



## การพยากรณ์ราคาแป้งมันสำปะหลังของประเทศไทยด้วยตัวแบบอนุกรมเวลา

พลากร กลมกุล\*

ภาควิชาคณิตศาสตร์ คณะวิทยาศาสตร์ประยุกต์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ

\* ผู้นิพนธ์ประสานงาน โทรศัพท์ 09-4348-9764 อีเมล: palakormmathe@gmail.com DOI: 10.14416/j.kmutnb.2017.11.001

รับเมื่อ 11 เมษายน 2559 ตอรับเมื่อ 30 พฤศจิกายน 2559 เผยแพร่ออนไลน์ 1 พฤศจิกายน 2560

© 2017 King Mongkut's University of Technology North Bangkok. All Rights Reserved.

### บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษา คือ การพยากรณ์ราคาของแป้งมันสำปะหลังในประเทศไทย ด้วยเทคนิคอนุกรมเวลา 5 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบเต็มรูปแบบ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย และวิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่าย 3, 6 และ 12 เดือน โดยใช้ข้อมูลจากสมาคมแป้งมันสำปะหลังไทย (TTSA) จำนวน 72 เดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2552 ถึงเดือนธันวาคม 2557 ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็นสองชุด โดยข้อมูลชุดที่ 1 จำนวน 60 เดือน เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม 2552 ถึงเดือนธันวาคม 2556 สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ และข้อมูลชุดที่ 2 จำนวน 12 เดือน โดยเริ่มตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2557 สำหรับการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีการพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนเฉลี่ยกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา ภายใต้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย วิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่าย สามเดือน เป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงที่สุด ขณะที่ภายใต้เกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย เป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงที่สุด อย่างไรก็ตาม ค่าพยากรณ์ของทั้งสองวิธีมีความน่าเชื่อถือ เนื่องจากไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

**คำสำคัญ:** วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์, วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งกำลัง, วิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่, เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย, รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย

## Forecasting Cassava Starch Price in Thailand by Using Time Series Models

Palakorn Komkul\*

Department of Applied Mathematics, Faculty of Applied Science, King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Bangkok, Thailand

\* Corresponding Author, Tel. 09-4348-9764, E-mail: palakornmathe@gmail.com DOI: 10.14416/j.kmutnb.2017.11.001

Received 11 April 2016; Accepted 30 November 2016; Published online: 1 November 2017

© 2017 King Mongkut's University of Technology North Bangkok. All Rights Reserved.

### Abstract

The purpose of this study is to forecast the cassava price in Thailand using five time series methods, which are Box-Jenkins method, Holt's exponential smoothing method, damped trend exponential smoothing method, simple exponential smoothing method, and 3, 6, 12 month moving average methods. The secondary data obtained from Thai Tapioca Starch Association (TTSA) between January 2009 and December 2014 are used for time-series analysis. The data obtained from 2009 to 2013 were used to formulate the forecasting models and the data in 2014 were used to compare the performance of the forecasting methods via the criteria of the lowest mean absolute percentage error and root mean squared error. The findings from this research indicate that under the criterion of mean absolute percentage error, the 3 month moving average method is the most accurate to forecast the cassava price in 2014. In addition, under the criterion of root mean squared error, the simple exponential smoothing method is the most accurate. Additionally, the forecast values from both methods are reliable and no statistically significant difference was found between them.

**Keywords:** Box-Jenkins Method, Exponential Smoothing Method, Moving Average Method, Mean Absolute Percentage Error (MAPE), Root Mean Squared Error (RMSE)



## 1. บทนำ

มันสำปะหลังเป็นสินค้าทางการเกษตรที่มีความสำคัญชนิดหนึ่งของโลก มีปริมาณการผลิตกว่า 200 ล้านตันต่อปี โดยการผลิตมีแนวโน้มขยายตัวเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง แหล่งเพาะปลูกมันสำปะหลังที่สำคัญอยู่ในทวีปอเมริกาใต้ แอฟริกา และเอเชีย จากข้อมูลในปี พ.ศ. 2554 ผู้ผลิตมันสำปะหลัง 5 อันดับแรก ได้แก่ ในจีเรีย บราซิล ไทย อินโดนีเซีย และคองโก ตามลำดับ ซึ่งผลผลิตมันสำปะหลังส่วนใหญ่ร้อยละ 80 จะถูกนำมาใช้บริโภคทั้งทางตรงหรือใช้ในงานอุตสาหกรรมอาหาร การค้ำมันสำปะหลัง และผลิตภัณฑ์ในตลาดโลก โดยทั่วไปนั้นจะอยู่ในรูปผลิตภัณฑ์แปรรูปขั้นพื้นฐาน ได้แก่ แป้งมันสำปะหลัง มันสำปะหลังเส้น และมันสำปะหลังอัดเม็ด เป็นต้น โดยโครงสร้างการตลาดของผลิตภัณฑ์จากมันสำปะหลังมีผู้ส่งออกที่สำคัญ ได้แก่ ไทย เวียดนาม ด้านผู้นำเข้า ได้แก่ จีน อินโดนีเซีย ญี่ปุ่น ไต้หวัน และมาเลเซีย สำหรับประเทศไทยมันสำปะหลังนับเป็นพืชเศรษฐกิจเชิงพาณิชย์ที่สำคัญ โดยมีปริมาณการผลิตมากกว่า 20 ล้านตัน ถูกนำมาใช้บริโภคภายในประเทศคิดเป็นร้อยละ 30 ส่วนที่เหลือจะถูกส่งออกไปยังตลาดโลก

การพยากรณ์ราคามันสำปะหลังจึงเป็นหัวข้อที่น่าสนใจเนื่องจากสามารถใช้คาดการณ์ราคามันสำปะหลังในปีที่สนใจ โดยข้อมูลในปีที่ผ่านมา ซึ่งข้อมูลราคามันสำปะหลังส่วนใหญ่จะอยู่ในรูปอนุกรมเวลา (Time Series) เทคนิคการพยากรณ์ที่นิยมใช้ในการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นเทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณ เช่น การวิเคราะห์การถดถอย (Regression Analysis) และการวิเคราะห์อนุกรมเวลา (Time Series Analysis) เป็นต้น วิธีเหล่านี้จะอาศัยข้อมูลในอดีต ที่มีการเก็บรวบรวมข้อมูลตามช่วงเวลาอย่างต่อเนื่อง และนำมาใช้สร้างสมการความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรต่างๆ ในเชิงคณิตศาสตร์และสถิติ การพยากรณ์โดยใช้ข้อมูลในอดีตที่เป็นอนุกรมเวลานั้นต้องวิเคราะห์หาตัวแบบที่เหมาะสมของข้อมูลในอดีตก่อนแล้วจึงประมาณข้อมูลนอกช่วงหรือพยากรณ์ข้อมูลในอนาคตโดยใช้ตัวแบบนั้น ทั้งนี้ภายใต้สมมุติฐานที่ว่าลักษณะ

ของอนุกรมเวลาในอนาคตคล้ายกับในอดีต ตัวแบบของอนุกรมเวลาที่ได้นั้นขึ้นอยู่กับลักษณะของอนุกรมเวลาในอดีต ดังนั้นการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจึงต้องเริ่มที่ลักษณะของอนุกรมเวลา ซึ่งโดยทั่วไปลักษณะของอนุกรมเวลาจะอธิบายได้ด้วยส่วนประกอบสำคัญ 4 ส่วน คือ แนวโน้ม (Trend) วัฏจักร (Cycle) การแปรผันตามฤดูกาล (Seasonal Variations) และการแปรผันแบบผิดปกติหรือการแปรผันแบบไม่สม่ำเสมอ (Irregular Variations) [1]

การศึกษางานวิจัยเกี่ยวกับการพยากรณ์ราคามันสำปะหลังพบว่า จากงานของ Sittikul [2] ได้ศึกษาพฤติกรรมราคาและการพยากรณ์ราคาสินค้ำมันสำปะหลังซึ่งพิจารณาราคาในช่วงเดือนมกราคม 2525 ถึงธันวาคม 2539 จากการศึกษาพบว่า การส่งผ่านราคาจากระดับส่งออกมายังตลาดระดับขายส่งตลาดกรุงเทพฯ ของมันสำปะหลังจะเป็นเพียง 0.3382 และสำหรับการส่งผ่านราคาจากตลาดขายส่งไปสู่เกษตรกรพบว่ามีประสิทธิภาพสูงด้วยค่าความยืดหยุ่นของการส่งผ่านราคามีค่า 0.9487 สำหรับส่วนที่สองเป็นการศึกษาตัวแบบ ARIMA (Auto Regressive Integrated Moving Average) ของราคามันสำปะหลังพบว่า ตัวแบบสามารถใช้พยากรณ์ราคามันสำปะหลังได้

นอกจากนั้น Sanitchan [3] ได้ศึกษาการพยากรณ์ราคาผลิตภัณฑ์มันสำปะหลังโดยวิธี ARIMA สำหรับ 2 ผลิตภัณฑ์ ได้แก่ มันเม็ดแข็ง และแป้งมันสำปะหลัง โดยใช้ข้อมูลการส่งออกของราคาหน้าโรงงาน (Free on Board) รายเดือนจำนวน 192 เดือน ของแต่ละผลิตภัณฑ์มันสำปะหลัง จากมูลนิธิสถาบันพัฒนามันสำปะหลังแห่งประเทศไทย โดยเริ่มทำการศึกษาดังแต่เดือนมกราคม 2531 ถึงธันวาคม 2546 ผลการศึกษาพบว่า ราคามันเม็ดแข็งและราคาแป้งมันสำปะหลังมีลักษณะไม่นิ่งและในการกำหนดรูปแบบพยากรณ์เพื่อให้ได้รูปแบบที่เหมาะสมที่สุดโดยพิจารณาจากแผนภาพสหสัมพันธ์ (Correlogram) พบว่า มันเม็ดแข็งได้รูปแบบ AR(1) มีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 0.2152 โดยมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% และแป้งมันสำปะหลังได้รูปแบบ MA(4) และ

MA(36) มีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 0.0347 และ 0.2477 ตามลำดับ โดยมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% จากผลการตรวจสอบความถูกต้องพบว่า ทุกตัวแบบมีลักษณะเป็นกระบวนการรบกวนสุ่ม (White Noise) ที่การทดสอบ ณ ระดับ 1% และเลือกรูปแบบที่มีค่ารากที่สองของค่าผิดพลาดกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error) และค่าสัมประสิทธิ์หรือสมการของทิลล์ (Theil's Inequality Coefficient) ที่มีค่าต่ำสุด

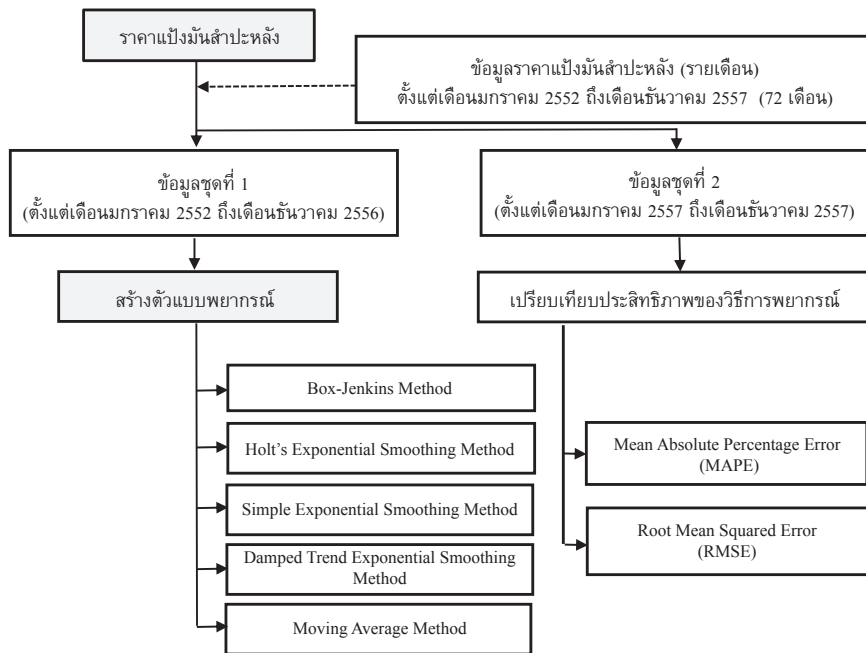
จากงานของ Thitinunpong and Parthanadee [4] ซึ่งศึกษาการพยากรณ์ราคาข้าวเปลือกมันสำปะหลังสด และราคาขายมันสำปะหลังเส้น การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อพยากรณ์ราคาข้าวเปลือกมันสำปะหลังสดรายเดือนในพื้นที่จังหวัดนครราชสีมาและจังหวัดชัยภูมิ ราคาหน้าโรงงานมันเส้นรายเดือนที่จังหวัดชลบุรีและจังหวัดพระนครศรีอยุธยาในอีก 5 ปีข้างหน้า เริ่มจากเดือนกรกฎาคม 2554 ถึง เดือน ธันวาคม 2559 เพื่อนำไปใช้เป็นข้อมูลประกอบการสร้างแบบจำลองการเลือกสถานที่ตั้งลานมันที่เหมาะสมจากการพยากรณ์ด้วยตัวแบบผู้เชี่ยวชาญ (Expert Model) ในโปรแกรม PASW พบว่า แบบจำลองที่ให้ผลความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์ราคาที่ดีที่สุดสำหรับราคาข้าวเปลือกมันสำปะหลังสด คือ ARIMA (1,1,0) บนชุดข้อมูลที่มีการเปลี่ยนแปลงค่าด้วยลอการิทึมฐานธรรมชาติ ขณะที่แบบจำลองที่เหมาะสมกับราคา FOB มันเส้นที่จังหวัดชลบุรีและที่จังหวัดพระนครศรีอยุธยา คือวิธีปรับเรียบเอ็กโปเนนเชียลของข้อมูลที่มีแนวโน้มแบบแดมป์ (Damped Trend Exponential Smoothing) และการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้น (Linear Regression Analysis) ซึ่งค่าเฉลี่ยสัมบูรณ์ของเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อน (Mean Absolute Percentage Error; MAPE) ในการพยากรณ์เท่ากับ 4.754%, 4.566% และ 1.962% ตามลำดับ ผลการพยากรณ์ที่ได้นี้มีความน่าเชื่อถือเพียงพอที่จะนำไปใช้ประกอบการสร้างตัวแบบเพื่อเลือกสถานที่ตั้งลานมันที่เหมาะสมเพื่อที่จะจัดส่งมันสำปะหลังไปขายในที่ต่างๆ

ในการสร้างตัวแบบการพยากรณ์สำหรับการศึกษาในครั้งนี้ เป็นการสร้างตัวแบบอนุกรมเวลารายเดือนของ

ราคาแป้งมันสำปะหลัง (บาทต่อกิโลกรัม) จำนวน 72 เดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2552 ถึงเดือนธันวาคม 2557 ซึ่งข้อมูลที่ใช้นี้ได้มาจากข้อมูลของสมาคมแป้งมันสำปะหลังไทย (Thai Tapioca Starch Association; TTSA) [5] โดยได้แบ่งข้อมูลออกเป็นสองชุด ชุดที่หนึ่ง ตั้งแต่เดือนมกราคม 2552 ถึงเดือนธันวาคม 2556 จำนวน 60 เดือน สำหรับการสร้างตัวแบบการพยากรณ์ ด้วยเทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา 5 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ (Holt's Exponential Smoothing Method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดมป์ (Damped Trend Exponential Smoothing Method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย (Simple Exponential Smoothing Method) และวิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่ายแบบ 3, 6 และ 12 เดือน (Moving Average Method) โดยใช้โปรแกรม SPSS (Statistical Package For Social Sciences) รุ่น 17 ส่วนข้อมูลชุดที่สอง ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 12 เดือน นำมาใช้สำหรับการเปรียบเทียบประสิทธิผลของวิธีการพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error; RMSE) ที่มีค่าต่ำที่สุด [9]

## 2. ขั้นตอนการวิจัย

อนุกรมเวลาที่ใช้ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์สำหรับสารนิพนธ์ครั้งนี้ เป็นอนุกรมเวลารายเดือนของราคาแป้งมันสำปะหลัง (บาทต่อกิโลกรัม) จำนวน 72 เดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2552 ถึงเดือนธันวาคม 2557 ซึ่งข้อมูลต่างๆ เหล่านี้ได้มาจากข้อมูลของสมาคมแป้งมันสำปะหลังไทย (Thai Tapioca Starch Association; TTSA) [5] ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็นสองชุด ชุดที่หนึ่ง ตั้งแต่เดือนมกราคม 2552 ถึงเดือนธันวาคม 2556 จำนวน 60 เดือน สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ด้วยเทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา 5 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-



รูปที่ 1 แนวคิดในการพยากรณ์ราคาเบงมันสำปะหลัง

เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลด์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบเติมเต็ม วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย และวิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่ายแบบ 3 เดือน 6 เดือน และ 12 เดือน โดยใช้โปรแกรม SPSS รุ่น 17 ส่วนข้อมูลชุดที่สอง พิจารณาตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 12 เดือน นำมาใช้ในการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีการพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุดซึ่งในงานวิจัยนี้เราจะแสดงแนวคิดในการพยากรณ์ราคาเบงมันสำปะหลัง ดังแสดงในรูปที่ 1 [10]

## 2.1 การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อก-เจนกินส์

วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ เป็นวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่มีความถูกต้องสูง เนื่องจากมีการพิจารณาลักษณะของอนุกรมเวลาที่คงที่ (Stationary) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ [9] โดยการพิจารณาว่ามี

สหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function; ACF) และสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function; PACF) กันอย่างไรเพื่อสร้างเป็นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสม และมีการคำนึงถึงความผันแปรตามฤดูกาลซึ่งเป็นส่วนประกอบที่มีความสำคัญ โดยมีตัวแบบทั่วไป (General Model) คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average;  $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$  [8]

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D Y_t = \delta + \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)\varepsilon_t \quad (1)$$

เมื่อ  $Y_t$  คือ อนุกรมเวลา ณ เวลา  $t$

$\varepsilon_t$  คือ อนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระต่อกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_P(B^s)$  คือ ค่าคงที่ โดยที่  $\mu$  แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะคงที่

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

คือ ตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่  $p$  (Non-Seasonal Autoregressive Operator of Order  $p$ ; AR( $p$ ))

$$\Phi_p(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps}$$

คือ ตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบมีฤดูกาลอันดับที่  $p$  (Non-Seasonal Autoregressive Operator of Order  $p$ ; SAR( $p$ ))

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

คือ ตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่  $q$  (Non-Seasonal Moving Average Operator of Order  $q$ ; MA( $q$ ))

$$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_Q B^{Qs}$$

คือ ตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาลอันดับที่  $Q$  (Seasonal Moving Average Operator of Order  $Q$ ; SMA( $Q$ ))

$t$  คือ ช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n_t$  โดยที่  $n_t$  แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

$s$  คือ จำนวนฤดูกาล

$d$  คือ ลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล

$D$  คือ ลำดับที่ของการหาผลต่างฤดูกาล

$B$  คือ ตัวดำเนินการถอยหลัง (Backward Operator)

โดยที่  $B^s Y_t = Y_{t-s}$

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ แสดงรายละเอียดดังนี้

1. พิจารณาอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะคงที่หรือไม่ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา ( $Y_t, t$ ) กราฟ ACF และ PACF หากพบว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่ (Non-Stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ก่อนที่จะทำขั้นตอนต่อไป เช่น กรณีอนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยไม่คงที่ ควรแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or Seasonal Difference) กรณีอนุกรมเวลาที่มีความแปรปรวนไม่คงที่ หรือมีทั้งค่า

เฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่ ควรแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมสามัญหรือลอการิทึมธรรมชาติ (Common Logarithm or Natural Logarithm)

2. กำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะคงที่ นั่นคือ กำหนดค่า  $p, q, P$  และ  $Q$  พร้อมทั้งประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบด้วยวิธีความควรจะเป็นสูงสุด (Maximum Likelihood Method)

3. ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจากตัวแบบพยากรณ์ครั้งละ 1 ตัว จากนั้นจึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์และประมาณค่าพารามิเตอร์ใหม่จนกว่าจะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญทั้งหมด

4. เลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสม โดยพิจารณาที่ค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian Information Criterion; BIC) ที่ต่ำที่สุด มีค่าสถิติ Ljung-Box  $Q$  ที่ไม่มีนัยสำคัญ และอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ ซึ่งสามารถตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สมิร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov's Test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนและมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-Test) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีเนนภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene's Test Based on Median)

5. พยากรณ์อนุกรมเวลาโดยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากขั้นตอนที่ 4 [11]

## 2.2 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์เป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรง และไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล มีค่าคงที่การปรับเรียบ 2 ตัว คือ ค่าคงที่การปรับเรียบของค่าระดับ (Level,  $a$ ) และค่าคงที่

การปรับเรียบของค่าแนวโน้ม (Trend,  $\gamma$ ) สามารถเขียนตัวแบบได้ดังสมการที่ (2) และเขียนตัวแบบพยากรณ์ได้ดังสมการที่ (3) [7]

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t(m) \quad (3)$$

เมื่อ  $Y_t$  คือ อนุกรมเวลา ณ เวลา  $t$

$\beta_0$  และ  $\beta_1$  คือ พารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงซึ่งประมาณค่าของระยะตัดแกน  $Y$  และความชันของเส้นแนวโน้ม ตามลำดับ

$\varepsilon_t$  คือ อนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\hat{Y}_{t+m}$  คือ ค่าพยากรณ์ ณ เวลา  $t+m$  โดยที่  $m$  แทนจำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า

$a_t$  และ  $b_t$  คือ ค่าประมาณ ณ เวลา  $t$  แสดงระยะตัดแกน  $Y$  และความชันของแนวโน้ม

โดยที่  $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$

$$b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$$

$\alpha$  คือ ค่าคงที่การปรับเรียบ โดยที่  $0 < \alpha < 1$

$\gamma$  คือ ค่าคงที่การปรับเรียบ โดยที่  $0 < \gamma < 1$

$t$  คือ ช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n_1$  โดยที่  $n_1$  แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ตามขั้นตอนที่ 4 ของการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

### 2.3 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบเต็มพิกัด

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบเต็มพิกัดเป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรง และไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาลเช่นเดียวกับการ

ปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ แต่มีอัตราการเปลี่ยนแปลงไม่ว่าจะเพิ่มขึ้นหรือลดลงช้ากว่าการเปลี่ยนแปลงของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรง [10] ซึ่งมีค่าคงที่การปรับเรียบ 3 ตัว คือ ค่าคงที่การปรับเรียบของค่าระดับ ( $\alpha$ ) ค่าคงที่การปรับเรียบของค่า ( $\gamma$ ) และค่าคงที่การปรับเรียบของค่าความแนวโน้มแบบเต็มพิกัด (Damped Trend) ( $\phi$ ) สามารถเขียนตัวแบบได้ดังสมการที่ (2) และเขียนตัวแบบพยากรณ์ได้ดังสมการที่ (4) [9]

$$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t \sum_{i=1}^m \phi^i \quad (4)$$

เมื่อ  $\hat{Y}_{t+m}$  คือ ค่าพยากรณ์ ณ เวลา  $t+m$  โดยที่  $m$  แทนจำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า

$a_t$  และ  $b_t$  คือ ค่าประมาณ ณ เวลา  $t$  แสดงระยะตัดแกน  $Y$  และความชันของแนวโน้ม ตามลำดับ

โดยที่  $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + \phi b_{t-1})$

$$b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)\phi b_{t-1}$$

$\alpha, \gamma$  และ  $\phi$  คือ ค่าคงที่การปรับเรียบ โดยที่  $0 < \alpha < 1, 0 < \gamma < 1$  และ  $0 < \phi < 1$

$t$  คือ ช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n_1$

โดยที่  $n_1$  แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ตามขั้นตอนที่ 4 ของการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

### 2.4 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่ายเป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่ไม่มีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล มีเฉพาะความผันแปรเนื่องจากเหตุการณ์ที่ผิดปกติเพียงอย่างเดียว นั่นคือ อนุกรมเวลาที่มีการเปลี่ยนแปลงหรือการเคลื่อนไหวอยู่ในระดับคงที่ การคำนวณค่าพยากรณ์จะใช้ข้อมูลที่ผ่านมาทั้งหมดและ

ให้น้ำหนักหรือความสำคัญกับข้อมูลแต่ละค่าไม่เท่ากัน โดยให้น้ำหนักกับค่าสังเกตที่เกิดล่าสุดมากที่สุด และลดหลั่นกันไปในลักษณะเส้นโค้งเลขชี้กำลัง สำหรับค่าที่อยู่ห่างออกไป น้ำหนักที่ให้กับอนุกรมเวลา เรียกว่า ค่าคงที่การปรับเรียบ ( $\alpha$ ) [7] สามารถเขียนตัวแบบได้ดังสมการที่ (5) และเขียนตัวแบบพยากรณ์ได้ดังสมการที่ (6) [9]

$$Y_t = \beta_0 + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\hat{Y}_{t+1} = \alpha Y_t + (1-\alpha)\hat{Y}_t \quad (6)$$

เมื่อ  $Y_t$  คือ อนุกรมเวลา ณ เวลา  $t$

$\beta_0$  คือ พารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน  $Y$

$\varepsilon_t$  คือ อนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

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

$\alpha$  คือ แทนค่าคงที่การปรับเรียบ โดยที่  $0 < \alpha < 1$

$t$  คือ ช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n_1$  โดยที่  $n_1$

แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ตามขั้นตอนที่ 4 ของการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

## 2.5 การพยากรณ์โดยวิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่

การเฉลี่ยเคลื่อนที่เป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่ไม่มีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล เช่นเดียวกับการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย นั่นคือ อนุกรมเวลามีลักษณะการเคลื่อนไหวอยู่ในระดับคงที่ หรือข้อมูลค่อนข้างราบเรียบตามแนวนอน (Horizontal Data) การพยากรณ์ตามวิธีนี้จะมีการนำค่าจากอนุกรมเวลาจำนวนหนึ่ง เช่น 3 ค่า หรือ 5 ค่า มาหาค่าเฉลี่ย ซึ่งเป็นการให้

น้ำหนักกับค่าสังเกตแต่ละเท่ากัน สำหรับการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้วิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่าย 3, 6 และ 12 เดือน และเรียก MA(3), MA(6) และ MA(12) ตามลำดับ สามารถเขียนตัวแบบได้ดังสมการที่ 5 และเขียนตัวแบบพยากรณ์ได้ดังสมการที่ (7), (8) และ (9) ตามลำดับ [7]

กรณีใช้ข้อมูล 3 เดือน

$$\hat{Y}_{t,3} = \frac{Y_{t-1} + Y_t + Y_{t+1}}{3}, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n_1 \quad (7)$$

กรณีใช้ข้อมูล 6 เดือน

$$\hat{Y}_{t,6} = \frac{1}{2} \left[ \frac{Y_{t-3} + \dots + Y_t + \dots + Y_{t+2}}{6} + \frac{Y_{t-2} + \dots + Y_t + \dots + Y_{t+3}}{6} \right] \quad (8)$$

$t = 4, 5, \dots, n_1$

กรณีใช้ข้อมูล 12 เดือน

$$\hat{Y}_{t,12} = \frac{1}{2} \left[ \frac{Y_{t-6} + \dots + Y_t + \dots + Y_{t+5}}{12} + \frac{Y_{t-5} + \dots + Y_t + \dots + Y_{t+6}}{12} \right] \quad (9)$$

$t = 7, 8, \dots, n_1$

เมื่อ  $Y_t$  คือ อนุกรมเวลา ณ เวลา  $t$

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

$n_1$  คือ จำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ตามขั้นตอนที่ 4 ของการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

## 2.6 การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีการพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้เปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีการพยากรณ์ทั้ง 5 วิธี คือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบเติมพหุวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย และวิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่าย 3, 6 และ 12 เดือน โดยทำการพยากรณ์ราคาแป้งมันสำปะหลังของข้อมูลชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2557 จากนั้นเปรียบเทียบ



ความแตกต่างระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์ด้วย  
เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และ  
เกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย  
สำหรับข้อมูลชุดที่ 2 ที่มีค่าต่ำที่สุด ดังสมการที่ (10) และ  
สมการที่ (11)

$$MAPE = \frac{100}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \quad (10)$$

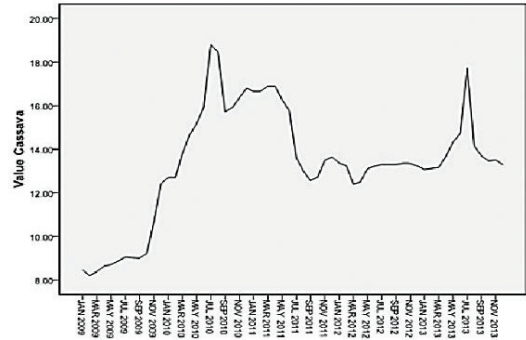
$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} e_t^2} \quad (11)$$

เมื่อ  $e_t$  คือ ความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา  $t$   
 $Y_t$  คือ อนุกรมเวลา ณ เวลา  $t$   
 $\hat{Y}_t$  คือ ค่าพยากรณ์ ณ เวลา  $t$   
 $t$  คือ ช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n_2$  โดยที่  $n_2$  แทน  
จำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

### 3. ผลการวิจัย

#### 3.1 ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

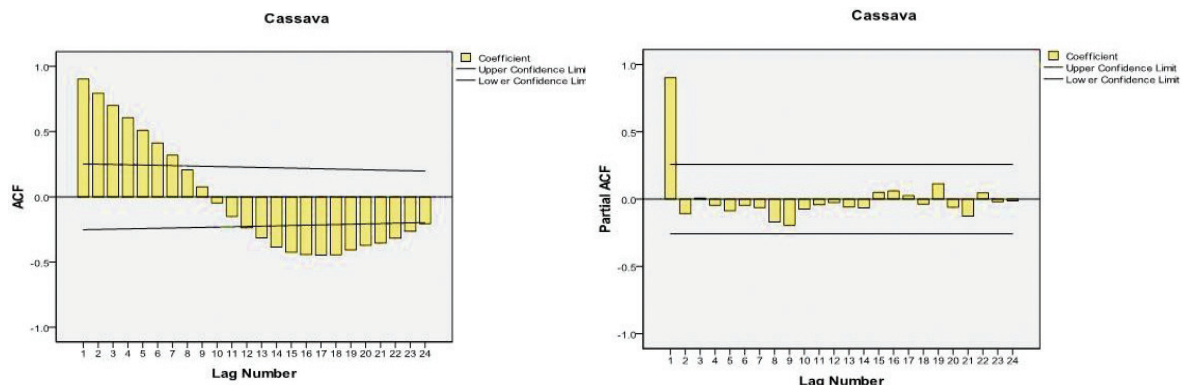
จากผลการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของ  
อนุกรมเวลาชุดที่หนึ่ง คือ ราคาแป้งมันสำปะหลังตั้งแต่  
เดือนมกราคม 2552 ถึงเดือนธันวาคม 2556 จำนวน 60  
เดือน ดังรูปที่ 2 พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้ประกอบด้วยส่วน



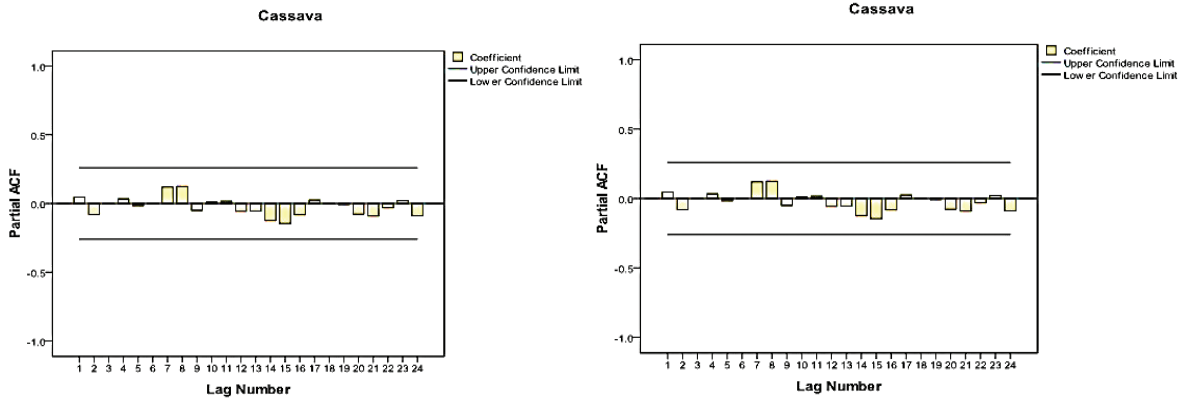
รูปที่ 2 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาของราคา  
แป้งมันสำปะหลังตั้งแต่เดือนมกราคม 2552 ถึง  
เดือนธันวาคม 2556

ประกอบแนวโน้ม โดยแนวโน้มมีลักษณะไม่คงที่ กล่าวคือ  
มีทั้งแนวโน้มแบบเพิ่มขึ้นและแบบลดลง โดยราคาแป้งมัน  
สำปะหลัง ตั้งแต่เดือนมกราคม 2552 ถึงเดือนสิงหาคม  
2556 มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นตั้งแต่เดือนกันยายน 2554 โดย  
มีแนวโน้มลดลง และตั้งแต่เดือนตุลาคม 2554 ถึงเดือน  
ธันวาคม 2556 ความคงที่ประกอบด้วยส่วนประกอบของ  
ความผันแปรจากเหตุการณ์ที่ผิดปกติ [5], [6]

จากกราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 3 พบว่าอนุกรมเวลา  
ไม่คงที่ เนื่องจากมีส่วนประกอบของแนวโน้ม ดังนั้นจึง  
แปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ( $d=1$ ) ได้กราฟ  
ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว  
แสดงดังรูปที่ 4 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่



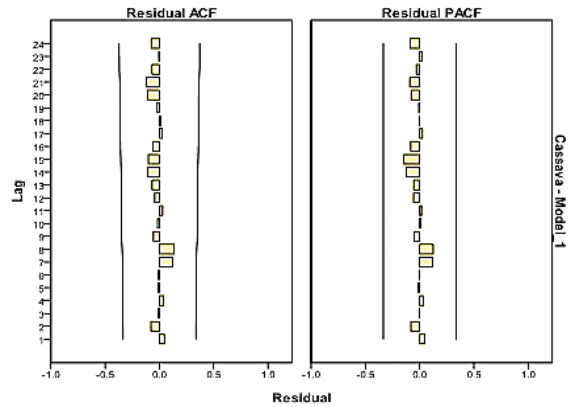
รูปที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาของราคาแป้งมันสำปะหลัง



รูปที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาของราคาแป้งมันสำปะหลัง

จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ แสดงดังตารางที่ 1 โดยกำหนดตัวแบบพยากรณ์เริ่มต้น คือ ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 1) ถึงแม้ว่าจากรูปที่ 4 จะไม่พบความมีนัยสำคัญของสหสัมพันธ์ในตัวเองและสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของอนุกรมเวลาในช่วงเวลาต่างๆ อย่างไรก็ตาม เมื่อพิจารณาให้ตัวแบบปรากฏเฉพาะพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญ พบว่าไม่มีตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมใดๆ ดังนั้นผู้วิจัยจึงให้คงเหลือค่าคงที่ในตัวแบบ ซึ่งเป็นตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า BIC ต่ำที่สุด และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 และเมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z เท่ากับ 1.467, p-value เท่ากับ 0.027) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ซึ่งได้แสดงรายละเอียดในรูปที่ 5 และพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99 มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t \approx 0$ , p-value  $\approx 1$ ) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ดังนั้นตัวแบบ ARIMA(0, 1, 0) มีความเหมาะสมซึ่งจากสมการที่ (1) (Levene Statistic = 1.465, p-value = 0.181) ซึ่งสามารถเขียนเป็นตัวแบบที่เราได้ดังนี้

$$(1 - B)Y_t = \varepsilon_t$$



รูปที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ ARIMA(0,1,0)

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

เมื่อแทนค่าประมาณพารามิเตอร์จากตารางที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์จากการคำนวณ เราจะได้ค่า  $\alpha = 0.082203$  จะได้สมการในการพยากรณ์คือ

$$\hat{Y}_t = 0.082203 + Y_{t-1} \quad (12)$$

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

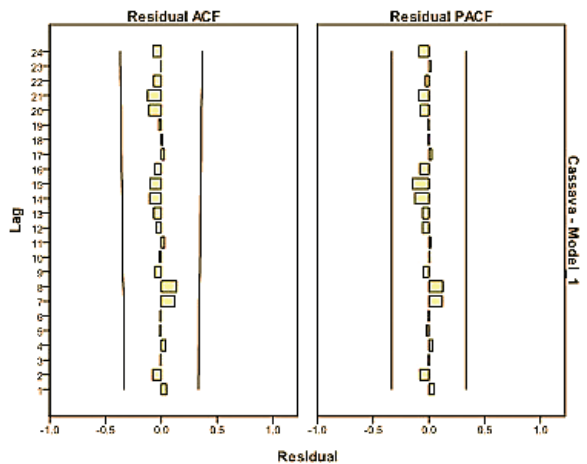
$Y_{t-1}$  คือ อนุกรมเวลา ณ เวลา  $t-1$

**ตารางที่ 1** ค่าประมาณพารามิเตอร์ ค่า BIC และค่าสถิติ Ljung-Box Q ของตัวแบบ ARIMA (p, d, q)

ค่าประมาณพารามิเตอร์		ตัวแบบ ARIMA (p, d, q)			
		ARIMA (1,1,1)	ARIMA (1,1,1) ไม่มีพจน์ค่าคงที่	ARIMA (1,1,0) ไม่มีพจน์ค่าคงที่	ARIMA (0,1,0)
ค่าคงที่	ค่าประมาณ p-value	0.079545 0.550	-	-	0.082203 0.520
AR(1) $\phi_1$	ค่าประมาณ p-value	-0.923896 0.000	-0.941151 0.003	0.053163 0.687	-
MA(1) $\theta_1$	ค่าประมาณ p-value	-0.996459 0.411	-0.999880 0.974	-	-
BIC		0.180	0.101	0.026	0.021
Ljung-Box Q (ณ lag 18) p-value		5.496 0.993	5.544 0.992	5.322 0.997	5.885 0.997

### 3.2 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 0.090 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 5.978, p-value เท่ากับ 0.988) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z เท่ากับ 1.468, p-value = 0.027) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกันซึ่งแสดงรายละเอียดในรูปที่ 6 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99 โดยการแจกแจงปกติดังกล่าวกำหนดภายใต้ค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t$  เท่ากับ 0.158, p-value เท่ากับ 0.875) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic เท่ากับ 1.466, p-value เท่ากับ 0.181) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้


**รูปที่ 6** กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

$$\hat{Y}_{t+m} = 13.300005 + 0.060885(m) \quad (13)$$

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

(เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2557)

$\alpha$  และ  $\gamma$  มีค่าเท่ากับ 0.999982 และ 0.000666 ตามลำดับ

### 3.3 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉิมพ์

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉิมพ์ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 0.175 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 เท่ากับ 5.980, p-value เท่ากับ 0.980) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z เท่ากับ 1.468, p-value เท่ากับ 0.027) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ซึ่งแสดงรายละเอียดในรูปที่ 7 ซึ่งพบว่าคุณสมบัติสหสัมพันธ์ในตัวเองและสมบัติสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99 โดยการแจกแจงปกติ ดังกล่าว กำหนดภายใต้ค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t$  เท่ากับ 0.215, p-value เท่ากับ 0.830) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic เท่ากับ 1.466, p-value เท่ากับ 0.181) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสมตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

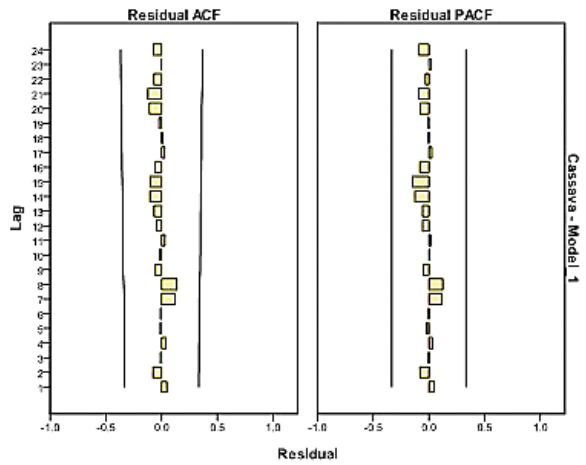
$$\hat{Y}_{t+m} = 13.300008 + 0.053493 \sum_{i=1}^m (0.999162)^i \quad (14)$$

เมื่อ  $\hat{Y}_{t+m}$  คือ ค่าพยากรณ์ ณ เวลา  $t + m$  โดยที่  $m = 1$  ถึง 12

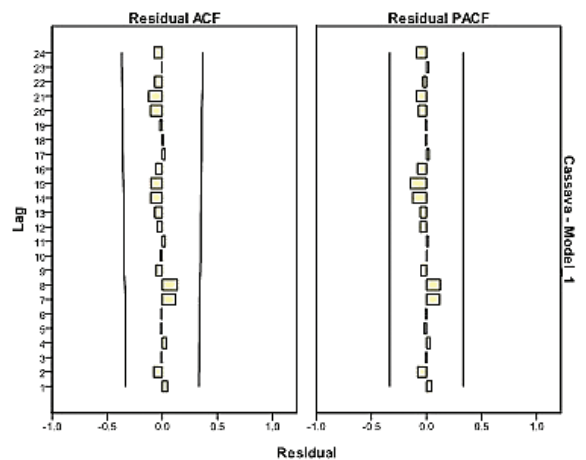
$\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\phi$  มีค่าเท่ากับ 0.999967, 0.000007 และ 0.999162 ตามลำดับ

### 3.4 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 0.011 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 เท่ากับ 6.012, p-value เท่ากับ 0.993) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ

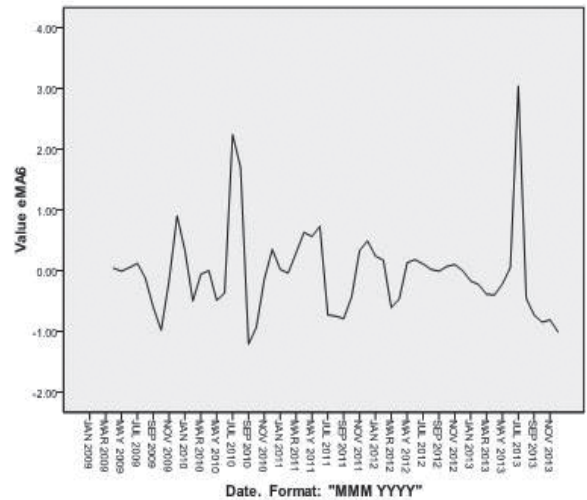
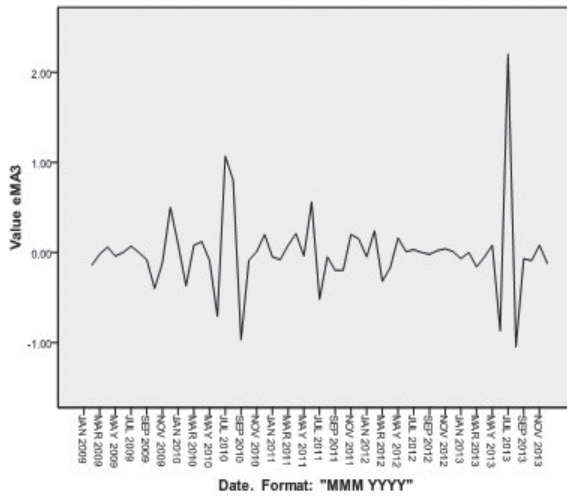


รูปที่ 7 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของแฉิมพ์



รูปที่ 8 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย

(Kolmogorov-Smirnov Z เท่ากับ 1.467, p-value เท่ากับ 0.027) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 8) ซึ่งพบว่าคุณสมบัติสหสัมพันธ์ในตัวเองและสมบัติสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t$  เท่ากับ 0.647, p-value



รูปที่ 9 กราฟความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบ 3 เดือน และ 6 เดือน

เท่ากับ 0.520) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Leven Statistic เท่ากับ 1.465, p-value เท่ากับ 0.181) ดังนั้นค่าพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม นั่นคือ ราคาแป้งมันสำปะหลังตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2557 มีค่าประมาณ 13.30 บาทต่อกิโลกรัม เมื่อ  $\alpha$  มีค่าเท่ากับ 0.999945

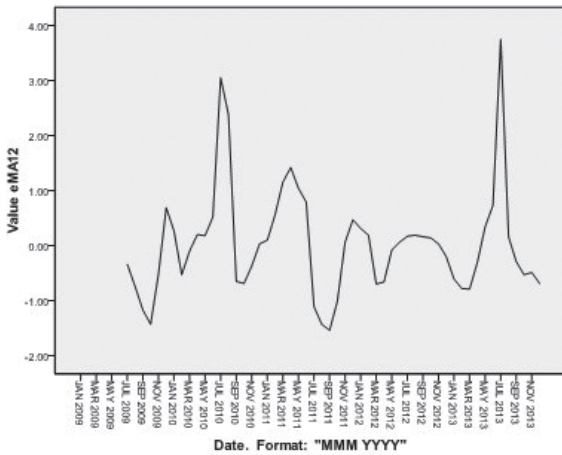
### 3.5 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบ 3 เดือน พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z เท่ากับ 1.403, p-value เท่ากับ 0.039) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 9) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t$  เท่ากับ  $-0.038$ , p-value เท่ากับ 0.970) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic เท่ากับ 1.743, p-value เท่ากับ 0.097) ดังนั้นค่าพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม นั่นคือ ราคาแป้งมันสำปะหลังตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2557 มีค่าประมาณ 13.42 บาท/กิโลกรัม

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการเฉลี่ย

เคลื่อนที่แบบ 6 เดือน พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z เท่ากับ 0.886, p-value เท่ากับ 0.412) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 9) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t$  เท่ากับ  $-0.320$ , p-value เท่ากับ 0.750) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic เท่ากับ 1.202, p-value เท่ากับ 0.316) ดังนั้นค่าพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม นั่นคือ ราคาแป้งมันสำปะหลังตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2557 มีค่าประมาณ 14.31 บาท/กิโลกรัม

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบ 12 เดือน พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z เท่ากับ 0.901, p-value เท่ากับ 0.391) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 10) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t$  เท่ากับ 0.190, p-value เท่ากับ 0.850) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic เท่ากับ 1.833, p-value เท่ากับ 0.079) ดังนั้นค่าพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม นั่นคือ ราคาแป้งมันสำปะหลังตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2557 มีค่าประมาณ 13.99 บาท/กิโลกรัม



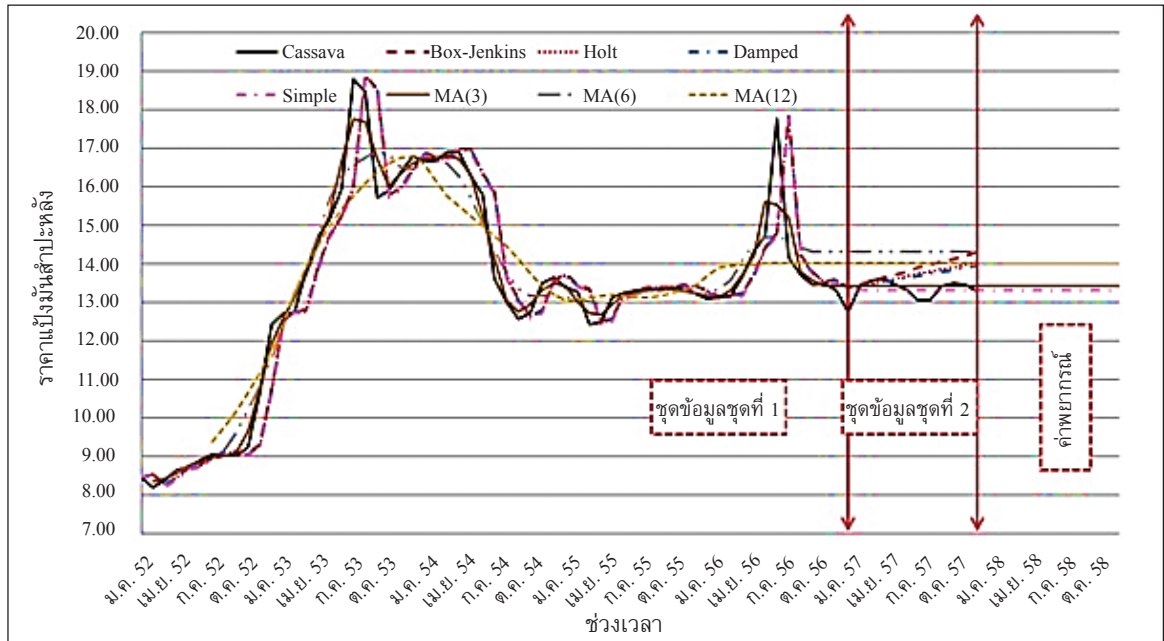
รูปที่ 10 กราฟความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบ 12 เดือน

3.6 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีการพยากรณ์จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ในสมการที่ (12) ถึง (14) โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้ง

เลขชี้กำลังของโฮลต์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบเติมพ์ รวมถึงการใช้ค่าพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย และวิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่าย 3, 6 และ 12 เดือน สำหรับการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่สอง คือราคาแป้งมันสำปะหลัง ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2557 ได้ค่าพยากรณ์ ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย แสดงดังตารางที่ 2 ซึ่งพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา ภายใต้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย วิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่าย 3 เดือน เป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงที่สุด ขณะที่ภายใต้เกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย วิธีที่มีประสิทธิภาพสูงที่สุด อย่างไรก็ตาม ค่าพยากรณ์ของทั้งสองวิธี มีความน่าเชื่อถือ เนื่องจากไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (p-value เท่ากับ 0.066)

ตารางที่ 2 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของราคาแป้งมันสำปะหลัง ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2557 ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

ช่วงเวลา	ราคาแป้งมันสำปะหลัง	ราคาแป้งมันสำปะหลัง จากการพยากรณ์โดยวิธี						
		บ็อกซ์-เจนกินส์	โฮลต์	เติมพ์	เลขชี้กำลังอย่างง่าย	MA(3)	MA(6)	MA(12)
ม.ค. 2557	12.75	13.38	13.36	13.35	13.30	13.42	14.31	13.99
ก.พ. 2557	13.40	13.46	13.42	13.41	13.30	13.42	14.31	13.99
มี.ค. 2557	13.55	13.55	13.48	13.46	13.30	13.42	14.31	13.99
เม.ย. 2557	13.60	13.63	13.54	13.51	13.30	13.42	14.31	13.99
พ.ค. 2557	13.45	13.71	13.60	13.57	13.30	13.42	14.31	13.99
มิ.ย. 2557	13.32	13.79	13.67	13.62	13.30	13.42	14.31	13.99
ก.ค. 2557	13.04	13.88	13.73	13.67	13.30	13.42	14.31	13.99
ส.ค. 2557	13.05	13.96	13.79	13.73	13.30	13.42	14.31	13.99
ก.ย. 2557	13.40	14.04	13.85	13.78	13.30	13.42	14.31	13.99
ต.ค. 2557	13.50	14.12	13.91	13.83	13.30	13.42	14.31	13.99
พ.ย. 2557	13.45	14.20	13.97	13.89	13.30	13.42	14.31	13.99
ธ.ค. 2557	13.27	14.29	14.03	13.94	13.30	13.42	14.31	13.99
MAPE		0.9265	3.0487	2.7411	1.4879	<b>1.3755</b>	7.4957	5.1229
RMSE		0.6205	0.4803	0.4316	<b>0.2400</b>	0.2616	1.0218	0.7186



รูปที่ 11 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาราคาแป้งมันสำปะหลัง และค่าพยากรณ์ทั้ง 5 วิธี

#### 4. อภิปรายผลและสรุป

การสร้างตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดสำหรับพยากรณ์ราคาแป้งมันสำปะหลัง โดยใช้อนุกรมเวลารายเดือนจากข้อมูลสมาคมแป้งมันสำปะหลังไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2552 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557 จำนวน 72 เดือน ซึ่งผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็นสองชุด โดยข้อมูลชุดที่หนึ่ง ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2552 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2556 จำนวน 60 เดือน สำหรับการสร้างตัวแบบการพยากรณ์ด้วยเทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา 5 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลด์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบเต็มพิกัด วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย และวิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่าย 3, 6 และ 12 เดือนตามลำดับ ส่วนข้อมูลในชุดที่สอง ตั้งแต่เดือนมกราคม ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 12 เดือน ใช้สำหรับการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีการพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และ

เกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ผลการวิจัยพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีการเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่าย 3 เดือน เป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงที่สุด เมื่อพิจารณาภายใต้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ที่ต่ำที่สุด ขณะที่วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย เป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงที่สุดเมื่อพิจารณาภายใต้เกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด อย่างไรก็ตามค่าพยากรณ์ของทั้งสองวิธี มีความน่าเชื่อถือ เนื่องจากไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ จึงมีความเหมาะสมที่จะนำไปพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาของราคาแป้งมันสำปะหลัง และค่าพยากรณ์ทั้ง 5 วิธี แสดงรายละเอียดในรูปที่ 11 ซึ่งจะพบว่า แนวโน้มของราคายังคงเป็นไปในทิศทางคงที่ โดยมีราคาประมาณ 13.30 บาทต่อกิโลกรัม หรือ 13.42 บาทต่อกิโลกรัม อย่างไรก็ตาม ราคาแป้งมันสำปะหลังอาจมีการเปลี่ยนแปลงจากปัจจัยต่างๆ จาก

ตัวอย่างการศึกษาเกี่ยวกับการพยากรณ์ราคาแป้งมันสำปะหลังโดยใช้เทคนิคของอนุกรมเวลาผู้ที่สนใจสามารถนำในงานครั้งนี้ไปใช้ประกอบการตัดสินใจในการลงทุนเกี่ยวกับราคาแป้งมันสำปะหลัง นอกจากนั้นโดยเทคนิคดังกล่าวยังสามารถนำไปใช้ในการพยากรณ์ปัญหาอื่นๆได้ เช่น ราคาน้ำตาล ราคาอ้อย รวมทั้งการลงทุนเกี่ยวกับหลักทรัพย์ เป็นต้น

## 5. กิตติกรรมประกาศ

ผู้วิจัยขอขอบคุณข้อมูลจากสมาคมแป้งมันสำปะหลังไทย (TTSA) ที่เอื้อเพื่อข้อมูลราคาแป้งมันสำปะหลัง

## เอกสารอ้างอิง

- [1] S. Suwannawong, *Techniques of Forecasting Quantitative*. Nakornpathom: Mahidol University Publishing, 2013 (in Thai).
- [2] K. Sittikul, “Study of price behavior and forecasting of Cassava products,” M.S. thesis, Department of Agricultural and Resource Economics, Faculty of Economics Kasetsart University, Bangkok, 1998 (in Thai).
- [3] S. Sanitchan, “Cassava product prices forecasting by ARIMA method,” M.S. thesis, Faculty of Economics Chaing Mai University, Chang Mai, 2004 (in Thai).
- [4] N. Thitinunpong and P. Parthanadee, “Forecasting of fresh cassava root buying prices and cassava chip selling prices,” M.S. thesis, Department of Agro-Industrial Technology, Faculty of Agro-Industry Kasetsart University, Bangkok, 2012 (in Thai).
- [5] TTSA. (2009, Jan.). Weekly Tapioca Starch Price. Thai Tapioca Starch Association. Thailand [online]. Available: [http://www.thaiiocastarch.org/en/Information/learning\\_industry/articles](http://www.thaiiocastarch.org/en/Information/learning_industry/articles)
- [6] M. Manmin, *Time Series and Forecasting*. Bangkok: Prakaypruek Publishing center, 2006 (in Thai).
- [7] W. Keeratiwiboon. (2014, December). Forecasting the export quantity of rubber compound. *Srinakharinwirot science journal* [online]. vol. 30, no. 2, pp. 41–56. Available: <http://www.tci-thaijo.org/index.php/tstj/article/viewFile/41059/3395>
- [8] S. Taesombat, *Forecasting Quantitative*. 2nd ed. Bangkok: Kasetsart University Publishing Center, 2006 (in Thai).
- [9] S. Ketaium, *Techniques of Forecasting*. 2nd ed. Songkla: Taksin University Publishing Center, 2005 (in Thai).
- [10] IBM Corporation. IBM SPSS Statistics information Center. IBM Corporation. Document [online]. Available: <http://publib.boulder.ibm.com/Infocenter/spssstat/v20rm0/index.jsp.?.>
- [11] B. L. Bowerman and O’Connell, *Forecasting and Time Series: An Applied Approach*. 3rd ed. California: Duxbury Press, 1993.