9 แสดงลักษณะของค่าความคลาดเคลื่อน กรณีที่ค่าความแปรปรวน
(ก) คงที่ (ข) เพิ่มขึ้น (ค) ลดลง

3.4) การตรวจสอบความเป็นอิสระของตัวแปรอิสระ

ตัวแบบการถดถอยที่ดี ตามข้อสมมติของตัวแบบการถดถอย ตัวแปรอิสระทุกตัวต้องเป็นอิสระกัน การที่ตัวอิสระมีความสัมพันธ์กัน เรียกว่า เกิดสหสัมพันธ์ร่วม (multicollinearity) การตรวจสอบว่า ตัวแปรอิสระมีสหสัมพันธ์ร่วมหรือไม่นั้น ได้พิจารณาค่า VIF (Variance Inflation Factor) ดังนี้

$$(VIF)_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad \text{สำหรับ } j = 1, 2, \dots, k \quad (2.17)$$

โดยที่ R_j^2 เป็นค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยที่ใช้สัดส่วนของความผันแปรร่วมของ X_j ที่อธิบายได้ด้วยตัวแปรอิสระอื่นๆที่ไม่รวม X_j

ค่า VIF มีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง ∞ ถ้าค่า VIF มีค่ามาก หมายความว่า ตัวแปร X_j มีความสัมพันธ์กับตัวแปรอิสระอื่นๆมาก โดยปกติจะใช้เกณฑ์ว่าเมื่อ $(VIF)_j$ มีค่าไม่เกิน 10 แสดงว่าตัวแปรอิสระจะไม่มีความสัมพันธ์กัน (ทรงศิริ แต่สมบัติ. 2548)

4) การแปลงข้อมูล

วิธีการแปลงข้อมูลแบบบ็อก-ค็อก (Box-Cox Transformation) เป็นวิธีที่นำเสนอโดย บ็อก-ค็อก ในปี 1964 ใช้สำหรับแก้ปัญหากรณีที่ตัวแปรตามไม่มีการแจกแจงแบบปกติหรือมีความแปรปรวนไม่คงที่ การแปลงดังกล่าวมีรูปแบบ ดังนี้ (Box and Cox. 1964)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$\text{ให้ } v = \begin{cases} (Y^k - 1)/(\lambda \dot{Y})^{\lambda - 1} & \text{เมื่อ } Y \neq 0 \\ \dot{Y} \ln Y & \text{เมื่อ } v = 0 \end{cases} \quad (2.18)$$

โดยที่ \dot{Y} เป็นค่าเฉลี่ยเรขาคณิต ซึ่งหาได้จาก $\dot{Y} = (Y_1 \cdot Y_2 \cdot \dots \cdot Y_n)^{\frac{1}{n}}$ และ λ เป็นพารามิเตอร์ที่ทำให้ v มีการแจกแจงแบบปกติหรือมีความแปรปรวนคงที่ การหาค่าประมาณของ λ จะหาด้วยวิธีภาวะน่าจะเป็นสูงสุด (Maximum Likelihood Estimator) ซึ่งค่าประมาณของ λ ที่ได้จะทำให้ค่า Sum Square of Error (SSE) มีค่าน้อยสุด ค่าประมาณของ λ ที่ได้นิยมปัดให้เป็นรูปดังนี้ คือ -1, -0.5, 0, 0.5 และ 2

$$\begin{aligned} \text{โดยที่ } \lambda = -1 & , Y' = \frac{1}{Y} \\ \lambda = -0.5 & , Y' = \frac{1}{\sqrt{Y}} \\ \lambda = 0 & , Y' = \frac{1}{\ln Y} \\ \lambda = 0.5 & , Y' = \sqrt{Y} \\ \lambda = 2 & , Y' = Y^2 \end{aligned}$$

จากนั้นนำค่าของ Y' ที่ได้จากการแปลงข้อมูลไปวิเคราะห์การถดถอยพหุคูณ โดยให้ Y' เป็นตัวแปรตามในการวิเคราะห์

5) การวิเคราะห์ความแปรปรวน

การทดสอบสมมติฐานนี้จะใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวน (Analysis of Variance: ANOVA) เป็นเครื่องมือในการทดสอบว่าตัวแปรอิสระมีอิทธิพลต่อตัวแปรตาม Y หรือไม่ โดยมีแนวคิดพื้นฐานในการทดสอบ คือ เปรียบเทียบค่าความแปรปรวนที่ใช้ในการอธิบายได้ด้วยสมการถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ กับค่าความแปรปรวนที่อธิบายไม่ได้ด้วยสมการถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ ซึ่งความสัมพันธ์ระหว่างค่าทั้งสองสรุปได้ดังนี้ (ทรงศิริ แต่สมบัติ. 2548: 220)

$$Y_i - \bar{Y} = (\hat{Y}_i - \bar{Y}) + (Y_i - \hat{Y}_i)$$

ยกกำลังสองทั้งสองข้าง

$$(Y_i - \bar{Y})^2 = [(\hat{Y}_i - \bar{Y}) + (Y_i - \hat{Y}_i)]^2$$

$$\sum (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum [(\hat{Y}_i - \bar{Y}) + (Y_i - \hat{Y}_i)]^2$$

$$= \sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 + 2\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})(Y_i - \hat{Y}_i)$$

แต่ $\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})(Y_i - \hat{Y}_i) = \sum (b_0 + b_1 X_{li} + \dots + b_k X_{ki} - \bar{Y})(Y_i - b_0 - b_1 X_{li} - \dots - b_k X_{ki})$
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$= b_0 \sum (Y_i - b_0 - b_1 X_{1i} - \dots - b_k X_{ki}) + b_1 \sum X_{1i} (Y_i - b_0 X_{1i} - \dots - b_k X_{ki}) + \dots + b_k \sum X_{ki} (Y_i - b_0 - b_1 X_{1i} - \dots - b_k X_{ki}) - \bar{Y} \sum (Y_i - b_0 - b_1 X_{1i} - \dots - b_k X_{ki})$$

ซึ่ง $\sum (Y_i - b_0 - b_1 X_{1i} - \dots - b_k X_{ki}) = 0$ [$\because \sum Y_i = nb_0 + b_1 \sum X_{1i} + \dots + b_k \sum X_{ki}$]

และ

$$\begin{aligned} \sum X_{1i} (Y_i - b_0 X_{1i} - \dots - b_k X_{ki}) &= 0 \\ &\vdots \\ \sum X_{ki} (Y_i - b_0 X_{1i} - \dots - b_k X_{ki}) &= 0 \end{aligned}$$

เนื่องจาก

$$\sum X_{1i} Y_i = b_0 \sum X_{1i} + b_1 \sum X_{1i}^2 + \dots + b_k \sum X_{1i} X_{ki}$$

\vdots

$$\sum X_{ki} Y_i = b_0 \sum X_{ki} + b_1 \sum X_{1i} X_{ki} + \dots + b_k \sum X_{ki}^2$$

ดังนั้น $\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})(Y_i - \hat{Y}_i) = 0$

จะได้ $\sum (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2$ (2.19)

หรือ เขียนสมการนี้ในเทอมของผลรวมกำลังสองใหม่ได้เป็น $SST = SSR + SSE$ โดยที่

SST (Sum Square of Total) คือ ค่าความแปรผันทั้งหมดของ Y โดยเป็นผลบวกกำลังสองของผลต่างของค่าสังเกต และค่าเฉลี่ยที่ใช้วัดความผันแปรของแต่ละค่าสังเกตจากค่าเฉลี่ยเรียก SST ว่าผลรวมกำลังสองรวม หรือผลรวมกำลังสองของความผันแปร โดยที่

$$SST = \sum (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum Y^2 - n\bar{Y}^2 \quad (2.20)$$

SSR (Sum Square of Regression) คือ ค่าความผันแปรที่อธิบายได้ หรือค่าความผันแปรของ Y เนื่องจาก X_1, X_2, \dots, X_k โดยเป็นผลรวมกำลังสองของผลต่างของค่าประมาณและค่าเฉลี่ยที่ใช้วัดความผันแปรของแต่ละค่าประมาณจากค่าเฉลี่ย เรียก SSR ว่าผลรวมกำลังสองรวมของความผันแปรเนื่องจากการถดถอย โดยที่

$$SSR = \sum (\hat{Y}_i - \bar{Y}_i)^2 \quad (2.21)$$

SSE (Sum Square of Error) คือค่าความผันแปรที่อธิบายไม่ได้ หรือค่าความผันแปรของ Y เนื่องจากอิทธิพลอื่นๆ โดยเรียกค่าความผันแปรอย่างสุ่ม โดยเป็นผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อน หรือผลต่างของค่าสังเกตและค่าประมาณ เรียก SSE ว่าผลรวมกำลังสองรวมของความผันแปรเนื่องจากการถดถอยโดยที่

$$SSE = \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \quad (2.22)$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

อย่างไรก็ตามการเปรียบเทียบ SSR กับ SSE โดยตรงนั้น เป็นการเปรียบเทียบที่เอนเอียง (Biased) เนื่องจากค่าทั้งสองมีระดับความเป็นอิสระที่ต่างกัน ดังนั้น ค่าทางสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมการการถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ ในการวิเคราะห์ค่าความแปรปรวนนี้จึงใช้ค่าความผันแปรที่ปรับด้วยความเป็นอิสระแล้ว เรียกว่าค่าความผันแปรเฉลี่ย (Mean Square) โดยที่

$$\text{ค่าความผันแปรที่อธิบายได้เฉลี่ย (Mean Square of Regression)} = \text{MSR} = \text{SSR}/(k - 1)$$

$$\text{ค่าความผันแปรที่อธิบายไม่ได้เฉลี่ย (Mean Square Of Error)} = \text{MSE} = \text{SSE}/(n - k - 1)$$

และค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ จึงเป็น

$$F = \frac{\text{MSR}}{\text{MSE}} \quad \text{โดยที่ } F \sim F(k, n - k - 1) \quad (2.23)$$

ตารางที่ 2.11 การวิเคราะห์ความแปรปรวนของการวิเคราะห์การถดถอยพหุ

แหล่งความแปรปรวน (SV)	ความเป็นอิสระ (df)	ผลบวกกำลังสอง (SS)	ผลบวกกำลังสองเฉลี่ย (MS)	F
ความถดถอย (Regression)	k	SSR	MSR	MSR/MSE
ความคลาดเคลื่อน (Error)	n-k-1	SSE	MSE	
ผลรวม	n-1	SST		

จากตารางวิเคราะห์ความแปรปรวนจะตั้งสมมติฐานได้ดังนี้

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1 : \text{มี } \beta_i \text{ สำหรับ } i = 1, 2, \dots, k \text{ อย่างน้อยหนึ่งค่าไม่เป็น } 0$$

$$\text{สถิติทดสอบคือ } F = \frac{\text{MSR}}{\text{MSE}}$$

เขตปฏิเสธสมมติฐาน H_0 จะปฏิเสธสมมติฐาน H_0 ถ้า $F > F_{\alpha, (k, m-k-1)}$

ก. ถ้ายอมรับสมมติฐาน $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ จะสรุปได้ว่า ตัวแปรอิสระ X_i ทุกตัวไม่มีส่วนในการอธิบายการผันแปรของตัวแปรตาม Y

ข. ถ้าปฏิเสธสมมติฐาน H_0 จะสรุปได้ว่า มีตัวแปรอิสระอย่างน้อยหนึ่งตัวมีส่วนในการอธิบายการผันแปรตาม Y จึงต้องทดสอบต่อไปว่า X_i ตัวใดมีส่วนในการอธิบายการผันแปรของตัวแปรตาม Y จะใช้สถิติทดสอบ t โดยจะตั้งสมมติฐานดังนี้

$$H_0 : \beta_i = 0$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$H_1 : \beta_i \neq 0$ สำหรับบางค่าของ $i = 1, 2, \dots, k$

$$\text{สถิติทดสอบคือ } t = \frac{b_i - 0}{S_{b_i}}$$

โดยที่ b_i คือ ค่าประมาณของ β_i

S_{b_i} คือ ค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Standard Error) ของ β_i

เขตปฏิเสธสมมติฐาน H_0 จะปฏิเสธสมมติฐาน H_0 ถ้า $t < -t_{\frac{\alpha}{2}, n-k-1}$ หรือ $t > t_{\frac{\alpha}{2}, n-k-1}$

ก. ถ้ายอมรับสมมติฐาน $H_0 : \beta_i = 0$ จะสรุปได้ว่า ตัวแปรอิสระ X_i ไม่มีส่วนในการอธิบายการผันแปรของตัวแปรตาม Y เมื่อมีตัวแปรอิสระตัวอื่นๆอยู่ในตัวแบบการถดถอยแล้ว

ข. ถ้าปฏิเสธสมมติฐาน H_0 จะสรุปได้ว่า ตัวแปรอิสระ X_i มีส่วนในการอธิบายการผันแปรของตัวแปรตาม Y เมื่อมีตัวแปรอิสระตัวอื่นๆอยู่ในตัวแบบการถดถอยแล้ว

6) สัมประสิทธิ์การตัดสินใจ (Multiple Coefficient of Determination : R^2)

เป็นค่าวัดความเหมาะสมของรูปแบบที่แสดงสัดส่วนหรือเปอร์เซ็นต์ที่ตัวแปรอิสระ X ทุกตัวรวมกันมีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม Y ค่า R^2 จะหาได้จาก

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} \quad \text{หรือ} \quad R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST} \quad (2.24)$$

โดย R^2 มีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

ถ้า R^2 เข้าใกล้ 1 นั่นคือค่า SSR มีค่าใกล้ค่า SST แสดงว่าตัวแปรอิสระ X ทุกตัวรวมกันมีส่วนในการอธิบายการผันแปรของตัวแปรตาม Y สูง

ถ้า R^2 เข้าใกล้ 0 นั่นคือค่า SSR มีค่าห่างจากค่า SST แสดงว่าตัวแปรอิสระ X ทุกตัวรวมกันมีส่วนในการอธิบายการผันแปรของตัวแปรตาม Y น้อย

7) การทดสอบแบบ F บางส่วน

เป็นการทดสอบว่าจากตัวแบบ $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon$ มีตัวแปรอิสระบางตัวไม่มีส่วนในการอธิบายการผันแปรของตัวแปรตาม Y เมื่อมีตัวแปรอิสระตัวอื่นๆอยู่ในตัวแบบ เช่น การทดสอบว่าตัวแปรอิสระ X_i ไม่มีส่วนในการอธิบายการผันแปรตาม Y จะกำหนด

$H_0 : \beta_i = 0$ กับ $H_1 : \beta_i \neq 0$ ในกรณีที่มีตัวแปรอิสระ 3 ตัวที่มีตัวแบบ

$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon$ จะตั้งสมมติฐานดังนี้

$$H_0 : \beta_3 = 0$$

$$H_1 : \beta_3 \neq 0$$

สามารถเขียนตัวสถิติทดสอบ F ได้ดังนี้ (ทรงศิริ แต่สมบัติ : 2548 : 106)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$F_{X_3/X_1, X_2} = \frac{SSR(X_3/X_1, X_2)/1}{MSE(X_1, X_2, X_3)} = \frac{MSR(X_3/X_1, X_2)}{MSE(X_1, X_2, X_3)} \quad (2.25)$$

ที่ระดับนัยสำคัญ α จะปฏิเสธสมมติฐาน H_0 ถ้า $F_{X_3/X_1, X_2} \geq F_{\alpha(1, n-k-1)}$

ก. ถ้ายอมรับสมมติฐาน $H_0 : \beta_3 = 0$ จะสรุปได้ว่า ตัวแปรอิสระ X_3 ไม่มีส่วนในการอธิบายการผันแปรของตัวแปรตาม Y เมื่อมีตัวอิสระตัวอื่นๆอยู่ในตัวแบบ

ข. ถ้าปฏิเสธสมมติฐาน H_0 จะสรุปได้ว่า ตัวแปรอิสระ X_3 มีส่วนในการอธิบายการผันแปรของตัวแปรตาม Y เมื่อมีตัวอิสระตัวอื่นๆอยู่ในตัวแบบ

8) สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Coefficient of Correlation : r)

เป็นค่าที่แสดงความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงระหว่างตัวแปรสุ่ม Y และตัวแปรสุ่ม X โดยที่ตัวแปรสุ่ม X และ Y ต้องมีการแจกแจงแบบปกติ ค่าของ r จะมีค่าอยู่ระหว่าง -1 ถึง 1 ซึ่ง r หาได้จากสูตร

$$r = \frac{\sum (X - \bar{X})(Y - \bar{Y})}{\sqrt{\sum (X - \bar{X})^2 \sum (Y - \bar{Y})^2}} \quad (2.26)$$

เครื่องหมายของ r บอกทิศทางความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร X และ Y นั่นคือ

ถ้า r มีเครื่องหมายเป็นบวก แสดงว่า X และ Y มีความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงในทางเดียวกันกล่าวคือ เมื่อ X มีค่าเพิ่มขึ้น ค่าของ Y จะเพิ่มขึ้นด้วย

ถ้า r มีเครื่องหมายเป็นลบ แสดงว่า X และ Y มีความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงในทางตรงข้ามกล่าวคือ เมื่อ X มีค่าเพิ่มขึ้น แต่ค่าของ Y จะลดลง

ค่าของ r จะบอกถึงขนาดของความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระ X_1 และ Y นั่นคือ

ถ้า $|r|$ มีค่าเข้าใกล้ 1 แสดงว่าตัวแปร X และ Y มีความสัมพันธ์ในเชิงเส้นตรงสูงมาก

ถ้า $|r|$ มีค่าเข้าใกล้ 0 แสดงว่าตัวแปร X และ Y มีความสัมพันธ์ในเชิงเส้นตรงน้อยมาก

9) การเลือกสมการที่ดีที่สุด

วิธีเพิ่มตัวแปรอิสระแบบขั้นตอน (The Stepwise Regression Procedure) ซึ่งเป็นวิธีการเลือกตัวแปรอิสระเข้าในตัวแบบการถดถอยครั้งละหนึ่งตัวโดยเริ่มจากตัวแบบที่ไม่มีตัวแปรอิสระเลย $Y = \beta_0 + \varepsilon$ ตัวแปรใดที่เข้าอยู่ในตัวแบบการถดถอยแล้วอาจจะถูกตัดออกได้ภายหลัง นั่นคือต้องทดสอบว่าตัวแปรอิสระตัวนี้มีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม Y อย่างมีนัยสำคัญหรือไม่ ขณะที่ตัวแปรอิสระตัวอื่นอยู่ในตัวแบบการถดถอย วิธีเพิ่มตัวแปรอิสระแบบขั้นตอนจึงเป็นวิธีที่รวมทั้งวิธีเพิ่มตัวแปรอิสระ (Forward Selection Procedure) และลดตัวแปรอิสระ (Backward Elimination Procedure) เข้าด้วยกันตัวอย่างกรณีตัวแปรอิสระ 3 ตัวแปร X_1, X_2 และ X_3 ขั้นตอนในการเลือกตัวแปรอิสระเข้าในตัวแบบเป็นดังนี้

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ขั้นที่ 1 เลือกตัวแปรอิสระตัวแรกเข้าในตัวแบบการถดถอยโดยเลือกตัวแปรอิสระที่ให้ค่า F ซึ่งได้จากการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเดียวแบบเส้นตรงของตัวแปรอิสระ X_1 แต่ละตัวกับตัวแปรตาม Y สูงที่สุดนั่นคือเลือกตัวแปรอิสระ X_1 ที่มีความสัมพันธ์กับตัวแปรตาม Y สูงที่สุด สมมติว่าตัวแปรอิสระ X_3 เป็นตัวแปรที่ให้ค่า F สูงที่สุด

ขั้นที่ 2 จากตัวแบบ $Y = \beta_0 + \beta_3 X_3 + \varepsilon$

ทดสอบ $H_0 : \beta_3 = 0$ กับ $H_1 : \beta_3 \neq 0$ โดยการทดสอบแบบ F

(1) ถ้ายอมรับ H_0 แสดงว่าตัวแปรอิสระ X_3 มีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม Y อย่างไม่มีนัยสำคัญและกระบวนการเลือกตัวแปรโดยวิธีนี้จะสิ้นสุด นั่นคือจะสรุปว่าไม่มีตัวแปรอิสระตัวใดที่เหมาะสมในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม Y แล้วจะได้ตัวแบบการถดถอยเป็น

$$Y = \beta_0 + \varepsilon$$

(2) ถ้าปฏิเสธ H_0 แสดงว่าตัวแปรอิสระ X_3 มีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม Y อย่างมีนัยสำคัญจะได้ตัวแบบการถดถอย คือ

$$Y = \beta_0 + \beta_3 X_3 + \varepsilon$$

ทำขั้นที่ 3 ต่อไปเพื่อหาตัวแปรอิสระตัวใหม่เข้าในตัวแบบการถดถอยในที่นี้สมมติว่าปฏิเสธสมมติฐาน H_0

ขั้นที่ 3 เลือกตัวแปรอิสระตัวที่สองเข้าในตัวแบบการถดถอยด้วยการพิจารณาจากค่า F บางส่วนของตัวแปรอิสระ $X_i, i=1,2$ โดยที่ตัวแปรอิสระ X_3 อยู่ในตัวแบบการถดถอยสูงที่สุด สมมติว่าเลือกตัวแปรอิสระ X_2 เข้าในตัวแบบการถดถอยเพราะค่าของตัวทดสอบสถิติ F บางส่วนสูงที่สุด ดังนั้นตัวแบบการถดถอยคือ

$$Y = \beta_0 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon$$

ขั้นที่ 4 หาค่าค่า F บางส่วนของ X_2 เมื่อมี X_3 อยู่ในตัวแบบแล้วและหาค่า F บางส่วนของ X_3 เมื่อมี X_2 อยู่ในตัวแบบแล้ว แล้วเลือกตัวแปรอิสระที่มีค่า F บางส่วนน้อย สมมติว่าเป็น X_3 นั่นคือทำการทดสอบสมมติฐาน $H_0 : \beta_3 = 0$ กับ $H_1 : \beta_3 \neq 0$

(1) ถ้ายอมรับ H_0 แสดงว่าตัวแปรอิสระ X_3 มีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม Y อย่างไม่มีนัยสำคัญเมื่อมี X_2 อยู่ในสมการแล้ว จะตัดตัวแปรอิสระ X_3 ออกแล้วตัวแบบการถดถอยเป็น

$$Y = \beta_0 + \beta_2 X_2 + \varepsilon$$

จากนั้นต้องทดสอบว่า $H_0 : \beta_2 = 0$ กับ $H_1 : \beta_2 \neq 0$ ด้วยการทดสอบ F บางส่วน

(2) ถ้าปฏิเสธ H_0 แสดงว่าตัวแปรอิสระ X_3 มีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม Y อย่างมีนัยสำคัญเมื่อมี X_2 อยู่ในสมการแล้ว จะตัดตัวแปรอิสระ X_3 ออกแล้วตัวแบบการถดถอยเป็น

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

แปรตาม Y อย่างมีนัยสำคัญเมื่อมี X_2 อยู่ในสมการแล้ว จะได้ตัวแบบการถดถอยคือ

$$Y = \beta_0 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon$$

ขั้นที่ 5 สมมติว่าขั้นที่ 4 ปฏิเสธ H_0 จะเลือกตัวแปรอิสระตัวต่อไปซึ่งในที่นี่จะเป็นตัวแปรอิสระตัวสุดท้ายที่เข้ามาในตัวแบบการถดถอย ได้แก่ ตัวแปรอิสระ X_1 จะได้ตัวแบบการถดถอยคือ

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon$$

จะหาค่า F บางส่วนของ X_1 เมื่อมี X_2, X_3 อยู่ในตัวแบบแล้วและหาค่า F บางส่วนของ X_2 เมื่อมี X_1, X_3 อยู่ในตัวแบบแล้ว และหาค่า F บางส่วนของ X_3 เมื่อ X_1, X_2 อยู่ในตัวแบบแล้ว แล้วเลือกทดสอบตัวแปรอิสระที่มีค่า F บางส่วนน้อยที่สุด สมมติว่าเป็น X_1 นั่นคือทำการทดสอบ

$$H_0 : \beta_1 = 0 \text{ กับ } H_1 : \beta_1 \neq 0$$

ด้วยการทดสอบแบบ F บางส่วน

(1) ถ้ายอมรับ $H_0 : \beta_1 = 0$ แสดงว่าตัวแปรอิสระ X_1 มีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม Y เมื่อมีตัวแปรอิสระ X_2 และ X_3 อยู่ในตัวแบบการถดถอยอย่างไม่มีนัยสำคัญ กระบวนการเลือกตัวแปรโดยวิธีนี้จะสิ้นสุดเนื่องจากไม่มีตัวแปรอิสระตัวใหม่เข้ามาในตัวแบบ แล้วตัวแบบการถดถอยคือ

$$Y = \beta_0 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon$$

จากตัวแบบการถดถอยที่ได้ จะต้องทดสอบ F บางส่วนของ $H_0 : \beta_1 = 0$ กับ $H_1 : \beta_1 \neq 0$ เมื่อ $i=1,2$ แล้วเลือกทดสอบตัวแปรอิสระที่ให้ค่า F บางส่วนน้อยที่สุดก่อน เหมือนขั้นที่ 4

(2) ถ้าปฏิเสธ $H_0 : \beta_1 = 0$ แสดงว่าตัวแปรอิสระ X_1 มีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม Y เมื่อมีตัวแปรอิสระ X_2 และ X_3 อยู่ในตัวแบบการถดถอยอย่างมีนัยสำคัญ ได้ตัวแบบการถดถอยคือ

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon$$

วิธีเพิ่มตัวแปรอิสระแบบขั้นตอนจะเสร็จสิ้นเมื่อเพิ่มตัวแปรอิสระเข้ามาในตัวแบบการถดถอยไม่ได้อีกแล้ว กรณีมีตัวแปรอิสระมากกว่า 3 ตัว การเลือกตัวแปรอิสระด้วยวิธีนี้จะทำได้ในลักษณะเดียวกัน โดยเลือกตัวแปรอิสระเข้าในรูปแบบครั้งละหนึ่งตัวแปร ตัวแปรอิสระที่เข้ามาในตัวแบบการถดถอยแล้วอาจจะถูกตัดออกจากตัวแบบได้ถ้ามีตัวแปรอิสระตัวอื่นที่เข้ามาที่หลังอธิบายตัวแปรตาม Y ได้ดีกว่า

2.4 ประสิทธิภาพของการพยากรณ์

ในงานวิจัยครั้งนี้ใช้ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Mean square Error : MSE) เป็นตัวชี้ประสิทธิภาพของการพยากรณ์ด้วยวิธีอนุกรมเวลาและวิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ

$$MSE = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n} \quad (2.27)$$

เมื่อ $e_i = Y - \hat{Y}$

โดยที่วิธีที่ให้ค่า MSE ต่ำสุดจะเป็นวิธีที่ดีที่สุด

2.5 ผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

นายคาวี รวมบุญ (2555) ศึกษาวิเคราะห์ พยากรณ์ราคาน้ำตาลทราย และวางแผนการส่งออกน้ำตาลทรายขาว โดยใช้ปัจจัยอิสระ 21 โดยปัจจัยจะถูกไปหาค่าสหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระกับตัวแปรตามและทำการทดสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรอิสระแต่ละตัวกับตัวแปรตามโดยการทดสอบนัยสำคัญทางสถิติด้วย T-test ถัดมาเป็นส่วนของการนำปัจจัยอิสระที่ผ่านการทดสอบแล้วมาเข้าสู่ขั้นตอนการพยากรณ์โดยโครงข่ายประสาทเทียมแบบแพร่ย้อนกลับ นำปัจจัยอิสระที่ผ่านการทดสอบแล้วมาพิจารณาและกำหนดเป็น 7 ตัวแบบเพื่อใช้ในการพยากรณ์หาตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดที่จะนำมาใช้พยากรณ์ การประเมินผลการพยากรณ์โดยสังเกตจากค่าความคลาดเคลื่อนแบบค่าผิดพลาดกำลังสองเฉลี่ย MSE และ ค่าความคลาดเคลื่อนแบบเปอร์เซ็นต์ผิดพลาดสัมบูรณ์เฉลี่ย MAPE ทำให้อธิบายว่า ตัวแบบ ANN-4 เป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดที่จะนำมาพยากรณ์ ในส่วนการวางแผนการส่งออกออกใช้ข้อมูลปี 2553 มาเป็นข้อมูลพื้นฐาน ใช้ Linear Programming มาทำการวางแผน โดยคำนึงถึงปัจจัย 3 ปัจจัยคือ ความต้องการ ราคาขาย และค่าเก็บรักษามาใช้ โดยทำการกำหนดสมมติสถานการณ์หากแต่ละปัจจัยมีการเพิ่มขึ้นหรือลดลง จะส่งผลกระทบต่อการวางแผนการส่งออกและรายได้จากการส่งออก ซึ่งสามารถสรุปได้เป็น 4 กรณี กรณีที่ 1 ความต้องการเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องผู้ส่งออกควรที่จะเพิ่มราคาส่งออกให้สูงขึ้น เพิ่มปริมาณการผลิตให้สูงขึ้น กรณีที่ 2 ความต้องการลดลงอย่างต่อเนื่อง ผู้ส่งออกควรทำการเพิ่มราคาส่งออกให้สูงขึ้น กรณีที่ 3 ราคาเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง ผู้ส่งออกควรหาลูกค้าให้มากขึ้น ลดปริมาณการผลิตลงจากเดิม และกรณีที่ 4 ราคาลดลงอย่างต่อเนื่อง ผู้ส่งออกควรจะหาลูกค้าให้มากขึ้น

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

วุฒิสกดิ์ วุฒิमानพ (2551) ศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกน้ำตาลทราย โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิ (secondary data) เป็นรายปีตั้งแต่ปี 2534-2549 และวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นตรงแบบพหุคูณโดยใช้ตัวแปรอิสระทั้งสิ้น 4 ตัว ได้แก่ ปริมาณผลผลิตอ้อย ราคาอ้อยเฉลี่ยที่เกษตรกรขายได้ ราคาเฉลี่ยน้ำตาลตลาดลอนดอน และอัตราแลกเปลี่ยนเฉลี่ย ผลการศึกษาปริมาณผลผลิตของอ้อยและราคาเฉลี่ยน้ำตาลทรายจากตลาดลอนดอนมีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 และราคาอ้อยเฉลี่ยที่เกษตรกรขายได้มีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ส่วนอัตราการแลกเปลี่ยนเฉลี่ยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

นิธิตา เกื้อกุลรัฐ (2551) ศึกษาหาตัวแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับปริมาณการส่งออกของสับปะรดกระป๋องของประเทศไทยโดยใช้วิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นตรงแบบพหุ ซึ่งใช้เทคนิคการคัดเลือกตัวแปรเข้าสมการถดถอย โดยใช้วิธีการเพิ่มตัวแปรแบบขั้นตอน และนำสมการถดถอยที่ได้มาเปรียบเทียบกับวิธีโครงข่ายประสาทเทียมแบบแพร่ย้อนกลับ โดยใช้ตัวแปรอิสระที่ศึกษาทั้งสิ้น 16 ตัว ได้แก่ ราคาส่งออกสับปะรดกระป๋อง ราคาสับปะรดสดที่เกษตรกรขายได้ที่ไร่นา ราคาสับปะรดโรงงานที่เกษตรกรขายได้ที่ไร่นา ปริมาณการส่งออกสับปะรด ปริมาณการส่งออกสับปะรดแช่เย็นจนแข็ง ปริมาณผลผลิตสับปะรดโรงงานจากการเก็บเกี่ยว ราคาส่งออกสับปะรดสด อัตราแลกเปลี่ยนเงินดอลลาร์เทียบกับเงินบาทไทย ดัชนีราคาผู้บริโภค อัตราเงินเฟ้อ ดัชนีผลผลิตสับปะรดกระป๋อง อัตราการใช้กำลังการผลิตสับปะรดกระป๋อง ราคาขายปลีกน้ำตาล ดัชนีราคาสินค้าเกษตรที่เกษตรกรขายได้ ผลการศึกษาพบว่าตัวแปรที่มีผลต่อการส่งออกสับปะรดกระป๋องคือ ดัชนีผลผลิตสับปะรดกระป๋อง ราคาส่งออกสับปะรดกระป๋อง ราคาส่งออกน้ำตาลสด ปริมาณส่งออกสับปะรดแช่เย็นจนแข็ง อัตราเงินเฟ้อ โดยมีค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจเชิงพหุเท่ากับ 0.98 ค่าความคลาดเคลื่อนเฉลี่ยเท่ากับ 1,312,344

เปรมมา จันทบุตร (2547) ศึกษาการพยากรณ์ราคาส่งออกน้ำตาลทรายของประเทศไทย ซึ่งแบ่งเป็น 2 ชนิด ได้แก่ ราคาส่งออกน้ำตาลดิบและน้ำตาลทรายขาว โดยใช้ข้อมูลรายเดือน 2537-2547 ผลการศึกษาพบว่าราคาน้ำตาลดิบและน้ำตาลทรายส่งออก มีลักษณะไม่นิ่ง จึงต้องมีการหาผลต่างจำนวน 1 ครั้ง หรือที่ $I(1)$ และเมื่อมีการพิจารณาออเรโลแกรม (correlogram) ของข้อมูลผลที่ได้คือ แบบจำลอง $MA(1)$ $MA(17)$ $SMA(12)$ มีความเหมาะสมมากที่สุดที่จะตัวแทนของราคาส่งออก น้ำตาลดิบ และแบบจำลอง $AR(30)$ $MA(30)$ มีความเหมาะสมที่จะเป็นตัวแทนของราคาน้ำตาลทรายขาว นอกจากนี้เมื่อพิจารณาค่า Root Mean Square Error (RMSE) และ Theil's S เอกสารนี้เป็นเอกสารทบทวนวิธีสำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น เมื่ออนุญาตให้นำไปใช้โดยไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

inequality coefficient พบว่าแบบจำลองมีค่า Root Mean Square Error (RMSE) และ Theil's inequality coefficient ต่ำสุดในแบบต่างๆที่เลือกมาซึ่งหมายความว่า แบบจำลองมีความแม่นยำในการพยากรณ์ และความเหมาะสมที่จะนำมาใช้กับข้อมูลที่แท้จริงได้ซึ่งแบบจำลองอาร์มาทั้งสองแบบจำลองนี้แสดงให้เห็นว่าทิศทางของอนุกรมเวลาระหว่างข้อมูลราคาที่แท้จริงและข้อมูลราคาที่เหมาะสมขึ้นมีทิศทางที่ขึ้นลงไปในทางเดียวกัน จึงทำให้ราคาพยากรณ์ สามารถที่จะช่วยในการตัดสินใจในการประกอบการของผู้ผลิตหรือผู้ที่เกี่ยวข้องในอุตสาหกรรมนี้ได้

ศรารุช สุขวิญญา (2546) ศึกษาเรื่องการวิเคราะห์ความสามารถในการส่งออกน้ำตาลไทย เป็นการศึกษาถึงปัจจัยที่มีผลกระทบต่ออุปสงค์การส่งออกน้ำตาลดิบของประเทศไทยไปยังตลาดของประเทศเกาหลีใต้จะใช้ข้อมูลทุติยภูมิตั้งแต่ปี พ.ศ. 2518-2544 รวมระยะเวลา 26 ปี การวิเคราะห์ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่ออุปสงค์การส่งออกน้ำตาลทรายของประเทศไทยเป็นการวิเคราะห์เชิงปริมาณโดยใช้วิธีวิเคราะห์สมการถดถอยเชิงซ้อนในรูปของ Double Loglinear ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares-OLS) มาประมาณสัมประสิทธิ์ต่างๆ ผลการศึกษาพบว่า ตัวแปรอิสระทั้งหมดคือ ราคาเฉลี่ยส่งออกน้ำตาลของไทย ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของเกาหลีใต้ และจำนวนประชากรของประเทศเกาหลีใต้มีผลกระทบต่อตัวแปรตามนั่นก็คือปริมาณการส่งออกน้ำตาลของประเทศไทยไปยังตลาดหรือประเทศเกาหลีใต้ถึงร้อยละ 73.4 และทดสอบว่าค่า D.W. ปรากฏว่าไม่มีปัญหาสหสัมพันธ์ในตัว ส่วนการทดสอบนัยสำคัญทางสถิติของตัวแปรอิสระปรากฏว่าค่าสัมประสิทธิ์ของราคาเฉลี่ยส่งออกน้ำตาลของประเทศไทย ค่าสัมประสิทธิ์ของรายได้ประชาชาติต่อบุคคลของประเทศเกาหลีใต้และสัมประสิทธิ์จำนวนประชากรของประเทศเกาหลีใต้มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

จินตนา เดชผล (2540) วิเคราะห์ผลกระทบของนโยบายอุตสาหกรรมน้ำตาลในประเทศไทย ในด้านการผลิต การบริโภคและการส่งออก ในกรณีที่ต้องปฏิบัติตามข้อกำหนดของเกณฑ์ในการลดการอุดหนุนของอุตสาหกรรมน้ำตาล ผลการศึกษาพบว่าหากประเทศไทยยังคงนโยบายระบบ 2 ราคา แต่จะต้องปฏิบัติตามข้อกำหนดของเกณฑ์ตามนโยบายการค้าเสรีแล้ว จะส่งผลให้ราคาน้ำตาลในประเทศถูกลง ในกรณีของผู้ผลิตจะมีผลต่อการผลิตน้ำตาล กล่าวคือถ้าหากมีการอุดหนุนภายในร้อยละ 13.3 จะเป็นผลให้การผลิตน้ำตาลทรายลดลงจำประมาณ 0.36 ล้านตัน ในด้านการบริโภคพบว่าการลดการอุดหนุนภายในลงตามพันธะดังกล่าว จะมีผลทำให้การบริโภคน้ำตาลทรายเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้น 0.04 ล้านตัน เนื่องจากราคาภายในประเทศลดลง ในด้านการส่งออกนั้นเนื่องจากการส่งออกเป็นส่วนที่

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เหลือจากการบริโภคภายในประเทศ การลดการอุดหนุนภายในดังกล่าวจะมีผลทำให้การส่งออกลดลง เพราะมีการผลิตลดลง และมีการใช้ส่วนหนึ่งเพื่อการบริโภคภายในประเทศเพิ่มขึ้น

ถวัลย์ มุขจินดา (2533) ศึกษาเรื่อง การวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติของอุปทานและอุปสงค์ น้ำตาลไทยใช้ข้อมูลระหว่างปี พ.ศ. 2515/16-2529/30 โดยการวิเคราะห์จะใช้แบบจำลองสมการ ถดถอยเชิงเส้นโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบธรรมดาในการประมาณค่าปัจจัยที่มีผลกระทบต่อ อุปทานและอุปสงค์ของน้ำตาลไทย ผลการศึกษาพบว่าปัจจัยที่มีผลกระทบต่ออุปทานน้ำตาลทรายขาวคือราคาส่งน้ำตาลทรายที่ตลาดกรุงเทพฯ ปริมาณน้ำฝนและระบบแบ่งปันผลประโยชน์ 70:30 โดยที่ตัวแปรอิสระดังกล่าวมีค่า 0.2757 และ 0.361 ตามลำดับ ปัจจัยที่มีผลกระทบต่อ อุปทานน้ำตาลทรายดิบคือ ราคาน้ำตาลทรายดิบ FOB ปริมาณส่งออกน้ำตาลทรายดิบของโลกโดย ไม่ได้รวมของประเทศไทยและระบบแบ่งปันผลประโยชน์ 70:30 โดยที่ตัวแปรอิสระเหล่านี้มี ผลกระทบต่ออุปทานน้ำตาลดิบร้อยละ 44.90 (R = 81.93%) และค่าความยืดหยุ่นอันเนื่องมาจากตัว แปรอิสระดังกล่าวมีค่าที่ -0.3867 และ 0.6230 ตามลำดับ ส่วนปัจจัยที่มีผลต่ออุปสงค์การส่งออก น้ำตาลทรายขาวคือ ราคาขายส่งน้ำตาลทรายขาวที่กรุงเทพฯ ระดับรายได้ประชาชาติ โดยที่ตัวแปร อิสระเหล่านี้มีผลต่ออุปสงค์การส่งออกน้ำตาลทรายขาวร้อยละ 81.93 (R= 81.93%) และค่าความ ยืดหยุ่นเนื่องมาจากตัวแปรอิสระดังกล่าวมีค่า 0.3867 และ 0.6230 ตามลำดับ ส่วนปัจจัยที่มีผลต่อ อุปสงค์การส่งออกน้ำตาลทรายดิบคือ ราคาส่งออกน้ำตาลทรายดิบ FOB สินเชื่อเพื่อการส่งออก ดอกเบี้ยต่ำ อัตราภาษีการส่งออก โดยที่ตัวแปรอิสระเหล่านี้มีผลต่ออุปสงค์การส่งออกน้ำตาล ทรายดิบร้อยละ 54.23 (R= 54.23%) และค่าความยืดหยุ่นอันเนื่องมาจากตัวแปรอิสระดังกล่าวมีค่า - 0.4672, 0.5763 และ -0.6985 ตามลำดับ

อัจฉรา ทศรัฐ (2522) ศึกษาเรื่อง การวิเคราะห์ความต้องการอ้อยในประเทศไทยเป็น การศึกษาความต้องการอ้อยและน้ำตาลทรายที่ระดับเกษตรกร ระดับผู้บริโภคและระดับผู้ส่งออก รวมทั้งศึกษาอุปสงค์อ้อยเพื่อประกอบในการพิจารณาราคาอ้อยและศึกษาวิเคราะห์ถึงการกำหนด ระดับราคาอ้อยที่ระดับเกษตรกรที่สอดคล้องกับความสมดุลระหว่างปริมาณความต้องการและปริมาณ การผลิตของอ้อยโดยข้อมูลทุติยภูมิแบบอนุกรมเวลาระหว่างปีการผลิต 2504/05-2520/21 ผล การศึกษาพบว่า ความต้องการกากน้ำตาลในประเทศไทยขึ้นอยู่กับราคาน้ำตาลทรายเป็นปัจจัยที่ สำคัญที่สุดในการกำหนดปริมาณการบริโภคน้ำตาล โดยความยืดหยุ่นของอุปสงค์เพื่อการบริโภครวม เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ต่อการเปลี่ยนแปลงในราคาขายส่งน้ำตาลทรายขาวที่ค่าเฉลี่ยเท่ากับ -0.36 และค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์เพื่อการบริโภคเฉลี่ยต่อคนต่อการเปลี่ยนแปลงในราคาขายปลีกน้ำตาลทรายขาววัดที่ค่าเฉลี่ยเท่ากับ -0.57 ส่วนปัจจัยสำคัญที่มีส่วนกำหนดปริมาณความต้องการน้ำตาลทรายดิบเพื่อการส่งออกของไทยได้แก่ ราคาส่งออกน้ำตาลทรายดิบและปริมาณการส่งออกน้ำตาลของโลยกยวณของไทยโดยที่ความยืดหยุ่นของอุปสงค์น้ำตาลเพื่อการส่งออกต่อการเปลี่ยนแปลงในปัจจัยทั้งสองเท่ากับ -0.66 และ -7.90 ตามลำดับ



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

บทที่ 3

วิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ต้องการศึกษาเปรียบเทียบตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทยโดยวิธีอนุกรมเวลาและวิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุโดยผู้วิจัยได้ดำเนินการเป็นขั้นตอนดังนี้

- 3.1 การเก็บรวบรวมข้อมูล
- 3.2 กำหนดตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา
- 3.3 ขั้นตอนการวิเคราะห์ข้อมูล
- 3.4 เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์
- 3.5 สรุปผลการวิจัย

3.1 การเก็บรวบรวมข้อมูล

ข้อมูลที่ใช้ในงานวิจัยเป็นข้อมูลทุติยภูมิรายเดือนจำนวน 120 เดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557 ซึ่งเก็บรวบรวมข้อมูลจาก 4 แหล่งคือ

3.1.1 สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร กระทรวงเกษตรและสหกรณ์ ได้แก่ ปริมาณผลผลิตของอ้อย ราคาอ้อยโรงงานรายเดือนที่ขายได้ไร่ไร่นา ราคาส่งออกน้ำตาลทรายดิบ ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ ปริมาณการส่งออกกากน้ำตาลทราย

3.1.2 สำนักงานคณะกรรมการอ้อยและน้ำตาลทราย ได้แก่ ราคาน้ำตาลทรายขาวตลาดลอนดอนล่วงหน้าเฉลี่ยรายเดือน ราคาน้ำตาลทรายดิบตลาดนิวยอร์กล่วงหน้าเฉลี่ยรายเดือน

3.1.3 ธนาคารแห่งประเทศไทย ได้แก่ อัตราแลกเปลี่ยนดอลลาร์เทียบกับเงินบาทไทย อัตราเงินเฟ้อ ดัชนีราคาผู้บริโภค ดัชนีราคาสินค้าเกษตรที่ขายได้ ราคาขายปลีกน้ำตาลทรายขาว มูลค่าการส่งออกสินค้าอุตสาหกรรม มูลค่าการนำเข้าสินค้าอุตสาหกรรม ดัชนีราคาสินค้าส่งออก ดัชนีราคาสินค้านำเข้า ราคาน้ำมันดีเซล ราคาน้ำมันเตา ดัชนีการส่งน้ำตาลทรายดิบ

3.1.5 กรมอุตุนิยมวิทยา ได้แก่ ปริมาณน้ำฝนเฉลี่ยทั่วประเทศไทย

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

3.2 กำหนดตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา

ตัวแปรที่ใช้ในการศึกษามีทั้งหมด 19 ตัวแปร โดยกำหนดสัญลักษณ์ที่ใช้แทนตัวแปรต่างๆ ดังนี้

ตัวแปรอิสระคือ

- X_1 คือ ปริมาณผลผลิตอ้อย (ตัน)
- X_2 คือ ราคาอ้อยโรงงานรายเดือนที่เกษตรกรขายได้ที่ไร่นา (บาทต่อตัน)
- X_3 คือ ปริมาณการส่งออกกากน้ำตาล (กิโลกรัม)
- X_4 คือ ราคาน้ำตาลทรายขาวตลาดลอนดอนล่วงหน้าเฉลี่ยรายเดือน (เหรียญต่อตัน)
- X_5 คือ ราคาน้ำตาลทรายดิบตลาดนิวยอร์กล่วงหน้าเฉลี่ยรายเดือน (เซ็นต์ต่อปอนด์)
- X_6 คือ อัตราแลกเปลี่ยนดอลลาร์เทียบกับเงินบาทไทย (บาทต่อเหรียญสหรัฐ)
- X_7 คือ อัตราเงินเฟ้อ (ปีฐาน 2554)
- X_8 คือ ดัชนีราคาผู้บริโภค (ปีฐาน 2554)
- X_9 คือ ราคาส่งออกน้ำตาลทรายดิบ (บาทต่อกิโลกรัม)
- X_{10} คือ ราคาขายปลีกน้ำตาลทรายขาว (บาทต่อกิโลกรัม)
- X_{11} คือ ดัชนีราคาสินค้าเกษตรที่ขายได้ (ปีฐาน 2554)
- X_{12} คือ ปริมาณน้ำฝนเฉลี่ยทั่วประเทศ (มิลลิเมตร)
- X_{13} คือ ดัชนีการส่งน้ำตาลทรายดิบ (ปีฐาน 2554)
- X_{14} คือ มูลค่าการส่งออกสินค้าอุตสาหกรรม (บาท)
- X_{15} คือ มูลค่าการนำเข้าสินค้าอุตสาหกรรม (บาท)
- X_{16} คือ ดัชนีราคาสินค้าส่งออก (ปีฐาน 2554)
- X_{17} คือ ดัชนีราคาสินค้านำเข้า (ปีฐาน 2554)
- X_{18} คือ ราคาน้ำมันดีเซล (บาทต่อลิตร)
- X_{19} คือ ราคาน้ำมันเตา (บาทต่อลิตร)

ตัวแปรตามคือ

- Y คือ ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ (กิโลกรัม)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

3.3 ขั้นตอนการวิเคราะห์ข้อมูล

3.3.1 การวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลา

ทำการวิเคราะห์ข้อมูลเบื้องต้นโดยใช้ข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2556 พบว่า มีแนวโน้มและมีอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นจึงเลือกวิธีการพยากรณ์ที่ใช้ในการวิเคราะห์ คือ

1. วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลด์และวินเทอร์
2. วิธีแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแบบคลาสสิก (Classical Method)
3. วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

3.3.1.2 ทำการวิเคราะห์ข้อมูล

3.3.1.3 เลือกวิธีที่ดีที่สุดของอนุกรมเวลาโดยทำการเปรียบเทียบค่า MSE ที่ต่ำที่สุด

3.3.2 การวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ

ผู้วิจัยได้ดำเนินการวิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูปซึ่งมีขั้นตอนการวิเคราะห์ดังนี้

- 1) ตรวจสอบการแจกแจงของ Y ว่ามีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ ถ้าไม่มีต้องแปลงตัวแปรตามให้มีการแจกแจงแบบปกติ
- 2) ตรวจสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรตาม Y หรือตัวแปรตาม Y ที่แปลงแล้วกับตัวแปรอิสระทุกตัวที่ละคู่โดยสร้างแผนภาพการกระจายว่ามีความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงหรือไม่ หากพบว่าความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร Y หรือตัวแปรตาม Y ที่แปลงแล้วกับตัวแปรอิสระ X ไม่มีความสัมพันธ์กันในแบบเส้นตรง จะแปลงตัวแปรอิสระ X เพื่อให้มีความสัมพันธ์ในแบบเชิงเส้นตรงกับตัวแปรตาม Y หรือตัวแปรตาม Y ที่แปลงแล้ว เช่น แปลงตัวแปรอิสระ X ให้เป็น X^3 \sqrt{X}

$\ln(X)$ หรือ $\frac{1}{X}$

- 3) ประมาณค่าพารามิเตอร์ของการถดถอยโดยประมาณค่า $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ ด้วยวิธีกำลังสองน้อยสุด (Least Square Method) นั่นคือ

$$\mathbf{b} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{Y}$$

$$\mathbf{b} = \begin{bmatrix} b_0 \\ b_1 \\ \vdots \\ b_{12} \end{bmatrix} \quad \mathbf{Y} = \begin{bmatrix} Y_0 \\ Y_1 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{21} & \cdots & X_{1n} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & \vdots & X_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{121} & X_{122} & \cdots & X_{12n} \end{bmatrix}$$

จะได้สมการสำหรับพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทย ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\hat{Y}_i = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + \dots + b_{12}X_{12} \quad (3.1)$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เมื่อ n = ขนาดตัวอย่าง

4) หาค่าเศษเหลือ (e_i) ของการพยากรณ์

$$e_i = Y_i - \hat{Y}_i \quad (3.2)$$

เมื่อ Y_i คือ ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบเดือนที่ i

\hat{Y}_i คือ ค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบเดือนที่ i

5) ตรวจสอบข้อสมมติของการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ โดยใช้ตัวเศษเหลือซึ่งเป็นตัวประมาณของความคลาดเคลื่อนในการตรวจสอบและแก้ปัญหาของการวิเคราะห์การถดถอยดังนี้

5.1) ตรวจสอบการแจกแจงแบบปกติ (Test of normality) ของความคลาดเคลื่อนโดยการพล็อตกราฟ Normal Probability Plot และทดสอบด้วยวิธีของ Lilliefors

5.2) ตรวจสอบความอิสระของค่าความคลาดเคลื่อนโดยการทดสอบของ Durbin-Watson

5.3) ตรวจสอบความคงที่ของความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน (Heteroscedasticity) โดยการพล็อตกราฟระหว่างค่ามาตรฐานของเศษเหลือ (e_i) กับค่าประมาณของตัวแปรตาม ถ้าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าคงที่ กราฟที่ได้จะต้องจากศูนย์ไม่มากนักและต้องกระจายแบบสุ่มขนานกับแกน X

4.4) ตรวจสอบความเป็นอิสระของตัวแปรอิสระ (Multi-collinearity) โดยใช้ค่า VIF ในการทดสอบโดยค่า VIF ต้องมีค่าไม่เกิน 10

6) นำตัวแบบที่ได้ในข้อที่ 2) มาพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทย

3.4 เปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีการพยากรณ์

ทำการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์วิธีอนุกรมเวลา และวิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุด้วยค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) โดยใช้ข้อมูลปี 2557 วิธีที่ให้ค่า MSE ต่ำสุดจะเป็นวิธีที่เหมาะสมที่สุด

3.5 สรุปผลการวิจัย

ทำการคัดเลือกตัวแบบที่ดีที่สุดสำหรับการพยากรณ์การส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทย โดยเลือกตัวแบบที่ให้ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยต่ำสุด และสรุปผลการวิจัยว่าวิธีการใดเหมาะสมที่จะนำมาใช้ในการพยากรณ์การส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทย

บทที่ 4

ผลการวิเคราะห์ข้อมูล

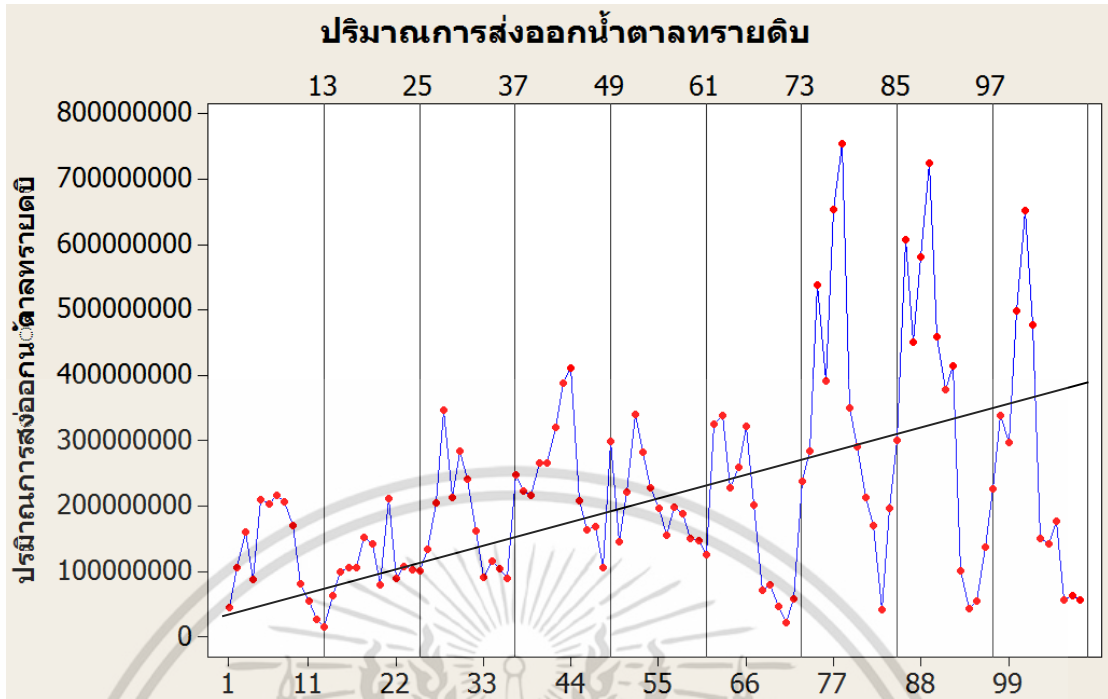
ผลการวิจัยในครั้งนี้ จะประกอบไปด้วยผลการวิเคราะห์ข้อมูลในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ปริมาณส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทยซึ่งประกอบด้วย ผลการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series) ผลการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ (Multiple Linear Regression Analysis) ซึ่งใช้วิธีในการคัดเลือกตัวแปรอิสระทีละขั้นตอน (Stepwise Regression) และผลเปรียบเทียบ ประสิทธิภาพของการพยากรณ์ ดังนี้

4.1 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลา

ในขั้นตอนการวิเคราะห์ ผู้วิจัยจะทำการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ ว่ามีส่วนประกอบอะไรบ้างเช่น แนวโน้ม ฤดูกาล วัฏจักร และความผิดปกติ อยู่ในข้อมูล ด้วยกราฟ วาดกราฟข้อมูลรายเดือน ดังรูปที่ 4.1

4.1.1 ข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ

ข้อมูลที่นำมาวิเคราะห์เป็นข้อมูลรายเดือนของปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ $\{Y_t\}$ มีขนาด 108 โดยเริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 จนถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2556



รูปที่ 4.1 กราฟแสดงข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 จนถึง เดือนมกราคม พ.ศ. 2556

จากรูปที่ 4.1 สามารถบอกได้อย่างชัดเจนว่าอนุกรมเวลามีแนวโน้ม ความผิดปกติ และน่าจะมีฤดูกาลร่วมด้วย โดยมีแนวโน้มเพิ่มเนื่องจากค่าเฉลี่ยของข้อมูลในแต่ละช่วงเวลามีค่าไม่เท่ากัน โดยมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นทุกช่วงเวลา แต่อิทธิพลของฤดูกาลไม่ชัดเจน จึงทำการทดสอบอิทธิพลของฤดูกาลด้วย การทดสอบอิทธิพลของฤดูกาล โดยไม่ใช้พารามิเตอร์ เพื่อเพื่อยืนยันการมีอยู่ของฤดูกาล ผลการวิเคราะห์เป็นดังนี้

4.1.2 การทดสอบอิทธิพลฤดูกาลของอนุกรมเวลา

H_0 : อนุกรมเวลาไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง หรือ $S_1 = S_2 = \dots = S_L = 0$

H_1 : อนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้องหรือ $S_i \neq 0$ สำหรับบางฤดูกาล

ตัวสถิติ

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \left[\sum_{i=1}^L \frac{R_i^2}{n_i} \right] - 3(n+1)$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.1 ผลการทดสอบอิทธิพลของข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบด้วยวิธีการทดสอบด้วยวิธีการทดสอบแบบไม่ใช้พารามิเตอร์พร้อมทั้งแสดงค่าสถิติ

วิธีการที่ใช้ทดสอบ อิทธิพลของฤดูกาล	ตัวสถิติที่ใช้ ทดสอบ	บริเวณวิกฤตของค่าสถิติที่ระดับ นัยสำคัญ 0.01	ค่าที่ได้จากการ คำนวณ	ผลลัพธ์ที่ได้
การทดสอบแบบไม่ ใช้พารามิเตอร์	H	$H \geq \chi_{0.05,11}^2 = 19.576$	H = 40.594	ปฏิเสธ H_0

จากตารางที่ 4.1 จากสมมุติฐานที่ตั้งไว้ค่าที่ได้จากการคำนวณตกอยู่ในบริเวณวิกฤตแสดงว่าอนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ มีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาดังนั้นจึงสรุปได้ว่าข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบรายเดือน มีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยผู้วิจัยใช้วิธีการพยากรณ์ครั้งนี้ คือ การพยากรณ์แบบ Holt-Winters การพยากรณ์แบบคลาสสิก การพยากรณ์แบบวิธีบ็อกและเจนกินส์(Box-Jenkins)ผลการวิเคราะห์เป็นดังนี้

4.1.3 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยวิธีการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบ Holt – Winters

จากการพิจารณารูปที่ 4.1 ไม่สามารถแยกได้ชัดเจนว่ารูปแบบควรจะเป็นแบบใดระหว่างรูปแบบบวกและคูณ จึงจะทำการวิเคราะห์ทั้ง 2 ตัวแบบ แล้วเปรียบเทียบค่า MSE เพื่อเลือกตัวแบบที่กว่าในลำดับถัดไป ผลการวิเคราะห์เป็นดังนี้

1) วิธีการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบ Holt – Winters รูปแบบบวก

การวิเคราะห์โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบ Holt – Winters รูปแบบบวก จะใช้ค่าสังเกตทั้งหมด ในการหาอิทธิพลของฤดูกาลหลังจากนั้นทำการปรับค่าแนวโน้ม $\hat{T}_t(t)$ อิทธิพลของฤดูกาล $\hat{S}_i(t)$ ไปเรื่อยๆ จนครบ 108 ตัว วิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้ Solver ของ Excel เพื่อค้นหาค่ากำหนดค่า α, γ และ δ ซึ่งมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1 ที่ทำให้ได้ค่า MS ของ residual ต่ำสุดสำหรับข้อมูลการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ ซึ่งจะได้ค่า MS ของ residual = 1.40578×10^{16} , $\alpha = 0.182223286$, $\gamma = 0$ และ $\delta = 0.569072928$ โดยสมการที่ได้เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_{108+p}(108) = (2152771201 - 1065568p) \times \hat{S}_i(108)$$

โดยที่ Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2547 และ p มีหน่วยเป็นเดือน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

2) วิธีการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบ Holt – Winters รูปแบบคูณ

การวิเคราะห์โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบ Holt – Winters รูปแบบคูณ จะใช้ค่าสังเกตทั้งหมด ในการหาอิทธิพลของฤดูกาลหลังจากนั้นทำการปรับค่าแนวโน้ม $\hat{T}_t(t)$ อิทธิพลของฤดูกาล $\hat{S}_t(t)$ ไปเรื่อยๆ จนครบ 108 ตัว วิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้ Solver ของ Excel เพื่อค้นหาค่ากำหนดค่า α, γ และ δ ซึ่งมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1 ที่ทำให้ได้ค่า MSE ต่ำสุดสำหรับข้อมูลการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ ซึ่งจะได้ค่า MS ของ residual = 1.11436×10^{-6} , $\alpha = 0.47470843$, $\gamma = 0$ และ $\delta = 0$

สมการที่ได้เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_{108+p}(108) = (130436546 + 1636932(p)) \times \hat{S}_i(108)$$

โดยที่ Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2547 และ p มีหน่วยเป็นเดือน

และจากการเปรียบเทียบค่า MSE ของทั้ง 2 ตัวแบบพบว่า รูปแบบคูณมีค่า MSE ต่ำกว่า ดังนั้นจึงเป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดสำหรับข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบโดยที่ค่าดัชนีของแต่ละฤดูกาลของตัวแบบคูณเป็นดังตารางที่ 4.2 และค่าพยากรณ์ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ.2557 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ.2557 แสดงดังตารางที่ 4.3

ตารางที่ 4.2 ค่าดัชนีอิทธิพลของแต่ละเดือนตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม

ฤดูกาลที่	ค่าฤดูกาล
1	0.82462
2	1.01941
3	1.17959
4	1.45046
5	1.41957
6	1.61158
7	1.25979
8	0.85864
9	0.73086
10	0.64592
11	0.52815
12	0.47143

ตารางที่ 4.3 ค่าพยากรณ์แบบ Holt – Winters รูปแบบคูณเดือนมกราคม พ.ศ. 2557 ถึง เดือน ธันวาคม พ.ศ. 2557

เดือน	ค่าพยากรณ์แบบจุด
มกราคม	108910431.4
กุมภาพันธ์	136305729.1
มีนาคม	159654371.1
เมษายน	198690210.1
พฤษภาคม	196782505.4
มิถุนายน	226037210
กรกฎาคม	178757990.2
สิงหาคม	123242318.2
กันยายน	106098167.1
ตุลาคม	94824844.97
พฤศจิกายน	78400063.76
ธันวาคม	70752087.11

4.1.4 วิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก

เนื่องจากอนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล จึงได้ทำการวิเคราะห์ด้วยวิธี สัดส่วนแนวโน้มทั้งรูปแบบบวกและคูณ พบว่าค่าเฉลี่ยผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อน (MSE) สำหรับรูปแบบบวกและคูณเป็น 1.27962×10^{16} และ 1.09563×10^{16} จากการเปรียบเทียบค่า MSE พบว่า ตัวแบบคูณมีค่า MSE ต่ำกว่า จึงเลือกการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิกในรูปแบบ คูณและสมการพยากรณ์คือ โดยที่ค่าดัชนีของแต่ละฤดูกาลของตัวแบบคูณเป็นดังตารางที่ 4.4 และค่า พยากรณ์ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ.2557 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ.2557 แสดงดังตารางที่ 4.5

$$\hat{Y}'_t = 18.517 + 0.00801t + \hat{S}'_t$$

โดยที่ Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2547 และ p มีหน่วยเป็นเดือน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ 4.4 ค่าดัชนีอิทธิพลของฤดูกาลของวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิกรูปแบบคูณ
ของแต่ละของเดือนมกราคม พ.ศ. 2557 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2557

ฤดูกาลที่	ค่าฤดูกาล
1	0.99738
2	1.0112
3	1.01388
4	1.02448
5	1.02001
6	1.02715
7	1.01681
8	0.99445
9	0.98485
10	0.9754
11	0.96945
12	0.96492

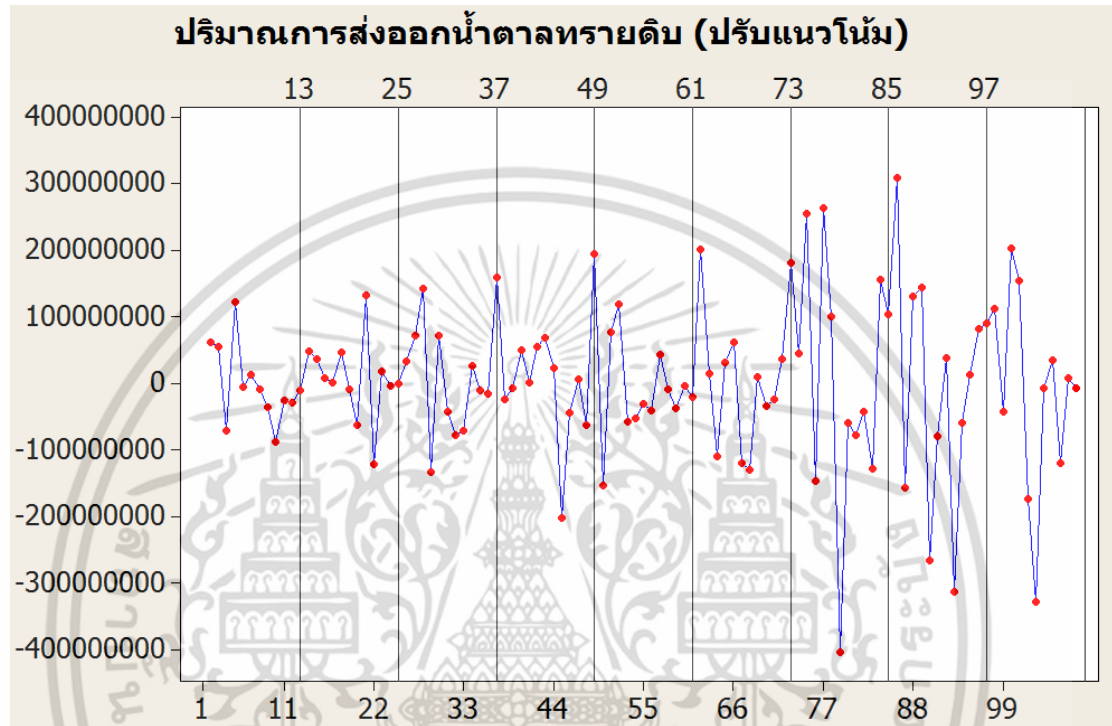
ตารางที่ 4.5 ค่าพยากรณ์ของวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิกรูปแบบคูณของแต่ละเดือนของเดือน
มกราคม พ.ศ. 2557 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2557

เดือน	ค่าพยากรณ์แบบจุด
มกราคม	250758278.7
กุมภาพันธ์	330461262
มีนาคม	350930936.5
เมษายน	434671008.2
พฤษภาคม	401814059.1
มิถุนายน	465442907.7
กรกฎาคม	383826045
สิงหาคม	250482596.2
กันยายน	209471866.6
ตุลาคม	175666874.3
พฤศจิกายน	157683434.2
ธันวาคม	145487393.8

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

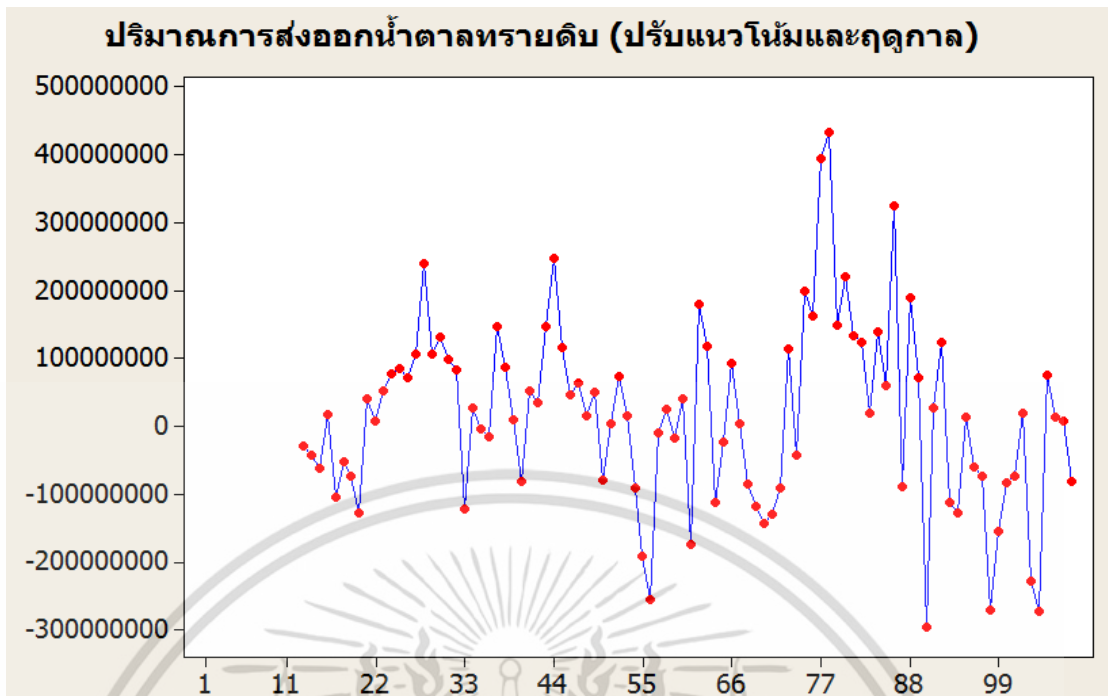
4.1.5 วิธีของบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

เนื่องจากข้อมูลที่น่ามาวิเคราะห์อนุกรมเวลามีแนวโน้มและมีอิทธิพลของฤดูกาลดังนั้นจะต้องแปลงข้อมูลให้สแตชันนารี โดยการหาผลต่างแนวโน้มของอนุกรมเวลา 1 ครั้งและหาผลต่างของฤดูกาล 1 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.2 และ รูปที่ 4.3 ดังนี้



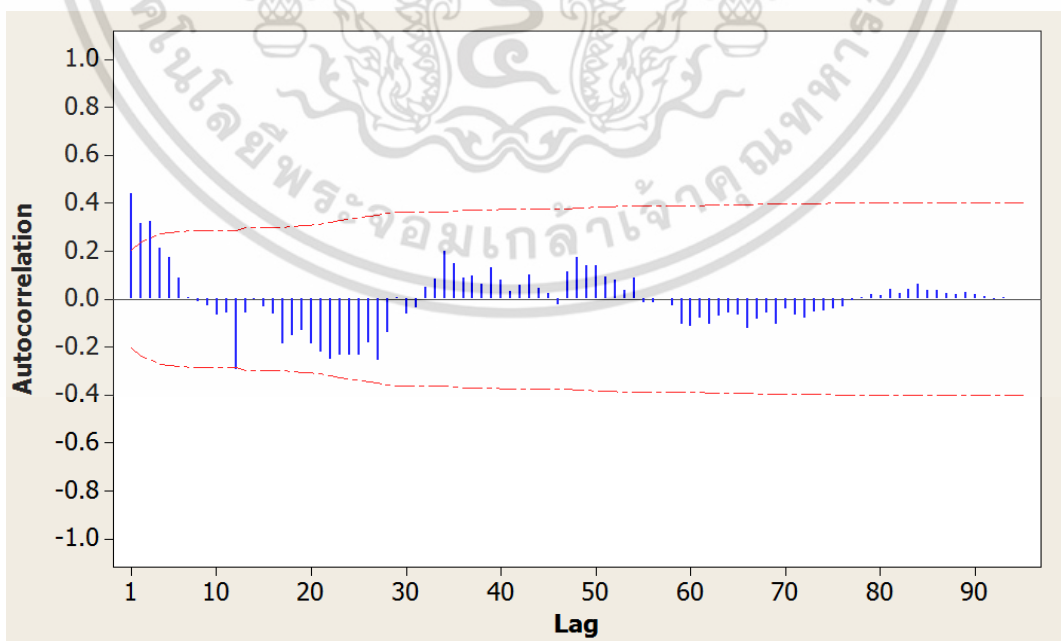
รูปที่ 4.2 กราฟอนุกรมเวลาหลังจากการหาผลต่างแนวโน้มของอนุกรมเวลา 1 ครั้ง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



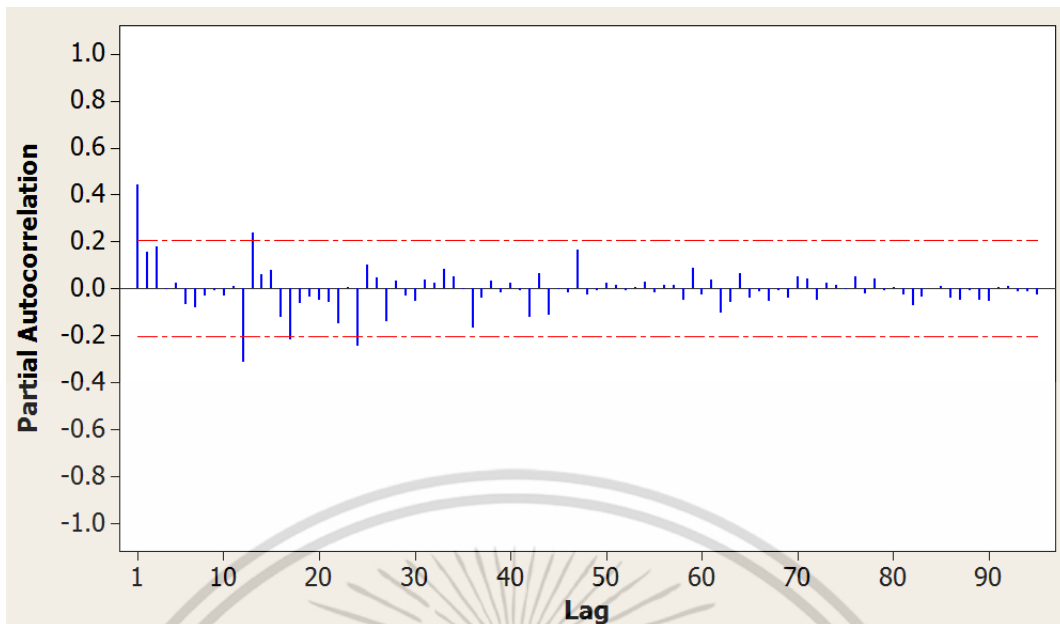
รูปที่ 4.3 กราฟอนุกรมเวลาหลังจากการหาผลต่างแนวโน้มของอนุกรมเวลา 1 ครั้งและหาผลต่างของฤดูกาล 1 ครั้ง

จากรูปที่ 4.2 และ 4.3 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่ได้จากการหาผลต่างแนวโน้มของอนุกรมเวลา 1 ครั้ง และหาผลต่างของฤดูกาลอีก 1 ครั้งของปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นอนุกรมเวลาชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารี ในลำดับถัดไปจะนำข้อมูลอนุกรมเวลาที่สเตชันนารีนี้ไปวาดกราฟคลอเรลโรแกรม Autocorrelation (ACF) และ Partial-Autocorrelation (PACF) เพื่อหารูปแบบที่เหมาะสมต่อไป ดังรูปที่ 4.4 และ 4.5



รูปที่ 4.4 การเคลื่อนที่ของ Autocorrelation ของอนุกรมเวลาน้ำตาลทรายดิบ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.5 การเคลื่อนที่ของ Partial - Autocorrelation ของอนุกรมเวลาน้ำตาลทราบดบ

จากรูปที่ 4.4 และ 4.5 ลักษณะรูปแบบ ARIMA ที่เป็นไปได้ จากคลอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ดังนี้

ตารางที่ 4.6 ลักษณะรูปแบบ ARIMA จากคลอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ที่เป็นไปได้

ACF	PACF	รูปแบบที่เป็นไปได้
Cut off ที่ 3	Cut off ที่ 1	ARIMA(1,1,3)
Cut off ที่ 3	ลดลงอย่างรวดเร็ว	IMA(1,3)
ลดลงอย่างรวดเร็ว	Cut off ที่ 1	ARI(1,1)
ลดลงอย่างรวดเร็ว	ลดลงอย่างรวดเร็ว	ARIMA(1,1,1)

จากรูปที่ 4.4 และ 4.5 ลักษณะรูปแบบ SARIMA ที่เป็นไปได้ จากคลอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ดังนี้

ตารางที่ 4.7 ลักษณะรูปแบบ SARIMA จากคลอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ที่เป็นไปได้

ACF	PACF	รูปแบบที่เป็นไปได้
Cut off ที่ 1	ลดลงอย่างรวดเร็ว	SMA(1) ₁₂
ลดลงอย่างรวดเร็ว	Cut off ที่ 2	SAR(2) ₁₂

ดังนั้นจากตารางที่ 4.6 และ 4.7 ที่วิเคราะห์ลักษณะของ ACF และ PACF ว่าเป็นแบบไหน

บ้าง ทำให้ได้รูปแบบที่เป็นไปได้ทั้งหมด คือ เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

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

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

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

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

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

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

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

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

ลำดับต่อไปเป็นการทดสอบว่ารูปแบบที่เป็นไปได้ทั้งหมดเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้หรือไม่ โดยจะแสดงเฉพาะรูปแบบที่เหมาะสมคือ รูปแบบ $ARIMA(1,1,0) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$ และรูปแบบ $ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$ ส่วนรูปแบบที่เหลือจะแสดงในภาคผนวก ก

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

ตารางที่ 4.8 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(1,1,0) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$

Parameter	Coef	SE Coef	T	P
ϕ_1	-0.2955	0.1033	-2.86	0.0055
θ_{12}	0.7758	0.1052	7.37	0.000

ทดสอบ ϕ_1 : $H_0 : \phi_1 = 0$ $H_1 : \phi_1 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = -2.86$ ได้ค่า P-Value = 0.005 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\phi_1 \neq 0$ จึงสามารถนำ ϕ_1 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ θ_{12} : $H_0 : \theta_{12} = 0$ $H_1 : \theta_{12} \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = 7.37$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_{12} \neq 0$ จึงสามารถนำ θ_{12} เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ต่อไปจะทำการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ด้วยสถิติ Box-Ljung ผลการวิเคราะห์เป็นดังตารางที่ 4.9

ตารางที่ 4.9 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อน

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	17.4	32.1	41.5	47.3
DF	10	22	34	46
P-value	0.065	0.075	0.178	0.421

ต่อไปจะทำการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ด้วยสถิติ Box-Ljung ตามสมมติฐาน ดังนี้

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

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

จากการทดสอบพบว่า ค่า p-value มากกว่า 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้นแสดงว่าความคลาดเคลื่อน lag 12 เป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ในทำนองเดียวกันสำหรับ lag 24 36 และ 48 แสดงให้เห็นว่าตัวแบบ ARIMA(1,1,0) x SARIMA(0,1,1)₁₂ เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

4.1.5.2 ผลการวิเคราะห์ความเหมาะสมของตัวแบบ ARIMA(1,1,1) x SARIMA (0,1,1)₁₂

ตารางที่ 4.10 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(1,1,0) x SARIMA (0,1,1)₁₂

Parameter	Coef	SE Coef	T	P
ϕ_1	0.4949	0.1099	4.52	0.000
θ_1	0.9501	0.499	19.04	0.000
θ_{12}	0.7363	0.1027	7.17	0.000

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ทดสอบ ϕ_1 : $H_0 : \phi_1 = 0$ $H_1 : \phi_1 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = 4.52$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\phi_1 \neq 0$ จึงสามารถนำ ϕ_1 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ θ_1 : $H_0 : \theta_1 = 0$ $H_1 : \theta_1 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = 19.04$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_1 \neq 0$ จึงสามารถนำ θ_1 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ θ_{12} : $H_0 : \theta_{12} = 0$ $H_1 : \theta_{12} \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = 7.17$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_{12} \neq 0$ จึงสามารถนำ θ_{12} เข้ามาใช้ในตัวแบบได้ (จากตารางที่ 4.10)

ต่อไปจะทำการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ด้วยสถิติ Box-Ljung ผลการวิเคราะห์เป็นดังตารางที่ 4.11

ตารางที่ 4.11 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อน

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	11.9	26.3	35.4	41.0
DF	9	21	33	45
P-value	0.217	0.194	0.354	0.641

ต่อไปจะทำการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ด้วยสถิติ Box-Ljung ตามสมมติฐาน ดังนี้

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

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

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากการทดสอบพบว่า ค่า p-value มากกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้นแสดงว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ในทำนองเดียวกันสำหรับ lag 24 36 และ 48 แสดงให้เห็นว่าตัวแบบ ARIMA(1,1,1) x SARIMA(0,1,1) เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

4.1.5.3 การเปรียบเทียบรูปแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับอนุกรมเวลาแบบบ็อกซ์และเจนกินส์

การเปรียบเทียบวิธีรูปแบบการพยากรณ์ทั้ง 2 รูปแบบคือ ARIMA(1,1,0) x SARIMA(0,1,1) และ ARIMA(1,1,1) x SARIMA(0,1,1) โดยจะพิจารณาจากค่า MS ของ Residual ปี 2548-2556 ซึ่งแสดงในตาราง 4.12 ดังนี้

ตาราง 4.12 ค่า MS ของ Residual ของรูปแบบการพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ

รูปแบบ	MS Residual ปี 48-56
ARIMA(1,1,0) x SARIMA(0,1,1) ₁₂	1.20491×10^{16}
ARIMA(1,1,1) x SARIMA(0,1,1) ₁₂	1.07055×10^{16}

จากตารางที่ 4.12 พบว่ารูปแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด สำหรับการพยากรณ์ข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ คือ รูปแบบ ARIMA(1,1,1) x SARIMA(0,1,1) เนื่องจากมีค่า MS Residual ต่ำสุด โดยมีค่าเท่ากับ 1.07055×10^{16}

4.1.6 การเปรียบเทียบเทคนิคการพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธีเพื่อหาวิธีการพยากรณ์ที่ดีที่สุด โดยจะพิจารณาจากค่า MS ของ Residual ปี 2548-2556 ซึ่งแสดงในตาราง 4.13 ดังนี้

ตาราง 4.13 ค่า MSE ของเทคนิคการพยากรณ์สำหรับข้อมูลการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ

รูปแบบการพยากรณ์	MS ของ Residual
Holt – Winters รูปแบบคูณ	1.11436×10^{16}
อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก(วิธีสัดส่วนแนวโน้มรูปแบบคูณ)	1.09563×10^{16}
ARIMA(1,1,1) x SARIMA(0,1,1) ₁₂	1.07055×10^{16}

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากตารางที่ 4.14 สรุปได้ว่า รูปแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด คือ วิธีของบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method) รูปแบบ ARIMA(1,1,1) x SARIMA(0,1,1)₁₂ คือ วิธีแบบ โดยพิจารณาจากค่า MS ของ Residual ต่ำสุด คือ 1.07055×10^{16}

4.1.7 การพยากรณ์ข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบรายเดือน ขนาด 12 หน่วย เวลาล่วงหน้า (เดือนมกราคม พ.ศ. 2557 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ.2557)

ตัวแบบการพยากรณ์โดยวิธีของบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method) รูปแบบ ARIMA(1,1,1) x SARIMA(0,1,1) ซึ่งวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดสำหรับข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ คือ

$$\hat{Y}_t(l) = \begin{cases} Y_t + Y_{t-1} - Y_{t-2} + 0.4949(Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-2} + Y_{t-3}) - 0.7363e_{t-1} - 0.9501e_t + 0.6996e_{t-12} & l = 1 \\ \hat{Y}_t(l-1) + Y_{t-12+l} - Y_{t-13+l} + 0.4949(Y_{t-1+l} - Y_{t-2+l} - Y_{t-13+l} + Y_{t-14+l}) - 0.7363e_{t-12+l} + 0.6996e_{t-13+l} & l \geq 2 \end{cases}$$

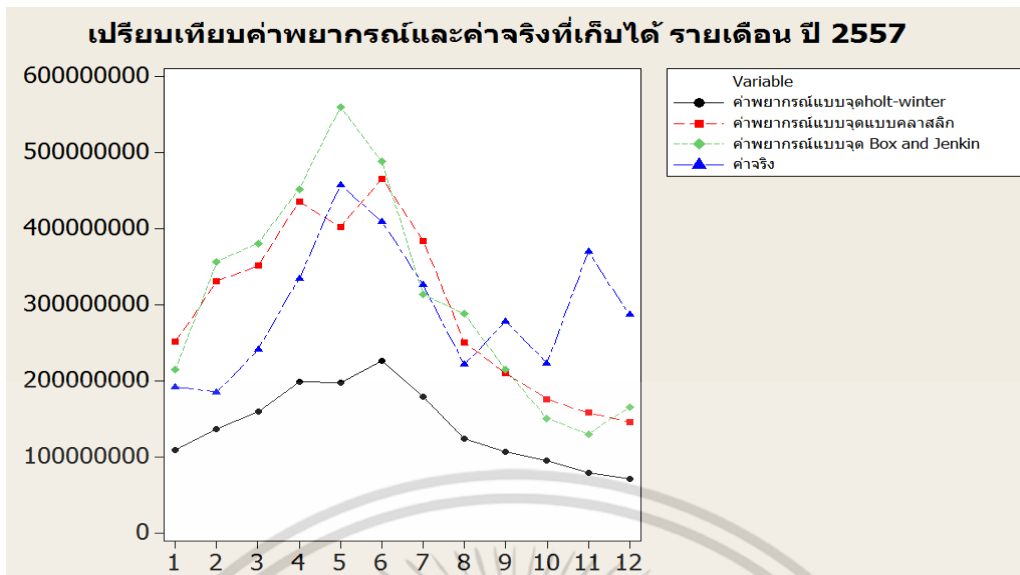
ผลการพยากรณ์เป็นดังตารางที่ 4.14 และรูปที่ 4.6

ตารางที่ 4.14 ค่าพยากรณ์แบบวิธีของบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method) รูปแบบ ARIMA(1,1,1) x SARIMA(0,1,1)₁₂ เดือนมกราคม พ.ศ. 2557 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2557

เดือน	ค่าพยากรณ์แบบจุด	ค่าจริง
มกราคม	213836130	191,881,082
กุมภาพันธ์	356314176	184,691,035
มีนาคม	380337972	240,613,365
เมษายน	451545126	333,872,200
พฤษภาคม	559765206	457,354,130
มิถุนายน	487471538	409,008,332
กรกฎาคม	313371350	325,312,140
สิงหาคม	287507452	221,076,498
กันยายน	214290684	277,693,361
ตุลาคม	150067062	222,565,175
พฤศจิกายน	129796216	369,351,152
ธันวาคม	165002562	286,593,240

โดยมีค่า MSE ของปี 57 = 1.38×10^{16}

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.6 เปรียบเทียบค่าพยากรณ์และค่าจริงที่เก็บได้ รายเดือนปี 2557

จากรูปที่ 4.6 จะพบว่าค่าพยากรณ์บ็อกซ์และเจนกินส์ใกล้เคียงกับค่าจริงมากที่สุดนั่นคือวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์มีความเหมาะสมที่สุดใน 3 วิธีนี้

4.2 ผลการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ (Multiple Linear Regression Analysis)

การวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ จะประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยสุด โดยที่ตัวแปรอิสระที่ใช้ในการวิเคราะห์ 19 ตัวแปรและใช้วิธีการเลือกตัวแปรอิสระแบบขั้นบันได

4.2.1 ทำการตรวจสอบการแจกแจงของตัวแปรตาม Y (ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ) ว่ามีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่

ตารางที่ 4.15 ผลการทดสอบของการแจกแจงแบบปกติตัวแปรตาม Y โดยวิธี Lilliefors

	Lilliefors		
	Statistic	df	p-value
Y	0.143	108	0.000

สมมติฐาน

H_0 : Y มีการแจกแจงแบบปกติ

H_1 : Y ไม่มีการแจกแจงแบบปกติ

สถิติทดสอบ $D = \max |F(x) - S(x)| = 0.143$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากตารางที่ 4.15 พบว่า ค่าสถิติทดสอบ $D = \max |F(x)-S(x)|=0.143$ และ $p\text{-value} = 0.00$ มีค่าน้อยกว่า $\alpha = 0.05$ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือ ตัวแปรตาม Y ไม่มีการแจกแจงแบบปกติ จึงทำการแปลงตัวแปรตาม Y โดยวิธี Box-cox Transformation ซึ่งได้ค่า $\lambda = 0.5$ ดังนั้นจึงทำการแปลงตัวแปรตาม Y ให้เป็น \sqrt{Y} แล้วนำ \sqrt{Y} ไปทำการทดสอบว่ามีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ โดยทำการทดสอบด้วยวิธี Lilliefors ได้ผลดังตารางที่ 4.16

ตารางที่ 4.16 ผลการทดสอบการแจกแจงแบบปกติของตัวแปรตาม \sqrt{Y} โดยวิธี Lilliefors

	Lilliefors		
	Statistic	df	p-value
Y	0.073	108	0.196

สมมติฐาน

$H_0: \sqrt{Y}$ มีการแจกแจงแบบปกติ

$H_1: \sqrt{Y}$ ไม่มีการแจกแจงแบบปกติ

สถิติทดสอบ $D = \max |F(x)-S(x)|=0.73$

ค่า $p\text{-value} = 0.196$ มีค่ามากกว่า $\alpha = 0.05$ แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือ ตัวแปรตาม \sqrt{Y} มีการแจกแจงแบบปกติ จึงใช้ \sqrt{Y} เป็นตัวแปรตาม

4.2.2 การหาสมการการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ

ก่อนการวิเคราะห์จะทำการตรวจสอบข้อตกลงเกี่ยวกับความเป็นเชิงเส้นตรงระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระที่ละคู่ โดยการดูรูปแบบความสัมพันธ์จากแผนภาพการกระจายระหว่าง ตัวแปรอิสระและตัวแปรตาม แผนภาพการกระจายระหว่างตัวแปรอิสระและตัวแปรตาม เป็นดังภาคผนวก ข พบว่าหลายคู่ไม่มีความสัมพันธ์เชิงเส้นตรง จึงทำการแปลงตัวแปรอิสระ X โดยใช้วิธีการแปลงตามหลักของ Box-Cox (1964) และ นิธิตา เกื้อกุลรัฐ (2551) ผลจากการแปลงตัวแปรอิสระ X ทำให้ได้สตัวแบบการถดถอยแบบพหุดังนี้

$$\begin{aligned} \sqrt{Y} = & \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_1 X_1^2 + \beta_1 X_1^3 + \beta_2 \text{INVX}_2 + \beta_3 \text{LOGX}_3 + \beta_4 \text{INVX}_4 + \beta_5 \sqrt{X_5} + \\ & \beta_6 \text{INVX}_6 + \beta_7 X_7 + \beta_7 X_7^2 + \beta_7 X_7^3 + \beta_8 X_8 + \beta_9 \text{LOGX}_9 + \beta_{10} \text{INVX}_{10} + \beta_{11} X_{11} + \\ & \beta_{11} X_{11}^2 + \beta_{11} X_{11}^3 + \beta_{12} X_{12} + \beta_{13} X_{13} + \beta_{13} X_{13}^2 + \beta_{14} X_{14} + \beta_{15} \text{INVX}_{15} + \beta_{16} \text{LOGX}_{16} + \\ & \beta_{17} \text{INVX}_{17} + \beta_{18} \text{INVX}_{18} + \beta_{19} X_{19} + \varepsilon \end{aligned}$$

โดยที่ $\text{INVX} = X^{-1}$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เนื่องจากมีตัวแปรอิสระเป็นจำนวนมากและตัวแปรอิสระบางตัวอาจไม่มีอิทธิพลต่อตัวแปรตาม \sqrt{Y} จึงใช้วิธีเพิ่มตัวแปรอิสระทีละขั้นตอนในการเลือกตัวแปรอิสระ ผลการวิเคราะห์เป็นดังตารางที่ 4.17

ตารางที่ 4.17 ตัวแปรอิสระที่ถูกเลือกให้อยู่ในสมการโดยวิธีการเพิ่มตัวแปรอิสระทีละขั้นตอน (Stepwise Regression Procedure) พร้อมทั้ง สัมประสิทธิ์การถดถอย ความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน ค่าสถิติ t ของการพยากรณ์

Model	Unstandardized Coefficient		Standardized Coefficients	t	P-value	Collinearity Statistics
	B	Std. Error	Beta			VIF
(Constant)	-4982.845	2840.557		-1.754		
X _{I3}	153.728	16.574	1.447	9.276	0.000**	11.417
X _{I3} ²	-0.326	0.078	-0.652	-4.185	0.000**	11.392
LOGX ₃	1371.610	359.572	0.185	3.815	0.000**	1.097
X _{I2}	6.020	2.862	0.102	2.104	0.038*	1.110
R ² =0.78						

**p-value(Sig.)<0.01, *p-value(Sig.)<0.05

จากตารางที่ 4.17 พบว่าตัวแปร X_{I3} ส่งผลต่อเชิงบวก (Beta=1.447) ต่อตัวแปรตัวแปรตาม (ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทย) มากที่สุดอย่างมีนัยสำคัญที่ 0.01 โดยที่ตัวแปรอิสระ LOGX₃ และ X_{I2} มีค่าคงที่ รองลงมาคือตัวแปร LOGX₃ ส่งผลต่อเชิงบวก ต่อตัวแปรตัวแปรตามอย่างมีนัยสำคัญที่ 0.01 โดยที่ตัวแปรอิสระ X_{I3} และ X_{I2} มีค่าคงที่ และตัวแปร X_{I2} ส่งผลต่อเชิงบวก ต่อตัวแปรตัวแปรตามอย่างมีนัยสำคัญที่ 0.05 โดยที่ตัวแปรอิสระ X_{I3} และ LOGX₃ มีค่าคงที่ โดยทั้งหมดสามารถอธิบายความผันแปรของตัวแปรตามได้ 78.0% และสมการถดถอยของการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทย เป็นคือ

$$\hat{Y}_i = -4982.845 + 153.728 X_{I3} - 0.326 X_{I3}^2 + 1371.610 \text{LOGX}_3 + 6.020 X_{I2}$$

โดยที่ R²=0.78

และ Y คือ ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

X_{13} คือ ดัชนีการส่งน้ำตาลทรายดิบ

$\text{LOG}X_3$ คือ ปริมาณการส่งออกกากน้ำตาลทรายดิบ ที่แปลงโดยใช้ฟังก์ชัน $\text{Log}_{10}X_3$

X_{12} คือ ปริมาณน้ำฝนเฉลี่ยทั่วประเทศ

ทำการวิเคราะห์ความแปรปรวน โดยทดสอบว่าตัวแปรอิสระมีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตามหรือไม่

ตารางที่ 4.18 ผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนของ \sqrt{Y} จากตัวแปรอิสระ 4 ตัวแปร

Model	df	Sum of Squares	Mean Square	F	P-value
Regression	4	2155439684.109	538859921.027	91.454	0.000
Residual	103	606888048.832	5892116.979		
Total	107	2762327732.941			

สมมติฐานคือ

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

$$H_1 : \beta_i \neq 0 \text{ สำหรับ บางค่าของ } i \text{ เมื่อ } i = 1, 2, 3, 4$$

สถิติทดสอบคือ

$$F = \frac{\text{MSR}}{\text{MSE}} = 247.589$$

จากตารางที่ 4.18 พบว่าค่า P-value = 0.00 ซึ่งมีค่าน้อยกว่า 0.05 ปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือ มีค่า β_i อย่างน้อย 1 ตัว ที่แตกต่างจากศูนย์ หมายความว่า มีตัวแปรอิสระอย่างน้อย 1 ตัวแปร ที่มีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม \sqrt{Y} จึงต้องทำการทดสอบต่อไปว่า ตัวแปรอิสระตัวใดมีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม \sqrt{Y} โดยใช้การทดสอบ F บางส่วน

สมมติฐานคือ

$$H_0 : \beta_i = 0 \text{ สำหรับ } i = 1, 2, \dots, 4$$

$$H_1 : \beta_i \neq 0 \text{ สำหรับ } i = 1, 2, \dots, 4$$

สถิติทดสอบคือ

$$t = \frac{b_i}{S_{b_i}}$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากตารางที่ 4.18 ตัวแปรอิสระทุกตัว มีค่า P-value. = 0.000 ซึ่งน้อยกว่า $\alpha = 0.05$ แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือ เมื่อเพิ่มตัวแปรอิสระที่ทดสอบในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นพหุเป็นตัวสุดท้ายโดยในตัวแบบมีตัวแปรอิสระตัวอื่นๆอยู่ในตัวแบบแล้ว พบว่าตัวแปรอิสระที่ทดสอบนั้นมีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม Y_1 เมื่อมีตัวแปรอิสระตัวอื่น ๆ อยู่ในตัวแบบการถดถอยแล้วและมีค่าคงที่

4.2.3 ตรวจสอบข้อตกลงของการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ

4.2.3.1 การทดสอบการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนว่ามีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่

ทำการทดสอบโดยการทดสอบ Lilliefors

สมมติฐานของการทดสอบ

H_0 : ค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ

H_1 : ค่าคลาดเคลื่อนไม่มีการแจกแจงแบบปกติ

จากตารางที่ 4.19 พบว่าค่าสถิติทดสอบ $D = \max |F(x)-S(x)|=0.047$ และค่า P-value= 0.20 ซึ่งมีความมากกว่า $\alpha = 0.01$ จึงสรุปได้ว่าค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ

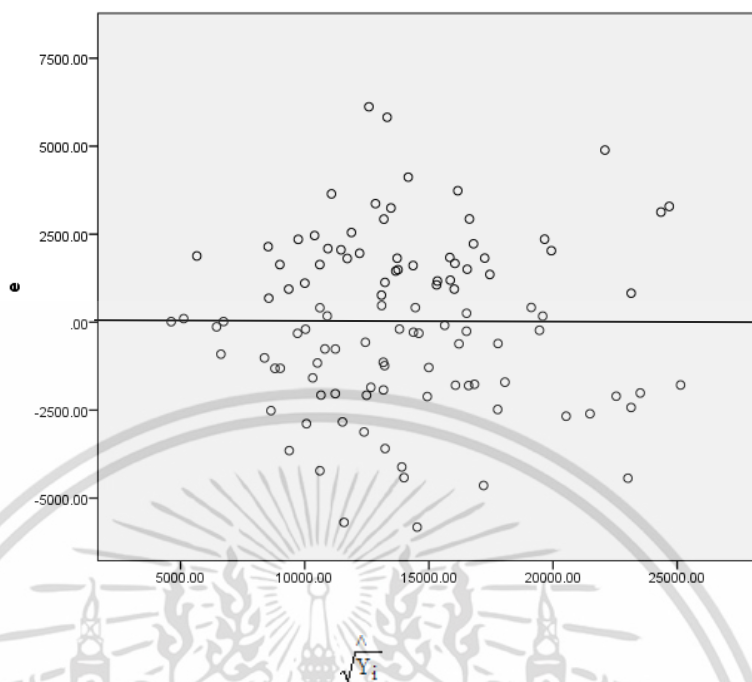
ตารางที่ 4.19 การทดสอบค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติโดย Lilliefors

	Lilliefors		
	Statistic	df	p-value
Unstandardized Residual	0.047	108	0.200*

**p-value(Sig.)<0.01, *p-value(Sig.)<0.05

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.2.2.2 การทดสอบความคงที่ของค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อน



รูปที่ 4.7 แผนภาพการกระจายระหว่างค่าคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (e_i) กับค่าประมาณ $\sqrt{Y_i}$ ของสมการถดถอยของการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทย

จากรูปที่ 4.7 พบว่าการกระจายอย่างสม่ำเสมออยู่รอบเส้นศูนย์ ซึ่งมีลักษณะเป็นแถบขนานกับแกนนอน จึงสรุปว่าค่าความแปรปรวนของค่าคลาดเคลื่อนมีค่าคงที่

4.2.3.3 การตรวจสอบความคลาดเคลื่อนว่ามีความสัมพันธ์กันหรือไม่ (Autocorrelation)

โดยใช้การทดสอบของ Durbin-Watson

สมมติฐานของการทดสอบ

H_0 : ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกัน

H_0 : ความคลาดเคลื่อนไม่เป็นอิสระกัน

จากตารางภาคผนวก ข-3 พบว่าค่า Durbin-Watson= 1.813 (นั่นคือในช่วง 1.5-2.5) จะสรุปว่า e_i กับ e_j เป็นอิสระต่อกัน

4.2.3.4 การตรวจสอบตัวแปรอิสระว่ามีความสัมพันธ์กันหรือไม่

โดยจะตรวจสอบจากค่าของ Variance Inflation Factor (VIF) จากตารางที่ 4.1 พบว่าตัวแปรอิสระทุกตัวมีค่า VIF ไม่เกิน 10 ยกเว้น X_{13} และ X_{13}^2 มีค่า 11 มากกว่า 10 เล็กน้อยเนื่องจากเป็นตัวแปรเดียวกันจึงสรุปได้ว่าตัวแปรอิสระไม่มีความสัมพันธ์กัน

4.3 การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ โดยใช้ ค่า MSE ดังตารางที่ 4.20

ตารางที่ 4.20 การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทยโดยใช้ข้อมูลปี พ.ศ. 2557

วิธีการพยากรณ์	MSE ปี พ.ศ. 2557
บ็อกซ์และเจนกินส์	1.38×10^{16}
การวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ	5.86×10^{15}

ค่า MSE หามาจากข้อมูลพยากรณ์ตั้งแต่เดือน มกราคม-ธันวาคม 2557 ที่ได้ทำการเก็บไว้เพื่อใช้ในการเปรียบเทียบปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทยในปี พ.ศ. 2557

จากตารางที่ 4.20 พบว่าวิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุให้ค่า MSE ปี พ.ศ. 2557 เท่ากับ 5.86×10^{15} ต่ำกว่าวิธีอนุกรมเวลาแบบ บ็อกซ์และเจนกินส์แสดงว่าตัวแบบที่ได้จากการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุให้ค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทยที่มีความถูกต้องมากกว่าตัวแบบที่ได้จากวิธีอนุกรมเวลาแบบบ็อกซ์และเจนกินส์

บทที่ 5

สรุปผลการวิจัย และข้อเสนอแนะ

5.1 สรุปผลการวิจัย

ในงานวิจัยเรื่องการเปรียบเทียบปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทยโดยวิธีอนุกรมเวลาและวิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ โดยมีวัตถุประสงค์ เพื่อศึกษาตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมในการพยากรณ์ในการพยากรณ์การส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทย โดยวิธีอนุกรมเวลาและวิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ และเพื่อเลือกตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์การส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทย โดยใช้ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) ผลการวิจัยสามารถสรุปได้ดังนี้

5.1.1 จากผลการศึกษาตัวแบบอนุกรมเวลาโดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กโปเนนเชียลแบบไฮลด์และวินเทอร์ วิธีแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแบบคลาสสิก วิธีบ็อกและเจนกินส์ ได้ผลดังนี้

5.1.1.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กโปเนนเชียลแบบไฮลด์และวินเทอร์

สมการที่เหมาะสมคือ

$$\hat{Y}_{108+p}(108) = (130436546 + 1636932(p)) \times \hat{S}_i(108)$$

โดยที่ Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2547 และ p มีหน่วยเป็นเดือน

5.1.1.2 วิธีแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแบบคลาสสิกสมการที่เหมาะสมคือ

$$\hat{Y}'_t = 18.517 + 0.00801t + \hat{S}'_t$$

โดยที่ Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2547 และ p มีหน่วยเป็นเดือน

5.1.1.3 วิธีบ็อกและเจนกินส์ รูปแบบ ARIMA(1,1,1) x SARIMA(0,1,1) สมการที่เหมาะสมคือ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$\hat{Y}_t(1) = \begin{cases} Y_t + Y_{t-1} - Y_{t-2} + 0.4949(Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-2} + Y_{t-3}) - 0.7363e_{t-1} \\ - 0.9501e_t + 0.6996e_{t-12} & 1=1 \\ \hat{Y}_t(1-1) + Y_{t-12+1} - Y_{t-13+1} + 0.4949(Y_{t-1+1} - Y_{t-2+1} - Y_{t-13+1} + Y_{t-14+1}) \\ - 0.7363e_{t-12+1} + 0.6996e_{t-13+1} & 1 \geq 2 \end{cases}$$

5.1.2 การวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุได้ผลดังนี้

สมการที่เหมาะสมคือ

$$\hat{Y}_i = -4982.845 + 153.728 X_{13} - 0.326 X_{13}^2 + 1371.610 \text{LOG}X_6 + 6.020 X_{12}$$

โดยที่ $R^2=0.78$

โดยที่ Y คือ ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ

X_{13} คือ ดัชนีการส่งน้ำตาลทรายดิบ

$\text{LOG}X_3$ คือ ปริมาณการส่งออกกากน้ำตาลทรายดิบ ที่แปลงโดยใช้ฟังก์ชัน $\text{Log}_{10}X_3$

X_{12} คือ ปริมาณน้ำฝนเฉลี่ยทั่วประเทศ

ตัวแปรอิสระที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบคือ ดัชนีการส่งน้ำตาลทรายดิบ ปริมาณการส่งออกกากน้ำตาลทรายดิบ ปริมาณน้ำฝนเฉลี่ยทั่วประเทศซึ่งสามารถอธิบายตัวแปรตามได้ 78%

5.1.3 การเปรียบเทียบการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทยระหว่างวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ และการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ

ค่า MSE คำนวณจากข้อมูลพยากรณ์ตั้งแต่เดือน ม.ค.-ธ.ค. 2557 พบว่า วิธีวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุให้ค่า MSE เท่ากับ 5.86×10^{15} ต่ำกว่าวิธีอนุกรมเวลาแบบบ็อกซ์และเจนกินส์ แสดงว่าตัวแบบที่ได้จากการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุให้ค่า พยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบของประเทศไทยที่มีความถูกต้องมากกว่าตัวแบบที่ได้จากวิธีอนุกรมเวลา โดยมีสมการการถดถอยเชิงเส้นพหุดังนี้

$$\hat{Y}_i = -4982.845 + 153.728 X_{13} - 0.326 X_{13}^2 + 1371.610 \text{LOG}X_3 + 6.020 X_{12}$$

โดยที่ $R^2=0.78$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยที่ Y คือ ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ

X_{13} คือ ดัชนีการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ

$\text{LOG}X_3$ คือ ปริมาณการส่งออกจากน้ำตาลทรายดิบ ที่แปลงโดยใช้ฟังก์ชัน $\text{Log}_{10}X_3$

X_{12} คือ ปริมาณน้ำฝนเฉลี่ยทั่วประเทศ

จากผลการศึกษาพบว่า ตัวแปรอิสระที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบคือ ดัชนีการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ ปริมาณการส่งออกจากน้ำตาลทราย ปริมาณน้ำฝนเฉลี่ยทั่วประเทศซึ่งสามารถอธิบายตัวแปรตามได้ 78%

5.2 ข้อเสนอแนะ

จะเห็นได้ว่าวิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุมีประสิทธิภาพในการพยากรณ์ดีกว่าวิธีของบ็อกซ์และเจนกินส์ แต่วิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุต้องเก็บข้อมูลตัวแปรอิสระเพิ่มขึ้นซึ่งจะทำให้เสียค่าใช้จ่ายและเสียเวลาทั้งในการเก็บข้อมูลและการวิเคราะห์ข้อมูลมากกว่าวิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ซึ่งเก็บข้อมูลเพียงตัวเดียวเท่านั้นคือตัวแปรตาม Y และการวิเคราะห์ข้อมูลก็ไม่ยุ่งยากเท่าการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ

บรรณานุกรม

- กัลยา วาณิชย์บัญชา. 2548. สถิติสำหรับงานวิจัย. กรุงเทพฯ : ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.
- กรมส่งเสริมอุตสาหกรรม. อัตราเงินเฟ้อ. [ออนไลน์].
เข้าถึงได้จาก <http://strategy.dip.go.th/tabid//82Default.aspx>
- คาวี รวมบุญ .2551. การศึกษาวิเคราะห์พยากรณ์ราคาน้ำตาลทรายและวางแผนการส่งออก. ปัญหาพิเศษ. มหาวิทยาลัยขอนแก่น.
- จินตนา เดชผล. 2540. การวิเคราะห์ผลกระทบของนโยบายอุตสาหกรรมน้ำตาลไทย วิทยานิพนธ์ วิทยาศาสตร์มหาบัณฑิต. มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- ถวัลย์ มุขจินดา. 2533. วิเคราะห์ทางเศรษฐมิติของอุปทานและอุปสงค์น้ำตาลของไทย. วิทยานิพนธ์ เศรษฐศาสตร์มหาบัณฑิต. มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- ทรงศิริ แต่สมบัติ. 2548. การวิเคราะห์การถดถอย. พิมพ์ครั้งที่ 3. กรุงเทพฯ : มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- ทรงศิริ แต่สมบัติ. 2539. เทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณ. กรุงเทพฯ : ภาควิชาสถิติ สำนักพิมพ์ พิสิษฐ์เซ็นเตอร์มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- ทัศนศึกษาออนไลน์. ประเภทน้ำตาล. [ออนไลน์]. เข้าถึงได้จาก http://fieldtrip.ipst.ac.th/intro_sub_content.php?content_id=16&content_folder_id=255 วันที่สืบค้น 15 เมษายน 2558
- นิธิตา เกื้อกุลรัฐ .2551 การเปรียบเทียบการพยากรณ์การส่งออกกลับประเทศของประเทศไทย โดยการถดถอยเชิงเส้นตรงแบบพหุและตัวแบบโครงข่ายประสาทเทียมแบบแพร่ย้อนกลับ. วิทยานิพนธ์วิทยาศาสตร์มหาบัณฑิต. สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง. น้ำตาลทรายกาญจนบุรี . น้ำตาลทรายดิบ. [ออนไลน์].
เข้าถึงได้จาก <http://www.thaisugarmill.com/index.php> วันที่สืบค้น 2558 เมษายน 15 บริษัทไทยซูการ์มิลเลอร์. การผลิตน้ำตาลทราย. [ออนไลน์].

เข้าถึงได้จาก <http://www.thaisugarmillers.com/tsmc-02-02.html> วันที่สืบค้น 15
เมษายน 2558

เปรมมา จันทบุตร. 2547. การพยากรณ์ราคาส่งออกน้ำตาลทรายโดยวิธีอาร์มา. วิทยานิพนธ์
เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต. มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

วุฒิสักดิ์ วุฒิมานพ. 2551. ปัจจัยที่มีผลต่อการส่งออกน้ำตาลทราย. สารนิพนธ์เสนอต่อวิทยาลัย
รามคำแหง. เศรษฐศาสตร์.

วิรัช พานิชวงศ์. 2549. การวิเคราะห์การถดถอย. พิมพ์ครั้งที่ 4. กรุงเทพฯ:ศูนย์ตำราเรียน
สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ.

ศราวุธ สุขวิญญา. 2546. การวิเคราะห์ความสามารถในการส่งออกน้ำตาลของไทย. วิทยานิพนธ์
เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต. มหาวิทยาลัยรามคำแหง..

สำนักคณะกรรมการอ้อย .**รายงานการประชุม.**[ออนไลน์]

เข้าถึงได้จาก <http://www.ocsb.go.th/th/home/index.php> วันที่สืบค้น 15 เมษายน 2558

สำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า. **ดัชนีราคาผู้บริโภค.** [ออนไลน์].เข้าถึงได้จาก

http://www.price.moc.go.th/price/cpi/handbook/book_cpi_base_45.htmlวันที่สืบค้น
15 เมษายน 2558

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. 2555. **เอกสารตัวชี้วัดเศรษฐกิจการเกษตร.** กระทรวงเกษตรและ
สหกรณ์.

สำนักงานดัชนีเศรษฐกิจการค้า. 2540. **เอกสารดัชนีราคาระหว่างประเทศ.** กระทรวงพาณิชย์

สำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม. **บริการ.** [ออนไลน์].

เข้าถึงได้จาก<http://www.oie.go.th/service8>

สมศรี บัณฑิตวิไล. 2552. **เอกสารประกอบการสอนวิชาอนุกรมเวลาและเลขดัชนี.** โครงการตำรา

ภาควิชาสถิติประยุกต์ คณะวิทยาศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหาร
ลาดกระบัง, กรุงเทพฯ

อัจฉรา ทศรัฐ. 2522. การวิเคราะห์ความต้องการอ้อยในประเทศไทย. วิทยานิพนธ์. วิทยาศาสตร์
มหาบัณฑิต. มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.อุมาพร **จันทศร. 2542. สถิติที่ไม่ใช้พารามิเตอร์.**

กรุงเทพฯ : สำนักพิมพ์สิกส์เซ็นเตอร์.

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

อุมมาพร จันทศร. 2542. **สถิติที่ไม่ใช้พารามิเตอร์**. กรุงเทพฯ : สำนักพิมพ์ฟิสิกส์เซ็นเตอร์.

George Box. et.al. **Time Series Analysis : Forecasting & Control**. 3rd Edition. Prentice Hall
1994

Box, G. E. P and Cox, D. R. 1964. **An Analysis of Transformation**. Journal of the Royal
Statistic Society. Series B (Methodological). 26(2): 211-252. Retrieved November
19, 2011 from <http://www.jstor.org/stable/2984418>



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ก-1 การคำนวณค่าสถิติของการทดสอบอิทธิพลของฤดูกาลของปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบ
ของประเทศไทย

การทดสอบฤดูกาลแบบไม่ใช้พารามิเตอร์

H_0 : อนุกรมเวลาไม่มีอิทธิพลต่อฤดูกาล

H_1 : อนุกรมเวลามีอิทธิพลต่อฤดูกาล

เดือนที่/ ปีที่	ลำดับ									R_i	n_i
	2548	2549	2550	2551	2552	2553	2554	2555	2556		
1	6	1	24	73	82	33	71	83	68	441	9
2	28	13	34	67	38	86	78	103	87	534	9
3	44	23	57	64	66	88	101	97	81	621	9
4	19	29	90	75	89	69	94	102	100	667	9
5	60	30	63	76	77	74	105	106	104	695	9
6	56	42	79	84	70	85	107	98	99	720	9
7	65	37	72	93	52	55	91	92	40	597	9
8	58	16	45	95	43	15	80	96	36	484	9
9	48	61	22	59	54	17	62	25	50	398	9
10	18	21	32	46	51	7	49	5	11	240	9
11	9	31	27	47	41	2	4	8	14	183	9
12	3	26	20	108	39	12	53	35	10	306	9

$$\begin{aligned} \text{ตัวสถิติ } H &= \frac{12}{108(108+1)} \left(\frac{441^2}{9} + \frac{534^2}{9} + \frac{621^2}{9} + \frac{667^2}{9} + \frac{695^2}{9} + \frac{720^2}{9} + \frac{597^2}{9} + \frac{484^2}{9} + \frac{398^2}{9} \right. \\ &\quad \left. + \frac{240^2}{9} + \frac{183^2}{9} + \frac{306^2}{9} \right) - 3(108+1) \\ &= 40.594 \end{aligned}$$

เกณฑ์การตัดสินใจ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

บริเวณวิกฤต คือ $H \geq \chi_{0.05,11}^2 = 19.675$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้คัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สรุปว่าปฏิเสธ H_0 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 นั่นคืออนุกรมเวลาชุดนี้มีอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง

ตารางที่ ก-2 ตารางวิเคราะห์การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลดิบ โดยวิธี Holt – Winter รูปแบบบวก
ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2556

เดือน	t	Y	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\beta_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	ฤดูกาล	$\hat{s}_t(t)$
ม.ค.-48	1	43,312,195					1	
ก.พ.-48	2	104,692,387					2	
มี.ค.-48	3	159,414,616					3	
เม.ย.-48	4	87,107,682					4	
พ.ค.-48	5	208,905,065					5	
มิ.ย.-48	6	203,147,833					6	
ก.ค.-48	7	215,241,404					7	
ส.ค.-48	8	206,061,940					8	
ก.ย.-48	9	169,378,009					9	
ต.ค.-48	10	80,479,200					10	
พ.ย.-48	11	54,527,046					11	
ธ.ค.-48	12	25,229,293					12	
ม.ค.-49	13	14,219,305					1	-88470674
ก.พ.-49	14	61,929,909					2	-32370232
มี.ค.-49	15	98,076,724					3	7381511
เม.ย.-49	16	105,077,497					4	12327479
พ.ค.-49	17	105,214,471					5	9963041
มิ.ย.-49	18	151,875,997					6	51244906
ก.ค.-49	19	141,743,645					7	88185733
ส.ค.-49	20	78,203,593					8	82000242
ก.ย.-49	21	210,718,085					9	49653827
ต.ค.-49	22	88,454,437					10	-37437979

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ก-2 (ต่อ) ตารางวิเคราะห์การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลดิบ โดยวิธี Holt – Winter รูปแบบบวก ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2556

เดือน	t	Y	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\beta_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	ฤดูกาล	$\hat{s}_t(t)$
ต.ค.-49	22	88,454,437					10	-37437979
พ.ย.-49	23	106,585,690					11	-59818434
ธ.ค.-49	24	102,282,519		105324237	-1065568	104258669	12	-82659419
ม.ค.-50	25	100,552,827	84,764,832	119704795.2	-1065568	118639227.2	1	-49023275.13
ก.พ.-50	26	133,892,629	47,623,634	127317362.3	-1065568	126251794.3	2	-10207403
มี.ค.-50	27	204,593,285	70,959,980	139182354.9	-1065568	138116786.9	3	40404482.42
เม.ย.-50	28	345,996,772	195,552,506	173751007.2	-1065568	172685439.2	4	103332646.2
พ.ค.-50	29	212,318,209	29,669,729	178091954.7	-1065568	177026386.7	5	23770578.86
มิ.ย.-50	30	283,213,204	54,941,911	187038082.3	-1065568	185972514.3	6	76813475.42
ก.ค.-50	31	240,578,145	-33,580,102	179853437.7	-1065568	178787869.7	7	72558406.7
ส.ค.-50	32	162,001,597	-98,786,515	160786666.4	-1065568	159721098.4	8	36027508.31
ก.ย.-50	33	89,916,262	-119,458,663	137952948.2	-1065568	136887380.2	9	-5939199.394
ต.ค.-50	34	115,206,930	15,757,529	139758768.9	-1065568	138693200.9	10	-30104825.51
พ.ย.-50	35	104,122,244	25,247,477	143293879.1	-1065568	142228311.1	11	-48068899.71
ธ.ค.-50	36	88,226,351	28,657,459	147450367.4	-1065568	146384799.4	12	-69322965.85
ม.ค.-51	37	247,327,507	149,965,983	173712093.6	-1065568	172646525.6	1	20767082.45
ก.พ.-51	38	222,232,883	59,793,760	183542341.1	-1065568	182476773.1	2	17619093.68
มี.ค.-51	39	215,033,075	-7,848,181	181046651.9	-1065568	179981083.9	3	36752138.63
เม.ย.-51	40	264,556,032	-18,757,698	176562994.5	-1065568	175497426.5	4	94603290.16
พ.ค.-51	41	265,157,121	65,889,116	187503957.6	-1065568	186438389.6	5	54433698.99
มิ.ย.-51	42	319,112,638	55,860,773	196617523.3	-1065568	195551955.3	6	102809659.7

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ก-2 (ต่อ) ตารางวิเคราะห์การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลดิบ โดยวิธี Holt – Wintersรูปแบบบวก ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2556

เดือน	t	Y	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\beta_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	ฤดูกาล	$\hat{s}_t(t)$
ก.ค.-51	43	387,500,848	119,390,486	217307681.9	-1065568	216242113.9	7	128119705.1
ส.ค.-51	44	410,069,008	157,799,386	244996836.5	-1065568	243931268.5	8	109463332.6
ก.ย.-51	45	206,782,737	-31,209,332	238244201.5	-1065568	237178633.5	9	-20463229.52
ต.ค.-51	46	162,718,978	-44,354,830	229096150.6	-1065568	228030582.6	10	-50746436.28
พ.ย.-51	47	167,854,122	-12,107,561	225824303.1	-1065568	224758735.1	11	-53703450.89
ธ.ค.-51	48	104,623,270	-50,812,499	215499514.5	-1065568	214433946.5	12	-92969811.8
ม.ค.-52	49	298,359,566	63,158,537	225942902.7	-1065568	224877334.7	1	50159460.68
ก.พ.-52	50	143,967,385	-98,529,043	206923048.6	-1065568	205857480.6	2	-28233819.38
มี.ค.-52	51	219,999,093	-22,610,526	201737316.2	-1065568	200671748.2	3	26229774.27
เม.ย.-52	52	339,150,234	43,875,196	208666830.5	-1065568	207601262.5	4	115021691.3
พ.ค.-52	53	281,252,484	19,217,522	211103142.6	-1065568	210037574.6	5	63377045.61
มิ.ย.-52	54	227,865,043	-84,982,191	194551840.5	-1065568	193486272.5	6	63261107.31
ก.ค.-52	55	196,119,084	-125,486,894	170619638.4	-1065568	169554070.4	7	69721293.55
ส.ค.-52	56	154,485,364	-124,532,039	146861433	-1065568	145795865	8	51509286.13
ก.ย.-52	57	197,130,249	71,797,613	158879062.1	-1065568	157813494.1	9	12949555.36
ต.ค.-52	58	187,713,767	80,646,709	172509202.4	-1065568	171443634.4	10	-13215507.12
พ.ย.-52	59	150,424,517	32,684,333	177399481.1	-1065568	176333913.1	11	-38492992.64
ธ.ค.-52	60	146,430,276	63,066,175	187826038.7	-1065568	186760470.7	12	-63620416.65
ม.ค.-53	61	124,446,919	-112,473,012	166265268.8	-1065568	165199700.8	1	-2182621.235

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ก-2 (ต่อ) ตารางวิเคราะห์การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลดิบ โดยวิธี Holt – Winter รูปแบบบวกตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2556

เดือน	t	Y	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\beta_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	ฤดูกาล	$\hat{S}_t(t)$
ก.พ.-53	62	324,907,543	187,941,662	199447047.9	-1065568	198381479.9	2	59229454.18
มี.ค.-53	63	338,506,747	113,895,493	219135890.9	-1065568	218070322.9	3	79233842.44
เม.ย.-53	64	227,492,436	-105,599,578	198827620.8	-1065568	197762052.8	4	65878330.98
พ.ค.-53	65	259,150,517	-1,988,581	197399686.9	-1065568	196334118.9	5	62451610.38
มิ.ย.-53	66	320,584,738	60,989,512	207447828.2	-1065568	206382260.2	6	91644076.29
ก.ค.-53	67	200,859,700	-75,243,854	192671077.9	-1065568	191605509.9	7	34704716.04
ส.ค.-53	68	70,817,952	-172,296,844	160209012.8	-1065568	159143444.8	8	-28673286.87
ก.ย.-53	69	79,091,520	-93,001,480	142196409.5	-1065568	141130841.5	9	-30330970.26
ต.ค.-53	70	45,057,519	-82,857,815	126032218.1	-1065568	124966650.1	10	-51775428.91
พ.ย.-53	71	21,208,775	-65,264,882	113073868.8	-1065568	112008300.8	11	-68865610.5
ธ.ค.-53	72	56,768,899	8,381,015	113535516.8	-1065568	112469948.8	12	-59720105.29
ม.ค.-54	73	238,004,946	127,717,618	135743072.9	-1065568	134677504.9	1	57253912.96
ก.พ.-54	74	283,103,556	89,196,597	150931201.9	-1065568	149865633.9	2	100739283.8
มี.ค.-54	75	538,218,280	309,118,804	206194278.1	-1065568	205128710.1	3	223089878.7
เม.ย.-54	76	390,751,124	119,744,083	226948870.4	-1065568	225883302.4	4	121604184.4
พ.ค.-54	77	653,740,238	365,405,325	292468661.4	-1065568	291403093.4	5	232501963.5
มิ.ย.-54	78	753,633,105	370,585,935	358932480.3	-1065568	357866912.3	6	264105353.7
ก.ค.-54	79	349,889,768	-42,681,860	350089283.5	-1065568	349023715.5	7	14841662.82
ส.ค.-54	80	290,679,915	-29,670,514	343617057	-1065568	342551489	8	-42481189.94
ก.ย.-54	81	212,096,874	-100,123,645	324306629.4	-1065568	323241061.4	9	-76925970.29
ต.ค.-54	82	169,655,635	-101,809,998	304688909.1	-1065568	303623341.1	10	-99155214.68
พ.ย.-54	83	40,721,451	-194,036,280	268265412.7	-1065568	267199844.7	11	-159165164.4

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้คัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ก-2 (ต่อ) ตารางวิเคราะห์การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลดิบ โดยวิธี Holt – Winter รูปแบบบวกตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2556

เดือน	t	Y	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\beta_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	ฤดูกาล	$\hat{S}_t(t)$
ธ.ค.-54	84	196,329,508	-11,150,231	265168012.9	-1065568	264102444.9	12	-64909139.63
ม.ค.-55	85	299,338,202	-22,018,156	260090224.2	-1065568	259024656.2	1	47007222.74
ก.พ.-55	86	607,510,875	247,746,935	304169916.8	-1065568	303104348.8	2	216034411.9
มี.ค.-55	87	450,207,085	-75,987,142	289257722	-1065568	288192154	3	187727393.5
เม.ย.-55	88	580,465,700	170,669,362	319292085.9	-1065568	318226517.9	4	201029368.4
พ.ค.-55	89	724,751,239	174,022,758	349937516.6	-1065568	348871948.6	5	313487732.8
มิ.ย.-55	90	457,655,761	-155,321,541	320568747	-1065568	319503179	6	191822655.2
ก.ค.-55	91	376,945,214	42,600,372	327265958.8	-1065568	326200390.8	7	34666793.54
ส.ค.-55	92	414,122,237	130,403,036	349962860.5	-1065568	348897292.5	8	18205069.44
ก.ย.-55	93	100,957,930	-171,013,392	317734670.2	-1065568	316669102.2	9	-156511257.4
ต.ค.-55	94	41,778,905	-175,734,983	284646096.3	-1065568	283580528.3	10	-180937810
พ.ย.-55	95	54,173,228	-70,242,136	270780775.5	-1065568	269715207.5	11	-191854069.5
ธ.ค.-55	96	136,225,366	-68,580,702	257218206.6	-1065568	256152638.6	12	-96824855.57
ม.ค.-56	97	226,169,245	-76,990,616	242123155.5	-1065568	241057587.5	1	11177746.28
ก.พ.-56	98	338,165,292	-118,926,707	219386372.1	-1065568	218320804.1	2	160688944.3
มี.ค.-56	99	295,849,394	-110,198,804	198240016	-1065568	197174448	3	136443670.5
เม.ย.-56	100	498,251,725	100,047,909	215405506.6	-1065568	214339938.6	4	247589122.8
พ.ค.-56	101	651,511,556	123,683,885	236878022.5	-1065568	235812454.5	5	371047069.8
มิ.ย.-56	102	477,182,970	49,547,860	244841228.4	-1065568	243775660.4	6	214880970.3
ก.ค.-56	103	149,100,744	-129,341,710	220206589	-1065568	219141021	7	-25525551.6
ส.ค.-56	104	141,736,190	-95,609,900	201718670.8	-1065568	200653102.8	8	-26289348.7
ก.ย.-56	105	175,916,280	131,774,435	224665473.3	-1065568	223599905.3	9	-95186784.05

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้คัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ก-2 (ต่อ) ตารางวิเคราะห์การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลดิบ โดยวิธี Holt – Winter รูปแบบบวกตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2556

เดือน	t	Y	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\beta_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	ฤดูกาล	$\hat{S}_t(t)$
ต.ค.-56	106	56,190,771	13,528,676	226065145	-1065568	224999577	10	-174641908.1
พ.ย.-56	107	62,945,529	29,800,022	230429834.9	-1065568	229364266.9	11	-177985896.8
ธ.ค.-56	108	55,232,350	-77,307,061	215277120.1	-1065568	214211552.1	12	-132801597.5



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ก-3 ตารางวิเคราะห์การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลดิบ โดยวิธี Holt – Winter รูปแบบคูณ ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2556

เดือน	t	Y	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\beta_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	ฤดูกาล	$\hat{s}_t(t)$
ม.ค.-48	1	43,312,195					1	
ก.พ.-48	2	104,692,387					2	
มี.ค.-48	3	159,414,616					3	
เม.ย.-48	4	87,107,682					4	
พ.ค.-48	5	208,905,065					5	
มิ.ย.-48	6	203,147,833					6	
ก.ค.-48	7	215,241,404					7	
ส.ค.-48	8	206,061,940					8	
ก.ย.-48	9	169,378,009					9	
ต.ค.-48	10	80,479,200					10	
พ.ย.-48	11	54,527,046					11	
ธ.ค.-48	12	25,229,293					12	
ม.ค.-49	13	14,219,305					1	0.82462
ก.พ.-49	14	61,929,909					2	1.01941
มี.ค.-49	15	98,076,724					3	1.17959
เม.ย.-49	16	105,077,497					4	1.45046
พ.ค.-49	17	105,214,471					5	1.41957
มิ.ย.-49	18	151,875,997					6	1.61158
ก.ค.-49	19	141,743,645					7	1.25979
ส.ค.-49	20	78,203,593					8	0.85864
ก.ย.-49	21	210,718,085					9	0.73086

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ก-3 (ต่อ) ตารางวิเคราะห์การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลดิบ โดยวิธี Holt – Winter
รูปแบบคูณ ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2556

เดือน	t	Y	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\beta_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	ฤดูกาล	$\hat{s}_t(t)$
ต.ค.-49	22	88,454,437					10	0.64592
พ.ย.-49	23	106,585,690					11	0.52815
ธ.ค.-49	24	102,282,519		166802938	1636932	168439870	12	0.47143
ม.ค.-50	25	100,552,827	-38,346,059	146365221	1636932	148002152.8	1	0.82462
ก.พ.-50	26	133,892,629	-16,982,246	140094034	1636932	141730966.2	2	1.01941
มี.ค.-50	27	204,593,285	37,408,855	156785603	1636932	158422534.7	3	1.17959
เม.ย.-50	28	345,996,772	116,211,222	196456294	1636932	198093226.2	4	1.45046
พ.ค.-50	29	212,318,209	-68,888,992	175056542	1636932	176693474.4	5	1.41957
มิ.ย.-50	30	283,213,204	-1,542,465	176239124	1636932	177876056.4	6	1.61158
ก.ค.-50	31	240,578,145	16,491,668	184090373	1636932	185727304.9	7	1.25979
ส.ค.-50	32	162,001,597	2,528,704	187125326	1636932	188762258.3	8	0.85864
ก.ย.-50	33	89,916,262	-48,042,522	157557663	1636932	159194595.4	9	0.73086
ต.ค.-50	34	115,206,930	12,379,957	168293044	1636932	169929976	10	0.64592
พ.ย.-50	35	104,122,244	14,373,727	182849278	1636932	184486210.2	11	0.52815
ธ.ค.-50	36	88,226,351	1,254,017	185748948	1636932	187385879.8	12	0.47143
ม.ค.-51	37	247,327,507	92,805,363	240811079	1636932	242448011.3	1	0.82462
ก.พ.-51	38	222,232,883	-24,921,044	230843034	1636932	232479966.2	2	1.01941
มี.ค.-51	39	215,033,075	-59,197,968	208656625	1636932	210293557.4	3	1.17959
เม.ย.-51	40	264,556,032	-40,466,361	197049674	1636932	198686606.2	4	1.45046
พ.ค.-51	41	265,157,121	-16,892,425	193037729	1636932	194674661.2	5	1.41957
มิ.ย.-51	42	319,112,638	5,378,847	196259059	1636932	197895991.3	6	1.61158

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ก-3 (ต่อ) ตารางวิเคราะห์การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลดิบ โดยวิธี Holt – Winter
รูปแบบคูณ ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2556

เดือน	t	Y	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\beta_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	ฤดูกาล	$\hat{s}_t(t)$
ก.ค.-51	43	387,500,848	138,193,457	249969431	1636932	251606363.3	7	1.25979
ส.ค.-51	44	410,069,008	194,029,720	358877797	1636932	360514728.8	8	0.85864
ก.ย.-51	45	206,782,737	-56,703,058	323684940	1636932	325321872	9	0.73086
ต.ค.-51	46	162,718,978	-47,412,926	290476511	1636932	292113443.3	10	0.64592
พ.ย.-51	47	167,854,122	13,574,407	304314306	1636932	305951237.5	11	0.52815
ธ.ค.-51	48	104,623,270	-39,611,322	266064450	1636932	267701381.7	12	0.47143
ม.ค.-52	49	298,359,566	77,607,653	312377726	1636932	314014657.8	1	0.82462
ก.พ.-52	50	143,967,385	-176,142,297	231990513	1636932	233627445.2	2	1.01941
มี.ค.-52	51	219,999,093	-55,585,505	211257886	1636932	212894818.4	3	1.17959
เม.ย.-52	52	339,150,234	30,354,816	222829382	1636932	224466313.9	4	1.45046
พ.ค.-52	53	281,252,484	-37,393,161	211961930	1636932	213598861.6	5	1.41957
มิ.ย.-52	54	227,865,043	-116,366,610	179321810	1636932	180958742	6	1.61158
ก.ค.-52	55	196,119,084	-31,850,930	168956817	1636932	170593749.3	7	1.25979
ส.ค.-52	56	154,485,364	8,006,747	175020366	1636932	176657298.2	8	0.85864
ก.ย.-52	57	197,130,249	68,018,496	220836694	1636932	222473626.3	9	0.73086
ต.ค.-52	58	187,713,767	44,013,602	254820710	1636932	256457641.5	10	0.64592
พ.ย.-52	59	150,424,517	14,976,414	269918647	1636932	271555578.5	11	0.52815
ธ.ค.-52	60	146,430,276	18,410,830	290094441	1636932	291731373.2	12	0.47143
ม.ค.-53	61	124,446,919	-116,120,606	224884304	1636932	226521235.7	1	0.82462

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้คัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ก-3 (ต่อ) ตารางวิเคราะห์การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลดิบ โดยวิธี Holt – Winter
รูปแบบคูณ ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2556

เดือน	t	Y	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\beta_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	ฤดูกาล	$\hat{S}_t(t)$
ก.พ.-53	62	324,907,543	93,989,530	270289319	1636932	271926251.4	2	1.01941
มี.ค.-53	63	338,506,747	17,745,260	279067567	1636932	280704499.1	3	1.17959
เม.ย.-53	64	227,492,436	-179,658,212	221905727	1636932	223542658.6	4	1.45046
พ.ค.-53	65	259,150,517	-58,183,935	204085778	1636932	205722709.8	5	1.41957
มิ.ย.-53	66	320,584,738	-10,953,867	202496129	1636932	204133061.1	6	1.61158
ก.ค.-53	67	200,859,700	-56,305,089	182916429	1636932	184553361.5	7	1.25979
ส.ค.-53	68	70,817,952	-87,646,946	136096797	1636932	137733729.4	8	0.85864
ก.ย.-53	69	79,091,520	-21,572,553	123721917	1636932	125358849.3	9	0.73086
ต.ค.-53	70	45,057,519	-35,914,269	98964239.8	1636932	100601171.8	10	0.64592
พ.ย.-53	71	21,208,775	-31,923,734	71907684	1636932	73544616.01	11	0.52815
ธ.ค.-53	72	56,768,899	22,097,761	95796049.4	1636932	97432981.43	12	0.47143
ม.ค.-54	73	238,004,946	157,659,761	188192868	1636932	189829799.7	1	0.82462
ก.พ.-54	74	283,103,556	89,589,160	231548764	1636932	233185696	2	1.01941
มี.ค.-54	75	538,218,280	263,154,765	339088412	1636932	340725344.2	3	1.17959
เม.ย.-54	76	390,751,124	-103,457,359	306865686	1636932	308502617.7	4	1.45046
พ.ค.-54	77	653,740,238	215,799,177	380666504	1636932	382303436.2	5	1.41957
มิ.ย.-54	78	753,633,105	137,520,533	422811606	1636932	424448538	6	1.61158
ก.ค.-54	79	349,889,768	-184,826,256	354803136	1636932	356440067.6	7	1.25979
ส.ค.-54	80	290,679,915	-15,373,785	347940504	1636932	349577436.1	8	0.85864
ก.ย.-54	81	212,096,874	-43,395,291	321391312	1636932	323028244.4	9	0.73086
ต.ค.-54	82	169,655,635	-38,994,769	294369672	1636932	296006603.6	10	0.64592
พ.ย.-54	83	40,721,451	-115,614,437	192090770	1636932	193727701.7	11	0.52815

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้คัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ก-3 ค (ต่อ) ตารางวิเคราะห์การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลดิบ โดยวิธี Holt – Winter
รูปแบบคูณ ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2556

เดือน	t	Y	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\beta_1(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	ฤดูกาล	$\hat{s}_t(t)$
ธ.ค.-54	84	196,329,508	105,000,458	299458356	1636932	301095287.9	12	0.47143
ม.ค.-55	85	299,338,202	51,049,006	330482634	1636932	332119565.9	1	0.82462
ก.พ.-55	86	607,510,875	268,944,868	457359063	1636932	458995995.3	2	1.01941
มี.ค.-55	87	450,207,085	-91,220,001	422285864	1636932	423922796.3	3	1.17959
เม.ย.-55	88	580,465,700	-34,417,359	412658638	1636932	414295570.4	4	1.45046
พ.ค.-55	89	724,751,239	136,629,676	459984940	1636932	461621872.4	5	1.41957
มิ.ย.-55	90	457,655,761	-286,284,816	377293564	1636932	378930495.9	6	1.61158
ก.ค.-55	91	376,945,214	-100,427,635	341087804	1636932	342724735.8	7	1.25979
ส.ค.-55	92	414,122,237	119,845,070	408982381	1636932	410619313.5	8	0.85864
ก.ย.-55	93	100,957,930	-199,147,301	281269092	1636932	282906024.3	9	0.73086
ต.ค.-55	94	41,778,905	-140,955,754	179312879	1636932	180949810.6	10	0.64592
พ.ย.-55	95	54,173,228	-41,395,414	143743047	1636932	145379979	11	0.52815
ธ.ค.-55	96	136,225,366	67,688,882	213539585	1636932	215176517.1	12	0.47143
ม.ค.-56	97	226,169,245	48,730,385	243229105	1636932	244866036.6	1	0.82462
ก.พ.-56	98	338,165,292	88,546,406	286099422	1636932	287736353.7	2	1.01941
มี.ค.-56	99	295,849,394	-43,561,532	270205664	1636932	271842596.1	3	1.17959
เม.ย.-56	100	498,251,725	103,954,913	305865095	1636932	307502026.8	4	1.45046
พ.ค.-56	101	651,511,556	214,990,904	379395624	1636932	381032556.3	5	1.41957
มิ.ย.-56	102	477,182,970	-136,881,477	340712627	1636932	342349559.4	6	1.61158
ก.ค.-56	103	149,100,744	-282,187,807	236016813	1636932	237653744.8	7	1.25979
ส.ค.-56	104	141,736,190	-62,322,821	203197898	1636932	204834829.6	8	0.85864
ก.ย.-56	105	175,916,280	26,210,696	221859210	1636932	223496141.8	9	0.73086

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ก-3 (ต่อ) ตารางวิเคราะห์การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลดิบ โดยวิธี Holt – Winter
รูปแบบคูณ ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2556

เดือน	t	Y	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\beta_I(t)$	$\hat{T}_{t+1}(t)$	ฤดูกาล	$\hat{s}_t(t)$
ต.ค.-56	106	56,190,771	-88,169,857	158697135	1636932	160334067.3	10	0.64592
พ.ย.-56	107	62,945,529	-21,734,909	140798435	1636932	142435366.7	11	0.52815
ธ.ค.-56	108	55,232,350	-11,915,955	130436546	1636932	132073477.6	12	0.47143

ผลการวิเคราะห์ความเหมาะสมของตัวแบบ ARIMA(1,1,3) x SARIMA(0,1,1)₁₂

Final Estimates of Parameters					
Type		Coef	SE Coef	T	P
AR	1	0.7407	0.0987	7.51	0.000
MA	1	1.2162	0.0026	470.45	0.000
MA	2	-0.1579	0.1321	-1.19	0.235
MA	3	-0.0781	0.1278	-0.61	0.542
SMA	12	0.7055	0.1030	6.85	0.000

Differencing: 1 regular, 1 seasonal of order 12
 Number of observations: Original series 108, after differencing 95
 Residuals: SS = 974891349843234430 (backforecasts excluded)
 MS = 10832126109369272 DF = 90

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	11.9	26.3	35.0	41.2
DF	7	19	31	43
P-Value	0.105	0.123	0.285	0.548

รูปที่ ก-1 ผลลัพธ์ของการทดสอบความเหมาะสมรูปแบบ ARIMA(1,1,3) x SARIMA(0,1,1)₁₂ และ การทดสอบ Box-Ljung

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ทดสอบ ϕ_1 : $H_0 : \phi_1 = 0$ $H_1 : \phi_1 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = 7.51$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\phi_1 \neq 0$ จึงสามารถนำ ϕ_1 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ θ_1 : $H_0 : \theta_1 = 0$ $H_1 : \theta_1 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = 470.45$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_1 \neq 0$ จึงสามารถนำ θ_1 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ θ_2 : $H_0 : \theta_2 = 0$ $H_1 : \theta_2 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = -1.19$ ได้ค่า P-Value = 0.235 > 0.05 จึงยอมรับ H_0 นั่นคือ $\theta_2 = 0$ จึงไม่สามารถนำ θ_2 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ θ_3 : $H_0 : \theta_3 = 0$ $H_1 : \theta_3 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = -0.61$ ได้ค่า P-Value = 0.542 > 0.05 จึงยอมรับ H_0 นั่นคือ $\theta_3 = 0$ จึงไม่สามารถนำ θ_3 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ θ_{12} : $H_0 : \theta_{12} = 0$ $H_1 : \theta_{12} \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = 6.85$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_{12} \neq 0$ จึงสามารถนำ θ_{12} เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

สรุป เนื่องจากพารามิเตอร์ θ_2, θ_3 ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ คือ $\theta_2 = 0$ และ $\theta_3 = 0$ จะได้ว่ารูปแบบ ARIMA(1,1,3) \times SARIMA(0,1,1) ไม่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้

ผลการวิเคราะห์ความเหมาะสมของตัวแบบ ARIMA(1,1,3) x SARIMA(2,1,0)₁₂

Final Estimates of Parameters					
Type		Coef	SE Coef	T	P
AR	1	0.6055	0.1031	5.87	0.000
SAR	12	-0.6182	0.1079	-5.73	0.000
SAR	24	-0.5004	0.1324	-3.78	0.000
MA	1	1.2010	0.0001	18198.92	0.000
MA	2	-0.1820	0.1216	-1.50	0.138
MA	3	-0.0305	0.1280	-0.24	0.812

Differencing: 1 regular, 1 seasonal of order 12
 Number of observations: Original series 108, after differencing 95
 Residuals: SS = 974031255348410750 (backforecasts excluded)
 MS = 10944171408409110 DF = 89

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	12.3	31.5	41.6	49.2
DF	6	18	30	42
P-Value	0.055	0.025	0.078	0.208

รูปที่ก-2 ผลลัพธ์ของการทดสอบความเหมาะสมรูปแบบ ARIMA(1,1,3) x SARIMA(2,1,0)₁₂ และ การทดสอบ Box-Ljung

ทดสอบ ϕ_1 : $H_0 : \phi_1 = 0$ $H_1 : \phi_1 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = 5.87$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\phi_1 \neq 0$ จึงสามารถนำ ϕ_1 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ θ_1 : $H_0 : \theta_1 = 0$ $H_1 : \theta_1 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = 18198.92$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_1 \neq 0$ จึงสามารถนำ θ_1 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ θ_2 : $H_0 : \theta_2 = 0$ $H_1 : \theta_2 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = -1.50$ ได้ค่า P-Value = 0.138 > 0.05 จึงยอมรับ H_0 นั่นคือ $\theta_2 = 0$ จึงไม่สามารถนำ θ_2 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ θ_3 : $H_0 : \theta_3 = 0$ $H_1 : \theta_3 \neq 0$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สถิติทดสอบ $t = -0.24$ ได้ค่า $P\text{-Value} = 0.812 > 0.05$ จึงยอมรับ H_0 นั่นคือ $\theta_3 = 0$ จึงไม่สามารถนำ θ_3 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ ϕ_{12} : $H_0 : \phi_{12} = 0$ $H_1 : \phi_{12} \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = -5.73$ ได้ค่า $P\text{-Value} = 0.000 < 0.05$ จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\phi_{12} \neq 0$ จึงสามารถนำ ϕ_{12} เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ ϕ_{24} : $H_0 : \phi_{24} = 0$ $H_1 : \phi_{24} \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = -3.78$ ได้ค่า $P\text{-Value} = 0.000 < 0.05$ จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\phi_{24} \neq 0$ จึงสามารถนำ ϕ_{24} เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

สรุป เนื่องจากพารามิเตอร์ θ_2, θ_3 ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ คือ $\theta_2 = 0$ และ $\theta_3 = 0$ จะได้ว่ารูปแบบ ARIMA(1,1,3) \times SARIMA(0,1,1) ไม่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้ ผลการวิเคราะห์ความเหมาะสมของตัวแบบ ARIMA(0,1,3) \times SARIMA(0,1,1)₁₂

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T	P
MA 1	0.4640	0.1080	4.29	0.000
MA 2	0.2840	0.1149	2.47	0.015
MA 3	0.0800	0.1062	0.75	0.453
SMA 12	0.7382	0.1028	7.18	0.000

Differencing: 1 regular, 1 seasonal of order 12
 Number of observations: Original series 108, after differencing 95
 Residuals: SS = * (backforecasts excluded)
 MS = 11242480914352836 DF = 91

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	15.5	31.3	39.6	45.4
DF	8	20	32	44
P-Value	0.050	0.052	0.167	0.413

รูปที่ 3-3 ผลลัพธ์ของการทดสอบความเหมาะสมรูปแบบ ARIMA(0,1,3) \times SARIMA(0,1,1)₁₂ และการทดสอบ Box-Ljung

ทดสอบ θ_1 : $H_0 : \theta_1 = 0$ $H_1 : \theta_1 \neq 0$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สถิติทดสอบ $t = 4.29$ ได้ค่า $P\text{-Value} = 0.000 < 0.05$ จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_1 \neq 0$ จึงสามารถนำ θ_1 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

$$\text{ทดสอบ } \theta_2: H_0 : \theta_2 = 0 \quad H_1 : \theta_2 \neq 0$$

สถิติทดสอบ $t = 2.47$ ได้ค่า $P\text{-Value} = 0.015 < 0.05$ จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_2 \neq 0$ จึงสามารถนำ θ_2 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

$$\text{ทดสอบ } \theta_3: H_0 : \theta_3 = 0 \quad H_1 : \theta_3 \neq 0$$

สถิติทดสอบ $t = 0.75$ ได้ค่า $P\text{-Value} = 0.453 > 0.05$ จึงยอมรับ H_0 นั่นคือ $\theta_3 = 0$ จึงไม่สามารถนำ θ_3 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

$$\text{ทดสอบ } \theta_{12}: H_0 : \theta_{12} = 0 \quad H_1 : \theta_{12} \neq 0$$

สถิติทดสอบ $t = 7.18$ ได้ค่า $P\text{-Value} = 0.000 < 0.05$ จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_{12} \neq 0$ จึงสามารถนำ θ_{12} เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

สรุป เนื่องจากพารามิเตอร์ θ_3 ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ คือ $\theta_3 = 0$ จะได้ว่ารูปแบบ ARIMA(0,1,3) x SARIMA (0,1,1) ไม่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้

ผลการวิเคราะห์ความเหมาะสมของตัวแบบ ARIMA(0,1,3) x SARIMA (2,1,0)₁₂

Final Estimates of Parameters					
Type		Coef	SE Coef	T	P
SAR	12	-0.6021	0.1061	-5.68	0.000
SAR	24	-0.4436	0.1283	-3.46	0.001
MA	1	0.6333	0.0100	63.57	0.000
MA	2	0.3258	0.0834	3.91	0.000
MA	3	0.0813	0.0847	0.96	0.340

Differencing: 1 regular, 1 seasonal of order 12
 Number of observations: Original series 108, after differencing 95
 Residuals: SS = 970652060583587580 (backforecasts excluded)
 MS = 10785022895373196 DF = 90

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	13.4	34.9	45.4	54.7
DF	7	19	31	43
P-Value	0.063	0.014	0.045	0.109

รูปที่ 4-4 ผลลัพธ์ของการทดสอบความเหมาะสมรูปแบบ ARIMA(0,1,3) x SARIMA (2,1,0)₁₂ และ การทดสอบ Box-Ljung

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ทดสอบ $\theta_1 : H_0 : \theta_1 = 0 \quad H_1 : \theta_1 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = 63.57$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_1 \neq 0$
จึงสามารถนำ θ_1 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ $\theta_2 : H_0 : \theta_2 = 0 \quad H_1 : \theta_2 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = 3.92$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_2 \neq 0$ จึง
สามารถนำ θ_2 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ $\theta_3 : H_0 : \theta_3 = 0 \quad H_1 : \theta_3 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = 0.96$ ได้ค่า P-Value = 0.340 > 0.05 จึงยอมรับ H_0 นั่นคือ $\theta_3 = 0$
จึงไม่สามารถนำ θ_3 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ $\phi_{12} : H_0 : \phi_{12} = 0 \quad H_1 : \phi_{12} \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = -5.68$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\phi_{12} \neq 0$
จึงสามารถนำ ϕ_{12} เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ $\phi_{24} : H_0 : \phi_{24} = 0 \quad H_1 : \phi_{24} \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = -3.46$ ได้ค่า P-Value = 0.001 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\phi_{24} \neq 0$
จึงสามารถนำ ϕ_{24} เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

สรุป เนื่องจากพารามิเตอร์ θ_3 ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ คือ $\theta_3 = 0$ จะได้ว่ารูปแบบ ARIMA(0,1,3) x
SARIMA (0,1,1)₁₂ ไม่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้

ผลการวิเคราะห์ความเหมาะสมของตัวแบบ ARIMA(1,1,0) x SARIMA (0,1,1)₁₂

Final Estimates of Parameters					
Type		Coef	SE Coef	T	P
AR	1	-0.2955	0.1033	-2.86	0.005
SMA	12	0.7758	0.1052	7.37	0.000

Differencing: 1 regular, 1 seasonal of order 12
 Number of observations: Original series 108, after differencing 95
 Residuals: SS = * (backforecasts excluded)
 MS = 12049129397764610 DF = 93

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	17.4	32.1	41.5	47.3
DF	10	22	34	46
P-Value	0.065	0.075	0.178	0.421

รูปที่ก-5 ผลลัพธ์ของการทดสอบความเหมาะสมรูปแบบ ARIMA(1,1,0) x SARIMA (0,1,1)₁₂ และ การทดสอบ Box-Ljung

ทดสอบ ϕ_1 : $H_0 : \phi_1 = 0$ $H_1 : \phi_1 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = -2.86$ ได้ค่า P-Value = 0.005 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\phi_1 \neq 0$ จึงสามารถนำ ϕ_1 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ θ_{12} : $H_0 : \theta_{12} = 0$ $H_1 : \theta_{12} \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = 7.37$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_{12} \neq 0$ จึงสามารถนำ θ_{12} เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ต่อไปจะทำการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ด้วยสถิติ Box-Ljung ตามสมมติฐาน ดังนี้

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

$H_1 : \rho_k(e_t)$ ค่าไม่เท่ากับ 0 สำหรับ $k = 1, 2, \dots, 12$

จากการทดสอบพบว่า ค่า p-value มากกว่า 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้นแสดงว่าความคลาดเคลื่อน lag 12 เป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ในทำนองเดียวกันสำหรับ lag 24 36 และ 48 แสดงให้เห็นว่าตัวแบบ ARIMA(1,1,0) \times SARIMA(0,1,1)₁₂ เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ผลการวิเคราะห์ความเหมาะสมของตัวแบบ ARIMA(1,1,0) \times SARIMA (2,1,0)₁₂

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	-0.3426	0.0996	-3.44	0.001
SAR 12	-0.5981	0.1065	-5.62	0.000
SAR 24	-0.3653	0.1331	-2.74	0.007

Differencing: 1 regular, 1 seasonal of order 12
 Number of observations: Original series 108, after differencing 95
 Residuals: SS = * (backforecasts excluded)
 MS = 13052061993829654 DF = 92

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	18.6	33.5	47.2	55.1
DF	9	21	33	45
P-Value	0.029	0.041	0.052	0.144

รูปที่ก-6 ผลลัพธ์ของการทดสอบความเหมาะสมรูปแบบ ARIMA(1,1,0) \times SARIMA (2,1,0)₁₂ และ การทดสอบ Box-Ljung

ทดสอบ ϕ_1 : $H_0 : \phi_1 = 0$ $H_1 : \phi_1 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = -3.44$ ได้ค่า P-Value = 0.001 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\phi_1 \neq 0$ จึงสามารถนำ ϕ_3 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ θ_{12} : $H_0 : \theta_{12} = 0$ $H_1 : \theta_{12} \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = -5.62$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_{12} \neq 0$ จึงสามารถนำ θ_{12} เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ θ_{24} : $H_0 : \theta_{24} = 0$ $H_1 : \theta_{24} \neq 0$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สถิติทดสอบ $t = -2.74$ ได้ค่า $P\text{-Value} = 0.007 < 0.05$ จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_{24} \neq 0$ จึงสามารถนำ θ_{24} เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ต่อไปจะทำการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ด้วยสถิติ Box-Ljung ตามสมมติฐาน ดังนี้

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

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

จากการทดสอบพบว่า ค่า $p\text{-value}$ น้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้นแสดงว่าความคลาดเคลื่อนไม่เป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ในทำนองเดียวกันสำหรับ lag 24 แสดงให้เห็นว่าตัวแบบ ARIMA(1,1,0) \times SARIMA (2,1,0) เป็นตัวแบบที่ไม่เหมาะสม

ผลการวิเคราะห์ความเหมาะสมของตัวแบบ ARIMA(1,1,1) \times SARIMA (0,1,1)₁₂

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	0.4949	0.1095	4.52	0.000
MA 1	0.9501	0.0499	19.04	0.000
SMA 12	0.7363	0.1027	7.17	0.000

Differencing: 1 regular, 1 seasonal of order 12
 Number of observations: Original series 108, after differencing 95
 Residuals: SS = 984912960114475650 (backforecasts excluded)
 MS = 10705575653418214 DF = 92

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	11.9	26.3	35.4	41.0
DF	9	21	33	45
P-Value	0.217	0.194	0.354	0.641

รูปที่ 7- ผลลัพธ์ของการทดสอบความเหมาะสมรูปแบบ ARIMA(1,1,1) \times SARIMA (0,1,1)₁₂ และ การทดสอบ Box-Ljung

$$\text{ทดสอบ } \phi_1: H_0 : \phi_1 = 0 \quad H_1 : \phi_1 \neq 0$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สถิติทดสอบ $t = 4.52$ ได้ค่า $P\text{-Value} = 0.000 < 0.05$ จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\phi_1 \neq 0$ จึงสามารถนำ ϕ_1 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

$$\text{ทดสอบ } \theta_1: H_0 : \theta_1 = 0 \quad H_1 : \theta_1 \neq 0$$

สถิติทดสอบ $t = 19.04$ ได้ค่า $P\text{-Value} = 0.000 < 0.05$ จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_1 \neq 0$ จึงสามารถนำ θ_1 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

$$\text{ทดสอบ } \theta_{12}: H_0 : \theta_{12} = 0 \quad H_1 : \theta_{12} \neq 0$$

สถิติทดสอบ $t = 7.17$ ได้ค่า $P\text{-Value} = 0.000 < 0.05$ จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_{12} \neq 0$ จึงสามารถนำ θ_{12} เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ต่อไปจะทำการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ด้วยสถิติ Box-Ljung ตามสมมติฐาน ดังนี้

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

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

จากการทดสอบพบว่า ค่า $p\text{-value}$ มากกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้นแสดงว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ในทำนองเดียวกันสำหรับ lag 24 36 และ 48 แสดงให้เห็นว่าตัวแบบ ARIMA(1,1,1) \times SARIMA(0,1,1)₁₂ เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ผลการวิเคราะห์ความเหมาะสมของตัวแบบ ARIMA(1,1,1) \times SARIMA (2,1,0)₁₂

Final Estimates of Parameters					
Type		Coef	SE Coef	T	P
AR	1	0.4067	0.0969	4.20	0.000
SAR	12	-0.6244	0.1036	-6.03	0.000
SAR	24	-0.5438	0.1262	-4.31	0.000
MA	1	0.9886	0.0020	492.99	0.000

Differencing: 1 regular, 1 seasonal of order 12
 Number of observations: Original series 108, after differencing 95
 Residuals: SS = 975772381694434940 (backforecasts excluded)
 MS = 10722773425213570 DF = 91

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic					
Lag	12	24	36	48	
Chi-Square	13.0	33.3	43.5	51.0	
DF	8	20	32	44	
P-Value	0.111	0.031	0.085	0.218	

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

รูปที่ 8-8 ผลลัพธ์ของการทดสอบความเหมาะสมรูปแบบ ARIMA(1,1,1) x SARIMA (2,1,0) และ การทดสอบ Box-Ljung

ทดสอบ ϕ_1 : $H_0 : \phi_1 = 0$ $H_1 : \phi_1 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = 4.20$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\phi_1 \neq 0$ จึงสามารถนำ ϕ_1 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ θ_1 : $H_0 : \theta_1 = 0$ $H_1 : \theta_1 \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = 492.99$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\theta_1 \neq 0$ จึงสามารถนำ θ_1 เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ ϕ_{12} : $H_0 : \phi_{12} = 0$ $H_1 : \phi_{12} \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = -6.03$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\phi_{12} \neq 0$ จึงสามารถนำ ϕ_{12} เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ทดสอบ ϕ_{24} : $H_0 : \phi_{24} = 0$ $H_1 : \phi_{24} \neq 0$

สถิติทดสอบ $t = -4.31$ ได้ค่า P-Value = 0.000 < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ $\phi_{24} \neq 0$ จึงสามารถนำ ϕ_{24} เข้ามาใช้ในตัวแบบได้

ต่อไปจะทำการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำตาลทรายดิบว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ด้วยสถิติ Box-Ljung ตามสมมติฐาน ดังนี้

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

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

จากการทดสอบพบว่า ค่า p-value น้อยกว่า 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้นแสดงว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แต่ใน lag ที่ 24 ค่า p-value น้อยกว่า 0.05 จึงยอมรับ H_0 แสดงว่าความคลาดเคลื่อนไม่เป็นอิสระที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงให้เห็นว่าตัวแบบ ARIMA(1,1,0) x SARIMA(0,1,1)₁₂ เป็นตัวแบบที่ไม่เหมาะสม



ภาคผนวก ข

การวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ข-1

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
Y_Sqrt	14015.2483	5080.95926	108
X1	6501156.98	8906580.054	108
X1_2	1208576995307	1964377853693	108
	36.9200	07.88000	
X1_3	2470371762956	4530504367773	
	908000000.000	890600000.000	108
	0	00	
X2_inv	.0013	.00030	108
Lg10X3	7.4577	.68361	108
X4_inv	.0024	.00068	108
X5_Sqrt	4.2320	.74461	108
X6_inv	.0298	.00276	108
X7	3.1257	2.21681	108
X7_2	14.6390	14.73356	108
X7_3	70.5325	122.15065	108
X8	94.6476	7.03674	108
Lg10X9	1.0582	.10845	108
X10_inv	-.0474	.01128	108
X11	87.6788	15.68380	108
X11_2	7931.2758	2667.84240	108
X11_3	736793.9737	346843.39912	108
X12	128.1873	86.40261	108
X13	66.0739	47.84200	108
X13_2	6633.4231	10179.17044	108
X14	61178.1015	10990.10435	108
X15_inv	.0000	.00000	108
Lg10X16	1.9877	.02304	108
X17_inv	.0101	.00063	108
X18_inv	.0378	.00745	108
X19	22.1085	4.97190	108

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ข-2

Variables Entered/Removed^a

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	X13		Stepwise (Criteria: Probability-of-F- to-enter <= .050, Probability-of-F- to-remove >= .100).
2	X13_2		Stepwise (Criteria: Probability-of-F- to-enter <= .050, Probability-of-F- to-remove >= .100).
3	Lg10X3		Stepwise (Criteria: Probability-of-F- to-enter <= .050, Probability-of-F- to-remove >= .100).
4	X12		Stepwise (Criteria: Probability-of-F- to-enter <= .050, Probability-of-F- to-remove >= .100).

a. Dependent Variable: Y_Sqrt

ตารางที่ ข-3

Model Summary^e

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.839 ^a	.705	.702	2774.45233	
2	.864 ^b	.747	.742	2580.08919	
3	.878 ^c	.771	.764	2467.02178	
4	.883 ^d	.780	.772	2427.36832	1.813

a. Predictors: (Constant), X13

b. Predictors: (Constant), X13, X13_2

c. Predictors: (Constant), X13, X13_2, Lg10X3

d. Predictors: (Constant), X13, X13_2, Lg10X3, X12

e. Dependent Variable: Y_Sqrt



ตารางที่ ข-3

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	P-value
1	Regression	1946383647.80	1	1946383647.80	252.856	.000 ^b
		7		7		
	Residual	815944085.134	106	7697585.709		
	Total	2762327732.94	107			
		1				
2	Regression	2063357411.05	2	1031678705.52	154.980	.000 ^c
		5		7		
	Residual	698970321.886	105	6656860.208		
	Total	2762327732.94	107			
		1				
3	Regression	2129363302.74	3	709787767.582	116.623	.000 ^d
		6				
	Residual	632964430.195	104	6086196.444		
	Total	2762327732.94	107			
		1				
4	Regression	2155439684.10	4	538859921.027	91.454	.000 ^e
		9				
	Residual	606888048.832	103	5892116.979		
	Total	2762327732.94	107			
		1				

a. Dependent Variable: Y_Sqrt

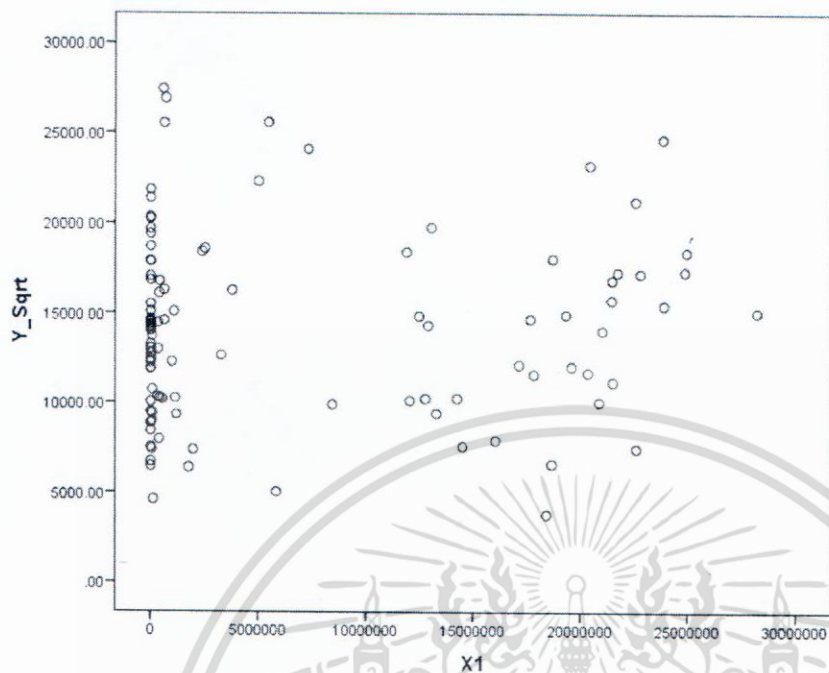
b. Predictors: (Constant), X13

c. Predictors: (Constant), X13, X13_2

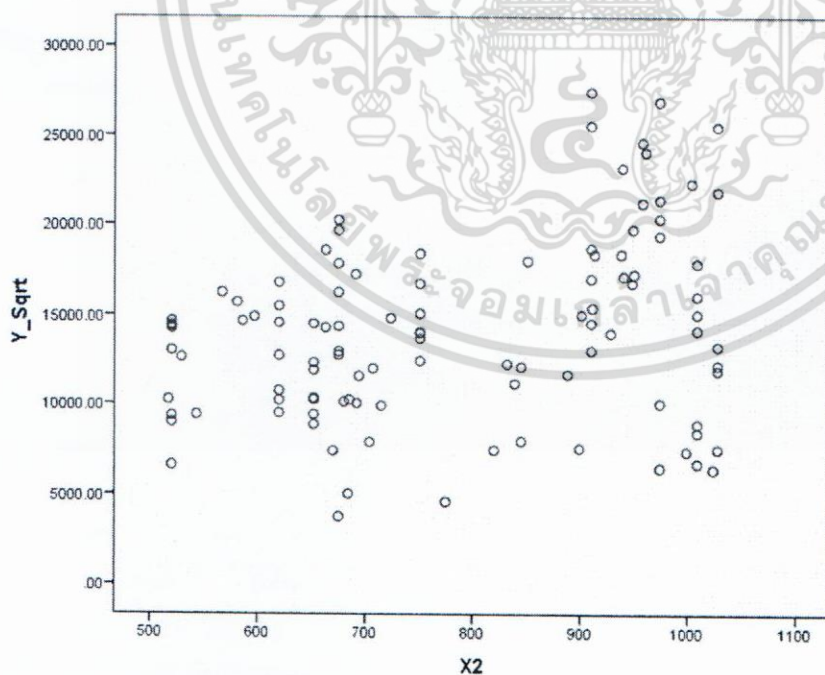
d. Predictors: (Constant), X13, X13_2, Lg10X3

e. Predictors: (Constant), X13, X13_2, Lg10X3, X12

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



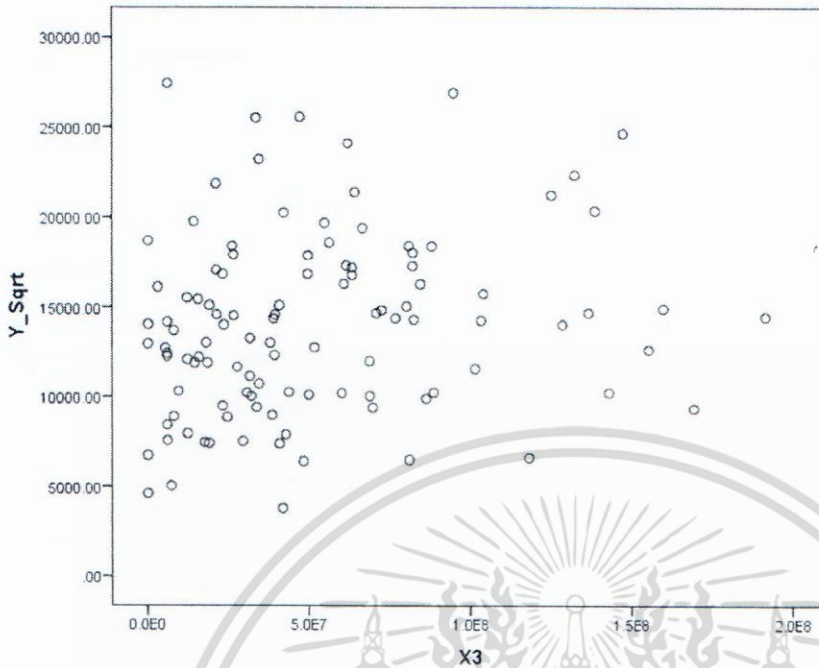
รูปที่ ข-1 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_1
จากรูปที่ ข-1 ทำการแปลง X_1 เป็น X_1^3



รูปที่ ข-2 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_2

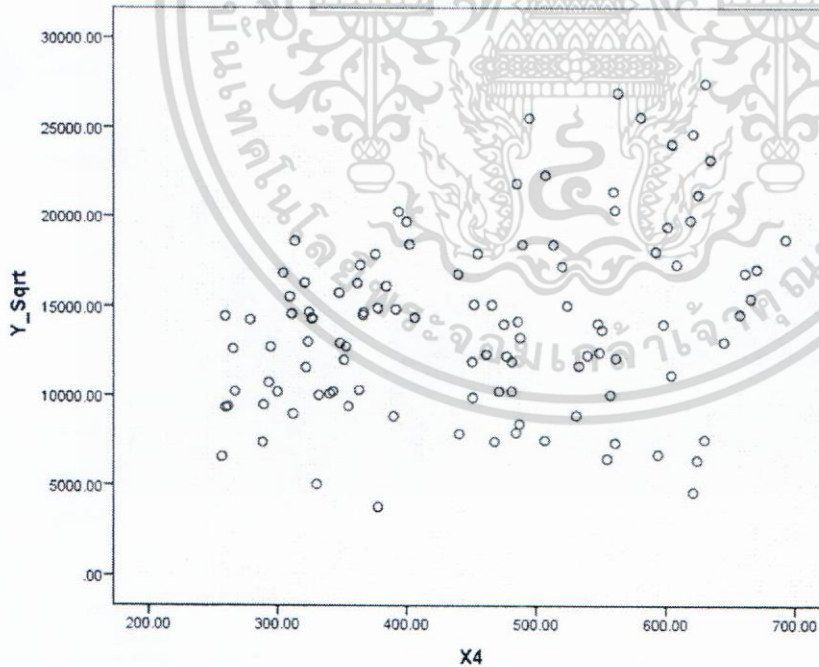
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ ข-2 ทำการแปลง X_2 เป็น $INVX_2$



รูปที่ ข-3 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_3

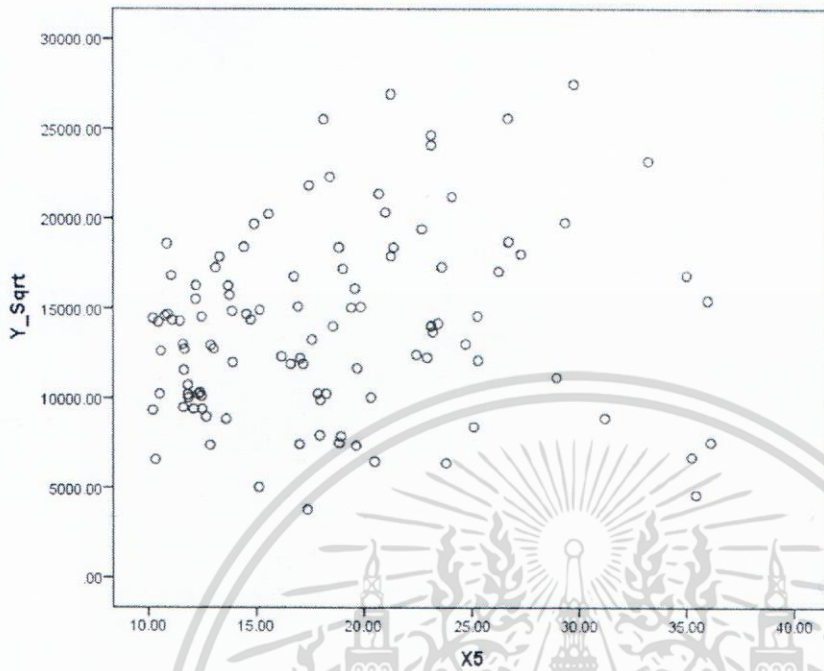
จากรูปที่ ข-3 ทำการแปลง X_3 เป็น $LOGX_3$



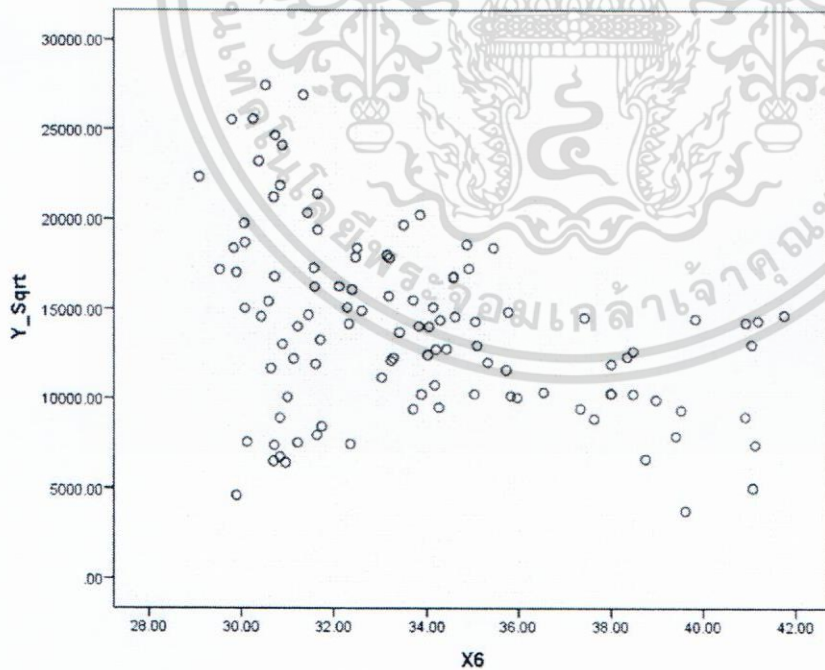
รูปที่ ข-4 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_4

จากรูปที่ ข-4 ทำการแปลง X_4 เป็น $INVX_4$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



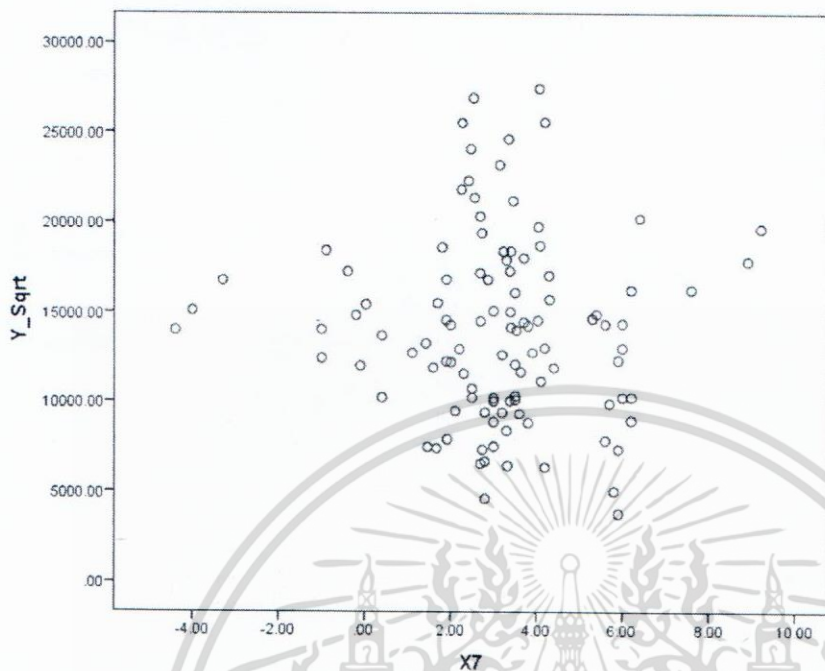
รูปที่ ข-5 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_5
จากรูปที่ ข-5 ทำการแปลง X_5 เป็น $\sqrt{X_5}$



รูปที่ ข-6 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_6

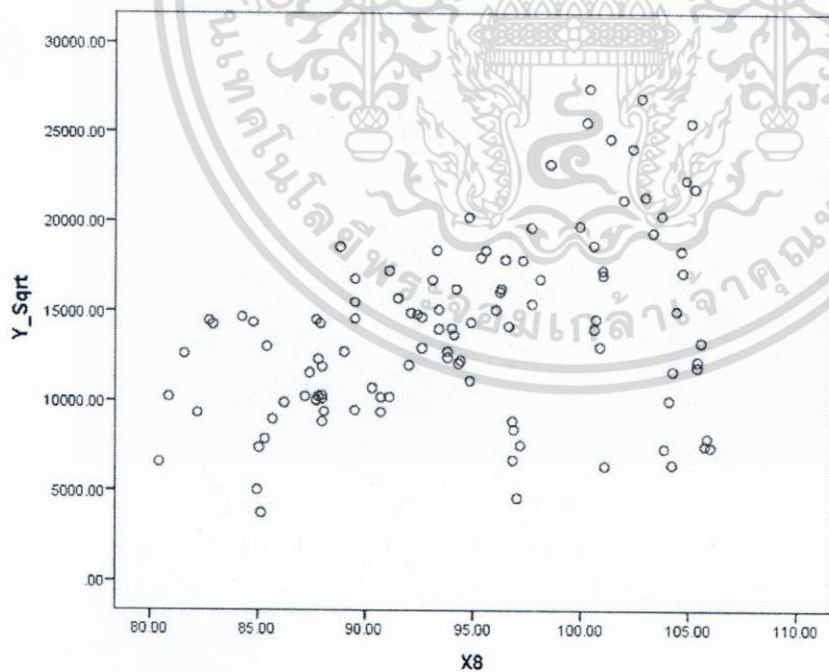
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ ข-6 ทำการแปลง X_6 เป็น $INVX_6$



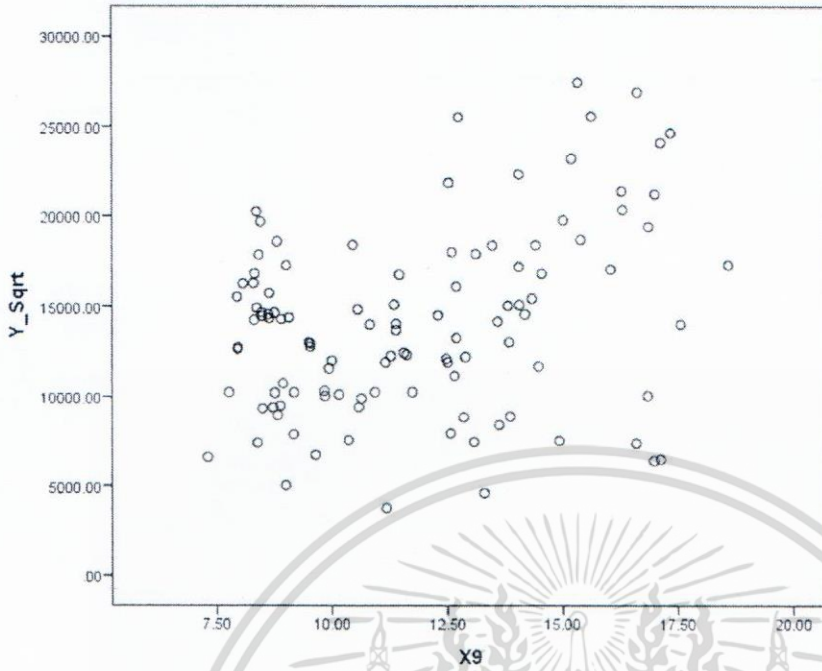
รูปที่ ข-7 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_7

จากรูปที่ ข-7 ทำการแปลง X_7 เป็น X_7^3

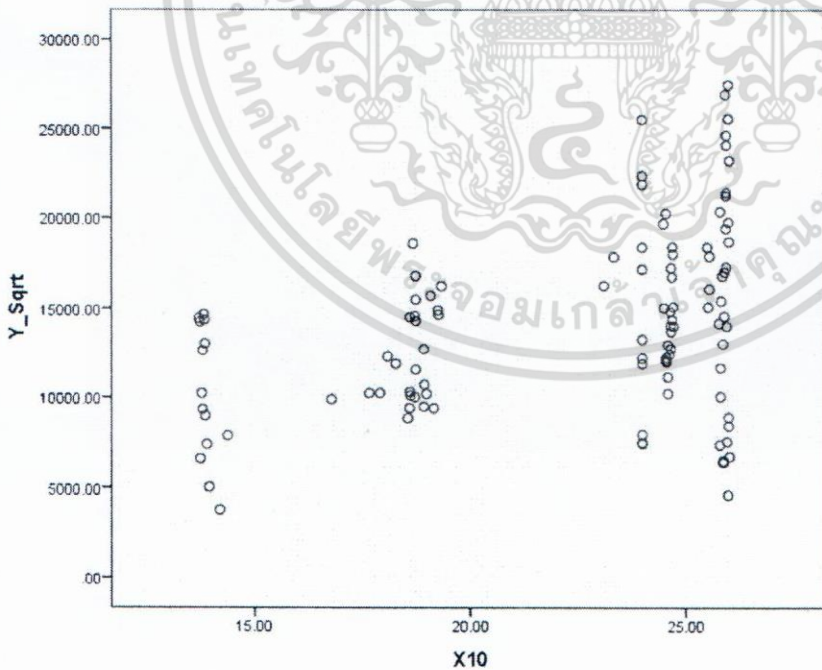


รูปที่ ข-8 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_8

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



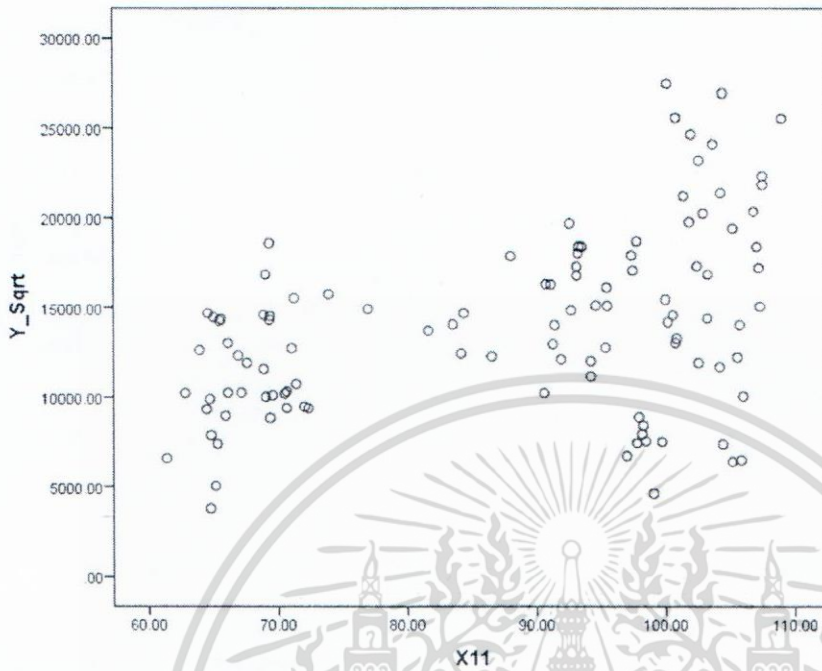
รูปที่ ข-9 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_9
จากรูปที่ ข-9 ทำการแปลง X_9 เป็น $\text{LOG}X_9$



รูปที่ ข-10 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_{10}

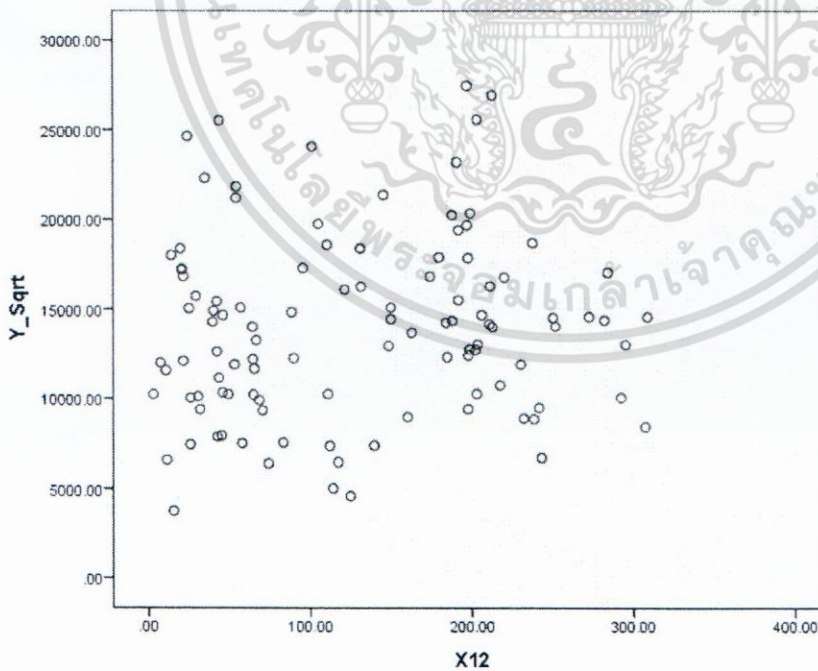
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ ข-10 ทำการแปลง X_{10} เป็น $INVX_{10}$



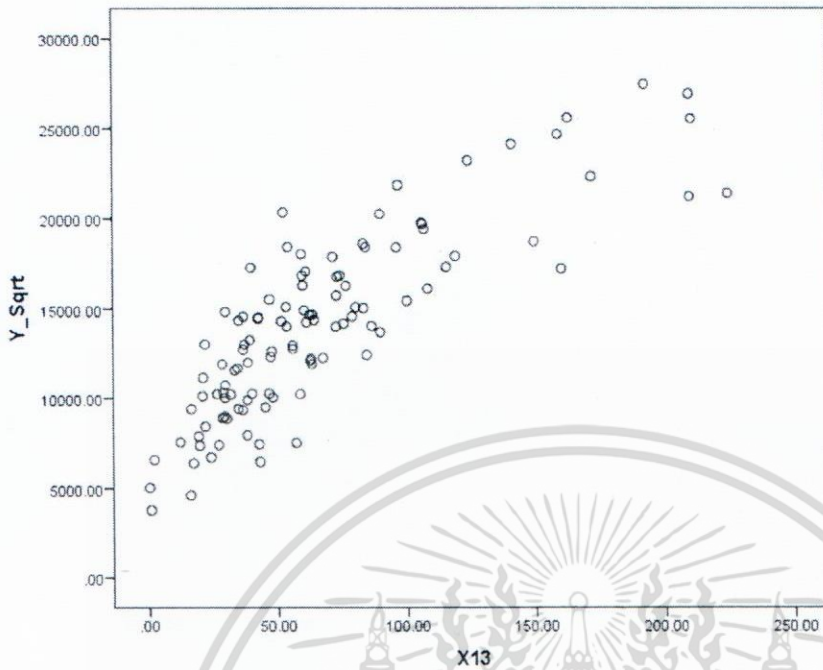
รูปที่ ข-11 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_{11}

จากรูปที่ ข-11 ทำการแปลง X_{11} เป็น X_{12}^2



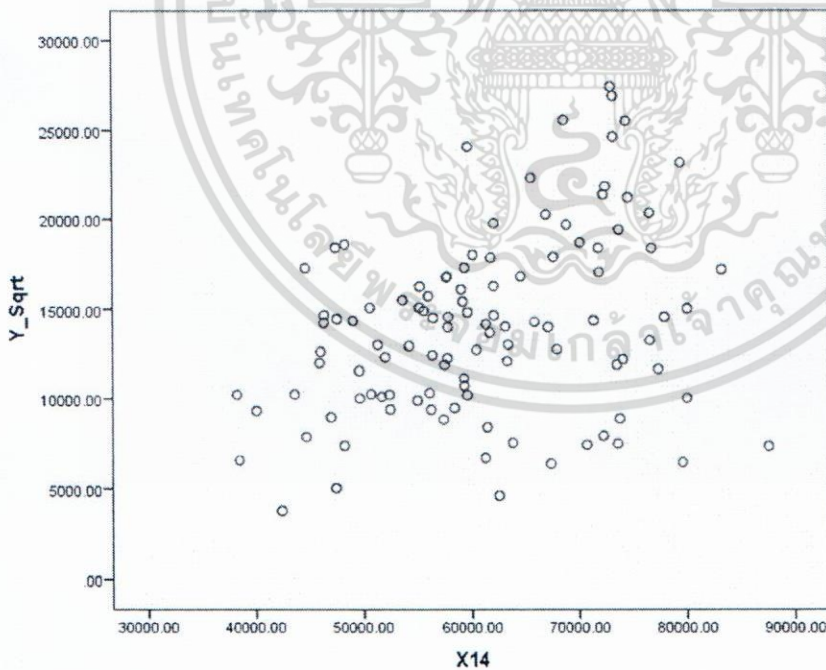
รูปที่ ข-12 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_{12}

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



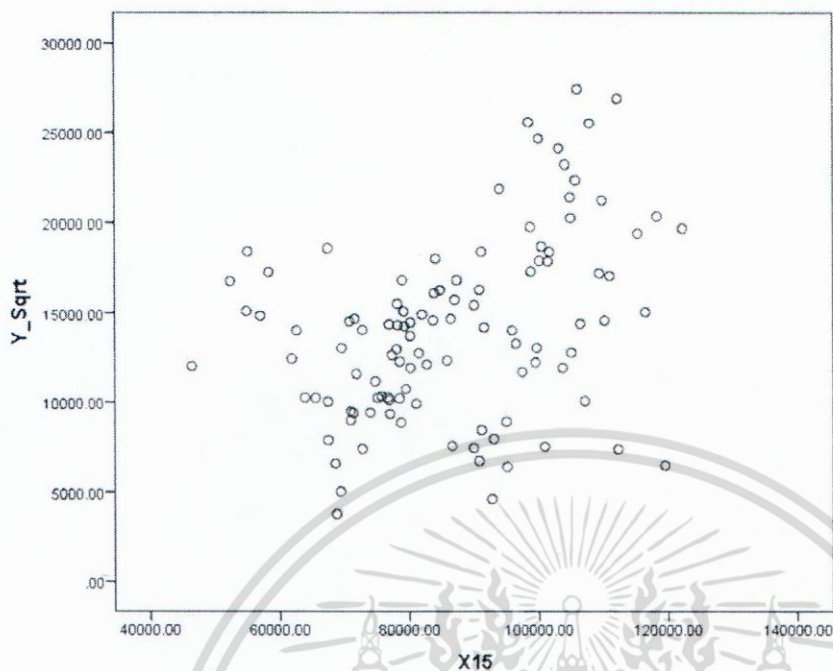
รูปที่ ข-13 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_{13}

จากรูปที่ ข-13 ทำการแปลง X_{13} เป็น X_{13}^3

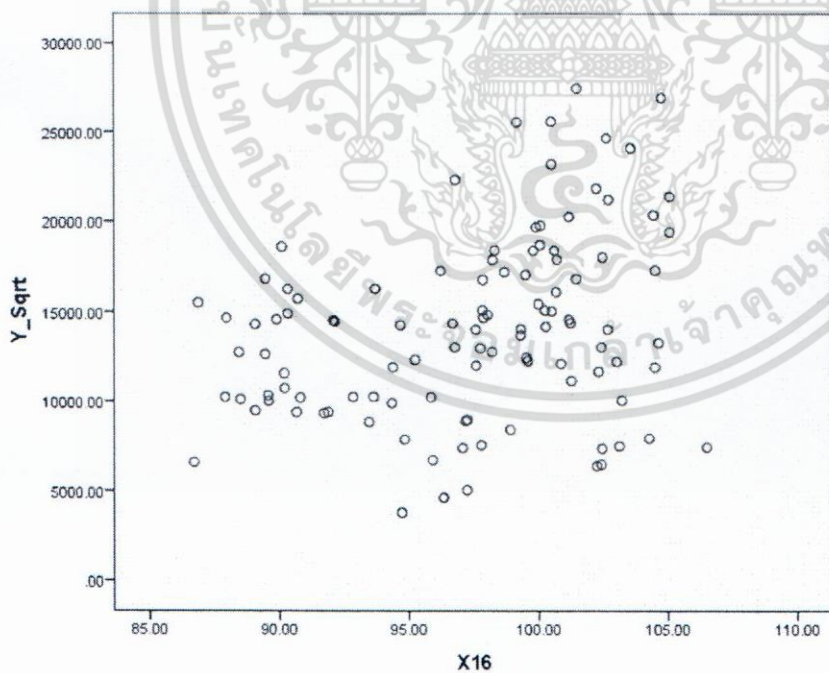


รูปที่ ข-14 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_{14}

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

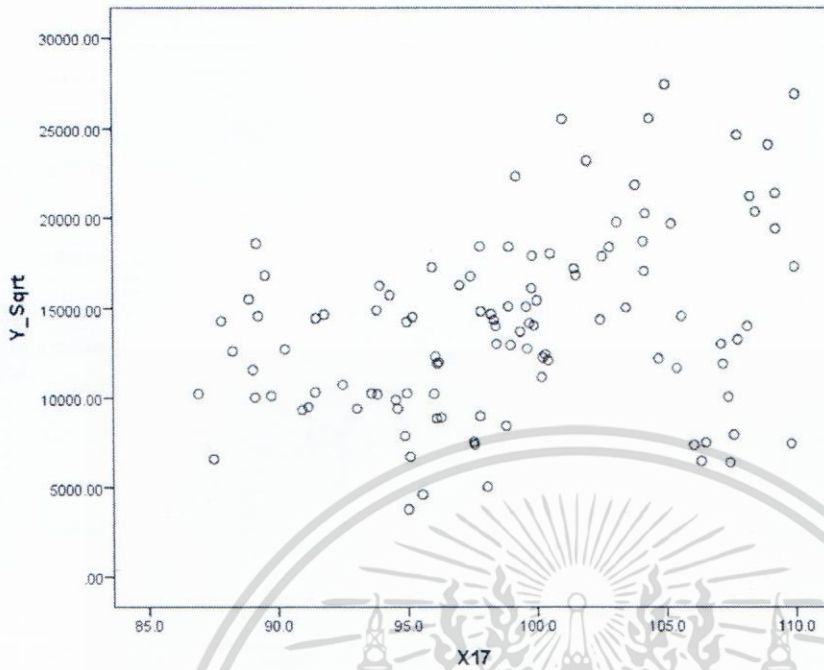


รูปที่ ข-15 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_{15}
จากรูปที่ ข-15 ทำการแปลง X_{15} เป็น $\text{INV}X_{15}$

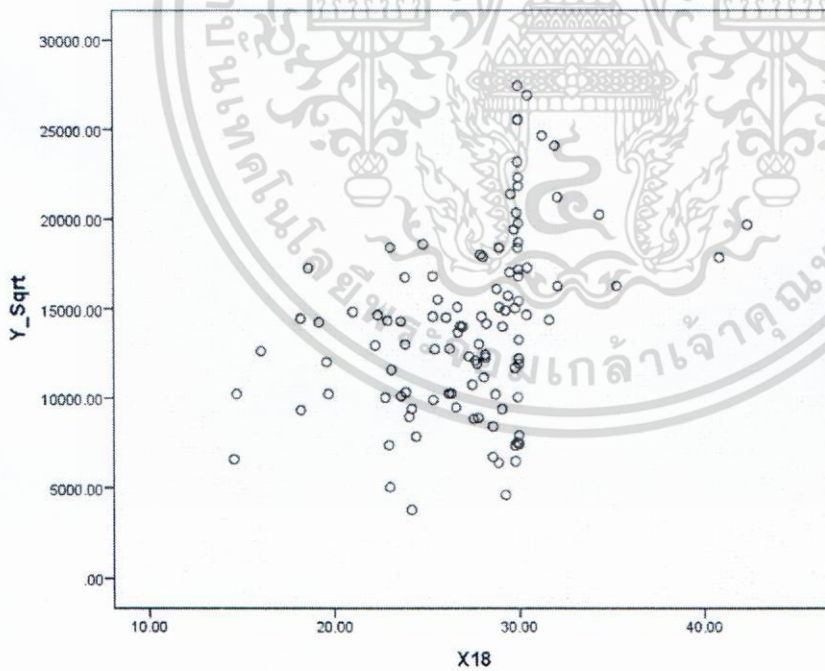


รูปที่ ข-16 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_{16}
จากรูปที่ ข-16 ทำการแปลง X_{16} เป็น $\text{LOG}X_{16}$

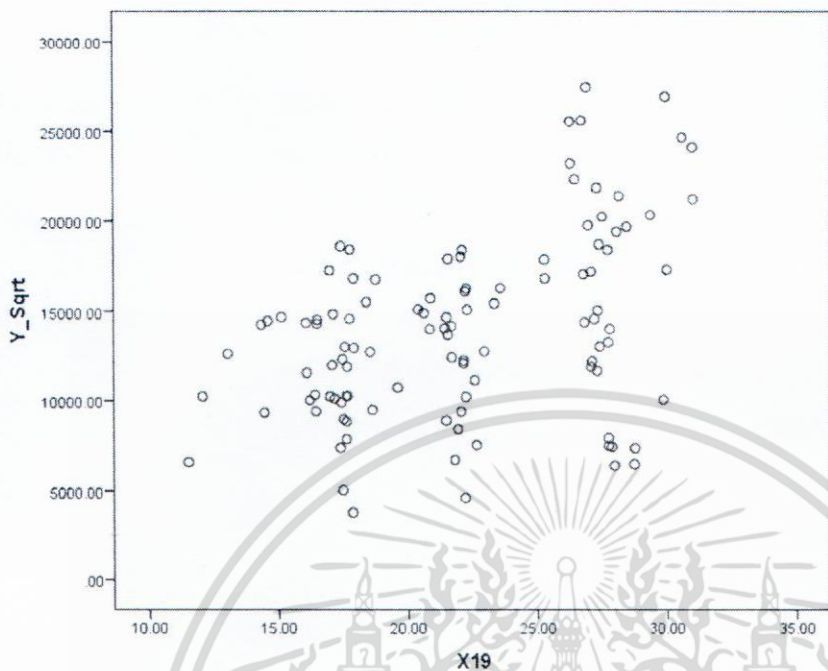
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ ข-17 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_{17}
 จากรูปที่ ข-17 ทำการแปลง X_{17} เป็น $INVX_{17}$



รูปที่ ข-18 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_{18}
 จากรูปที่ ข-18 ทำการแปลง X_{18} เป็น $INVX_{18}$



รูปที่ ข-19 ความสัมพันธ์ระหว่าง \sqrt{Y} กับ X_{19}

ประวัติผู้เขียน

ชื่อ-นามสกุล นายรัชชัย เทพเปี่ยม
วัน เดือน ปี 26 มิถุนายน 2529
ที่อยู่ 34 หมู่ 6 ตำบลศรีษะจรระเข้ไฉ่ อำเภอบางเสาธง
จังหวัดสมุทรปราการ
ประวัติการศึกษา
พ.ศ.2552 สำเร็จการศึกษาระดับปริญญาตรี (ปฐพีวิทยา) สาขาปฐพีวิทยา
สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้