การพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทยโดยแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X

นายโรม ตระกูลโกศล

วิทยานิพนธ์นี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต
วิชาเอกเศรษฐศาสตร์ธุรกิจ สาขาวิชาเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสุโขทัยธรรมาธิราช
พ.ศ. 2561

Cement Price Index Forecasting Using ARIMA and ARIMA X Model

Mr. Rome Trakulgoson

A Thesis Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements

for the Degree of Master of Economics in Business Economics

School of Economics

Sukhothai Thammathirat Open University

2018

หัวข้อวิทยานิพนธ์	การพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซิเมนต์ของประเทศไทยโดยแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X
ชื่อและนามสกุล	นายโรม ตระกูลโกศล
วิชาเอก	เศรษฐศาสตร์ธุรกิจ
สาขาวิชา	เศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสุโขทัยธรรมาธิราช
อาจารย์ที่ปรึกษา	1. รองศาสตราจารย์รัฐวิชญญ์ จิวสวัสดิ์ 2. รองศาสตราจารย์ ดร.มนูญ ไต๊ะยามา

วิทยานิพนธ์นี้ ได้รับความเห็นชอบให้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษา
ตามหลักสูตรระดับปริญญาโท เมื่อวันที่ 31 สิงหาคม 2560

กรรมการสอบวิทยานิพนธ์

.....ประธานกรรมการ
(รองศาสตราจารย์อรรชยัคฌา แย้มนวล)

.....กรรมการ
(รองศาสตราจารย์รัฐวิชญญ์ จิวสวัสดิ์)

.....กรรมการ
(รองศาสตราจารย์ ดร.มนูญ ไต๊ะยามา)

.....ประธานกรรมการบัณฑิตศึกษา
(รองศาสตราจารย์ ดร.กฤษณา รุ่งโรจน์วนิชย์)

ชื่อวิทยานิพนธ์ การพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทย โดยแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X

ผู้วิจัย นายโรม ตระกูลโกศล **รหัสนักศึกษา** 2556001234 **ปริญญา** เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต
อาจารย์ที่ปรึกษา (1) รองศาสตราจารย์รัฐวิชญญ์ จิวสวัสดิ์ (2) รองศาสตราจารย์ ดร. มนูญ โต๊ะยามา
ปี การศึกษา 2561

บทคัดย่อ

การศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อ (1) พยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทยโดยแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X และ (2) เปรียบเทียบการประเมินค่าการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทย โดยแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X

วิธีการศึกษาเป็นการวิจัยเชิงปริมาณ เก็บรวบรวมข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2559 จำนวน 198 ข้อมูล ประกอบด้วย ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น และดัชนีราคาไฟฟ้า การวิเคราะห์ข้อมูลใช้วิธีการทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test การประมาณค่าพารามิเตอร์ของแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด การหาค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสองและค่าสัมประสิทธิ์ของไทล์

ผลการศึกษาพบว่า (1) การพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทยโดยแบบจำลอง ARIMA รูปแบบ ARIMA (2, 1, 2) เป็นแบบจำลองที่มีความเหมาะสมที่สุดเนื่องจากค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง และค่าสัมประสิทธิ์ของไทล์ มีค่าเท่ากับ 2.7455 และ 0.0128 ตามลำดับมีค่าต่ำที่สุด และผลการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทยล่วงหน้า 6 เดือน คือ เดือนกรกฎาคม ถึง ธันวาคม พ.ศ. 2559 ดัชนีที่ได้คือ 108.8 108.4 108.5 108.5 107.48 และ 106.9 ตามลำดับ การพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทยโดยแบบจำลอง ARIMA X รูปแบบ ARIMA (2, 1, 1) ΔOIL ΔELE เป็นแบบจำลองที่มีความเหมาะสมที่สุดเนื่องจากค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง และค่าสัมประสิทธิ์ของไทล์ มีค่าเท่ากับ 3.4921 และ 0.0167 ตามลำดับมีค่าต่ำที่สุด และผลการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทยล่วงหน้า 6 เดือน คือ เดือนกรกฎาคม ถึง ธันวาคม พ.ศ. 2559 ดัชนีที่ได้คือ 106.6 106.1 106.7 107.0, 105.0 และ 105.6 ตามลำดับ (2) ค่าเฉลี่ยค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองจากแบบจำลอง ARIMA เท่ากับ 1.2115 และแบบจำลอง ARIMA X เท่ากับ 1.2129 มีค่าใกล้เคียงกันค่อนข้างมาก ดังนั้น การพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ล่วงหน้าด้วยแบบจำลองทั้งสองให้ผลการพยากรณ์ที่มีความแม่นยำใกล้เคียงกัน

คำสำคัญ: การพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์, แบบจำลอง ARIMA, แบบจำลอง ARIMA X

Thesis title: Cement Price Index Forecasting Using ARIMA and ARIMA X Model

Researcher: Mr. Rome Trakulgoson; **ID**: 2556001234; Degree: Master of Economics;

Thesis advisors: (1) Ratawit Jewsawusde, Associate Professor; (2) Dr. Manoon Toyama, Associate Professor; **Academic year:** 2018

Abstract

The objectives of this research are 1) To forecast Cement Price Index of Thailand by ARIMA model and ARIMA X model and 2) To compare the efficiency of the models.

The research is a quantitative research, using Cement Price Index, Oil Price Index and Electricity Price Index data from January 2000 to June 2016, covering 198 observations. The methods of this research applying Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) for test the stationarity of the data, estimation the parameters of the model by the Least Squares and the Theil's Inequality Coefficient

The research results found that 1) The results of ARIMA model showed that the ARIMA (2, 1, 2) are the most appropriate one for forecasting the Cement Price Index. All models provided the least values of Root Mean Squared Error and Theil's Inequality Coefficient as 2.7455 and 0.0128 respectively. The forecasting results of monthly Cement Price Index of Thailand for July – December 2016 were 108.8, 108.4, 108.5, 108.5, 107.48 and 106.9 respectively. The results of ARIMA X model showed that the ARIMA (2, 1, 1) ΔOIL, ΔELE are the most appropriate for forecasting the Cement Price Index. All models revealed the least values of Root Mean Squared Error and Theil's Inequality Coefficient are 3.4921 and 0.0167 respectively. The forecasting results of monthly Cement Price Index of Thailand for July – December 2016 appeared to be 106.6, 106.1, 106.7, 107.0, 105.0 and 105.6 respectively. 2) The comparison of the forecasting performances of ARIMA model and ARIMA X model found that the Root Mean Square Error (RMS E) of the two models are 1.2115 and 1.2129 respectively. Therefore, ARIMA provided more precision than ARIMA X, but there were slightly differences as the gap was only 0.0014 and it can be concluded that the RMSE of the ARIMA model and ARIMA X model generate are almost the same forecasting performances.

Keywords: Cement Price Index Forecasting, ARIMA Model, ARIMA X Model

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยฉบับนี้สำเร็จได้ด้วยความช่วยเหลือและสนับสนุนจากบุคคลหลายฝ่าย ต้องขอขอบคุณ รศ.รัฐวิชญญ์ จิวสวัสดิ์ (อาจารย์ที่ปรึกษาการศึกษา) และ รศ.ดร.มนูญโต๊ะยามา (อาจารย์ที่ปรึกษาการศึกษาร่วม) ซึ่งทั้ง 2 ท่าน เป็นอาจารย์ประจำภาควิชา สาขาวิชาเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสุโขทัยธรรมาธิราช กระผมในฐานะผู้ทำวิทยานิพนธ์รู้สึก ซาบซึ้งเป็นอย่างยิ่ง และขอกราบขอบพระคุณมา ณ โอกาสนี้ ที่ได้ให้คำปรึกษาให้ความช่วยเหลือและอำนวยความสะดวกในการทำงานวิทยานิพนธ์ในครั้งนี้ ทำให้การทำวิทยานิพนธ์ในครั้งนี้ ได้สำเร็จลุล่วงตามวัตถุประสงค์ตั้งไว้

โรม ตระกูลโกศล

พฤศจิกายน 2561

สารบัญ

หน้า

บทคัดย่อภาษาไทย.....ง
บทคัดย่อภาษาอังกฤษ.....จ
กิตติกรรมประกาศ.....ฉ
สารบัญตาราง.....ฌ
สารบัญภาพ.....ญ
บทที่ 1 บทนำ 1
หลักการและเหตุผล 1
วัตถุประสงค์ 7
สมมติฐาน 7
ขอบเขตการศึกษา 7
นิยามศัพท์เฉพาะ 7
ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ 8
บทที่ 2 วรรณกรรมที่เกี่ยวข้อง 9
ทฤษฎีที่เกี่ยวข้องกับการพยากรณ์ 9
แนวคิดเกี่ยวกับดัชนีราคา 16
แนวคิดเกี่ยวกับแบบจำลอง ARIMA และ ARIMA X 18
งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง 22
บทที่ 3 ระเบียบวิธีวิจัย 28
ข้อมูลที่ใช้ในการวิจัย 28
เครื่องมือในการวิเคราะห์ข้อมูล 29
การวิเคราะห์ข้อมูล 30
บทที่ 4 ผลการศึกษา 36
การทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root Test) 36
การพยากรณ์โดยใช้แบบจำลอง ARIMA และ แบบจำลอง ARIMA X 38
เปรียบเทียบการประเมินค่าการพยากรณ์โดยใช้แบบจำลอง ARIMA
และแบบจำลอง ARIMA X 50
บทที่ 5 สรุปการวิจัย อภิปรายและข้อเสนอแนะ 52

สารบัญ (ต่อ)

หน้า

สรุปการวิจัย 52
อภิปรายผล 54
ข้อเสนอแนะ 56
บรรณานุกรม 57
ภาคผนวก 60
ก ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา 61
ข แบบจำลอง ARIMA และ ARIMA X 65
ประวัติผู้วิจัย 84

สารบัญตาราง

หน้า

ตารางที่ 3.1 เกณฑ์การพิจารณาเบื้องต้นในการตัดสินใจกำหนดแบบ AR(p) และ MA(q) 33
ตารางที่ 4.1 ผลการทดสอบ Unit Root ของข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาที่ระดับ Level: I(0) ในสมการรูปแบบต่างๆ 36
ตารางที่ 4.2 ผลการทดสอบ Unit Root ของข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาที่ระดับ Level: I(1) ในสมการรูปแบบต่างๆ 38
ตารางที่ 4.3 การประมาณค่ าแบบจำลอง ARIMA AR(1) AR(2) MA(1) 39
ตารางที่ 4.4 การประมาณค่ าแบบจำลอง ARIMA AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) 40
ตารางที่ 4.5 การเปรียบเทียบค่าสถิติในการประมาณค่าพารามิเตอร์จากแบบจำลอง ARIMA 42
ตารางที่ 4.6 การเปรียบเทียบค่าสถิติจากการพยากรณ์ในช่วต่างๆของแบบจำลอง ARIMA 42
ตารางที่ 4.7 การพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ล่วงหน้าจากแบบจำลอง ARIMA AR(1) AR(2) MA(1) 43
ตารางที่ 4.8 การประมาณค่ าแบบจำลอง ARIMA X AR(1) AR(2) OIL ELE 45
ตารางที่ 4.9 การประมาณค่ าแบบจำลอง ARIMA X AR(1) AR(2) MA(1) OIL ELE 46
ตารางที่ 4.10 การเปรียบเทียบค่าสถิติในการประมาณค่าพารามิเตอร์จากแบบจำลอง ARIMA X .. 48
ตารางที่ 4.11 การเปรียบเทียบค่าสถิติจากการพยากรณ์ในช่วต่างๆของแบบจำลอง ARIMA X 48
ตารางที่ 4.12 การพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ล่วงหน้าจากแบบจำลอง ARIMA X AR(1) AR(2) OIL ELE 49
ตารางที่ 4.13 การเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง จากการพยากรณ์ในช่วงต่างๆ ของแบบจำลอง ARIMA และ ARIMA X 50

สารบัญภาพ

หน้า

ภาพที่ 1.1 ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ ผลิตภัณฑ์มวลรวมสาขาก่อสร้าง 2
ภาพที่ 1.2 ปริมาณการจำหน่ายปูนซีเมนต์ และพื้นที่รับอนุญาตก่อสร้าง ในประเทศไทย..... 3
ภาพที่ 1.3 ราคาปูนซีเมนต์ผสม 50 กิโลกรัม(ราคาขายปลีก)ในประเทศ 4
ภาพที่ 1.4 โครงสร้างต้นทุนการผลิตปูนซีเมนต์ในประเทศ 4
ภาพที่ 1.5 ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น ดัชนีราคาไฟฟ้า 5
ภาพที่ 3.1 แสดงช่วงเวลาที่ใช้ในการพยากรณ์..... 34
ภาพที่ 4.1 การเปรียบเทียบข้อมูลจริงกับการพยากรณ์ของดัชนีราคาปูนซีเมนต์ด้วยแบบจำลอง ARIMAในช่วงที่ 3 (t_2-t_3) 44
ภาพที่ 4.2 การเปรียบเทียบข้อมูลจริงกับการพยากรณ์ของดัชนีราคาปูนซีเมนต์ด้วยแบบจำลอง ARIMA X ในช่วงที่ 3 (t_2-t_3)..... 50

บทที่ 1
บทนำ

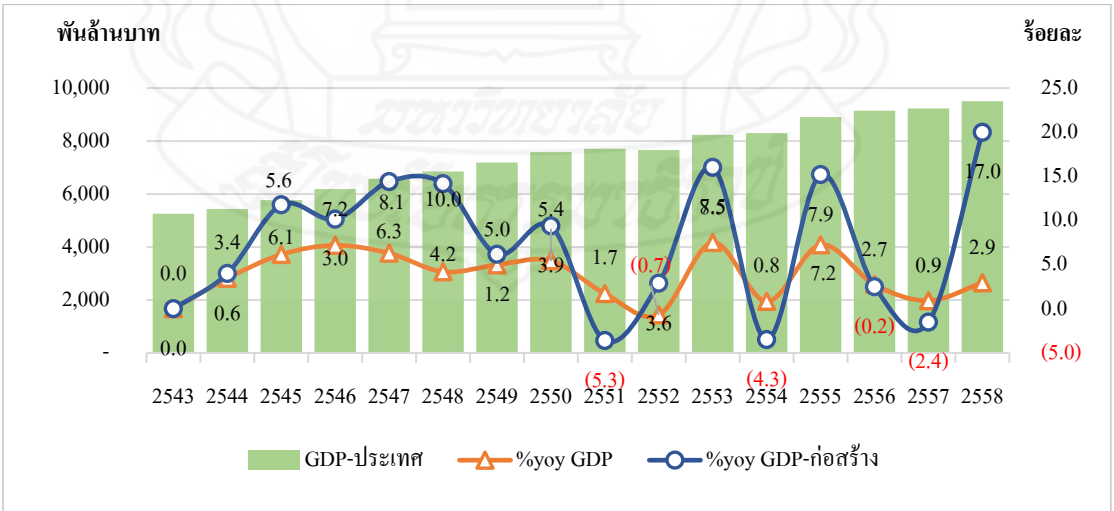
1. หลักการและเหตุผล

อุตสาหกรรมปูนซีเมนต์ถือว่ามีความสำคัญต่อเศรษฐกิจของประเทศไทยเป็นอย่างมาก เนื่องจากปูนซีเมนต์เป็นปัจจัยพื้นฐานของอุตสาหกรรมก่อสร้าง และอุตสาหกรรมอื่นๆที่ใช้เป็นองค์ประกอบสำคัญในผลิตภัณฑ์ต่างๆทั้งทางตรงและทางอ้อม อุตสาหกรรมปูนซีเมนต์ของไทยเริ่มต้นขึ้นในปี พ.ศ. 2456 โดยที่มีบริษัทแรกคือ บริษัทปูนซีเมนต์ไทยซึ่งมีวัตถุประสงค์ที่จะทำการผลิตเพื่อทดแทนการนำเข้า และเพื่อเป็นแหล่งผลิตวัตถุดิบที่สำคัญในอุตสาหกรรมการก่อสร้างภายใต้การควบคลุมของรัฐบาลมาโดยตลอดนับตั้งแต่เริ่มต้น ดังนั้นลักษณะโครงสร้างและการเจริญเติมโตของอุตสาหกรรมนี้จึงขึ้นอยู่กับนโยบายของรัฐบาลเป็นสำคัญ

ในช่วงปี 2535-2540 เศรษฐกิจของประเทศไทยพัฒนาอย่างรวดเร็ว ประกอบกับภาวะปูนซีเมนต์ขาดแคลน รัฐบาลจึงมีนโยบายสนับสนุนให้เพิ่มกำลังการผลิตปูนซีเมนต์ เพื่อที่จะเป็นวัตถุดิบในการพัฒนาโครงสร้างพื้นฐานของประเทศ และรองรับการขยายตัวของธุรกิจอสังหาริมทรัพย์และการก่อสร้าง อีกทั้งยังเป็นการที่จะลดการพึ่งพาการนำเข้า ทั้งนี้ได้ส่งผลให้อุตสาหกรรมปูนซีเมนต์เติบโตมากขึ้น โดยที่กำลังการผลิตปูนซีเมนต์ของประเทศไทยได้เพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องมาอยู่ที่ระดับ 52 ล้านตันในปี 2541 จากระดับ 36 ล้านตันในปี 2538 แต่เนื่องจากผลกระทบของวิกฤตเศรษฐกิจ ในปี 2540 ทำให้ธุรกิจอสังหาริมทรัพย์และการก่อสร้างซบเซาลงมาก ส่งผลให้ความต้องการใช้ปูนซีเมนต์ในประเทศหดตัวลงอย่างรุนแรง และต่อมาในปี 2543 เป็นต้นมา อุตสาหกรรมปูนซีเมนต์เริ่มปรับตัวดีขึ้นตามธุรกิจอสังหาริมทรัพย์ที่เริ่มฟื้นตัว ตามนโยบายของรัฐบาลในการช่วยเหลือทั้งผู้ประกอบการและผู้บริโภค ภายหลังจากการเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ(สำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม, 2550) ซึ่งสะท้อนได้จากปริมาณการจำหน่ายปูนซีเมนต์กับผลิตภัณฑ์มวลรวมประเทศสาขาก่อสร้างที่มีแนวโน้มปรับตัวในทิศทางเดียวกันอย่างต่อเนื่อง

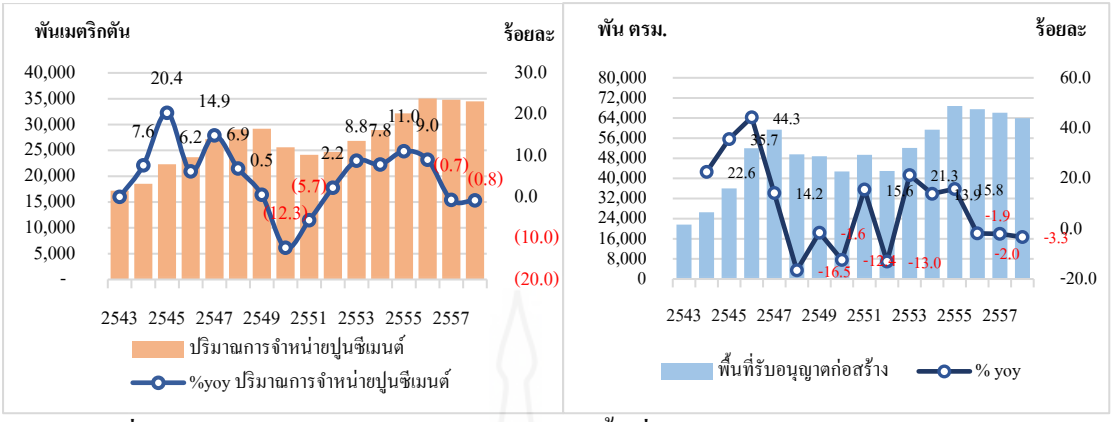
จนกระทั่งในปี 2550 ธุรกิจอสังหาริมทรัพย์เริ่มซบเซาลงอีกครั้ง ตามการชะลอตัวทางเศรษฐกิจ เนื่องจากปัจจัยต่างๆ ได้แก่ วิกฤตการทางการเมืองที่ส่งผลกระทบต่อเศรษฐกิจ ประกอบกับราคาน้ำมันที่ปรับตัวเพิ่มขึ้นซึ่งได้ส่งผลต่อต้นทุนการผลิตของวัสดุก่อสร้าง และต้นทุนการ

ขนส่ง ทำให้ค่าครองชีพปรับตัวเพิ่มขึ้น อีกทั้งอัตราดอกเบี้ยที่ปรับตัวเพิ่มขึ้นได้ส่งผลกระทบต่ออำนาจซื้อที่อยู่อาศัยซึ่งส่งผลกระทบถึงความเชื่อมั่นในการลงทุนของภาคเอกชนและการตัดสินใจซื้อของผู้บริโภค ทำให้พื้นที่ได้รับอนุญาตก่อสร้างในประเทศปรับตัวลดลงร้อยละ 12.4 บ่งบอกถึงการลงทุนด้านอสังหาริมทรัพย์อยู่ในภาวะหดตัว เมื่อความต้องการที่จะลงทุนด้านอสังหาริมทรัพย์และธุรกิจก่อสร้างซบเซาจึงทำให้ความต้องการใช้ปูนซีเมนต์ในภาคการก่อสร้างที่สะท้อนได้จากปริมาณการจำหน่ายปูนปซีเมนต์ ปรับตัวลดลงร้อยละ 12.3 เช่นเดียวกัน เมื่อธุรกิจก่อสร้างหดตัวลงส่งผลให้อัตราการขยายตัวของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ ปี 2551 หดตัวร้อยละ 5.3 ผลิตภัณฑ์มวลรวมสาขาก่อสร้างหดตัวร้อยละ 0.7 ในปี 2552 ซึ่งมีการเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน รัฐบาลจึงได้กำหนดมาตรการเพื่อกระตุ้นเศรษฐกิจภาคอสังหาริมทรัพย์ขึ้นอีกครั้ง โดยการลดค่าธรรมเนียมการโอน ค่าธรรมเนียมการจดจำนอง และลดภาษีธุรกิจเฉพาะสำหรับผู้ประกอบการ ซึ่งส่งให้เศรษฐกิจเริ่มฟื้นตัวอีกครั้ง และต่อมาในปี 2554 และปี 2558 ประเทศไทยต้องประสบปัญหาเศรษฐกิจชะลอตัวอีกครั้งจนส่งผลให้การภาคการก่อสร้างและผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศปรับตัวลดลงอีกครั้งจนในที่สุดรัฐบาลก็ต้องออกมาตรการเพื่อกระตุ้นเศรฐกิจ ได้แก่ มาตรการผ่อนปรนเรื่องการอนุมัติสินเชื่อที่อยู่อาศัย โดยธนาคารอาคารสงเคราะห์ (ธอส.) เป็นและกลไกสำคัญ มาตรการลดค่าธรรมเนียมในการทำธุรกรรมการซื้อที่อยู่อาศัย เช่น การลดค่าธรรมเนียมการโอนกรรมสิทธิ์ซื้อที่อยู่อาศัย และค่าจดทะเบียนการจำนองอสังหาริมทรัพย์ ให้เหลือร้อยละ 0.01 และสุดท้ายมาตรการทางภาษี สำหรับผู้ที่ซื้อที่อยู่อาศัยหลังแรกมาหักลดหย่อนภาษีเงินได้บุคคลธรรมดาเป็นระยะเวลา 5 ปี



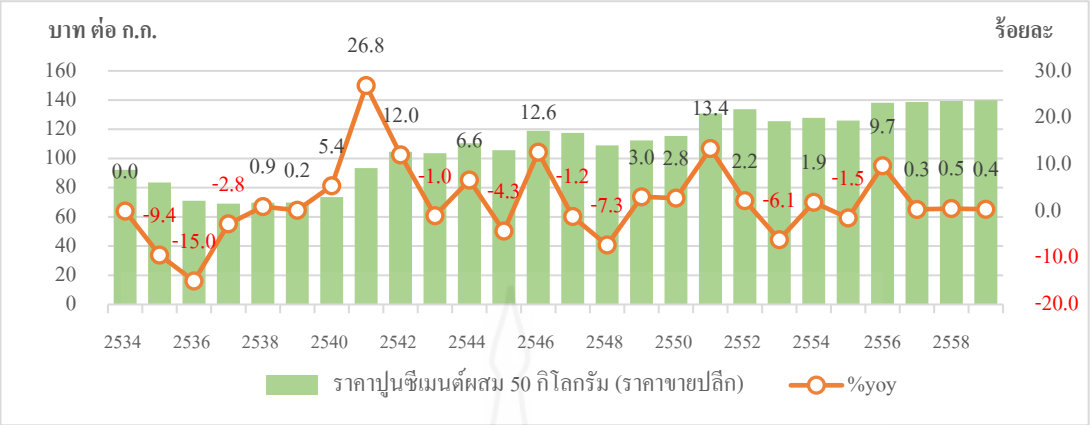
ภาพที่ 1.1 ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ ผลิตภัณฑ์มวลรวมสาขาก่อสร้าง

ที่มา : สำนักงานคณะกรรมพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ



ภาพที่ 1.2 ปริมาณการจำหน่ายปูนซีเมนต์ และพื้นที่รับอนุญาตก่อสร้าง ในประเทศไทย
ที่มา : ธนาคารแห่งประเทศไทย

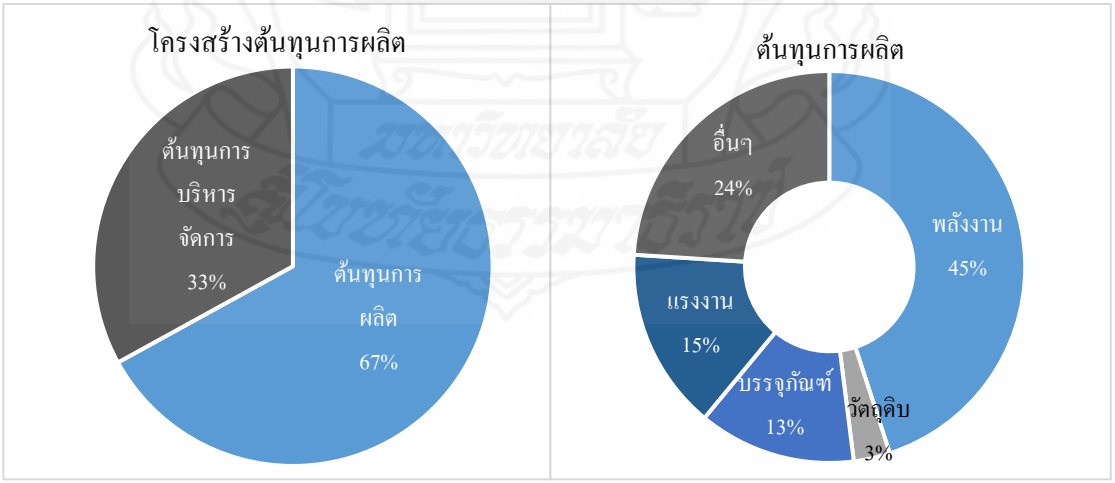
จากภาพที่ 1.1 - 1.3 จะเห็นได้ว่าในช่วงหลายปีที่ผ่านมา อัตราการขยายตัวของอุตสาหกรรมปูนซีเมนต์ ในประเทศไทยมีความสอดคล้องกับอัตราการเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ (Gross Domestic Product **หรือ** GDP) แต่มีการเคลื่อนไหวที่ผันผวนมากกว่า กล่าวคือ เมื่อเศรษฐกิจขยายตัว ปริมาณการบริโภคปูนซีเมนต์ที่สะท้อนจากปริมาณการจำหน่ายปูนซีเมนต์จะเติบโตตามในอัตราที่สูงและรวดเร็วกว่า และหากเศรษฐกิจเกิดการชะลอตัว ปริมาณการบริโภคปูนซีเมนต์ก็จะชะลอตัวตามด้วยอัตราที่สูงและรวดเร็วกว่าเช่นกัน นั่นแสดงให้เห็นว่าธุรกิจก่อสร้างและธุรกิจพัฒนาอสังหาริมทรัพย์มีความสัมพันธ์กับการขยายตัวทางเศรษฐกิจของประเทศมาก เมื่ออุตสาหกรรมก่อสร้างและธุรกิจพัฒนาอสังหาริมทรัพย์ฟื้นตัว เศรษฐกิจของประเทศก็จะฟื้นตัวตาม ความต้องการใช้ปูนซีเมนต์ในอุตสาหกรรมก่อสร้างและธุรกิจพัฒนาอสังหาริมทรัพย์จะเพิ่มขึ้นตามไปด้วย เมื่อเกิดภาวะวิกฤติเศรษฐกิจ ความต้องการปูนซีเมนต์ในประเทศปรับตัวลดลงได้ส่งผลให้ผู้ผลิตปูนซีเมนต์ลดอัตราการผลิตปูนซีเมนต์ลงเช่นกัน ส่งผลให้ราคาขายปูนซีเมนต์ภายในประเทศเฉลี่ยได้ปรับตัวสูงขึ้นเพื่อให้สะท้อนถึงต้นทุนการผลิตที่เพิ่มขึ้นโดยปรับตัวเพิ่มขึ้น เช่น ในปี 2541 ราคาปูนซีเมนต์ 50 กิโลกรัม(ราคาขายปลีก) กิโลกรัมละ 93.4 บาท จากกิโลกรัม 73.6 บาทในปี 2540 หรือคิดเป็นร้อยละ 26.8 เช่นเดียวกับในช่วงเศรษฐกิจชะลอตัวปี 2550-2551 ที่ราคาปูนซีเมนต์ปรับตัวเพิ่มขึ้นถึงร้อยละ 13.4 เพื่อสะท้อนต้นทุนการผลิตตามราคาน้ำมันที่ปรับตัวเพิ่มขึ้นซึ่งได้ส่งผลต่อต้นทุนการผลิตของวัสดุก่อสร้าง และต้นทุนการขนส่งทำให้ค่าครองชีพปรับตัวเพิ่มขึ้น



ภาพที่ 1.3 ราคาปูนซีเมนต์ผสม 50 กิโลกรัม(ราคาขายปลีก)ในประเทศ

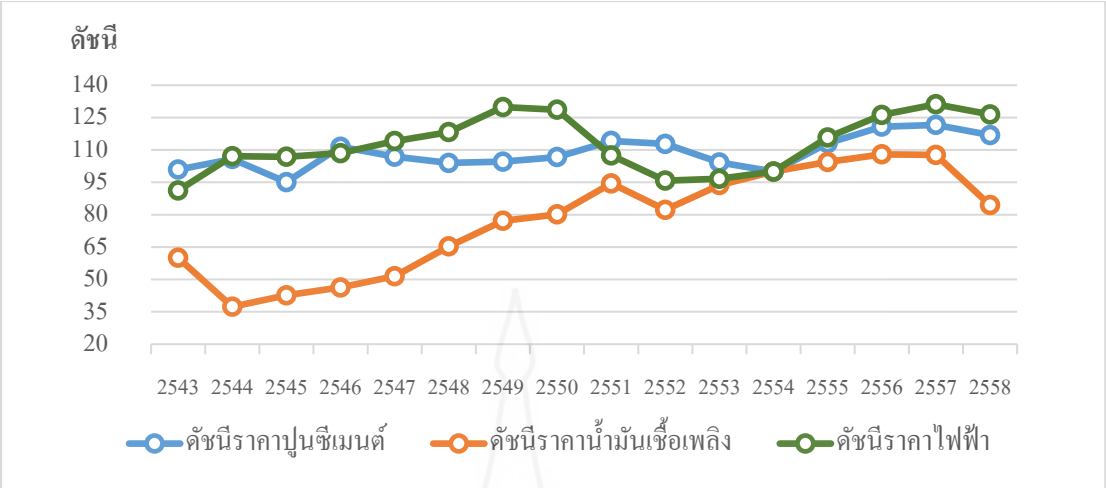
ที่มา : ธนาคารแห่งประเทศไทย

จากการศึกษาของสำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรมโดยการสำรวจภาคสนาม พบว่าโครงสร้างต้นทุนการผลิตปูนซีเมนต์ประกอบด้วย 2 ส่วนที่สำคัญ คือ ต้นทุนด้านการผลิตและต้นทุนด้านการบริหารจัดการ ต้นทุนดังกล่าวมีสัดส่วนอยู่ที่ 67 : 33 และในส่วนของต้นทุนการผลิตจะมีสัดส่วนค่าพลังงานสูงถึง ร้อยละ 45 รองลงมาคือ ค่าใช้จ่ายอื่นๆในการผลิต ร้อยละ 24 ค่าแรงงาน ร้อยละ 15 ค่าบรรจุภัณฑ์ ร้อยละ 13 และเป็นค่าวัตถุดิบที่ใช้ในการผลิตเพียงร้อยละ 3 ตามภาพที่ 1.4 เมื่อราคาน้ำมันและราคาไฟฟ้าปรับตัวสูงขึ้นจึงส่งผลกระทบโดยตรงต่อต้นทุนการผลิตปูนซีเมนต์(สำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม, 2550) และส่งผลกระทบต่อภาพรวมของธุกิจการก่อสร้าง



ภาพที่ 1.4 โครงสร้างต้นทุนการผลิตปูนซีเมนต์ในประเทศ

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม กระทรวงอุตสาหกรรม



ภาพที่ 1.5 ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น ดัชนีราคาไฟฟ้า

ที่มา : สำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า กระทรวงพาณิชย์

จากภาพที่ 1.5 จะเห็นได้ว่าดัชนีราคาปูนซีเมนต์มีลักษณะค่อนแปรผันเป็นไปตามภาวะเศรษฐกิจและธุรกิจอสังหาริมทรัพย์ที่แปรผันไปตามปัจจัยที่ส่งผลต่อการกำหนดราคาปูนซีเมนต์ ได้แก่ ราคาน้ำมัน และราคาไฟฟ้า และหากพิจารณาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น ดัชนีราคาไฟฟ้า จะพบว่าทั้ง 3 ตัวแปรจะมีแนวโน้มปรับเปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน ซึ่งดัชนีราคาปูนซีเมนต์เป็นส่วนหนึ่งของดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างที่จัดทำขึ้นโดยสำนักงานดัชนีเศรษฐกิจการค้า กระทรวงพาณิชย์ โดยทำการสำรวจเป็นรายเดือนในขณะที่สินค้าที่มีความสำคัญ เช่น เหล็กและปูนซีเมนต์ จัดเก็บราคาเป็นรายปักษ์ เพื่อสะท้อนการเปลี่ยนแปลงราคาสินค้าวัสดุก่อสร้าง โดยโครงสร้างของดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง ปรกอบด้วย 9 หมวด รายการสินค้า 88 รายการ ซึ่งหมวดซีเมนต์และหมวดผลิตภัณฑ์คอนกรีต มีสัดส่วนรวมกันร้อยละ 28.3 รองลงมาจากหมวดเหล็กและผลิตภัณฑ์เหล็ก หากราคาสินค้าในหมวดซีเมนต์ที่ประกอบด้วย ปูนซีเมนต์ปอร์ตแลนด์ ปูนซีเมนต์ผสม และปูนซีเมนต์สำเร็จรูป เปลี่ยนแปลงไปย่อมกระทบต่อดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างที่จะเป็นตัวบ่งชี้ถึงต้นทุนการผลิตในธุรกิจก่อสร้างที่เป็นปัจจัยสำคัญในการดำเนินธุรกิจ

ดังนั้น หากผู้ประกอบการธุรกิจก่อสร้างหรือหน่วยงานที่เกี่ยวข้องมีแบบจำลองการพยากรณ์ดัชนีราคาที่พร้อมสำหรับการนำไปใช้วิเคราะห์ และสังเคราะห์ข้อมูล เพื่อนำไปสู่การวางแผน การตัดสินใจ ไม่ว่าจะเป็นการวางแผนด้านทรัพยากรบุคคล ด้านการผลิต ภายใต้ความไม่แน่นอนจำเป็นที่จะต้องทราบถึงความเป็นไปในอนาคต โดยอาศัยเทคนิคการพยากรณ์ต่างๆ เท่าที่จำเป็น เพื่อเพิ่มประสิทธิภาพของการดำเนินงานทางธุรกิจ สามารถตอบสนองต่อความต้องการของ

ลูกค้าได้ เพิ่มผลตอบแทนทางธุรกิจ ลดต้นทุนและความสูญเสียต่างๆ การพยากรณ์เป็นทั้งศาสตร์และศิลป์ในการทำนายเหตุการณ์ในอนาคต ซึ่งอาจนำหลายๆวิธีมาใช้แล้วแต่ละสถานการณ์ เช่น อาจนำข้อมูลในอดีตมาพยากรณ์ในอนาคตโดยอาศัยหลักทางคณิศาสตร์เข้าช่วย อาจใช้เฉพาะดุลยพินิจของผู้พยากรณ์เพียงอย่างเดียวหรืออาจใช้หลายๆวิธีร่วมกัน เพื่อให้พยากรณ์มีความแม่นยำมากที่สุด โดยแบบจำลองที่ใช้ในการพยากรณ์ระยะสั้นที่นิยมอย่างแพร่หลาย คือแบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) เป็นแบบจำลองทางสถิติ (Statistics Model) ที่มีความเหมาะสมในการนำไปใช้ในการกำหนดแบบจำลองต่างๆ และเหมาะสำหรับพยากรณ์ในอนาคตได้ แต่จุดอ่อนก็คือแบบจำลองจะมองเฉพาะข้อมูลของตัวเองในอนาคตเท่านั้น โดยมิได้มองถึงปัจจัยอื่นๆที่มีอิทธิพลหรือส่งผลให้เกิดการเปลี่ยนแปลงดังนั้นรูปแบบสมการที่ใช้ได้ในสถานการณ์จริงจะต้องมีการเพิ่มตัวแปรอิสระ ซึ่งเป็นตัวแปรโครงสร้าง (Structure Variables) เข้าไปในแบบจำลองด้วยเรียกว่า แบบจำลอง ARIMA X (จินดามาส สุทธิชัยเมธี, 2554) สำหรับการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้ข้อมูลดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ในอดีตเป็นตัวแปรที่ใช้ในการพยากรณ์ในอนาคตร่วมกับอีก 2 ตัวแปรอิสระ คือ ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น และดัชนีราคาไฟฟ้า ที่สามารถช่วยในการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทยให้มีความถูกต้องและแม่นยำขึ้น โดยได้มีการศึกษาถึงแนวทางในการพยากรณ์โดยการเพิ่มตัวแปรอิสระเข้าไปในแบบจำลอง ARIMA อาทิ งานศึกษาของณัฏฐ์สุภานัน สุพัทธนะ (2557) ที่ได้ทำการพยากรณ์ดัชนีราคาเหล็กล่วงหน้า **3** เดือน โดยใช้ข้อมูลในการพยากรณ์ทั้งหมด 70 ข้อมูล ผลจากการพยากรณ์ได้พบว่า การเพิ่ตัวแปรอิสระเข้าไปในแบบจำลอง ARIMA ส่งผลให้าความคลาดเคลื่อนเฉลี่ยของการพยาณกรณ์ มีค่าน้อยกว่าซึ่งแสดงถึงแบบจำลอง ARIMA X มีความแม่นยำกว่าแบบจำลอง ARIMA

จากความสำคัญและงานวิจัยข้างต้นจึงทำให้เกิดความสนใจที่จะทำการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์และเป็นการเปรียบเทียบความแม่นยำการใช้แบบจำลอง ARIMA กับการประยุกต์ใช้แบบจำลอง ARIMA X ซึ่งการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์จะเป็นหนึ่งปัจจัยที่จะช่วยให้ผู้ประกอบการสามารถวางแผนด้านงบประมาณในการวางแผนด้านการผลิต และหน่วยงานที่เกี่ยวข้องสามารถประเมินสถานการณ์ภาวะของราคาปูนซีเมนต์ในขณะนั้นซึ่งจะสามารถให้ความช่วยเหลือได้อย่างถูกต้อง รวดเร็วและทันเวลา

2. วัตถุประสงค์

การศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อ

2.1. พยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทยโดยแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X

2.2. เปรียบเทียบการประเมินค่าการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทยโดยแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X

3. สมมติฐานการวิจัย

การพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์โดยแบบจำลอง ARIMA X จะให้ค่าพยากรณ์ที่แม่นยำกว่าแบบจำลอง ARIMA เนื่องจากมีการพิจารณาทั้งข้อมูลในอดีตของราคาปูนซีเมนต์และตัวแปรอิสระที่มีความสัมพันธ์กับราคาปูนซีเมนต์

4. ขอบเขตการศึกษา

การศึกษาในครั้งนี้ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาของดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ซึ่งเป็นส่วนหนึ่งของดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างที่ได้จากการจัดทำของสำนักงานดัชนีเศรษฐกิจการค้า กระทรวงพาณิชย์ ซึ่งเป็นข้อมูลทุติยภูมิแบบรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2559 จำนวน 198 ข้อมูล สำหรับตัวแปรอิสระในแบบจำลอง ARIMA X มีเพียง 2 ตัวแปร ประกอบด้วย ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น และดัชนีราคาไฟฟ้า

5. นิยามศัพท์เฉพาะ

5.1. ปูนซีเมนต์ (cement) หมายถึง วัสดุใช้ในการก่อสร้างชนิดหนึ่ง ลักษณะเป็นผง เมื่อผสมคลุกกับน้ำแล้วทิ้งไว้จะเกิดปฏิกิริยาเคมีเป็นผลให้เกิดการก่อตัวและแข็งตัวได้ องค์ประกอบเคมีที่สำคัญคือ แคลเซียมซิลิเกตแคลเซียมอะลูมิเนต และแคลเซียมอะลูมิโนเฟอร์ไรต์ ใช้ประโยชน์เพื่อทำคอนกรีต ปูนฉาบ หรือ ปูนก่อ ปูนซีเมนต์แบ่งเป็นประเภทใหญ่ ๆ ได้ 3 ประเภท ได้แก่ ปูนซีเมนต์ธรรมชาติ ปูนซีเมนต์ปอร์ตแลนด์ และปูนซีเมนต์ชนิดอื่น ๆ

5.2. ดัชนีราคา (Price Index) หมายถึง ตัวชี้วัดการเคลื่อนไหวหรือการเปลี่ยนแปลงราคาสินค้าที่ต้องการศึกษาในช่วงเวลาต่างๆ เปรียบเทียบกับปีฐาน ซึ่งในการศึกษาครั้งนี้จะประกอบด้วย ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ซึ่งเป็นส่วนหนึ่งของดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น และดัชนีราคาไฟฟ้า

5.3. ปีฐาน (Base Year) หมายถึง ปีที่กำหนดให้ดัชนีราคาผู้บริโภคเฉลี่ยทั้งปีมีค่าเท่ากับ 100 มักจะเป็นปีที่สำรวจข้อมูลมาปรับปรุงน้ำหนักดัชนีโดยปกติจะเลือกปีที่ภาวะเศรษฐกิจเป็นปกติ ในที่นี้การศึกษาแต่ละตัวแปรจะใช้ปี 2553 เป็นปีฐานในการคำนวณ เพื่อวัดการเปลี่ยนแปลงในราคานั้นๆที่ต้องการศึกษา โดยเปรียบเทียบราคาสินค้าในช่วงระยะเวลาหนึ่ง ๆ กับราคาสินค้าอย่างเดียวกันในช่วงเวลาตั้งต้น ซึ่งมีคำเฉพาะเรียกว่าปีฐาน (Base Year) ในทางปฏิบัติปีฐานหมายถึงปีที่กำหนดให้ตัวเลขดัชนีมีค่าเท่ากับ 100

5.4. การพยากรณ์ (Forecasting) หมายถึง การประมาณ หรือ การคาดคะเนว่าอะไรจะเกิดขึ้นในอนาคต ในที่นี้จะเป็นการประมาณการดัชนีราคาปูนซีเมนต์ เพื่อให้ทราบถึงการเปลี่ยนแปลงของราคาในอนาคต

5.5. แบบจำลอง ARIMA หมายถึง แบบจำลองที่ใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาแบบตัวแปรเดี่ยว ซึ่งก็คือ การหาสมการเพื่อแสดงความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลกับเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป โดยอาศัยตัวแปรเพียงตัวแปรเดียวที่เราต้องการที่จะวิเคราะห์ ประกอบด้วย 3 ส่วนหลักๆ คือ แบบจำลอง Auto Regressive (AR(p)) กระบวนการ Integrate(I(d)) และแบบจำลอง Moving Average(MA(q))

5.6. แบบจำลอง ARIMA X หมายถึง การนำแบบจำลอง ARIMA มาประยุกต์ใช้โดยการนำตัวแปรอื่นที่คาดว่าจะมีความสัมพันธ์กับตัวแปรตามที่เราต้องการศึกษาเข้ามาวิเคราะห์เพิ่มเติม

6. ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

6.1. ผลการเปรียบเทียบการประเมินค่าการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทย ระหว่างแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X สามารถใช้เป็นแนวทางในการเลือกรูปแบบที่เหมาะสมกับการประยุกต์ใช้กับการคาดการณ์การเปลี่ยนแปลงราคาปูนซีเมนต์ในอนาคต

6.2. ผลการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์สามารถใช้เป็นข้อมูลสำหรับการตัดสินใจกำหนดนโยบายในการลงทุน การวางแผนการผลิต ของผู้ประกอบการและหน่วยงานที่เกี่ยวข้องในการประเมินสถานการณ์ภาวะของราคาปูนซีเมนต์

บทที่ 2
วรรณกรรมที่เกี่ยวข้อง

ในบทนี้จะกล่าวถึงแนวคิด ทฤษฎี และงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับการศึกษาครั้งนี้โดยแบ่งออกเป็น 4 ส่วน ดังนี้

1. ทฤษฎีที่เกี่ยวข้องกับการพยากรณ์
2. แนวความคิดเกี่ยวกับดัชนีราคา
3. แนวคิดเกี่ยวกับแบบจำลอง ARIMA และ ARIMA X
4. งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

1. ทฤษฎีที่เกี่ยวข้องกับการพยากรณ์

1.1 ความหมายของการพยากรณ์

การพยากรณ์ หมายถึง การคาดการณ์ (Predict) ทิศทางหรือแนวโน้มของสิ่งที่สนใจที่จะเกิดขึ้นในอนาคตเพื่อใช้เป็นสารสนเทศ (Information) ประกอบการตัดสินใจ ในการวางแผนจำเป็นต้องอาศัยข้อมูลเป็นสำคัญ ซึ่งการพยากรณ์ถือเป็นกระบวนการสำคัญในการเตรียมการที่จะจะให้ได้มาซึ่งข้อมูลในอนาคตที่มีความถูกต้องและแม่นยำเพื่อประกอบการตัดสินใจ เช่น ในการดำเนินธุรกิจที่ต้องเผชิญกับความไม่แน่นอนต่างๆทั้งจากภายในและภายนอก (กุณฑลี รื่นรมย์, 2551) จำเป็นที่จะต้องทราบถึงความเป็นไปในอนาคต โดยอาศัยเทคนิคการพยากรณ์ต่างๆ เพื่อเพิ่มประสิทธิภาพของการดำเนินงานทางธุรกิจ สามารถตอบสนองต่อความต้องการของลูกค้า เพิ่มผลตอบแทนทางธุรกิจ ลดต้นทุนและความสูญเสียต่างๆ เป็นต้น

การพยากรณ์เป็นการทำนายเหตุการณ์ในอนาคต ซึ่งมีอยู่หลายวิธีด้วยกันขึ้นอยู่กับความเหมาะสมของแต่ละสถานการณ์ เช่น การการพยากรณ์ข้อมูลอนาคตโดยใช้ข้อมูลในอดีตมาพยากรณ์โดยอาศัยหลักทางสถิติหรือคณิตศาสตร์ และผลการพยากรณ์ที่ได้อาจจะใช้เพียงดุลยพินิจของผู้พยากรณ์หรืออาจใช้หลายๆวิธีร่วมกันก็ได้ตามความเหมาะสม เพื่อให้พยากรณ์มีความแม่นยำมากที่สุด และปัจจัยที่ต้องใช้พิจารณาคือ ช่วงเวลา และผลกระทบของข้อมูลที่ทำการพยากรณ์ โดยแบ่งการพยากรณ์ตามระยะเวลาของการพยากรณ์ได้เป็น 3 ประเภทคือ

1. การพยากรณ์ในระยะสั้น เป็นการพยากรณ์เหตุการณ์ที่ไม่เกิน 1 ปี โดยทั่วไปมักจะอยู่ในช่วงเวลาไม่เกิน 3 เดือน เช่น การพยากรณ์การวางแผนการจัดซื้อ การจัดตารางการทำงาน การพยากรณ์ยอดขาย และการพยากรณ์ระดับการผลิต

2. การพยากรณ์ระยะกลาง เป็นการพยากรณ์เหตุการณ์ที่อยู่ในช่วง 3 เดือน ถึง 3 ปี จะใช้มากในการพยากรณ์การวางแผนการขาย การวางแผนการผลิต การวางแผนด้านงบประมาณเงินสด และการวิเคราะห์การวางแผนการดำเนินงานต่างๆ

3. การพยากรณ์ระยะยาว เป็นการพยากรณ์เหตุการณ์ที่มากกว่า 3 ปีขึ้นไป มักใช้สำหรับการวางแผนการผลิตภัณฑ์ใหม่ ค่าใช้จ่ายในการลงทุน การขยายทำเลที่ตั้ง และการวิจัยพัฒนา

1.2 ความสำคัญของการพยากรณ์

การพยากรณ์เป็นวิธีการหาคำตอบเกี่ยวกับเหตุการณ์ที่จะเกิดขึ้นในอนาคต ซึ่งคำตอบที่ได้เหล่านี้ถือเป็นส่วนสำคัญในการวางแผน กำหนดนโยบาย และยุทธศาสตร์ต่างๆ ในการบริหารงานของหน่วยงานภาครัฐ ในขณะที่ภาคธุรกิจสามารถนำผลพยากรณ์ที่ได้ไปใช้ในการวางแผน และประกอบการตัดสินใจซึ่งจะเกี่ยวข้องกับสิ่งต่อไปนี้

1. ด้านทรัพยากรบุคคล หากหน่วยงานหรือองค์กรสามารถประมาณความต้องการผลิตภัณฑ์ได้อย่างแม่นยำและถูกต้องตรงตามความต้องการของผู้รับบริการ จะส่งผลให้สามารถคาดการณ์ไปในอนาคตถึงความต้องการด้านบุคลากรขององค์การว่ามีแนวโน้มหรือทิศทางที่จะออกมาในลักษณะใด เช่น ขนาดขององค์การ หรือกระบวนการทำงานที่เปลี่ยนแปลง การวางแผนการฝึกอบรม การเพิ่มกำลังคน หรือการเลิกจ้างได้อย่างเหมาะสม

2. ด้านกำลังการผลิต ความต้องการกำลังการผลิตเป็นสิ่งที่กำหนดได้โดยพิจารณาจากข้อเท็จจริงที่มีความสำคัญเกี่ยวกับการพยากรณ์ความต้องการในอนาคต การประมาณความต้องการไม่ถูกต้องย่อมส่งผลให้เกิดความผิดพลาดในกระบวนการวางแผนการผลิตต่างๆ เช่น จัดทำงบประมาณในการผลิต กำหนดรายการวัสดุ วางแผนกระบวนการ การหารายละเอียดของเครื่องจักร การกำหนดเวลามาตรฐานในการผลิต และกำลังการผลิตไม่เพียงพอในการผลิตสินค้าเพื่อตอบสนองความต้องการของลูกค้า หรือมีกำลังการผลิตมากเกินไปจนเกิดการสูญเปล่าหรือสิ้นเปลืองโดยไม่เกิดประโยชน์ใด ๆ

3. ด้านการจัดการโซ่อุปทาน การพยากรณ์ที่ดีจะส่งผลต่อการจัดการโซ่อุปทาน ซึ่งได้แก่ การมีความสัมพันธ์ที่ดีกับผู้จัดหาวัตถุดิบในกิจกรรมการเคลื่อนย้ายวัตถุดิบเข้าสู่การผลิต จนกระทั่งถึงการจัดผลิตภัณฑ์ออกสู่ตลาด ทั้งหมดนี้จะส่งผลต่อการบริหารต้นทุนซึ่งทำให้สามารถบริหารต้นทุนให้ต่ำลงได้

1.3 เทคนิคการพยากรณ์ (Forecasting Techniques)

กุณฑลี รื่นรมย์ (2551: 35) ได้อธิบายว่า การพยากรณ์เป็นเรื่องการคาดการณ์ในอนาคต ดังนั้น การพยากรณ์กับความจริงนั้นอาจเหมือนหรือต่างกันก็ได้ และการพยากรณ์ที่ดีควรจะต้องให้ใกล้เคียงกับความเป็นจริงมากที่สุด ดังนั้นเทคนิคและวิธีการพยากรณ์นั้นเป็นเรื่องที่จะต้องทำความเข้าใจร่วมกัน เทคนิคของการพยากรณ์นั้นจะแบ่งออกเป็น 2 ประเภท ตามลักษณะวิธีการพยากรณ์ที่อาศัยข้อมูลในอดีตประกอบการสร้างรูปแบบในการพยากรณ์ได้ดังนี้

1. เทคนิคการพยากรณ์แบบไม่เป็นทางการ (Informal Forecasting Technique) วิธีการพยากรณ์แบบนี้จะต้องอาศัยประสบการณ์และดุลยพินิจของผู้ทำการพยากรณ์เป็นหลัก หากผู้พยากรณ์เป็นผู้ที่มีความรู้ความเชี่ยวชาญในเรื่องนั้นๆ เป็นอย่างดีจะส่งให้ผลการพยากรณ์นั้นมีความถูกต้อง แม่นยำ สอดคล้องกับสถานการณ์และข้อมูลในอนาคตได้เป็นอย่างดี

2. เทคนิคการพยากรณ์แบบเป็นทางการ (Formal Forecasting Technique) การพยากรณ์วิธีนี้จะต้องอาศัยข้อมูลในอดีต และปัจจุบัน มาสนับสนุนและใช้ความรู้ทางสถิติคณิตศาสตร์เข้ามาช่วยในการวิเคราะห์ข้อมูล ดังนั้นผู้พยากรณ์จำเป็นต้องมีความรู้ความเข้าใจในวิธีการ และขั้นตอนในการนำเข้าข้อมูลมาวิเคราะห์ เทคนิควิธีการพยากรณ์แบบเป็นทางการนี้แบ่งออกเป็น 2 แบบ คือ

2.1 เทคนิคการพยากรณ์เชิงคุณภาพ (Qualitative Techniques) เป็นเทคนิคที่อาศัยประสบการณ์ผู้พยากรณ์เป็นสำคัญ ซึ่งอาจจะใช้หรือไม่ใช้ข้อมูลในอดีตก็ได้จากข้อจำกัดต่างๆ เช่น ไม่ได้มีการเก็บรวบรวมข้อมูลในอดีตไว้ หรือมีแต่มีไม่เพียงพอต่อการนำมาสร้างรูปแบบในการพยากรณ์ ดังนั้นความถูกต้องของการพยากรณ์เชิงคุณภาพจะขึ้นอยู่กับประสบการณ์และความสามารถของผู้พยากรณ์เป็นหลัก เช่น ทัศนคติของผู้จัดการ การพยากรณ์โดยกลุ่มผู้บริหาร พนักงานขายทำการพยากรณ์โดยการสำรวจตลาด ซึ่งการใช้ความคิดเห็นของพนักงานขาย วิธีนี้จะให้พนักงานขายแต่ละคนคาดคะเนยอดขายในเขตการขายที่รับผิดชอบ โดยอาศัยประสบการณ์และข้อมูลจากสถานการณ์ของตลาด เป็นต้น

2.2 เทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณ (Quantitative Techniques) เป็นเทคนิคที่ต้องใช้ข้อมูลในอดีต มาสร้างรูปแบบการพยากรณ์ในรูปของสมการคณิตศาสตร์ ดังนั้นความถูก

ต้องของการพยากรณ์นี้จะขึ้นอยู่กับความแม่นยำของข้อมูลที่มีอยู่ และวิธีการในการกำหนดรูปแบบสมการทางคณิตศาสตร์ ซึ่งแบ่งได้เป็น 2 ประเภทดังนี้

2.2.1 การวิเคราะห์โดยใช้รูปแบบอนุกรมเวลา (Time Series Analysis) เป็นวิธีที่ใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูลหรือค่าสังเกตที่มีการเปลี่ยนแปลงไปตามลำดับเวลาที่เกิดขึ้น หรือการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรในช่วงเวลาที่ผ่านไป ลักษณะของการเปลี่ยนแปลงอาจมีหรือไม่มีรูปแบบก็ได้ แต่ถ้าอนุกรมเวลาแสดงให้เห็นรูปแบบการเปลี่ยนแปลงในช่วงเวลาที่ผ่านมาในอดีต ก็จะทำให้สามารถคาดการณ์ได้ว่าในอนาคตลักษณะการเปลี่ยนแปลงควรอยู่ในรูปแบบใด และสามารถพยากรณ์การเปลี่ยนแปลงข้อมูลในอนาคตได้ การวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลานี้จะขึ้นอยู่กับการเปลี่ยนแปลงของเวลาในอดีตเป็นฐาน ข้อมูลอนุกรมเวลาแยกออกเป็น 4 ส่วนประกอบที่สำคัญได้แก่

- ค่าแนวโน้ม (Long Term Trend : T) ค่าแนวโน้มเป็นการแสดงถึงการเคลื่อนไหวหรือเปลี่ยนแปลงของข้อมูลในระยะยาว เช่น ปริมาณการใช้ไฟฟ้าของประเทศไทย ปริมาณการนำเข้าน้ำมันดิบ เป็นต้น

- ค่าการผันแปรตามฤดูกาล (Seasonal Variation : S) หมายถึงการเปลี่ยนแปลงตามฤดูกาล โดยเกิดขึ้นซ้ำ ๆ กันในรอบ 1 ปี จนกลายเป็นแบบแผนเดียวกัน เช่น ผลผลิตข้าวจะสูงในช่วงไตรมาสแรกของปี ยอดขายของห้างสรรพสินค้าจะสูงในช่วงปลายปี เป็นต้น ในการวิเคราะห์การผันแปรตามฤดูกาลนี้จะวัดออกมาในรูปของดัชนีฤดูกาล(Seasonal Index)

- ค่าการผันแปรตามวัฏจักร (Cyclical Variation: C) หมายถึงการเคลื่อนไหวที่เป็นไปตามวัฏจักร(เช่นวัฏจักรธุรกิจ) ซึ่งการเคลื่อนไหวตามวัฏจักรนี้จะมีลักษณะคล้ายกับการผันแปรตามฤดูกาล แต่จะมีระยะเวลาที่ยาวนานกว่า

- การผันแปรเนื่องจากเหตุการณ์ไม่ปกติ (Irregular Variation: I) การผันแปรชนิดนี้ไม่แน่นอน ไม่สามารถคาดการณ์ได้ล่วงหน้า เช่น ภัยธรรมชาติ สงคราม การนัดหยุดงาน เป็นต้น

2.2.2 เทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณโดยวิธีทางสถิติ (Techniques Quantitative Forecasting by Statistics Methods)

- การพยากรณ์โดยวิธีหาค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ (Moving Average) เป็นการนำเอาข้อมูลในอดีตมาหาค่าเฉลี่ยที่เปลี่ยนไปตามช่วงเวลา เพื่อพยากรณ์อนาคต โดยมีสูตรการพยากรณ์ ดังนี้

$$F_{t+1} = \frac{(A_t + A_{t-1} + A_{t-2} + \cdots + A_{t-n+1})}{N} \quad (1)$$

โดยที่

F_t = ค่าพยากรณ์ในงวดเวลา t

t = งวดเวลา

A_t = ค่าสังเกตในงวดเวลาที่ t

N = จำนวนข้อมูลที่เป็นค่าสังเกต

- การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบแบบเอกซ์โปเนนเชียล (Exponential Smoothing) หรือการพยากรณ์ด้วยวิธีค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบถ่วงน้ำหนัก เป็นวิธีที่นำน้ำหนักของข้อมูลในอดีตมาถ่วงน้ำหนัก ซึ่งมีความเหมาะสมกับข้อมูลที่ไม่มีแนวโน้ม มีหลักคล้ายวิธีค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบถ่วงน้ำหนัก แต่ให้ความสำคัญแก่ข้อมูลทุกข้อมูลไล่เรียงจากอดีตจนถึงปัจจุบัน โดยในทางปฏิบัติจะทดลองใช้ค่าสัมประสิทธิ์ปรับเรียบ (α) ที่มีค่าต่าง ๆ กัน ค่า α ตัวใดให้ค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับข้อมูลในอดีตมากที่สุด ก็เลือกตัวนั้น เมื่อได้ค่า α แล้ว ต่อไปการพยากรณ์ก็ไม่จำเป็นต้องใช้ข้อมูลมากใช้เพียงเฉพาะข้อมูลล่าสุดและค่า α ที่เลือกไว้เท่านั้น สมการที่ใช้การพยากรณ์ มีดังนี้

$$F_t = F_{(t-1)} + \alpha \{f_{(t-1)} - F_{(t-1)}\} \quad (2)$$

โดยที่

F_t = ค่าพยากรณ์ในงวดเวลา t

t = งวดเวลา

f = ข้อมูลจริง

t-1 = งวดเวลาที่ t-1

α = ค่าคงที่ที่มีค่าตั้งแต่ 0.00 ถึง 1.00

จากสมการที่ (2) สามารถอธิบายโดยการยกตัวอย่างดังนี้ สมมติให้ ค่า $\alpha = 0.3$ หมายความว่า ในการพยากรณ์ครั้งนี้ให้ความสำคัญกับข้อมูลปัจจุบันร้อยละ 30 และให้ความสำคัญแก่ข้อมูลในอดีตร้อยละ 70 ในสมการ ค่าพยากรณ์ปัจจุบัน F_t จะใช้ค่า $F_{(t-1)}$ และ $f_{(t-1)}$ คือ ใช้ข้อมูลในอดีตไป 1 ช่วงเวลา ดังนั้น ค่าพยากรณ์ตัวแรกจึงใช้ ค่าจริงเป็นค่าพยากรณ์ เพราะไม่มีข้อมูลในอดีต การคำนวณค่าพยากรณ์ จึงต้องหาไปที่ละค่า ตั้งแต่ ค่าพยากรณ์ตัวแรกซึ่งเท่ากับค่าจริง จะทำให้ได้ค่าพยากรณ์ตัวที่ 2 ค่าพยากรณ์ตัวที่ 2 ทำให้ได้พยากรณ์ตัวที่ 3 ค่าพยากรณ์ตัวที่ 3 ทำให้ได้ค่าพยากรณ์ตัวที่ 4 ต่อ ๆ ไปจนครบตามที่ต้องการพยากรณ์แต่ละช่วงเวลา

1.4 ความแม่นยำและการควบคุมการพยากรณ์

พีระ โรหิตะบุตร (2552: 15)ได้อธิบายว่า ในการทดสอบความแม่นยำของการพยากรณ์ ในทางปฏิบัติแล้วค่าที่ได้จากการพยากรณ์จะไม่แม่นยำสมบูรณ์แบบ ดังนั้นจึงจำเป็นต้องมี ตัวชี้วัดที่ใช้บอกว่าผลจากการคำนวณจะเบี่ยงเบนจากผลที่เกิดขึ้นจริงไปมากน้อยเพียงใด ซึ่งจะทำให้เห็นภาพว่าการพยากรณ์ห่างไกลความเป็นจริงไปเท่าใด นอกจากนั้นเนื่องจากวิธีการพยากรณ์แต่ละวิธีการมีความแม่นยำไม่เท่ากันซึ่งขึ้นอยู่กับสถานการณ์ ผู้ที่ตัดสินใจจึงต้องมี การวัดความแม่นยำเพื่อที่จะเลือกวิธีการที่เหมาะสมการพยากรณ์มีทั้งการพยากรณ์หลายครั้งต่อเนื่องกันไป เช่น รายรับต่อสัปดาห์ และการพยากรณ์ เพียงครั้งเดียว เช่น ขนาดของโรงผลิตไฟฟ้า

$$E_t = A_t - F_t \quad (3)$$

โดยที่

E_t = ค่าความคลาดเคลื่อนในงวดเวลา t

A_t = ค่าที่เกิดขึ้นจริงในงวดเวลา t

F_t = ค่าพยากรณ์ในงวดเวลา t

1.4.1 การวัดความแม่นยำ สามารถแบ่งออกเป็น 5 วิธี

1) ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อน (Mean Error) เป็นวิธีวัดความแม่นยำโดยเปรียบเทียบยอดที่เกิดขึ้นจริงกับยอดพยากรณ์ แล้วหาค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนต่องวด ปัญหาที่พบจากการใช้เทคนิคนี้ คือ ถ้ามียอดขายจริงสูงกว่ายอดพยากรณ์ความคลาดเคลื่อนจะเป็นบวก ในทางกลับกันถ้ายอดขายจริงต่ำกว่ายอดพยากรณ์จะมีค่าพยากรณ์เป็นลบ ทาให้ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนมีค่าต่ำ แต่การพยากรณ์ไม่แม่นยำ

$$\text{Mean Error} = \frac{\sum(A_t - F_t)}{N} \quad (4)$$

โดยที่

F_t = ค่าพยากรณ์ในงวดเวลา t

A_t = ค่าที่เกิดขึ้นจริงในงวดเวลา t

N = จำนวนข้อมูล

2. ค่าเบี่ยงเบนสมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Deviation : MAD) เป็นเทคนิควัดความแม่นยำโดยแก้ปัญหาวิธีหาค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนโดยการพิจารณาความแตกต่างยอดขายจริงกับยอดพยากรณ์โดยไม่คำนึงถึงเครื่องหมาย

$$MAD = \frac{\sum|A_t - F_t|}{N} \quad (5)$$

โดยที่

F_t = ค่าพยากรณ์ในงวดเวลา t

A_t = ค่าที่เกิดขึ้นจริงในงวดเวลา t

N = จำนวนข้อมูล

3) ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Mean Square Error : MSE) เป็นวิธีวัดความแม่นยำโดยแก้ปัญหาวิธีค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนโดยพิจารณาความแตกต่างระหว่างยอดจริงกับยอดพยากรณ์โดยวิธียกกำลังสอง

$$MSE = \frac{\sum(A_t - F_t)^2}{N} \quad (6)$$

โดยที่

F_t = ค่าพยากรณ์ในงวดเวลา t

A_t = ค่าที่เกิดขึ้นจริงในงวดเวลา t

N = จำนวนข้อมูล

4) ร้อยละของความคลาดเคลื่อนเฉลี่ย (Mean Percentage Error : MPE) เป็นวิธีวัดความแม่นยำโดยวัดความคลาดเคลื่อนเทียบเป็นร้อยละ

$$MPE = \frac{\sum(A_t - F_t)^2}{N} \quad (7)$$

โดยที่

F_t = ค่าพยากรณ์ในงวดเวลา t

A_t = ค่าที่เกิดขึ้นจริงในงวดเวลา t

N = จำนวนข้อมูล

5. ค่าเฉลี่ยของร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percentage Error : MAPE) เป็นวิธีวัดความแม่นยำโดยคำนวณเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์ โดยไม่คำนึงถึงเครื่องหมาย ค่าที่ได้ต่ำ มีความแม่นยำสูง เช่น ถ้า MAPE เท่ากับ ร้อยละ 4 แสดงว่าวิธีที่เลือกมีความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์เฉลี่ยอยู่ที่ร้อยละ 4

$$MAPE = \frac{[\sum|A_t - F_t|/A_t]x100}{N} \quad (8)$$

โดยที่

F_t = ค่าพยากรณ์ในงวดเวลา t

A_t = ค่าที่เกิดขึ้นจริงในงวดเวลา t

N = จำนวนข้อมูล

ค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากเทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณโดยวิธีทางสถิตินี้ จะถูกนำมาเปรียบเทียบแต่ละวิธี โดยการศึกษานี้จะใช้การวัดค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ 3 ค่า และพิจารณาค่าความคลาดเคลื่อน MAD, MSE, MAPE ที่น้อยที่สุด เพื่อให้ได้วิธีที่ดีที่สุดที่เหมาะสมในการพยากรณ์ข้อมูลนั้น วิธีที่ให้ค่าความคลาดเคลื่อนต่ำที่สุดจะทำให้การพยากรณ์ใกล้เคียงกับความจริงมากที่สุด

จากทฤษฎีที่เกี่ยวข้องกับการพยากรณ์ที่ได้กล่าวไว้ข้างต้น เป็นการอธิบายความหมาย ความสำคัญของการพยากรณ์ในการวางแผนและการตัดสินใจเกี่ยวกับเรื่องต่างๆ ไม่ว่าจะเป็นด้านทรัพยากรบุคคล กำลังการผลิต ด้วยเทคนิคต่างๆที่เป็นแบบทางการและไม่เป็นทางการด้วยรูปแบบต่างๆที่ต้องอาศัยประสบการณ์และความสามารถของผู้พยากรณ์ หรือเทคนิคที่ต้องใช้ข้อมูลมาสร้างรูปแบบการพยากรณ์ในรูปของสมการคณิตศาสตร์ ซึ่งขึ้นอยู่กับสถานการณ์ที่ต้องการพยากรณ์ และสุดท้ายคือการทดสอบความแม่นยำของการพยากรณ์ด้วยตัวชี้วัดที่ใช้บอกว่าผลจากการคำนวณจะเบี่ยงเบนจากผลที่เกิดขึ้นจริงไปมากน้อยเพียงใดและวิธีการใดเป็นวิธีการที่เหมาะสมที่สุด ให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแม่นยำมากที่สุด

2. แนวความคิดเกี่ยวกับดัชนีราคา (สำนักงานเศรษฐกิจการคลัง, 2547: ออนไลน์)

2.1 ความหมายของดัชนีราคา

ดัชนีราคา คือ เครื่องวัดราคาเฉลี่ยของสินค้าและบริการของปีใดปีหนึ่งเปรียบเทียบกับราคาเฉลี่ยของสินค้าและบริการในปีที่อ้างอิง หรือที่เรียกว่า ปีฐาน (base year)

สำหรับการตัดสินใจว่าจะใช้ราคาเฉลี่ยของสินค้าและบริการปีใดมาเป็นปีอ้างอิงนั้น จะพิจารณาปีที่มีภาวะทางเศรษฐกิจค่อนข้างปกติ ไม่มีภาวะเงินเฟ้อและการว่างงานในอัตราที่สูง อัตราแลกเปลี่ยนไม่ไม่ผันผวนจนทำให้ค่าเงินสกุลของประเทศเปลี่ยนแปลงอย่างมาก ไม่มีการเปลี่ยนแปลงอัตราภาษีจนส่งผลต่อการจัดเก็บรายได้ของภาครัฐ ประเทศควรอยู่ในภาวะมีความสงบเรียบร้อยไม่มีสงครามและภัยพิบัติที่รุนแรง

ดัชนีราคามีอยู่ด้วยกันหลายประเภท ขึ้นอยู่กับว่าประเภทของสินค้าและบริการเป็นสินค้าและบริการประเภทใด อย่างไรก็ตามดัชนีราคาที่สำคัญ ได้แก่

ดัชนีราคาผู้บริโภค (consumer price index หรือ CPI) เป็นดัชนีราคาที่ใช้วัดการเปลี่ยนแปลงของราคาขายปลีกของสินค้าและบริการที่ผู้บริโภคจ่ายซื้อ เพื่อการบริโภค ณ ตลาดและร้านค้าปลีกในปีใดปีหนึ่ง เปรียบเทียบกับราคาสินค้าชนิดและจำนวนเดียวกันในปีฐาน สินค้าและบริการที่ผู้บริโภคจ่ายซื้อ ได้แก่ อาหารและเครื่องดื่มที่ไม่มีแอลกอฮอล์ เครื่องนุ่งห่ม ที่อยู่อาศัย บริการตรวจรักษาทางการแพทย์ การบริการส่วนบุคคล การบริการด้านการสื่อสารและการขนส่ง การศึกษา การบันเทิง ยาสูบและเครื่องดื่มที่มีแอลกอฮอล์ ซึ่งสินค้าและบริการเหล่านี้เป็นสินค้าและบริการที่ผู้บริโภคต้องจ่ายซื้อในราคาตลาดหรือราคาขายปลีก

ดัชนีราคาผู้ผลิต (producer price index หรือ PPI) เป็นดัชนีราคาที่ใช้วัดการเปลี่ยนแปลงของราคาสินค้าที่ผู้ผลิตทำการผลิตออกจำหน่าย ณ แหล่งผลิตในปีใดปีหนึ่ง เปรียบเทียบกับราคาสินค้าชนิดและจำนวนเดียวกันในปีฐาน สินค้าและบริการที่ผู้ผลิตทำการผลิตออกจำหน่าย ได้แก่ สินค้าสำเร็จรูป สินค้าแปรรูป และวัตถุดิบ

ดัชนีราคาขายส่ง (wholesale price index หรือ WPI) เป็นดัชนีราคาที่ใช้วัดการเปลี่ยนแปลงของราคาขายส่งสินค้า ณ ร้านค้าส่งและตัวแทนจำหน่าย ในปีใดปีหนึ่ง เปรียบเทียบกับราคาสินค้าชนิดและจำนวนเดียวกันในปีฐาน สินค้าและบริการที่นำมาคำนวณดัชนีราคาขายส่ง ได้แก่ สินค้าหมวดเกษตรกรรมและผลิตภัณฑ์อาหาร และสินค้าหมวดอุตสาหกรรม

ตัวปรับลดผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ (GDP Deflator) เป็นดัชนีราคาที่แสดงให้เห็นถึงการเปลี่ยนแปลงของราคาสินค้าทุกชนิดที่เป็นองค์ประกอบของจีดีพี ซึ่งแตกต่างกับดัชนีราคาผู้บริโภค ซึ่งเป็นดัชนีวัดภาวะเงินเฟ้อที่แสดงถึงการเปลี่ยนแปลงราคาสินค้าสำหรับผู้บริโภคเท่านั้น โดย GDP Deflator เป็นตัวแปรที่ใช้ปรับมูลค่าจีดีพีจากราคาตลาดมาเป็นราคา ณ ปีฐาน

2.2 วิธีการคำนวณดัชนีราคาของปีใดปีหนึ่งได้ดังนี้

Price index ของปีที่ (9)

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{n} P_i^t Q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} P_i^b Q_i^b} \times 100$$

โดยที่

P_i^t = ราคาสินค้า i ในปีที่ t

P_i^b = ราคาสินค้า i ในปีฐาน

Q_i^b = ปริมาณสินค้า i ในปีฐาน

i…n = สินค้า i ถึงสินค้า n ที่นำมาคำนวณดัชนีราคา

จะเห็นว่า ปริมาณสินค้าที่นำมาคำนวณดัชนีราคาในปีที่ t เป็นปริมาณสินค้าในตะกร้าในปีฐาน ซึ่งคงที่เท่ากัน ดังนั้น การเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาจึงสะท้อนให้เห็นถึงการเปลี่ยนแปลงของระดับราคา

2.3 ประโยชน์ของดัชนีราคา คือ

1. ดัชนีราคาผู้บริโภค ใช้เป็นเครื่องมือวัดค่าครองชีพของประชาชน ใช้วัดระดับเงินเฟ้อของประเทศ นอกจากนี้ยังใช้วัดระดับรายได้ที่แท้จริงของประชาชนและคนกลุ่มต่างๆ

2. ดัชนีราคาผู้ผลิต ใช้วัดการเปลี่ยนแปลงราคาสินค้าที่ผู้ผลิตจำหน่ายในแต่ละหมวดสินค้าว่าแตกต่างกันอย่างไร นอกจากนี้ยังใช้เป็นเครื่องมือชี้ สภาวะการผลิตและภาวะการค้าของประเทศได้

3. ดัชนีราคาขายส่ง ใช้เป็นเครื่องมือในการวิเคราะห์ วัฏจักรธุรกิจของระบบเศรษฐกิจของประเทศ

4. ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ ใช้เป็นเครื่องชี้วัดการเปลี่ยนแปลงของราคาตลาดของสินค้าและบริการ

นอกจากนี้ยังใช้เป็นตัวปรับในการคำนวณหารายได้ประชาชาติที่แท้จริงจากรายได้ประชาชาติในราคาประจำปีหนึ่งๆ

จากแนวคิดการจัดทำดัชนีราคาเพื่อสะท้อนราคาเฉลี่ยของสินค้าและบริการในระบบเศรษฐกิจซึ่งประกอบด้วย ดัชนีราคาผู้บริโภค ดัชนีราคาผู้ผลิต ดัชนีราคาขายส่ง หรือดัชนีราคาอย่างอื่นที่จัดทำขึ้นเพื่อวัตถุประสงค์ในการศึกษาราคาสินค้าและบริการต่างๆ เป็นข้อมูลเศรษฐกิจสำหรับหน่วยงานภาครัฐ เอกชน ผู้สนใจ และนักวิชาการทั่วไป สามารถนำไปใช้เป็นข้อมูลประกอบการตัดสินใจ และดำเนินการ ต่าง ๆ ทางเศรษฐกิจได้อย่างมีประสิทธิภาพ และเป็นข้อมูลที่สะท้อนค่าครองชีพ ค่าจ้าง ค่าแรงได้เป็นอย่างดี ซึ่งสอดคล้องกับการศึกษาครั้งนี้ที่ต้องการนำดัชนีราคาปูนซีเมนต์ไปพยากรณ์เพื่อใช้เป็นแนวทางในการตัดสินใจในการกำหนดนโยบายในการลงทุน การวางแผนการผลิต ของผู้ประกอบการและหน่วยงานที่เกี่ยวข้องในการประเมินสถานการณ์ภาวะของราคาปูนซีเมนต์

3. แนวคิดเกี่ยวกับแบบจำลอง ARIMA และ ARIMA X

แบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) ได้รับการพัฒนามาจากวิธีการของ Box-Jenkins (1970 อ้างถึงใน มยุรี ราชเครือ, 2556: 10-13) เป็นแบบจำลองที่ได้รับความนิยมและเป็นวิธีที่ให้ค่าพยากรณ์ในระยะสั้นที่ดี เนื่องจากวิธีนี้มีค่าความผิดพลาดกำลังสอง

เฉลี่ย Mean Square Error (MSE) ของการพยากรณ์ที่ได้ต่ำกว่าวิธีอื่นๆ เช่น การวิเคราะห์แนวโน้ม วิธีการปรับแบบเอ็กโปรแนนเชียล และวิธีถดถอยเชิงพหุ เป็นต้น อีกทั้งในการจัดทำสมการและการพยากรณ์ยังมีขั้นตอนที่ยุ่งยากและซับซ้อนน้อยกว่าแบบ มหภาคที่อยู่ในลักษณะระบบสมการหลายชั้น โดยพื้นฐานแล้วแบบจำลอง ARIMA เป็นวิธีที่ให้ค่าพยากรณ์ในระยะสั้นที่ดีหรือเหมาะกับการพยากรณ์ไปข้างหน้าในช่วงระยะเวลาสั้นๆ และต้องมีข้อมูลที่ยาวพอสมควร โดยแบบจำลอง ARIMA ที่ Order p, d, q หรือ ARIMA(p,d,q) ประกอบด้วย 3 ส่วนหลักๆ คือ แบบจำลอง Auto Regressive(AR(p)) กระบวนการ Integrate(I(d)) และแบบจำลอง Moving Average(MA(q)) โดยมีรายละเอียดของแต่ละขั้นตอน ดังนี้

1.1 แบบจำลอง Auto Regressive(AR(p))

แบบจำลอง Auto Regressive เป็นรูปแบบที่แสดงค่าสังเกต X_t ถูกกำหนดจากค่า $X_{t-1},\ldots,X_{t-p}$ ค่าสังเกตที่เกิดขึ้นก่อนหน้า p โดยกระบวนการหรือระบบ AR(p) คือกระบวนการหรือระบบ Auto Regressive ที่มีอันดับที่ p ซึ่งเขียนในรูปสมการ ได้ดังนี้

$$\text{AR(p) คือ } X_t = \mu + \emptyset_1 X_{t-1} + \emptyset_2 X_{t-2} + \cdots + \emptyset_p X_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (10)$$

โดยที่ μ = ค่าพารามิเตอร์ที่เป็นค่าคงที่ (Constant Term)

$\emptyset_j$ = พารามิเตอร์ตัวที่ j

ε_t = ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

***1.2* แบบจำลอง Moving Average (MA(*q*))**

แบบจำลอง Moving Average เป็นรูปแบบที่แสดงค่าสังเกต x_t ถูกกำหนดจากค่าความคลาดเคลื่อน $\varepsilon_{t-1},\ldots,\varepsilon_{t-q}$ หรือค่าคลาดเคลื่อนที่อยู่ก่อนหน้า โดยกระบวนการหรือระบบ MA*(q)* คือกระบวนการหรือระบบ Moving Average ที่มีอันดับ q ซึ่งเขียนในรูปของ MA*(q)* ได้ดังนี้

$$\text{MA(q) คือ } X_t = \mu + \varepsilon_t - \emptyset_1 \varepsilon_{t-1} - \emptyset_2 \varepsilon_{t-2} - \cdots - \emptyset_j \varepsilon_{t-q} \qquad (11)$$

โดยที่ μ = ค่าพารามิเตอร์ที่เป็นค่าคงที่ (Constant Term)

$\emptyset_j$ = พารามิเตอร์ตัวที่ j

ε_t = ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

1.3 กระบวนการ Integrate *(I(d))*

กระบวนการ Integrate เป็นการหาผลต่างของข้อมูลอนุกรมเวลาระหว่างข้อมูล ณ ปัจจุบันกับข้อมูลถอยหลังไป d คาบเวลา สาเหตุที่ต้องการทำหาผลต่างของอนุกรมเวลาเนื่องจากแบบจำลอง ARIMA ต้องใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง *(*Stationary*)* เท่านั้น ในกรณีที่ข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง *(*Non-stationary*)* จะต้องทำการแปลงข้อมูลดังกล่าวให้นิ่งเสียก่อน ด้วยวิธีการหาผลต่างของข้อมูลก่อนที่จะสร้างแบบจำลอง ARIMA ซึ่งโดยทั่วไปแล้วถ้าต้องหาผลต่างอันดับที่ d สามารถเขียนในรูปของ *(I(d))* ดังนี้

I*(*d*)* คือ $\Delta_d X_t = \Delta_{d-1}(X_t - X_{t-1})$

หรือ $(1-B)^d X_t$

1.4 แบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)

จากรายละเอียดต่างๆ ที่ได้กล่าวข้างต้นถ้านำแบบจำลอง Auto Regressive(AR(p)) กระบวนการ Integrate(I(d)) และแบบจำลอง Moving Average(MA(q)) มาพิจารณารวมกันสามารถนำมากำหนดเป็นรูปแบบทั่วไปของแบบจำลอง ARIMA ที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ มีรูปสมการดังต่อไปนี้

$$\Delta_d \square_{\square} = \delta + \emptyset\Delta_d Y_{t-1} + \emptyset\Delta_d \square_{t-2} + \cdots + \emptyset\Delta_d \square_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \cdots - \theta_q\varepsilon_{t-q} \quad (12)$$

โดยที่

$\square_{\square}$ = ค่าสังเกตในอนุกรมเวลา ณ เวลา t

d = จำนวนครั้งของการหาผลต่างเพื่อให้อนุกรมเวลามีลักษณะนิ่ง

p = อันดับของ Autoregressive

q = อันดับของ Moving Average

δ = ค่าคงที่ *(*Constant Term*)*

t = เวลา

Δ_d = ผลต่างอันดับที่ d

$\emptyset_1, \ldots, \emptyset_q$ = พารามิเตอร์ของ Autoregressive

$\theta_1, \ldots, \theta_q$ = พารามิเตอร์ของ Moving Average

ε_t = ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t ภายใต้ข้อสมมติฐานที่ว่า ความคลาดเคลื่อนคนละเวลาเป็นตัวแปรสุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน โดยมีการแจกแจงปกติที่มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์ และค่าแปรปรวนคงที่

จากรูปแบบสมการข้างต้นจึงได้ปรับรูปสมการที่จะใช้ทำการศึกษาครั้งนี้เป็น ดังนี้

$$\emptyset(L) \cdot \Delta_d y_t = \theta(L)\varepsilon_t \quad (13)$$

โดยที่

$\theta(L)$ สัญลักษณ์ของ Moving Average Polynomial ซึ่ง

$$\theta(L) = (1 - \theta_1 L^1 - \theta_2 L^2 - \cdots - \theta_q L^q \quad (14)$$

$\emptyset(L)$ สัญลักษณ์ของ Moving Average Polynomial ซึ่ง

$$\emptyset(L) = (1 - \emptyset_1 L^1 - \emptyset_2 L^2 - \cdots - \theta_p L^p \quad (15)$$

y_t = ค่าสังเกตในอนุกรมเวลา ณ เวลาที่ t

Δ_d = ผลต่างอันดับที่ d

ε_t = ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t ภายใต้ข้อสมมติฐานที่ว่า ความคลาดเคลื่อนคนละเวลาเป็นตัวแปรสุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน โดยมีการแจกแจงปกติที่มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์ และค่าแปรปรวนคงที่

1.5 แบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average with Exogenous variable (ARIMA X)

แบบจำลอง ARIMA X เป็นการวิเคราะห์แบบถดถอยพหุคูณเชิงซ้อน (Multi Regression Analysis) ที่ผสมผสานระหว่างแบบจำลอง ARIMA กับตัวแปรภายนอกที่น่าจะมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรที่ต้องการศึกษา(มยุรี ราชเครือ, 2556: 12-13) เพื่อทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ การศึกษาครั้งนี้จึงได้ประยุกต์แบบจำลอง ARIMA โดยการเพิ่มตัวแปรอิสระเข้าไปในแบบจำลอง ARIMA ซึ่งจะทำให้แบบจำลองมีรูปสมการดังนี้

$$\emptyset(L) \cdot \Delta_d y_t = \emptyset(L)x_t + \theta(L)\varepsilon_t \quad (16)$$

โดยที่

$\emptyset(L)$ สัญลักษณ์ของ Lag Polynomial ซึ่ง

$$\emptyset(L) = (1 - \emptyset_1 L^1 - \emptyset_2 L^2 - \cdots - \emptyset_\gamma L^p \quad (17)$$

□□ = ค่าสังเกตในอนุกรมเวลา ณ เวลา t

d = จำนวนครั้งของการหาผลต่างเพื่อให้อนุกรมเวลามีลักษณะนิ่ง

p = อันดับของ Autoregressive

q = อันดับของ Moving Average

δ = ค่าคงที่ *(*Constant Term*)*

t = เวลา

Δ_d = ผลต่างอันดับที่ d

$\emptyset_1, \ldots, \emptyset_q$ = พารามิเตอร์ของ Autoregressive

$\theta_1, \ldots, \theta_q$ = พารามิเตอร์ของ Moving Average

ε_t = ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t ภายใต้ข้อสมมติฐานที่ว่า ความคลาดเคลื่อนคนละเวลาเป็นตัวแปรสุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน โดยมีการแจกแจงปกติที่มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์ และค่าแปรปรวนคงที่

x_t = ตัวแปรอิสระของแบบจำลอง ณ เวลา t

จากแนวคิดเกี่ยวกับแบบจำลอง ARIMA และ ARIMA X ที่ได้อธิบายไว้ข้างต้น สามารถสรุปได้ ดังนี้ แบบจำลอง ARIMA เป็นการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาแบบตัวแปรเดี่ยว ซึ่งก็คือการหาสมการเพื่อแสดงความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลกับเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป โดยอาศัยตัวแปรเพียงตัวแปรเดียวที่เราต้องการที่จะวิเคราะห์ ในที่นี้ก็คือ ดัชนีราคาผู้ผลิตปูนซีเมนต์ ซึ่งมีการจัดเก็บข้อมูลอย่างต่อเนื่องตามเวลา ในการพยากรณ์ก็จะเป็นการหาความสัมพันธ์ระหว่างเวลาที่มีการเปลี่ยนแปลงไปแล้วตัวเลขดัชนีที่เราต้องการมีการเปลี่ยนแปลงไปอย่างไร ซึ่งในการวิเคราะห์ข้อมูลแบบตัวแปรเดียวนี้ก็มีหลายวิธี แต่แบบจำลอง ARIMA นี้เป็นวิธีที่ได้รับความนิยมมากที่สุดวิธีหนึ่ง ซึ่งจะมีข้อแตกต่างกับ แบบจำลอง ARIMA X คือ ทั้งสองวิธีก็จะมีขั้นตอนการวิเคราะห์ที่เหมือนกัน แต่แตกต่างกันเพียง ARIMA X จะนำตัวแปรอื่นที่มีความสัมพันธ์กับตัวแปรตามที่เราต้องการศึกษาเข้ามาวิเคราะห์เพิ่มเติม ในที่มี จำนวน 2 ตัวแปร ประกอบด้วย ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น และดัชนีราคาไฟฟ้า จะไม่ใช่การวิเคราะห์เพียงตัวแปรเดียวกับเวลาอย่างเช่น ARIMA และการศึกษาครั้งนี้จะใช้ทั้ง 2 แบบจำลองซึ่งต่างก็ใช้วิธีการในการวิเคราะห์ที่เหมือนกัน เพื่อดูว่าทั้ง 2 วิธีนี้มีความแม่นยำต่างกันหรือไม่ และหากจะนำไปประยุกต์ใช้ในการประกอบการวางแผนในอนาคตจริงควรจะใช้วิธีการใดจึงจะเหมาะสม

4. งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ในส่วนนี้เป็นการกล่าวถึงงานวิจัยในอดีตที่ได้ทำการศึกษาเกี่ยวกับการพยากรณ์โดยใช้แบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) และแบบจำลอง Autoregressive Moving Average with Exogenous Variables (ARIMA X) ในการพยากรณ์ ในช่วงระยะสั้น และทำการเปรียบเทียบความแม่นยำของแบบจำลองทั้งสอง ซึ่งสามารถแบ่งผลการศึกษาที่ผ่านมาได้ เป็น 2 ส่วน ดังนี้

4.1 งานวิจัยที่ใช้แบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)

จากการศึกษางานวิจัยที่เกี่ยวข้องทั้งในและต่างประเทศ ที่เกี่ยวกับการพยากรณ์โดยใช้แบบจำลอง ARIMA งานวิจัยกลุ่มนี้ใช้การวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลามีทั้งแบบรายวัน และรายเดือน มีขั้นตอนการศึกษาตั้งแต่การทดสอบความนิ่ง (Stationary) และหาแบบจำลองที่มีความเหมาะสม แล้วค่อยทำการพยากรณ์ ซึ่งพบได้จากงานวิจัยดังต่อไปนี้

Viviana Fernandez (2005) ได้ทำการพยากรณ์ราคาสินค้าโภคภัณฑ์ ประกอบด้วย ราคาน้ำมันดิบ และราคาก๊าซธรรมชาติ โดยวิธีการจัดหมวดหมู่ และทำการเปรียบเทียบประสิทธิภาพการพยากรณ์ระหว่างวิธี ARIMA และวิธีเครือข่ายปราสาทเทียม (Artificial Neural Network Model : ANN) และวิธี Support Vector Machine (SVM) ซึ่งเป็นแบบจำลองที่ใช้การคำนวณทางคณิตศาสตร์โดยใช้ค่าเฉลี่ยของความผิดพลาดจากการพยากรณ์กำลังสอง (Mean Squared Prediction Error :MSPE) ในการวัดประสิทธิภาพในการพยากรณ์ ผลการศึกษาพบว่า ในการพยากรณ์ระยะสั้น โดยพิจารณาจากช่วงเวลา 2-4 และ 10-20 วัน การพยากรณ์ด้วยวิธี ARIMA จะได้ค่า MSPE ที่ต่ำกว่า ทั้ง 2 วิธี ซึ่งสรุปได้ว่ามีแนวโน้มที่จะมีประสิทธิภาพสูงกว่า

KhanM. Massarrat Ali (2013) ได้ทำการการพยากรณ์ราคาทองคำ โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายวันตั้งแต่วันที่ 2 มกราคม 2546 ถึง 1 มีนาคม 2555 จำนวน 2,369 ข้อมูล ทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูล ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) แล้วทำการพยากรณ์ด้วยวิธี ARIMA และใช้ค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคาดเคลื่อนสมบูรณ์ (Mean Absolute Percentage Error : MAPE) ในการวัดประสิทธิภาพในการพยากรณ์ระหว่างแบบจำลอง ผลการศึกษาพบว่า ตัวแปรที่ใช้ในการพยากรณ์มีลักษณะนิ่งที่ระดับ I(1) ณ ระดับนัยยะสำคัญ 0.05 ได้แบบจำลองที่ใช้ในการพยากรณ์ 2 แบบ คือ ARIMA (0,1,1) และ ARIMA (1,1,0) และรูปแบบที่เหมาะสมที่สุดที่จะนำมาใช้สำหรับการพยากรณ์ราคาทองคำ คือ ARIMA (0,1,1) เนื่องจากให้ค่า MAPE ต่ำกว่า

อภิชญา ปิงเมือง (2555) ทำการพยากรณ์ราคาทองคำโลกล่วงหน้าโดยใช้แบบจำลอง ARIMA ด้วยวิธี Box and Jenkins โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาตั้งแต่เดือนธันวาคม 2545 ถึงเดือนมิถุนายน 2555 จำนวน 2,444 ข้อมูล ทำการศึกษาตั้งแต่ขั้นตอนการทดสอบความนิ่งของข้อมูลเพื่อหาช่วงเวลาที่เหมาะสมในการพยากรณ์ โดยผลการศึกษาพบว่า การทดสอบความนิ่งของข้อมูลราคาทองคำด้วยวิธี ADF ปรากฏว่าข้อมูลที่ได้มีลักษณะไม่นิ่ง จึงทำการแก้ไขโดยโปรแกรม Eviews โดยการทำการหาผลต่าง (Differencing) ลำดับที่ 1 ซึ่งผลที่ได้คือข้อมูลราคาทองคำมีความนิ่งที่ระดับ I(1) แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์ คือ ARIMA (1,1,1)

ชิดชนก วงศ์เครือ (2547) ได้ทำการพยากรณ์ดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างโดยวิธี ARIMA เพื่อศึกษาหารูปแบบที่เหมาะสมสำหรับพยากรณ์ดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นรายเดือน จำนวน 108 ข้อมูลโดยแบ่งการศึกษาออกเป็น 4 ขั้นตอน ได้แก่ 1) การกำหนดรูปแบบแบจำลอง 2) การประมาณค่าพารามิเตอร์ 3) การตรวจสอบความถูกต้องของการแบบจำลอง 4) การพยากรณ์ ผลการศึกษาพบว่า การทดสอบความนิ่งในครั้งแรกข้อมูลที่ได้มีลักษณะไม่นิ่ง และได้ทำการแก้ไขด้วยวิธีการหาผลต่างระดับที่ 1 (1^{st} difference) เพื่อหาแบบจำลองที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ และได้แบบจำลองที่เหมาะสม คือ แบบจำลอง ARIMA(1,1,13) หรือ AR(1) MA(13) ซึ่งมีค่าสัมประสิทธิ์ 0.317267 และ -0.288016 ตามลำดับ และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .001 และเมื่อทำการทดสอบความถูกต้องของแบบจำลองพบว่าทุกแบบจำลองมีส่วนที่เหลือที่ได้จากแบบจำลองเป็นตัวแปรสุ่มแท้จริง (White Noise) ซึ่งมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .01 โดยพิจารณาจากค่ารากที่สองของค่าเฉลี่ยค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง และค่า Theil's inequality coefficient ที่ต่ำที่สุด

ดวงธิดา ไชยวิภาสสาทร (2548) ได้ทำการพยากรณ์ดัชนีราคาเหล็ก โดยใช้วิธีการวิเคราะห์ด้วยแบบจำลอง ARIMA โดยใช้ข้อมูลดัชนีราคาเหล็กของสำนักงานดัชนีเศรษฐกิจการค้า กระทรวงพาณิชย์ ซึ่งเป็นแบบอนุกรมเวลาจำแนกเป็นรายเดือน จำนวน 118 ข้อมูล แบ่งเป็นการศึกษาออกเป็น 4 ขั้นตอน ประกอบด้วย 1) การกำหนดรูปแบบ 2)การประมาณค่าพารามิเตอร์ 3) การตรวจสอบความถูกต้อง และ 4) การพยากรณ์ ผลการศึกษาพบว่า ในการทดสอบ Unit root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) ที่ความล่าช้า 1 ช่วงเวลา ผลปรากฏว่าค่าทดสอบทางสถิติที่ระดับ level ของดัชนีราคาเหล็ก ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ข้อมูลจะมีลักษณะไม่นิ่ง และเมื่อทำการหาผลต่างระดับที่ 1 (1^{st} difference) จะมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .001 ซึ่งแสดงถึงข้อมูลมีลักษณะนิ่ง ผลการหารูปแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์โดยการทดสอบคอเรลโลแกรม พบว่า แบบจำลอง AR(1) MA(3) MA(6) MA(10) MA(16) เป็นแบบจำลองที่เหมาะสมที่สุดที่จะใช้เป็นตัวแทนในการพยากรณ์ดัชนีราคาเหล็ก โดยค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) MA(3) MA(6) MA(10) MA(16) มีค่าเท่ากับ 0.6077 -0.3113 0.2594 -0.2460 และ -0.5786 ตามลำดับ โดยมีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .001 ซึ่งหมายความว่าการเปลี่ยนแปลงของ MA(3) MA(10) และ MA(16) มีการเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงกันข้ามกับ ดัชนีราคาเหล็ก ส่วนค่า AR(1) และ MA(6) มีการเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน เมื่อทำการทดสอบความถูกต้องของแบบจำลองพบว่า ค่าความคลาดเคลื่อนของแบบจำลองมีลักษณะเป็น white noise ที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .01 และให้ค่า Root Mean Squared Error ค่า Theil's inequality coefficient ที่ต่ำที่สุด ซึ่งแสดงว่าแบบจำลองที่ได้มีความเหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์ในอนาคต

จากการศึกษาวรรณกรรมดังกล่าวข้างต้น พบว่า แบบจำลอง ARIMA ให้ความแม่นยำในการพยากรณ์ดัชนีราคาเหล็ก แต่ยังมีความเคลื่อนจากปัจจัยอื่นที่ส่งผลต่อดัชนีราคาเหล็กอยู่ อย่างไรก็ตามแบบจำลอง ARIMA เป็น Statistic Model ที่สำคัญรูปแบบหนึ่งที่เหมาะสมในการนำไปใช้พยากรณ์ ด้านต่างๆ ในอนาคตได้แต่ จุดอ่อนคือ การมองเฉพาะข้อมูลในอนาคตเท่านั้นโดยมิได้มองถึงปัจจัยอื่นๆ ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลง (พฤทธ์สรรค์ สุทธิไชยเมธี, 2553) งานวิจัยการพยากรณ์ดัชนีราคาเหล็กของประเทศไทย (ดวงธิดา ไชยวิภาสสาทร, 2548) เสนอแนะว่าควรใส่ปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาเหล็กเข้าไปด้วย ซึ่งปัจจัยที่ใส่เพิ่มเข้ามา เป็นตัวแปรอิสระ (ตัวแปร X) เรียกแบบจำลองที่มีการเพิ่มตัวแปรอิสระเข้าไปนี้ว่า แบบจำลอง ARIMA X

4.2 งานวิจัยที่ใช้แบบจำลอง Autoregressive Moving Average with Exogenous Variables (ARIMAX)

งานวิจัยเกี่ยวกับการพยากรณ์โดยใช้แบบจำลอง ARIMA X ซึ่งเป็นการเน้นการพยากรณ์ในระยะสั้นซึ่งแบบจำลอง ARIMA X เป็นแบบจำลองที่มีความคล่องตัวในการพยากรณ์ค่อนข้างสูงเนื่องจากเป็นการใช้ค่าพยากรณ์ ในอดีตของตัวแปรนั้นและปัจจัยชี้นำหรือมี ปัจจัยที่มีผลของตัวแปรนั้นๆ ในการพยากรณ์ ค่าในอนาคตของตัวแปรนั้นๆ โดยการพยากรณ์ มีหลากหลายตั้งแต่การพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวที่จะเข้ามาในแต่ละเดือนอาทิ งานของ Lim, Min and McAleer (2008) ได้ทำการศึกษาผลกระทบที่เกิดจาการเดินทางของนักท่องเที่ยวที่เดินทางเข้ามาในประเทศญี่ปุ่น โดยใช้แบบจำลองเส้นตรง (Linear Models) เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างอุปสงค์จากการท่องเที่ยวและรายได้ที่แท้จริงของประเทศญี่ปุ่น โดยใช้อุปสงค์จากการท่องเที่ยวของตลาดสองประเทศได้แก่ ประเทศไต้หวัน และนิวซีแลนด์ ผลการศึกษาพบว่า รายได้จากการท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวจากนิวซีแลนด์มีความยืดหยุ่นมากกว่านักท่องเที่ยวจากประเทศไต้หวัน ในขณะที่งานวิจัยที่เกี่ยวกับการพยากรณ์ภาวะเศรษฐกิจ มักจะให้ความสำคัญกับการพยากรณ์ปัจจัยชี้นำ หรือตัวแปรที่นำมาใช้ในการพยากรณ์ ว่าจะช่วยเพิ่มความถูกต้องแม่นยำของการพยากรณ์ได้หรือไม่ ซึ่งพบได้จากงานวิจัยดังต่อไปนี้

ธาตรี จันทรโคลิกา และคณะ (2553) ที่ได้ทำการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกของประเทศไทยโดยใช้แบบจำลอง ARIMA X เพื่อศึกษาว่าการนำดัชนีภาวะธุรกิจส่งออกมาเป็นตัวแปรมาประยุกต์ใช้ในแบบจำลอง ARIMA โดยสร้างเป็นแบบจำลอง ARIMA X จะทำให้ผลการพยากรณ์มีความถูกต้องแม่นยำเพิ่มขึ้นหรือไม่ ข้อมูลที่ใช้ศึกษาเป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนจำนวน 103 ข้อมูล โดยแบ่งขั้นตอนการศึกษาออกเป็น 6 ขั้นตอน ได้แก่ 1) การทดสอบความนิ่งของข้อมูล 2) กำหนดรูแบบความเหมาะสมของแบบจำลอง 3) ประมาณค่าแบบจำลอง 4) พยากรณ์มูลค่า

การส่งออกล่วงหน้า 5) ตรวจสอบความแม่นยำของแบบจำลอง และ 6) เปรียบเทียบความแม่นยำระหว่างแบบจำลอง ARIMA และ ARIMA X ซึ่งผลการศึกษาพบว่า ผลการพยากรณ์จากแบบจำลอง ARIMA X มีความแม่นยำไม่แตกต่างจากแบบจำลอง ARIMA โดยการเพิ่มตัวแปรดัชนีภาวะธุรกิจส่งออกของสินค้าส่งออกของไทยจำแนกรายการ สินค้า 11 กลุ่ม ไม่สามารถช่วยให้ผลการพยากรณ์มีความแม่นยำเพิ่มสูงขึ้น ในขณะที่การพยากรณ์ มูลค่าการส่งออกรวมโดยแบบจำลอง ARIMA X โดยใช้ดัชนีสินค้าคงคลังเป็นตัวแปรอิสระให้ผลการพยากรณ์ที่แม่นยำกว่าแบบจำลอง ARIMA ได้อย่างชัดเจน ซึ่งการเปรียบเทียบความแม่นยำในการศึกษาครั้งนี้ได้พิจารณาจากค่า Relative Root Mean Square Error (RRMSE) พบว่า ระหว่างแบบจำลอง ARIMA X และแบบจำลองARIMA ส่วนใหญ่มีค่าไม่แตกต่างจากหนึ่ง แสดงว่าผลการพยากรณ์จากแบบจำลอง ARIMA X มีความคลาดเคลื่อนไม่แตกต่างจากแบบจำลอง ARIMA มีเพียงการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกรวมที่แบบจำลอง ARIMAX โดยใช้ดัชนีสินค้าคงคลังเป็นตัวแปรอิสระ ให้ผลการพยากรณ์ที่มีความคลาดเคลื่อนต่ำกว่าแบบจำลอง ARIMA อย่างชัดเจน นอกจากนี้แบบจำลอง ARIMA X ที่ให้ผลการพยากรณ์ที่มีความแม่นยำกว่าแบบจำลอง ARIMA ระดับหนึ่ง ได้แก่ การพยากรณ์มูลค่าการส่งออกน้ำตาลและอัญมณีและเครื่องประดับ โดยใช้ดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรม(น้ำตาล) และราคาทองคำเป็นตัวแปรอิสระ

ณัฏฐ์สุภานัน สุพัทธนะ (2557) ได้ทำการพยากรณ์ดัชนีราคาเหล็กของประเทศไทยโดยแบบจำลอง ARIMA และ ARIMA X เพื่อเปรียบเทียบความแม่นยำระหว่างแบบจำลองทั้งสองโดยใช้ข้อมูลดัชนีราคาเหล็กดัชนีราคาเหล็ก และตัวแปรอิสระจำนวน 2 ตัวแปร ประกอบด้วย ราคาน้ำมันในตลาดโลก และราคาสินแร่เหล็ก ซึ่งเป็นแบบอนุกรมเวลาจำแนกเป็นรายเดือน จำนวน 70 ข้อมูล ผลการศึกษาพบว่า แบบจำลองที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์คือแบบจำลอง ARIMA X((1,9),1,1) Modelที่ 3 ซึ่งมีค่า Mean Absolute Percent Error(MAPE) ซึ่งแสดงถึง ร้อยละความคลาดเคลื่อนเฉลี่ยเท่ากับร้อยละ 1.02 จะได้สมการในการพยากรณ์ดัชนีราคาเหล็กตามสมการที่ H และนำแบบจำลองที่มีความเหมาะสมนี้ไปพยากรณ์ ดัชนีราคาเหล็กล่วงหน้า 3 เดือน ผลจากการพยากรณ์คือ เดือนพฤศจิกายน 2557 มีค่าพยากรณ์ 109.62 เดือนธันวาคม 2557 มีค่าพยากรณ์ 105.79 และเดือนมกราคม 2558 มีค่าพยากรณ์ 102.09 โดยมีค่า Root Mean Square Error (RMSE) เท่ากับ 2.86 และมีค่าความคลาดเคลื่อนเฉลี่ย (MAPE) ในช่วงนี้เท่ากับร้อยละ 2.63 ซึ่งการศึกษาครั้งนี้สะท้อนให้เห็นว่า สามารถนำแบบจำลอง ARIMA X มาใช้ในการพยากรณ์ดัชนีราคาเหล็กมีความแม่นยำกว่าแบบจำลอง ARIMA

จากการศึกษาวรรณกรรมดังกล่าวข้างต้น ได้พบประเด็นสำคัญซึ่งนำมาใช้เป็นแนวทางในการศึกษาครั้งนี้ ดังนี้

1. การพยากรณ์ข้อมูลที่เป็นแบบอนุกรมเวลาจำเป็นต้องมีการทดสอบความนิ่งของข้อมูลก่อนที่จะนำมาทำการพยากรณ์ก่อน หากข้อมูลอนุกรมเวลานั้น มีลักษณะนิ่ง อาจส่งผลให้การพยากรณ์ดังกล่าวไม่ถูกต้อง สมการถดถอยที่ได้อาจเป็นสมการที่ไม่แท้จริง ประกอบกับ จำนวนข้อมูลที่นำมาทำการศึกษามีไม่มากพอซึ่งอาจทำให้สะท้อนรูปแบบของการเปลี่ยนแปลงของข้อมูลไม่ชัดเจน และสะท้อนผลการพยากรณ์ของข้อมูลได้ไม่ดีเท่าที่ควร

2. สืบเนื่องจากข้อ 1 แม้การศึกษาส่วนใหญ่พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง ARIMA X จะให้ค่าพยากรณ์ที่แม่นยำกว่าแบบจำลอง ARIMA แต่จากข้อมูลที่นำมาศึกษาอาจมีไม่มากพอซึ่งปัจจัยนี้จะทำให้ผลการพยากรณ์ที่ได้ไม่ดีเท่าที่ควร การศึกษาครั้งนี้จึงเพิ่มจำนวนข้อมูลที่จะทำการพยากรณ์ให้มากขึ้น

3. การพยากรณ์ของแบบจำลอง ARIMA X การคัดเลือกตัวแปรอิสระส่วนใหญ่ที่ทำการศึกษาจะอาศัยสมมติฐานที่ว่าตัวแปรอิสระจะมีความสัมพันธ์กับตัวตาม เช่น การพยากรณ์มูลค่าการส่งออกรวม โดยใช้ดัชนีสินค้าคงคลังเป็นตัวแปรอิสระเป็นตัวบ่งชี้ว่ามูลค่าการส่งออกจะเป็นอย่างไร ดังนั้น ในการศึกษาครั้งนี้นอกเหนือจากการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง ARIMA ซึ่งเป็นการพยากรณ์แบบตัวแปรเดี่ยว ยังได้เพิ่มตัวแปรอิสระเข้ามาในแบบจำลอง ARIMA X จำนวน 2 ตัวแปร โดยอาศัยสมมติฐานที่ว่าเมื่อราคาน้ำมันและราคาไฟฟ้าเปลี่ยนแปลงไปจะส่งผลกระทบโดยตรงต่อต้นทุนการผลิตปูนซีเมนต์ส่งผลให้ราคาปูนซีเมนต์เปลี่ยนแปลงตาม

บทที่ 3
ระเบียบวิธีวิจัย

การวิจัยนี้เป็นการเปรียบเทียบการประเมินค่าการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทย ระหว่างแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X เพื่อเป็นทางเลือกนำไปประยุกต์ใช้กับการคาดการณ์การเปลี่ยนแปลงราคาปูนซีเมนต์ในอนาคตที่สะท้อนจากดัชนีราคาปูนซีเมนต์ โดยรายละเอียดของข้อมูลที่ใช้ในการวิจัย การรวบรวมข้อมูล เครื่องมือในการวิจัย (แบบจำลองที่ใช้ในการวิจัย) และการวิเคราะห์ข้อมูลมีรายละเอียดดังนี้

1. ข้อมูลที่ใช้ในการวิจัย

1.1 ตัวแปรในการวิจัย

1.1.1 ตัวแปรตาม (Dependent Variable) คือ ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ซึ่งเป็นหมวดหนึ่งของดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง โดยใช้ปี 2553 เป็นปีฐาน ตามการปรับปรุงปีฐานในการคำนวณเงินเฟ้อ จากปี 2548 เป็นปี 2553

1.1.2 ตัวแปรอิสระ(Independent Variable) ประกอบด้วย

- ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น ซึ่งเป็นส่วนหนึ่งของดัชนีราคาผู้ผลิต สามารถสะท้อนต้นทุนการผลิตสินค้าและบริการ ในการศึกษาครั้งนี้เลือกใช้ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่นเนื่องจากสมมติฐานที่ว่าเมื่อราคาน้ำมันปรับตัวสูงขึ้นจึงส่งผลกระทบโดยตรงต่อต้นทุนการผลิตปูนซีเมนต์ ใช้ปี 2553 เป็นปีฐาน ตามการปรับปรุงปีฐานในการคำนวณเงินเฟ้อ จากปี 2550 เป็นปี 2553

- ดัชนีราคาไฟฟ้า ซึ่งเป็นส่วนหนึ่งของดัชนีราคาผู้บริโภคที่สะท้อนต้นทุนการผลิตสินค้าและบริการ ในการศึกษาครั้งนี้เลือกใช้ดัชนีค่าไฟฟ้าเนื่องจากสมมติฐานที่ว่าเมื่อค่าไฟฟ้าปรับตัวสูงขึ้นจึงส่งผลกระทบโดยตรงต่อต้นทุนการผลิตปูนซีเมนต์ โดยการปรับข้อมูลปีฐานจากปี 2558 ให้เป็นปี 2553 เพื่อให้เป็นปีฐานเดียวกันกับตัวแปรอื่นๆ

1.2 แหล่งของข้อมูล

ตัวแปรที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ได้มาจากการรวบรวมจากเว็บไซต์ สำนักงานดัชนีเศรษฐกิจการค้า กระทรวงพาณิชย์

1.3 การเก็บรวบรวมข้อมูล

การศึกษาในครั้งนี้ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาของดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น และดัชนีราคาไฟฟ้า ที่ได้จากการจัดทำของสำนักงานดัชนีเศรษฐกิจการค้า กระทรวงพาณิชย์ ซึ่งเป็นข้อมูลทุติยภูมิแบบรายเดือน โดยตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2559 จำนวน 198 ข้อมูล

2. เครื่องมือในการวิเคราะห์ข้อมูล

ในการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้แบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X โดย มีรูปแบบดังนี้

2.1 แบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)

$$\Delta_d CEM_t = \delta + \emptyset\Delta_d yCEM_{t-1} + \emptyset\Delta_d CEM_{t-2} + \cdots + \emptyset\Delta_d CEM_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \cdots - \theta_q\varepsilon_{t-q} \quad (18)$$

2.2 แบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average with Exogenous variable (ARIMA X)

$$\Delta_d CEM_t = \delta + \emptyset\Delta_d yCEM_{t-1} + \emptyset\Delta_d CEM_{t-2} + \cdots + \emptyset\Delta_d CEM_{t-p} + \varepsilon_t + \emptyset(L)OIL_t + \emptyset(L)ELE_t + \theta(L)\varepsilon_t \quad (19)$$

โดยที่

CEM_t = ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ณ เวลา t

OIL_t = ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น ณ เวลา t

ELE_t = ดัชนีราคาไฟฟ้า ณ เวลา t

d = จำนวนครั้งของการหาผลต่างเพื่อให้อนุกรมเวลามีลักษณะนิ่ง

p = อันดับของ Autoregressive

q = อันดับของ Moving Average

δ = ค่าคงที่ *(*Constant Term*)*

t = เวลา

Δ_d = ผลต่างอันดับที่ d

$\emptyset_1, \ldots, \emptyset_q$ = พารามิเตอร์ของ Autoregressive

$\theta_1, \ldots, \theta_q$ = พารามิเตอร์ของ Moving Average

ε_t = ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t ภายใต้ข้อสมมติฐานที่ว่า ความคลาดเคลื่อนคนละเวลาเป็นตัวแปรสุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน โดยมีการแจกแจงปกติที่มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์ และค่าแปรปรวนคงที่

3. การวิเคราะห์ข้อมูล

3.1 การทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root Test)

ทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root Test) ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) ทดสอบความนิ่ง(Stationary) ของข้อมูล เนื่องจากการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้ข้อมูลดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ซึ่งเป็นตัวแปรตาม และดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น และดัชนีราคาไฟฟ้าที่เป็นตัวแปรอิสระ ล้วนแล้วแต่เป็นข้อมูลอนุกรมเวลา จำเป็นต้องมีการพิจารณาว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้น มีลักษณะนิ่งหรือไม่

หากไม่มีการตรวจสอบความนิ่งของข้อมูลแล้ว อาจส่งผลให้การพยากรณ์ดังกล่าวไม่ถูกต้อง สมการถดถอยที่ได้อาจเป็นสมการที่ไม่แท้จริง โดยใช้สมการต่อไปนี้

$$\Delta CEM_t = \alpha_1 + \beta_{1t} + \theta_1 CEM_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} c_i \Delta CEM_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (20)$$

$$\Delta OIL_t = \alpha_2 + \beta_{2t} + \theta_2 OIL_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} d_i \Delta OIL_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (21)$$

$$\Delta ELE_t = \alpha_3 + \beta_{3t} + \theta_3 ELE_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} e_i \Delta ELE_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (22)$$

โดยที่

CEM_t, CEM_{t-1} = ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ณ เวลา t และ t-1

OIL_t, OIL_{t-1} = ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น ณ เวลา t และ t-1

ELE_t, ELE_{t-1} = ดัชนีราคาไฟฟ้า ณ เวลา t และ t-1

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ = ค่าพารามิเตอร์

$\beta_1, \beta_2, \beta_3$ = ค่าพารามิเตอร์

$\theta_1, \theta_2, \theta_3$ = ค่าพารามิเตอร์

c, d, e = ค่าพารามิเตอร์

ε_{1t} , ε_{2t} , ε_{3t} = ค่าความคาดเคลื่อน

t = เวลา

สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบ คือ

สมการที่ (1) $H_0 : \theta_1 = 0$ (เป็นข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่ง Non-stationary)

$H_1 : \theta_1 < 0$ (เป็นข้อมูลที่มีลักษณะนิ่ง Stationary)

สมการที่ (2) $H_0 : \theta_2 = 0$ (เป็นข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่ง Non-stationary)

$H_1 : \theta_2 < 0$ (เป็นข้อมูลที่มีลักษณะนิ่ง Stationary)

สมการที่ (3) $H_0 : \theta_3 = 0$ (เป็นข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่ง Non-stationary)

$H_1 : \theta_3 < 0$ (เป็นข้อมูลที่มีลักษณะนิ่ง Stationary)

เมื่อมีการกำหนดสมมติฐานแล้วจะทำการเปรียบเทียบค่าสถิติที่คำนวณได้ คือ ค่า Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) เปรียบเทียบกับค่าวิกฤติ MacKinnon critical ในตาราง ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .05 , .01 และ .001 ของแบบจำลอง โดยทดสอบว่า ถ้าค่าสถิติ Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) มีค่ามากกว่าค่า MacKinnon critical ณ ระดับนัยสำคัญต่างๆ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก (H_0) นั่นคือ ตัวแปรที่ต้องการทดสอบ ได้แก่ ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น และดัชนีราคาไฟฟ้า เป็นข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary) ซึ่งจะต้องทำการแก้ไขโดยการทำการหาผลต่าง (differencing)ลำดับที่ 1 หรือลำดับถัดไป[/1] จนกว่าค่าสถิติ Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) จะมีค่าน้อยกว่าค่า MacKinnon critical ซึ่งจะทำให้ปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) และยอมรับสมมติฐานรอง (H_1) หมายความว่า ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น และดัชนีราคาไฟฟ้าเป็นข้อมูลที่มีลักษณะนิ่ง (Stationary)

นอกจากวิธีการแก้ไขดังกล่าวข้างต้นแล้วยังสามารถแปลงข้อมูลด้วยการหาค่าลอการิธึม หรือรากที่สองของข้อมูลแต่ละค่า ในกรณีที่มีข้อมูลเป็นลบ ก็อาจบวกค่าของค่าของ

[/1] ใช้โปรแกรมสำเร็จรูปทางเศรษฐมิติ ในการทดสอบ ADF ดังกล่าวโดยเลือกตัวล่า (lag length) ซึ่งในวิธีการนี้จะทำการกำหนดค่าสูงสุดที่ 12 เนื่องจากใช้ข้อมูลที่นำมาศึกษาเป็นรายเดือน จึงกำหนดให้มีความล่าของข้อมูลในรอบระยะเวลา 1 ปี และในกรณีที่ข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง ซึ่งจะต้องทำการแก้ไขโดยการทำผลต่าง ลำดับที่ 1 หรือลำดับถัดไป

ข้อมูลด้วยค่าคงที่ที่เหมาะเข้าไปในสมการ (สมพงษ์เทพ วิวรรธนะเดช, 2550: 9) หรืออีกวิธีหนึ่งในการพิจารณาความนิ่งหรือไม่นิ่งของข้อมูล โดยทำการทดสอบทั้ง 3 รูปแบบคือ Intercept, Trend and Intercept และ None โดยการพิจารณาจากค่าความน่าจะเป็น *(*Prob.*)* หากค่าความน่าจะเป็น < 0.01 (กำหนดระดับนัยสำคัญที่ .01 ทั้ง 3 รูปแบบ) จึงสรุปว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง

3.2 การพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทยโดยแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X

จากขั้นตอนนี้จะทำให้ทราบถึงระดับของการหาปริพันธ์ (Integrate) ของข้อมูลตัวแปรตาม คือราคาปูนซีเมนต์ ว่ามีคุณสมบัติเป็นอนุกรมเวลาที่ Integrated ที่ลำดับ (Order) ใด ซึ่งจะทำให้ทราบว่าแบบจำลอง ARIMA(p,d,q) มีลำดับ(Order) ของ d มีค่าเท่าไร และในทำนองเดียวกันการหา Integrated ที่ลำดับ (Order) ของแบบจำลอง ARIMA X ก็จะใช้การทดสอบความนิ่งของตัวแปรอิสระอีก 2 ตัวแปรที่เพิ่มเข้ามาในลักษณะเดียวกัน

3.2.1 กำหนดลำดับ (Order) ของ Autoregressive และ Moving Average ว่ามีลำดับที่เท่าไร หรือกำหนด p และ q ที่เหมาะสมกับการศึกษานี้โดยโดยการพิจารณาฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองหรือ Autocorrelation (ACF) และสหสัมพันธ์บางส่วนหรือ Partial Correlation (PACF) ของข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีคุณสมบัติคงที่ โดยการกำหนดแบบจำลองนั้นจะมีลักษณะเป็นการทำซ้ำโดยเริ่มจากการเลือกตัวแบบที่เป็นไปได้ และเมื่อได้แล้วจึงนำไปประมาณค่าพารามิเตอร์และตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแปรเป็นขั้นสุดท้าย ซึ่งถ้าพบว่าแบบจำลองที่เป็นไปไปได้นั้นไม่เหมาะสมต้องทำซ้ำกระบวนการเดิม คือเริ่มการเลือกแบบจำลองใหม่ที่เห็นว่าเหมาะสมกว่า และขั้นสุดท้ายตรวจสอบความเหมาะสมจนกว่าจะได้แบบจำลองที่เหมาะสม สำหรับเครื่องมือในการพิจารณาค่า ACF และ PACF ในครั้งนี้จะพิจารณาโดยดูจากค่า Correlogram โดยมีเงื่อนไขของการพิจารณาในเบื้องต้นดังตารางที่ 3.1

ตารางที่ 3.1 เกณฑ์การพิจารณาเบื้องต้นในการตัดสินใจกำหนดแบบ AR(p) และ MA(q)

รูปร่างของ Autocorrelation (ACF) และ Partial Correlation (PACF)		ชนิดของ Model
ACF PACF	- ค่อยๆ ลดลงแบบ exponential - ค่าสูงสุดของแท่งกราฟที่ lag1, และไม่พบสหสัมพันธ์ที่ lag อื่น	จำนวนลำดับของ autoregressive(p) เท่ากับ 1
ACF PACF	- มีรูปลักษณ์แบบ sine-wave หรือค่อยๆลดลงแบบ exponential - ค่าสูงสุดของแท่งกราฟที่ lag 1 และ 2 และไม่พบสหสัมพันธ์ที่ lag อื่น	จำนวนลำดับของ autoregressive(p) เท่ากับ 2
ACF	- ค่าสูงสุดของแท่งกราฟที่ lag 1 และ 2 และไม่พบสหสัมพันธ์ที่ lag อื่น	จำนวนลำดับของ moving average(q) เท่ากับ 1
PACF	- ค่าสูงสุดของแท่งกราฟค่อยๆ ลดลงแบบ exponential	
ACF PACF	- ค่าสูงสุดของแท่งกราฟที่ lag 1 และ 2 และไม่พบสหสัมพันธ์ที่ lag อื่น - มีรูปลักษณ์แบบ sine-wave หรือค่อยๆลดลงแบบ exponential	จำนวนลำดับของ moving average(q) เท่ากับ 2
ACF PACF	- ค่าสูงสุดของแท่งกราฟค่อยๆ ลดลงแบบ exponential โดยเริ่มที่ lag1 - ค่าสูงสุดของแท่งกราฟค่อยๆ ลดลงแบบ exponential โดยเริ่มที่ lag1	จำนวนลำดับ autoregressive(p) เท่ากับ 1 และจำนวนลำดับของ moving average(q) เท่ากับ 1
ทั้งหมดเป็น 0 หรือเข้าใกล้ 0		ข้อมูลเป็นแบบสุ่ม (Random)
มีค่าสูงที่ช่วงคงที่		ต้องรวมตัวแปร seasonal autoregressive
ไม่พบลักษณะของการค่อยๆลดลงจนเป็น 0		ชุดข้อมูลยังไม่คงที่

ที่มา : พงษ์เทพ วิวรรธนะเดช, การวิเคราะห์อนุกรมเวลา (Time Series Analysis) และระบบสารสนเทศทางภูมิศาสตร์ (GIS) ในการพัฒนาองค์ความรู้ด้านสิ่งแวดล้อม, 2550

3.2.2 ประมาณค่าพารามิเตอร์(estimation parameter) โดยการใช้วิธีกำลงสองน้อยที่สุด (Ordinary least squares) เพื่อหาค่าพารามิเตอร์ของออโตรีเกรสซีฟ (autoregressive parameter) และพารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ (Moving Average parameter)

3.2.3 ตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบของแบบจำลองโดยใช้ตัวทดสอบ Box-Pierce Chi-Square(Q) เพื่อตรวจสอบว่าค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t คือ e_t, t=1, t=2, …, t=n มีความเป็นอิสระต่อกันหรือไม่ โดยเปรียบเทียบผลรวมของค่าสหสัมพันธ์ของ e_t ณ เวลาต่างๆ โดยมีสูตรการคำนวณดังนี้

$$Q = (n - d)\sum r_j^2 e_t \qquad (23)$$

โดยที่

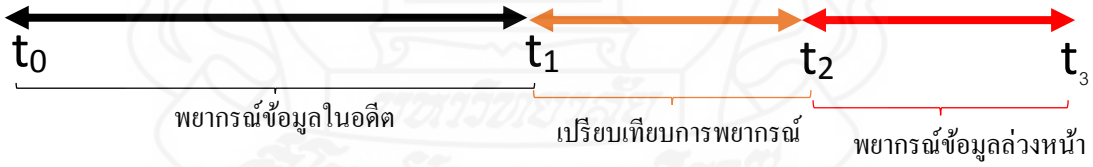
n = จำนวนค่าสังเกตในอนุกรมเวลา

d = อันดับผลต่างของอนุกรมเวลาที่ทำให้อนุกรมเวลามีลักษณะนิ่ง (Stationary)

r_j = สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างค่าความคลาดเคลื่อนที่อยู่ระหว่างกัน j ช่วงเวลา

4) หลังจากได้แบบจำลองที่เหมาะสมแล้วจึงทำการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์

5) การพยากรณ์ ข้อมูลที่นำมาใช้ในการพยากรณ์ครั้งนี้ใช้ข้อมูลตัวแปรตาม และตัวแปรอิสระ ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2559 จำนวน 198 ข้อมูล โดยการศึกษาครั้งนี้จะแบ่งข้อมูลออกเป็น 3 ช่วงเวลา ดังภาพต่อไปนี้



ภาพที่ 3.1 แสดงช่วงเวลาที่ใช้ในการพยากรณ์

ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ 3 ช่วงเวลาจะแบ่งดังต่อไปนี้

- **ส่วนที่ 1** (t_0-t_1) เป็นการพยากรณ์ข้อมูลตั้งแต่อดีตจนถึงช่วงเวลาที่พิจารณา ใช้ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนธันวาคม 2556 จำนวน 168 ข้อมูล

- **ส่วนที่ 2** (t_1-t_2) เป็นการเปรียบเทียบว่าแบบจำลองใดจะมีความสามารถในการพยากรณ์ที่ดีที่สุดโดยใช้ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2557 ถึงเดือนมิถุนายน 2559 จำนวน 30 ข้อมูล

- **ส่วนที่ 3** (t_2-t_3) เมื่อทราบแบบจำลองที่สามารถพยากรณ์ได้ดีที่สุดแล้วจึงนำแบบจำลองที่ได้ไปพยากรณ์ช่วงเวลาถัดไป คือ ช่วงเดือนกรกฎาคม ถึง ธันวาคม 2559

3.3 การเปรียบเทียบการประเมินค่าการพยากรณ์

นำผลการพยากรณ์ที่ได้มาเปรียบเทียบกับค่าที่เกิดขึ้นจริงแล้วคำนวณค่าเฉลี่ยค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (Root Mean Square Error : RMSE) ที่ใช้วัดค่าความแตกต่างระหว่างค่าจริงและค่าที่ถูกพยากรณ์จากแบบจำลอง หากค่า RMSE มีค่าน้อยแสดงว่าแบบจำลองสามารถประมาณค่าได้ใกล้เคียงกับค่าจริง ดังนั้นหากค่า RMSE มีค่าเท่ากับศูนย์แล้ว จึงหมายความว่าจะไม่เกิดข้อผิดพลาดในการประมาณการของแบบจำลองเลย และเพื่อเปรียบเทียบความแม่นยำระหว่างการพยากรณ์จากแบบลำลอง ARIMA และ ARIMA X จึงสามารถพิจารณาจากค่า RMSE ดังนี้

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{t}\sum_{t=1}^{t}\left(Y_t^f - Y_t^a\right)} \tag{24}$$

โดยที่

y_t^f = ค่าประมาณจากแบบจำลอง

Y_t^a = ค่าที่แท้จริง

t = จำนวนคาบเวลาที่ใช้ในการประมาณค่าจากแบบแบบจำลอง

หากค่า RMSE ของแบบจำลอง ARIMA X มีค่าน้อยกว่าแบบจำลอง ARIMA หมายความว่า แบบจำลอง ARIMA X ให้ค่าพยากรณ์ที่แม่นยำกว่าแบบจำลอง ARIMA แต่หากค่าที่ได้มีค่ามากกว่า หมายความว่า แบบจำลอง ARIMA X ให้ค่าพยากรณ์ที่แม่นยำน้อยกว่าแบบจำลอง ARIMA และในขณะเดียวกันหากค่าที่ได้จากทั้งสองแบบจำลองมีค่าเท่ากัน หมายความว่าทั้งสองแบบจำลองมีความแม่นยำเท่ากัน

บทที่ 4
ผลการศึกษา

ในบทนี้จะแสดงผลการศึกษาการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทยโดยแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X โดยผลการศึกษาแบ่งออกเป็น 3 ส่วน คือ 1) การทดสอบความนิ่งของข้อมูล(Unit Root Test) 2) การกำหนดรูปแบบของ ARIMA (p,d,q) และ ARIMA X(p,d,q) และผลการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทยโดยแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X และ 3) เปรียบเทียบการประเมินค่าการพยากรณ์ระหว่างแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X

1. การทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root Test)

ในการศึกษาครั้งนี้ ทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูล ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) โดยใช้แบบจำลอง คือ มีจุดตัดแกนและแนวโน้มเวลา (Trend and Intercept) แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนแต่ไม่มีแนวโน้มเวลา (Intercept) และแบบจำลองที่ไม่มีทั้งจุดตัดแกนและแนวโน้มเวลา (None) และทำการพิจารณาเลือกค่าความล่าช้าที่เหมาะสมของตัวแปรแต่ละตัวแปร ได้จากค่า Akike Informatiom Criterion (AIC) ที่มีค่าต่ำสุดและกำหนดค่าความล่าช้าไม่เกิน 4 แล้วเปรียบเทียบค่าสถิติ ADF statistic ที่ได้จากการทดสอบกับค่าวิกฤต MacKinnon critical ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 ซึ่งได้ผลการศึกษาดังตารางต่อไปนี้

ตารางที่ 4.1 ผลการทดสอบ Unit Root ของข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาที่ระดับ Level: I(0) ในสมการรูปแบบต่างๆ

Variable	Include in test equation	ADF Test statistic	Prob.	MacKinnon critical 1% level	สรุป
(CEM)	None	-0.2498	0.5951	-2.5764	Non-Stationary
	Trend and Intercept	-3.0657	0.0502	-4.0041	Non-Stationary
	Intercept	-3.2610	0.0120	-3.4627	Non-Stationary

ตารางที่ 4.1 (ต่อ)

Variable	Include in test equation	ADF Test statistic	Prob.	MacKinnon critical 1% level	สรุป
(OIL)	None	-0.0114	0.6778	-2.5764	Non-Stationary
	Trend and Intercept	-2.8211	0.1914	-4.0039	Non-Stationary
	Intercept	-2.8069	0.0290	-3.4625	Non-Stationary
(ELE)	None	-0.3866	0.5438	-2.5764	Non-Stationary
	Trend and Intercept	-2.9056	0.1629	-4.0041	Non-Stationary
	Intercept	-2.3644	0.1532	-3.4627	Non-Stationary

จากตารางที่ 4.1 การทดสอบความนิ่งของข้อมูลที่ลำดับ order of integration เท่ากับ 0 หรือ I(0) ของข้อมูลดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น และดัชนีราคาค่าไฟฟ้า โดยมีสมมติฐานหลัก คือ ($H_0 : \theta = 0$) ถ้าค่า ADF Test มีค่ามากกว่าหรือเท่ากับค่าวิกฤต MacKinnon แสดงว่าเป็นข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary) ผลการทดสอบพบว่า ค่าสถิติ ADF Test ที่คำนวณได้ในรูปสมการ มีค่ามากกว่าค่าวิกฤต MacKinnon ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงยอมรับสมมุติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลของตัวแปรทุกตัวมีลักษณะไม่นิ่งที่ลำดับ I(0) ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 ตัวอย่างเช่น การทดสอบความนิ่งของข้อมูลดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น ที่ lag 0 ใน 1) แบบจำลองที่ไม่มีทั้งจุดตัดแกนและแนวโน้มเวลา (None) ได้ค่าสถิติในการคำนวณเท่ากับ -0.0114 ซึ่งมีค่ามากกว่าค่าวิกฤตที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ดังนั้นจึงยอมรับสมมติฐานหลักที่ว่า ข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่งที่ลำดับ I(0) 2) แบบจำลองมีจุดตัดแกนและแนวโน้มเวลา (Trend and Intercept) ได้ค่าสถิติในการคำนวณเท่ากับ -2.8211 ซึ่งมีค่ามากกว่าค่าวิกฤตที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ดังนั้นจึงยอมรับสมมติฐานหลักที่ว่า ข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่งที่ลำดับ I(0) และ 3) แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนแต่ไม่มีแนวโน้มเวลา (Intercept) ได้ค่าสถิติในการคำนวณเท่ากับ -2.8069 ซึ่งมีค่ามากกว่าค่าวิกฤตที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ดังนั้นจึงยอมรับสมมติฐานหลักที่ว่า ข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่งที่ลำดับ I(0)

เมื่อข้อมูลตัวแปรทุกตัวมีลักษณะไม่นิ่งที่ I(0) แล้ว ต้องดำเนินการทดสอบความนิ่งของข้อมูลแต่ละตัวแปรที่ระดับผลต่างลำดับถัดไป (difference) จนกว่าจะได้ค่าสถิติ ADF Test ที่น้อยกว่าค่าวิกฤต MacKinnon ซึ่งจากการทดสอบด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 หรือ I(1) และได้ผลการศึกษาตามตารางที่ 4.2

ตารางที่ 4.2 ผลการทดสอบ Unit Root ของข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาที่ระดับ Level: I(1) ในสมการรูปแบบต่างๆ

Variable	Include in test equation	ADF Test statistic	Prob.	MacKinnon critical 1% level	สรุป
	None	-11.4753	0.0000	-2.5764	Stationary
(CEM)	Trend and Intercept	-11.4238	0.0000	-4.0041	Stationary
	Intercept	-11.4467	0.0000	-3.4627	Stationary
	None	-13.1416	0.0000	-2.5764	Stationary
(OIL)	Trend and Intercept	-13.1014	0.0000	-4.0041	Stationary
	Intercept	-13.1146	0.0000	-3.4627	Stationary
	None	-8.5395	0.0000	-2.5764	Stationary
(ELE)	Trend and Intercept	-8.5298	0.0000	-4.0041	Stationary
	Intercept	-8.5315	0.0000	-3.4627	Stationary

จากตารางที่ 4.2 เมื่อทำการทดสอบ Unit root ของข้อมูลที่ลำดับที่ 1 หรือ order of integration เท่ากับ 1 แล้วพบว่า ตัวแปรทุกตัวมีค่าสถิติที่คำนวณได้น้อยกว่าค่าวิกฤตที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ตัวแปรมีลักษณะนิ่งที่ลำดับ I(1) ในทั้ง 3 รูปแบบคือ None, Trend and Intercept และ Intercept หมายความว่า ตัวแปรทุกตัวมีคุณสมบัติความนิ่งที่ ลำดับที่ 1 ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 ดังนั้น จึงสามารถนำตัวแปรทุกตัวไปพยากรณ์โดยใช้แบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X ได้

2. การพยากรณ์โดยใช้แบบจำลอง ARIMA และ แบบจำลอง ARIMA X

2.1 การกำหนดแบบจำลอง ARIMA

2.1.1 ขั้นตอนการกำหนดรูปแบบ (Identification) เมื่อแปลงข้อมูลอนุกรมเวลาของดัชนีราคาปูนซีเมนต์ (CEM) ให้มีลักษณะนิ่ง โดยการหาผลต่างลำดับที่ 1 หรือ order of integration เท่ากับ 1 แสดงให้เห็นว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง และทำการแปลงข้อมูลด้วยการหาค่าลอการิธึม (Log) เพื่อให้ข้อมูลมีความแปรปรวนคงที่มากยิ่งขึ้น และสามารถกำหนดแบบจำลองได้ โดยดูจากค่า Correlogram ของสหสัมพันธ์ในตัวเองหรือ Autocorrelation (ACF) และสหสัมพันธ์ในตัวเอง

บางส่วนหรือ Partial Correlation (PACF) เพื่อกำหนด Auto Regressive AR: (p) และ Moving Average MA: (q)

จากค่า Correlogram ของ ACF และ PACF ที่ 1st Difference (d=1) ที่ได้เมื่อพิจารณาตามเงื่อนไข สรุปได้ว่า รูปแบบ ARIMA ที่เป็นไปได้ของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้มี 2 รูปแบบ คือ ARIMA (2,1,1) และ ARIMA (2,1,2) โดยแสดงในรูปฟังก์ชัน ดังนี้

แบบจำลองที่ 1 ΔCEM_t เป็นฟังก์ชันของค่าคงที่ (Constant Term)

AR(1) AR(2) MA(1) (25)

แบบจำลองที่ 2 ΔCEM_t เป็นฟังก์ชันของค่าคงที่ (Constant Term)

AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) (26)

2.1.2 ขั้นตอนการประมาณ (Estimation) จากการประมาณค่าทั้ง 2 แบบจำลอง โดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary least square) พิจารณาค่า t-statistic ในการทดสอบความมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 ผลการทดสอบสามารถอธิบายได้ดังนี้

1) จากฟังก์ชัน (25) ผลการประมาณค่าแบบจำลองที่ 1 ดังตารางที่ 4.3

ตารางที่ 4.3 การประมาณค่าแบบจำลอง ARIMA AR(1) AR(2) MA(1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.0188	0.0005	1.4698	0.1432
AR(1)	1.5201	0.0282	36.1040	0.0000
AR(2)	-0.8433	0.0259	-9.3769	0.0000
MA(1)	-1.0000	238.0106	-0.0042	0.0000
R-squared	0.6226	Akaike info criterion		-3.6712
Adjusted R-squared	0.5952	Schwarz criterion		-3.5896
F-statistic	8.2332	Durbin-Watson stat		1.9976
Prob(F-statistic)	0.0000			

หมายเหตุ : จากการคำนวณ

$$\Delta \ln CEM_t = 0.0188 + 1.5201\Delta \ln CEM_{t-1} - 0.8433\Delta \ln CEM_{t-2} + \varepsilon_t - 1.0000\varepsilon_{t-1} \quad (27)$$

t-statistic (1.8698) (34.1040) (-8.4769) (-0.0042)

สมการที่ (27) ค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่ เท่ากับ 0.0188 มีค่า t-statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 หมายความว่า ค่าคงที่ไม่ขึ้นอยู่กับ $\Delta \ln CEM_t$ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ AR(1) มีค่าเท่ากับ 1.5201 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 หมายความว่าการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ AR(1) มีทิศทางเดียวกันกับ $\Delta \ln CEM_t$ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ AR(2) มีค่าเท่ากับ -0.8433 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 เช่นกัน แต่มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ AR(2) มีทิศทางตรงกันข้ามกันกับ $\Delta \ln CEM_t$ ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ MA(1) มีค่าเท่ากับ -1.0000 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 เช่นกัน หมายความว่าการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ MA(1) มีทิศทางตรงกันข้ามกันกับ $\Delta \ln CEM_t$

2) จากฟังก์ชัน (26) ผลการประมาณค่าแบบจำลองที่ 2 ดังตารางที่ 4.4

ตารางที่ 4.4 การประมาณค่ าแบบจำลอง ARIMA AR(1) AR(2) MA(1) MA(2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.0126	0.0005	1.4852	0.1391
AR(1)	1.1383	0.1995	5.7037	0.0000
AR(2)	-0.3414	0.1880	-1.8163	0.0000
MA(1)	-1.1249	25.578	-0.0439	0.0000
MA(2)	0.1249	4.0267	0.0310	0.0000
R-squared	0.5444	Akaike info criterion		-3.6632
Adjusted R-squared	0.5227	Schwarz criterion		-3.5652
F-statistic	6.6538	Durbin-Watson stat		1.9991
Prob(F-statistic)	0.0000			

หมายเหตุ : จากการคำนวณ

$$\Delta \ln CEM_t = 0.0126 + 1.1383\Delta \ln CEM_{t-1} - 0.3414\Delta \ln CEM_{t-2} + \varepsilon_t - 1.1249\varepsilon_{t-1} + 0.1249\varepsilon_{t-2} \quad (28)$$

t-statistic (1.4852) (5.7037) (-1.8163) (-0.0439) (0.0310)

สมการที่ (28) ค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่ เท่ากับ 0.0126 มีค่า t-statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 หมายความว่าค่าคงที่ไม่ขึ้นอยู่กับ $\Delta \ln CEM_t$ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ AR(1) มีค่าเท่ากับ 1.1383 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 หมายความว่าการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ AR(1) มีทิศทางเดียวกันกับ $\Delta \ln CEM_t$ ในขณะ

ที่ค่าสัมประสิทธิ์ AR(2) มีค่าเท่ากับ -0.3414 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 เช่นกัน แต่มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ AR(2) มีทิศทางตรงกันข้ามกันกับ $\Delta \ln CEM_t$ ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ MA(1) มีค่าเท่ากับ -1.1249 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 เช่นกัน หมายความว่าการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ MA(1) มีทิศทางตรงกันข้ามกันกับ $\Delta \ln CEM_t$ และค่าสัมประสิทธิ์ MA(2) มีค่าเท่ากับ 0.1249 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 เช่นกัน หมายความว่าการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ MA(2) มีทิศทางเดียวกันกันกับ $\Delta \ln CEM_t$

3) การตรวจสอบความถูกต้อง (Diagnostic Checking) โดยการตรวจสอบว่าสมการที่ได้มีปัญหา Autocorrelation เกิดขึ้นหรือไม่ ซึ่งหากเกิดปัญหาดังกล่าว จะทำให้การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการถดถอยขาดคุณสมบัติเป็นตัวประมาณค่าที่ดี หรือ BLUE (Best Linear Unbiased Estimator) ย่อมส่งผลทำให้ค่าพยากรณ์ที่เกิดจากสมการถดถอยไม่ถูกต้องขาดความน่าเชื่อถือ ผลการตรวจสอบความถูกต้อง โดยใช้คุณสมบัติความเป็น white noise ของค่าประมาณการของความคลาดเคลื่อน (estimated residual ; ε_t) โดยพิจารณาจากค่า Q-statistic พบว่า Correlogram of Residuals ของ Autocorrelation (ACF) ไม่มีการลดลงแบบ Exponential แต่มีลักษณะการลดลงอย่างช้าๆแล้วกลับมาสูงขึ้นเมื่อเวลาผ่านไปหรือมีรูปลักษณ์เหมือนคลื่น(sine-wave) ซึ่งแสดงว่าข้อมูลมีความแปรปรวนเปลี่ยนแปลงตามฤดูกาล ในขณะที่ Q-statistic ที่คำนวณได้มีค่าต่ำกว่าค่าวิกฤตของ Chi-square ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10 (Prob.< 0.10) แสดงว่า ε_t เป็น white noise หรือ ε_t มีการกระจายตัวแบบปกติ (Normal Distribution) ค่าเฉลี่ย (Mean) เท่ากับศูนย์และค่าความแปรปรวน (Variances) เท่ากับ σ^2 แสดงว่า ε_t ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง (autocorrelation) และนอกจากนี้ยังสามารถพิจารณาจากค่า Durbin-Watson stat ที่มีค่าเท่ากับ 1.9991 ซึ่งมีค่าใกล้เคียง 2 และมีค่ามากกว่าค่า R^2 ที่มีค่าเท่ากับ 0.5444 แสดงให้เห็นว่า สมการถดถอยที่กำลังพิจารณาไม่มีปัญหา Autocorrelation

4) การพยากรณ์ (Forecasting) การเลือกแบบจำลองที่เหมาะสมเพื่อนำไปใช้ในการพยากรณ์ จะพิจารณาจากค่าสถิติ ค่า Schwarz criterion หรือค่า Akaike info criterion ที่มีค่าต่ำสุดเป็นสำคัญ จากการประมาณค่าทั้ง 2 แบบจำลอง โดยใช้ค่าสถิติต่างๆ ในการทดสอบความมีนัยสำคัญทางสถิติ โดยผลการทดสอบสามารถอธิบายได้ดังนี้

ตารางที่ 4.5 การเปรียบเทียบค่าสถิติในการประมาณค่าพารามิเตอร์จากแบบจำลอง ARIMA

ค่าสถิติ	AR(1) AR(2) MA(1) (แบบจำลองที่ 1)	AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) (แบบจำลองที่ 2)
Adjusted R-squared	0.6226	0.5227
Akaike info criterion	-3.6712	-3.6632
Schwarz criterion	-3.5896	-3.5652
Durbin-Watson stat	1.9976	1.9991

หมายเหตุ : จากการคำนวณ

จากข้อมูลในตารางที่ 4.5 พบว่า ค่า Schwarz criterion และค่า Akaike info criterion ของแบบจำลองที่ 2 มีค่าน้อยกว่าแบบจำลองที่ 1 จึงเลือกแบบจำลองที่ 2 เพื่อใช้ในพยากรณ์ ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ซึ่งในการพิจารณาความแม่นยำของการพยากรณ์ในครั้งนี้ได้เลือกใช้ค่าเฉลี่ยค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง หรือค่า RMSE และค่า Theil's Inequality Coefficient(U) ที่ใช้วัดค่าความแตกต่างระหว่างค่าจริงและค่าที่ถูกพยากรณ์จากแบบจำลอง หากค่า RMSE มีค่าน้อยแสดงว่าแบบจำลองสามารถประมาณค่าได้ใกล้เคียงกับค่าจริง ซึ่งจำแนกผลการพยากรณ์ออกเป็น 3 ช่วง ดังนี้

ตารางที่ 4.6 การเปรียบเทียบค่าสถิติจากการพยากรณ์ในช่วงต่างๆ ของแบบจำลอง ARIMA

ช่วงการพยากรณ์	Root Mean Square Error (RMSE)	Theil's Inequality Coefficient(U)
ช่วงที่ 1 (t_0-t_1)	3.5385	0.0170
ช่วงที่ 2 (t_1-t_2)	1.2115	0.0053
ช่วงที่ 3 (t_2-t_3)	2.7455	0.0128

หมายเหตุ : จากการคำนวณ

ช่วงที่ 1 (t_0-t_1) เป็นการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์โดยใช้ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนธันวาคม 2556 จำนวน 168 ข้อมูล พบว่า ค่า RMSE และค่า Theil's Inequality

Coefficient(U) มีค่าเท่ากับ 3.5385 และ 0.0170 ซึ่งทั้งสองค่ามีค่าน้อยแสดงให้เห็นว่าแบบจำลองสามารถประมาณค่าได้ใกล้เคียงกับค่าจริง

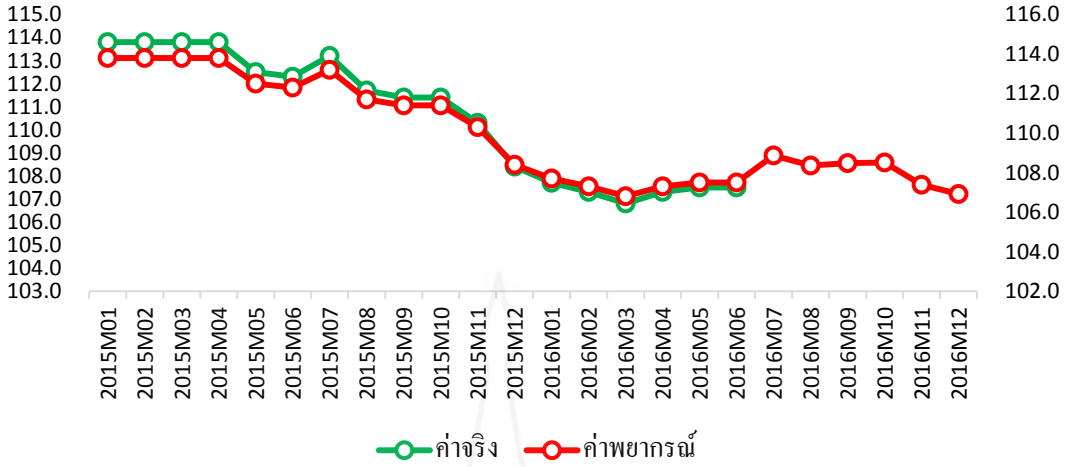
ช่วงที่ 2 (t_1-t_2) เป็นการเปรียบเทียบว่าแบบจำลองใดจะมีความสามารถในการพยากรณ์ที่ดีที่สุดโดยใช้ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2557 ถึงเดือนมิถุนายน 2559 จำนวน 30 ข้อมูล พบว่า ค่า RMSE และค่า Theil's Inequality Coefficient(U) มีค่าเท่ากับ 1.2115 และ 0.0053 ซึ่งทั้งสองค่ามีค่าน้อยกว่าการพยากรณ์ในช่วงที่ 1 แสดงให้เห็นว่าแบบจำลองสามารถประมาณค่าได้ใกล้เคียงกับค่าจริง

ช่วงที่ 3 (t_2-t_3) เป็นการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์เมื่อทราบแบบจำลองที่สามารถพยากรณ์ได้ดีที่สุดแล้วจึงนำแบบจำลองที่ได้ไปพยากรณ์ช่วงเวลาถัดไป คือ ช่วงเดือนกรกฎาคม ถึง ธันวาคม 2559 พบว่า ค่า RMSE และค่า Theil's Inequality Coefficient(U) มีค่าเท่ากับ 2.7455 และ 0.0128 ซึ่งทั้งสองค่ามีค่าน้อยแสดงให้เห็นว่าแบบจำลองสามารถประมาณค่าได้ใกล้เคียงกับค่าจริง ดังแสดงตามตารางที่ 4.7 และภาพที่ 4.1

ตารางที่ 4.7 การพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ล่วงหน้าจากแบบจำลอง ARIMA AR(1) AR(2) MA(1)

ช่วงการพยากรณ์	**ผลการพยากรณ์**
กรกฎาคม 2559	108.8
สิงหาคม 2559	108.4
กันยายน 2559	108.5
ตุลาคม 2559	108.5
พฤศจิกายน 2559	107.4
ธันวาคม 2559	106.9

หมายเหตุ : จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.1 การเปรียบเทียบข้อมูลจริงกับการพยากรณ์ของดัชนีราคาปูนซีเมนต์ด้วยแบบจำลองARIMAในช่วงที่ 3 (t_2-t_3)

2.2 การกำหนดแบบจำลอง ARIMA X

ในการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ การศึกษาครั้งนี้ได้ประยุกต์แบบจำลอง ARIMA X โดยการเพิ่มตัวแปรดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น และดัชนีราคาไฟฟ้า เป็นตัวแปรอิสระเข้าไปในแบบจำลอง ARIMA ภายใต้สมมติฐานว่า ต้นทุนด้านการผลิตและต้นทุนด้านการบริหารจัดการการผลิตปูนซีเมนต์ ต้นทุนดังกล่าวมีสัดส่วนอยู่ที่ 67 : 33 และในส่วนของต้นทุนการผลิตจะมีสัดส่วนค่าพลังงานสูงถึง ร้อยละ 45 เมื่อราคาน้ำมันและค่าไฟฟ้าปรับตัวสูงขึ้นจึงส่งผลกระทบโดยตรงต่อต้นทุนการผลิตปูนซีเมนต์

2.2.1 ขั้นตอนการกำหนดรูปแบบ (Identification)

จากค่า Correlogram ของ ACF และ PACF ที่ 1st Difference (d=1) ที่ได้เมื่อพิจารณาตามเงื่อนไข สรุปได้ว่า รูปแบบ ARIMA X ที่เป็นไปได้ของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้มี 2 รูปแบบ โดยแสดงในรูปฟังก์ชัน ดังนี้

แบบจำลองที่ 1 ΔCEM_tเป็นฟังก์ชันของค่าคงที่ (Constant Term)

AR(1) AR(2) ΔOIL ΔELE (29)

แบบจำลองที่ 2 ΔCEM_tเป็นฟังก์ชันของค่าคงที่ (Constant Term)

AR(1) AR(2) MA(1) ΔOIL ΔELE (30)

2.2.2 ขั้นตอนการประมาณ (Estimation) จากการประมาณค่าทั้ง 2 แบบจำลอง โดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary least square) พิจารณาค่า t-statistic ในการทดสอบความมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 ผลการทดสอบสามารถอธิบายได้ดังนี้

1) จากฟังก์ชัน (29) ผลการประมาณค่าแบบจำลองที่ 1 ดังตารางที่ 4.8

ตารางที่ 4.8 การประมาณค่าแบบจำลอง ARIMA X AR(1) AR(2) OIL ELE

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	85.4825	7.1179	12.9928	0.0000
D(LOG(OIL))	0.9529	0.0435	0.7572	0.0000
D(LOG(ELE))	0.5637	0.0479	1.9573	0.0000
AR(1)	1.1092	0.0299	37.0330	0.0000
AR(2)	-0.2810	0.0297	-9.4528	0.0000
R-squared	0.7433	Akaike info criterion		-3.2294
Adjusted R-squared	0.7393	Schwarz criterion		-3.3270
F-statistic	213.1948	Durbin-Watson stat		1.9697
Prob(F-statistic)	0.0000			

หมายเหตุ : จากการคำนวณ

$$\Delta \ln CEM_t = 85.4825 + 1.1092\,\Delta \ln CEM_{t-1} - 0.2810\,\Delta \ln CEM_{t-2} + \varepsilon_t + 0.9529\,\Delta \ln OIL + 0.5637\,\Delta \ln ELE \quad (31)$$

t-statistic (12.9928) (37.0330) (-9.4528) (0.7572) (1.9573)

สมการที่ (31) ค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่ เท่ากับ 85.4825 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 หมายความว่าค่าคงที่ขึ้นอยู่กับ $\Delta \ln CEM_t$ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ AR(1) มีค่าเท่ากับ 1.1092 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 หมายความว่าการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ AR(1) มีทิศทางเดียวกันกับ $\Delta \ln CEM_t$ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ AR(2) มีค่าเท่ากับ -0.2810 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 เช่นกัน แต่มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ AR(2) มีทิศทางตรงกันข้ามกันกับ $\Delta \ln CEM_t$

นอกจากนี้ เมื่อพิจารณาค่าของตัวแปรอิสระทั้ง 2 ตัว ที่ประกอบด้วย ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น($\Delta \ln OLI$) มีค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่ เท่ากับ 0.9529 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 และดัชนีราคาค่าไฟฟ้า($\Delta \ln ELE$) มีค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่ เท่ากับ 0.5637 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่

0.01 เช่นกัน ซึ่งหมายความว่า ตัวแปรอิสระทั้งสองตัวมีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวไปในทิศทางเดียวกับดัชนีราคาปูนซีเมนต์

2) จากฟังก์ชัน (30) ผลการประมาณค่าแบบจำลองที่ 2 ดังตารางที่ 4.9

ตารางที่ 4.9 การประมาณค่าแบบจำลอง ARIMA X AR(1) AR(2) MA(1) OIL ELE

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	82.5883	7.4411	12.4427	0.0000
D(LOG(OIL))	0.0328	0.0435	0.7560	0.0000
D(LOG(ELE))	0.0927	0.0510	1.8167	0.0000
AR(1)	1.0580	0.1950	5.4249	0.0000
AR(2)	-0.2363	0.1949	-1.2122	0.0000
MA(1)	0.0561	0.1817	0.3090	0.0176
R-squared	0.7025	Akaike info criterion		-3.2388
Adjusted R-squared	0.6393	Schwarz criterion		-3.3527
F-statistic	176.8409	Durbin-Watson stat		1.9805
Prob(F-statistic)	0.0000			

หมายเหตุ : จากการคำนวณ

$$\Delta \ln CEM_t = 82.5883 + 1.0580\Delta \ln CEM_{t-1} - 0.2363\Delta \ln CEM_{t-2} + \varepsilon_t + 0.0561\varepsilon_{t-1}$$
$$0.0328\Delta \ln OIL + 0.0927\Delta \ln ELE \quad (32)$$

t-statistic (12.4427) (5.4249) (-1.2122)
(0.7560) (1.8167)

สมการที่ (32) ค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่ เท่ากับ 82.5883 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 หมายความว่าค่าคงที่ขึ้นอยู่กับ $\Delta \ln CEM_t$ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ AR(1) มีค่าเท่ากับ 1.0580 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 หมายความว่าการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ AR(1) มีทิศทางเดียวกันกับ $\Delta \ln CEM_t$ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ AR(2) มีค่าเท่ากับ -0.2363 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 เช่นกัน แต่มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ AR(2) มีทิศทางตรงกันข้ามกันกับ $\Delta \ln CEM_t$ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ MA(1) มีค่าเท่ากับ 0.0561 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่าง

มีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 เช่นกัน หมายความว่าการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ MA(1) มีทิศทางเดียวกันกับ ΔCEM_t

นอกจากนี้ เมื่อพิจารณาค่าของตัวแปรอิสระทั้ง 2 ตัว ที่ประกอบด้วย ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น(ΔlnOLI) มีค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่ เท่ากับ 0.0328 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 และดัชนีราคาค่าไฟฟ้า(ΔlnELE) มีค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่ เท่ากับ 0.0927 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 เช่นกัน ซึ่งหมายความว่า ตัวแปรอิสระทั้งสองตัวมีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวไปในทิศทางเดียวกับดัชนีราคาปูนซีเมนต์

3) การตรวจสอบความถูกต้อง (Diagnostic Checking) โดยการตรวจสอบว่าสมการที่ได้มีปัญหา Autocorrelation เกิดขึ้นหรือไม่ ซึ่งหากเกิดปัญหาดังกล่าว จะทำให้การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการถดถอยขาดคุณสมบัติเป็นตัวประมาณค่าที่ดี หรือ BLUE (Best Linear Unbiased Estimator) ย่อมส่งผลทำให้ค่าพยากรณ์ที่เกิดจากสมการถดถอยไม่ถูกต้องขาดความน่าเชื่อถือ ผลการตรวจสอบความถูกต้อง โดยใช้คุณสมบัติความเป็น white noise ของค่าประมาณการของความคลาดเคลื่อน (estimated residual ; ε_t) โดยพิจารณาจากค่า Q-statistic พบว่า Correlogram of Residuals ของ Autocorrelation (ACF) ไม่มีการลดลงแบบ Exponential แต่มีลักษณะการลดลงอย่างช้าๆแล้วกลับมาสูงขึ้นเมื่อเวลาผ่านไปหรือมีรูปลักษณ์เหมือนคลื่น(sine-wave) ซึ่งแสดงว่าข้อมูลมีความแปรปรวนเปลี่ยนแปลงตามฤดูกาล ในขณะที่ Q-statistic ที่คำนวณได้มีค่าต่ำกว่าค่าวิกฤตของ Chi-square ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10 (Prob.< 0.10) แสดงว่า ε_t เป็น white noise หรือ ε_t มีการกระจายตัวแบบปกติ (Normal Distribution) ค่าเฉลี่ย (Mean) เท่ากับศูนย์และค่าความแปรปรวน (Variances) เท่ากับ $\square^2$ แสดงว่า ε_t ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง (autocorrelation) และนอกจากนี้ยังสามารถพิจารณาจากค่า Durbin-Watson stat ที่มีค่าเท่ากับ 1.9697 ซึ่งมีค่าใกล้เคียง 2 และมีค่ามากกว่าค่า R^2 ที่มีค่าเท่ากับ 0.6226 แสดงให้เห็นว่า สมการถดถอยที่กำลังพิจารณาไม่มีปัญหา Autocorrelation

4) การพยากรณ์ (Forecasting) การเลือกแบบจำลองที่เหมาะสมเพื่อนำไปใช้ในการพยากรณ์ จะพิจารณาจากค่าสถิติ ค่า Schwarz criterion หรือค่า Akaike info criterion ที่มีค่าต่ำสุดเป็นสำคัญ จากการประมาณค่าทั้ง 2 แบบจำลอง โดยใช้ค่าสถิติต่างๆ ในการทดสอบความมีนัยสำคัญทางสถิติ โดยผลการทดสอบสามารถอธิบายได้ดังนี้

ตารางที่ 4.10 การเปรียบเทียบค่าสถิติในการประมาณค่าพารามิเตอร์จากแบบจำลอง ARIMA X

ค่าสถิติ	AR(1) AR(2) OIL ELE (แบบจำลองที่ 1)	AR(1) AR(2) MA(1) OIL ELE (แบบจำลองที่ 2)
Adjusted R-squared	0.7433	0.7025
Akaike info criterion	-3.2294	-3.2388
Schwarz criterion	-3.3270	-3.3527
Durbin-Watson stat	1.9697	1.9805

หมายเหตุ : จากการคำนวณ

จากข้อมูลในตารางที่ 4.10 พบว่า ค่า Schwarz criterion และค่า Akaike info criterion ของแบบจำลองที่ 1 มีค่าน้อยกว่าแบบจำลองที่ 2 จึงเลือกแบบจำลองที่ 1 เพื่อใช้ในพยากรณ์ ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ซึ่งในการพิจารณาความแม่นยำของการพยากรณ์ในครั้งนี้ได้เลือกใช้ค่าเฉลี่ยค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง หรือค่า RMSE และค่า Theil's Inequality Coefficient(U) ที่ใช้วัดค่าความแตกต่างระหว่างค่าจริงและค่าที่ถูกพยากรณ์จากแบบจำลอง หากค่า RMSE มีค่าน้อยแสดงว่าแบบจำลองสามารถประมาณค่าได้ใกล้เคียงกับค่าจริง ซึ่งจำแนกผลการพยากรณ์ออกเป็น 3 ช่วง ดังนี้

ตารางที่ 4.11 การเปรียบเทียบค่าสถิติจากการพยากรณ์ในช่วงต่างๆ ของแบบจำลอง ARIMA X

ช่วงการพยากรณ์	Root Mean Square Error (RMSE)	Theil's Inequality Coefficient(U)
ช่วงที่ 1 (t_0-t_1)	3.4921	0.0167
ช่วงที่ 2 (t_1-t_2)	1.2129	0.0053
ช่วงที่ 3 (t_2-t_3)	1.6920	0.0079

หมายเหตุ : จากการคำนวณ

ช่วงที่ 1 (t_0-t_1) เป็นการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์โดยใช้ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนธันวาคม 2556 จำนวน 168 ข้อมูล พบว่า ค่า RMSE และค่า Theil's Inequality

Coefficient(U) มีค่าเท่ากับ 3.4921 และ 0.0167 ซึ่งทั้งสองค่ามีค่าน้อยแสดงให้เห็นว่าแบบจำลองสามารถประมาณค่าได้ใกล้เคียงกับค่าจริง

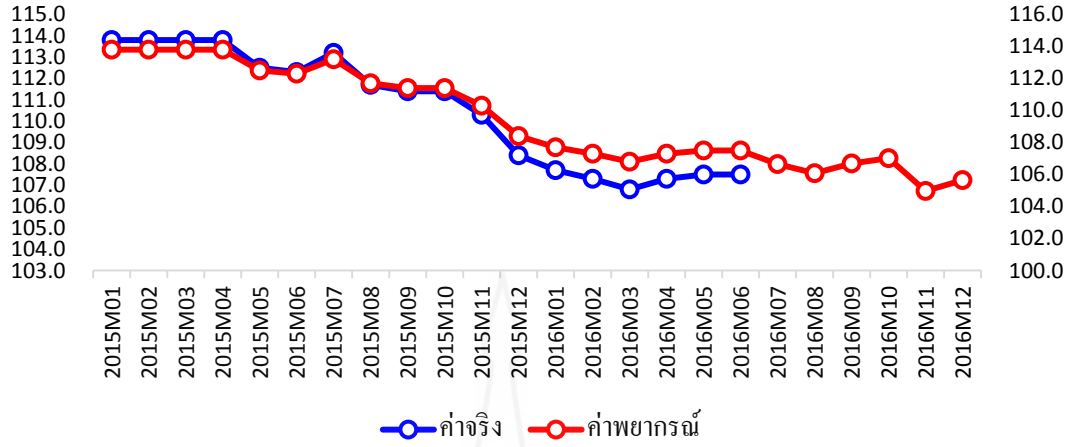
ช่วงที่ 2 (t_1-t_2) เป็นการเปรียบเทียบว่าแบบจำลองใดจะมีความสามารถในการพยากรณ์ที่ดีที่สุดโดยใช้ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2557 ถึงเดือนมิถุนายน 2559 จำนวน 30 ข้อมูล พบว่า ค่า RMSE และค่า Theil's Inequality Coefficient(U) มีค่าเท่ากับ 1.2129 และ 0.0053 ซึ่งทั้งสองค่ามีค่าน้อยกว่าการพยากรณ์ในช่วงที่ 1 แสดงให้เห็นว่าแบบจำลองสามารถประมาณค่าได้ใกล้เคียงกับค่าจริง

ช่วงที่ 3 (t_2-t_3) เป็นการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์เมื่อทราบแบบจำลองที่สามารถพยากรณ์ได้ดีที่สุดแล้วจึงนำแบบจำลองที่ได้ไปพยากรณ์ช่วงเวลาถัดไป คือ ช่วงเดือนกรกฎาคม ถึง ธันวาคม 2559 พบว่า ค่า RMSE และค่า Theil's Inequality Coefficient(U) มีค่าเท่ากับ 1.6920 และ 0.0079 ซึ่งทั้งสองค่ามีค่าน้อยแสดงให้เห็นว่าแบบจำลองสามารถประมาณค่าได้ใกล้เคียงกับค่าจริง ดังแสดงตามตารางที่ 4.12 และภาพที่ 4.2

ตารางที่ 4.12 การพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ล่วงหน้าจากแบบจำลอง ARIMA X AR(1) AR(2) OIL ELE

ช่วงการพยากรณ์	**ผลการพยากรณ์**
กรกฎาคม 2559	106.6
สิงหาคม 2559	106.1
กันยายน 2559	106.7
ตุลาคม 2559	107.0
พฤศจิกายน 2559	105.0
ธันวาคม 2559	105.6

หมายเหตุ : จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.2 การเปรียบเทียบข้อมูลจริงกับการพยากรณ์ของดัชนีราคาปูนซีเมนต์ด้วยแบบจำลองARIMA X ในช่วงที่ 3 (t_2-t_3)

3. เปรียบเทียบการประเมินค่าการพยากรณ์โดยใช้แบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X

หลังจากการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์จากทั้ง 2 แบบจำลองแล้ว ขั้นตอนต่อไปคือนำผลการพยากรณ์ที่ได้มาเปรียบเทียบกับค่าที่เกิดขึ้นจริงแล้วคำนวณค่าเฉลี่ยค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง หรือค่า RMSE ที่ใช้วัดค่าความแตกต่างระหว่างค่าจริงและค่าที่ถูกพยากรณ์จากแบบจำลอง หากค่า RMSE มีค่าน้อยแสดงว่าแบบจำลองสามารถประมาณค่าได้ใกล้เคียงกับค่าจริง ดังนั้นหากค่า RMSE มีค่าเท่ากับศูนย์แล้ว จึงหมายความว่าจะไม่เกิดข้อผิดพลาดในการประมาณการของแบบจำลองเลย ซึ่งในการศึกษาครั้งนี้จะใช้ค่า RMSE ของการพยากรณ์ในช่วงที่ 2 (t_1-t_2) ซึ่งเป็นการเปรียบเทียบว่าแบบจำลองใดจะมีความสามารถในการพยากรณ์ที่ดีที่สุด

ตารางที่ 4.13 การเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง จากการพยากรณ์ในช่วงต่างๆ ของแบบจำลอง ARIMA และ ARIMA X

ช่วงการพยากรณ์	**แบบจำลอง** ARIMA	**แบบจำลอง** ARIMA X
ช่วงที่ 1 (t_0-t_1)	3.5385	3.4921
ช่วงที่ 2 (t_1-t_2)	1.2115	1.2129
ช่วงที่ 3 (t_2-t_3)	2.7455	1.6920

หมายเหตุ : จากการคำนวณ

จากข้อมูลในตารางที่ 4.13 พบว่า ค่าเฉลี่ยค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง RMSE ที่ได้จากการคำนวณของการพยากรณ์ในช่วงที่ 2 (t_1-t_2) จากแบบจำลอง ARIMA เท่ากับ 1.2115 มีค่าน้อยกว่าแบบจำลอง ARIMA X ที่คำนวณได้เท่ากับ 1.2129 หมายความว่า แบบจำลอง ARIMA ให้ค่าพยากรณ์ที่แม่นยำกว่าแบบจำลอง ARIMA X ซึ่งหากพิจารณาตัวเลขแล้วจะเห็นว่าค่าที่ได้จากการคำนวณทั้ง 2 วิธี มีค่าใกล้เคียงกันค่อนข้างมากต่างกันเพียง 0.0014

ดังนั้น สรุปได้ว่าการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ล่วงหน้าด้วยแบบจำลอง ARIMA ให้ผลการพยากรณ์ที่มีความแม่นยำใกล้เคียงกับการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ล่วงหน้าด้วยแบบจำลอง ARIMA X

บทที่ 5
สรุปการวิจัย อภิปรายและข้อเสนอแนะ

1. สรุปการวิจัย

การพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ครั้งนี้เป็นการเปรียบเทียบการประเมินค่าการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทย ระหว่างแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X เพื่อเป็นทางเลือกนำไปประยุกต์ใช้กับการคาดการณ์การเปลี่ยนแปลงราคาปูนซีเมนต์ในอนาคตที่สะท้อนจากดัชนีราคาปูนซีเมนต์ซึ่งการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์จะเป็นหนึ่งปัจจัยที่จะช่วยให้ผู้ประกอบการสามารถวางแผนด้านงบประมาณในการวางแผนด้านการผลิต และหน่วยงานที่เกี่ยวข้องสามารถประเมินสถานการณ์ภาวะของราคาปูนซีเมนต์ในขณะนั้นซึ่งจะสามารถให้ความช่วยเหลือได้อย่างถูกต้อง รวดเร็วและทันเวลา โดยแบ่งการศึกษาออกเป็น 3 ส่วน คือ 1) การทดสอบความนิ่งของข้อมูล(Unit Root Test) 2) การพยากรณ์ข้อมูลล่วงหน้า และ 3) เปรียบเทียบการประเมินค่าการพยากรณ์โดยใช้แบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X

1.1 การทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root Test) ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลที่ลำดับ order of integration เท่ากับ 0 หรือ I(0) ของข้อมูลดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น และดัชนีราคาค่าไฟฟ้า พบว่า ค่าสถิติ ADF Test ที่คำนวณได้ในรูปสมการ มากกว่าค่าวิกฤต MacKinnon ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงยอมรับสมมุติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลของตัวแปรทุกตัวมีลักษณะไม่นิ่งที่ลำดับ I(0) ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อข้อมูลตัวแปรทุกตัวมีลักษณะไม่นิ่งที่ I(0) แล้ว ต้องดำเนินการทดสอบความนิ่งของข้อมูลแต่ละตัวแปรที่ลำดับผลต่างลำดับถัดไป (difference) จนกว่าจะได้ค่าสถิติ ADF Test ที่น้อยกว่าค่าวิกฤต MacKinnon ซึ่งจากการทดสอบด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 หรือ I(1) พบว่า ตัวแปรทุกตัวมีค่าสถิติที่คำนวณได้น้อยกว่าค่าวิกฤตที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า ตัวแปรมีลักษณะนิ่งที่ลำดับ I(1) ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 ในทั้ง 3 รูปแบบคือ None , Trend and Intercept และ Intercept หมายความว่า ตัวแปรทุกตัวมีคุณสมบัติความนิ่งที่ ลำดับที่ 1 ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 เหมือนกัน

ดังนั้น จึงสามารถนำตัวแปรทุกตัวไปพยากรณ์โดยใช้แบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X ได้

1.2 การพยากรณ์โดยใช้แบบจำลอง ARIMA และ ARIMA X

1.2.1 การพยากรณ์ข้อมูลด้วยแบบจำลอง ARIMA

เมื่อทำการหาแบบจำลอง ARIMA ที่เหมาะสมด้วยกระบวนการทั้ง 4 ขั้นตอน สรุปได้ว่า รูปแบบ ARIMA ที่เป็นไปได้ของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้มี 2 รูปแบบ คือ ARIMA (2,1,1) และ ARIMA (2,1,2) ตามสมการที่ (25) และ (26) และในการศึกษาครั้งนี้ได้เลือกแบบจำลองที่ 2 เพื่อใช้ในพยากรณ์โดยพิจารณาจากค่า Schwarz criterion และค่า Akaike info criterion ที่มีค่าต่ำกว่าแบบจำลองที่ 1 และไม่มีปัญหา Autocorrelation โดยพิจารณาจากค่า Durbin-Watson stat ที่มีค่าเท่ากับ 1.9991 ซึ่งมีค่าใกล้เคียง2 และมีค่ามากกว่าค่า R^2 ที่มีค่าเท่ากับ 0.5444 ซึ่งผลการพยากรณ์ของช่วงเวลาถัดไปในช่วงเดือนกรกฎาคม ถึง ธันวาคม 2559 สามารถประมาณค่าได้ใกล้เคียงกับค่าจริง โดยค่า Root Mean Square Error (RMSE) และค่า Theil's Inequality Coefficient(U) มีค่าเท่ากับ 2.7455 และ 0.0128 ซึ่งทั้งสองค่ามีค่าน้อยแสดงให้เห็นว่าแบบจำลอง สามารถประมาณค่าได้ใกล้เคียงกับค่าจริง

1.2.2 การพยากรณ์ข้อมูลล่วงหน้าด้วยแบบจำลอง ARIMA X

ในการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ด้วยแบบจำลอง ARIMA X โดยการเพิ่มตัวแปรดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น และดัชนีราคาไฟฟ้า เป็นตัวแปรอิสระเข้าไปในแบบจำลอง ARIMA ภายใต้สมมติฐานว่า ต้นทุนด้านการผลิตและต้นทุนด้านการบริหารจัดการการผลิตปูนซีเมนต์ เมื่อทำการหาแบบจำลอง ARIMA X ที่เหมาะสมด้วยกระบวนการทั้ง 4 ขั้นตอน สรุปได้ว่า รูปแบบ ARIMA X ที่เป็นไปได้ของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้มี 2 รูปแบบ ขั้นตอนแรกได้กำหนดรูปแบบที่เหมาะสมไว้ 2 รูปแบบ ตามสมการที่ (29) และ (30) และในการศึกษาครั้งนี้ได้เลือกแบบจำลองที่ 1 เพื่อใช้ในพยากรณ์โดยพิจารณาจากค่า Schwarz criterion และค่า Akaike info criterion ที่มีค่าต่ำกว่าแบบจำลองที่ 2 และไม่มีปัญหา Autocorrelation โดยพิจารณาจากค่า Durbin-Watson stat ที่มีค่าเท่ากับ 1.9697 ซึ่งมีค่าใกล้เคียง2 และมีค่ามากกว่าค่า R^2 ที่มีค่าเท่ากับ 0.6226 ซึ่งผลการพยากรณ์ของช่วงเวลาถัดไปในช่วงเดือนกรกฎาคม ถึง ธันวาคม 2559 สามารถประมาณค่าได้ใกล้เคียงกับค่าจริง โดยค่า Root Mean Square Error (RMSE) และค่า Theil's Inequality Coefficient(U) มีค่าเท่ากับ 3.4921 และ 0.0167 ซึ่งทั้งสองค่ามีค่าน้อยแสดงให้เห็นว่าแบบจำลองสามารถประมาณค่าได้ใกล้เคียงกับค่าจริง

1.3 เปรียบเทียบการประเมินค่าการพยากรณ์

เมื่อนำแบบจำลองทั้งสองมาเปรียบเทียบกันโดยใช้ค่า RMSE ของการพยากรณ์ในช่วงที่ 2 (t_1-t_2) ซึ่งเป็นการเปรียบเทียบว่าแบบจำลองใดจะมีความสามารถในการพยากรณ์ที่ดีที่สุด จากการศึกษาพบว่า ค่า RMSE จากแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X เท่ากับ 1.2115 และ 1.2129 ซึ่งสามารถสรุปได้ว่าการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ล่วงหน้าด้วยแบบจำลอง ARIMA ให้ผลการพยากรณ์ที่มีความแม่นยำใกล้เคียงกับการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ล่วงหน้าด้วยแบบจำลอง ARIMA X

2. อภิปรายผล

ผลการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์โดยการใช้แบบจำลอง ARIMA กับการประยุกต์ใช้แบบจำลอง ARIMA X ซึ่งการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์จะเป็นหนึ่งปัจจัยที่จะช่วยให้ผู้ประกอบการสามารถวางแผนด้านงบประมาณในการวางแผนด้านการผลิต และหน่วยงานที่เกี่ยวข้องสามารถประเมินสถานการณ์ภาวะของราคาปูนซีเมนต์ในขณะนั้น ซึ่งจากการศึกษาสามารถอภิปรายแบ่งเป็น 2 ประเด็น ดังนี้

2.1 ข้อมูลอนุกรมเวลาที่นำมาพยากรณ์ ส่วนใหญ่จะมีลักษณะไม่นิ่งที่ลำดับ order of integration เท่ากับ 0 หรือ I(0) ซึ่งการศึกษาครั้งนี้ได้ดำเนินการทดสอบความนิ่งของข้อมูลแต่ละตัวแปรที่ลำดับผลต่างลำดับถัดไป (difference)จนได้ข้อสรุปว่า ตัวแปรแต่ละตัวจะมีลักษณะนิ่งที่ระดับ I(1) ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 สอดคล้องกับผลการศึกษาของ KhanM. Massarrat Ali (2013) ที่ได้ทำการการพยากรณ์ราคาทองคำ ที่ผลการศึกษาพบว่า ตัวแปรที่ใช้ในการพยากรณ์มีลักษณะนิ่งที่ระดับ I(1) ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 นอกจากนี้ยังพบในการศึกษาของอภิชญา ปิงเมือง (2555) ทำการพยากรณ์ราคาทองคำโลกล่วงหน้าโดยใช้แบบจำลอง ARIMA ด้วยวิธี Box and Jenkins ปรากฏว่าข้อมูลที่ได้มีลักษณะไม่นิ่ง จึงทำการแก้ไขโดยโปรแกรม Eviews โดยการทำการหาผลต่าง (Differencing) ลำดับที่ 1 ซึ่งผลที่ได้คือข้อมูลราคาทองคำมีความนิ่งที่ระดับ I(1)

2.2 เปรียบเทียบการประเมินค่าการพยากรณ์โดยใช้แบบจำลองทั้ง 2 มีความแม่นยำไม่แตกต่างกัน ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ กมลวรรณ สารพานิช (2555 : 87) ที่ได้ทำการพยากรณ์ราคาน้ำมันดิบล่วงหน้าในตลาดฟิวเจอรส์ไนเม็กซ์ โดยแบบจำลอง ARIMA และ ARIMAX ซึ่งพบว่า จากการเปรียบเทียบทั้งสองแบบจำลองแล้วค่า Root Mean Square Error (RMSE) มีค่าใกล้เคียงกันมาก เช่นเดียวกับผลการศึกษาของของ ธาตรี จันทรโคลิกา และคณะ (2553) ทำการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกประเทศไทยโดยแบบจำลอง ARIMA และ ARIMA X โดยศึกษาเฉพาะ

มูลค่าการส่งออกรวม และสินค้าส่งออกสำคัญ 11 กลุ่ม รวม 103 ข้อมูล ซึ่งผลการเปรียบเทียบความแม่นของแบบจำลองทั้ง 2 แบบ โดยพิจารณาจากค่า Relative Root Mean Square Error (RRMSE) โดยหากค่า RRMSE มีค่าน้อยกว่า 1 แสดงว่าการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง ARIMA X มีความคลาดเคลื่อนน้อยกว่าการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง ARIMA และผลการศึกษาพบว่า ค่า RRMSE เปรียบเทียบระหว่างทั้ง 2 แบบจำลอง ส่วนใหญ่สินค้าส่งออกสำคัญ 11 กลุ่ม มีค่าไม่แตกต่างจากหนึ่ง แสดงว่าแบบจำลองทั้งสองมีความแม่นยำไม่ต่างกัน ซึ่งสรุปได้ว่า แบบจำลอง ARIMA และ ARIMA X ให้ค่าพยากรณ์ที่แม่นยำไม่แตกต่างกัน ยกเว้นในกรณีการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกรวม ที่ค่า RRMSE เท่ากับ 0.6872 ซึ่งมีค่าต่ำโดยตัวแปรอิสระที่ใช้ศึกษาประกอบด้วยดัชนีสินค้าคงคลัง และดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรม ผลค่าความคลาดเคลื่อนจากแบบจำลอง ARIMA X จะแม่นยำกว่าแบบจำลอง ARIMA อย่างชัดเจน เช่นเดียวกับงานศึกษาของณัฏฐ์สุภานัน สุพัทธนะ (2557) ที่ได้ทำการพยากรณ์ดัชนีราคาเหล็กล่วงหน้า 3 เดือน โดยใช้ข้อมูลในการพยากรณ์ทั้งหมด 70 ข้อมูล ผลจากการพยากรณ์ได้ค่า Root Mean Square Error (RMSE) เท่ากับ 2.86 และมีค่าความคลาดเคลื่อนเฉลี่ย (MAPE) ในช่วงนี้เท่ากับร้อยละ 2.63 ซึ่งการศึกษาครั้งนี้สะท้อนให้เห็นว่า แบบจำลอง ARIMA X มีความแม่นยำกว่าแบบจำลอง ARIMA ซึ่งหากเปรียบเทียบผลการศึกษาของธาตรี จันทรโคลิกา และคณะ (2553) และณัฏฐ์สุภานัน สุพัทธนะ (2557) กับผลการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ครั้งนี้ จะพบความแตกต่าง ดังนี้

1) หากพิจารณาจากเครื่องชี้นำในการพยากรณ์โดยการเพิ่มดัชนีภาวะธุรกิจส่งออกของสินค้าส่งออกของไทยโดยแบบจำลอง ARIMA X ซึ่งใช้ตัวแปรตามในการศึกษาจำแนก 11 รายการ และตัวแปรอิสระที่มีผลกระทบต่อตัวแปรตามจำนวน 33 รายการ ซึ่งแตกต่างจากการศึกษาในครั้งนี้ที่ใช้เครื่องชี้นำภาวะเศรษฐกิจเพียง 2 ตัวแปร ได้แก่ ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น และดัชนีราคาค่าไฟฟ้า ซึ่งอาจจะส่งผลต่อความแม่นยำในการพยากรณ์ในแบบจำลอง ARIMA X

2) จำนวนของข้อมูลที่นำมาพยากรณ์มีความแตกต่างกัน กล่าวคือ การพยากรณ์มูลค่าการส่งออกประเทศไทยโดยแบบจำลอง ARIMA และ ARIMA X โดยศึกษาเฉพาะมูลค่าการส่งออกรวม และสินค้าส่งออกสำคัญ 11 กลุ่ม ใช้ข้อมูลรวม 103 ข้อมูล และการพยากรณ์ดัชนีราคาเหล็กใช้ข้อมูลรวม 70 ข้อมูล ซึ่งแตกต่างจากการศึกษาครั้งนี้ที่มีจำนวน 198 ข้อมูล ซึ่งมากกว่าสามารถสะท้อนรูปแบบของการความเคลื่อนไหวของตัวแปรได้ดีกว่าจึงทำให้ผลการเปรียบเทียบความแม่นยำของแบบจำลองทั้ง 2 มีความแม่นยำไม่แตกต่างกัน นอกจากนี้ ในการสร้างดัชนีภาวะธุรกิจส่งออกซึ่งเป็นข้อมูลจากการสำรวจจำนวนกลุ่มตัวอย่างของผู้ประกอบการในกลุ่มสินค้าแต่ประเภท

ที่สำรวจเพื่อนำข้อมูลมาใช้ในการสร้างดัชนีภาวะธุรกิจส่งออกอาจมีจำนวนไม่มากเพียงพอที่จะเป็นสะท้อนภาวะการส่งออกที่เกิดขึ้นจริงของสินค้าในกลุ่มนั้นๆ ได้ดีเท่าที่ควร

3. ข้อเสนอแนะ

3.1 ข้อเสนอแนะในการนำผลวิจัยไปใช้

1) จากการศึกษาพบว่าการประเมินค่าการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ของประเทศไทย ระหว่างแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X มีความแม่นยำไม่แตกต่างกัน หากนำผลการศึกษาครั้งนี้ไปประยุกต์ใช้กับการพยากรณ์หรือคาดการณ์การเปลี่ยนแปลงข้อมูลอื่นๆ จำเป็นต้องคำนึงถึงปัจจัยสำคัญของการพยากรณ์ข้อมูลที่เป็นอนุกรมเวลา คือ จำนวนของตัวแปรอิสระ และจำนวนของข้อมูลที่ควรมีมากพอ เพื่อจะสามารถสะท้อนรูปแบบของการความเคลื่อนไหวของตัวแปรได้ดียิ่งขึ้น

2) การพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์และเป็นการเปรียบเทียบความแม่นยำการใช้แบบจำลอง ARIMA กับการประยุกต์ใช้แบบจำลอง ARIMA X ซึ่งการพยากรณ์ดัชนีราคาปูนซีเมนต์จะเป็นหนึ่งปัจจัยที่จะช่วยให้ผู้ประกอบการสามารถวางแผนด้านงบประมาณในการวางแผนด้านการผลิต และหน่วยงานที่เกี่ยวข้องสามารถประเมินสถานการณ์ภาวะของราคาปูนซีเมนต์ในขณะนั้นซึ่งจะสามารถให้ความช่วยเหลือได้อย่างถูกต้อง รวดเร็วและทันเวลา

3.2 ข้อเสนอแนะในการวิจัยครั้งต่อไป

1) การพยากรณ์โดยวิธี ARIMA และ ARIMA X นั้นจำเป็นต้องอาศัยข้อมูลที่มีลักษณะนิ่ง แต่ข้อมูลเชิงเศรษฐศาสตร์ส่วนมากมักมีลักษณะเป็นแนวโน้ม ฤดูกาล ทำให้การพยากรณ์อาจจะได้ผลไม่แน่นอนและข้อมูลมีการเปลี่ยนแปลงอยู่ตลอดเวลา เช่น ข้อมูลชุดนี้ที่มีการปรับปีฐานใหม่ และปีฐานไม่ตรงกันซึ่งจำเป็นต้องมีการปรับปรุงข้อมูลก่อนนำมาพยากรณ์ในแบบจำลอง

2) สำหรับในการศึกษาครั้งต่อไปในอนาคต เพื่อให้ได้ผลการศึกษาที่มีความแม่นยำมากขึ้นควรใช้ตัวแปรภายนอกที่ มีความหลากหลาย และสามารถเป็นตัวชี้นำและสะท้อนความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรที่ต้องการศึกษามากยิ่งขึ้น เช่น มูลค่าการลงทุนในอุตสาหกรรมก่อสร้างของภาครัฐ พื้นที่รับอนุญาตก่อสร้าง ที่จะเป็นตัวสะท้อนภาวะความต้องการอุตสาหกรรมปูนซีเมนต์ จำนวนข้อมูลอนุกรมเวลาที่มากขึ้น เช่น ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นรายสัปดาห์หรือรายไตรมาสแทนการใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นรายเดือน ดังเช่น การศึกษาครั้งนี้และเพื่อจะได้ใช้ค่าที่พยากรณ์ให้เกิดประโยชน์มากที่สุด ควรจะใช้ข้อมูลที่ปรับปรุงล่าสุด

บรรณานุกรม

บรรณานุกรม

กุณฑลี รื่นรมย์ . (2551). *การวิจัยตลาด Marketing Research.* (พิมพ์ครั้งที่ 6)กรุงเทพฯ: โรงพิมพ์แห่งจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

จินดามาส สุทธิชัยเมธี. (2554). *การประยุกต์ใช้ ARIMA Model เพื่อการวิจัย.*(ออนไลน์) เข้าถึงจาก www.dpu.ac.th/dpurc/assets/uploads/magazine/f0ati696674k8g.pdf. สืบค้นเมื่อ 5 มิถุนายน 2559.

ชิดชนก วงศ์เครือ. (2547). *การพยากรณ์ดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างโดยวิธีอารีมา.* (การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต) มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, เชียงใหม่.

ณัฏฐ์สุภานัน สุพัทธนะ. *การพยากรณ์ดัชนีราคาเหล็กของประเทศไทยโดยแบบจำลอง ARIMA และแบบจำลอง ARIMA X.* (ออนไลน์) เข้าถึงจาก http://con.nida.ac.th/index.php?option=com_content&view=article&id=3021%3Aarima-arimax-steel-price-index-forecasting-using-arima-and-arimax-model-mfe2557&catid=129%3Astudent-independent-study&Itemid=207&lang=th. สืบค้นเมื่อ 5 มิถุนายน 2559.

ดวงธิดา ไชยวิภาสสาทร (2548). *การพยากรณ์ดัชนีราคาเหล็กโดยวิธี ARIMA***.** (การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต) มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, เชียงใหม่.

ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์. (2547). *เศรษฐมิติ:ทฤษฎีและการประยุกต์.* เชียงใหม่ : คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

ธนาคารแห่งประเทศไทย. *ปริมาณการจำหน่ายปูนซีเมนต์ในประเทศ.* (ออนไลน์). เข้าถึงจาก http://www2.bot.or.th/statistics/BOTWEBSTAT.aspx?reportID=857&language=TH. สืบค้นเมื่อ 5 มิถุนายน 2559.

ธาตรี จันทรโคลิกา และคณะ. (2553). *การพยากรณ์มูลค่าการส่งออกของประเทศไทยโดยแบบจำลอง ARIMA X.*วารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.

พงษ์เทพ วิวรรธนะเดช. (2550***)). การวิเคราะห์อนุกรมเวลา (Time Series Analysis) และระบบสารสนเทศทางภูมิศาสตร์ (GIS) ในการพัฒนาองค์ความรู้ด้านสิ่งแวดล้อม.*** เชียงใหม่ : คณะแพทย์ศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

พฤทธ์สรรค์ สุทธิไชยเมธี (2553). *เศรษฐมิติประยุกต์เพื่อการวิจัย.* (พิมพ์ครั้งที่ 1) กรุงเทพฯ : สำนักพิมพ์ดวงแก้ว.

พีระ โรหิตะบุตร. (2552). *การวางแผนความต้องการสินค้าคงคลังโดยใช้เทคนิคการพยากรณ์และกำหนดการเชิงเส้น.* (วิทยานิพนธ์ปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต) มหาวิทยาลัยธุรกิจบัณฑิตย์.กรุงเทพฯ.

มยุรี ราชเครือ. (2556). *การพยากรณ์มูลค่าของเบี้ยประกันชีวิตของบริษัทกรุงเทพประกันชีวิต จำกัด (มหาชน) โดยวิธีอารีแม็กซ์.* (การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต) มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, เชียงใหม่.

สำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม. (2559) *บทสรุปประเด็นร้อนของเศรษฐกิจอุตสาหกรรม (Hot Issue) เรื่อง "อุตสาหกรรมปูนซีเมนต์ไทย : อนาคตที่สดใส?".* (ออนไลน์) เข้าถึงจาก www.iiu.oie.go.th/Morning%20Talk/12.doc. สืบค้นเมื่อ 10 มิถุนายน 2559.

สำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า. *สถิติดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง.* (ออนไลน์). เข้าถึงได้จาก http://www.price.moc.go.th/content1.aspx?cid=5. สืบค้นเมื่อ 5 มิถุนายน 2559.

สำนักงานเศรษฐกิจการคลัง. (2560). *เศรษฐศาสตร์น่ารู้.* (ออนไลน์). เข้าถึงได้จาก http://www.fpo.go.th/S-I/Source/ECO/ECO14.htm. สืบค้นเมื่อ 10 พฤษภาคม 2560.

สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ. (2557). *ผลิตภัณฑ์ภาคและจังหวัดอนุกรมปัจจุบันแบบปริมาณลูกโซ่ อ้างอิงปี พ.ศ. 2538-2557.* กรุงเทพมหานคร.

อภิญญา ปิงเมือง. (2555). *การพยากรณ์ราคาทองคำด้วยวิธี ARIMA.* (การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต) มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, เชียงใหม่.

เอกชัย นิตยาเกษตรวัฒน์ (2553). การพยากรณ์ราคาทองคำด้วยวิธี ARIMA.*วารสารบริหารธุรกิจนิด้า* ปีที่ 5 (1), 28-51.

KaplMartin and MullerWerner G. (2010). *Prediction of steel prices: A comparison between a conventional regression model and MSSA.* Statistics and Its Interface Vol 3, pp. 369–375.

KhanM. Massarrat Ali (2013). *Forecasting of Gold Prices (Box Jenkins Approach).* Certified Journal, Vol 3, Issue 3.

Lim, C., Min, J.C.H., &McAleer, M. (2008). *Modeling Income Effect on Long and Short Haul International Travel From Japan, Tourism Management,* Vol.29, pp. 1099-1109.

Viviana Fernandez (2005). *Forecast*2560*ng commodity prices by classification methods: The cases of crude oil and natural gas spot prices.*

ภาคผนวก

ภาคผนวก ก

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

ตารางที่ 1 ข้อมูลดัชนีราคาปูนซีเมนต์

ปี/เดือน	ม.ค.	ก.พ.	มี.ค.	เม.ย.	พ.ค.	มิ.ย.	ก.ค.	ส.ค.	ก.ย.	ต.ค.	พ.ย.	ธ.ค.
2543	99.5	98.8	98.8	98.8	98.8	97.1	93.7	93.7	85.1	89.1	103.8	104.4
2544	104.3	104.3	104.3	104.3	104.3	104.3	104.3	104.3	104.3	104.3	97.8	78
2545	77.7	60.7	77.9	99.6	105.3	97.6	95.3	96.7	96	96	96	97
2546	106.7	108.1	107.8	107.8	106.7	106.7	106.7	106.7	106.7	106.7	106.7	106.7
2547	106.7	106.7	106.7	106.7	106.7	105.9	104.2	100.7	97.6	97.4	96.5	95.3
2548	93.7	94.5	95.5	96	96.6	96.4	97.5	96.3	96.3	96.3	96.3	96.3
2549	95.9	97.1	97.1	98.1	100.3	100.3	103.3	102.6	102.6	102.6	102.6	102.6
2550	102.6	102.6	102	102	102	102.7	102.7	101.9	101.9	101.9	101.9	104.6
2551	105.2	105.4	105.4	108	109.3	109.5	112	112	112.7	112.8	112.3	110.6
2552	109.1	108.8	107.4	105.4	104.8	102	104.8	114.1	114.1	111.2	109	108.8
2553	100.7	100.3	98.5	96.6	96.6	95.7	95.7	98.5	100.2	103.9	106.8	106.8
2554	109.1	109	109.2	110.5	111.6	110.3	110.3	110.6	110.1	111.4	112.5	111
2555	109.6	108.9	107.9	107.6	107.7	107.6	108.9	108.9	108.9	108.9	108.9	108.9
2556	108.9	109.7	110.1	113.8	118.5	118.1	118.5	119.4	119.4	118.1	118.1	118.1
2557	118.1	118.1	118.1	118.1	116.6	116.6	116.6	116	115.7	115.7	115.7	115.7
2558	113.8	113.8	113.8	113.8	112.5	112.3	113.2	111.7	111.4	111.4	110.3	108.4
2559	107.7	107.3	106.8	107.3	107.5	107.5						

ตารางที่ 2 ข้อมูลดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น

ปี/เดือน	ม.ค.	ก.พ.	มี.ค.	เม.ย.	พ.ค.	มิ.ย.	ก.ค.	ส.ค.	ก.ย.	ต.ค.	พ.ย.	ธ.ค.
2543	39.4	41.7	47.1	40.8	44	45.3	47.7	51	56	56.6	54.8	49.6
2544	47.7	47.7	47	51.9	53.1	49.5	47.2	47.8	50.1	43.9	40.2	39
2545	38.4	39.8	42.7	46.2	46.8	45.1	44.3	44.7	48.2	50.3	46.8	48.2
2546	52	56.6	55.1	53.2	50.7	48.1	49.3	51.7	49.5	49.7	50.3	51.6
2547	54.6	53.5	53.7	57.4	64.6	62.1	66.1	72.7	73.8	79.9	77.2	71
2548	68.1	71.8	79.6	87.6	81.8	86.7	91.2	93.7	103.6	99.6	89.9	88.8
2549	92.4	90.4	95.7	101.8	107.7	108	109	107.9	97.6	89.1	86.2	86.9
2550	82.8	86.2	89.7	95.9	99	97.9	99.2	96	100.8	107.3	118.9	116.3
2551	116	117.3	125.4	134.5	153.9	167.6	172.6	149.9	138.2	109.8	84.3	75.8
2552	77	75.5	72.6	77.5	83	92.4	88.9	96	93.7	94.6	99.1	97.2
2553	100.9	98.4	100.9	105	100.9	97.7	97.2	97.2	94.2	98	101.5	107.8
2554	113	120	126.5	130.1	128.1	128.2	128.4	127.3	128.1	128.1	128.3	127.3
2555	133	133.8	136.8	136.6	131.9	123.7	127.2	133.5	133.5	131	128.6	127.8
2556	128.4	130.6	127.6	122.9	124.4	127.7	130.8	132.2	135.6	131.5	134.1	143.3
2557	144	143.7	142.3	142.9	143.5	143.2	141.1	136.5	134.1	127.1	121.4	107.6
2558	92.5	100.1	101.5	100.4	109.9	108.5	101.6	93.7	94.9	93.9	92.2	84.4
2559	74.6	71.5	77	79	85.9	89.3						

ตารางที่ 3 ข้อมูลดัชนีราคาไฟฟ้า

ปี/เดือน	ม.ค.	ก.พ.	มี.ค.	เม.ย.	พ.ค.	มิ.ย.	ก.ค.	ส.ค.	ก.ย.	ต.ค.	พ.ย.	ธ.ค.
2543	96.7	96.7	96.7	98.2	98.2	98.2	98.2	98.9	98.9	97.1	99.3	99.3
2544	99.3	105.6	105.6	105.6	106.3	107.1	107.7	102.7	107.7	106.5	107.3	110.7
2545	110.6	110.6	110.6	110.6	110.6	110.6	110.6	110.6	110.6	110.6	110.6	110.6
2546	112.4	112.4	112.4	112.4	112.4	112.4	112.4	112.4	112.4	112.4	112.4	112.4
2547	118.0	118.0	118.0	118.0	118.0	118.0	118.0	118.0	120.1	120.1	120.1	120.1
2548	120.1	120.1	120.1	120.1	121.8	121.8	121.8	121.8	126.8	126.8	126.8	126.8
2549	132.2	132.2	132.2	132.2	136.6	136.6	136.6	136.6	136.9	136.9	136.9	136.9
2550	134.7	134.7	134.7	134.7	132.2	132.2	132.2	132.2	131.3	131.3	131.3	131.3
2551	132.3	132.3	132.3	132.3	129.4	129.4	80.5	80.5	84.8	84.8	84.8	112.0
2552	126.6	126.6	126.6	126.6	126.6	126.6	126.6	126.6	126.6	126.6	126.6	126.6
2553	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2554	98.2	98.2	98.2	98.2	100.7	100.7	107.9	107.9	107.9	107.9	107.9	107.9
2555	110.0	110.0	110.0	110.0	110.0	123.1	123.1	123.1	129.6	129.6	129.6	129.6
2556	131.0	131.0	131.0	131.0	129.4	129.4	129.4	129.4	131.6	131.6	131.6	131.6
2557	133.5	133.5	133.5	133.5	136.8	136.8	136.8	136.8	136.8	136.8	136.8	136.8
2558	133.5	133.5	133.5	133.5	130.2	130.2	130.2	130.2	128.9	128.9	128.9	128.9
2559	128.0	128.0	128.0	128.0	118.0	118.0						

ภาคผนวก ข

แบบจำลอง ARIMA และ ARIMA X

แบบจำลอง ARIMA และ ARIMA X

ตารางที่ 4 ผลการทดสอบ Unit Root ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ณ ณ ระดับ I(1) ที่ช่วงเวลาเท่ากับ 0 แบบ Constant

Null Hypothesis: D(CEM) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-11.44670	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.462737	
	5% level	-2.875680	
	10% level	-2.574385	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CEM,2)
Method: Least Squares
Date: 03/08/17 Time: 15:24
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12
Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CEM(-1))	-0.793965	0.069362	-11.44670	0.0000
C	0.009038	0.239015	0.037812	0.9699

R-squared	0.395820	Mean dependent var	-0.013366
Adjusted R-squared	0.392799	S.D. dependent var	4.359329
S.E. of regression	3.396925	Akaike info criterion	5.293470
Sum squared resid	2307.820	Schwarz criterion	5.326225
Log likelihood	-532.6405	Hannan-Quinn criter.	5.306723
F-statistic	131.0270	Durbin-Watson stat	1.944661
Prob(F-statistic)	0.000000		

ตารางที่ 5 ผลการทดสอบ Unit Root ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ณ ณ ระดับ I(1) ที่ช่วงเวลาเท่ากับ 0 แบบ Constant, Linear Trend

Null Hypothesis: D(CEM) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-11.42384	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.004132	
	5% level	-3.432226	
	10% level	-3.139858	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CEM,2)
Method: Least Squares
Date: 03/08/17 Time: 15:24
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12
Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CEM(-1))	-0.794256	0.069526	-11.42384	0.0000
C	0.137566	0.484514	0.283925	0.7768
@TREND("2000M01")	-0.001254	0.004108	-0.305185	0.7605

R-squared	0.396102	Mean dependent var	-0.013366
Adjusted R-squared	0.390033	S.D. dependent var	4.359329
S.E. of regression	3.404653	Akaike info criterion	5.302903
Sum squared resid	2306.740	Schwarz criterion	5.352036
Log likelihood	-532.5932	Hannan-Quinn criter.	5.322782
F-statistic	65.26303	Durbin-Watson stat	1.945059
Prob(F-statistic)	0.000000		

ตารางที่ 6 ผลการทดสอบ Unit Root ดัชนีราคาปูนซีเมนต์ ณ ณ ระดับ I(1) ที่ช่วงเวลาเท่ากับ 0 แบบ None

Null Hypothesis: D(CEM) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-11.47532	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.576460	
	5% level	-1.942407	
	10% level	-1.615654	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CEM,2)
Method: Least Squares
Date: 03/08/17 Time: 15:25
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12
Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CEM(-1))	-0.793943	0.069187	-11.47532	0.0000

R-squared	0.395815	Mean dependent var	-0.013366
Adjusted R-squared	0.395815	S.D. dependent var	4.359329
S.E. of regression	3.388477	Akaike info criterion	5.283576
Sum squared resid	2307.836	Schwarz criterion	5.299954
Log likelihood	-532.6412	Hannan-Quinn criter.	5.290202
Durbin-Watson stat	1.944685		

ตารางที่ 7 ผลการทดสอบ Unit Root ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น ณ ระดับ I(1) ที่ช่วงเวลาเท่ากับ 0 แบบ Constant

Null Hypothesis: D(OIL) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-13.11462	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.462737	
	5% level	-2.875680	
	10% level	-2.574385	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(OIL,2)
Method: Least Squares
Date: 03/08/17 Time: 15:25
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12
Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(OIL(-1))	-0.924712	0.070510	-13.11462	0.0000
C	0.097278	0.341940	0.284488	0.7763

R-squared	0.462356	Mean dependent var	8.58E-17
Adjusted R-squared	0.459668	S.D. dependent var	6.609870
S.E. of regression	4.858737	Akaike info criterion	6.009286
Sum squared resid	4721.466	Schwarz criterion	6.042041
Log likelihood	-604.9379	Hannan-Quinn criter.	6.022539
F-statistic	171.9933	Durbin-Watson stat	1.997542
Prob(F-statistic)	0.000000		

ตารางที่ 8 ผลการทดสอบ Unit Root ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น ณ ระดับ I(1) ที่ช่วงเวลาเท่ากับ 0 แบบ Constant, Linear Trend

Null Hypothesis: D(OIL) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-13.10141	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.004132	
	5% level	-3.432226	
	10% level	-3.139858	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(OIL,2)
Method: Least Squares
Date: 03/08/17 Time: 15:25
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12
Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(OIL(-1))	-0.926187	0.070694	-13.10141	0.0000
C	0.414014	0.693319	0.597147	0.5511
@TREND("2000M01")	-0.003089	0.005878	-0.525458	0.5998

R-squared	0.463101	Mean dependent var	8.58E-17
Adjusted R-squared	0.457705	S.D. dependent var	6.609870
S.E. of regression	4.867554	Akaike info criterion	6.017800
Sum squared resid	4714.924	Schwarz criterion	6.066933
Log likelihood	-604.7978	Hannan-Quinn criter.	6.037680
F-statistic	85.82343	Durbin-Watson stat	1.997412
Prob(F-statistic)	0.000000		

ตารางที่ 9 ผลการทดสอบ Unit Root ดัชนีราคาน้ำมันเชื้อเพลิงและผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมอื่น ณ ระดับ I (1) ที่ช่วงเวลาเท่ากับ 0 แบบ None

Null Hypothesis: D(OIL) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-13.14161	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.576460	
	5% level	-1.942407	
	10% level	-1.615654	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(OIL,2)
Method: Least Squares
Date: 03/08/17 Time: 15:26
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12
Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(OIL(-1))	-0.924277	0.070332	-13.14161	0.0000

R-squared	0.462138	Mean dependent var	8.58E-17
Adjusted R-squared	0.462138	S.D. dependent var	6.609870
S.E. of regression	4.847616	Akaike info criterion	5.999789
Sum squared resid	4723.376	Schwarz criterion	6.016167
Log likelihood	-604.9787	Hannan-Quinn criter.	6.006416
Durbin-Watson stat	1.997590		

ตารางที่ 10 ผลการทดสอบ Unit Root ดัชนีราคาไฟฟ้า ณ ระดับ I(1) ที่ช่วงเวลาเท่ากับ 0 แบบ Constant

Null Hypothesis: D(ELE) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.531565	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.462737	
	5% level	-2.875680	
	10% level	-2.574385	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(ELE,2)
Method: Least Squares
Date: 03/08/17 Time: 15:26
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12
Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ELE(-1))	-0.537398	0.062989	-8.531565	0.0000
C	0.149148	0.361006	0.413144	0.6799

R-squared	0.266829	Mean dependent var	0.026238
Adjusted R-squared	0.263163	S.D. dependent var	5.972537
S.E. of regression	5.126779	Akaike info criterion	6.116684
Sum squared resid	5256.772	Schwarz criterion	6.149439
Log likelihood	-615.7851	Hannan-Quinn criter.	6.129937
F-statistic	72.78760	Durbin-Watson stat	1.954125
Prob(F-statistic)	0.000000		

ตารางที่ 11 ผลการทดสอบ Unit Root ดัชนีราคาไฟฟ้า ณ ระดับ I(1) ที่ช่วงเวลาเท่ากับ 0 แบบ Constant, Linear Trend

Null Hypothesis: D(ELE) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.529833	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.004132	
	5% level	-3.432226	
	10% level	-3.139858	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(ELE,2)
Method: Least Squares
Date: 03/08/17 Time: 15:27
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12
Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ELE(-1))	-0.540368	0.063350	-8.529833	0.0000
C	0.488330	0.734231	0.665090	0.5068
@TREND("2000M01")	-0.003302	0.006222	-0.530815	0.5961

R-squared	0.267865	Mean dependent var	0.026238
Adjusted R-squared	0.260507	S.D. dependent var	5.972537
S.E. of regression	5.136009	Akaike info criterion	6.125170
Sum squared resid	5249.339	Schwarz criterion	6.174303
Log likelihood	-615.6422	Hannan-Quinn criter.	6.145049
F-statistic	36.40399	Durbin-Watson stat	1.951255
Prob(F-statistic)	0.000000		

ตารางที่ 12 ผลการทดสอบ Unit Root ดัชนีราคาไฟฟ้า ณ ระดับ I(1) ที่ช่วงเวลาเท่ากับ 0 แบบ None

Null Hypothesis: D(ELE) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.539501	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.576460	
	5% level	-1.942407	
	10% level	-1.615654	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(ELE,2)
Method: Least Squares
Date: 03/08/17 Time: 15:27
Sample (adjusted): 2000M03 2016M12
Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ELE(-1))	-0.536360	0.062809	-8.539501	0.0000

R-squared	0.266203	Mean dependent var	0.026238
Adjusted R-squared	0.266203	S.D. dependent var	5.972537
S.E. of regression	5.116191	Akaike info criterion	6.107636
Sum squared resid	5261.258	Schwarz criterion	6.124013
Log likelihood	-615.8712	Hannan-Quinn criter.	6.114262
Durbin-Watson stat	1.954433		

ตารางที่ 13 ตารางประมาณค่าพารามิเตอตร์แบบจำลอง ARIMA AR(1) AR(2) MA(1)

Dependent Variable: DLOG(CEM)
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 03/13/17 Time: 13:54
Sample: 2000M02 2016M12
Included observations: 203
Failure to improve objective (non-zero gradients) after 200 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.018789	0.000537	1.869854	0.1432
AR(1)	1.520143	0.028256	34.10402	0.0000
AR(2)	-0.843331	0.025950	-8.476985	0.0000
MA(1)	-1.000000	238.0106	-0.004201	0.0000
SIGMASQ	0.001393	0.007361	0.189285	0.8501

R-squared	0.622608	Mean dependent var	0.000113
Adjusted R-squared	0.595287	S.D. dependent var	0.040412
S.E. of regression	0.037796	Akaike info criterion	-3.671274
Sum squared resid	0.282846	Schwarz criterion	-3.589668
Log likelihood	377.6343	Hannan-Quinn criter.	-3.638259
F-statistic	8.233238	Durbin-Watson stat	1.997693
Prob(F-statistic)	0.000004		

ตารางที่ 14 ตารางประมาณค่าพารามิเตอตร์แบบจำลอง ARIMA AR(1) AR(2) MA(1) MA(2)

Dependent Variable: DLOG(CEM)
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 03/13/17 Time: 13:54
Sample: 2000M02 2016M12
Included observations: 203
Failure to improve objective (non-zero gradients) after 200 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.0126	0.0005	1.4852	0.1391
AR(1)	1.1383	0.1995	5.7037	0.0000
AR(2)	-0.3414	0.1880	-1.8163	0.0000
MA(1)	-1.1249	25.578	-0.0439	0.0000
MA(2)	0.1249	4.0267	0.0310	0.0000
SIGMASQ	0.001393	0.007361	0.189285	0.8501

R-squared	0.522708	Mean dependent var	0.000113
Adjusted R-squared	0.505287	S.D. dependent var	0.040412
S.E. of regression	0.057796	Akaike info criterion	-3.663225
Sum squared resid	0.482846	Schwarz criterion	-3.565268
Log likelihood	377.6343	Hannan-Quinn criter.	-3.638259
F-statistic	8.233238	Durbin-Watson stat	1.999193
Prob(F-statistic)	0.000004		

ตารางที่ 15 ตารางประมาณค่าพารามิเตอตร์แบบจำลอง ARIMA X AR(1) AR(2) OIL ELE

Dependent Variable: D(LOG(CEM))
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 03/14/17 Time: 09:45
Sample: 2000M01 2016M12
Included observations: 204
Convergence achieved after 80 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	85.48254	7.117952	12.99286	0.0000
D(LOG(OIL))	0.952978	0.043547	0.757286	0.0000
D(LOG(ELE))	0.563776	0.047909	1.957397	0.0000
AR(1)	1.109284	0.029954	37.03300	0.0000
AR(2)	-0.281022	0.029729	-9.452836	0.0000
SIGMASQ	10.22779	0.390698	26.17823	0.0000

R-squared	0.743351	Mean dependent var	105.0799
Adjusted R-squared	0.739395	S.D. dependent var	8.100176
S.E. of regression	3.246186	Akaike info criterion	-3.229408
Sum squared resid	2086.469	Schwarz criterion	-3.327000
Log likelihood	-527.3996	Hannan-Quinn criter.	5.268886
F-statistic	213.1948	Durbin-Watson stat	1.969716
Prob(F-statistic)	0.000000		

ตารางที่ 16 ตารางประมาณค่าพารามิเตอตร์แบบจำลอง ARIMA X AR(1) AR(2) MA(1) OIL ELE

Dependent Variable: D(LOG(CEM))
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 03/14/17 Time: 09:45
Sample: 2000M01 2016M12
Included observations: 204
Convergence achieved after 80 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	82.5883	7.4411	12.4427	0.0000
D(LOG(OIL))	0.0328	0.0435	0.7560	0.0000
D(LOG(ELE))	0.0927	0.0510	1.8167	0.0000
AR(1)	1.0580	0.1950	5.4249	0.0000
AR(2)	-0.2363	0.1949	-1.2122	0.0000
MA(1)	0.0561	0.1817	0.3090	0.0176
SIGMASQ	10.22779	0.390698	26.17823	0.0000

R-squared	0.702501	Mean dependent var	105.0799
Adjusted R-squared	0.639395	S.D. dependent var	8.100176
S.E. of regression	3.246186	Akaike info criterion	-3.238800
Sum squared resid	2086.469	Schwarz criterion	-3.352700
Log likelihood	-527.3996	Hannan-Quinn criter.	5.268886
F-statistic	176.8409	Durbin-Watson stat	1.980516
Prob(F-statistic)	0.000000		

ตารางที่ 17 ตารางแสดงตัวอย่าง Correlogram ดัชนีราคาปูนซีเมนต์

Date: 03/10/17 Time: 13:29
Sample: 2000M01 2016M12
Included observations: 203

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.205	0.205	8.6612	0.003
		2	-0.076	-0.123	9.8448	0.007
		3	-0.185	-0.151	16.980	0.001
		4	-0.204	-0.153	25.712	0.000
		5	-0.115	-0.081	28.506	0.000
		6	0.009	-0.012	28.522	0.000
		7	0.005	-0.073	28.528	0.000
		8	-0.007	-0.061	28.537	0.000
		9	0.084	0.063	30.054	0.000
		10	0.070	0.021	31.097	0.001
		11	-0.063	-0.099	31.966	0.001
		12	-0.059	-0.024	32.724	0.001
		13	-0.208	-0.203	42.212	0.000
		14	-0.052	0.012	42.812	0.000
		15	-0.015	-0.096	42.865	0.000
		16	0.081	0.005	44.322	0.000
		17	0.257	0.196	59.138	0.000
		18	-0.003	-0.163	59.140	0.000
		19	-0.113	-0.076	62.019	0.000
		20	-0.073	0.006	63.226	0.000
		21	-0.026	-0.003	63.376	0.000
		22	-0.036	-0.046	63.673	0.000
		23	-0.012	-0.064	63.707	0.000
		24	0.012	-0.025	63.742	0.000
		25	0.005	0.005	63.749	0.000
		26	0.086	-0.034	65.477	0.000
		27	0.022	-0.047	65.597	0.000
		28	-0.071	-0.048	66.810	0.000
		29	-0.042	-0.020	67.236	0.000
		30	0.000	0.070	67.236	0.000
		31	0.022	-0.059	67.354	0.000
		32	0.019	-0.014	67.444	0.000
		33	0.025	-0.006	67.598	0.000
		34	0.018	-0.054	67.682	0.001
		35	0.030	0.063	67.905	0.001
		36	0.021	0.020	68.017	0.001

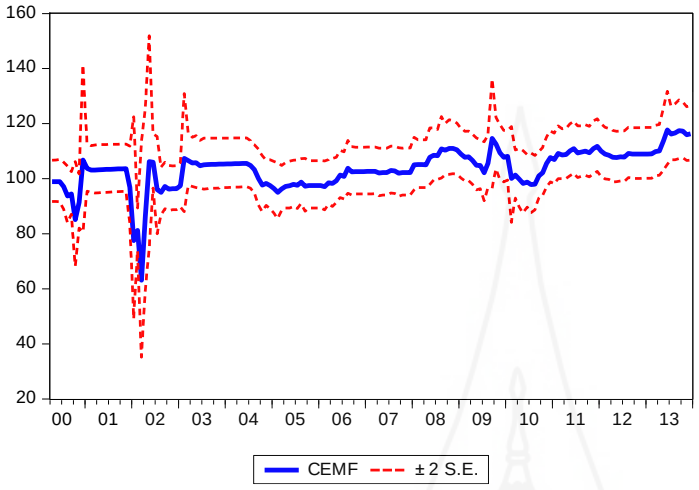
ตารางที่ 18 การตรวจสอบความถูกต้องของแบบจำลอง AR(1) AR(2) MA(1)

Date: 03/13/17 Time: 22:33
Sample: 2000M01 2016M12
Included observations: 203
Q-statistic probabilities adjusted for 3 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.013	-0.013	0.0353	
		2	0.067	0.067	0.9669	
		3	-0.071	-0.070	2.0206	
		4	-0.047	-0.054	2.4901	0.115
		5	0.009	0.018	2.5080	0.285
		6	0.054	0.057	3.1153	0.374
		7	0.029	0.021	3.2933	0.510
		8	-0.010	-0.018	3.3141	0.652
		9	0.059	0.065	4.0539	0.669
		10	0.065	0.079	4.9674	0.664
		11	-0.076	-0.086	6.2272	0.622
		12	0.004	-0.005	6.2316	0.717
		13	-0.164	-0.142	12.146	0.275
		14	-0.013	-0.022	12.184	0.350
		15	-0.063	-0.063	13.075	0.364
		16	0.002	-0.029	13.075	0.442
		17	0.204	0.214	22.348	0.072
		18	-0.077	-0.080	23.671	0.071
		19	-0.081	-0.119	25.140	0.067
		20	-0.054	0.001	25.801	0.078
		21	-0.028	0.008	25.982	0.100
		22	-0.043	-0.053	26.406	0.119
		23	-0.032	-0.057	26.639	0.146
		24	-0.013	-0.018	26.677	0.182

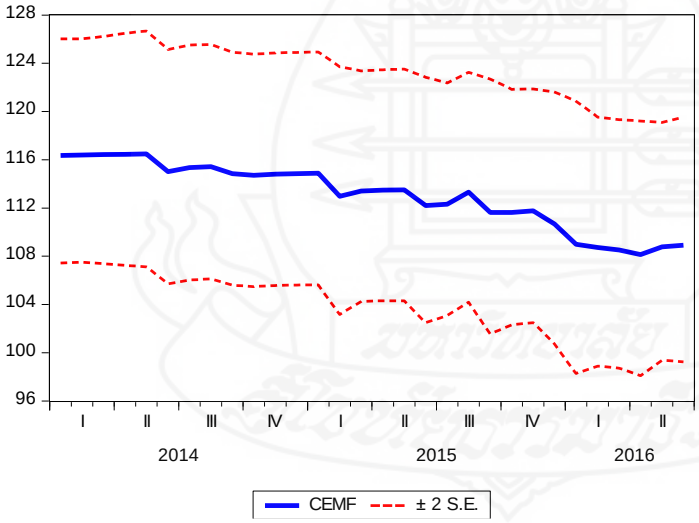
ตารางที่ 19 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง ARIMA AR(1) AR(2) MA(1) ช่วงที่ 1

* ส่วนที่ระบายสีนี้เป็นตารางหรือภาพคะ ช่วยตรวจสอบให้พี่หน่อยนะคะ



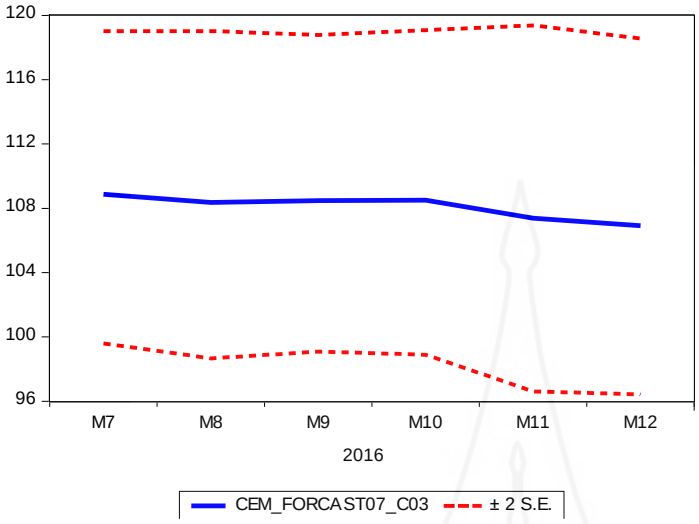
Forecast: CEMF	
Actual: CEM	
Forecast sample: 2000M01 2013M12	
Adjusted sample: 2000M04 2013M12	
Included observations: 165	
Root Mean Squared Error	3.538560
Mean Absolute Error	1.831163
Mean Abs. Percent Error	1.926498
Theil Inequality Coefficient	0.017023
Bias Proportion	0.001280
Variance Proportion	0.066461
Covariance Proportion	0.932259

ตารางที่ 20 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง ARIMA AR(1) AR(2) MA(1) ช่วงที่ 2



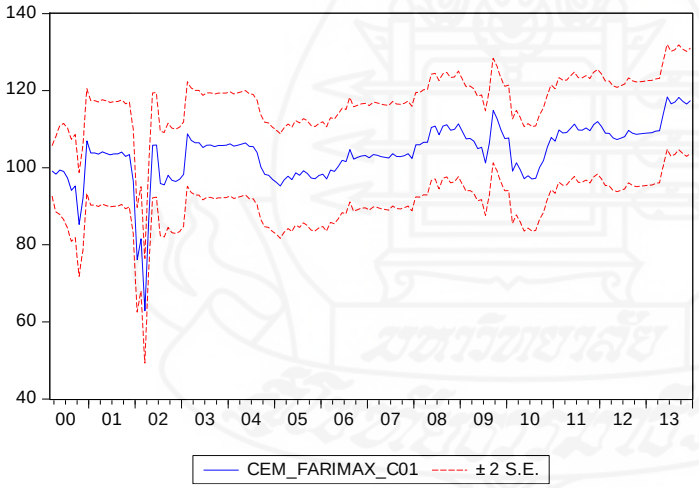
Forecast: CEMF	
Actual: CEM	
Forecast sample: 2014M01 2016M06	
Included observations: 30	
Root Mean Squared Error	1.211534
Mean Absolute Error	1.075925
Mean Abs. Percent Error	0.954520
Theil Inequality Coefficient	0.005357
Bias Proportion	0.000266
Variance Proportion	0.711959
Covariance Proportion	0.287775

ตารางที่ 21 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง ARIMA AR(1) AR(2) MA(1) ช่วงที่ 3



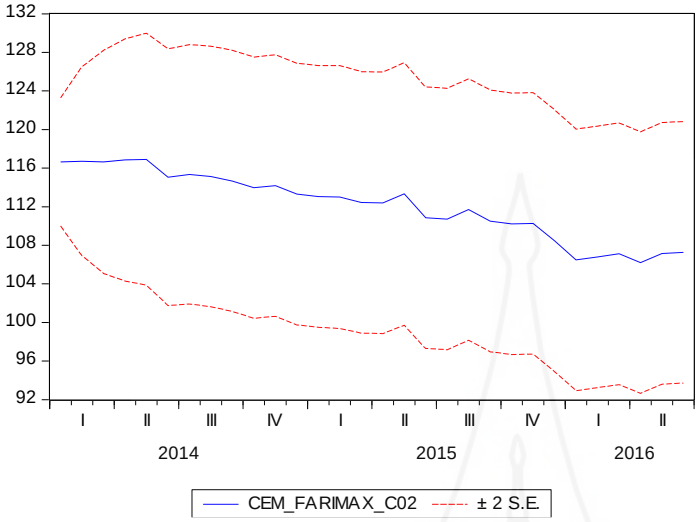
Forecast: CEM_FORCAST07_C03	
Actual: CEM	
Forecast sample: 2016M07 2016M12	
Included observations: 6	
Root Mean Squared Error	2.745585
Mean Absolute Error	2.435215
Mean Abs. Percent Error	2.326615
Theil Inequality Coefficient	0.012845
Bias Proportion	0.786692
Variance Proportion	0.177573
Covariance Proportion	0.035735

ตารางที่ 22 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง ARIMA X AR(1) AR(2) OIL ELE ช่วงที่ 1



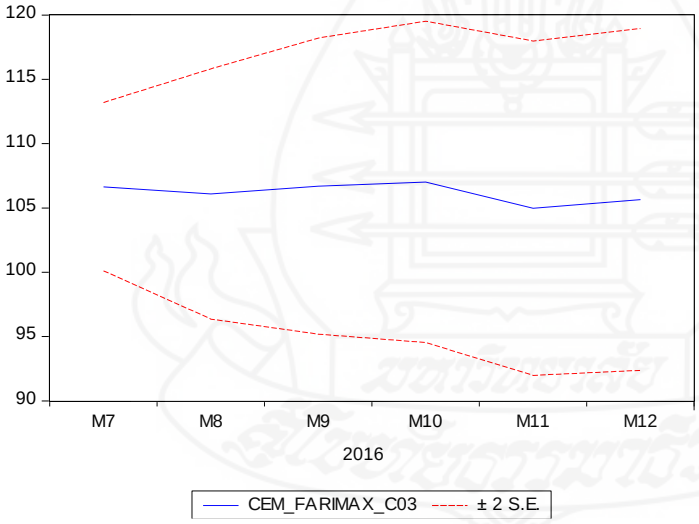
Forecast: CEM_FARIMAX_C01	
Actual: CEM	
Forecast sample: 2000M01 2013M12	
Adjusted sample: 2000M03 2013M12	
Included observations: 166	
Root Mean Squared Error	3.492165
Mean Absolute Error	1.851629
Mean Abs. Percent Error	1.954935
Theil Inequality Coefficient	0.016783
Bias Proportion	0.001794
Variance Proportion	0.053531
Covariance Proportion	0.944675

ตารางที่ 23 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง ARIMA X AR(1) AR(2) OIL ELE ช่วงที่ 2



Forecast: CEM_FARIMAX_C02	
Actual: CEM	
Forecast sample: 2014M01 2016M06	
Included observations: 30	
Root Mean Squared Error	1.212969
Mean Absolute Error	1.040507
Mean Abs. Percent Error	0.911667
Theil Inequality Coefficient	0.005384
Bias Proportion	0.599854
Variance Proportion	0.057694
Covariance Proportion	0.342452

ตารางที่ 24 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง ARIMA X AR(1) AR(2) OIL ELE ช่วงที่ 3



Forecast: CEM_FARIMAX_C03	
Actual: CEM	
Forecast sample: 2016M07 2016M12	
Included observations: 6	
Root Mean Squared Error	1.692046
Mean Absolute Error	1.128240
Mean Abs. Percent Error	1.087470
Theil Inequality Coefficient	0.007987
Bias Proportion	0.097012
Variance Proportion	0.463861
Covariance Proportion	0.439127

ประวัติผู้วิจัย

ชื่อ	นายโรม ตระกูลโกศล
วัน เดือน ปีเกิด	3 มกราคม พ.ศ. 2515
สถานที่เกิด	อำเภอนาดูน จังหวัดมหาสารคาม
ประวัติการศึกษา	ปริญญาตรี สถาบันเทคโนโลยีราชมงคล วิทยาเขตขอนแก่น 2540
สถานที่ทำงาน	บริษัท แสงตะวัน เทคนิคเคิล จำกัด
ตำแหน่ง	ผู้จัดการ