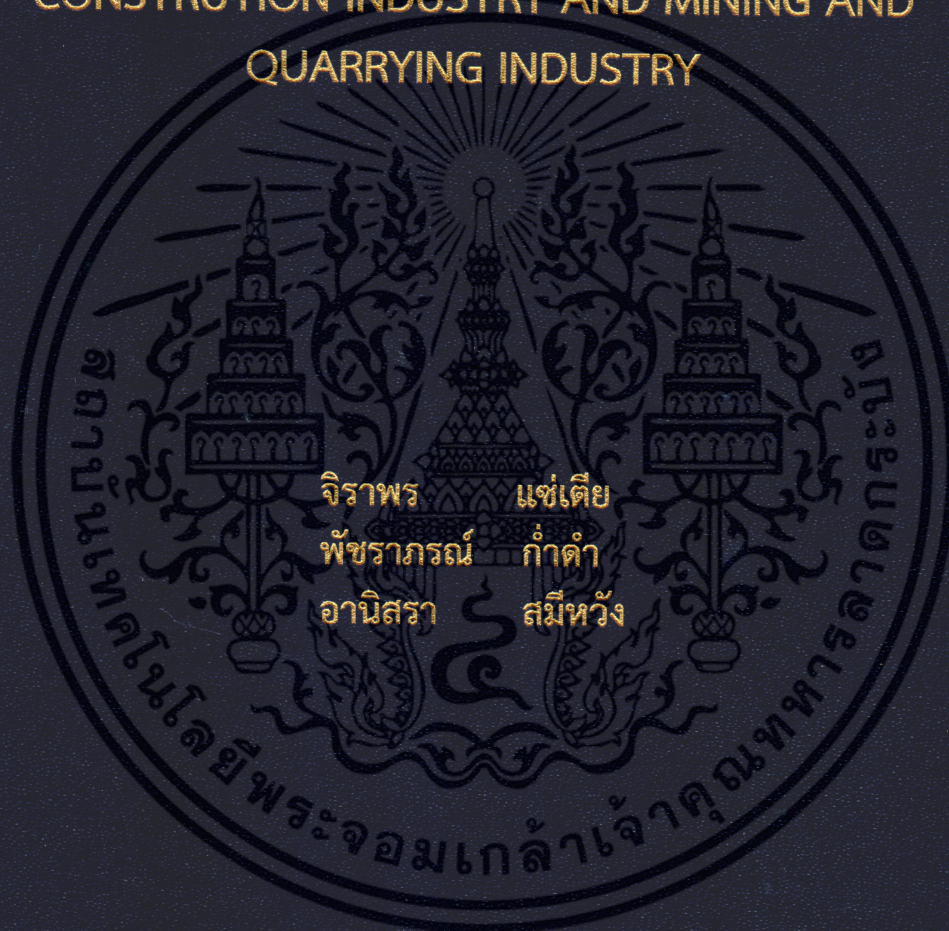


การพยากรณ์จำนวนแรงงานของอุตสาหกรรมการผลิต
อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และ
เหมืองหิน

LABORS FORECAST OF MANUFACTURING INDUSTRY
CONSTRUCTION INDUSTRY AND MINING AND
QUARRYING INDUSTRY



ปัญหาพิเศษนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตร
ปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต (สถิติประยุกต์)
ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์
สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง
ปีการศึกษา 2559

การพยากรณ์จำนวนแรงงานของอุตสาหกรรมการผลิต
อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และ
เหมืองหิน

LABORS FORECAST OF MANUFACTURING INDUSTRY
CONSTRUCTION INDUSTRY AND MINING AND
QUARRYING INDUSTRY



จิราพร แซ่เตีย
พัชรภรณ์ ก่ำดำ
อานิสรา สมีหวัง

ปัญหาพิเศษนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตร
ปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต (สถิติประยุกต์)
ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์
สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง
ปีการศึกษา 2559

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

LABORS FORECAST OF MANUFACTURING INDUSTRY
CONSTRUCTION INDUSTRY AND MINING AND
QUARRYING INDUSTRY



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

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

หัวข้อปัญหาพิเศษ

การพยากรณ์จำนวนแรงงานของอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรม
การก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน

Labors Forecast of Manufacturing Industry

Construction Industry and Mining and Quarrying Industry

ชื่อนักศึกษา

นางสาวจิราพร แซ่เตีย 56051274

นางสาวพัชรภรณ์ กำดำ 56051358

นางสาวอานิสรา สมีหวัง 56051422

ปริญญา

วิทยาศาสตร์บัณฑิต (สถิติประยุกต์)

ภาควิชา

สถิติ

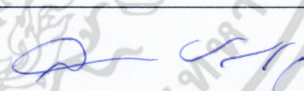
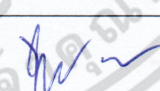
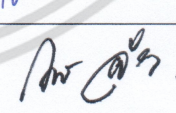
ปีการศึกษา

2559

อาจารย์ที่ปรึกษา

ดร. กนกกรรณ ลีโรจนประภา

คณะวิทยาศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง (สจล.) อนุมัติให้
ปัญหาพิเศษนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต (สถิติประยุกต์)
ประจำปีการศึกษา 2559

คณะกรรมการสอบ	ลายมือชื่อ
ผศ.ดร.สมศรี บัณฑิตวิไล ประธานกรรมการ	
ผศ.ชูใจ คูหารัตนไชย กรรมการ	
ดร. กนกกรรณ ลีโรจนประภา กรรมการและอาจารย์ที่ปรึกษา	

ลิขสิทธิ์ของคณะวิทยาศาสตร์

สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

หัวข้อปัญหาพิเศษ	การพยากรณ์จำนวนแรงงานของอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรม การก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน		
ชื่อนักศึกษา	นางสาวจิราพร	แซ่เตีย	56051274
	นางสาวพัชรภรณ์	กำดำ	56051358
	นางสาวอานิสรา	สมิหวัง	56051422
ปริญญา	วิทยาศาสตร์บัณฑิต (สถิติประยุกต์)		
ภาควิชา	สถิติ		
คณะ	วิทยาศาสตร์		
มหาวิทยาลัย	สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง (สจล.)		
ปีการศึกษา	2559		
อาจารย์ที่ปรึกษา	ดร. กนกกรณ์	ลีโรจนาประภา	

บทคัดย่อ

จุดประสงค์ของการศึกษาปัญหาพิเศษครั้งนี้คือเพื่อหาตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน และนำไปพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินของประเทศไทย

โดยนำข้อมูลเริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 รวมทั้งสิ้น 132 เดือนมาใช้ในการศึกษา โดยแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ส่วน คือ ข้อมูล 120 เดือนแรก (ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558) จะนำมาหาตัวแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมและข้อมูล 12 เดือนสุดท้าย (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2559 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559) จะนำมาใช้ในการตรวจสอบความถูกต้องของตัวแบบการพยากรณ์ สำหรับเทคนิคที่ใช้ในการพยากรณ์ประกอบไปด้วย 3 เทคนิค คือ เทคนิคการแยกส่วนประกอบ ใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวกและรูปแบบคูณ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เทคนิคการปรับให้เรียบ ใช้วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวกและรูปแบบคูณ และเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ โดยใช้เกณฑ์ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ที่ต่ำที่สุดเป็นเกณฑ์ในการเปรียบเทียบเพื่อเลือกตัวแบบการพยากรณ์ของแต่ละอุตสาหกรรม

ผลจากการศึกษาพบว่า วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวกเป็นรูปแบบที่เหมาะสมที่สุด ในการพยากรณ์จำนวนแรงงานของทั้ง 3 อุตสาหกรรม เมื่อนำตัวแบบที่ได้ไปใช้พยากรณ์จำนวนแรงงานนำข้อมูล 12 เดือนสุดท้าย พบว่าอุตสาหกรรมการผลิตให้ค่า $MSE = 113,381.39$ และ $MAPE = 4.33$ นั่นคือ ค่าพยากรณ์ห่างจากค่าสังเกต 4.33% อุตสาหกรรมการก่อสร้าง ให้ค่า $MSE = 23,751.95$ และ $MAPE = 6.33$ นั่นคือ ค่าพยากรณ์ห่างจากค่าสังเกต 6.33% และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินให้ค่า $MSE = 764.1586$ และ $MAPE = 38.369$ นั่นคือ ค่าพยากรณ์ห่างจากค่าสังเกต 38.369%

Title	Labors Forecast of Manufacturing Industry Construction Industry and Mining and Quarrying Industry		
Students	Ms. Jiraporn	Saetia	56051274
	Ms. Phatchaphorn	Kamdarn	56061358
	Ms. Anisara	Samiwang	56051422
Degree	Bachelor of Science (Applied Statistics)		
Department	Statistics		
Faculty	Science		
University	King Mongkut's Institute of Technology Ladkrabang (KMITL)		
Academic Year	2016		
Advisor	Dr. Kanogkan Leerojanaprapa		

Abstract

The purpose of special project is to construct the model for forecasting the number of labors in Manufacturing Industry, Construction Industry and Mining and Quarrying Industry, and then implementing the model to forecast the number of labors for those three industries in Thailand.

The time series data were used for this study between January 2006 and December 2016, the total was 132 months. They were divided into two parts : the first 120 months (January 2006 to December 2015) used to construct the model, the second set of last 12 months (January to December 2016) used to forecast labors demand for particular industries. The techniques used in forecasting consist of three techniques : the Decomposition Technique with to The Proportion with Moving Average Method for both additive and multiplicative patterns,

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

Smoothing Technique with Holt-winter Exponential Smoothing for additive and multiplicative models, and Box and Jenkins Technique. From those three techniques, the minimum mean square error (MSE) was the criterion for choosing the appropriate forecast model of each industry.

According to the studies, it was found that Holt-winter Exponential Smoothing with additive model is the most appropriate to forecast number of labors for all three industries. When applying the forecasting model of each industry to forecast and compare with the latest 12 months. It was found that the MSE of the Manufacturing Industry is 113,381.39 and MAPE 4.33, the predicted value was difference from the observed value of 4.33%. The MSE of the Construction Industry is 23,751.95 and MAPE 6.33, the predicted value was difference from the observed value of 6.33%. The MSE of the Mining and Quarrying Industry is 764.1586 and MAPE 38.369, the predicted value was difference from the observed value of 38.369%.

กิตติกรรมประกาศ

ปัญหาพิเศษฉบับนี้สำเร็จลุล่วงลงได้ โดยได้รับความกรุณาจากบุคคลหลายๆ ฝ่ายที่ให้
ความร่วมมือ ซึ่งคณะผู้จัดทำขอขอบพระคุณทุกท่านไว้ ณ ที่นี้คือ

ดร.กนกกรรณ์ ลีโรจนาประภา อาจารย์ที่ปรึกษาปัญหาพิเศษที่ได้กรุณาให้คำปรึกษา
คำแนะนำ ตลอดจนให้ความช่วยเหลือในการตรวจสอบและแก้ไขข้อบกพร่อง จึงขอ
กราบขอบพระคุณด้วยความเคารพอย่างสูง

ผศ.ดร. สมศรี บัณฑิตวิไล และ ผศ. ชูใจ คูหารัตนไชย ท่านคณะกรรมการที่กรุณา
ให้คำปรึกษา คำแนะนำ ตรวจสอบและแก้ไขเพิ่มเติม ทำให้ปัญหาพิเศษนี้สมบูรณ์ยิ่งขึ้น

ขอขอบพระคุณท่านอาจารย์สาขาสถิติประยุกต์ทุกท่านเป็นอย่างสูง ที่ได้ประสิทธิ์ประสาท
วิชาพร้อมทั้งคำแนะนำต่างๆ และขอขอบพระคุณเจ้าหน้าที่สาขาวิชาสถิติประยุกต์ทุกท่านที่อำนวยความสะดวกและช่วยเหลือในเรื่องต่างๆ ตลอดระยะเวลาในการทำปัญหาพิเศษในครั้งนี้

สุดท้ายขอขอบพระคุณทุกท่านที่มีส่วนเกี่ยวข้องกับความสำเร็จของการทำปัญหาพิเศษ
ในครั้งนี้ ที่คอยให้คำปรึกษาและช่วยเหลือทำให้ปัญหาพิเศษครั้งนี้สำเร็จลุล่วงด้วยดี

จิราพร แซ่เตีย
พัชรภรณ์ กำดำ
อานิสรา สมิหวัง

สารบัญ

หน้า

บทคัดย่อภาษาไทย	ก
บทคัดย่อภาษาอังกฤษ	ค
กิตติกรรมประกาศ	จ
สารบัญ	ฉ
สารบัญตาราง	ญ
สารบัญรูป	ฎ
บทที่ 1 บทนำ	
1.1 ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา	1
1.2 วัตถุประสงค์	4
1.3 ขอบเขตของงานวิจัย	4
1.4 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ	4
1.5 นิยามศัพท์	5
บทที่ 2 ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง	
2.1 ส่วนประกอบของอนุกรมเวลา	6
2.2 การทดสอบแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล	8
2.2.1 การตรวจสอบข้อกำหนดข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบปกติ	8
2.2.2 การทดสอบแนวโน้มของอนุกรมเวลา	9
2.2.3 การทดสอบอิทธิพลฤดูกาลของอนุกรมเวลา	11
2.3 เทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา	13
2.3.1 การแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลา (Decomposition Method)	13
2.3.2 การปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์	
(Holt-Winters Exponential Smoothing Method : HWS)	17
2.3.3 บ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)	20

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญ (ต่อ)

หน้า

4.2.2 การวิเคราะห์หอนุกรมเวลาโดยเทคนิคการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียล โฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method)	58
4.2.3 การวิเคราะห์หอนุกรมเวลาโดยเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins)	62
4.2.4 การเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์	71
4.3 ผลการวิเคราะห์หอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรม การเหมืองแร่และเหมืองหิน	73
4.3.1 การวิเคราะห์หอนุกรมเวลาโดยเทคนิคการแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)	73
4.3.2 การวิเคราะห์หอนุกรมเวลาโดยเทคนิคการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียล โฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method)	77
4.3.3 การวิเคราะห์หอนุกรมเวลาโดยเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins)	81
4.3.4 การเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์	93
4.4 ผลการพยากรณ์	
4.4.1 เปรียบเทียบผลการพยากรณ์ของอุตสาหกรรมการผลิต	95
4.4.2 เปรียบเทียบผลการพยากรณ์ของอุตสาหกรรมการก่อสร้าง	97
4.4.3 เปรียบเทียบผลการพยากรณ์ของอุตสาหกรรมเหมืองแร่ และเหมืองหิน	98
บทที่ 5 สรุปผลการวิเคราะห์และข้อเสนอแนะ	
5.1 ผลการวิเคราะห์หอนุกรมเวลา	99
5.1.1 เทคนิคการพยากรณ์หอนุกรมเวลาและตัวแบบที่ดี	100
5.1.2 การพยากรณ์หอนุกรมเวลา	101

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญ (ต่อ)

	หน้า
5.2 ข้อเสนอแนะ	101
เอกสารอ้างอิง	102
ภาคผนวก	104
ภาคผนวก ก	105
ภาคผนวก ข	109
ภาคผนวก ค	111
ภาคผนวก ง	114
ภาคผนวก จ	117



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญตาราง

ตารางที่	หน้า
ตารางที่ 4.1 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t), \hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรม การผลิต โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก ตั้งแต่ $t = 109, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.4157, \gamma = 0.0276$ และ $\delta = 0.8738$	40
ตารางที่ 4.2 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t), \hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรม การผลิต โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ ตั้งแต่ $t = 109, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.4471, \gamma = 0.0179$ และ $\delta = 0.8944$	42
ตารางที่ 4.3 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(0,2,2) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$	48
ตารางที่ 4.4 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(0,2,2) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$ ที่ปรับแล้ว	48
ตารางที่ 4.5 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อน	50
ตารางที่ 4.6 ผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ของการพยากรณ์ ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต	52
ตารางที่ 4.7 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t), \hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรม การก่อสร้าง โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก ตั้งแต่ $t = 109, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.2233, \gamma = 0$ และ $\delta = 0.5653$	58
ตารางที่ 4.8 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t), \hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรม การก่อสร้างโดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ ตั้งแต่ $t = 109, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.2002, \gamma = 0$ และ $\delta = 0.6341$	60
ตารางที่ 4.9 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(5,2,1) \times SARIMA(1,2,1)_{12}$	66
ตารางที่ 4.10 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(5,2,1) \times SARIMA(1,2,1)_{12}$ ที่ปรับแล้ว	67
ตาราง 4.11 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อน	69

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่	หน้า
ตารางที่ 4.12 ผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ของการพยากรณ์ ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง	71
ตารางที่ 4.13 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t), \hat{S}_t(t)$ ของข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรม การเหมืองแร่และเหมืองหิน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลต์และวินเทอร์ รูปแบบบวก ตั้งแต่ $t = 109, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.0273, \gamma = 0.2247$ และ $\delta = 0.6007$	77
ตารางที่ 4.14 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t), \hat{S}_t(t)$ ของข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรม การเหมืองแร่และเหมืองหิน โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลต์และวินเทอร์ รูปแบบคูณ ตั้งแต่ $t = 109, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.0089, \gamma = 0.5077$ และ $\delta = 0.5653$	79
ตารางที่ 4.15 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$	85
ตารางที่ 4.16 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$ ที่ปรับแล้ว	85
ตารางที่ 4.17 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อน	87
ตารางที่ 4.18 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(5,1,0) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$	88
ตารางที่ 4.19 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(5,1,0) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$ ที่ปรับแล้ว	89
ตารางที่ 4.20 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อน	91
ตารางที่ 4.21 ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE)	92
ตารางที่ 4.22 ผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ของการพยากรณ์ ทั้ง 3 วิธี ของอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน	93
ตารางที่ 5.1 ค่า MSE ที่ได้จากตัวแบบพยากรณ์ที่ดีที่สุดของแต่ละอุตสาหกรรม	100

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญรูป

รูปที่	หน้า
รูปที่ 2.1 (ก) แนวโน้มแนวโน้มเส้นตรง (ข) แนวโน้มแบบตัว S (ค) แนวโน้มกำลังสอง และ (ง) แนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล	6
รูปที่ 2.2 อิทธิพลฤดูกาลในช่วงเวลา 2 ปี	7
รูปที่ 2.3 อิทธิพลวัฏจักรในช่วงเวลา	7
รูปที่ 4.1 ผลการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตแบบบวก มีแนวโน้มแบบควอดราติก	37
รูปที่ 4.2 ผลการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตแบบคูณ มีแนวโน้มแบบควอดราติก	38
รูปที่ 4.3 ข้อมูลอนุกรมเวลาของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต	44
รูปที่ 4.4 อนุกรมเวลาของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต ที่ได้จากการหาผลต่างแนวโน้ม 2 ครั้ง และหาผลต่างฤดูกาล 2 ครั้ง	45
รูปที่ 4.5 คอเรโลแกรม ACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตที่ ได้จากการหาผลต่างแนวโน้ม 2 ครั้ง	46
รูปที่ 4.6 คอเรโลแกรม PACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตที่ ได้จากการหาผลต่างแนวโน้ม 2 ครั้ง	46
รูปที่ 4.7 คอเรโลแกรม ACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตที่ ได้จากการหาผลต่างฤดูกาล 2 ครั้ง	47
รูปที่ 4.8 คอเรโลแกรม PACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตที่ ได้จากการหาผลต่างฤดูกาล 2 ครั้ง	47
รูปที่ 4.9 ผลการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้างแบบบวก มีแนวโน้มแบบควอดราติก	55

สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่	หน้า
รูปที่ 4.10 ผลการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้างแบบคุณ มีแนวโน้มแบบควอดราติก	56
รูปที่ 4.11 ข้อมูลอนุกรมเวลาของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง	62
รูปที่ 4.12 อนุกรมเวลาของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้างที่ ได้จากการหาผลต่างแนวโน้ม 2 ครั้ง และหาผลต่างฤดูกาล 2 ครั้ง	63
รูปที่ 4.13 คอเรโลแกรม ACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้างที่ ได้จากการหาผลต่างแนวโน้ม 2 ครั้ง	64
รูปที่ 4.14 คอเรโลแกรม PACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้างที่ ได้จากการหาผลต่างแนวโน้ม 2 ครั้ง	64
รูปที่ 4.15 คอเรโลแกรม ACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้างที่ ได้จากการหาผลต่างฤดูกาล 2 ครั้ง	65
รูปที่ 4.16 คอเรโลแกรม PACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้างที่ ได้จากการหาผลต่างฤดูกาล 2 ครั้ง	65
รูปที่ 4.17 ผลการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินแบบบวก มีแนวโน้มแบบควอดราติก	74
รูปที่ 4.18 ผลการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินแบบคุณ มีแนวโน้มแบบควอดราติก	75
รูปที่ 4.19 ข้อมูลอนุกรมเวลาของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน	81
รูปที่ 4.20 อนุกรมเวลาของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน ที่ได้จากการหาผลต่างแนวโน้ม 1 ครั้ง และหาผลต่างฤดูกาล 2 ครั้ง	82
รูปที่ 4.21 คอเรโลแกรม ACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน ที่ได้จากการหาผลต่างแนวโน้ม 1 ครั้ง	83

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่	หน้า
รูปที่ 4.22 คอเรโลแกรม PACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน ที่ได้จาก การหาผลต่างแนวโน้ม 1 ครั้ง	83
รูปที่ 4.23 คอเรโลแกรม ACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน ที่ได้จาก การหาผลต่างฤดูกาล 2 ครั้ง	84
รูปที่ 4.24 คอเรโลแกรม PACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน ที่ได้จาก การหาผลต่างฤดูกาล 2 ครั้ง	84
รูปที่ 4.25 ค่าสังเกตจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต (y_t) พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ ($\hat{y}_t$) โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก	96
รูปที่ 4.26 ค่าสังเกตจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง (y_t) พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ ($\hat{y}_t$) โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก	97
รูปที่ 4.27 ค่าสังเกตจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน (y_t) พร้อมทั้งค่า พยากรณ์ ($\hat{y}_t$) โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก	98

บทที่ 1

บทนำ

1.1 ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา

อุตสาหกรรมเป็นภาคที่มีความสำคัญในการขับเคลื่อนเศรษฐกิจของประเทศ และมีบทบาทสำคัญต่อการพัฒนาเศรษฐกิจของประเทศไทยมาโดยตลอด ผลผลิตอุตสาหกรรมต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDP) ที่เพิ่มขึ้น ส่วนใหญ่มาจากการผลิตสินค้าอุตสาหกรรมเพื่อการส่งออกของผู้ประกอบการขนาดใหญ่ ในอนาคตภาคอุตสาหกรรมก็จะต้องมีบทบาทต่อการพัฒนาเศรษฐกิจของประเทศไทย เนื่องจากเป็นภาคที่สำคัญในการสร้างรายได้ให้กับประเทศ จึงจำเป็นที่จะต้องมีการกำหนดกระบวนการและทิศทางการพัฒนาอุตสาหกรรมทั้งในภาพรวม และรายสาขาให้สอดคล้องกับการเปลี่ยนแปลงไปตามบริบท รวมถึงปรับศักยภาพหลักของไทยให้สอดคล้องกับความต้องการในระดับโลก เพื่อเพิ่มขีดความสามารถในการแข่งขันของภาคอุตสาหกรรม นอกจากนี้ยังต้องสร้างความสมดุลและความเกื้อหนุนของการพัฒนาใน 4 มิติ ได้แก่ มิติทางด้านเศรษฐกิจ มิติทางด้านสังคม มิติทางด้านสิ่งแวดล้อม และมิติทางด้านทุนมนุษย์ (กระทรวงอุตสาหกรรม, 2554) อันจะนำมาซึ่งการเพิ่มขีดความสามารถในการแข่งขันและการขยายตัวของภาคอุตสาหกรรมไทยได้อย่างยั่งยืนในระยะยาว

การผลิต (Production) หมายถึงการกระทำใดๆ ที่ก่อให้เกิดมูลค่าเพิ่ม (Value Added) และเป็นประโยชน์ต่อการดำรงชีวิตการนำปัจจัยการผลิตที่มีอย่างจำกัดมาผ่านกระบวนการผลิตซึ่งต้องอาศัยการผลิต การบริหาร การตัดสินใจเลือกวิธีการผลิตที่เหมาะสม เพื่อให้ใช้ต้นทุนการผลิตต่ำสุด ให้ได้สินค้าที่ได้มาตรฐานมีคุณภาพเป็นที่พึงพอใจของผู้บริโภคซึ่งปัจจัยในการผลิตนั้นจะประกอบไปด้วย ทุน ที่ดิน แรงงาน และผู้ประกอบการ หากมีการผลิตสิ่งที่จะต้องนำมาใช้ในการผลิตก็คือทรัพยากร (Resources) ทรัพยากรเป็นสิ่งที่ต่างๆ ที่มนุษย์นำมาใช้ประโยชน์ในทางเศรษฐกิจเพื่อตอบสนองความต้องการของมนุษย์ และมนุษย์เป็นทรัพยากรที่มีความสำคัญอย่างยิ่งในองค์กรต่างๆ รวมทั้งเป็นปัจจัยในการบริหารองค์กรไปสู่ความสำเร็จขององค์กรนั้นๆ ได้เป็นอย่างดี “คนเป็น

ทรัพยากรที่มีความสำคัญสูงสุดที่ต้องเอาใจใส่ดูแล หมั่นพัฒนาให้เพิ่มพูนความรู้ ความสามารถ เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนลิขสิทธิ์ไว้เพื่อการศึกษาเท่านั้น เมื่อผู้ใดได้เห็นเป็นประโยชน์ในการศึกษาไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตลอดเวลา การพัฒนาคนเป็นการลงทุน (Investment) ไม่ใช่คนเป็นต้นทุน (Cost) คนเป็นสมบัติที่มีค่าที่สุดขององค์กร” (ศักดิ์พันธุ์ ตันวิมลรัตน์, 2557)

แรงงานหรือทรัพยากรมนุษย์เป็นส่วนสำคัญในการพัฒนาเศรษฐกิจของประเทศ โดยรัฐบาลได้เล็งเห็นถึงความสำคัญของแรงงานมาตั้งแต่อดีตจนถึงปัจจุบัน สังเกตได้จากนโยบายต่างๆ จะให้ความสำคัญกับแรงงานไม่ว่าจะเป็นการส่งเสริมสนับสนุนให้มีการทำงาน อีกทั้งการส่งเสริมให้มีความมั่นคงในการทำงาน โดยโครงสร้างทางเศรษฐกิจมีส่วนกำหนดโครงสร้างของแรงงานทางตรงคือ เป็นผลตอบแทนทางเศรษฐกิจต่อแรงงาน และในขณะเดียวกัน แรงงานก็มีส่วนกำหนดโครงสร้างของเศรษฐกิจด้วยเช่นกัน เช่นผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ โครงสร้างประชากร การศึกษาของประชากร กำลังแรงงาน การจ้างงานและการว่างงาน และความเหลื่อมล้ำด้านรายได้ จากการสำรวจของสำนักงานสถิติแห่งชาติของภาวะการทำงานของประชากร ในไตรมาสที่ 2 ปี 2559 พบว่าประเทศไทยมีประชากรอยู่ในวัยทำงาน หรืออายุ 15 ปีขึ้นไป จำนวน 55.6 ล้านคน จำแนกเป็นผู้อยู่ในกำลังแรงงาน 38.2 ล้านคน (ประกอบด้วย ผู้มีงานทำ 37.4 ล้านคน ว่างาน 4.1 แสนคน ผู้รอฤดูกาล 3.6 แสนคน) หรือคิดเป็นอัตราส่วนร่วมในกำลังแรงงาน ร้อยละ 70.42 ของประชากรวัยแรงงานทั้งหมด และผู้อยู่นอกกำลังแรงงาน 17.4 ล้านคน (ประกอบด้วยผู้ทำงานบ้าน 5.4 ล้านคน ผู้เรียนหนังสือ 4.2 ล้านคน และอื่นๆ เช่น ขรา พิกการจนทำงานไม่ได้เป็นต้น 7.8 ล้านคน) จำนวนผู้ทำงานลดลง 4.0 แสนคน (จาก 37.8 ล้านคน เป็น 37.4 ล้านคน) เมื่อเปรียบเทียบกับไตรมาสที่ 2 ของปี 2558 โดยผู้มีงานทำนอกภาคเกษตรกรรมเพิ่มขึ้นประมาณ 3.0 แสนคน (จาก 26.1 ล้านคน เป็น 26.4 ล้านคน) ซึ่งเป็นการเพิ่มขึ้นในสาขาการก่อสร้าง 2.0 แสนคน สาขาการขนส่ง/ขายปลีกและสาขาที่พักแรมเพิ่มขึ้นเท่ากับ 1.0 แสนคน ในขณะที่ผู้ทำงานในภาคเกษตรกรรมลดลงประมาณ 7.0 แสนคน (จาก 11.7 ล้านคน เป็น 11.0 ล้านคน) สำหรับจำนวนผู้ว่างงานในไตรมาสที่ 2 พ.ศ. 2559 มีจำนวนทั้งสิ้น 4.1 แสนคน หรือคิดเป็นอัตรการว่างงานร้อยละ 1.1 ของกำลังแรงงานรวม เมื่อเปรียบเทียบกับ ช่วงเวลาเดียวกันของปี 2558 ผู้ว่างงานเพิ่มขึ้น 7.0 หมื่นคน (จาก 3.4 แสนคน เป็น 4.1 แสนคน) โดยเป็นผู้ว่างงานในกลุ่มเยาวชน (อายุ 15-24 ปี) 2.2 แสนคน หรือคิดเป็นอัตรการว่างงานร้อยละ 5.6 และเป็นผู้ว่างงานในกลุ่มวัยผู้ใหญ่ (อายุ 25 ปีขึ้นไป) 1.9 แสนคน หรืออัตรการว่างงานร้อยละ 0.5 เมื่อเปรียบเทียบกับช่วงเวลา

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เดียวกันของปี 2558 พบว่าอัตราการว่างงานในกลุ่มเยาวชน (อายุ 15-24 ปี) เพิ่มขึ้นจากร้อยละ 4.3 เป็นร้อยละ 5.6 ในขณะที่กลุ่มวัยผู้ใหญ่ (อายุ 25 ปีขึ้นไป) ไม่มีการเปลี่ยนแปลงจากปีก่อนคือร้อยละ 0.5 (สำนักงานสถิติแห่งชาติ, 2559)

สำหรับภาคอุตสาหกรรม ในภาพรวมมองว่าประเทศไทยกำลังขาดแคลนแรงงานภาคอุตสาหกรรม แต่ในความเป็นจริงแล้วมีจำนวนผู้ว่างงานในประเทศไทยเพิ่มขึ้น เนื่องจากมีการจ้างงานแรงงานต่างชาติภายในประเทศเพิ่มขึ้น ซึ่งสะท้อนถึงโครงสร้างและค่านิยมการศึกษาของไทยที่ไม่ตอบสนองความต้องการภาคอุตสาหกรรม เนื่องจากคนไทยนิยมเรียนสูงขึ้น ปัญหาแรงงานจึงเป็นปัญหาเชิงโครงสร้าง ที่ต้องใช้เวลาในการปรับเปลี่ยนทางโครงสร้าง ในระยะยาวจำเป็นต้องมีการเพิ่มผลิตภาพของแรงงาน และการใช้ระบบอัตโนมัติ (Automation) ในภาคอุตสาหกรรมให้มากขึ้นเพื่อแก้ไขและบรรเทาปัญหาการขาดแคลนแรงงาน (สำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม, 2558)

การพยากรณ์จึงมีความจำเป็นอย่างยิ่งต่อการวางแผน และการตัดสินใจเกี่ยวกับการดำเนินงานของบุคคลทุกสาขาอาชีพ และของทุกองค์กรที่มีกิจกรรมในสาขาต่างๆ เช่น ธุรกิจอุตสาหกรรม เกษตร การเมือง การสาธารณสุข เป็นต้น ไม่ว่าองค์กรนั้นจะเป็นองค์กรขนาดเล็กหรือขนาดใหญ่ องค์กรของรัฐหรือเอกชน หากนักวางแผน หรือผู้ตัดสินใจในองค์กรทราบว่าเหตุการณ์หรือสภาพการณ์ใดจะเกิดขึ้นหรืออาจจะเกิดขึ้นในอนาคตด้วยความเชื่อมั่นระดับหนึ่งจะทำให้การวางแผนหรือการตัดสินใจดำเนินงานเป็นไปได้อย่างถูกต้อง อย่างไรก็ตามการเกิดเหตุการณ์หรือสภาพการณ์หนึ่งเป็นการเกิดภายใต้ความไม่แน่นอนอน ดังนั้นการพยากรณ์ที่ให้ความถูกต้องสูงจึงมีความจำเป็นอย่างยิ่ง (ทรงศิริ แต่สมบัติ, 2539)

ดังนั้นผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะหาตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน เพื่อหาค่าพยากรณ์ และผลที่ได้ใช้เป็นแนวทางในการพิจารณาจำนวนแรงงานในอนาคตเพื่อให้สอดคล้องกับความต้องการของตลาดแรงงาน

1.2 วัตถุประสงค์ของงานวิจัย

1. เพื่อหาตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน
2. เพื่อการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และ อุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน

1.3 ขอบเขตของงานวิจัย

ในการศึกษาครั้งนี้ใช้ข้อมูลจากการรวบรวมจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมโดยเริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 รวมทั้งสิ้น 132 เดือน โดยแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ส่วน คือ ข้อมูล 120 เดือนแรก (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558) จะนำมาหาตัวแบบและข้อมูล 12 เดือนสุดท้าย (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2559 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559) จะนำมาใช้ในการตรวจสอบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ โดยมีอุตสาหกรรมที่อยู่ในขอบเขตการศึกษานี้ ดังต่อไปนี้

1. อุตสาหกรรมการผลิต
2. อุตสาหกรรมการก่อสร้าง
3. อุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน

1.4 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

1. เพื่อได้ตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน
2. เพื่อนำตัวแบบที่เหมาะสมไปใช้พยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน
3. เพื่อเป็นแนวทางในการนำเทคนิคในการวิเคราะห์อนุกรมเวลาไปใช้ในการพยากรณ์ด้านอื่นๆต่อไป

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

1.5 นิยามศัพท์

งานวิจัยนี้ได้กำหนดประเภทอุตสาหกรรมตามกิจกรรมทางเศรษฐกิจเป็นมาตรฐานสากล โดยใช้หลักมาตรฐานการจำแนกข้อมูลสถิติ (อุตสาหกรรม) ที่สำนักงานสถิติแห่งชาติได้กำหนดไว้ ดังนี้

อุตสาหกรรม หมายถึง ประเภทของกิจกรรมทางเศรษฐกิจที่ได้ดำเนินการโดยสถานประกอบการที่บุคคลนั้นกำลังทำงานอยู่ หรือประเภทของธุรกิจ ซึ่งบุคคลนั้นได้ดำเนินการอยู่ในสัปดาห์แห่งการสำรวจ

แรงงานการผลิต หมายถึง แรงงานที่ทำหน้าที่ในการเปลี่ยนแปลงวัตถุดิบหรือส่วนประกอบของวัตถุดิบในทางกายภาพ หรือทางเคมีให้เป็นผลิตภัณฑ์ชนิดใหม่ โดยไม่คำนึงว่างานนั้นทำด้วยเครื่องจักรหรือมือ ทำในโรงงาน ทำในเคหสถาน หรือผลิตภัณฑ์นั้นจะนำมาขายส่งหรือขายปลีกก็ตาม

แรงงานการก่อสร้าง หมายถึง แรงงานที่ทำหน้าที่ในการเตรียมสถานที่ก่อสร้าง การก่อสร้างอาคาร รวมทั้งงานวิศวกรรมโยธา การติดตั้งภายในอาคาร การสร้างอาคารให้สมบูรณ์ การให้เช่าเครื่องอุปกรณ์ที่ใช้ในงานก่อสร้างหรือการรื้อถอน โดยมีผู้ควบคุม

แรงงานการเหมืองแร่และเหมืองหิน แรงงานที่ทำหน้าที่ในที่นี้ได้ถูกกำหนดอย่างกว้างๆ ว่าเป็นการขุดแร่ที่เกิดตามธรรมชาติที่เป็นของแข็ง เช่น ถ่านหินและแร่ ของเหลว เช่น น้ำมัน ปิโตรเลียมดิบหรือก๊าซ เช่น ก๊าซธรรมชาติ เป็นต้น

แรงงานที่ทำหน้าที่ในการทำเหมืองแร่ใต้ดินหรือบนพื้นผิวดิน การทำบ่อน้ำมัน บ่อแร่ และกิจกรรมเสริมทั้งหมดที่เกี่ยวข้องที่มีวัตถุประสงค์เพื่อการเตรียมวัตถุดิบเพื่อการจำหน่าย โดยทั่วไปจะทำใกล้กับแหล่งแร่หรือ ณ ที่ตั้งแหล่งแร่นั้นๆ เช่น การบดแร่ การแต่งแร่ และการทำประโยชน์จากแร่ เป็นต้น สำหรับกิจกรรมการทำเหมืองแร่จะยึดหลักของแร่ที่ผลิตเป็นพื้นฐาน

ยกเว้น แรงงานที่ทำหน้าที่การผลิตน้ำแร่และน้ำพุจากธรรมชาติบรรจุขวด ที่แหล่งน้ำพุและบ่อน้ำแร่ การย่อย การบด หรือการจัดการเกี่ยวกับดิน หิน และแร่อื่นๆ ที่มีได้เกี่ยวเนื่องกับการทำเหมืองแร่และเหมืองหิน การเก็บน้ำ การทำน้ำให้บริสุทธิ์ และการจ่ายน้ำ และการสำรวจแหล่งแร่

บทที่ 2

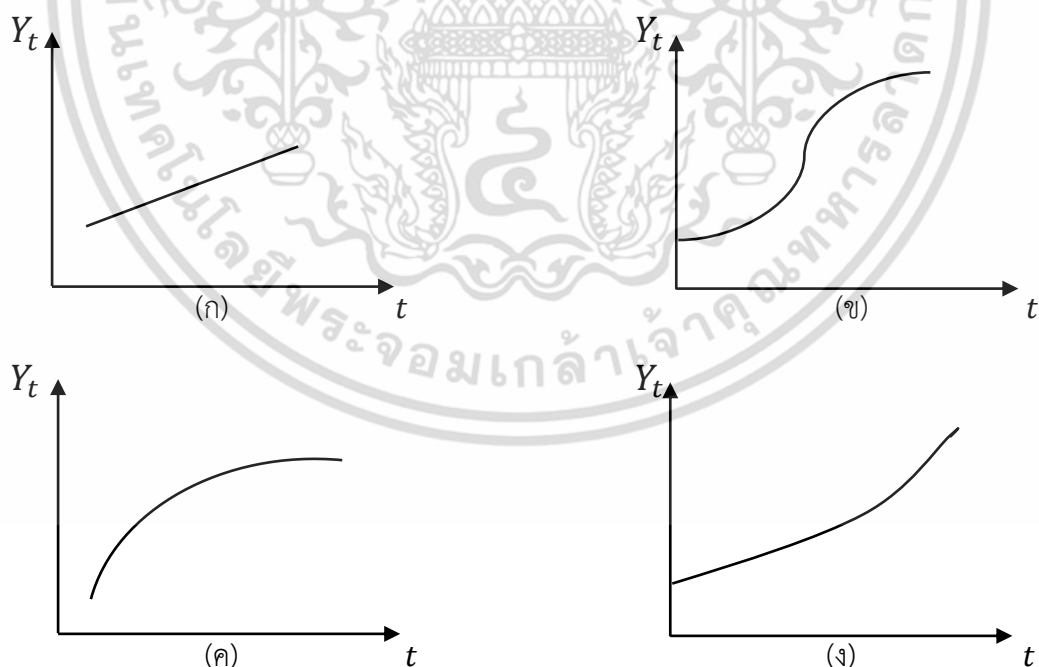
ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ในบทนี้จะกล่าวถึงทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง โดยจะกล่าวถึงส่วนประกอบของอนุกรมเวลา การทดสอบแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล เทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา การวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ที่ใช้ในการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน

2.1 ส่วนประกอบของอนุกรมเวลา

ส่วนประกอบของอนุกรมเวลา มีดังนี้ (ทรงศิริ แท้สมบัติ, 2539)

1. **แนวโน้ม** หมายถึง การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาในระยะยาวซึ่งอาจจะเป็นแนวโน้มขึ้นหรือลง (Upward หรือ Downward Trend) แนวโน้มของกราฟมีลักษณะเป็นไปได้ต่างๆ กัน เช่น แนวโน้มเส้นตรง (Linear Trend) แนวโน้มกำลังสอง (Quadratic Trend) แนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล (Exponential Trend) และแนวโน้มแบบตัว S (S-shaped Trend) ดังแสดงในรูปที่ 2.1

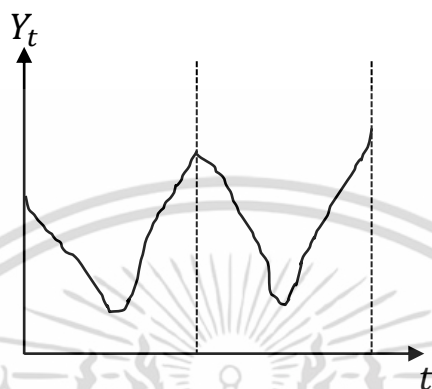


รูปที่ 2.1 (ก) แนวโน้มแนวโน้มเส้นตรง (ข) แนวโน้มแบบตัว S (ค) แนวโน้มกำลังสอง และ

(ง) แนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล

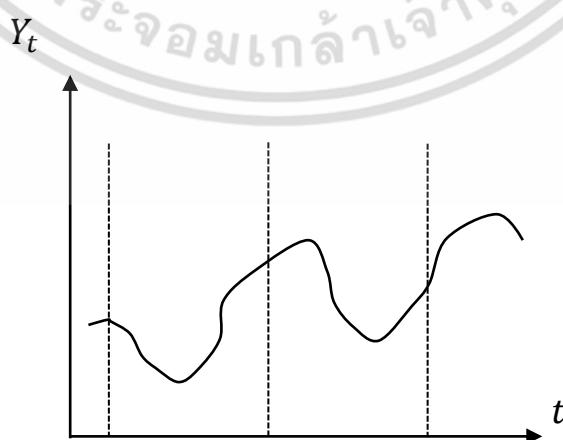
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

2. **อิทธิพลฤดูกาล** การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาที่มีผลเนื่องจากฤดูกาล การเคลื่อนไหวจะเกิดขึ้นซ้ำแล้วซ้ำอีก ส่วนใหญ่จะเป็นหนึ่งปี ปัจจัยที่ก่อให้เกิดอิทธิพลฤดูกาล มีได้หลายปัจจัย เช่น สภาพอากาศ อุณหภูมิ วัฒนธรรม กำหนดการตามปฏิทินที่หน่วยงานกำหนดขึ้น รูปที่ 2.2 แสดงอิทธิพลฤดูกาลที่มีผลต่อการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาในช่วงเวลา 2 ปี



รูปที่ 2.2 อิทธิพลฤดูกาลในช่วงเวลา 2 ปี

3. **อิทธิพลวัฏจักร** อนุกรมเวลาที่เก็บรวบรวมในระยะยาวหลายปี การเคลื่อนไหวอาจจะแสดงอิทธิพลวัฏจักรที่มีลักษณะทำนองเดียวกับอิทธิพลฤดูกาล โดยวัฏจักรหนึ่งจะครอบคลุมระยะเวลาหลายปี แต่ละช่วงจะมีการเคลื่อนไหวไม่แตกต่างกันมากนัก วัฏจักรที่พบเสมอได้แก่ วัฏจักรธุรกิจ (Business Cycle) แผนแบบวัฏจักรธุรกิจจะแบ่งได้ 3 ช่วง ได้แก่ ช่วงรุ่งเรือง (Growth) ช่วงคงที่ (Maturity) และช่วงตกต่ำ (Decline) รูปที่ 2.3 แสดงอิทธิพลวัฏจักรในหนึ่ง ซึ่งในช่วงต้นค่าสังเกตจะมีค่าสูง ช่วงกลางค่าสังเกตจะมีค่าต่ำลง และช่วงปลายค่าสังเกตจะมีค่าสูงขึ้น



รูปที่ 2.3 อิทธิพลวัฏจักรในช่วงเวลาหนึ่ง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4. **เหตุการณ์ที่ผิดปกติ** เป็นการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเฉพาะส่วนที่ไม่มีแผนแบบที่แน่นอน เหตุการณ์ผิดปกตินี้ส่วนใหญ่จะเป็นเหตุการณ์ที่ไม่ได้คาดคิดมาก่อนหรือไม่เกิดบ่อยครั้ง เช่น น้ำท่วม พายุ อุบัติเหตุ ไข้หวัด สงคราม การนัดหยุดงาน ขาวลือ เป็นต้น รวมถึงปัจจัยอื่นๆ ที่ไม่ใช่เนื่องมาจากแนวโน้ม อิทธิพลฤดูกาล และอิทธิพลวัฏจักร

2.2 การทดสอบแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล

การทดสอบแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลซึ่งมีทั้งแบบใช้พารามิเตอร์และแบบไม่ใช้พารามิเตอร์ ก่อนที่จะทำการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยสถิติที่ใช้พารามิเตอร์หรือไม่ใช้พารามิเตอร์นั้นต้องมีการตรวจสอบข้อสมมติฐานเบื้องต้นก่อนว่าข้อมูลมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ หากพบว่าข้อมูลมีการแจกแจงแบบปกติจะเลือกใช้สถิติการทดสอบแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลแบบใช้พารามิเตอร์ หากพบว่าข้อมูลไม่มีการแจกแจงแบบปกติจะเลือกใช้ค่าสถิติทดสอบแบบไม่ใช้พารามิเตอร์

2.2.1 การตรวจสอบข้อกำหนดข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบปกติ

สำหรับงานวิจัยนี้เนื่องจากมีขนาดของตัวอย่างมากกว่า 50 หน่วย สถิติทดสอบที่เหมาะสมในการทดสอบการแจกแจงปกติจะเลือกใช้การทดสอบของ Lilliefors's Test เนื่องจากเป็นวิธีทดสอบที่ให้อำนาจของการทดสอบสูงกว่าวิธีอื่นๆ และต้องมีขนาดตัวอย่างอย่างน้อย 50 หน่วยขึ้นไป (สุจิตรา สุคนธมัต, 2558)

กำหนดสมมติฐานหลักและสมมติฐานทางเลือก

H_0 : สุ่มตัวอย่างจากประชากรที่มีการแจกแจงแบบปกติ

H_1 : สุ่มตัวอย่างจากประชากรที่ไม่ได้มีการแจกแจงแบบปกติ

จะปฏิเสธ ถ้าค่า p-value ของการทดสอบน้อยกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด

สถิติทดสอบ

$$D = \max |F(X) - S(X)| \text{ โดย } F(X) = P(X \leq x) = P\left(Z < \frac{X - \bar{X}}{S}\right)$$

เมื่อ $F(X)$ คือ ฟังก์ชันสะสม

$S(X)$ คือ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

2.2.2 การทดสอบแนวโน้มของอนุกรมเวลา

จากหัวข้อ 2.2.1 เมื่อทำการทดสอบข้อมูลอนุกรมเวลา ทำให้ทราบได้ว่าอนุกรมเวลา มีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ หากข้อมูลไม่ได้มีการแจกแจงแบบปกติจะเลือกการทดสอบแนวโน้มแบบไม่ใช้พารามิเตอร์ดังหัวข้อ 2.2.2.1 และหากข้อมูลมีการแจกแจงปกติจะเลือกใช้การทดสอบแนวโน้มแบบใช้พารามิเตอร์ดังหัวข้อ 2.2.2.2 ดังต่อไปนี้

2.2.2.1. การทดสอบแนวโน้มแบบไม่ใช้พารามิเตอร์

การทดสอบแนวโน้มแบบไม่ใช้พารามิเตอร์จะใช้กับข้อมูลอนุกรมเวลาที่ไม่ใช่การแจกแจงแบบปกติจะมีสถิติที่ใช้ทดสอบหลายวิธี เช่น การทดสอบแบบวิ่ง การทดสอบแบบจุดกลับ การทดสอบแบบเครื่องหมาย การทดสอบของ Daniel และการทดสอบของ Kendall สำหรับงานวิจัยนี้จะเลือกการทดสอบของ Daniel เนื่องจากเป็นวิธีที่มีการใช้อย่างแพร่หลายและข้อมูลมีจำนวนมากง่ายต่อการคำนวณ ซึ่งทดสอบของ Daniel เป็นการทดสอบแนวโน้มที่ใช้ค่าสัมประสิทธิ์สหพันธ์ของ Spearman (r_s) เป็นค่าวัดสหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร 2 ตัวแปร แต่ละตัวแปรมีค่าแทนลำดับ (Rank) ของค่าสังเกตมาใช้ในการคำนวณ หรือแปลงค่าสังเกตเป็นลำดับที่ กรณีที่อนุกรมเวลามีแนวโน้มขึ้นหรือลง ค่า (r_s) จะมีค่า ใกล้ 1 หรือ -1 การทดสอบมีขั้นตอนดังนี้

กำหนดสมมติฐานหลักและสมมติฐานทางเลือก

H_0 : อนุกรมเวลาไม่มีแนวโน้ม

H_1 : อนุกรมเวลามีแนวโน้ม

สถิติทดสอบ

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{t=1}^n d_t^2}{n(n^2 - 1)} \quad ; t = 1, 2, 3, \dots, n$$

ซึ่ง $d_t = t - \text{ลำดับที่ของ } Y_t = t - R(Y_t)$

เกณฑ์การตัดสินใจ

สำหรับอนุกรมเวลาขนาดเล็ก $n \leq 30$

บริเวณวิกฤต คือ $r_s \leq -r_{\frac{\alpha}{2}}$ และ $r_s \geq r_{\frac{\alpha}{2}}$

ซึ่ง $r_{\frac{\alpha}{2}}$ ที่ n และ α เป็นค่าวิกฤตที่เปิดจากตารางสถิติ Spearman's Rho

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สำหรับอนุกรมเวลาที่มีขนาดใหญ่ $n > 30$ ใช้สถิติทดสอบ

$$Z = \left(\frac{r_s - \mu_{r_s}}{\sigma_{r_s}} \right)$$

เมื่อ $\mu_{r_s} = 0$ และ $\sigma_{r_s} = \frac{1}{\sqrt{n-1}}$

บริเวณวิกฤต $Z \leq -Z_{\frac{\alpha}{2}}$ และ $Z \geq Z_{\frac{\alpha}{2}}$

ซึ่ง $Z_{\frac{\alpha}{2}}$ เป็นค่าวิกฤตที่ได้จากตารางสถิติ Z

2.2.2.2 การทดสอบแนวโน้มแบบใช้พารามิเตอร์

การทดสอบแนวโน้มแบบใช้พารามิเตอร์จะใช้กับข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีการแจกแจงแบบปกติ จะมีสถิติทดสอบหลายวิธี เช่น Von Neumann การทดสอบของ Box-Pierce และ Box-Ljung สำหรับงานวิจัยนี้จะใช้การทดสอบ Box-Ljung เนื่องจากเป็นวิธีที่มีการใช้อย่างแพร่หลาย ซึ่งเป็นการทดสอบที่ใช้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง ช่วง k ต่างๆ (Autocorrelation Coefficient ที่ lag k) หรือ ACF ที่ lag k เพื่อพิจารณาลักษณะของอนุกรมเวลาของ ACF หลายๆ ค่าพร้อมกัน โดยมีขั้นตอนการทดสอบดังนี้

กำหนดสมมติฐานหลักและสมมติฐานทางเลือก

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

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

สถิติทดสอบ

$$Q_m = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{r_k^2}{n-k} \quad ; k = 1, 2, 3, \dots, m$$

โดยที่ $r_k = \frac{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2} \quad ; t = 1, 2, 3, \dots, n$

เมื่อ r_k คือ ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์

m คือ จำนวนสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบอัตโนมัติที่จะทดสอบ

n คือ ขนาดของอนุกรมเวลา

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เกณฑ์การตัดสินใจ

บริเวณวิกฤต คือ $Q'_m \geq \chi^2_{\alpha,m}$

ซึ่ง $\chi^2_{\alpha,m}$ ที่ m และ α เป็นค่าที่ได้จากตารางสถิติ Chi-Square

2.2.3 การทดสอบอิทธิพลฤดูกาลของอนุกรมเวลา

จากหัวข้อ 2.2.1 เมื่อทำการทดสอบข้อมูลอนุกรมเวลา ทำให้ทราบได้ว่าอนุกรมเวลา มีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ การทดสอบอิทธิพลฤดูกาลมีทั้งแบบไม่ใช้พารามิเตอร์และแบบใช้พารามิเตอร์ดังต่อไปนี้

2.2.3.1 การทดสอบอิทธิพลฤดูกาลแบบไม่ใช้พารามิเตอร์

เมื่อข้อมูลอนุกรมเวลา มีการแจกแจงที่ไม่ใช่การแจกแจงแบบปกติ การทดสอบอิทธิพลฤดูกาล จะใช้การทดสอบของ Kruskal และ Wallis ซึ่งเป็นการทดสอบแบบไม่ใช้พารามิเตอร์ที่ใช้เพื่อทดสอบความแตกต่างระหว่างกลุ่ม จะประยุกต์การทดสอบนี้กับการทดสอบอนุกรมเวลาที่กำหนดแนวโน้มแล้วว่ามีอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้องหรือไม่ การทดสอบใช้ลำดับของค่าสังเกตที่กำหนดแนวโน้มแทนค่าสังเกตในการพิจารณา การทดสอบมีขั้นตอนดังต่อไปนี้

กำหนดสมมติฐานหลักและสมมติฐานทางเลือก

H_0 : อนุกรมเวลาไม่มีอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง

H_1 : อนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง

สถิติทดสอบ

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

ซึ่ง n_i คือ จำนวนค่าสังเกตในฤดูกาลที่ i

$$n = \sum_{i=1}^L n_i$$

Y'_t คือ ค่าสังเกตที่ปรับแนวโน้มแล้ว ณ เวลาที่ t

$$R_i = \sum_{s_i=1}^L \text{ลำดับที่ของ } Y'_t$$

H มีการแจกแจงประมาณแบบไคสแควร์ ที่องศาแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ H

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เกณฑ์การตัดสินใจ

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

ซึ่ง $\chi_{\alpha, L-1}^2$ เป็นค่าวิกฤตที่ได้จากตารางสถิติ Chi-Square

เมื่อ L คือจำนวนอิทธิพลฤดูกาลต่อปี

2.2.3.2 การทดสอบอิทธิพลฤดูกาลแบบใช้พารามิเตอร์

การทดสอบอิทธิพลฤดูกาลแบบใช้พารามิเตอร์จะใช้การทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง ซึ่งเป็นการทดสอบแบบใช้พารามิเตอร์ โดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองที่ช่วง L หรือผลคูณของ L เมื่อ L เป็นจำนวนอิทธิพลฤดูกาลต่อปี นั่นคือ พิจารณาว่าค่าสังเกตที่ห่างกัน L ช่วงเวลามีความสัมพันธ์กันหรือไม่ กรณีที่มีสหสัมพันธ์กันเชิงบวกแสดงว่าอนุกรมเวลานั้นมีอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง การทดสอบมีขั้นตอนดังนี้

กำหนดสมมติฐานหลักและสมมติฐานทางเลือก

H_0 : อนุกรมเวลาไม่มีอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง

H_1 : อนุกรมเวลามีอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง

สถิติทดสอบ

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} ; t = 1, 2, 3, \dots, n$$

$k = \frac{L}{2}, L, \frac{3L}{2}, 2L, \dots$ เมื่อ L จำนวนอิทธิพลฤดูกาลต่อปี

เมื่อ r_k คือค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์

เกณฑ์ในการตัดสินใจ

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

ซึ่งจะทำการปฏิเสธ H_0 นั่นคือ อนุกรมเวลามีอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง

2.3 เทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา

เมื่ออนุกรมเวลามีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล เทคนิคที่เหมาะสมที่ใช้หาตัวแบบของอนุกรมเวลามีดังต่อไปนี้

2.3.1 เทคนิคการแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

อนุกรมเวลาอาจจะเป็นทั้งอนุกรมเวลารายปี รายไตรมาส รายเดือน รายสัปดาห์ รายวัน หรือรายละเอียดจนถึงรายชั่วโมง อนุกรมเวลาที่มีลักษณะที่ต่างกันจะมีวิธีวิเคราะห์ที่ต่างกัน สำหรับอนุกรมเวลาโดยการแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลา จะทำตามรูปแบบของอนุกรมเวลาที่สร้างขึ้น อนุกรมเวลารายไตรมาสหรือรายเดือน (ทรงศิริ แต่สมบัติ, 2539) จะกำหนดรูปแบบของอนุกรมเวลาเป็นรูปแบบแบบบวกและรูปแบบคูณดังนี้

$$\text{รูปแบบบวก } Y_t = T_t + S_t + C_t + I_t$$

$$\text{รูปแบบคูณ } Y_t = T_t \times S_t \times C_t \times I_t$$

เมื่อ Y_t คือ ค่าสังเกต ณ ช่วงเวลา t

T_t คือ แนวโน้ม ณ ช่วงเวลา t

S_t คือ อิทธิพลฤดูกาล ณ ช่วงเวลา t

C_t คือ อิทธิพลวัฏจักร ณ ช่วงเวลา t

I_t คือ เหตุการณ์ที่ผิดปกติ ณ ช่วงเวลา t

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาก็จะแทนด้วยสมการเส้นตรง หรือสมการอื่น เช่น Quadratic หรือ Exponential เป็นต้น โดยมีรูปแบบ ดังนี้

1. แนวโน้มเส้นตรง มีรูปแบบเป็น

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

ตัวประมาณของพารามิเตอร์ β_0 และ β_1 จะหาได้จากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

ในกรณี ; $t = 1, 2, 3, \dots, n$

ตัวประมาณของ β_1 คือ

$$b_1 = \frac{SS_{ty}}{SS_{tt}} = \frac{12SS_{ty}}{(n(n^2 - 1))}$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เมื่อ $SS_{ty} = \sum_{t=1}^n tY_t - \left(\frac{n+1}{2}\right) \sum_{t=1}^n Y_t$; $t = 1, 2, 3, \dots, n$

$$SS_{tt} = \frac{(n(n^2 - 1))}{12}$$

ตัวประมาณค่าของ β_0 คือ

$$b_0 = \bar{Y} - \left(\frac{n+1}{2}\right)b_1$$

โดย b_0 คือจุดตัดแกน y

b_1 คือความชัน

2. แนวโน้มแบบ Quadratic มีรูปแบบเป็น

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

ตัวประกอบของพารามิเตอร์ β_0 , β_1 และ β_2 จะหาได้จากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

ในกรณี $\sum_{t=1}^n t = \sum_{t=1}^n t^3 = 0$ แล้วจะได้สมการปกติ

$$nb_0 + \sum_{t=1}^n t^2 b_2 = \sum_{t=1}^n Y_t \quad ; t = 1, 2, 3, \dots, n$$

$$\sum_{t=1}^n t^2 b_1 = \sum_{t=1}^n tY_t \quad ; t = 1, 2, 3, \dots, n$$

$$\sum_{t=1}^n t^2 b_0 + \sum_{t=1}^n t^4 b_2 = \sum_{t=1}^n t^2 Y_t \quad ; t = 1, 2, 3, \dots, n$$

หาค่า b_0 , b_1 และ b_2 จากการแก้สมการปกติดังกล่าว

3. แนวโน้มแบบ Exponential

จากรูปแบบแนวโน้มแบบ Exponential จะแปลงให้อยู่ในรูปแบบแนวโน้มเส้นตรง โดย

การแปลง Y_t เป็น $\ln Y_t$ นั่นคือ จากรูปแบบ

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

แปลงให้เป็น

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

และ

$$Y_t' = \beta_0' + \beta_1' t + \varepsilon_t'$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การประมาณ β'_0 และ β'_1 จะเหมือนกับการประมาณ β_0 และ β_1 ในรูปแบบแนวนอน
เส้นตรง ค่าประมาณ b'_0 และ b'_1 ที่ได้จะทำให้ได้ค่า b_0 และ b_1

$$\text{โดย} \quad b_0 = \exp(b'_0)$$

$$b_1 = \exp(b'_1)$$

เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลา ในการทดสอบครั้งนี้มีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง
โดยเทคนิคการแยกส่วนประกอบจะใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ ซึ่งสามารถหาได้ด้วยวิธีการ
ดังต่อไปนี้

2.3.1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก (The Proportion with Moving Average Method for Additive)

เมื่ออนุกรมเวลามีส่วนประกอบเนื่องจากแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล จะแยกเป็นกรณีรวมตัว
ของส่วนประกอบของอนุกรมเวลาเป็นบวกหรือคูณ กรณีที่เป็นรูปแบบบวก จะสมมติว่าแนวโน้มเป็น
เส้นตรง ส่วนกรณีที่เป็นรูปแบบคูณ จะสมมติว่าแนวโน้มเป็นแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล เมื่อเป็นรูปแบบ
บวกและแนวโน้มเป็นเส้นตรง กำหนดรูปแบบเป็น

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

ขั้นตอนการสร้างสมการพยากรณ์จะได้จากการสร้างสมการแนวโน้มและหาค่าอิทธิพลฤดูกาล
ดังนี้

1. ปรับอนุกรมเวลาเดิม $\{Y_t\}$ ด้วยค่าแนวโน้มที่วัดโดยการหาค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ กรณีที่เป็น
อนุกรมเวลารายเดือนจะหาค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบ Centered 12 month จากอนุกรมเวลาใหม่ที่ได้
จากการหาค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ $\{MA_t\}$ จะนำไปปรับแนวโน้มออก ซึ่งการปรับจะทำได้โดยการหัก MA_t
ออกจาก Y_t จะได้อนุกรมเวลาใหม่ $\{Y_t - MA_t\}$ หรือ $\{\hat{S}_t + \varepsilon_t\}$ ซึ่งอนุกรมเวลาดังกล่าวมี
การเคลื่อนไหวเนื่องจากอิทธิพลฤดูกาลและเหตุการณ์ผิดปกติ

2. หาค่าอิทธิพลฤดูกาลจากการหาค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่ได้ในขั้นตอนที่ 1 แยกตาม
อิทธิพลฤดูกาล ค่าอิทธิพลของฤดูกาลที่ได้ $(\hat{S}_t)$ มักจะมีผลรวมไม่เป็น 0 การปรับให้ค่า
อิทธิพลฤดูกาลมีผลรวมเป็น 0 จะทำได้โดยการนำค่าเฉลี่ยของค่าอิทธิพลฤดูกาลเดิมมาลบออก นั่นคือ

$$\hat{S}_i^* = \hat{S}_i - \bar{S}$$

$$\text{โดยที่ } \sum_{i=1}^n \hat{S}_i^* = 0 \quad ; i=1, 2, 3, \dots, n$$

3. หาอนุกรมเวลาปรับอิทธิพลฤดูกาล โดยนำค่าวัดอิทธิพลฤดูกาลที่ได้ในข้อ 2 ไปหักออก จากค่าสังเกตของอนุกรมเวลาเดิม นำอนุกรมเวลาปรับฤดูกาลนี้ไปสร้างสมการแนวโน้ม โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

$$\text{จะได้สมการแนวโน้มเป็น } \hat{T}_t = b_0 + b_1 t$$

$$\text{จะได้สมการพยากรณ์เป็น } \hat{Y}_t = b_0 + b_1 t + \hat{S}_i^*$$

2.3.1.2 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ (The Proportion with Moving Average Method for Multiplicative)

สำหรับรูปแบบเป็นแบบคูณและใช้แนวโน้มแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล กำหนดรูปแบบเป็น

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

สมการพยากรณ์ที่สร้างขึ้นจะได้จากการสร้างสมการแนวโน้มและหาดัชนีฤดูกาล ซึ่งจะทำให้ตามขั้นตอน ดังนี้

1. ปรับอนุกรมเวลาเดิม $\{Y_t\}$ ด้วยค่าแนวโน้มที่วัดโดยการหาค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ กรณีที่เป็นอนุกรมเวลารายเดือนจะหาค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบ Centered 12 month จากอนุกรมเวลาใหม่ที่ได้จากการหาค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ $\{MA_t\}$ จะนำไปปรับแนวโน้มออก ซึ่งการปรับจะได้จากการนำ MA_t ไปหาร Y_t จะได้อนุกรมเวลาใหม่ $\left\{ \frac{Y_t}{MA_t} \right\}$ ซึ่งอนุกรมเวลาที่ได้ใหม่มีการเคลื่อนไหวเนื่องจากอิทธิพลฤดูกาลและเหตุการณ์ที่ผิดปกติ

2. หาดัชนีอิทธิพลฤดูกาลโดยการหาค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ของอนุกรมเวลา $\left\{ \hat{S}_t \varepsilon_t \right\}$ ที่ได้ในข้อที่ 1 ดัชนีอิทธิพลฤดูกาลที่ได้ $\hat{S}_i$ มักจะมีผลรวมไม่เท่ากับ L การปรับให้ดัชนีอิทธิพลฤดูกาลมีผลรวมเป็น L จะทำได้โดยการนำค่าเฉลี่ยของดัชนีอิทธิพลฤดูกาลเดิมมาหาร คือ

$$\hat{S}_i^* = \frac{\hat{S}_i}{\bar{S}}$$

$$\text{โดยที่ } \sum_{i=1}^n \hat{S}_i^* = L \quad ; i=1, 2, 3, \dots, n$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้เพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

3. หาอนุกรมเวลาปรับอิทธิพลฤดูกาล โดยนำดัชนีอิทธิพลอิทธิพลฤดูกาลที่ได้ในข้อ 2 ไปหารค่าสังเกตของอนุกรมเวลาเดิมในอิทธิพลฤดูกาลที่สัมพันธ์กัน นำอนุกรมเวลาปรับอิทธิพลฤดูกาลนี้ไปสร้างสมการแนวโน้มแบบ Exponential

$$\text{จะได้สมการแนวโน้มเป็น } \hat{T}_t = b_0 b_1^t$$

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

2.3.2 เทคนิคการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method : HWS)

เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล โดยใช้ค่าสังเกตของข้อมูลในอดีตบางส่วนมาใช้ในการหาค่าเริ่มต้น ซึ่งค่าเริ่มต้นสามารถหาได้จาก การแทนค่าข้อมูลบางส่วน แทนลงในโปรแกรม Minitab โดยจะเลือกข้อมูลตั้งแต่ 2 ปีขึ้นไปในการหาค่าเริ่มต้นด้วย Decomposition โดยเลือกเป็นรูปแบบบวกหรือคูณ และเลือกใช้ค่าเริ่มต้นใดๆ ที่ให้ค่า MSE ต่ำที่สุด หรือใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์มีค่าปรับน้ำหนัก 3 ค่า คือ α เป็นค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่า β_0 , γ เป็นค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่า β_1 และ δ เป็นค่าปรับน้ำหนักสำหรับอิทธิพลฤดูกาล (ทรงศิริ แต่สมบัติ, 2549) ซึ่งรูปแบบของแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลจำแนกได้ 2 รูปแบบ คือ

2.3.2.1 วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์กรณีรูปแบบบวก (Holt-Winters Exponential Smoothing Method with Additive Model)

กรณีรูปแบบแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลแบบบวกที่มีแนวโน้มเส้นตรง

$$\hat{Y}_t = \beta_0 + \beta_1 t + S_t + \varepsilon_t$$

สร้างสมการพยากรณ์ p ช่วงเวลาล่วงหน้าที่เวลา t เป็น

$$\hat{Y}_{t(p)} = \hat{T}_{t+p}(t) + \hat{S}_{t+p}(t) \quad \text{สำหรับ } p=1, 2, 3, \dots$$

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

$$\hat{S}_{t+p}(t) = \hat{S}_t(t)$$

โดยที่ $\hat{T}_{t+p}(t)$ คือ ค่าแนวโน้มเวลาที่ $t + p$

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

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$\hat{T}_t(t)$ คือ ค่าแนวโน้มที่เวลา t

$\hat{\beta}_1(t)$ คือ ค่าความลาดชันที่เวลา t

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

ค่า $\hat{T}_t(t)$, $\hat{\beta}_1(t)$, $\hat{S}_i(t)$ หาได้จากแบบปรับให้เรียบและแบบปรับด้วยความคลาดเคลื่อนดังนี้

1. แบบปรับให้เรียบ

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

$$\hat{\beta}_1(t) = \gamma (\hat{T}_t(t) - \hat{T}_t(t-1)) + (1-\gamma) \hat{\beta}_1(t-1)$$

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

2. แบบปรับด้วยความคลาดเคลื่อน

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

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

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

เมื่อ $\hat{T}_t(t)$ คือ ค่าแนวโน้มที่เวลา t

$\hat{\beta}_1(t)$ คือ ค่าความลาดชันที่เวลา t

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

α คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าแนวโน้ม อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

γ คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าความชัน อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

δ คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับอิทธิพลฤดูกาล อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

2.3.2.2 วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโวลท์และวินเทอร์กรณีรูปแบบคูณ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method with Multiplicative Model)

กรณีรูปแบบแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลแบบคูณที่มีแนวโน้มเส้นตรง

$$\hat{Y}_t = (\beta_0 + \beta_1 t) S_t + \varepsilon_t$$

สร้างสมการพยากรณ์ p ช่วงเวลาล่วงหน้าที่เวลา t เป็น

$$\hat{Y}_{t(p)} = \hat{T}_{t+p}(t) + \hat{S}_{t+p}(t) \quad \text{สำหรับ } p=1, 2, 3, \dots$$

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

$$\hat{S}_{t+p}(t) = \hat{S}_t(t)$$

โดยที่ $\hat{T}_{t+p}(t)$ คือ ค่าแนวโน้มเวลาที่ $t+p$

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

$\hat{T}_t(t)$ คือ ค่าแนวโน้มที่เวลา t

$\hat{\beta}_1(t)$ คือ ค่าความลาดชันที่เวลา t

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

ค่า $\hat{T}_t(t)$, $\hat{\beta}_1(t)$, $\hat{S}_i(t)$ หาได้จากแบบปรับให้เรียบและแบบปรับด้วยความคลาดเคลื่อนดังนี้

1. แบบปรับให้เรียบ

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

$$\hat{\beta}_1(t) = \gamma (\hat{T}_t(t) - \hat{T}_t(t-1)) + (1-\gamma) \hat{\beta}_1(t-1)$$

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

2. แบบปรับด้วยความคลาดเคลื่อน

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

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

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

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

เมื่อ $\hat{T}_t(t)$ คือ ค่าแนวโน้มที่เวลา t

$\hat{\beta}_1(t)$ คือ ค่าความลาดชันที่เวลา t

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

α คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าแนวโน้ม อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

γ คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าความชัน อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

δ คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับอิทธิพลฤดูกาล อยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

การสร้างสมการพยากรณ์ด้วยวิธี Holt-Winter ทั้งแบบปรับให้เรียบและแบบปรับด้วยความคลาดเคลื่อนทั้งรูปแบบบวกและรูปแบบคูณ ต้องทำการกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t), \hat{S}_i(t)$ และกำหนดค่าปรับให้เรียบ α, γ และ δ ที่เหมาะสมมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

2.3.3 เทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

เทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์เป็นการพยากรณ์ค่าในอนาคตที่มีค่าความถูกต้อง (Accuracy) สูงกว่าวิธีอื่นในการพยากรณ์ระยะสั้น (Short Term Forecasting) และใช้ได้กับอนุกรมเวลาทุกรูปแบบวิธีของ Box and Jenkins (ทรงศิริ แต่สมบัติ, 2549) แบ่งอนุกรมเวลาออกเป็น 2 ประเภท ดังนี้

2.3.3.1 อนุกรมเวลาที่เสถียร (Stationary Series)

อนุกรมเวลา $\{Y_t\}$ ที่มีค่าเฉลี่ยและค่าความแปรปรวนคงที่ นั่นคือ ค่าเฉลี่ย $E(Y_t)$ และค่าความแปรปรวน $V(Y_t)$ มีค่าคงที่สำหรับแต่ละเวลา t ซึ่งอนุกรมเวลา ที่มีแนวโน้มและ(หรือ) อิทธิพลฤดูกาลจะมีค่าเฉลี่ยไม่คงที่และอนุกรมเวลาที่มีความผันแปร Y_t สูงจะเป็นลักษณะของอนุกรมเวลาที่มีค่าความแปรปรวนไม่คงที่ จะเรียกว่าอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นเสถียร

นอกจากจะเป็นอนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและค่าความแปรปรวนคงที่แล้วอนุกรมเวลาที่เป็นเสถียรจะต้องมีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองที่ lag k ขึ้นอยู่กับค่า k อย่างเดียว อนุกรมเวลาที่กำหนดรูปแบบ $ARMA(p, q)$ ต้องเป็นอนุกรมเวลาที่เสถียรเท่านั้น

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

โดยที่ p คืออันดับของ AR

q คืออันดับของ MA

2.3.3.2 อนุกรมเวลาที่ไม่เสถียร (Nonstationary Series)

เป็นอนุกรมเวลาที่ไม่มีความสัมพันธ์เป็นสเตชันนารี จะหารูปแบบ $ARMA(p, q)$ ให้กับอนุกรมเวลาดังกล่าวไม่ได้ จะต้องแปลงเป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่มีความสัมพันธ์สเตชันนารีเสียก่อน จึงจะหารูปแบบ $ARIMA(p, d, q)$ ให้กับอนุกรมเวลาใหม่ได้ การแปลงอนุกรมเวลาเดิมให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่เป็นสเตชันนารีทำได้โดยวิธีการต่างๆ ดังนี้

1. หาผลต่าง (Regular Differencing) ของอนุกรมเวลา นั่นคือ ถ้าอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มจะแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่ไม่มีแนวโน้ม $\{Z_t\}$ โดย $Z_t = \nabla^d Y_t$

เมื่อ d คือจำนวนครั้งของการหาผลต่าง

$$\begin{aligned} \text{เช่น } d=1, Z_t &= \nabla Y_t \\ &= Y_t - Y_{t-1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} d=2, Z_t &= \nabla^2 Y_t \\ &= \nabla(Y_t - Y_{t-1}) \\ &= \nabla Y_t - \nabla Y_{t-1} \\ &= Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-1} + Y_{t-2} \\ &= Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2} \text{ เป็นต้น} \end{aligned}$$

จำนวนครั้งที่หาผลต่างจะขึ้นอยู่กับว่าเมื่อหาผลต่างแล้วอนุกรมเวลาใหม่เป็นสเตชันนารีหรือไม่ ถ้ายังไม่เป็นสเตชันนารีต้องหาผลต่างต่อไป โดยทั่วไปถ้าอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นแบบเส้นตรงจะใช้ d เป็น 1 ส่วนเมื่ออนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นแบบ Quadratic จะใช้ d เป็น 2

2. หาผลต่างอิทธิพลฤดูกาล (Seasonal Differencing) ของอนุกรมเวลา ถ้าอนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จะแปลงอนุกรมเวลาเดิม $\{Y_t\}$ ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่ไม่มีอิทธิพลฤดูกาล $\{Z_t\}$ โดย $Z_t = \nabla_L^D Y_t$

เมื่อ D คือ ลำดับของการหาผลต่างของอิทธิพลฤดูกาล

L คือ จำนวนอิทธิพลฤดูกาลต่อปี

เช่น $L=12$ สำหรับอนุกรมเวลารายเดือน

$$D=1, Z_t = \nabla_{12} Y_t \\ = Y_t - Y_{t-12}$$

$$D=2, Z_t = \nabla_{12}^2 Y_t \\ = \nabla_{12}(Y_t - Y_{t-12}) \\ = \nabla_{12} Y_t - \nabla_{12} Y_{t-12} \\ = Y_t - Y_{t-12} - Y_{t-12} + Y_{t-24} \\ = Y_t - 2Y_{t-12} + Y_{t-24} \text{ เป็นต้น}$$

ผลต่างนี้จะทำที่ครั้งขึ้นอยู่กับว่าเมื่อหาผลต่างแล้วอนุกรมเวลาใหม่เป็นสเตชันนารีแล้วหรือไม่ ถ้ายังไม่เป็นก็ต้องหาผลต่างต่อไป

3. **หาผลต่างและผลต่างฤดูกาล** กรณีที่อนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล การปรับให้อนุกรมเวลาเป็นสเตชันนารีนั้นจะทำได้โดยหาผลต่างและหาผลต่างอิทธิพลฤดูกาลควบคู่กันไป d และ D จะมีค่าเป็นเท่าไรนั้น ขึ้นอยู่กับว่าอนุกรมเวลาใหม่เป็นสเตชันนารีแล้วหรือไม่ เช่น อนุกรมเวลารายเดือนที่มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล

$$d=1, D=1, Z_t = \nabla_{12} Y_t \\ = \nabla(Y_t - Y_{t-12}) \\ = \nabla Y_t - \nabla Y_{t-12} \\ = Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-1} + Y_{t-13} \text{ เป็นต้น}$$

4. **การหาลอการิทึมของค่าสังเกตในอนุกรมเวลา** นั่นคือ แปลงอนุกรมเวลาเดิม $\{Y_t\}$ ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ $\{Z_t\}$ ซึ่ง $Z_t = \log(Y_t)$ การแปลงนี้จะทำเมื่อความผันแปรของอนุกรมเวลาไม่คงที่ นั่นคือ $V(Y_t)$ ไม่คงที่สำหรับค่า t ต่างๆ

2.3.3.3 การกำหนดรูปแบบที่เหมาะสมของอนุกรมเวลา

การกำหนดรูปแบบที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลาจะพิจารณาได้จากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองและค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองบางส่วนของตัวเองอย่าง (r_k และ r_{kk}) ที่สอดคล้องกับค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองบางส่วนของ

ประชากร (ρ_k และ ρ_{kk}) ดังนั้น ก่อนพิจารณารูปแบบควรพิจารณา r_k และ r_{kk} ว่าอยู่ในช่วงเอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น เมื่ออนุญาตให้เผยแพร่โดยไม่เสียค่าใช้จ่าย ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

หรือนอกช่วงวิกฤตก่อน นั่นคือ พิจารณา $|r_k| \geq Z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{1}{2}}$ และ $|r_{kk}| \geq Z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{1}{2}}$ ที่ได้จากโปรแกรม

สำเร็จรูป Minitab (ค่า T-Statistics) แล้วนำมากำหนดรูปแบบที่เป็นไปได้ของอนุกรมเวลา

$ARMA(p, q)$ คือ รูปแบบสำหรับอนุกรมเวลาที่ไม่เสถียรแล้ว

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

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

เนื่องจากมีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง ตัวแบบอนุกรมเวลาทั่วไปสำหรับการพยากรณ์ โดยเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ ได้แก่ $ARIMA(p, d, q) \times SARIMA(P, D, Q)_L$ ซึ่งมีรูปแบบ ดังนี้

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

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

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

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

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

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

ซึ่ง $\phi_p(B)$ เป็นรูปของ $AR(p)$

$\phi_p(B^L)$ เป็นรูปแบบของ $SAR(P)$

$\theta_q(B)$ เป็นรูปแบบของ $MA(q)$

$\theta_q(B^L)$ เป็นรูปแบบของ $SMA(Q)$

Z_t เป็นการแปลงค่าสังเกต Y_t ให้เป็นสแตชันนารีโดยการหาผลต่างจำนวน d ครั้ง เพื่อจัด

แนวโน้มและหาผลต่างอิทธิพลฤดูกาลจำนวน D ครั้ง เพื่อจัดอิทธิพลฤดูกาล

2.3.3.4 ขั้นตอนการพยากรณ์อนุกรมเวลาของเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์

ขั้นตอนการพยากรณ์อนุกรมเวลาของเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ แบ่งเป็น 4 ขั้นตอน ได้แก่

1. การกำหนดรูปแบบ (Identification) เป็นการหารูปแบบ $ARIMA(p, d, q) \times$

$SARIMA(P, D, Q)_L$ ที่คาดว่าจะเหมาะสมให้กับอนุกรมเวลา โดยพิจารณาเปรียบเทียบค่า r_k

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

และ r_{kk} ของอนุกรมเวลากับค่า ρ_k และ ρ_{kk} ของแต่ละรูปแบบเนื่องจากต้องพิจารณา r_k, r_{kk}, ρ_k และ ρ_{kk} พร้อมกันหลายๆ ค่า จึงมักจะพิจารณาจากรูปที่เรียกว่า คอเรโลแกรม (Correlogram) ที่ได้จากการพล็อตกราฟ r_k, r_{kk}, ρ_k และ ρ_{kk} กับ k ดังนั้น การพิจารณาเปรียบเทียบคอเรโลแกรม r_k กับ ρ_k และคอเรโลแกรม r_{kk} กับ ρ_{kk} สำหรับแต่ละรูปแบบ มีคอเรโลแกรมของ ρ_k และ ρ_{kk} ต่างกัน อนุกรมเวลาที่จะนำมากำหนดรูปแบบจะต้องเป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารีเท่านั้น หากไม่เป็นสเตชันนารีจะต้องแปลงให้เป็นสเตชันนารีเสียก่อน

2. การประมาณพารามิเตอร์ (Parameter Estimation) เป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์ที่ได้จากการวิเคราะห์ตัวเลข (Numerical Analysis) ซึ่งจะทำการประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Square Method) โดยกำหนดค่าเบื้องต้น (Initial Estimate) ของพารามิเตอร์เพื่อหาค่าประมาณสุดท้าย (Final Estimate) โดยการซ้ำ (Iteration) ซึ่งค่าประมาณที่ทำให้ผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อน $\left(\sum_{i=1}^n e_i^2 \right)$ มีค่าต่ำสุดจะเป็นค่าประมาณที่ใช้ในสมการพยากรณ์

3. การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ (Diagnostic Checking) วิธีการตรวจสอบส่วนใหญ่จะใช้ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ (e_t) ที่เป็นผลต่างระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์ ($e_t = Y_t - \hat{Y}_t$) มาเป็นหลักในการพิจารณาความเหมาะสมของตัวแบบ ดังต่อไปนี้

ก. พิจารณาว่าพารามิเตอร์ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่ ด้วยการทดสอบสมมติฐาน

$$H_0 : \theta = 0$$

$$H_1 : \theta \neq 0$$

ใช้สถิติทดสอบ $Z = \frac{\hat{\theta}}{S_{\hat{\theta}}}$ ปฏิเสธ H_0 เมื่อ $|Z| \geq Z_{\frac{\alpha}{2}}$ ที่ระดับนัยสำคัญ α ในกรณี

ที่ปฏิเสธ H_0 แสดงว่าค่า $\theta \neq 0$ ซึ่งพารามิเตอร์ θ ควรมีในตัวแบบ นั่นคือ ตัวแบบที่กำหนดเป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ซึ่ง $S_{\hat{\theta}}$ คือ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของพารามิเตอร์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ข. การทดสอบบ็อกซ์และจุง (Box-Ljung) เป็นการทดสอบความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ (e_t) ว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยการทดสอบสมมติฐาน

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

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

โดยใช้สถิติทดสอบ

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

เมื่อ n คือ จำนวนข้อมูลที่จะใช้ในการวิเคราะห์อนุกรมเวลา

m คือ lag สูงสุดที่ต้องการทดสอบ

$r_k(e_t)$ คือ ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองของค่าความคลาดเคลื่อนที่อยู่ห่างกัน k

ช่วงเวลา

สถิติทดสอบ Q มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ ที่องศาความเป็นอิสระเท่ากับ $m - n_p$ ซึ่ง n_p คือ จำนวนพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะปฏิเสธ H_0 แสดงว่ามี $\rho_k(e_t)$ อย่างน้อย 1 ค่า ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ค่าความคลาดเคลื่อนมีความสัมพันธ์กัน ดังนั้น ตัวแบบที่กำหนดยังไม่เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ค. ถ้ามีตัวแบบมากกว่า 1 ตัวแบบ จะใช้ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อน (MSE) ประกอบการพิจารณา และจะเลือกตัวแบบที่มีค่า MSE น้อยที่สุด

4. การพยากรณ์ (Forecasting) จากรูปแบบที่กำหนดและผ่านการตรวจสอบในขั้นตอนที่ 3 แล้วจะนำมาสร้างสมการพยากรณ์และหาค่าพยากรณ์

2.4. การวัดความถูกต้องของการพยากรณ์

ความถูกต้องของการพยากรณ์เป็นสิ่งที่ผู้ใช้ค่าพยากรณ์ต้องการ ความถูกต้องจะมีมากหรือน้อยขึ้นอยู่กับค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ (Forecast Error, e_t) ซึ่งเป็นผลต่างของค่าจริงและค่าพยากรณ์ ($e_t = Y_t - \hat{Y}_t$) ความคลาดเคลื่อนจะมากถ้าค่าจริงห่างจากค่าพยากรณ์มาก และจะน้อยถ้าค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าจริง ค่าสถิติที่ใช้วัดความถูกต้องของการพยากรณ์ที่ได้มาจากค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ได้แก่

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

1. ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (Mean Square Error : MSE)

เป็นค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ที่วัดจากค่าความคลาดเคลื่อน โดยค่า MSE จะไวต่อค่าความคลาดเคลื่อนขนาดใหญ่ เพราะได้จากการนำค่าความคลาดเคลื่อนแต่ละค่ามายกกำลังสอง หน่วยของข้อมูลคือ หน่วยยกกำลังสอง

$$MSE = \frac{\sum_{t=1}^n e_t^2}{n} \quad ; t = 1, 2, 3, \dots, n$$

โดยที่ $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$

e_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ณ เวลา t

Y_t คือ ข้อมูลหรือค่าสังเกต ณ เวลา t

$\hat{Y}_t$ คือ ค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

n คือ จำนวนอนุกรมเวลา

2. ค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent Error : MAPE)

เป็นค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ที่วัดจากค่าความคลาดเคลื่อน โดยค่าวัดความถูกต้องนี้ไม่มีหน่วยและไม่ไวต่อค่าความคลาดเคลื่อนขนาดใหญ่จึงเหมาะที่จะใช้เปรียบเทียบกับอนุกรมเวลา

$$MAPE = \frac{\sum_{t=1}^n \left| \frac{e_t}{Y_t} \right|}{n} \times 100 \quad ; t = 1, 2, 3, \dots, n$$

โดยที่ $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$

e_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ณ เวลา t

Y_t คือ ข้อมูลหรือค่าสังเกต ณ เวลา t

n คือ จำนวนอนุกรมเวลา

2.5 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

วีระ โชติธรรมมาภรณ์ (2550) ศึกษาแนวโน้มการจ้างงานในอุตสาหกรรมสิ่งพิมพ์ ส่วนงานก่อนพิมพ์ เพื่อศึกษาลักษณะของบุคลากรของอุตสาหกรรมสิ่งพิมพ์ ส่วนงานก่อนพิมพ์ในสถานประกอบการที่มีขนาดต่างกัน เพื่อศึกษาปัญหาที่เกี่ยวกับการจ้างงานในอุตสาหกรรมสิ่งพิมพ์ส่วนงานก่อนพิมพ์ ผลการศึกษาพบว่า สถานประกอบการธุรกิจงานก่อนพิมพ์ส่วนใหญ่มีแนวโน้มจ้างงานบุคลากรโดยไม่เลือกเพศในการคัดเลือกเข้าทำงาน แต่ต้องการระดับอายุ 25 – 29 ปี มีระดับการศึกษาปวช. – ปริญญาตรี และมีประสบการณ์อย่างน้อย 1 - 2 ปี ปัญหาที่พบในบุคลากรสถานประกอบการธุรกิจก่อนพิมพ์ส่วนใหญ่เรื่องความเข้าใจในงาน การสื่อสารและความสัมพันธ์เรื่องความเข้าใจในเทคโนโลยีสมัยใหม่ แนวโน้มในการจ้างบุคลากรในสถานประกอบการธุรกิจงานก่อนพิมพ์ในช่วง 1 - 3 ปี มีร้อยละ 57.8

รวีพิมพ์ ฉวีสุข และธนิกานต์ จุฑาเจริญวงศ์ (2550) เพื่อเปรียบเทียบและเลือกวิธีการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่ดีที่สุดในการพยากรณ์ปริมาณความต้องการผลิตภัณฑ์ไก่แปรรูปแช่แข็ง 5 กลุ่มผลิตภัณฑ์ตามชิ้นส่วนไก่ที่ใช้เป็นวัตถุดิบ จำนวน 8 วิธี โดยใช้ข้อมูลปริมาณความต้องการผลิตภัณฑ์ของบริษัทกรณีศึกษาในช่วงปี 2548 – 2549 เกณฑ์ที่ใช้ในการเปรียบเทียบคือค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ในรูป Root mean squared error (RMSE), Mean absolute deviation (MAD) และ Mean absolute percentage error (MAPE) จากนั้นนำวิธีที่เลือกได้มาพยากรณ์ปริมาณความต้องการผลิตภัณฑ์และวางแผนการผลิตไก่ในปี 2550 ผลการวิจัยพบว่าวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับสินค้าที่ใช้ชิ้นส่วนเนื้อไก่เป็นวัตถุดิบได้แก่ วิธีการปรับให้เรียบแบบโฮลท์และวินเทอร์ ที่มีอิทธิพลฤดูกาลแบบคูณและแบบบวก เมื่อนำวิธีการที่เลือกได้เหล่านี้ไปพยากรณ์ปริมาณความต้องการในปี 2550 พบว่า สินค้าที่ใช้เนื้อหน้าอกและเนื้อปีก เป็นวัตถุดิบมีปริมาณความต้องการใกล้เคียงกับปี 2548 และ 2549 สินค้าที่ใช้เนื้อสะโพก เนื้อสันใน และเนื้อน่องเป็นวัตถุดิบมีปริมาณความต้องการเพิ่มสูงขึ้นกว่าปี 2548 และ 2549 จากปริมาณความต้องการชิ้นส่วนไก่ที่พยากรณ์ได้สามารถนำมาคำนวณหาจำนวนไข่ และกำหนดการไข่เข้าฟักในปี 2550 ได้

ยศนันท์ ศุภพิบูลย์กุล และธนัญญา วสุศรี (2552) ทำการศึกษาหาเทคนิคการพยากรณ์ความต้องการที่เหมาะสมโดยใช้วิธีอนุกรมเวลาเพื่อพยากรณ์ความต้องการน้ำมันถั่วเหลืองส่งออก

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ต่างประเทศในเดือนมกราคม พ.ศ. 2552 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2552 สำหรับเทคนิคการพยากรณ์ ที่นำมาศึกษาได้แก่ การหาค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบง่ายและการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล โดย ใช้ค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของเปอร์เซ็นต์ของความคลาดเคลื่อน (MAPE) เป็น ตัววัดประสิทธิภาพของเทคนิคการพยากรณ์ จากการศึกษาพบว่าเทคนิคการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล โดยกำหนดค่า α เท่ากับ 0.029175226 เป็นเทคนิคการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับชุดข้อมูลอนุกรมเวลา ที่นำมาศึกษาซึ่งให้ค่าความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์อยู่ที่ 26.39% ผลการศึกษาพบว่าปริมาณความต้องการน้ำมันถั่วเหลืองส่งออกต่างประเทศในช่วงเวลาของพยากรณ์มีค่าเท่ากับ 347.76 ตันต่อเดือน แต่เนื่องจากน้ำมันถั่วเหลืองเป็นสินค้าอุปโภค-บริโภค ซึ่งความต้องการอาจมีการเปลี่ยนแปลงได้ ดังนั้นจึงมีการศึกษาถึงค่าเบี่ยงเบนในการพยากรณ์เพื่อคาดการณ์ความไม่แน่นอนของความต้องการลูกค้าที่อาจเกิดขึ้นในอนาคต หลังจากนั้นนำเอาค่าการพยากรณ์ที่ได้ดังกล่าวไปวางแผนการผลิตรวมโดยใช้เครื่องมือ Solver ของโปรแกรม Spreadsheet เพื่อศึกษาหาปริมาณการสั่งผลิตน้ำมัน ถั่วเหลืองแต่ละเดือนที่ให้ค่าต้นทุนการผลิตรวมต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่าต้นทุนการผลิตรวม (ทั้งปี) ตั้งแต่เดือนมกราคม ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2552 ในกรณีวางแผนการผลิตรวมด้วยค่าความต้องการปกติ 347.76 ตันต่อเดือน (เหมาะสมสำหรับสถานะตลาดเป็นของผู้ซื้อ) เท่ากับ 2,556,060 บาทและกรณีวางแผนการผลิตรวมด้วยค่าความต้องการที่เปลี่ยนแปลงระหว่าง 241.14 ตัน ถึง 454.39 ตันต่อเดือน (เหมาะสมสำหรับสถานะตลาดเป็นของผู้ขาย) เท่ากับ 6,218,197 บาท

ลักษณะ ฤกษ์เกษม (2557) เป็นการศึกษาและเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์สำหรับการพยากรณ์ความต้องการการใช้ผ้าสำหรับการผลิตชุดปฏิบัติการณ์สำหรับห้องสะอาดโดยใช้ข้อมูลจำนวน 12 เดือนของพ.ศ.2556 เพื่อหาวิธีพยากรณ์ล่วงหน้าที่เหมาะสมที่สุด วิธีการพยากรณ์ที่ใช้ในงานวิจัยนี้มี 4 วิธี คือ วิธีถัวเฉลี่ยเคลื่อนที่ วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลอย่างง่าย วิธีพยากรณ์แบบอิทธิพลฤดูกาลของวินเทอร์ และวิธีการพยากรณ์โดยการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นอย่างง่าย การเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมพิจารณาจากค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่าวิธีการพยากรณ์ที่ให้รูปแบบที่เหมาะสมที่สุด คือวิธีการพยากรณ์โดยการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นอย่างง่ายให้ค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ที่น้อยที่สุด

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ดาว สงวนรัง ศิริกุล ھرรษา เชี่ยวอนันต์ วานิช และมณีนรัตน์ แสงเกษม (2558) ศึกษาหาตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ประชากรที่เป็นโรค ฝ้าระว่างทางระบาดวิทยา ในกรุงเทพมหานครในการศึกษาครั้งนี้ได้นำเทคนิคการพยากรณ์มาช่วยในการวิเคราะห์ข้อมูลประกอบด้วย วิธีเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบง่าย วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบง่าย เทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ วิธีสัดส่วนกับแนวโน้ม และวิธีการปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโสลท์และวินเทอร์ ทั้งนี้พิจารณาวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมจากค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (MAPE) ที่ต่ำที่สุด ข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลหตุยภูมิที่รวบรวมจากสำนักระบาดวิทยา กรมควบคุมโรค กระทรวงสาธารณสุขกรุงเทพมหานคร ลักษณะข้อมูลจำแนกเป็นรายเดือนระหว่างเดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2555 จำนวน 9 โรคและระหว่างเดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2555 จำนวน 1 โรค จากการศึกษาเปรียบเทียบข้อมูลอนุกรมเวลาที่น่าสนใจมาวิเคราะห์โดยทั้ง 5 วิธี พบว่าสำหรับข้อมูลอนุกรมเวลาที่ไม่ม่แนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดกับข้อมูลอนุกรมเวลาส่วนใหญ่ คือ วิธีเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบง่าย ส่วนข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดกับข้อมูลอนุกรมเวลาส่วนใหญ่คือ วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโสลท์และวินเทอร์

นิดา แก้วหาวงษ์ (2558) ศึกษาและเปรียบเทียบตัวแบบการพยากรณ์อนุกรมเวลา 2 ตัวแบบ คือ ตัวแบบ SARIMA และตัวแบบการถดถอยที่มีความคลาดเคลื่อนเป็นตัวแบบ ARMA ข้อมูลที่นำมาใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนของปริมาณการใช้ไฟฟ้าของประเทศไทย ซึ่งแบ่งการพยากรณ์เป็น 2 ช่วงเวลา คือการพยากรณ์ข้อมูลในอดีตตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2545 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2556 เพื่อคัดเลือกตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดในแต่ละตัวแบบพยากรณ์ทั้ง 2 ตัวแบบ และการพยากรณ์ล่วงหน้าตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2557 ถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2557 จำนวน 5 เดือน เพื่อคัดเลือกตัวแบบที่ดีที่สุดมา 1 ตัวแบบ โดยเกณฑ์ที่ใช้ในการเปรียบเทียบความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์คือค่าเฉลี่ยของค่าสัมบูรณ์ เปอร์เซนต์ความคลาดเคลื่อน (MAPE) จากการศึกษาพบว่าตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์ปริมาณ การใช้ไฟฟ้าของประเทศไทย คือตัวแบบการถดถอยที่มีความคลาดเคลื่อนเป็นตัวแบบ ARMA (2,6,20) โดย ตัวแบบที่ได้มีค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ล่วงหน้าเมื่อวัดด้วยค่า MAPE ต่ำที่สุดเท่ากับ 1.7898%

โดยมีตัวแปรอิสระคือ เวลา ดัชนีอิทธิพลฤดูกาล และผลกระทบเนื่องจากเหตุการณ์ผิดปกติ และเอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนลิขสิทธิ์ไว้เพื่อใช้ในการเรียนการสอนเท่านั้น ไม่สามารถนำเอกสารนี้ไปเผยแพร่ในที่สาธารณะได้ หากฝ่าฝืนจะมีความผิดตามกฎหมายลิขสิทธิ์ และขอสงวนสิทธิ์ในเนื้อหา ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์มีสมบัติตามทฤษฎีกล่าวคือ มีการแจกแจงแบบปกติ ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง มีค่าเฉลี่ยไม่แตกต่างจากศูนย์ มีความแปรปรวนคงที่ และตัวแบบที่ได้มีความเหมาะสมเมื่อทดสอบด้วยสถิติ Q ของบ็อกซ์และจุง

วรางคณา กิริติวิบูลย์ (2558) ศึกษาตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับปริมาณน้ำฝนอำเภอเมือง จังหวัดน่าน ซึ่งข้อมูลที่ใช้ในการวิจัยเป็นปริมาณน้ำฝนเฉลี่ยต่อเดือนจากศูนย์อุทกวิทยาและบริหารน้ำภาคเหนือตอนบนกรมชลประทาน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนสิงหาคม 2556 จำนวน 188 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 จำนวน 180 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2555 สำหรับการศึกษาตัวแบบพยากรณ์ โดยเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีอิทธิพลฤดูกาลอย่างง่าย และวิธีการพยากรณ์รวมข้อมูลชุดที่ 2 จำนวน 8 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนสิงหาคม 2556 สำหรับการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่าจากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด

บทที่ 3

วิธีการดำเนินงานวิจัย

ในบทนี้จะกล่าวถึงวิธีการดำเนินงานวิจัย ตั้งแต่จำนวนข้อมูลที่ใช้ ขั้นตอนการสร้างตัวแบบ และเทคนิคต่างๆ ที่นำมาใช้ในการพยากรณ์ในครั้งนี้

3.1 ลักษณะข้อมูลและแหล่งที่มาของข้อมูล

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้เป็นข้อมูลทุติยภูมิ โดยเป็นข้อมูลจำนวนแรงงานจากสำนักงานสถิติแห่งชาติ เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 รวมทั้งสิ้น 132 เดือน โดยแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ส่วน คือ ข้อมูล 120 เดือนแรก (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558) จะนำมาหาตัวแบบและข้อมูล 12 เดือนสุดท้าย (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2559 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559) จะนำมาใช้ในการตรวจสอบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ โดยมีอุตสาหกรรม ดังต่อไปนี้

1. อุตสาหกรรมการผลิต
2. อุตสาหกรรมการก่อสร้าง
3. อุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน

3.2 ขั้นตอนการสร้างตัวแบบ

โดยข้อมูลที่ใช้ในการหาตัวแบบคือ จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558) มีลักษณะดังนี้

3.2.1 การทดสอบแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลของอนุกรมเวลา

การทดสอบแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล ต้องทราบการแจกแจงของข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามี การแจกแจงแบบปกติหรือไม่ และเลือกใช้วิธีที่เหมาะสมในการทดสอบแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล

3.2.1.1 ทดสอบการแจกแจงของข้อมูล โดยใช้การทดสอบ Lilliefors's จะได้ว่า

1. จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต มีการแจกแจงแบบปกติ
2. จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง มีการแจกแจงแบบปกติ
3. จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน ไม่ได้มีการแจกแจงแบบปกติ

ผลการทดสอบการแจกแจงของข้อมูลจำนวนแรงงานในอุตสาหกรรมทั้ง 3 อุตสาหกรรม

ดังตาราง ข-1 (ภาคผนวก ข)

3.2.1.2 ทดสอบแนวน้อย

จากหัวข้อ 3.2.1.1 พบว่าข้อมูลมีทั้งที่มีการแจกแจงแบบปกติ และไม่ได้มีการแจกแจงแบบปกติจะเลือกวิธีการทดสอบแนวน้อย ดังต่อไปนี้

1. จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต ใช้การทดสอบแบบใช้พารามิเตอร์ของ Box-Ljung พบว่าอนุกรมเวลา มีแนวน้อย ดังตาราง ค-1 (ภาคผนวก ค)
2. จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง ใช้การทดสอบแบบใช้พารามิเตอร์ของ Box-Ljung พบว่าอนุกรมเวลา มีแนวน้อย ดังตาราง ค-1 (ภาคผนวก ค)
3. จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน ใช้การทดสอบแบบไม่ใช้พารามิเตอร์ของ Daniel พบว่าอนุกรมเวลา มีแนวน้อย ดังตาราง ค-2 (ภาคผนวก ค)

3.2.1.3 ทดสอบอิทธิพลฤดูกาล

จากหัวข้อ 3.2.1.1 พบว่าข้อมูลมีทั้งการแจกแจงแบบปกติ และไม่ได้มีการแจกแจงปกติ จะเลือกวิธีการทดสอบอิทธิพลฤดูกาล ดังต่อไปนี้

1. จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต ใช้การทดสอบแบบใช้พารามิเตอร์ของ ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ พบว่าอนุกรมเวลา มีอิทธิพลฤดูกาล ดังตาราง ง-1 (ภาคผนวก ง)
2. จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง ใช้การทดสอบแบบใช้พารามิเตอร์ของ ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ พบว่าอนุกรมเวลา มีอิทธิพลฤดูกาล ดังตาราง ง-1 (ภาคผนวก ง)
3. จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน ใช้การทดสอบแบบไม่ใช้พารามิเตอร์ของ Kruskal-Wallis พบว่าอนุกรมเวลา มีอิทธิพลฤดูกาล ดังตาราง ง-2 (ภาคผนวก ง)

3.2.2 เทคนิคการสร้างตัวแบบของอนุกรมเวลา

เนื่องจากอนุกรมเวลามีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง ดังนั้น จึงเลือกวิธีที่เหมาะสมกับลักษณะของอนุกรมเวลามาทำการศึกษา ดังนี้

1. เทคนิคการแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

1.1 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก

1.2 วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ

ใช้โปรแกรม Excel และใช้โปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ Minitab ช่วยในการวิเคราะห์อนุกรมเวลา

2. เทคนิคการปรับให้เรียบ

2.1 เทคนิคการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method)

2.1.1 วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก

2.1.2 วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ

ใช้โปรแกรม Excel ช่วยในการวิเคราะห์อนุกรมเวลา และใช้โปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ Minitab ในการหาค่าเริ่มต้น

3. เทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

ใช้โปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ Minitab ช่วยในการวิเคราะห์อนุกรมเวลา

3.2.3 เลือกตัวแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสม

นำข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินมาทำการพยากรณ์ทั้ง 3 เทคนิค ได้แก่ เทคนิคการแยกส่วนประกอบ เทคนิคการปรับให้เรียบ และเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ จะใช้ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ในการเลือกตัวแบบที่เหมาะสม โดยวิธีการพยากรณ์ใดให้ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสองต่ำที่สุด นั่นคือ วิธีนั้นเหมาะสมที่สุด

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

3.3 การพยากรณ์

นำตัวแบบที่เหมาะสมจากขั้นตอนที่ 3.2 มาหาค่าพยากรณ์ 12 หน่วยเวลา แล้วนำค่าสังเกตและค่าที่ได้จากการพยากรณ์มาพล็อตกราฟเปรียบเทียบพร้อมทั้งหาค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) และค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (MAPE)

3.4 สรุปผล

สรุปผลการพยากรณ์สำหรับจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

บทที่ 4

ผลการวิจัยและการอภิปรายผล

ในส่วนนี้จะนำเสนอผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนแรงงาน โดยแยกตามอุตสาหกรรม ซึ่งมีทั้งหมด 3 อุตสาหกรรม ได้แก่ อุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน

โดยแต่ละอุตสาหกรรมจะทำการวิเคราะห์ 3 เทคนิค คือ

1. เทคนิคการแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)
2. เทคนิคการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method)
3. เทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

โดยทำการเปรียบเทียบผลการวิเคราะห์ของทั้ง 3 เทคนิค เพื่อเลือกรูปแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดของแต่ละอุตสาหกรรม ซึ่งจะพิจารณาจากค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ที่ต่ำที่สุด

โดยผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาของอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และ อุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน แสดงในหัวข้อที่ 4.1 4.2 และ 4.3 ตามลำดับ จากนั้นนำสมการพยากรณ์จำนวนแรงงานที่ดีที่สุดของแต่ละอุตสาหกรรม มาเปรียบเทียบกับค่าสังเกต 12 ค่าที่เก็บไว้ และคำนวณค่า MSE ของค่าพยากรณ์เพื่อเปรียบเทียบกับค่าสังเกตแสดงในหัวข้อที่ 4.4

4.1 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาของอุตสาหกรรมการผลิต

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนแรงงานการผลิต ในการหาตัวแบบและการพยากรณ์ ทั้ง 3 เทคนิค ดังนี้

4.1.1 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยเทคนิคการแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

เนื่องจากอนุกรมเวลามีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล จึงต้องหาค่าประกอบทั้ง 2 ส่วน โดยเริ่มจากการหาค่าอิทธิพลฤดูกาลจากการนำข้อมูลอนุกรมเวลาที่ทำการปรับค่าแนวโน้มออก ($Y_t - MA_t$) จากนั้นทำการหาค่าแนวโน้มจากข้อมูลอนุกรมเวลาที่ปรับค่าอิทธิพลฤดูกาลออกไป ($Y_t - S_t^*$) โดยการหาค่าแนวโน้มที่เหมาะสมจากสมการแนวโน้ม ที่เป็นไปได้ทั้ง 3 รูปแบบ ได้แก่ รูปแบบแนวโน้มเส้นตรง (Linear Trend) รูปแบบแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล (Exponential Trend) และ รูปแบบแนวโน้มควอดราติก (Quadratic Trend)

นำค่าอิทธิพลฤดูกาลและแนวโน้มรูปแบบต่างๆ มาสร้างตัวพยากรณ์รูปแบบบวก และ รูปแบบคูณ จะได้สมการพยากรณ์ 3 สมการ โดยจะเลือกสมการที่สร้างจากค่าสมการแนวโน้มที่เหมาะสมที่สุดโดยพิจารณาจากค่า MSE โดยใช้วิธีการวิเคราะห์ ดังต่อไปนี้

1. วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก

นำข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 มาทำการวิเคราะห์โดยเทคนิคการแยกส่วนประกอบ ด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก

จากสมการพยากรณ์ที่ให้ค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าอนุกรมเวลามากที่สุด แสดงผลการเปรียบเทียบดังตาราง จ-1 (ภาคผนวก จ)

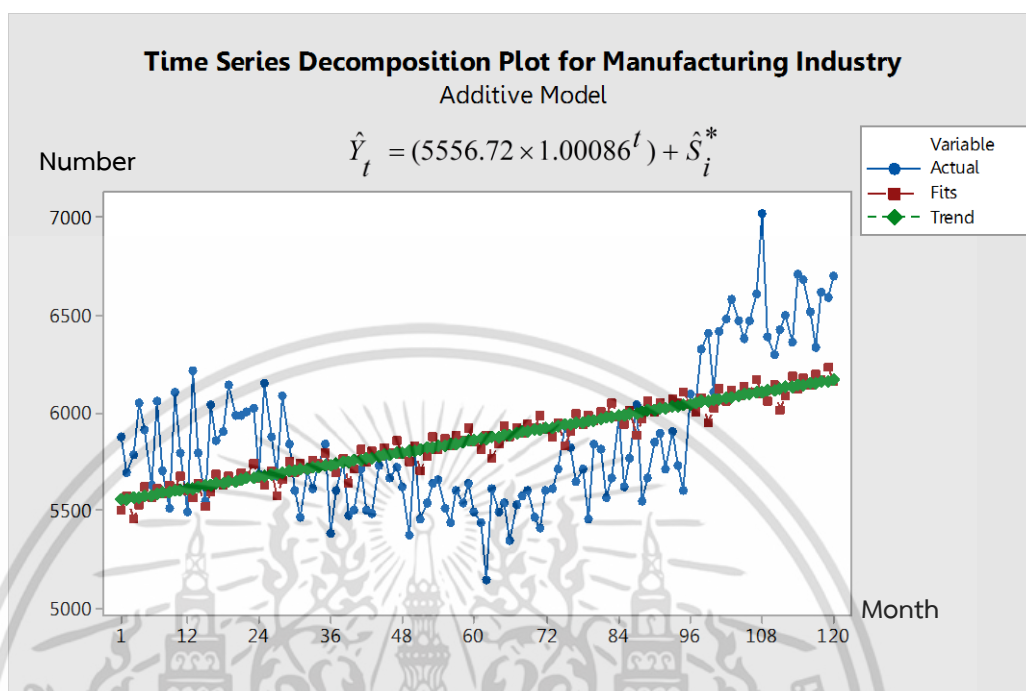
ผลจากการเปรียบเทียบค่า MSE ทำให้สามารถเลือกสมการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด คือ สมการพยากรณ์ที่มีรูปแบบแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล (Exponential Trend) จะได้สมการพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (5556.72 \times 1.00086^t) + \hat{S}_t^*$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต ที่มีแนวโน้มรูปแบบ
เอ็กซ์โปเนนเชียลและมีอิทธิพลฤดูกาล แสดงดังรูปที่ 4.1 ซึ่งให้ค่า $MSE = 104,494.72$



รูปที่ 4.1 ผลการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตรูปแบบบวก มีแนวโน้มรูปแบบ
เอ็กซ์โปเนนเชียล

สำหรับการประมาณค่าอิทธิพลฤดูกาล ($\hat{S}_i(t)$) ที่ปรับแล้ว ภายใต้เงื่อนไขของ
อิทธิพลฤดูกาลเป็น 0 ได้ค่าอิทธิพลฤดูกาลดังนี้

$$\begin{array}{llll} \hat{S}_1^* = 252.11 & \hat{S}_2^* = 268.32 & \hat{S}_3^* = 174.09 & \hat{S}_4^* = 303.82 \\ \hat{S}_5^* = 75.15 & \hat{S}_6^* = -206.25 & \hat{S}_7^* = -99.31 & \hat{S}_8^* = -165.53 \\ \hat{S}_9^* = -100.37 & \hat{S}_{10}^* = 153.3 & \hat{S}_{11}^* = -259.5 & \hat{S}_{12}^* = -395.83 \end{array}$$

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 1 คือ $\hat{S}_1^* = 252.11$ หมายความว่ามีความสูงค่าสูงกว่าปกติ 252.11 ใน
ทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 4, 5 และ 10 จะมีความสูงค่าสูงกว่าปกติ 268.32, 174.09,
303.82, 75.15 และ 153.3 ตามลำดับ

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 6 คือ $\hat{S}_6^* = -206.25$ หมายความว่ามีความต่ำค่าต่ำกว่าปกติ
206.25 ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 7, 8, 9, 11 และ 12 จะมีความต่ำค่าต่ำกว่าปกติ
-99.31, -165.53, -100.37, -259.5 และ -395.83 ตามลำดับ

เอกสารนี้เป็นเอกสารลิขสิทธิ์ของมหาวิทยาลัยราชภัฏวไลยอลงกรณ์
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

2. วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ

นำข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 มาทำการวิเคราะห์โดยเทคนิคการแยกส่วนประกอบ ด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบคูณ

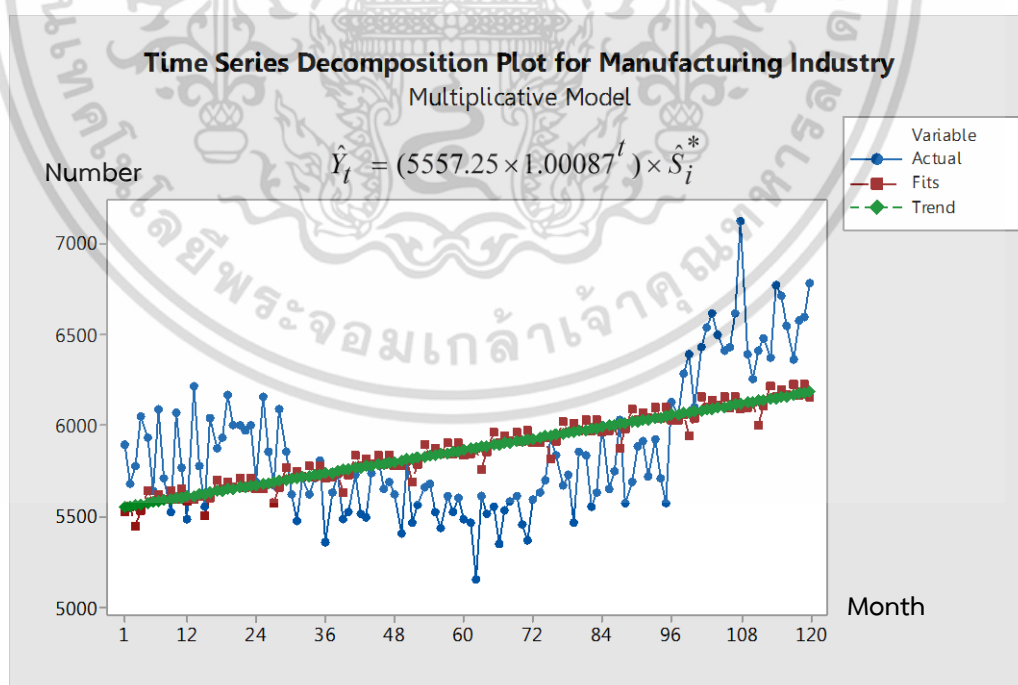
จากสมการพยากรณ์ที่ให้ค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าอนุกรมเวลามากที่สุด แสดงผลการเปรียบเทียบดังตาราง จ-1 (ภาคผนวก จ)

ผลจากการเปรียบเทียบค่า MSE ทำให้สามารถเลือกสมการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด คือสมการพยากรณ์ที่มีรูปแบบแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล (Exponential Trend) จะได้สมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (5557.25 \times 1.00087^t) \times \hat{S}_i^*$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเดือน)

จากการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต ที่มีแนวโน้มรูปแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลและมีอิทธิพลฤดูกาล แสดงดังรูปที่ 4.2 ซึ่งให้ค่า MSE = 105,916.03



รูปที่ 4.2 ผลการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตรูปแบบคูณ มีแนวโน้มรูปแบบ

เอ็กซ์โปเนนเชียล

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สำหรับการประมาณค่าอิทธิพลฤดูกาล ($\hat{S}_i(t)$) ที่ปรับแล้ว ภายใต้เงื่อนไขของอิทธิพลฤดูกาลเป็น 12 ได้ค่าอิทธิพลฤดูกาลดังนี้

$$\begin{array}{cccc} \hat{S}_1^* = 1.04 & \hat{S}_2^* = 1.05 & \hat{S}_3^* = 1.03 & \hat{S}_4^* = 1.05 \\ \hat{S}_5^* = 1.01 & \hat{S}_6^* = 0.96 & \hat{S}_7^* = 0.98 & \hat{S}_8^* = 0.97 \\ \hat{S}_9^* = 0.98 & \hat{S}_{10}^* = 1.03 & \hat{S}_{11}^* = 0.96 & \hat{S}_{12}^* = 0.93 \end{array}$$

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 1 คือ $\hat{S}_1^* = 1.04$ หมายความว่ามีความสูงค่าสูงกว่าปกติ 4% ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 4, 5 และ 10 จะมีค่าสูงกว่าปกติ 5%, 3%, 5%, 1% และ 3% ตามลำดับ

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 6 คือ $\hat{S}_6^* = 0.96$ หมายความว่ามีความต่ำค่าต่ำกว่าปกติ 4% ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 7, 8, 9, 11 และ 12 จะมีค่าต่ำกว่าปกติ 2%, 0.03%, 2%, 4% และ 7% ตามลำดับ

4.1.2 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยเทคนิคการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method)

1. วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์สำหรับรูปแบบบวก

นำค่าสังเกต 60 ค่าแรก แทลงลงในโปรแกรม Minitab เพื่อหาค่าเริ่มต้นด้วย Decomposition โดยเลือกเป็นรูปแบบบวก หรือใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ ได้ผลการแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (5,927.2 - 6.27767t) + \hat{S}_i$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

ทำการวิเคราะห์ด้วยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก ทั้งหมด 120 ค่า จากนั้นใช้โปรแกรม Solver ใน Microsoft Excel เพื่อคำนวณหาค่าปรับน้ำหนัก α , γ และ δ ที่ทำให้ค่า MSE มีค่าต่ำที่สุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักรูปแบบบวก คือ $\alpha = 0.4157$, $\gamma = 0.0275$ และ $\delta = 0.8738$ ทำให้ค่า MSE ต่ำที่สุด โดยมีค่า MSE = 46,112.7445

ตารางที่ 4.1 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_t(t)$, $\hat{\beta}_1(t)$, $\hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก ตั้งแต่ $t = 109, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.4157$, $\gamma = 0.0276$ และ $\delta = 0.8738$

ปี	เดือน	t	Y_t	$\hat{Y}_{t+1}(t)$	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{S}_i(t)$
2558	ม.ค.	109	6,645.19	7,016.9599	-365.3883	6,524.3161	17.4688	147.8123
	ก.พ.	110	6,572.27	6,813.7778	-444.6899	6,356.9209	12.3714	248.1341
	มี.ค.	111	6,603.57	6,523.6757	-210.2078	6,281.9059	9.9619	337.1618
	เม.ย.	112	6,807.34	6,611.0935	283.6643	6,409.7910	13.2134	376.6357
	พ.ค.	113	6,438.05	6,283.7935	-173.0435	6,351.0678	11.2299	99.7399
	มิ.ย.	114	6,502.57	6,484.5371	218.7765	6,453.2462	13.7376	33.1944
	ก.ค.	115	6,585.54	6,357.2923	101.0029	6,508.9722	14.8954	69.1213
	ส.ค.	116	6,351.24	6,447.2307	-6.0523	6,521.3516	14.8260	-169.6654
	ก.ย.	117	6,237.21	6,620.1654	-210.0207	6,448.8690	12.4186	-196.1751
	ต.ค.	118	6,774.08	6,307.8274	153.9146	6,525.2721	14.1829	237.4605
	พ.ย.	119	6,338.55	6,526.3081	30.7226	6,552.2268	14.5351	-215.9419
	ธ.ค.	120	6,310.2	6,636.7929	-216.1081	6,476.9227	12.0579	-150.7901

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากตารางที่ 4.1 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (6,476.9227 + 12.0579p) + \hat{S}_i(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$

เนื่องจากผลรวมของค่าอิทธิพลฤดูกาล ($\hat{S}_i(t)$) ไม่เท่ากับ 0 จึงแปลงค่าอิทธิพลฤดูกาลใหม่ ให้ผลรวมเป็น 0 จะได้สมการพยากรณ์และค่าอิทธิพลฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (6,544.98 + 12.0579p) + \hat{S}_i^*(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$ โดยมีอิทธิพลฤดูกาล ดังนี้

$$\hat{S}_1^* = 79.7550 \quad \hat{S}_2^* = 180.0768 \quad \hat{S}_3^* = 269.1045 \quad \hat{S}_4^* = 308.5784$$

$$\hat{S}_5^* = 31.6826 \quad \hat{S}_6^* = -34.8629 \quad \hat{S}_7^* = 1.0640 \quad \hat{S}_8^* = -237.7227$$

$$\hat{S}_9^* = -264.2324 \quad \hat{S}_{10}^* = 169.4032 \quad \hat{S}_{11}^* = -283.9992 \quad \hat{S}_{12}^* = -218.8474$$

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 1 คือ $\hat{S}_1^* = 79.7550$ หมายความว่าค่าสูงกว่าปกติ 79.7550 ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 4, 5, 7 และ 10 จะมีค่าสูงกว่าปกติ 180.0768, 269.1045, 308.5784, 31.6826, 1.0640 และ 169.4032 ตามลำดับ

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 6 คือ $\hat{S}_6^* = -34.8629$ หมายความว่าค่าต่ำกว่าปกติ -34.8629 ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 8, 9, 11 และ 12 จะมีค่าต่ำกว่าปกติ -237.7227, -264.2324, -283.9992 และ -218.8474 ตามลำดับ

2. วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์สำหรับรูปแบบคูณ

นำค่าสังเกต 60 ค่าแรก แทลงลงในโปรแกรม Minitab เพื่อหาค่าเริ่มต้นด้วย Decomposition โดยเลือกเป็นรูปแบบคูณ หรือใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ ได้สมการแนวโน้ม และอิทธิพลฤดูกาล ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (5,924.3 - 6.18207t) \times \hat{S}_t$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

ทำการวิเคราะห์ด้วยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ ทั้งหมด 120 ค่า จากนั้นใช้โปรแกรม Solver ใน Microsoft Excel เพื่อคำนวณหาค่าปรับน้ำหนัก α, γ และ δ ที่ทำให้ค่า MSE มีค่าต่ำที่สุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักรูปแบบคูณ คือ $\alpha = 0.4471$, $\gamma = 0.0178$ และ $\delta = 0.8944$ ทำให้ค่า MSE ต่ำ โดยมีค่า MSE = 48,182.8107

ตารางที่ 4.2 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t), \hat{S}_t(t)$ ของข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ ตั้งแต่ $t = 109, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.4471$, $\gamma = 0.0179$ และ $\delta = 0.8944$

ปี	เดือน	t	Y_t	$\hat{Y}_{t+1}(t)$	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{S}_t(t)$
2558	ม.ค.	109	6,645.19	7,038.7755	-417.369	6,524.1554	11.2288	1.0223
	ก.พ.	110	6,572.27	6,815.0338	-466.505	6,341.7145	7.7678	1.0406
	มี.ค.	111	6,603.57	6,511.5774	-211.464	6,261.3902	6.1935	1.0566
	เม.ย.	112	6,807.34	6,599.5519	295.7626	6,394.8719	8.4683	1.0618
	พ.ค.	113	6,438.05	6,249.5542	-161.502	6,333.2752	7.2161	1.0180
	มิ.ย.	114	6,502.57	6,459.6815	253.0158	6,455.2677	9.2673	1.0050
	ก.ค.	115	6,585.54	6,340.8917	125.8585	6,520.8520	10.2737	1.0088
	ส.ค.	116	6,351.24	6,451.3598	10.34827	6,535.8915	10.3589	0.9717
	ก.ย.	117	6,237.21	6,622.7115	-214.15	6,449.0899	8.6226	0.9691
	ต.ค.	118	6,774.08	6,276.8941	151.3685	6,523.7072	9.8019	1.0370
	พ.ย.	119	6,338.55	6,502.8616	61.65586	6,562.2042	10.3147	0.9654
	ธ.ค.	120	6,310.2	6,638.9397	-192.662	6,485.4520	8.7588	0.9747

จากตารางที่ 4.2 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (6,485.4520 + 8.7587p) \times \hat{S}_i(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$

เนื่องจากผลรวมของค่าอิทธิพลฤดูกาล ($\hat{S}_i(t)$) ไม่เท่ากับ 12 จึงแปลงค่าอิทธิพลฤดูกาลใหม่ ให้รวมเป็น 12 จะได้สมการพยากรณ์และค่าอิทธิพลฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (6,556.2874 + 8.8544p) \times \hat{S}_i^*(120)$$

(Origin เดือน ธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$ โดยมีอิทธิพลฤดูกาล ดังนี้

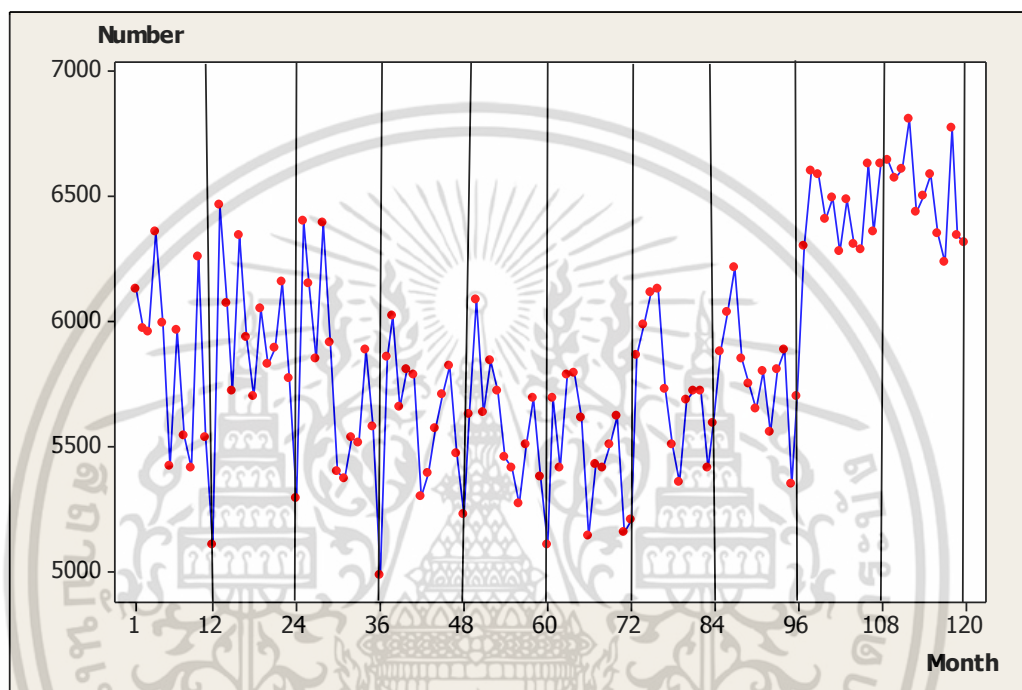
$\hat{S}_1^* = 1.0112$	$\hat{S}_2^* = 1.0294$	$\hat{S}_3^* = 1.0452$	$\hat{S}_4^* = 1.0503$
$\hat{S}_5^* = 1.0070$	$\hat{S}_6^* = 0.9942$	$\hat{S}_7^* = 0.9979$	$\hat{S}_8^* = 0.9612$
$\hat{S}_9^* = 0.9586$	$\hat{S}_{10}^* = 1.0258$	$\hat{S}_{11}^* = 0.9549$	$\hat{S}_{12}^* = 0.9642$

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 1 คือ $\hat{S}_1^* = 1.0112$ หมายความว่ามีความสูงค่าสูงกว่าปกติ 1.12% ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 4, 5 และ 10 จะมีค่าสูงกว่าปกติ 2.94%, 4.52%, 5.03%, 0.7% และ 2.58% ตามลำดับ

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 6 คือ $\hat{S}_6^* = 0.9942$ หมายความว่ามีความต่ำกว่าปกติ 0.58% ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 7, 8, 9, 11 และ 12 จะมีค่าต่ำกว่าปกติ 0.21%, 3.88%, 4.14%, 4.51% และ 3.58% ตามลำดับ

4.1.3 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins Method)

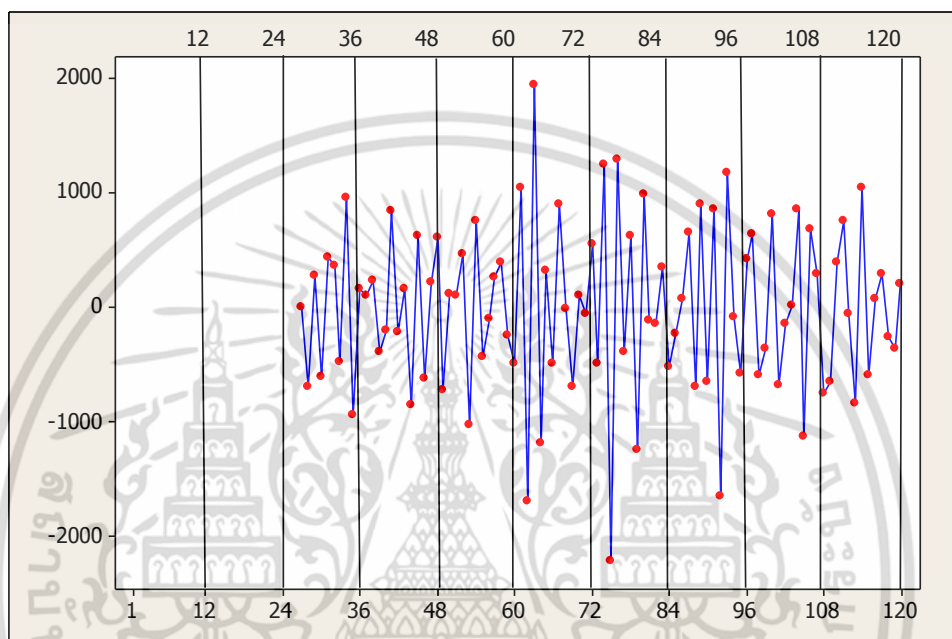
นำข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม ปี 2549 ถึงเดือนธันวาคม ปี 2558 มาพล็อตกราฟเพื่อดูแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล



รูปที่ 4.3 ข้อมูลอนุกรมเวลาของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต

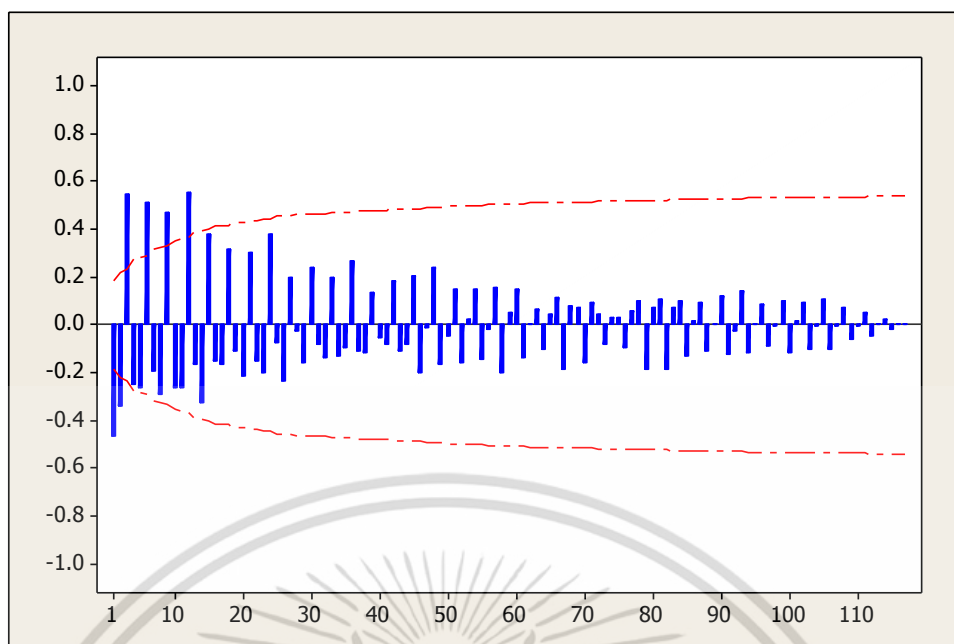
จากรูปที่ 4.3 จะเห็นว่า กราฟมีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง ซึ่งลักษณะการขึ้นลงของกราฟแสดงแนวโน้ม และการเคลื่อนไหวในแต่ละช่วงเวลา 1 ปี มีลักษณะซ้ำๆ กัน แสดงถึงการมีอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง ซึ่งสอดคล้องกับการทดสอบแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล ดังตาราง ค-1 และ ง-1 (ภาคผนวก ค, ง)

จากรูป 4.3 พบว่าอนุกรมเวลาไม่เป็นสเตชันนารี เนื่องจากอนุกรมเวลามีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง ดังนั้น จึงต้องแปลงให้เป็นสเตชันนารีก่อน โดยการหาผลต่างแนวโน้มและผลต่างอิทธิพลฤดูกาลจนกระทั่งได้อนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารีแล้ว จากการหาผลต่างแนวโน้ม 2 ครั้ง และหาผลต่างอิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง ได้ผลดังรูป 4.4

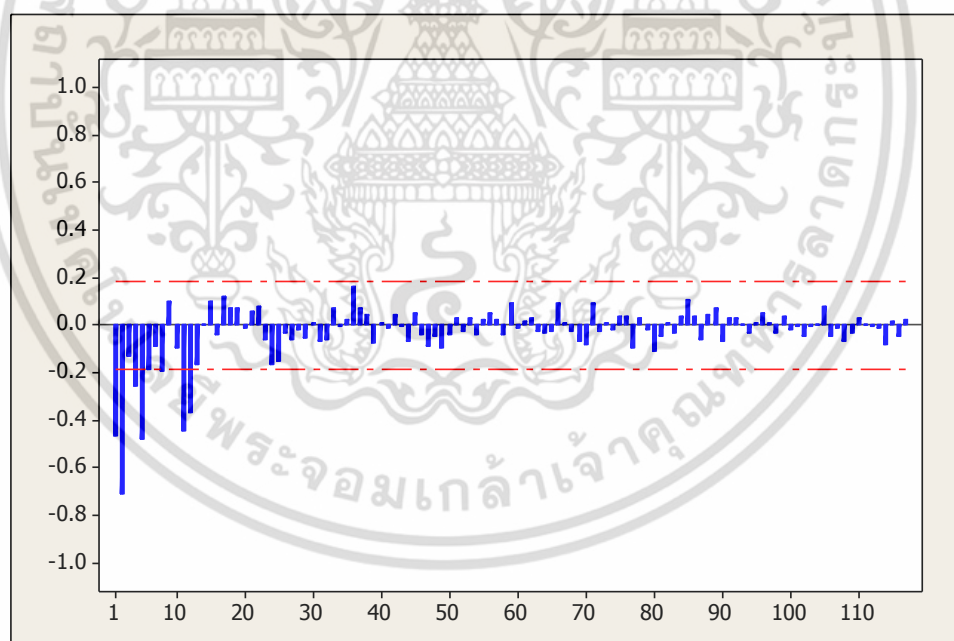


รูปที่ 4.4 อนุกรมเวลาของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต ที่ได้จากการหาผลต่างแนวโน้ม 2 ครั้ง และหาผลต่างอิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง

จากรูป 4.4 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่ได้จากการหาผลต่างผลต่างแนวโน้ม 2 ครั้ง และหาผลต่างอิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ดังนั้น อนุกรมเวลาชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี นำอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารีไปพล็อตคอเรโลแกรมของ Autocorrelation (ACF) และ Partial-Autocorrelation (PACF) เพื่อไปหาตัวแบบ ดังรูป 4.5-4.8

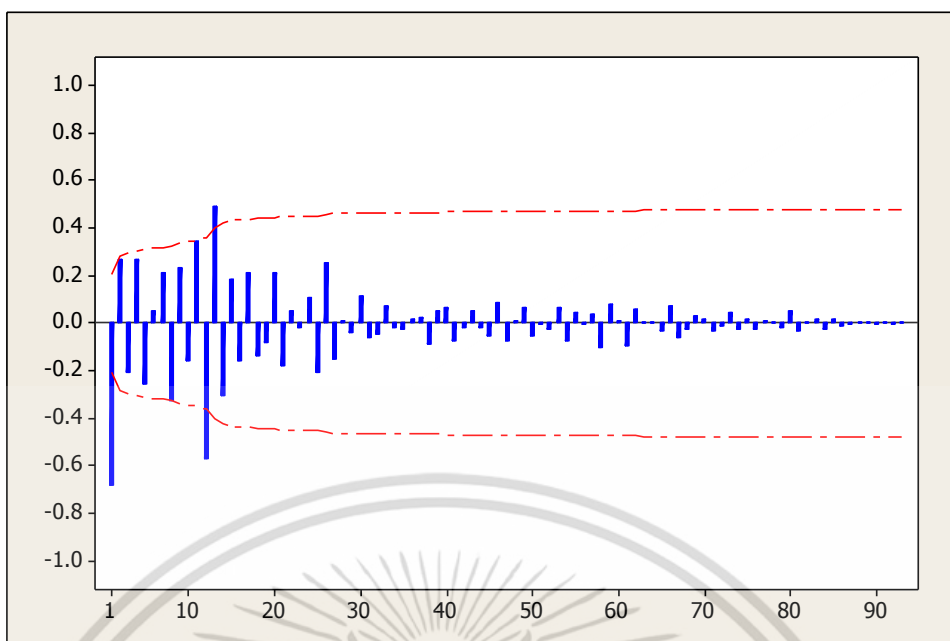


รูปที่ 4.5 คอเรโลแกรม ACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตที่ได้จากการหาผลต่าง
แนวโน้ม 2 ครั้ง

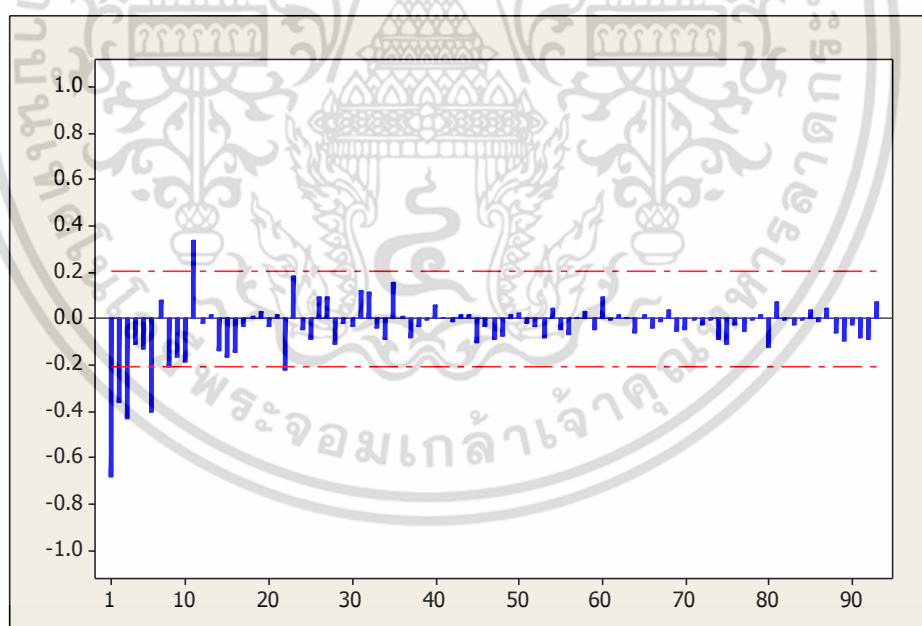


รูปที่ 4.6 คอเรโลแกรม PACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตที่ได้จากการหาผลต่าง
แนวโน้ม 2 ครั้ง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.7 คอเรโลแกรม ACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตที่ได้จากการหาผลต่าง
อิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง



รูปที่ 4.8 คอเรโลแกรม PACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตที่ได้จากการหาผลต่าง
อิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.5 และ 4.6 ซึ่งเป็นการหาผลต่างแนวโน้ม 2 ครั้ง คอเรโลแกรม ACF มีลักษณะ cut off lag ที่ 2 และ คอเรโลแกรม PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว และจากรูปที่ 4.7 และ 4.8 ซึ่งเป็นการหาผลต่างอิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง และ คอเรโลแกรม ACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว และคอเรโลแกรม PACF มีลักษณะ cut off lag ที่ 2 ดังนั้นตัวแบบที่เป็นไปได้ของอนุกรมเวลา จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต คือ $ARIMA(0,2,2) \times SARIMA(2,2,0)_{12}$ ซึ่งจะต้องตรวจสอบความเหมาะสมตัวแบบ ดังต่อไปนี้

1. พิจารณาว่าพารามิเตอร์ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่

จากรูปแบบ $ARIMA(0,2,2) \times SARIMA(2,2,0)_{12}$ พิจารณาพารามิเตอร์ ดังนี้

ตารางที่ 4.3 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(0,2,2) \times SARIMA(2,2,0)_{12}$

Statistic	ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Coef)	ส่วนเบี่ยงเบนค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (SE Coef)	ค่าสถิติ (T)	p-value
$\hat{\phi}_{12}$	-1.0223	0.0995	-10.27	0.000
$\hat{\phi}_{24}$	-0.5734	0.1041	-5.51	0.000
$\hat{\theta}_1$	1.126	0.0033	343.35	0.000
$\hat{\theta}_2$	-0.1531	0.0936	-1.64	0.105
$\hat{\theta}_0$	-1.654	1.358	-1.22	0.226

จากตารางที่ 4.3 จะพิจารณาพารามิเตอร์ $\hat{\theta}_0$ เป็นอันดับแรกว่ามีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่ และเนื่องจากค่า p-value ของค่า $\hat{\theta}_0 > 0.05$ แสดงว่ามีค่าไม่แตกต่างจากศูนย์ จึงควรตัดออกจากตัวแบบ ดังนั้นจึงปรับตัวแบบใหม่ ได้ดังตารางที่ 4.4

ตารางที่ 4.4 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(0,2,2) \times SARIMA(2,2,0)_{12}$

ที่ปรับแล้ว

Statistic	ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Coef)	ส่วนเบี่ยงเบนค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (SE Coef)	ค่าสถิติ (T)	p-value
$\hat{\phi}_{12}$	-1.048	0.1019	-10.29	0.000
$\hat{\phi}_{24}$	-0.5673	0.1068	-5.31	0.000
$\hat{\theta}_1$	1.3284	0.001	1266.83	0.000
$\hat{\theta}_2$	-0.358	0.0632	-5.66	0.000

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้ทำไปเผยแพร่โดยไม่ได้รับอนุญาต
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

หลังจากที่ได้ปรับตัวแบบใหม่ ดังตาราง 4.4 ทำการพิจารณาว่า พารามิเตอร์ในตัวแบบ $ARIMA(0,2,2) \times SARIMA(2,2,0)_{12}$ มีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่ โดยมีสมมติฐานการทดสอบ ดังนี้

$$H_0 : \hat{\phi}_{12} = 0$$

$$H_1 : \hat{\phi}_{12} \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\phi}_{12}$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05 สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_{12}$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\phi}_{12}$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\phi}_{24} = 0$$

$$H_1 : \hat{\phi}_{24} \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\phi}_{24}$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05 สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_{24}$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\phi}_{24}$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\theta}_1 = 0$$

$$H_1 : \hat{\theta}_1 \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\theta}_1$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05 สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\theta}_1$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\theta}_1$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\theta}_2 = 0$$

$$H_1 : \hat{\theta}_2 \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\theta}_2$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05 สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\theta}_2$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\theta}_2$ ควรมีในตัวแบบ

2. การทดสอบ Box-Ljung เป็นการทดสอบความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ (e_t) ว่าเป็นอิสระกันหรือไม่

จากเงื่อนไขการทดสอบของเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ หลังจากทดสอบพารามิเตอร์ว่ามีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่แล้วนั้น ต้องทำการทดสอบความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ เพื่อดูว่าตัวแบบนั้นมีความเหมาะสมที่จะนำไปใช้พยากรณ์ต่อไป การทดสอบทำได้ดังนี้

ตาราง 4.5 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อน การทดสอบ Box-Ljung

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	12.7	28.1	36.9	51.7
DF	8	20	32	44
p-value	0.123	0.107	0.252	0.198

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อน ที่ได้จากการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต ว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยสถิติ Box-Ljung ตามสมมติฐาน ดังนี้

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

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

จากการทดสอบพบว่าค่า p-value > 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_{24}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) = \text{บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 24$$

จากการทดสอบพบว่าค่า p-value > 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_{36}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) = \text{บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 36$$

จากการทดสอบพบว่าค่า $p\text{-value} > 0.05$ จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_{48}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) = \text{บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 48$$

จากการทดสอบพบว่าค่า $p\text{-value} > 0.05$ จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ดังนั้น แสดงให้เห็นว่าตัวแบบ $ARIMA(0,2,2) \times SARIMA(2,2,0)_{12}$ นั้น เป็นตัวแบบที่เหมาะสมแล้ว และมีค่า $MSE = 76,110$



4.1.4 การเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์

เมื่อนำตัวแบบการพยากรณ์ที่ดีที่สุดสำหรับอุตสาหกรรมการผลิตของทั้ง 3 เทคนิค มาทำการเปรียบเทียบกันอีกครั้ง โดยแสดงค่า MSE ที่ได้จากการคำนวณ ดังตารางที่ 4.6

ตารางที่ 4.6 ผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ของการพยากรณ์ทั้ง 3 เทคนิคของอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต

เทคนิคการพยากรณ์	MSE
1. การแยกส่วนประกอบ - วิธีสัดส่วนค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก $\hat{Y}_t = (5556.72 \times 1.00086^t) + \hat{S}_t^*$ - วิธีสัดส่วนค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบคูณ $\hat{Y}_t = (5557.25 \times 1.00087^t) \times \hat{S}_t^*$	104,494.7200 105,916.0300
2. การปรับให้เรียบ - วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก $\hat{Y}_{120+p}(120) = (6,544.98 + 12.0579p) + \hat{S}_t(120)$ - วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ $\hat{Y}_{120+p}(120) = (6,556.2874 + 8.8544p) \times \hat{S}_t(120)$	46,112.7445 48,182.8107
3. บ็อกซ์และเจนกินส์ $ARIMA(0,2,2) \times SARIMA(2,2,0)_{12}$	76,110.0000

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากตารางที่ 4.6 พบว่า เทคนิคการปรับให้เรียบ ด้วยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียล โสลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก มีค่า MSE ต่ำสุด เท่ากับ 46,112.7445 ดังนั้น จึงเป็นวิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต ซึ่งสามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (6,544.98 + 12.0579p) + \hat{S}_i(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$ โดยมีอิทธิพลฤดูกาล ดังนี้

$$\begin{array}{llll} \hat{S}_1^* = 79.7550 & \hat{S}_2^* = 180.0768 & \hat{S}_3^* = 269.1045 & \hat{S}_4^* = 308.5784 \\ \hat{S}_5^* = 31.6826 & \hat{S}_6^* = -34.8629 & \hat{S}_7^* = 1.0640 & \hat{S}_8^* = -237.7227 \\ \hat{S}_9^* = -264.2324 & \hat{S}_{10}^* = 169.4032 & \hat{S}_{11}^* = -283.9992 & \hat{S}_{12}^* = -218.8474 \end{array}$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.2 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนแรงงานการก่อสร้าง ในการหาตัวแบบและการพยากรณ์ทั้ง 3 เทคนิค ดังนี้

4.2.1 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยเทคนิคการแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

เนื่องจากอนุกรมเวลามีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล จึงต้องหาค่าประกอบทั้ง 2 ส่วน โดยเริ่มจากการหาค่าอิทธิพลฤดูกาลจากการนำข้อมูลอนุกรมเวลาที่ทำการปรับค่าแนวโน้มออก ($Y_t - MA_t$) จากนั้นทำการหาค่าแนวโน้มจากข้อมูลอนุกรมเวลาที่ปรับค่าอิทธิพลฤดูกาลออกไป ($Y_t - S_t^*$) โดยการหาค่าแนวโน้มที่เหมาะสมจากสมการแนวโน้ม ที่เป็นไปได้ทั้ง 3 รูปแบบ ได้แก่ รูปแบบแนวโน้มเส้นตรง (Linear Trend) รูปแบบแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล (Exponential Trend) และ รูปแบบแนวโน้มควอดราติก (Quadratic Trend)

นำค่าอิทธิพลฤดูกาลและแนวโน้มรูปแบบต่างๆ มาสร้างตัวพยากรณ์รูปแบบบวก และ รูปแบบคูณ จะได้สมการพยากรณ์ 3 สมการ โดยจะเลือกสมการที่สร้างจากค่าสมการแนวโน้มที่เหมาะสมที่สุดโดยพิจารณาจากค่า MSE โดยใช้วิธีการวิเคราะห์ ดังต่อไปนี้

1. วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก

นำข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 มาทำการวิเคราะห์โดยเทคนิคการแยกส่วนประกอบ ด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก

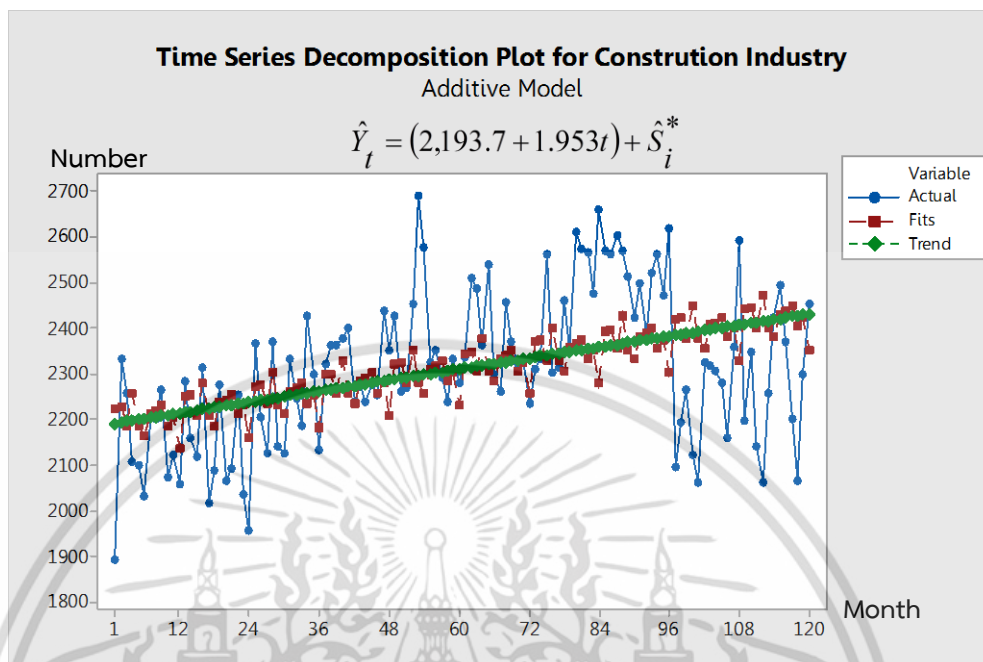
จากสมการพยากรณ์ที่ให้ค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าอนุกรมเวลามากที่สุด แสดงผลการเปรียบเทียบดังตาราง จ-2 (ภาคผนวก จ)

ผลจากการเปรียบเทียบค่า MSE ทำให้สามารถเลือกสมการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด คือ สมการพยากรณ์ที่มีรูปแบบแนวโน้มเส้นตรง (Linear Trend) จะได้สมการพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (2,193.7 + 1.953t) + \hat{S}_t^*$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

จากการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง ที่มีแนวโน้ม
รูปแบบเส้นตรงและมีอิทธิพลฤดูกาล แสดงดังรูปที่ 4.9 ซึ่งให้ค่า $MSE = 22,692.57$



รูปที่ 4.9 ผลการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้างแบบบวกรวมมีแนวโน้มรูปแบบ
เส้นตรง

สำหรับการประมาณค่าอิทธิพลฤดูกาล ($\hat{S}_i(t)$) ที่ปรับแล้ว ภายใต้เงื่อนไขของ
อิทธิพลฤดูกาลเป็น 0 ได้ค่าอิทธิพลฤดูกาลดังนี้

$$\begin{array}{llll} \hat{S}_1^* = 87.96 & \hat{S}_2^* = 216.27 & \hat{S}_3^* = 382.1 & \hat{S}_4^* = 498.36 \\ \hat{S}_5^* = 212.86 & \hat{S}_6^* = -104.26 & \hat{S}_7^* = -204.29 & \hat{S}_8^* = -309.8 \\ \hat{S}_9^* = -77.67 & \hat{S}_{10}^* = -10.76 & \hat{S}_{11}^* = -277.81 & \hat{S}_{12}^* = -412.97 \end{array}$$

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 1 คือ $\hat{S}_1^* = 87.96$ หมายความว่าค่าสูงกว่าปกติ 87.96 ใน
ทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 4 และ 5 จะมีค่าสูงกว่าปกติ 216.27, 382.1,
498.96 และ 212.86 ตามลำดับ

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 6 คือ $\hat{S}_6^* = -104.26$ หมายความว่าค่าต่ำกว่าปกติ
-104.26 ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 7, 8, 9, 10, 11 และ 12 จะมีค่าต่ำกว่าปกติ
-204.29, -309.8, -77.67, -10.76, -277.81 และ -412.97 ตามลำดับ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนลิขสิทธิ์ไว้เพื่อใช้ในการศึกษาเท่านั้น เมื่อได้ให้ไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

2. วิธีสัดส่วนค่ากับเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ

นำข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 มาทำการวิเคราะห์โดยวิธีแยกส่วนประกอบด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบคูณ

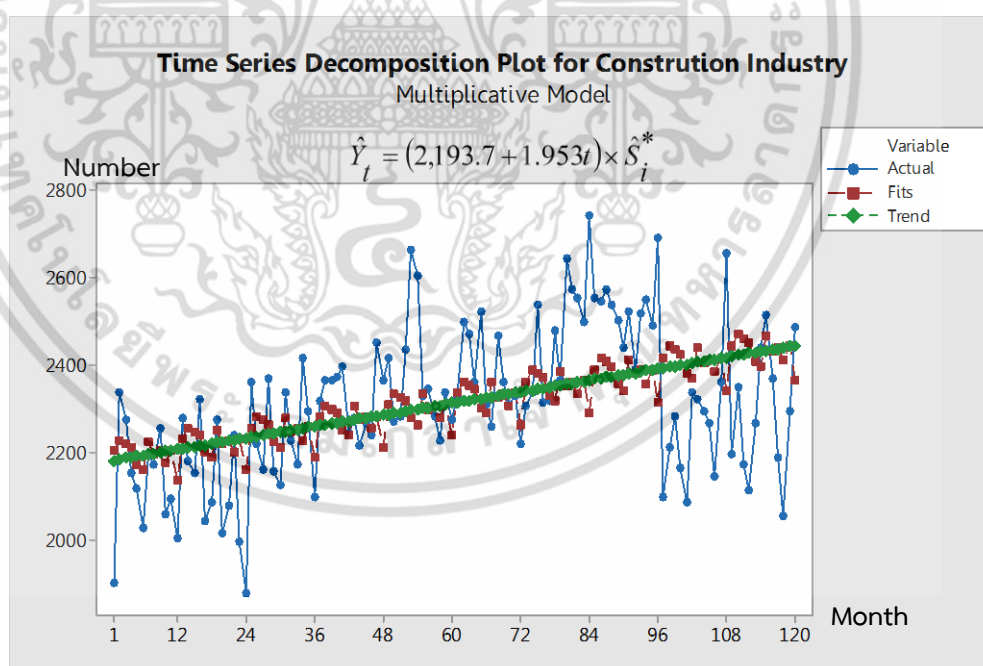
จากสมการพยากรณ์ที่ให้ค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าอนุกรมเวลามากที่สุด แสดงผลการเปรียบเทียบดังตาราง จ-2 (ภาคผนวก จ)

ผลจากการเปรียบเทียบค่า MSE ทำให้สามารถเลือกสมการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด คือ สมการพยากรณ์ที่มีรูปแบบแนวโน้มเส้นตรง (Linear Trend) จะได้สมการพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (2,193.7 + 1.953t) \times \hat{S}_i^*$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

จากการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง ที่มีแนวโน้มรูปแบบเส้นตรงและมีอิทธิพลฤดูกาล แสดงดังรูปที่ 4.10 ซึ่งให้ค่า MSE = 23,658.00



รูปที่ 4.10 ผลการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้างแบบคูณมีแนวโน้มรูปแบบเส้นตรง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สำหรับการประมาณค่าอิทธิพลฤดูกาล ($\hat{S}_i(t)$) ที่ปรับแล้ว ภายใต้เงื่อนไขของอิทธิพลฤดูกาลเป็น 12 ได้ค่าอิทธิพลฤดูกาลดังนี้

$$\begin{array}{cccc} \hat{S}_1^* = 1.04 & \hat{S}_2^* = 1.09 & \hat{S}_3^* = 1.16 & \hat{S}_4^* = 1.21 \\ \hat{S}_5^* = 1.09 & \hat{S}_6^* = 0.95 & \hat{S}_7^* = 0.91 & \hat{S}_8^* = 0.87 \\ \hat{S}_9^* = 0.97 & \hat{S}_{10}^* = 1 & \hat{S}_{11}^* = 0.88 & \hat{S}_{12}^* = 0.82 \end{array}$$

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 1 คือ $\hat{S}_1^* = 1.04$ หมายความว่ามีความสูงกว่าปกติ 0.4% ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 4 และ 5 จะมีความสูงกว่าปกติ 0.9%, 1.6%, 0.5%, 0.1% และ 0.3% ตามลำดับ

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 6 คือ $\hat{S}_6^* = 0.95$ หมายความว่ามีความต่ำกว่าปกติ 5% ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 7, 8, 9, 11 และ 12 จะมีความต่ำกว่าปกติ 9%, 13%, 3%, 12% และ 18% ตามลำดับ

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 10 คือ $\hat{S}_{10}^* = 1$ หมายความว่าค่าไม่มีการเปลี่ยนแปลง

4.2.2 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยเทคนิคการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method)

1. วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์สำหรับรูปแบบบวก

นำค่าสังเกต 24 ค่าแรก แทลงลงในโปรแกรม Minitab เพื่อหาค่าเริ่มต้นด้วย Decomposition โดยเลือกเป็นรูปแบบบวก หรือใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ ได้ผลการแนวโน้ม และอิทธิพลฤดูกาล ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (2,132.7 + 0.422t) + \hat{S}_i$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

ทำการวิเคราะห์ด้วยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวกทั้งหมด 120 ค่า จากนั้นใช้โปรแกรม Solver ใน Microsoft Excel เพื่อคำนวณหาค่าปรับน้ำหนัก α, γ และ δ ที่ทำให้ค่า MSE มีค่าต่ำที่สุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักรูปแบบบวก คือ $\alpha = 0.223354$, $\gamma = 0$ และ $\delta = 0.565322$ ทำให้ค่า MSE ต่ำที่สุด โดยมีค่า MSE = 21,111.1593

ตารางที่ 4.7 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t), \hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรม การก่อสร้าง โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก ตั้งแต่ $t = 109, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.2233$, $\gamma = 0$ และ $\delta = 0.5653$

ปี	เดือน	t	Y_t	$\hat{Y}_{t+1}(t)$	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{S}_i(t)$
2558	ม.ค.	109	2,286.31	2,462.6969	57.32048	2,307.1065	0.422	-40.1474
	ก.พ.	110	2,562.91	2,746.4742	100.2131	2,329.9115	0.422	199.1675
	มี.ค.	111	2,521.82	2,723.9970	-224.654	2,280.1561	0.422	317.5051
	เม.ย.	112	2,560.55	2,405.2489	-163.447	2,244.0716	0.422	371.6566
	พ.ค.	113	2,472.02	2,219.6937	66.77107	2,259.4072	0.422	190.0715
	มิ.ย.	114	2,320.24	2,125.4730	100.5463	2,282.2866	0.422	4.009917
	ก.ค.	115	2,290.71	2,061.6436	165.237	2,319.6149	0.422	-84.6874
	ส.ค.	116	2,062.38	2,303.5455	0.736366	2,320.2014	0.422	-258.07
	ก.ย.	117	2,125.61	2,279.2366	-177.935	2,280.8808	0.422	-95.2014
	ต.ค.	118	2,056.36	2,028.3042	-222.877	2,231.5225	0.422	-99.9214
	พ.ย.	119	2,021.41	2,026.4592	-6.89421	2,230.4046	0.422	-206.667
	ธ.ค.	120	2,040.09	2,194.1457	13.63081	2,233.8711	0.422	-198.383

จากตารางที่ 4.7 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (2,233.8711 + 0.422p) + \hat{S}_i(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$

เนื่องจากผลรวมของค่าอิทธิพลฤดูกาล ($\hat{S}_i(t)$) ไม่เท่ากับ 0 จึงแปลงค่าอิทธิพลฤดูกาลใหม่ให้รวมเป็น 0 จะได้สมการพยากรณ์และค่าอิทธิพลฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (2,242.1489 + 0.422p) + \hat{S}_i(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$ โดยมีอิทธิพลฤดูกาล ดังนี้

$$\begin{array}{llll} \hat{S}_1^* = -48.4251 & \hat{S}_2^* = 190.8897 & \hat{S}_3^* = 309.2273 & \hat{S}_4^* = 363.3788 \\ \hat{S}_5^* = 181.7938 & \hat{S}_6^* = -4.2678 & \hat{S}_7^* = -92.9652 & \hat{S}_8^* = -266.3477 \\ \hat{S}_9^* = -103.4792 & \hat{S}_{10}^* = -108.1992 & \hat{S}_{11}^* = -214.9449 & \hat{S}_{12}^* = -206.6605 \end{array}$$

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 2 คือ $\hat{S}_2^* = 190.8897$ หมายความว่ามีความสูงค่าสูงกว่าปกติ 190.8897 ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 3, 4 และ 5 จะมีความสูงค่าสูงกว่าปกติ 309.2273, 363.3788 และ 181.7938 ตามลำดับ

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 1 คือ $\hat{S}_1^* = -48.4251$ หมายความว่ามีความต่ำค่าต่ำกว่าปกติ -48.4251 ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 6, 7, 8, 9, 10, 11 และ 12 จะมีความต่ำค่าต่ำกว่าปกติ -4.2678, -92.9652, -266.3477, -103.4792, -108.1992, -214.9449 และ -218.8474 ตามลำดับ

2. วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์สำหรับรูปแบบคูณ

นำค่าสังเกต 24 ค่าแรก แทลงลงในโปรแกรม Minitab เพื่อหาค่าเริ่มต้นด้วย Decomposition โดยเลือกเป็นรูปแบบคูณ หรือใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ ได้ผลการแนวโน้ม และอิทธิพลฤดูกาล ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (2,142.8 - 0.3952t) \times \hat{S}_i$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

ทำการวิเคราะห์ด้วยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณทั้งหมด 120 ค่า จากนั้นใช้โปรแกรม Solver ใน Microsoft Excel เพื่อคำนวณหาค่าปรับน้ำหนัก α, γ และ δ ที่ทำให้ค่า MSE มีค่าต่ำที่สุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักรูปแบบคูณ คือ $\alpha = 0.20017$, $\gamma = 0$ และ $\delta = 0.634066$ ทำให้ค่า MSE ต่ำที่สุด โดยมีค่า MSE = 21,432.3718

ตารางที่ 4.8 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t), \hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณตั้งแต่ $t = 109, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.2002$, $\gamma = 0$ และ $\delta = 0.6341$

ปี	เดือน	t	Y_t	$\hat{Y}_{t+1}(t)$	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{S}_i(t)$
2558	ม.ค.	109	2,286.31	2,424.6816	96.45672	2,295.7659	-0.39515	0.9836
	ก.พ.	110	2,562.91	2,711.5986	138.2284	2,321.5643	-0.39515	1.0865
	มี.ค.	111	2,521.82	2,694.5573	-189.779	2,288.6508	-0.39515	1.1262
	เม.ย.	112	2,560.55	2,386.5791	-134.007	2,265.4761	-0.39515	1.1476
	พ.ค.	113	2,472.02	2,237.6179	85.44093	2,281.3130	-0.39515	1.0726
	มิ.ย.	114	2,320.24	2,145.4223	82.62212	2,297.7764	-0.39515	0.9993
	ก.ค.	115	2,290.71	2,069.1001	145.2877	2,328.5234	-0.39515	0.9655
	ส.ค.	116	2,062.38	2,313.3593	-6.7201	2,326.6147	-0.39515	0.8873
	ก.ย.	117	2,125.61	2,284.3836	-187.749	2,288.4288	-0.39515	0.9529
	ต.ค.	118	2,056.36	2,064.0915	-228.024	2,242.3172	-0.39515	0.9468
	พ.ย.	119	2,021.41	2,071.5414	-42.6815	2,232.6424	-0.39515	0.9110
	ธ.ค.	120	2040.09	2,188.5413	-31.4514	2,225.4632	-0.39515	0.9208

จากตารางที่ 4.8 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (2,225.4632 - 0.395153p) \times \hat{S}_t(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$ โดยมีอิทธิพลฤดูกาล ดังนี้

$\hat{S}_1 = 0.9836$	$\hat{S}_2 = 1.0865$	$\hat{S}_3 = 1.1262$	$\hat{S}_4 = 1.1476$
$\hat{S}_5 = 1.0726$	$\hat{S}_6 = 0.9993$	$\hat{S}_7 = 0.9655$	$\hat{S}_8 = 0.8873$
$\hat{S}_9 = 0.9529$	$\hat{S}_{10} = 0.9468$	$\hat{S}_{11} = 0.9110$	$\hat{S}_{12} = 0.9208$

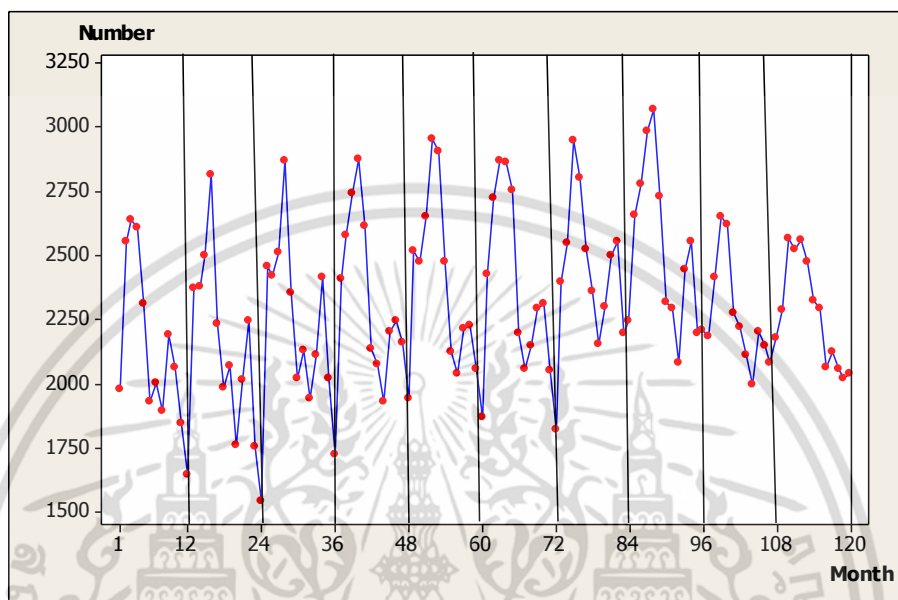
ผลรวมของค่าอิทธิพลฤดูกาลเท่ากับ 12

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 2 คือ $\hat{S}_2 = 1.0865$ หมายความว่ามีความสูงค่าสูงกว่าปกติ 8.65% ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 3, 4 และ 5 จะมีความสูงค่าสูงกว่าปกติ 12.62%, 14.76% และ 7.26% ตามลำดับ

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 1 คือ $\hat{S}_1 = 0.9836$ หมายความว่ามีความต่ำค่ากว่าปกติ 1.64% ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 6, 7, 8, 9, 10, 11 และ 12 จะมีความต่ำค่ากว่าปกติ 0.07%, 3.45%, 11.27%, 4.71%, 5.32%, 8.9% และ 7.92% ตามลำดับ

4.2.3 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins)

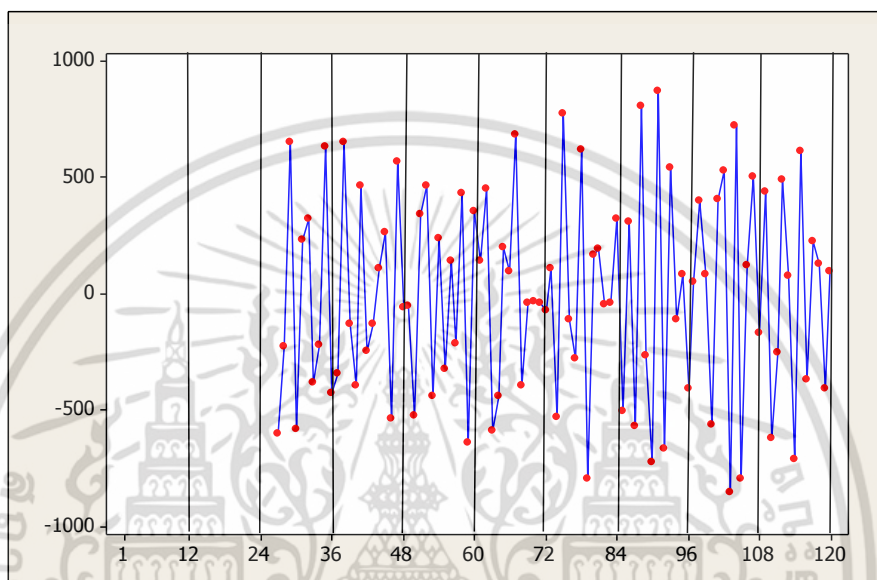
นำข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม ปี พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม ปี พ.ศ. 2558 มาพล็อตกราฟเพื่อดูแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล



รูปที่ 4.11 ข้อมูลอนุกรมเวลาของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง

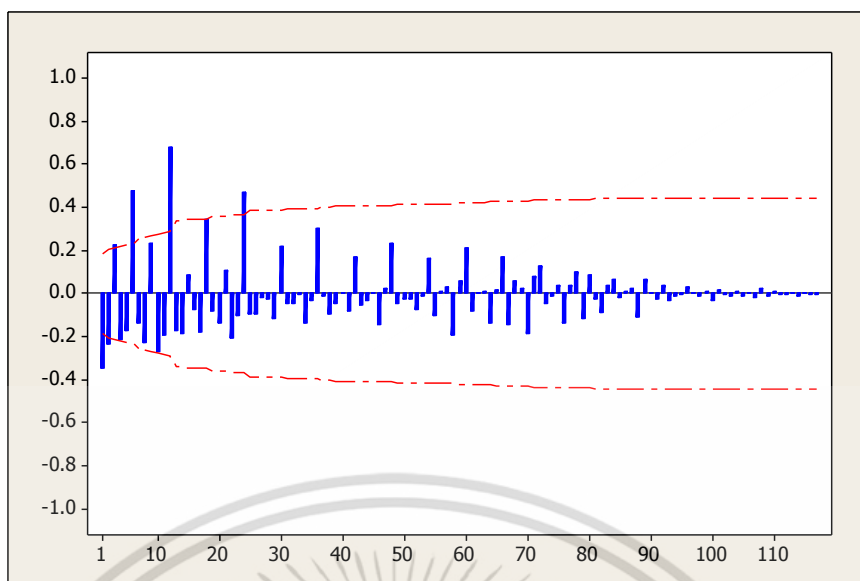
จากรูป 4.11 จะเห็นว่า กราฟมีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง ซึ่งลักษณะการขึ้นลงของกราฟแสดงแนวโน้ม และการเคลื่อนไหวในแต่ละช่วงเวลา 1 ปี มีลักษณะซ้ำๆ กัน แสดงถึงการมีอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง ซึ่งสอดคล้องกับการทดสอบแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล ดังตาราง ค-1 และ ง-1 (ภาคผนวก ค, ง)

จากรูป 4.11 พบว่าอนุกรมเวลาไม่เป็นสเตชันนารีเนื่องจากอนุกรมเวลามีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง ดังนั้น จึงต้องแปลงให้เป็นสเตชันนารีก่อน โดยการหาผลต่างแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลจนกระทั่งได้อนุกรมเวลาที่สเตชันนารีแล้ว จากการหาผลต่างแนวโน้ม 2 ครั้ง และหาผลต่างอิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง ได้ผลดังรูป 4.12

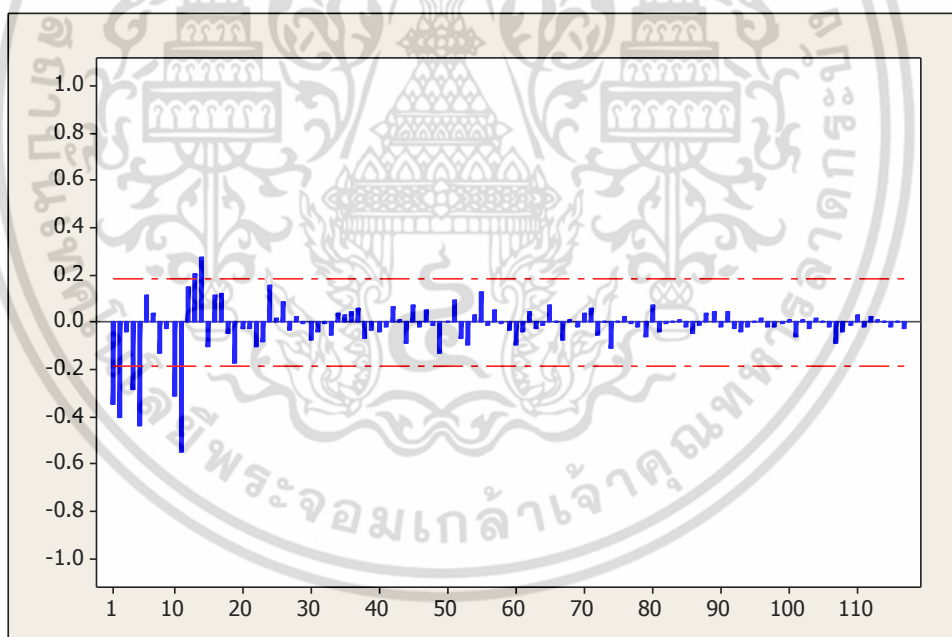


รูปที่ 4.12 อนุกรมเวลาของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง ที่ได้จากการหาผลต่างแนวโน้ม 2 ครั้ง และหาผลต่างอิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง

จากรูป 4.12 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่ได้จากการหาผลต่างผลต่างแนวโน้ม 2 ครั้ง และหาผลต่างอิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ดังนั้น อนุกรมเวลาชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารี นำอนุกรมเวลาที่สเตชันนารีไปพล็อตคอเรลโลแกรมของ Autocorrelation (ACF) และ Partial-Autocorrelation (PACF) เพื่อหาตัวแบบ ดังรูป 4.13-4.16

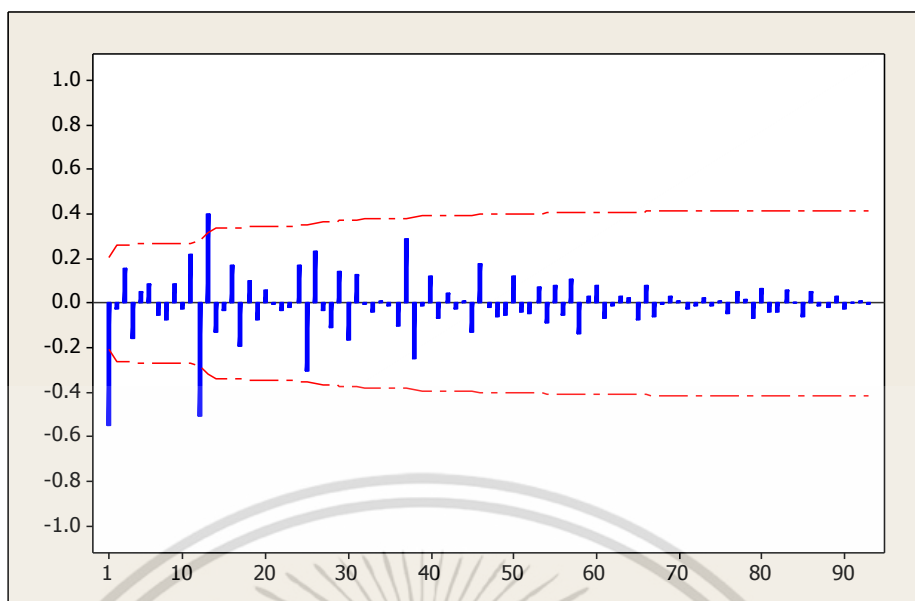


รูปที่ 4.13 คอเรโลแกรม ACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้างที่ได้จากการหาผลต่าง
แนวโน้ม 2 ครั้ง

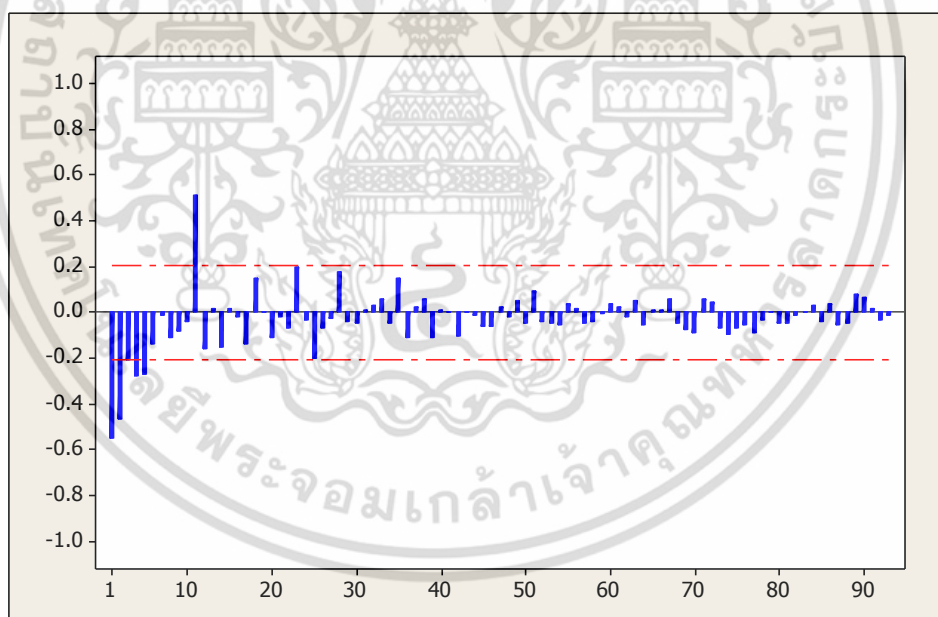


รูปที่ 4.14 คอเรโลแกรม PACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้างที่ได้จากการหาผลต่าง
แนวโน้ม 2 ครั้ง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.15 คอเรโลแกรม ACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้างที่ได้จากการหาผลต่าง
อิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง



รูปที่ 4.16 คอเรโลแกรม PACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้างที่ได้จากการหาผลต่าง
อิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.13 และ 4.14 ซึ่งเป็นการหาผลต่างแนวโน้ม 2 ครั้ง คอเรโลแกรม ACF มีลักษณะ cut off lag ที่ 2 และ คอเรโลแกรม PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว และจากรูปที่ 4.15 และ 4.16 ซึ่งเป็นการหาผลต่างอิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง และ คอเรโลแกรม ACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว และคอเรโลแกรม PACF มีลักษณะ cut off lag ที่ 2 ดังนั้นตัวแบบที่เป็นไปได้ของอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง คือ $ARIMA(5,2,1) \times SARIMA(1,2,1)_{12}$ ซึ่งจะต้องตรวจสอบความเหมาะสมตัวแบบ ดังต่อไปนี้

1. พิจารณาว่าพารามิเตอร์ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่

จากรูปแบบ $ARIMA(5,2,1) \times SARIMA(1,2,1)_{12}$ พิจารณาพารามิเตอร์ ดังนี้

ตารางที่ 4.9 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(5,2,1) \times SARIMA(1,2,1)_{12}$

Statistic	ค่าสัมประสิทธิ์ สหสัมพันธ์ (Coef)	ส่วนเบี่ยงเบนค่าสัมประสิทธิ์ สหสัมพันธ์ (Coef)	ค่าสถิติ (T)	p-value
$\hat{\phi}_1$	-0.5609	0.1093	-5.13	0.0000
$\hat{\phi}_2$	-0.5863	0.1140	-5.14	0.000
$\hat{\phi}_3$	-0.2912	0.1303	-2.24	0.028
$\hat{\phi}_4$	-0.485	0.1175	-4.13	0.000
$\hat{\phi}_5$	-0.3468	0.1099	-3.15	0.002
$\hat{\phi}_{12}$	-0.5209	0.1180	-4.42	0.000
$\hat{\theta}_1$	0.9228	0.0611	15.1	0.000
$\hat{\theta}_{12}$	0.8017	0.1154	6.95	0.000
$\hat{\theta}_0$	-0.3662	0.3737	-0.98	0.330

จากตารางที่ 4.9 จะพิจารณาพารามิเตอร์ $\hat{\theta}_0$ เป็นอันดับแรกว่ามีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่ และเนื่องจากค่า p-value ของค่า $\hat{\theta}_0 > 0.05$ แสดงว่ามีค่าไม่แตกต่างจากศูนย์ จึงควรตัดออกจากตัวแบบ ดังนั้น จึงปรับตัวแบบใหม่ ดังตารางที่ 4.10

ตารางที่ 4.10 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(5,2,1) \times SARIMA(1,2,1)_{12}$ ที่ปรับแล้ว

Statistic	ค่าสัมประสิทธิ์ สหสัมพันธ์ (Coef)	ส่วนเบี่ยงเบนค่าสัมประสิทธิ์ สหสัมพันธ์ (Coef)	ค่าสถิติ (T)	p-value
$\hat{\phi}_1$	-0.5618	0.1075	-5.22	0.000
$\hat{\phi}_2$	-0.5904	0.1119	-5.27	0.000
$\hat{\phi}_3$	-0.2941	0.1278	-2.3	0.024
$\hat{\phi}_4$	-0.4873	0.1161	-4.2	0.000
$\hat{\phi}_5$	-0.3501	0.1085	-3.23	0.002
$\hat{\phi}_{12}$	-0.5216	0.1157	-4.51	0.000
$\hat{\theta}_1$	0.9201	0.0498	18.46	0.000
$\hat{\theta}_{12}$	0.7979	0.1140	7	0.000

หลังจากที่ได้ปรับตัวแบบใหม่ดังตาราง 4.10 ทำการพิจารณาว่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ $ARIMA(5,2,1) \times SARIMA(1,2,1)_{12}$ มีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่ โดยมีสมมติฐานการทดสอบดังนี้

$$H_0 : \hat{\phi}_1 = 0$$

$$H_1 : \hat{\phi}_1 \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\phi}_1$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05
สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_1$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\phi}_1$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\phi}_2 = 0$$

$$H_1 : \hat{\phi}_2 \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\phi}_2$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05
สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_2$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\phi}_2$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\phi}_3 = 0$$

$$H_1 : \hat{\phi}_3 \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\phi}_3$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05
สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_3$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\phi}_3$ ควรมีในตัวแบบ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$H_0 : \hat{\phi}_4 = 0$$

$$H_1 : \hat{\phi}_4 \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\phi}_4$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05

สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_4$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\phi}_4$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\phi}_5 = 0$$

$$H_1 : \hat{\phi}_5 \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\phi}_5$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05

สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_5$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\phi}_5$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\phi}_{12} = 0$$

$$H_1 : \hat{\phi}_{12} \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\phi}_{12}$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05

สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_{12}$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\phi}_{12}$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\theta}_1 = 0$$

$$H_1 : \hat{\theta}_1 \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\theta}_1$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05

สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\theta}_1$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\theta}_1$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\theta}_{12} = 0$$

$$H_1 : \hat{\theta}_{12} \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\theta}_{12}$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05

สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\theta}_{12}$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\theta}_{12}$ ควรมีในตัวแบบ

2. การทดสอบบ็อกซ์และจุง (Box-Ljung) เป็นการทดสอบความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ (e_t) ว่าเป็นอิสระกันหรือไม่

จากเงื่อนไขการทดสอบบ็อกซ์และเจนกินส์ หลังจากทดสอบพารามิเตอร์ว่ามีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่แล้วนั้น ต้องทำการทดสอบความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ เพื่อดูว่าตัวแบบนั้นมีความเหมาะสมที่จะนำไปใช้พยากรณ์ การทดสอบดังนี้

ตาราง 4.11 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อน การทดสอบ Box-Ljung

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	9.4	18	28.8	45.8
DF	4	16	28	40
p-value	0.053	0.324	0.424	0.243

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยสถิติ Box-Ljung ตามสมมติฐาน ดังนี้

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

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

จากการทดสอบพบว่าค่า p-value > 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_{24}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k=1,2,\dots,24$$

จากการทดสอบพบว่าค่า p-value > 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_{36}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 36$$

จากการทดสอบพบว่าค่า p-value > 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_{48}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 48$$

จากการทดสอบพบว่าค่า p-value > 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ดังนั้นแสดงให้เห็นว่าตัวแบบ $ARIMA(5,2,1) \times SARIMA(1,2,1)_{12}$ นั้น เป็นตัวแบบที่เหมาะสมแล้ว และมีค่า $MSE = 25,550$

4.2.4 การเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์

เมื่อนำตัวแบบการพยากรณ์ที่ดีที่สุดสำหรับอุตสาหกรรมการก่อสร้างของทั้ง 3 เทคนิค มาทำการเปรียบเทียบกันอีกครั้ง โดยแสดงค่า MSE ที่ได้จากการคำนวณ ดังตารางที่ 4.12

ตารางที่ 4.12 ผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ของการพยากรณ์ทั้ง 3 เทคนิคของอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง

เทคนิคการพยากรณ์	MSE
1. การแยกส่วนประกอบ - วิธีสัดส่วนค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก $\hat{Y}_t = (2,193.7 + 1.953t) + \hat{S}_t^*$ - วิธีสัดส่วนค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบคูณ $\hat{Y}_t = (2,193.7 + 1.953t) \times \hat{S}_t^*$	22,692.5700 23,658.0000
2. การปรับให้เรียบ - วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลไฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก $\hat{Y}_{120+p}(120) = (2,242.1489 + 0.422p) + \hat{S}_t(120)$ - วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลไฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ $\hat{Y}_{120+p}(120) = (2,225.4632 - 0.395153p) \times \hat{S}_t(120)$	21,111.1593 21,432.3718
3. บ็อกซ์และเจนกินส์ $ARIMA(5,2,1) \times SARIMA(1,2,1)_{12}$	25,550.0000

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากตารางที่ 4.12 พบว่า เทคนิคการปรับให้เรียบ ด้วยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียล โสล์ทและวินเทอร์รูปแบบบวก มีค่า MSE ต่ำสุด เท่ากับ 21,111.1593 ดังนั้น จึงเป็นวิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง ซึ่งสามารถเขียนสมการพยากรณ์ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (2,242.1489 + 0.422p) + \hat{S}_i(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$ โดยมีอิทธิพลฤดูกาล ดังนี้

$$\begin{array}{llll} \hat{S}_1^* = -48.4251 & \hat{S}_2^* = 190.8897 & \hat{S}_3^* = 309.2273 & \hat{S}_4^* = 363.3788 \\ \hat{S}_5^* = 181.7938 & \hat{S}_6^* = -4.2678 & \hat{S}_7^* = -92.9652 & \hat{S}_8^* = -266.3477 \\ \hat{S}_9^* = -103.4792 & \hat{S}_{10}^* = -108.1992 & \hat{S}_{11}^* = -214.9449 & \hat{S}_{12}^* = -206.6605 \end{array}$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.3 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาจำนวนแรงงานการเหมืองแร่และเหมืองหิน ในการหาตัวแบบและการพยากรณ์ทั้ง 3 เทคนิค ดังนี้

4.3.1 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยเทคนิคการแยกส่วนประกอบ (Decomposition Method)

เนื่องจากอนุกรมเวลามีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล จึงต้องหาค่าประกอบทั้ง 2 ส่วน โดยเริ่มจากการหาค่าอิทธิพลฤดูกาลจากการนำข้อมูลอนุกรมเวลาที่ทำกรปรับค่าแนวโน้มออก ($Y_t - MA_t$) จากนั้นทำการหาค่าแนวโน้มจากข้อมูลอนุกรมเวลาที่ปรับค่าอิทธิพลฤดูกาลออกไป ($Y_t - S_t^*$) โดยการหาค่าแนวโน้มที่เหมาะสมจากสมการแนวโน้ม ที่เป็นไปได้ทั้ง 3 รูปแบบ ได้แก่ รูปแบบแนวโน้มเส้นตรง (Linear Trend) รูปแบบแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล (Exponential Trend) และ รูปแบบแนวโน้มควอดราติก (Quadratic Trend)

นำค่าอิทธิพลฤดูกาลและแนวโน้มรูปแบบต่างๆ มาสร้างตัวพยากรณ์รูปแบบบวก และรูปแบบคูณ จะได้สมการพยากรณ์ 3 สมการ โดยจะเลือกสมการที่สร้างจากค่าสมการแนวโน้มที่เหมาะสมที่สุดโดยพิจารณาจากค่า MSE โดยใช้วิธีการวิเคราะห์ ดังต่อไปนี้

1. วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก

นำข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 มาทำการวิเคราะห์โดยเทคนิคการแยกส่วนประกอบด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก

จากสมการพยากรณ์ที่ให้ค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าอนุกรมเวลามากที่สุด แสดงผลการเปรียบเทียบดังตาราง จ-3 (ภาคผนวก จ)

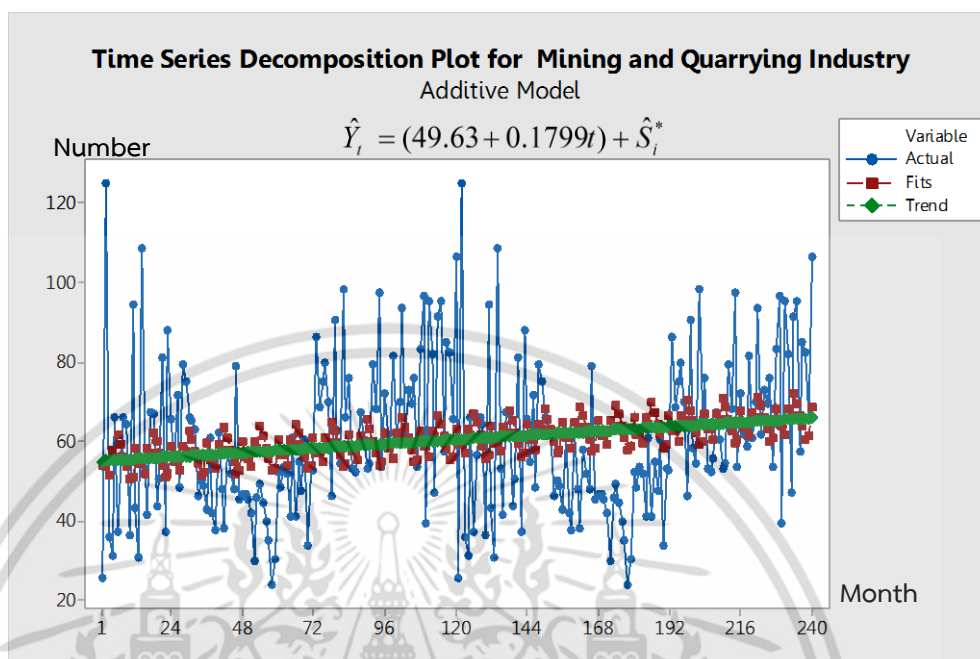
ผลจากการเปรียบเทียบค่า MSE ทำให้สามารถเลือกสมการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด คือ สมการพยากรณ์ที่มีรูปแบบแนวโน้มเส้นตรง (Linear Trend) จะได้สมการพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (49.63 + 0.1799t) + \hat{S}_t^*$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน ที่มีแนวโน้ม
รูปแบบเส้นตรงและมีอิทธิพลฤดูกาล แสดงดังรูปที่ 4.17 ซึ่งให้ค่า $MSE = 338.50$



รูปที่ 4.17 ผลการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินแบบบวก
มีแนวโน้มรูปแบบเส้นตรง

สำหรับการประมาณค่าอิทธิพลฤดูกาล ($\hat{S}_t(t)$) ที่ปรับแล้ว ภายใต้เงื่อนไขของ
อิทธิพลฤดูกาลเป็น 0 ได้ค่าอิทธิพลฤดูกาลดังนี้

$$\begin{array}{cccc} \hat{S}_1^* = 11.57 & \hat{S}_2^* = 10.19 & \hat{S}_3^* = 2.78 & \hat{S}_4^* = 13.59 \\ \hat{S}_5^* = -4.14 & \hat{S}_6^* = -5.62 & \hat{S}_7^* = -7.8 & \hat{S}_8^* = -7.12 \\ \hat{S}_9^* = -3.03 & \hat{S}_{10}^* = 7.48 & \hat{S}_{11}^* = -6.63 & \hat{S}_{12}^* = -11.28 \end{array}$$

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 1 คือ $\hat{S}_1^* = 11.57$ หมายความว่าค่าสูงกว่าปกติ 11.57
ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 4 และ 10 จะมีค่าสูงกว่าปกติ 10.19, 2.78,
13.59 และ 7.48 ตามลำดับ

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 5 คือ $\hat{S}_5^* = -4.14$ หมายความว่าค่าต่ำกว่าปกติ -4.14
ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 6, 7, 8, 9, 11 และ 12 จะมีค่าต่ำกว่าปกติ -5.62,
-7.8, -7.12, -3.03, -6.63 และ -11.28 ตามลำดับ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

2. วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ

นำข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 มาทำการวิเคราะห์โดยวิธีแยกส่วนประกอบด้วยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบคูณ

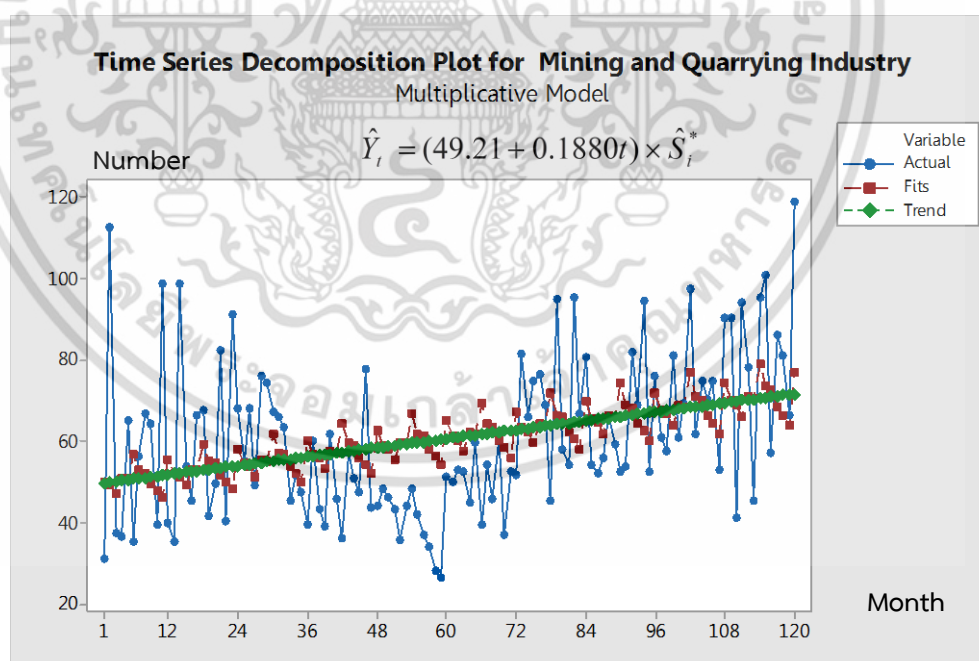
จากสมการพยากรณ์ที่ให้ค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าอนุกรมเวลามากที่สุด แสดงผลการเปรียบเทียบดังตาราง จ-3 (ภาคผนวก จ)

ผลจากการเปรียบเทียบค่า MSE ทำให้สามารถเลือกสมการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด คือ สมการพยากรณ์ที่มีรูปแบบแนวโน้มเส้นตรง (Linear Trend) จะได้สมการพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (49.21 + 0.1880t) \times \hat{S}_t^*$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

จากการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน ที่มีแนวโน้มรูปแบบเส้นตรงและอิทธิพลฤดูกาล แสดงดังรูปที่ 4.18 ซึ่งให้ค่า $MSE = 339.30$



รูปที่ 4.18 ผลการวิเคราะห์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินแบบคูณ มีแนวโน้มรูปแบบเส้นตรง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สำหรับการประมาณค่าอิทธิพลฤดูกาล ($\hat{S}_i(t)$) ที่ปรับแล้ว ภายใต้เงื่อนไขของอิทธิพลฤดูกาลเป็น 12 ได้ค่าอิทธิพลฤดูกาลดังนี้

$$\begin{array}{cccc} \hat{S}_1^* = 1.2 & \hat{S}_2^* = 1.2 & \hat{S}_3^* = 1.04 & \hat{S}_4^* = 1.22 \\ \hat{S}_5^* = 0.95 & \hat{S}_6^* = 0.9 & \hat{S}_7^* = 0.87 & \hat{S}_8^* = 0.88 \\ \hat{S}_9^* = 0.95 & \hat{S}_{10}^* = 1.11 & \hat{S}_{11}^* = 0.89 & \hat{S}_{12}^* = 0.8 \end{array}$$

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 1 คือ $\hat{S}_1^* = 1.2$ หมายความว่ามีความสูงค่าสูงกว่าปกติ 20% ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 2, 3, 4 และ 10 จะมีค่าสูงกว่าปกติ 20%, 4%, 22% และ 11% ตามลำดับ

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 5 คือ $\hat{S}_5^* = 0.95$ หมายความว่ามีความต่ำกว่าปกติ 5% ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 6, 7, 8, 9, 11 และ 12 จะมีค่าต่ำกว่าปกติ 10%, 13%, 12%, 5%, 11% และ 20% ตามลำดับ

4.3.2 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยเทคนิคการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์ (Holt-Winters Exponential Smoothing Method)

1. วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก

นำค่าสังเกต 84 ค่าแรก แทลงลงใน Minitab แรก แทลงลงในโปรแกรม Minitab เพื่อหาค่าเริ่มต้นด้วย Decomposition โดยเลือกเป็นรูปแบบบวก หรือใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ได้สมการแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (54.69 - 0.0312t) + \hat{S}_i$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

ทำการวิเคราะห์ด้วยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก ทั้งหมด 120 ค่า จากนั้นใช้โปรแกรม Solver ใน Microsoft Excel เพื่อคำนวณหาค่าปรับน้ำหนัก α, γ และ δ ที่ทำให้ค่า MSE มีค่าต่ำที่สุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักรูปแบบบวก คือ $\alpha = 0.0273$, $\gamma = 0.2247$ และ $\delta = 0.6007$ ทำให้ค่า MSE ต่ำที่สุด โดยมีค่า MSE = 310.9521

ตารางที่ 4.13 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t), \hat{S}_i(t)$ ของข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก ตั้งแต่ $t = 109, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.0273$, $\gamma = 0.2247$ และ $\delta = 0.6007$

ปี	เดือน	t	Y_t	$\hat{Y}_{t+1}(t)$	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{S}_i(t)$
2558	ม.ค.	109	108.28	79.3774	27.5887	69.7984	0.8231	27.7657
	ก.พ.	110	49.65	83.9486	-29.7274	69.8086	0.6404	-8.6120
	มี.ค.	111	98.18	87.1064	14.2314	70.8381	0.7279	21.8142
	เม.ย.	112	95.53	74.5218	8.4236	71.7964	0.7796	20.4618
	พ.ค.	113	43.12	83.0444	-31.4018	71.7173	0.5867	-16.4003
	มิ.ย.	114	85.94	63.1939	2.8956	72.3831	0.6045	12.4322
	ก.ค.	115	87.69	76.9662	24.4961	73.6574	0.7550	4.5179
	ส.ค.	116	50.38	76.1465	-26.5862	73.6854	0.5916	-12.9789
	ก.ย.	117	81.92	94.0380	5.7735	74.4349	0.6271	5.2426
	ต.ค.	118	90.06	58.8643	-3.9780	74.9532	0.6026	16.6519
	พ.ย.	119	59.00	76.2877	0.1357	75.5596	0.6035	-16.6123
	ธ.ค.	120	95.15	105.1639	18.8623	76.6788	0.7194	11.1447

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากตารางที่ 4.13 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (76.6788 + 0.7194p) + \hat{S}_i(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$

เนื่องจากผลรวมของค่าอิทธิพลฤดูกาล ($\hat{S}_i(t)$) ไม่เท่ากับ 0 จึงแปลงค่าอิทธิพลฤดูกาลใหม่ให้รวมเป็น 0 จะได้สมการพยากรณ์และค่าอิทธิพลฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (82.1311 + 0.7194p) + \hat{S}_i^*(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$ โดยมีอิทธิพลฤดูกาล

$$\begin{array}{cccc} \hat{S}_1^* = 22.3134 & \hat{S}_2^* = -14.0643 & \hat{S}_3^* = 16.3619 & \hat{S}_4^* = 15.0095 \\ \hat{S}_5^* = -21.8526 & \hat{S}_6^* = 6.9799 & \hat{S}_7^* = -0.9344 & \hat{S}_8^* = -18.4312 \\ \hat{S}_9^* = -0.2097 & \hat{S}_{10}^* = 11.1996 & \hat{S}_{11}^* = -22.0645 & \hat{S}_{12}^* = 5.6924 \end{array}$$

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 1 คือ $\hat{S}_1^* = 22.3134$ หมายความว่า มีค่าสูงกว่าปกติ 22.3134 ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 3, 4, 6, 10 และ 12 จะมีค่าสูงกว่าปกติ 16.3619, 15.0095, 6.9799, 11.1996 และ 5.6924 ตามลำดับ

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 2 คือ $\hat{S}_2^* = -14.0643$ หมายความว่า มีค่าต่ำกว่าปกติ -14.0643 ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 5, 7, 8, 9 และ 11 จะมีค่าต่ำกว่าปกติ -21.8526, -0.9344, -18.4312, -0.2097 และ -22.0645 ตามลำดับ

2. วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ

นำค่าสังเกต 84 ค่าแรก แทลงลงในโปรแกรม Minitab เพื่อหาค่าเริ่มต้นด้วย Decomposition โดยเลือกเป็นรูปแบบคูณ หรือใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ ได้ผลการแนวโน้ม และฤดูกาล ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (54.8 + 0.0445t) \times \hat{S}_t$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

ทำการวิเคราะห์ด้วยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ ทั้งหมด 120 ค่า จากนั้นใช้โปรแกรม Solver ใน Microsoft Excel เพื่อคำนวณหาค่าปรับน้ำหนัก α, γ และ δ ที่ทำให้ค่า MSE มีค่าต่ำที่สุด พบว่าค่าปรับน้ำหนักรูปแบบคูณ คือ $\alpha = 0.0089$, $\gamma = 0.5077$ และ $\delta = 0.5635$ ทำให้ค่า MSE ต่ำที่สุด โดยมีค่า MSE = 320.9302

ตารางที่ 4.14 การวิเคราะห์ค่า $\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t), \hat{S}_t(t)$ ของข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ ตั้งแต่ $t = 109, \dots, 120$ เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.0089$, $\gamma = 0.5077$ และ $\delta = 0.5635$

ปี	เดือน	t	Y_t	$\hat{Y}_{t+1}(t)$	e_t	$\hat{T}_t(t)$	$\hat{\beta}_1(t)$	$\hat{S}_t(t)$
2558	ม.ค.	109	108.28	79.5865	25.5445	68.6430	0.8030	1.4165
	ก.พ.	110	49.65	84.3976	-29.9365	69.2128	0.6847	0.9045
	มี.ค.	111	98.18	89.5787	13.7824	69.9994	0.7364	1.3174
	เม.ย.	112	95.53	74.0493	5.9513	70.7777	0.7577	1.3133
	พ.ค.	113	43.12	82.5767	-30.9293	71.2687	0.6223	0.7928
	มิ.ย.	114	85.94	61.5639	3.3633	71.9171	0.6355	1.1748
	ก.ค.	115	87.69	76.6024	26.1261	72.8274	0.7751	1.0489
	ส.ค.	116	50.38	76.7903	-26.2224	73.3776	0.6609	0.8412
	ก.ย.	117	81.92	96.6846	5.1297	74.0827	0.6833	1.0758
	ต.ค.	118	90.06	56.3562	-6.6246	74.7202	0.6601	1.2436
	พ.ย.	119	59.00	75.3318	2.6438	75.4119	0.6761	0.7672
	ธ.ค.	120	95.15	109.1148	19.8182	76.2667	0.7668	1.1352

จากตารางที่ 4.14 สามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (76.2667 + 0.7668p) \times \hat{S}_i(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$

เนื่องจากผลรวมของค่าอิทธิพลฤดูกาล ($\hat{S}_i(t)$) ไม่เท่ากับ 12 จึงแปลงค่าอิทธิพลฤดูกาลใหม่ให้รวมเป็น 12 จะได้สมการพยากรณ์และค่าอิทธิพลฤดูกาลใหม่ ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (82.8202 + 0.8327p) \times \hat{S}_i^*(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$ โดยมีอิทธิพลฤดูกาล ดังนี้

$$\begin{array}{llll} \hat{S}_1^* = 1.3044 & \hat{S}_2^* = 0.8329 & \hat{S}_3^* = 1.2132 & \hat{S}_4^* = 1.2094 \\ \hat{S}_5^* = 0.7300 & \hat{S}_6^* = 1.0818 & \hat{S}_7^* = 0.9659 & \hat{S}_8^* = 0.7746 \\ \hat{S}_9^* = 0.9907 & \hat{S}_{10}^* = 1.1452 & \hat{S}_{11}^* = 0.7065 & \hat{S}_{12}^* = 1.0454 \end{array}$$

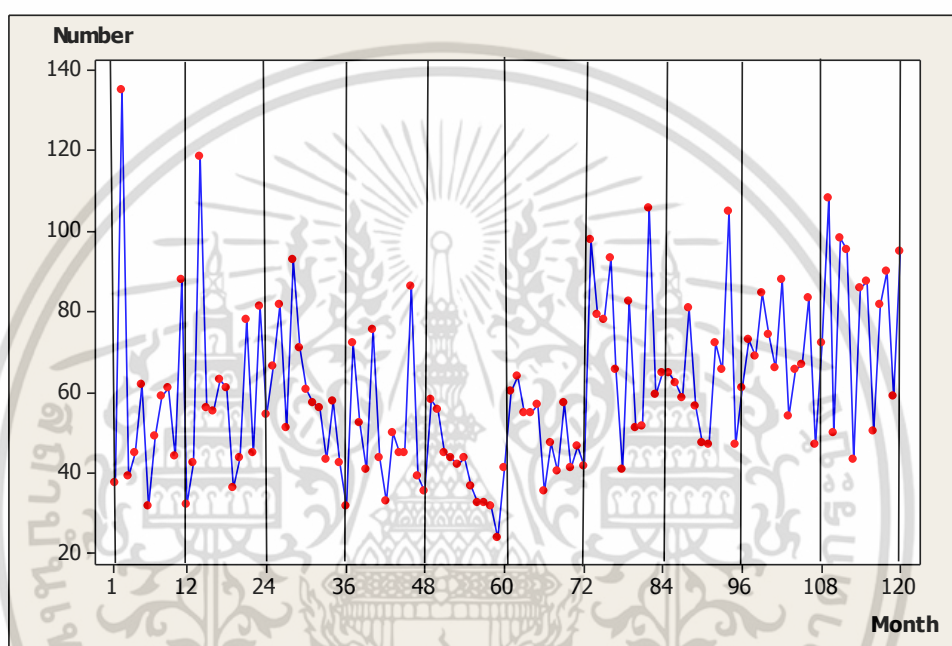
ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 1 คือ $\hat{S}_1^* = 1.3044$ หมายความว่ามีความสูงกว่าปกติ 30.44% ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 3, 4, 6, 10 และ 12 จะมีค่าสูงกว่าปกติ 21.32%, 20.94%, 8.18%, 14.52% และ 4.54% ตามลำดับ

ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 2 คือ $\hat{S}_2^* = 0.8329$ หมายความว่ามีความต่ำกว่าปกติ 16.71% ในทำนองเดียวกัน ค่าอิทธิพลฤดูกาลในเดือนที่ 5, 7, 8, 9 และ 11 จะมีค่าต่ำกว่าปกติ 27%, 3.14%, 22.54%, 0.93% และ 29.35% ตามลำดับ

4.3.3 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์

(Box and Jenkins Method)

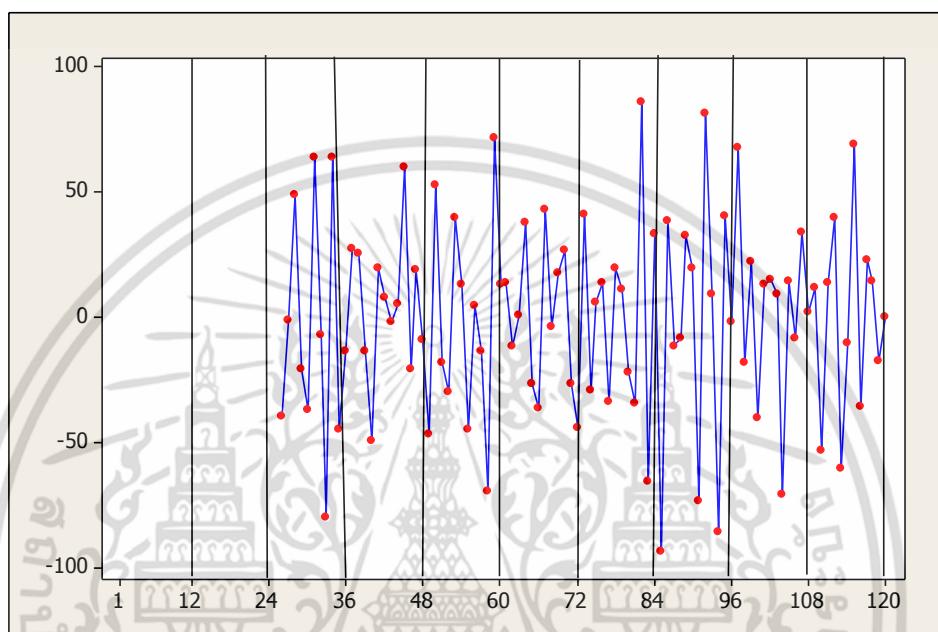
นำข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 มาพล็อตกราฟเพื่อดูแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล



รูปที่ 4.19 ข้อมูลอนุกรมเวลาของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน

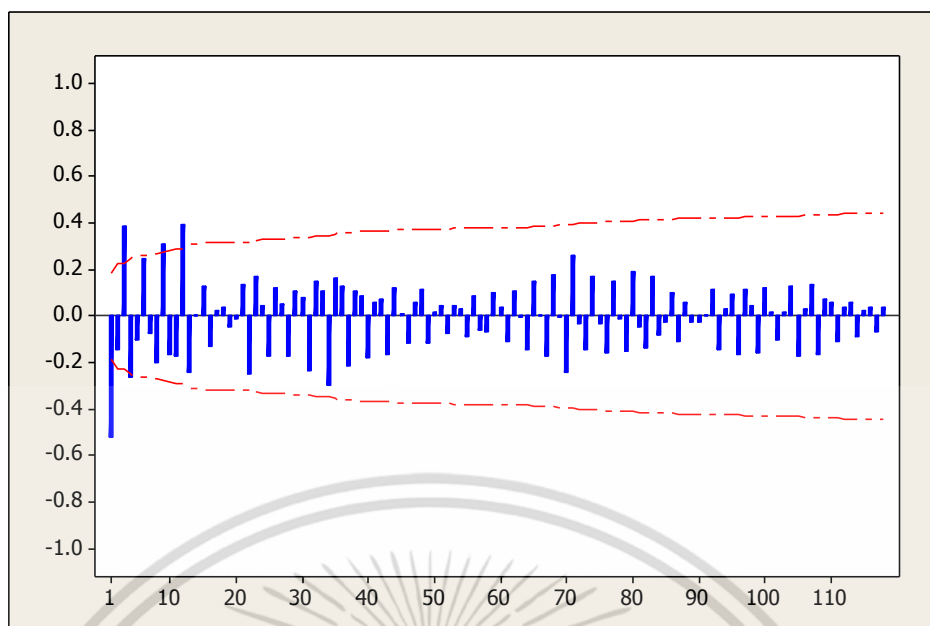
จากรูปที่ 4.19 จะเห็นว่า กราฟมีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง ซึ่งลักษณะการขึ้นลงของกราฟแสดงแนวโน้ม และการเคลื่อนไหวในแต่ละช่วงเวลา 1 ปี มีลักษณะซ้ำๆ กัน แสดงถึงการมีอิทธิพลฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง ซึ่งสอดคล้องกับการทดสอบแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล ดังตาราง ค-2 และ ง-2 (ภาคผนวก ค, ง)

จากรูปที่ 4.19 พบว่าอนุกรมเวลาไม่เป็นสเตชันนารีเนื่องจากอนุกรมเวลามีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง ดังนั้นจึงต้องแปลงให้เป็นสเตชันนารีก่อน โดยการหาผลต่างแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลจนกระทั่งได้อนุกรมเวลาที่สเตชันนารีแล้ว จากการหาผลต่างแนวโน้ม 1 ครั้ง และหาผลต่างอิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง ได้ผลดังรูปที่ 4.20

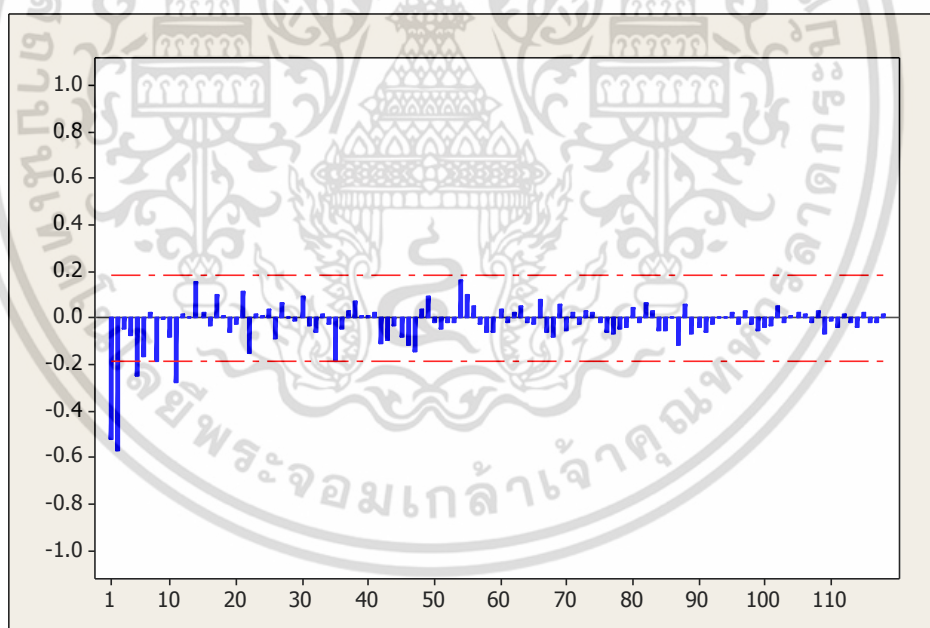


รูปที่ 4.20 อนุกรมเวลาของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน ที่ได้จากการหาผลต่างแนวโน้ม 1 ครั้ง และหาผลต่างฤดูกาล 2 ครั้ง

จากรูปที่ 4.20 พบว่าอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่ได้จากการหาผลต่างผลต่างแนวโน้ม 1 ครั้ง และหาผลต่างอิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ดังนั้น อนุกรมเวลาชุดใหม่เป็นอนุกรมเวลาที่สเตชันนารี นำอนุกรมเวลาที่สเตชันนารีไปพล็อตคอเรโลแกรมของ Autocorrelation (ACF) และ Partial-Autocorrelation (PACF) เพื่อหาตัวแบบ ดังรูป 4.21-4.24

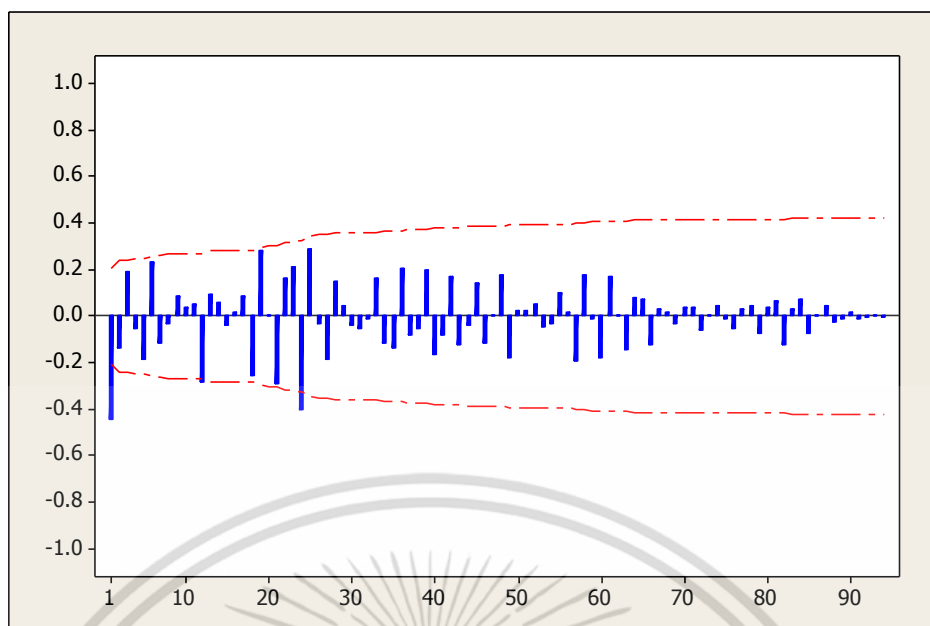


รูปที่ 4.21 คอเรโลแกรม ACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินที่ได้จากการหาผลต่างแนวโน้ม 1 ครั้ง

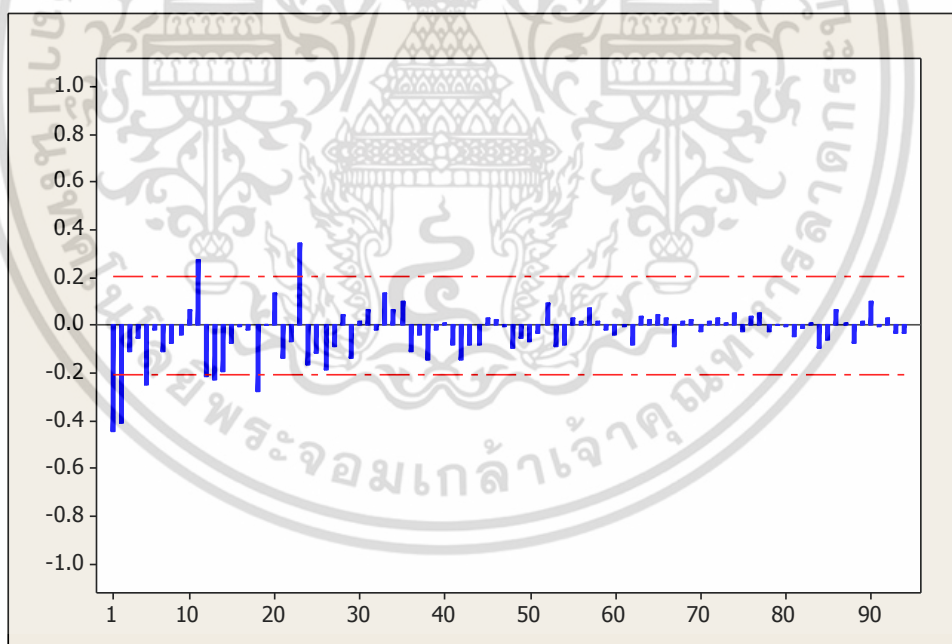


รูปที่ 4.22 คอเรโลแกรม PACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินที่ได้จากการหาผลต่างแนวโน้ม 1 ครั้ง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.23 คอเรลโรแกรม ACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินที่ได้จากการหาผลต่างอิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง



รูปที่ 4.24 คอเรลโรแกรม PACF ของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินที่ได้จากการหาผลต่างฤดูกาล 2 ครั้ง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.21 และ 4.22 ซึ่งเป็นการหาผลต่างแนวโน้ม 1 ครั้ง คอเรโลแกรม ACF มีลักษณะ cut off lag ที่ 1 และ คอเรโลแกรม PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว และจากรูปที่ 4.23 และ 4.24 ซึ่งเป็นการหาผลต่างอิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง และ คอเรโลแกรม ACF มีลักษณะ cut off lag ที่ 2 และ คอเรโลแกรม PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว ดังนั้น ตัวแบบที่เป็นไปได้ของอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน คือ $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$ ซึ่งจะต้องตรวจสอบความเหมาะสมตัวแบบ ดังต่อไปนี้

1. พิจารณาว่าพารามิเตอร์ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่

จากรูปแบบ $ARIMA(0,2,2) \times SARIMA(2,2,0)_{12}$ พิจารณาพารามิเตอร์ ดังนี้

ตารางที่ 4.15 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$

Statistic	ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Coef)	ส่วนเบี่ยงเบนค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Coef)	ค่าสถิติ (T)	p-value
$\hat{\theta}_1$	0.8145	0.0599	13.61	0.000
$\hat{\theta}_{12}$	1.4285	0.0985	14.5	0.000
$\hat{\theta}_{24}$	-0.5837	0.1169	-4.99	0.000
$\hat{\theta}_0$	0.02795	0.06028	0.46	0.644

จากตารางที่ 4.15 จะพิจารณาพารามิเตอร์ $\hat{\theta}_0$ เป็นอันดับแรกว่ามีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่ และเนื่องจากค่า p-value ของค่า $\hat{\theta}_0 > 0.05$ แสดงว่ามีค่าไม่แตกต่างจากศูนย์ จึงควรตัดออกจากตัวแบบ ดังนั้น จึงปรับตัวแบบใหม่ ดังตารางที่ 4.16

ตารางที่ 4.16 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$ ที่ปรับแล้ว

Statistic	ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Coef)	ส่วนเบี่ยงเบนค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Coef)	ค่าสถิติ (T)	p-value
$\hat{\theta}_1$	0.8144	0.0588	13.85	0.000
$\hat{\theta}_{12}$	1.4288	0.0978	14.61	0.000
$\hat{\theta}_{24}$	-0.5841	0.1159	-5.04	0.000

หลังจากที่ได้ปรับตัวแบบใหม่ดังตาราง 4.16 ทำการพิจารณาว่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$ มีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่ โดยมีสมมติฐานการทดสอบ ดังนี้

$$H_0 : \hat{\theta}_1 = 0$$

$$H_1 : \hat{\theta}_1 \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\theta}_1$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05 สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\theta}_1$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\theta}_1$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\theta}_{12} = 0$$

$$H_1 : \hat{\theta}_{12} \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\theta}_{12}$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05 สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\theta}_{12}$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\theta}_{12}$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\theta}_{24} = 0$$

$$H_1 : \hat{\theta}_{24} \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\theta}_{24}$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05 สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\theta}_{24}$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\theta}_{24}$ ควรมีในตัวแบบ

2. การทดสอบบ็อกซ์และจุง (Box-Ljung) เป็นการทดสอบความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ (e_t) ว่าเป็นอิสระกันหรือไม่

จากเงื่อนไขการทดสอบบ็อกซ์และจุง หลังจากทดสอบพารามิเตอร์ว่ามีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่แล้วนั้น ต้องทำการทดสอบความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ เพื่อดูว่าตัวแบบนั้นมีความเหมาะสมที่จะนำไปใช้พยากรณ์ การทดสอบดังนี้

ตาราง 4.17 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อน การทดสอบ Box-Ljung

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	12.1	32.5	41.1	52.5
DF	9	21	33	45
p-value	0.209	0.052	0.156	0.206

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหินเป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยสถิติ Box-Ljung ตามสมมติฐาน ดังนี้

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

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

จากการทดสอบพบว่าค่า p-value > 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_{24}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) = \text{บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 24$$

จากการทดสอบพบว่าค่า p-value > 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_{36}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) = \text{บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 36$$

จากการทดสอบพบว่าค่า p-value > 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_{48}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) = \text{บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 48$$

จากการทดสอบพบว่าค่า p-value > 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ดังนั้น แสดงให้เห็นว่าตัวแบบ $ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$ นั้น เป็นตัวแบบที่เหมาะสมแล้ว และมีค่า $MSE = 372.7$

จากรูปที่ 4.23 และ 4.24 ซึ่งเป็นการหาผลต่างแนวโน้ม 1 ครั้ง คอเรโลแกรม ACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว และ คอเรโลแกรม PACF มีลักษณะ cut off lag ที่ 5 และจากรูปที่ 4.25 และ 4.26 ซึ่งเป็นการหาผลต่างอิทธิพลฤดูกาล 2 ครั้ง และ คอเรโลแกรม ACF มีลักษณะ cut off lag ที่ 2 และ คอเรโลแกรม PACF มีลักษณะลดลงอย่างรวดเร็ว ดังนั้น ตัวแบบที่เป็นไปได้ของอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน คือ $ARIMA(5,1,0) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$ ซึ่งจะต้องตรวจสอบความเหมาะสมตัวแบบ ดังต่อไปนี้

1. พิจารณาว่าพารามิเตอร์ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่

จากรูปแบบ $ARIMA(0,2,2) \times SARIMA(2,2,0)_{12}$ พิจารณาพารามิเตอร์ ดังนี้

ตารางที่ 4.18 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(5,1,0) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$

Statistic	ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Coef)	ส่วนเบี่ยงเบนค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Coef)	ค่าสถิติ (T)	p-value
$\hat{\phi}_1$	-0.8716	0.1048	-8.31	0.000
$\hat{\phi}_2$	-0.6888	0.1369	-5.03	0.000
$\hat{\phi}_3$	-0.3763	0.1487	-2.53	0.013
$\hat{\phi}_4$	-0.3078	0.1354	-2.27	0.025
$\hat{\phi}_5$	-0.3094	0.1053	-2.94	0.004
$\hat{\theta}_{12}$	1.481	0.1034	14.33	0.000
$\hat{\theta}_{24}$	-0.6193	0.1168	-5.3	0.000
$\hat{\theta}_0$	0.1239	0.2550	0.49	0.628

จากตารางที่ 4.18 จะพิจารณาพารามิเตอร์ $\hat{\theta}_0$ เป็นอันดับแรกว่ามีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่ และเนื่องจากค่า p-value ของค่า $\hat{\theta}_0 > 0.05$ แสดงว่ามีค่าไม่แตกต่างจากศูนย์ จึงควรตัดออกจากตัวแบบ ดังนั้น จึงปรับตัวแบบใหม่ ดังตารางที่ 4.19

ตารางที่ 4.19 การทดสอบค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ $ARIMA(5,1,0) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$ ที่ปรับแล้ว

Statistic	ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Coef)	ส่วนเบี่ยงเบนค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Coef)	ค่าสถิติ (T)	p-value
$\hat{\phi}_1$	-0.8718	0.1043	-8.36	0.000
$\hat{\phi}_2$	-0.6886	0.1364	-5.05	0.000
$\hat{\phi}_3$	-0.3748	0.1480	-2.53	0.013
$\hat{\phi}_4$	-0.3065	0.1348	-2.27	0.025
$\hat{\phi}_5$	-0.3079	0.1047	-2.94	0.004
$\hat{\theta}_{12}$	1.4813	0.1025	14.45	0.000
$\hat{\theta}_{24}$	-0.6197	0.1160	-5.34	0.000

หลังจากที่ได้ปรับตัวแบบใหม่ดังตาราง 4.19 ทำการพิจารณาว่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ $ARIMA(5,1,0) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$ มีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่ โดยมีสมมติฐานการทดสอบดังนี้

$$H_0 : \hat{\phi}_1 = 0$$

$$H_1 : \hat{\phi}_1 \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\phi}_1$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05 สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_1$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\phi}_1$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\phi}_2 = 0$$

$$H_1 : \hat{\phi}_2 \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\phi}_2$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05 สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_2$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\phi}_2$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\phi}_3 = 0$$

$$H_1 : \hat{\phi}_3 \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\phi}_3$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05 สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_3$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\phi}_3$ ควรมีในตัวแบบ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$H_0 : \hat{\phi}_4 = 0$$

$$H_1 : \hat{\phi}_4 \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\phi}_4$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05
สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_4$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\phi}_4$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\phi}_5 = 0$$

$$H_1 : \hat{\phi}_5 \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\phi}_5$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05
สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_5$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\phi}_5$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\theta}_{12} = 0$$

$$H_1 : \hat{\theta}_{12} \neq 0$$

เนื่องจากค่า p-value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\theta}_{12}$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05
สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\theta}_{12}$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\theta}_{12}$ ควรมีในตัวแบบ

$$H_0 : \hat{\theta}_{24} = 0$$

$$H_1 : \hat{\theta}_{24} \neq 0$$

เนื่องจากค่า P-Value < 0.05 จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น $\hat{\theta}_{24}$ มีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับ 0.05
สรุปว่าค่าพารามิเตอร์ $\hat{\theta}_{24}$ ในตัวแบบมีค่าแตกต่างจากศูนย์ นั่นคือ พารามิเตอร์ $\hat{\theta}_{24}$ ควรมีในตัวแบบ

2. การทดสอบบ็อกซ์และจุง (Box-Ljung) เป็นการทดสอบความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ (e_t) ว่าเป็นอิสระกันหรือไม่

จากเงื่อนไขการทดสอบของเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ หลังจากทดสอบพารามิเตอร์ว่ามีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่แล้วนั้น ต้องทำการทดสอบความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ เพื่อดูว่าตัวแบบนั้นมีความเหมาะสมที่จะนำไปใช้พยากรณ์ การทดสอบดังนี้

ตารางที่ 4.20 การทดสอบความเป็นอิสระของค่าความคลาดเคลื่อน การทดสอบ Box-Ljung

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	3.4	21.7	32.7	40
DF	5	17	29	41
p-value	0.633	0.196	0.29	0.515

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยตรวจสอบจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองและเหมืองหินเป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยสถิติ Box-Ljung ตามสมมติฐาน ดังนี้

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

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

จากการทดสอบพบว่าค่า p-value > 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_{24}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) = \text{บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 24$$

จากการทดสอบพบว่าค่า p-value > 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_{36}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) = \text{บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 36$$

จากการทดสอบพบว่าค่า p-value > 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_{48}(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) = \text{บางค่าไม่เท่ากับ } 0 \text{ สำหรับ } k = 1, 2, \dots, 48$$

จากการทดสอบพบว่าค่า p-value > 0.05 จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น แสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ดังนั้น แสดงให้เห็นว่าตัวแบบ $ARIMA(5,1,0) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$ นั้น เป็นตัวแบบที่เหมาะสมแล้ว และมีค่า $MSE = 355.2$

3. ใช้ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อน (MSE) ประกอบการพิจารณา และจะเลือกตัวแบบที่ให้ค่า MSE น้อยที่สุด

จากเงื่อนไขการทดสอบของเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์ หากมีตัวแบบที่เหมาะสมมากกว่าหนึ่งตัวแบบ จะเลือกตัวแบบที่ให้ค่า MSE ต่ำที่สุดเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่สุด

ตารางที่ 4.21 ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE)

ตัวแบบ	MSE
$ARIMA(0,1,1) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$	372.7
$ARIMA(5,1,0) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$	355.2

จากตารางที่ 4.21 จะเห็นได้ว่าค่า MSE ที่มีค่าต่ำสุด คือ $ARIMA(5,1,0) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$ ดังนั้น ตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน นั้นคือ $ARIMA(5,1,0) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$

4.3.4 การเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์

เมื่อนำตัวแบบการพยากรณ์ที่ดีที่สุดสำหรับอุตสาหกรรมการผลิตของทั้ง 3 เทคนิค มาทำการเปรียบเทียบกันอีกครั้ง โดยแสดงค่า MSE ที่ได้จากการคำนวณ ดังตารางที่ 4.22

ตารางที่ 4.22 ผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ของการพยากรณ์ทั้ง 3 เทคนิค ของอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน

เทคนิคการพยากรณ์	MSE
1. การแยกส่วนประกอบ - วิธีสัดส่วนค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบบวก $\hat{Y}_t = (49.63 + 0.1799t) + \hat{S}_i^*$ - วิธีสัดส่วนค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่รูปแบบคูณ $\hat{Y}_t = (49.21 + 0.1880t) \times \hat{S}_i^*$	338.5000 339.3000
2. การปรับให้เรียบ - วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก $\hat{Y}_{120+p}(120) = (82.1311 + 0.7194p) + \hat{S}_i(120)$ - วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบคูณ $\hat{Y}_{120+p}(120) = (82.8202 + 0.8327p) \times \hat{S}_i(120)$	310.9521 320.9302
3. บ็อกซ์และเจนกินส์ $ARIMA(5,1,0) \times SARIMA(0,2,2)_{12}$	355.2000

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากตารางที่ 4.22 พบว่า วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก มีค่า MSE ต่ำสุด เท่ากับ 310.9521 ดังนั้น จึงเป็นวิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน ซึ่งสามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (82.1311 + 0.7194p) + \hat{S}_i(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$ โดยมีอิทธิพลฤดูกาล ดังนี้

$\hat{S}_1^* = 22.3134$	$\hat{S}_2^* = -14.0643$	$\hat{S}_3^* = 16.3619$	$\hat{S}_4^* = 15.0095$
$\hat{S}_5^* = -21.8526$	$\hat{S}_6^* = 6.9799$	$\hat{S}_7^* = -0.9344$	$\hat{S}_8^* = -18.4312$
$\hat{S}_9^* = -0.2097$	$\hat{S}_{10}^* = 11.1996$	$\hat{S}_{11}^* = -22.0645$	$\hat{S}_{12}^* = 5.6924$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.4 ผลการพยากรณ์

จากการหาตัวแบบที่เหมาะสมของอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และ อุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหินที่ได้แสดงไว้ในหัวข้อ 4.1-4.3 ทำให้สามารถเลือกตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวกซึ่งเป็นสมการพยากรณ์ที่ดีที่สุด ในหัวข้อนี้จะนำเสนอผลจากการนำตัวแบบดังกล่าวมาใช้ในการพยากรณ์ จากนั้นนำค่าสังเกตและค่าที่ได้จากสมการพยากรณ์มาพล็อตกราฟเปรียบเทียบพร้อมทั้งหาค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) และค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (MAPE) แสดงในหัวข้อต่อไปนี้

4.4.1 เปรียบเทียบผลการพยากรณ์ของอุตสาหกรรมการผลิต

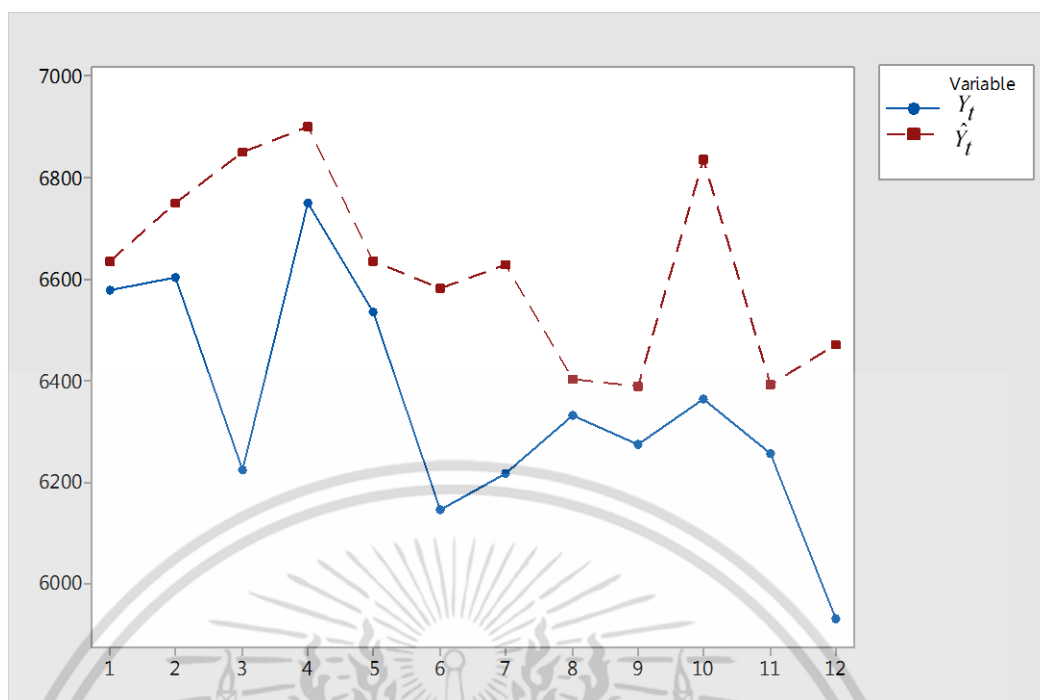
วิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต คือ วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์สำหรับรูปแบบบวก ซึ่งสามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (6,544.98 + 12.0579p) + \hat{S}_i(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$

จากสมการพยากรณ์ข้างต้น ทำการพยากรณ์ทีละ 1 ช่วงเวลาล่วงหน้า เป็นเวลา 12 ช่วงเวลา และนำผลที่ได้จากการพยากรณ์มาเปรียบเทียบกับค่าสังเกตทั้ง 12 ค่าที่เก็บไว้ ดังรูปที่ 4.25



รูปที่ 4.25 ค่าสังเกตจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต (Y_t) พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ ($\hat{Y}_t$)

โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก

จากการคำนวณค่า MSE และ MAPE ของข้อมูล 12 ค่าดังกล่าวได้ค่า MSE = 113,381.39

และ MAPE = 4.33 นั่นคือ ค่าพยากรณ์ห่างจากค่าสังเกต 4.33%

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.4.2 เปรียบเทียบผลการพยากรณ์ของอุตสาหกรรมการก่อสร้าง

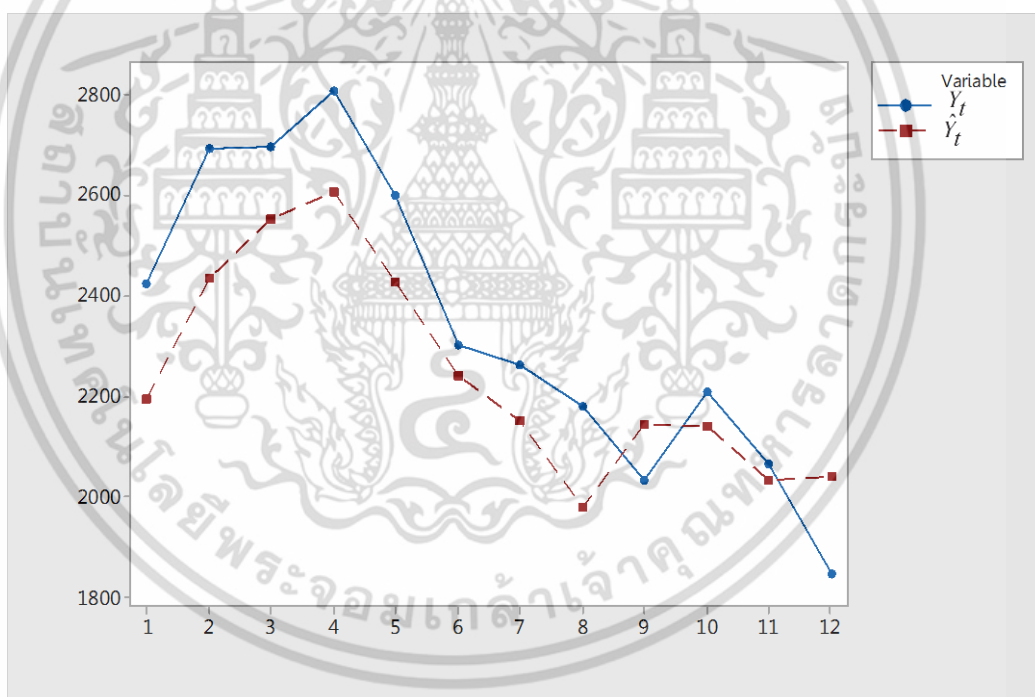
วิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง คือ วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮสต์และวินเทอร์สำหรับรูปแบบบวก ซึ่งสามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (2,242.1489 + 0.422p) + \hat{S}_t(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$

จากสมการพยากรณ์ข้างต้น ทำการพยากรณ์ทีละ 1 ช่วงเวลาล่วงหน้า เป็นเวลา 12 ช่วงเวลา และนำผลที่ได้จากการพยากรณ์มาเปรียบเทียบกับค่าสังเกตทั้ง 12 ค่าที่เก็บไว้ ดังรูปที่ 4.26



รูปที่ 4.26 ค่าสังเกตจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง (Y_t) พร้อมทั้งค่าพยากรณ์ ($\hat{Y}_t$)

โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮสต์และวินเทอร์รูปแบบบวก

จากการคำนวณค่า MSE และ MAPE ของข้อมูล 12 ค่าดังกล่าวได้ค่าค่า MSE = 23,751.95

และ MAPE = 6.33 นั่นคือ ค่าพยากรณ์ ห่างจากค่าสังเกต 6.33%

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.4.3 เปรียบเทียบผลการพยากรณ์ของอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน

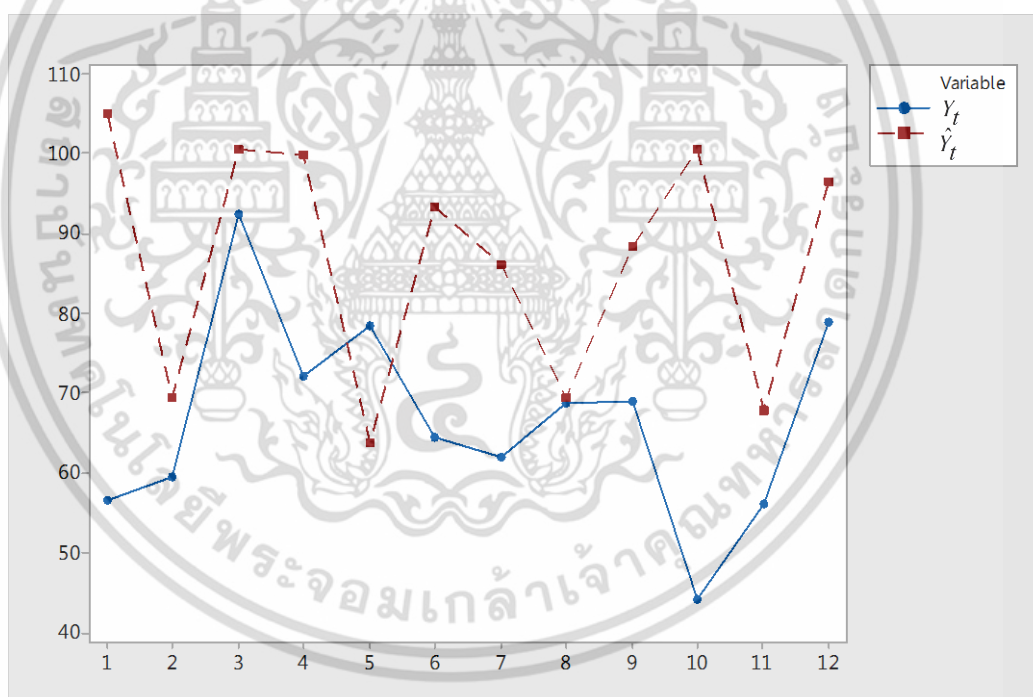
วิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับการพยากรณ์จำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน คือ วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลต์และวินเทอร์สำหรับรูปแบบบวก ซึ่งสามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{120+p}(120) = (82.1311 + 0.7194p) + \hat{S}_t(120)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2548, t มีหน่วยเป็นเดือน)

สำหรับ $p = 1, 2, \dots$

จากสมการพยากรณ์ข้างต้น ทำการพยากรณ์ทีละ 1 ช่วงเวลาล่วงหน้า เป็นเวลา 12 ช่วงเวลา และนำผลที่ได้จากการพยากรณ์มาเปรียบเทียบกับค่าสังเกตทั้ง 12 ค่าที่เก็บไว้ ดังรูปที่ 4.27



รูปที่ 4.27 ค่าสังเกตจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน (Y_t) พร้อมทั้งค่า

พยากรณ์ ($\hat{Y}_t$) โดยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลต์และวินเทอร์รูปแบบบวก

จากการคำนวณค่า MSE และ MAPE ของข้อมูล 12 ค่าดังกล่าวได้ค่า MSE = 764.1586

และ MAPE = 38.369 นั่นคือ ค่าพยากรณ์ห่างจากค่าสังเกต 38.369%

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

บทที่ 5

สรุปผลการวิเคราะห์และข้อเสนอแนะ

จากการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาทั้งหมด 3 อุตสาหกรรม คือ อุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน จากข้อมูลอนุกรมเวลา เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 รวมทั้งสิ้น 132 เดือน โดยแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ส่วน คือ ข้อมูล 120 เดือนแรก (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558) จะนำมาหาตัวแบบและข้อมูล 12 เดือนสุดท้าย (ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2559 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559) จะนำมาใช้ในการตรวจสอบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์

5.1 ผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลา

จากการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาทั้งหมด 3 อุตสาหกรรม คือ อุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน เพื่อหาตัวแบบในการพยากรณ์ การศึกษาครั้งนี้ใช้เทคนิคการพยากรณ์ 3 เทคนิค คือ เทคนิคการแยกส่วนประกอบ เทคนิคการปรับให้เรียบ และเทคนิคบ็อกซ์และเจนกินส์

5.1.1 เทคนิคการพยากรณ์อนุกรมเวลาและตัวแบบที่ดี

จากเทคนิคการพยากรณ์และการหาตัวแบบที่ดีที่สุดของจำนวนแรงงานทั้ง 3 อุตสาหกรรม พบว่ามีค่า MSE ดังตารางที่ 5.1

ตารางที่ 5.1 ค่า MSE ที่ได้จากตัวแบบพยากรณ์ที่ดีที่สุดของแต่ละอุตสาหกรรม

อุตสาหกรรม	เทคนิคพยากรณ์	MSE
การผลิต	เทคนิคการปรับให้เรียบ - วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก $\hat{Y}_{120+p}(120) = (6,544.98 + 12.0579p) + \hat{S}_i^*(120)$	46,112.7445
การก่อสร้าง	เทคนิคการปรับให้เรียบ - วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก $\hat{Y}_{120+p}(120) = (2,242.1489 + 0.422p) + \hat{S}_i^*(120)$	21,111.1593
การเหมืองแร่ และเหมืองหิน	เทคนิคการปรับให้เรียบ - วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวก $\hat{Y}_{120+p}(120) = (82,131 + 0.7194p) + \hat{S}_i^*(120)$	310.9521

จากตารางที่ 5.1 พบว่า ทั้ง 3 อุตสาหกรรม วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์และวินเทอร์รูปแบบบวกมีค่า MSE ต่ำสุด ดังนี้

1. อุตสาหกรรมการผลิตมีค่า MSE เท่ากับ 46,112.7445

ตัวแบบ คือ $\hat{Y}_{120+p}(120) = (6,544.98 + 12.0579p) + \hat{S}_i^*(120)$

2. อุตสาหกรรมการก่อสร้างมีค่า MSE เท่ากับ 21,111.1593

ตัวแบบ คือ $\hat{Y}_{120+p}(120) = (2,242.1489 + 0.422p) + \hat{S}_i^*(120)$

3. อุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินมีค่า MSE เท่ากับ 310.9521

ตัวแบบ คือ $\hat{Y}_{120+p}(120) = (82,131 + 0.7194p) + \hat{S}_i^*(120)$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

5.1.2 การพยากรณ์อนุกรมเวลา

จากตัวแบบที่ดีที่สุดที่ได้ทั้ง 3 อุตสาหกรรม นำมาทำการพยากรณ์ทีละ 1 ช่วงเวลาล่วงหน้าเป็นเวลา 12 ช่วงเวลา ตั้งแต่เดือน มกราคม พ.ศ. 2559 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 และนำผลที่ได้จากการพยากรณ์แสดงการเปรียบเทียบค่าสังเกต 12 ค่าสุดท้ายที่เก็บไว้ ได้ผลลัพธ์ ดังนี้

1. อุตสาหกรรมการผลิต ค่า MSE = 113,381.39 และ MAPE = 4.33 นั่นคือค่าพยากรณ์ห่างจากค่าสังเกต 4.33%

2. อุตสาหกรรมการก่อสร้าง ค่า MSE = 23,751.95 และ MAPE = 6.33 นั่นคือค่าพยากรณ์ห่างจากค่าสังเกต 6.33%

3. อุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน ค่า MSE = 764.1586 และ MAPE = 38.369 นั่นคือค่าพยากรณ์ห่างจากค่าสังเกต 38.369%

5.2 ข้อเสนอแนะ

จากการศึกษาปัญหาพิเศษ มีข้อเสนอแนะที่ได้จากการศึกษาครั้งนี้คือ

1. การพยากรณ์จำนวนแรงงานอาจจะมีปัจจัยอื่นๆ นอกเหนือจากแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาล เช่น ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ อัตราการจ้างงาน อัตราการว่างงาน เป็นต้น ซึ่งควรนำข้อมูลเหล่านี้มาเป็นองค์ประกอบในการพยากรณ์ในการศึกษาครั้งต่อไป

2. นอกเหนือปัจจัยที่กล่าวในข้อ 1. แล้ว ต้องคำนึงถึงปัจจัยทางการเมือง นโยบายของรัฐบาลที่ส่งผลต่อแรงงาน เช่น การขึ้นค่าจ้างแรงงาน การผลักดันอุตสาหกรรมไทยแลนด์ 4.0 ซึ่งรัฐบาลชุดปัจจุบันมุ่งเน้นด้านนวัตกรรมเป็นหลัก เมื่อเทียบกับอดีตที่การผลิตเพื่อส่งออกจะเป็นการสร้างรายได้อันดับต้นๆ ให้กับประเทศไทย ซึ่งอาจทำให้ความต้องการจำนวนแรงงานในภาคอุตสาหกรรมลดลง ตลอดจนภาวะเศรษฐกิจในปีนั้นๆ ด้วย

3. ในการใช้ข้อมูลชุดข้อมูลนั้น ข้อมูลบางอย่างอาจมีการเปลี่ยนแปลงไปในแต่ละช่วงเวลาเก็บข้อมูลจึงต่างไปจากเดิม เช่น อุตสาหกรรมการขนส่งและสถานที่เก็บสินค้าใน พ.ศ. 2548 - 2553 มีการเก็บข้อมูลการขนส่ง สถานที่เก็บสินค้า และคมนาคม แต่ พ.ศ. 2554 - 2559 มีการเก็บข้อมูลการขนส่ง และสถานที่เก็บสินค้าเท่านั้น โดยตัดข้อมูลคมนาคมออก ซึ่งทำให้ข้อมูลไม่มีความต่อเนื่อง

จึงนำมาใช้ในการพยากรณ์ไม่ได้ เป็นต้น

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้าไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เอกสารอ้างอิง

กระทรวงอุตสาหกรรม. 2554. แผนแม่บทการพัฒนาอุตสาหกรรมไทยปี พ.ศ. 2555-2574.

[Online]. Available : <http://www.oie.go.th/academic/แผนแม่บทการพัฒนาอุตสาหกรรมไทย-พศ-2555-2574>.

ดาว สงวนรังศิริกุล ھرรษา เชี่ยวอนันตวานิช และมนิรัตน์ แสงเกษม. 2558. “การศึกษาเปรียบเทียบเพื่อหาตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยที่เป็นโรคเฝ้าระวังทางระบาดวิทยาในกรุงเทพมหานคร.”

ทรงศิริ แท้สมบัติ. 2539. การพยากรณ์เชิงปริมาณ. กรุงเทพฯ : มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

นิลา แก้วหาวงษ์. 2558. “การพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าของประเทศไทย โดยใช้ตัวแบบ SARIMA และตัวแบบการถดถอย ที่มีความคลาดเคลื่อนเป็นตัวแบบ ARMA.”

พิมพ์พรรณ อำพันธ์ทอง และปิยภัทร บุชบาบดินทร์. 2557. “การพยากรณ์ PM10 ในบริเวณภาคเหนือตอนบนของประเทศไทยด้วยทฤษฎีเกรย์.”

ยศนันท์ ศกพิบลูย์กุล และธนัญญา วสสุรี. 2552. “การพยากรณ์และการวางแผนการผลิตรวม.” บัณฑิตวิทยาลัยการจัดการและนวัตกรรม สาขาการจัดการโลจิสติกส์, มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าธนบุรี.

รวีพิมพ์ ฉวีสุข และธนิกานต์ จุฑาเจริญวงศ์. 2550. “การพยากรณ์ปริมาณความต้องการและวางแผนการผลิตขึ้นส่วนไ้สำหรับผลิตภัณฑ์ไ้แปรรูปแช่แข็ง” ภาควิชาเทคโนโลยีอุตสาหกรรม เกษตร คณะอุตสาหกรรมเกษตร มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

ลักขณา ฤกษ์เกษม. 2557. “การพยากรณ์ความต้องการสินค้าสำหรับการวางแผนการผลิต.” วารสารปาริชาติ มหาวิทยาลัยทักษิณ. 28(3) : 291.

วรางคณา กิริติวิบูลย์. 2558. “การพยากรณ์ปริมาณน้ำฝน อำเภอเมือง จังหวัดน่าน.” วารสารวิจัยและพัฒนา มจร. 38(3) : 211.

วีระ โชติธรรมมาภรณ์. 2550. “แนวโน้มการจ้างงานในอุตสาหกรรมสิ่งพิมพ์ ส่วนงานก่อนพิมพ์.” วิทยานิพนธ์ครุศาสตร์บัณฑิต สาขาวิชาเทคโนโลยีการพิมพ์, วิทยาลัยครูสวนสุนันทา.

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

- ศักดิ์พันธ์ ดันวิมลรัตน์. 2557. “การบริหารทรัพยากรมนุษย์ทางการศึกษา แนวคิด ทฤษฎีและ
 บทบัญญัติทางกฎหมายที่เกี่ยวข้อง.” วารสารวิชาการ Veridian E-Journal. 7(3) : 2.
- สำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม. 2558. “เจาะลึกแรงงานอุตสาหกรรมไทยและความต้องการ 5
 ปีข้างหน้า.” กรุงเทพฯ.
- สำนักงานสถิติแห่งชาติ. 2559. “ภาวะการทำงานของประชากรไตรมาสที่ 1 พ.ศ. 2559.”
 กรุงเทพฯ.
- สำนักงานสถิติแห่งชาติ. 2559. สถิติพื้นฐานที่เป็นอนุกรมเวลา (Time series). [Online].
 Available : <http://service.nso.go.th/nso/web/statseries/statseries.html>.





เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตาราง ก-1 ข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต

จำนวนหน่วย : พันคน

เดือน/ พ.ศ.	2549	2550	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	2558	2559
ม.ค.	6,129.91	6,467.14	6,402.02	5,858.73	5,626.60	5,687.19	5,861.38	5,874.93	6,302.49	6,645.19	6,577.90
ก.พ.	5,967.69	6,068.55	6,151.38	6,022.53	6,085.14	5,412.87	5,984.07	6,033.87	6,600.43	6,572.27	6,602.33
มี.ค.	5,956.77	5,719.76	5,847.56	5,652.34	5,630.13	5,787.03	6,112.27	6,213.39	6,585.04	6,603.57	6,225.07
เม.ย.	6,359.52	6,344.69	6,393.67	5,804.47	5,843.84	5,794.08	6,127.85	5,850.47	6,408.09	6,807.34	6,752.24
พ.ค.	5,992.10	5,933.32	5,914.99	5,785.35	5,719.33	5,613.86	5,728.41	5,745.19	6,492.93	6,438.05	6,535.95
มิ.ย.	5,422.10	5,698.58	5,394.60	5,300.22	5,456.59	5,137.49	5,505.47	5,649.57	6,277.64	6,502.57	6,146.18
ก.ค.	5,965.78	6,046.73	5,370.19	5,386.48	5,412.24	5,427.15	5,354.79	5,795.25	6,488.25	6,585.54	6,216.60
ส.ค.	5,543.55	5,826.37	5,536.30	5,567.48	5,271.12	5,414.85	5,680.97	5,551.54	6,305.30	6,351.24	6,331.40
ก.ย.	5,410.95	5,887.92	5,511.12	5,706.13	5,506.39	5,503.50	5,718.71	5,808.08	6,283.28	6,237.21	6,274.60
ต.ค.	6,259.21	6,157.47	5,883.46	5,821.98	5,693.71	5,619.51	5,719.68	5,883.58	6,626.17	6,774.08	6,363.20
พ.ย.	5,535.17	5,766.09	5,578.57	5,465.79	5,377.91	5,152.50	5,409.83	5,347.45	6,353.51	6,338.55	6,257.30
ธ.ค.	5,100.73	5,292.54	4,984.00	5,225.83	5,100.71	5,207.02	5,588.36	5,698.41	6,625.83	6,310.20	5,931.40

ตาราง ก-2 ข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการก่อสร้าง

จำนวนหน่วย : พันคน

เดือน/ พ.ศ.	2549	2550	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	2558	2559
ม.ค.	1,980.09	2,372.53	2,455.50	2,410.55	2,515.66	2,424.32	2,398.48	2,657.08	2,184.21	2,286.31	2,423.86
ก.พ.	2,550.80	2,376.38	2,420.89	2,578.83	2,476.70	2,725.72	2,548.00	2,777.73	2,411.46	2,562.91	2,693.92
มี.ค.	2,641.07	2,501.51	2,508.66	2,743.90	2,650.86	2,869.13	2,945.57	2,985.00	2,649.03	2,521.82	2,697.29
เม.ย.	2,606.99	2,812.54	2,868.84	2,874.95	2,950.40	2,859.88	2,801.63	3,069.85	2,620.26	2,560.55	2,807.66
พ.ค.	2,311.22	2,229.75	2,354.57	2,615.23	2,904.39	2,751.41	2,526.20	2,727.41	2,275.61	2,472.02	2,599.71
มิ.ย.	1,926.90	1,983.12	2,021.87	2,134.15	2,474.67	2,194.71	2,356.70	2,319.50	2,221.38	2,320.24	2,301.60
ก.ค.	2,000.42	2,071.00	2,130.17	2,073.87	2,122.29	2,056.68	2,153.06	2,294.74	2,113.96	2,290.71	2,261.30
ส.ค.	1,892.64	1,756.73	1,938.76	1,928.39	2,040.37	2,147.30	2,301.40	2,077.93	1,996.34	2,062.38	2,178.10
ก.ย.	2,189.53	2,016.23	2,109.90	2,200.51	2,214.64	2,292.48	2,496.28	2,443.49	2,201.51	2,125.61	2,030.80
ต.ค.	2,062.23	2,242.85	2,416.84	2,241.76	2,227.63	2,312.71	2,555.91	2,552.03	2,147.84	2,056.36	2,206.50
พ.ย.	1,843.43	1,756.60	2,021.47	2,159.20	2,056.65	2,051.17	2,198.79	2,193.50	2,080.32	2,021.41	2,063.60
ธ.ค.	1,644.81	1,542.33	1,722.18	1,939.09	1,866.95	1,821.10	2,247.43	2,205.87	2,178.00	2,040.09	1,844.40

ตาราง ก-3 ข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน

จำนวนหน่วย : พันคน

เดือน/ พ.ศ.	2549	2550	2551	2552	2553	2554	2555	2556	2557	2558	2559
ม.ค.	37.44	42.43	66.31	72.34	58.34	60.06	97.73	64.91	73.24	108.28	56.57
ก.พ.	135.12	118.68	81.73	52.27	55.79	63.77	79.06	62.46	69.09	49.65	59.50
มี.ค.	38.97	55.9	51.17	40.61	44.98	54.65	78	58.38	84.46	98.18	92.60
เม.ย.	44.95	55.32	92.93	75.69	43.58	54.75	93.3	80.97	74.34	95.53	72.25
พ.ค.	61.99	63.16	70.94	43.77	41.9	56.9	65.62	56.34	65.81	43.12	78.41
มิ.ย.	31.83	61.14	60.5	32.71	43.71	35.51	40.74	47.45	87.95	85.94	64.56
ก.ค.	49.02	36.16	57.51	49.96	36.61	47.24	82.75	46.76	53.82	87.69	62.1
ส.ค.	58.77	43.63	55.95	44.89	32.57	40.4	51.14	72.17	65.75	50.38	68.70
ก.ย.	61.15	78.19	43.23	45.01	32.32	57.51	51.57	65.42	66.64	81.92	69.10
ต.ค.	44.15	44.94	57.67	86.39	31.53	41.22	105.91	105.08	83.25	90.06	44.20
พ.ย.	87.84	81.35	42.46	38.89	23.81	46.71	59.42	46.89	47.12	59	56.20
ธ.ค.	31.86	54.55	31.71	35.43	41.24	41.46	64.72	60.95	72.22	95.15	78.90



ภาคผนวก ข

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การคำนวณค่าสถิติของการทดสอบการแจกแจงแบบปกติของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรม
การผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน ใช้การทดสอบของ
Lilliefors's test

H_0 : ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีการแจกแจงแบบปกติ

H_1 : ข้อมูลอนุกรมเวลาไม่ได้มีการแจกแจงแบบปกติ

ตารางที่ ข-1 การทดสอบการแจกแจงแบบปกติของจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต
อุตสาหกรรมก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน วิธีการทดสอบโดยใช้ค่าสถิติ
และค่าที่ได้จากการคำนวณ

อุตสาหกรรม	p-value
การผลิต	0.073*
การก่อสร้าง	0.185*
การเหมืองแร่และเหมืองหิน	0.008

* หมายถึง ค่า $p\text{-value} > \alpha = 0.05$

จากตาราง ข-1 ข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตและอุตสาหกรรมก่อสร้าง มี
ค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญ จึงยอมรับ H_0 นั่นคือ ข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตและ
อุตสาหกรรมก่อสร้างมีการแจกแจงแบบปกติ ดังนั้น จึงใช้การทดสอบแนวน้อยและอิทธิพล
แบบใช้พารามิเตอร์

ข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน มีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ จึง
ปฏิเสธ H_0 นั่นคือ ข้อมูลจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินไม่ได้มีการแจกแจง
แบบปกติ ดังนั้นจึงใช้การทดสอบแนวน้อยและอิทธิพลฤดูกาลแบบไม่ใช้พารามิเตอร์



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การคำนวณค่าสถิติของการทดสอบแนวโน้มของอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน

1. อนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตและอุตสาหกรรมก่อสร้าง

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

$$H_1 : \text{มี } \rho_i \neq 0 \text{ อย่างน้อย 1 ค่า เมื่อ } i=1, 2, 3, \dots, 119$$

ตารางที่ ค-1 การทดสอบแนวโน้มของอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง ค่าที่ได้จากการคำนวณและผลลัพธ์

อุตสาหกรรม	สถิติที่ใช้	ค่าสถิติ	ค่าวิกฤต	ผลลัพธ์ที่ได้
การผลิต	Box-Ljung	1,249.5488	144.7093	มีแนวโน้ม
การก่อสร้าง	Box-Ljung	586.6452	144.7093	มีแนวโน้ม

จากตารางที่ ค-1 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตและอุตสาหกรรม การก่อสร้าง มีค่าสถิติมากกว่าค่าวิกฤตจึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนแรงงาน อุตสาหกรรมการผลิตและการก่อสร้างมีแนวโน้ม

2. อนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน

H_0 : อนุกรมเวลาไม่มีแนวโน้ม

H_1 : อนุกรมเวลามีแนวโน้ม

ตาราง ค-2 การทดสอบแนวโน้มของอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน

ค่าที่ได้จากการคำนวณและผลลัพธ์

อุตสาหกรรม	สถิติที่ใช้	ค่าสถิติ	ค่าวิกฤต	ผลลัพธ์ที่ได้
การเหมืองแร่และเหมืองหิน	Daniel	7.0322	1.96	มีแนวโน้ม

จากตารางที่ ค-2 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน มีค่าสถิติมากกว่าค่าวิกฤตจึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินมีแนวโน้ม



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การคำนวณค่าสถิติของการทดสอบอิทธิพลฤดูกาลของอนุกรมเวลาจำนวนแรงงาน
อุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหิน

1. อนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตและอุตสาหกรรมก่อสร้าง

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

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

ตาราง ง-1 การทดสอบอิทธิพลฤดูกาลของอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต
และอุตสาหกรรมก่อสร้าง ค่าที่ได้จากการคำนวณและผลลัพธ์

อุตสาหกรรม	สถิติที่ใช้	ค่าสถิติ	ค่าวิกฤต	ผลลัพธ์ที่ได้
การผลิต	ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์	รูปแบบบวก 0.6546 รูปแบบคูณ 0.6607	0.1582	มีอิทธิพลฤดูกาล
การก่อสร้าง	ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์	รูปแบบบวก 0.8301 รูปแบบคูณ 0.8247	0.1582	มีอิทธิพลฤดูกาล

จากตารางที่ ง-1 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิตและอุตสาหกรรม
การก่อสร้าง มีค่าสถิติมากกว่าค่าวิกฤตจึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนแรงงาน
อุตสาหกรรมการผลิตและอุตสาหกรรมก่อสร้างมีอิทธิพลฤดูกาล

2. อนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน

H_0 : อนุกรมเวลาไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล

H_1 : อนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล

ตาราง ง-2 การทดสอบอิทธิพลฤดูกาลของอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการผลิต
การก่อสร้าง ค่าที่ได้จากการคำนวณและผลลัพธ์

อุตสาหกรรม	สถิติที่ใช้	ค่าสถิติ	ค่าวิกฤต	ผลลัพธ์ที่ได้
การเหมืองแร่และเหมืองหิน	Kruskall-Waliss	2,861.7054	19.675	มีอิทธิพลฤดูกาล

จากตารางที่ ง-2 ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรมการเหมืองแร่และเหมืองหิน
มีค่าสถิติมากกว่าค่าวิกฤตจึงปฏิเสธ H_0 นั่นคือ ข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวนแรงงานอุตสาหกรรม
เหมืองแร่และเหมืองหินมีอิทธิพลฤดูกาล



ภาคผนวก จ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การคำนวณค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ของรูปแบบแนวโน้มอนุกรมเวลาจำนวน
แรงงานอุตสาหกรรมการผลิต อุตสาหกรรมการก่อสร้าง และอุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมือง
หิน

ตาราง จ-1 ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ของรูปแบบแนวโน้มอนุกรมเวลาจำนวนแรงงาน
อุตสาหกรรมการผลิตรูปแบบบวกและรูปแบบคูณ

รูปแบบแนวโน้ม	ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE)	
	รูปแบบบวก	รูปแบบคูณ
แนวโน้มเส้นตรง	105,534.36	107,073.94
แนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล	104,494.72	105,916.03
แนวโน้มควอดราติก	1,403,433.18	1,253,043.02

จากตาราง จ-1 ค่า MSE ของรูปแบบแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล อนุกรมเวลาจำนวนแรงงาน
อุตสาหกรรมการผลิตทั้งรูปแบบบวกและรูปแบบคูณมีค่าต่ำกว่ารูปแบบแนวโน้มเส้นตรงและ
รูปแบบแนวโน้มควอดราติก ดังนั้น รูปแบบแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียลจึงเป็นรูปแบบแนวโน้มที่
เหมาะสมที่สุด

ตาราง จ-2 ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ของรูปแบบแนวโน้มอนุกรมเวลาจำนวนแรงงาน
อุตสาหกรรมการก่อสร้างรูปแบบบวกและรูปแบบคูณ

รูปแบบแนวโน้ม	ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE)	
	รูปแบบบวก	รูปแบบคูณ
แนวโน้มเส้นตรง	22,692.57	23,658.00
แนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล	22,847.47	97,437.38
แนวโน้มควอดราติก	197,025.02	211,067.75

จากตาราง จ-2 ค่า MSE ของรูปแบบแนวโน้มเส้นตรงอนุกรมเวลาจำนวนแรงงาน
อุตสาหกรรมการก่อสร้างทั้งรูปแบบบวกและรูปแบบคูณมีค่าต่ำกว่ารูปแบบแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล
และรูปแบบแนวโน้มควอดราติก ดังนั้น รูปแบบแนวโน้มเส้นตรงจึงเป็นรูปแบบแนวโน้มที่เหมาะสม
ที่สุด

ตาราง จ-3 ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ของรูปแบบแนวโน้มอนุกรมเวลาจำนวนแรงงาน
อุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินรูปแบบบวกและรูปแบบคูณ

รูปแบบแนวโน้ม	ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE)	
	รูปแบบบวก	รูปแบบคูณ
แนวโน้มเส้นตรง	338.50	339.30
แนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล	341.63	341.48
แนวโน้มควอดราติก	1,700.96	1,869.25

จากตาราง จ-3 ค่า MSE ของรูปแบบแนวโน้มเส้นตรงอนุกรมเวลาจำนวนแรงงาน
อุตสาหกรรมเหมืองแร่และเหมืองหินทั้งรูปแบบบวกและรูปแบบคูณมีค่าต่ำกว่ารูปแบบแนวโน้ม
เอ็กซ์โปเนนเชียลและรูปแบบแนวโน้มควอดราติก ดังนั้น รูปแบบแนวโน้มเส้นตรงจึงเป็นรูปแบบ
แนวโน้มที่เหมาะสมที่สุด

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้