http://journal.rmutp.ac.th/

การพยากรณ์ราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทย

วรางคณา เรียนสุทธิ์้ และ เกศรินทร์ ทองฤทธิ์

คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ 222 ตำบลบ้านพร้าว อำเภอป่าพะยอม จังหวัดพัทลุง 93210

รับบทความ 6 พฤษภาคม 2016; ตอบรับบทความ 5 สิงหาคม 2016

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการวิจัยครั้งนี้ คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดของราคาข้าวโพด เลี้ยงสัตว์ของประเทศไทย ด้วยวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลา 4 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วย เส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม และวิธีการพยากรณ์รวม โดยใช้อนุกรมเวลาราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทยจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่ เดือนมกราคม 2540 ถึงเดือนพฤศจิกายน 2558 จำนวน 227 เดือน ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ข้อมูล ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2540 ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 216 เดือน สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคม ถึงเดือนพฤศจิกายน 2558 จำนวน 11 เดือน สำหรับการเปรียบเทียบความแม่น ของตัวแบบพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และเกณฑ์รากที่สองของความ คลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่า ตัวแบบพยากรณ์รวมมีความถูกต้องในการพยากรณ์มากที่สุด

คำสำคัญ: ข้าวโพดเลี้ยงสัตว์; วิธีบอกซ์-เจนกินส์; วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์; วิธีการ ปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม; วิธีการพยากรณ์รวม

^{*} ผู้นิพนธ์ประสานงาน โทร: +668 8790 8476, ไปรษณีย์อิเล็กทรอนิกส์: warang27@gmail.com

http://journal.rmutp.ac.th/

Forecasting the Prices of Field Corn in Thailand

Warangkhana Riansut* and Kettsarin Thongrit

Faculty of Science, Thaksin University, Phatthalung 222 Ban Phrao, Papayom, Phatthalung 93210

Received 6 May 2016; accepted 5 August 2016

Abstract

The purpose of this research was to construct the appropriate forecasting model for the prices of field corn in Thailand using four time series analysis methods, including Box-Jenkins method, Holt's exponential smoothing method, damped trend exponential smoothing method and combined forecasting method. Time series data from the website of the Office of Agricultural Economics with total 227 months during January, 1997 to November, 2015 are used and divided into two series. The first 216 months from January, 1997 until December, 2014 used to build the forecasting models and the last 11 months from January until November, 2015 used to compare the forecasting methods accuracies via the criteria of the lowest mean absolute percentage error and root mean squared error. Research finding indicated that, combined forecasting model was the most accurate.

Keywords : Field Corn; Box-Jenkins Method; Holt's Exponential Smoothing Method; Damped Trend Exponential Smoothing Method; Combined Forecasting Method

^{*} Corresponding Author. Tel.: +668 8790 8476, E-mail Address: warang27@gmail.com

1. บทน้ำ

ปัจจุบันธุรกิจอาหารสัตว์ในประเทศได้มีการ ขยายตัวเพิ่มขึ้น ซึ่งเป็นผลมาจากความต้องการบริโภค เนื้อสัตว์ทั้งในและต่างประเทศ การขยายตัวของภาค ปศุสัตว์ขนาดใหญ่ การเพิ่มขึ้นของรายได้ การดำเนิน ชีวิตของผู้บริโภคยุคใหม่ การเติบโตอย่างรวดเร็วของ อาหารจานด่วน และผลิตภัณฑ์อาหารสำเร็จรูป การ เพิ่มขึ้นของจำนวนประชากร การขยายตัวทางเศรษฐกิจ อย่างรวดเร็ว และปัจจัยอื่นๆ ที่เกี่ยวข้อง ข้าวโพด เลี้ยงสัตว์เป็นพืชเศรษฐกิจชนิดหนึ่งที่มีความสำคัญ เนื่องจากสามารถนำไปใช้ประโยชน์ได้หลากหลาย ไม่ว่าจะใช้เป็นอาหารสัตว์ หรือใช้เป็นวัตถดิบในการ แปรรูปเป็นเครื่องมือและเครื่องใช้ต่างๆ เช่น พลาสติก เชื้อเพลิง และน้ำมันพืช [1] ซึ่งจากการพัฒนาและ ปรับปรุงพันธุ์ข้าวโพดเลี้ยงสัตว์จากพันธุ์พื้นเมืองให้ เป็นพันธุ์ลูกผสม ส่งผลให้ผลผลิตที่ได้มีปริมาณมากขึ้น อย่างไรก็ตาม ปริมาณการผลิตยังคงไม่เพียงพอสำหรับ การใช้ประโยชน์ภายในประเทศ เนื่องจากพื้นที่ปลูก ภายในประเทศลดลง และกระบวนการผลิตทาง ชีววิทยาของข้าวโพดเลี้ยงสัตว์เกิดการเปลี่ยนแปลง อีกทั้งการเพาะปลูกต้องอาศัยปริมาณน้ำฝนเป็นหลัก ทำให้เกษตรกรไม่สามารถควบคุมปริมาณการผลิตให้ สอดคล้องกับความต้องการของผู้บริโภคได้ จึงเป็น สาเหตุของความไม่แน่นอนในราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ นอกจากนี้ยังพบว่า การตัดสินใจทำการผลิตในแต่ละปี ของเกษตรกรพิจารณาจากราคาผลผลิตในปัจจุบัน เป็นหลัก [2] แต่ราคาผลผลิตทางการเกษตร ซึ่งหมาย รวมถึงราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์มีการเคลื่อนไหวขึ้นลงได้ ง่าย รวดเร็ว และเปลี่ยนแปลงในระยะเวลาอันสั้น [3] การที่เกษตรกรสามารถคาดคะเนราคาในอนาคตจะ ช่วยให้เกิดการวางแผนการผลิตได้อย่างสอดคล้องกับ ความต้องการของตลาดได้ จากเหตุผลที่กล่าวมาข้างต้น คณะผู้วิจัยจึงมีความสนใจศึกษาเรื่องการพยากรณ์ราคา ข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทย โดยคาดว่าเกษตรกร ผู้ปลูกข้าวโพดเลี้ยงสัตว์จะได้ทราบถึงแนวโน้มและ ความผันแปรตามฤดูกาลของราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ ในอนาคต ซึ่งเป็นประโยชน์ในการวางแผนการผลิต วางแผนการตลาด และวางแผนการจัดส่งให้เหมาะสม กับความต้องการของตลาดทั้งในและต่างประเทศ อีก ทั้งยังเป็นประโยชน์ต่อรัฐบาลในการวางนโยบายเชิง กลยุทธ์ทางด้านการค้าในอนาคตต่อไป

2. วิธีการศึกษา

อนุกรมเวลาที่ใช้ในการสร้างและพัฒนาตัวแบบ พยากรณ์สำหรับการวิจัยครั้งนี้ คือ ราคาข้าวโพด เลี้ยงสัตว์ของประเทศไทย (บาทต่อกิโลกรัม) ตั้งแต่ เดือนมกราคม 2540 ถึงเดือนพฤศจิกายน 2558 จำนวน 227 เดือน ซึ่งถูกเก็บรวบรวมโดยสำนักงาน เศรษฐกิจการเกษตร [4] คณะผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออก เป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 เป็นข้อมูลราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ ของประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม 2540 ถึงเดือน รับวาคม 2557 จำนวน 216 เดือน สำหรับการสร้างตัว แบบพยากรณ์ด้วยโปรแกรม SPSS รุ่น 17 โดยใช้เทคนิค การวิเคราะห์อนุกรมเวลา 4 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของ โฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มี แนวโน้มแบบแดม และวิธีการพยากรณ์รวม เนื่องจาก อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้มอย่าง ชัดเจน อีกทั้งวิธีการพยากรณ์เหล่านี้มีค่าเปอร์เซ็นต์ ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) และค่ารากที่สองของ ความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) ของข้อมูลชุดที่ 1 ต่ำกว่า วิธีการพยากรณ์อื่นๆ ข้อมูลชุดที่ 2 เป็นข้อมูลราคา ข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม ถึงเดือนพฤศจิกายน 2558 จำนวน 11 เดือน สำหรับ การเปรียบเทียบความแม่นของตัวแบบพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์ MAPE และเกณฑ์ RMSE ที่ต่ำที่สุด รายละเอียดของแต่ละวิธีการพยากรณ์ แสดงดังนี้

2.1 การพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

การกำหนดตัวแบบของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ทำได้โดยการตรวจสอบคุณสมบัติฟังก์ชันสหสัมพันธ์ ในตัวเอง (Autocorrelation Function: ACF) และ ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) ของอนุกรมเวลา ที่คงที่ (Stationary) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและ ความแปรปรวนคงที่ [5] กรณีที่อนุกรมเวลาไม่คงที่ (Non-Stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ก่อน ที่จะกำหนดตัวแบบ เช่น การแปลงข้อมูลด้วยการหา ผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or Seasonal Difference) การแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมสามัญ หรือลอการิทึมธรรมชาติ (Common Logarithm or Natural Logarithm) การแปลงข้อมูลด้วยเลขยกกำลัง เช่น ยกกำลัง 0.5 (Square Root Transformation) หรือยกกำลัง 2 (Square Transformation) เป็นต้น [6] ตัวแบบทั่วไปของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q) แสดงดังสมการที่ (1) [7] และขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์แสดง รายละเอียดใน [8]. [9]

$$\varphi_{\text{p}}(B)\Phi_{\text{p}}(B^{\text{s}})(1-B)^{\text{d}}(1-B^{\text{s}})^{\text{D}}Y_{\text{t}} = \delta + \theta_{\text{q}}(B)\Theta_{\text{Q}}(B^{\text{s}})\epsilon_{\text{t}} \tag{1}$$

เมื่อ

- Y, แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t
- ε แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการ แจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับ ศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา
- $\delta = \mu \varphi_{p}(B) \Phi_{p}(B^{s})$ แทนค่าคงที่ โดยที่ μ แทน ค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะคงที่
- $\phi_p(B)=1-\phi_1B-\phi_2B^2-...-\phi_pB^p$ แทนตัวดำเนิน การสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ p (Non-Seasonal Autoregressive Operator of Order p: AR(p))

- $\Phi_{p}(B^{s})=1-\Phi_{1}B-\Phi_{2}B^{2}-...-\Phi_{p}B^{Ps}$ แทนตัว ดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบมีฤดูกาลอันดับ ที่ P (Seasonal Autoregressive Operator of Order P: SAR(P))
- $\theta_{\mathbf{q}}(\mathbf{B}) = 1 \theta_{\mathbf{l}}\mathbf{B} \theta_{\mathbf{l}}\mathbf{B}^2 ... \theta_{\mathbf{q}}\mathbf{B}^{\mathbf{q}}$ แทนตัวดำเนิน การเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ q (Non-Seasonal Moving Average Operator of Order q: MA(q))
- $\Theta_{\rm Q}({\rm B^s})=1-\Theta_{\rm 1}{\rm B^s}-\Theta_{\rm 2}{\rm B^{2s}}-...-\Theta_{\rm Q}{\rm B^{Qs}}$ แทนตัว ดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาลอันดับที่ Q (Seasonal Moving Average Operator of Order Q: SMA(Q))
- t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทน จำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1
- s แทนจำนวนฤดูกาล
- d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่าง ฤดูกาล ตามลำดับ
- B แทนตัวดำเนินการถอยหลัง (Backward Operator) โดยที่ $\mathbf{B^sY_i} = \mathbf{Y_{i-s}}$

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการ ตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการ พยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov's Test) มีการเคลื่อนไหว เป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ ศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-Test) และมี ความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การ ทดสอบของเลวีน ภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene's Test based on Median)

2.2 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ (Smoothing Method)

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ (Smoothing Method) คือ การพยากรณ์โดยใช้ค่าสังเกตจากอดีต ส่วนหนึ่งหรือทั้งหมดในการสร้างสมการพยากรณ์ ซึ่ง น้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าจะแตกต่างกัน เหตุผล สำคัญที่มีการใช้วิธีการปรับเรียบ เนื่องจากอนุกรมเวลา อาจเกิดความผันแปรจากเหตุการณ์ที่ผิดปกติ ทำให้ ไม่เห็นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาอื่นๆ ซึ่งวิธีการ ปรับเรียบจะช่วยลดอิทธิพลของความผันแปรดังกล่าว ได้ ดังนั้นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแต่ละส่วน จึงปรากฏชัดเจนขึ้น ทำให้สามารถพยากรณ์ค่าของ อนุกรมเวลาในอนาคตได้ สำหรับวิธีการปรับเรียบนั้น มีวิธีการหลายวิธี และการใช้งานจะขึ้นอยู่กับลักษณะ ของอนุกรมเวลา ซึ่งวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลข ชี้กำลังของโฮลต์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลข ชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม จะมีความเหมาะสมกับ อนุกรมเวลาที่มีเฉพาะส่วนประกอบของแนวโน้ม มี รายละเอียดดังนี้

2.2.1 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้ง เลขชี้กำลังของโฮลต์ (Holt's Exponential Smoothing Method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้น ตรงและไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล มีค่าคงที่การปรับเรียบ 2 ตัว คือ ค่าคงที่การปรับเรียบ ของค่าระดับ (Level: α) และค่าคงที่การปรับเรียบของ ค่าความชัน (Trend: γ) สามารถเขียนตัวแบบได้ดัง สมการที่ (2) และเขียนตัวแบบพยากรณ์ได้ดังสมการ ที่ (3) [9]

$$Y_{t} = \beta_{0} + \beta_{1}t + \varepsilon_{t} \tag{2}$$

$$\hat{\mathbf{Y}}_{t+m} = \mathbf{a}_t + \mathbf{b}_t(\mathbf{m}) \tag{3}$$

$$\mathbf{\hat{\mathbf{J}}} \dot{\mathbf{\hat{\mathbf{0}}}}$$

Y, แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

- $oldsymbol{eta}_{_0}$ และ $oldsymbol{eta}_{_1}$ แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะ ตัดแกน และความชั้นของแนวโน้ม ตามลำดับ
- ε_ι แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการ แจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ย เท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

- Ŷ_{t+m} แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m โดยที่ m แทน จำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า
- $\mathbf{a}_{_{\mathrm{t}}}$ และ $\mathbf{b}_{_{\mathrm{t}}}$ แทนค่าประมาณ ณ เวลา t ของ พารามิเตอร์ $\mathbf{\beta}_{_{0}}$ และ $\mathbf{\beta}_{_{1}}$ ตามลำดับ โดยที่ $\mathbf{a}_{_{\mathrm{t}}} = \mathbf{\alpha}\mathbf{Y}_{_{\mathrm{t}}} + (1-\mathbf{\alpha})\,(\mathbf{a}_{_{\mathrm{t-1}}} + \mathbf{b}_{_{\mathrm{t-1}}})$ และ $\mathbf{b}_{_{\mathrm{t}}} = \gamma\,(\mathbf{a}_{_{\mathrm{t}}} \mathbf{a}_{_{\mathrm{t-1}}}) + (1-\gamma)\mathbf{b}_{_{\mathrm{t-1}}}$
- lpha และ γ แทนค่าคงที่การปรับเรียบ โดยที่ 0<lpha<1 และ $0<\gamma<1$
- t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทน จำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

เมื่อได้ ตัวแบบพยากรณ์ แล้วจะดำเนินการ ตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการ พยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณา จากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดย ใช้การทดสอบของเลวีน ภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน

2.2.2 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้ง เลขซี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม (Damped Trend Exponential Smoothing Method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขซี้กำลังที่มีแนวโน้ม แบบแดม มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่ไม่มีส่วน ประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล และมีอัตรา การเปลี่ยนแปลงไม่ว่าจะเพิ่มขึ้นหรือลดลงช้ากว่าการ เปลี่ยนแปลงของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรง มีค่าคงที่การ ปรับเรียบ 3 ตัว คือ ค่าคงที่การปรับเรียบของค่าระดับ (α) ค่าคงที่การปรับเรียบของค่าความชัน (γ) และ ค่าคงที่การปรับเรียบของค่าความชันแบบแดม (Damped Trend) (ф) [10] สามารถเขียนตัวแบปได้ดัง สมการที่ (2) และเขียนตัวแบบพยากรณ์ได้ดังสมการ ที่ (4) [11]

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

เมื่อ

Ŷ_{t+m} แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m โดยที่ m แทน จำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า

 $\mathbf{a}_{_{\mathrm{t}}}$ และ $\mathbf{b}_{_{\mathrm{t}}}$ แทนค่าประมาณ ณ เวลา t ของ พารามิเตอร์ $\mathbf{\beta}_{_{0}}$ และ $\mathbf{\beta}_{_{1}}$ ตามลำดับ โดยที่ $\mathbf{a}_{_{\mathrm{t}}} = \alpha \mathbf{Y}_{_{\mathrm{t}}} + (1-\alpha) \left(\mathbf{a}_{_{\mathrm{t-1}}} + \phi \mathbf{b}_{_{\mathrm{t-1}}} \right)$ และ $\mathbf{b}_{_{\mathrm{t}}} = \gamma \left(\mathbf{a}_{_{\mathrm{t}}} - \mathbf{a}_{_{\mathrm{t-1}}} \right) + (1-\gamma) \phi \mathbf{b}_{_{\mathrm{t-1}}}$

 α , γ และ ϕ แทนค่าคงที่การปรับเรียบ โดยที่ $0<\alpha$ <1, $0<\gamma<1$ และ $0<\phi<1$

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการ ตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการ พยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณา จากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที่ และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบจองเลวีน ภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน

2.3 การพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม (Combined Forecasting Method)

การพยากรณ์รวมเป็นวิธีการประยุกต์ที่มีการ รวมค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธี ขึ้นไป เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อน น้อยที่สุด สามารถใช้ได้ดีในกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยว มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากกว่า 1 วิธี [10] ณ ที่นี้ได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธี ที่มีข้อสมมุติ เกี่ยวกับคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการ พยากรณ์เป็นไปตามข้อกำหนด และให้ค่าพยากรณ์ที่มี ความถูกต้องมากที่สุด หรือมีค่า MAPE และค่า RMSE ต่ำ ซึ่งคือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วย เส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม ดังนั้นตัวแบบ ของวิธีการพยากรณ์รวมที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้ คือ

$$\hat{\mathbf{Y}}_{t} = \mathbf{w}_{1} \hat{\mathbf{Y}}_{1t} + \mathbf{w}_{2} \hat{\mathbf{Y}}_{2t} \tag{5}$$

Ŷ, แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t

 $\hat{\mathbf{Y}}_{1\text{t}}$ และ $\hat{\mathbf{Y}}_{2\text{t}}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จาก วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วย เส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม ตามลำดับ \mathbf{w}_{1} และ \mathbf{w}_{2} แทนค่าถ่วงน้ำหนักของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มี แนวโน้มแบบแดม ตามลำดับ โดยที่ $\mathbf{w}_{1}+\mathbf{w}_{2}=1$,

$$w_1 = \frac{b_1}{b_1 + b_2}$$
 และ $w_2 = \frac{b_2}{b_1 + b_2}$ (6)

 \mathbf{b}_1 และ \mathbf{b}_2 แทนค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยจาก วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Squares Method) [12] ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วย เส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม ตามลำดับ เมื่อกำหนดให้ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากทั้ง 2 วิธีเป็นตัวแปร อิสระ และราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทยเป็น ตัวแปรตาม ซึ่งค่า \mathbf{b}_1 และ \mathbf{b}_2 จะคำนวณจากจำนวน ข้อมูลพยากรณ์ในอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ณ ที่นี้คือ 215 ค่า เนื่องจากมีการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ทำให้ไม่มีค่าพยากรณ์ค่าแรก

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการ ตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการ พยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจง ปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟสเมียร์นอฟ มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากการทดสอบรันส์ (Runs Test) มีค่า เฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที และมี ความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีน ภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน

2.4 การเปรียบเทียบความแม่นของตัวแบบ พยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้เปรียบเทียบความแม่นของ ตัวแบบพยากรณ์ 4 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการ ปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับ เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม และ วิธีการพยากรณ์รวม โดยทำการพยากรณ์ราคาข้าวโพด เลี้ยงสัตว์ของประเทศไทยของข้อมูลชุดที่ 2 คือ อนุกรม เวลาตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤศจิกายน 2558 จำนวน 11 เดือน เพื่อคำนวณค่า MAPE ดังสมการที่ (7) และค่า RMSE ดังสมการที่ (8) [9] ตัวแบบพยากรณ์ ใดที่มีค่า MAPE และค่า RMSE ต่ำที่สุด จะเป็นตัวแบบ พยากรณ์ที่มีความแม่นมากที่สุด จึงมีความเหมาะสม แก่การพยากรณ์ต่อไป

MAPE =
$$\frac{100}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right|$$
 (7)

และ

RMSE =
$$\sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} e_t^2}$$
 (8)

เมื่อ

 $\mathbf{e}_{_{1}} = \mathbf{Y}_{_{t}} - \mathbf{\hat{Y}}_{_{t}}$ แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t

Y แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

 $\hat{Y}_{_t}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

T แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทน จำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

3. ผลการศึกษาและอภิปรายผล

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของ อนุกรมเวลาชุดที่ 1 ซึ่งคือ ราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ ของประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม 2540 ถึงเดือน ธันวาคม 2557 จำนวน 216 เดือน ดังรูปที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้มชัดเจน โดยแนวโน้มมีลักษณะเพิ่มขึ้นเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป แต่อาจจะไม่มีความผันแปรตามฤดูกาล ดังนั้นเพื่อความ ถูกต้องยิ่งขึ้น คณะผู้วิจัยจึงตรวจสอบว่าอนุกรมเวลา ชุดนี้ มีเฉพาะส่วนประกอบของแนวโน้ม และไม่มีความ ผันแปรตามฤดูกาลจริงหรือไม่ ดังนี้

เนื่องจากราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของ ประเทศไทยในแต่ละปี มีการแจกแจงปกติ แต่มีความ แปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงตรวจสอบ ค่าเฉลี่ยในแต่ละปี โดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric Statistics) พบว่า ราคาข้าวโพดเลี้ยง สัตว์ของประเทศไทยในแต่ละปี มีค่าเฉลี่ยแตกต่างกัน อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Kruskal-Wallis: $\chi^2=188.544$, p-value <0.0001) หมายความว่า อนุกรม เวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม

เนื่องจากราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของ ประเทศไทยในแต่ละเดือน เมื่อปรับแนวโน้มออกด้วย การหาร (อนุกรมเวลาชุดที่ 1 มีความเหมาะสมกับ ตัวแบบคูณ จึงปรับแนวโน้มออกด้วยการหาร) ไม่มีการ แจกแจงปกติ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงตรวจสอบ ค่าเฉลี่ยในแต่ละเดือน โดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ พบว่า ราคา ข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทยในแต่ละ เดือน เมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการหาร มีค่าเฉลี่ยไม่ แตกต่างกัน (Kruskal-Wallis: $\chi^2 = 5.131$, p-value = 0.925) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้ไม่มีส่วน ประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล

3.1 ผลการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

เนื่องจากอนุกรมเวลา ราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ ของประเทศไทยชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2540 ถึง เดือนธันวาคม 2557 จำนวน 216 เดือน มีเฉพาะส่วน ประกอบของแนวโน้ม จึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผล ต่างลำดับที่ 1 (d = 1) ได้กราฟ ACF และ PACF ของ อนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังรูปที่ 2 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ ที่เป็นไปได้ ได้แก่ ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 1) ตัวแบบ ARIMA(0, 1, 1) ไม่มีพจน์ ค่าคงที่ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ แสดงดัง ตารางที่ 1 ซึ่งตัวแบบที่ดีที่สุด เนื่องจากมีค่า BIC ต่ำ ที่สุด และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 คือ ตัวแบบ ARIMA(0, 1, 1) ไม่มีพจน์ค่าคงที่

ดังนั้นจากสมการที่ (1) สามารถเขียนตัวแบบได้ดังนี้ $(1-\beta)Y_{_t}=(1-\theta_{_1}B)\epsilon_{_t}$ $Y_{_t}=Y_{_{t-1}}+\epsilon_{_t}-\theta_{_1}\epsilon_{_{t+1}}$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ในตาราง ที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

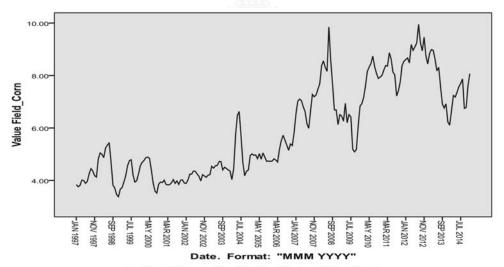
$$\hat{\mathbf{Y}}_{t} = \mathbf{Y}_{t-1} + 0.21433\mathbf{e}_{t-1}$$
 (9)

 $\hat{Y}_{_t}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

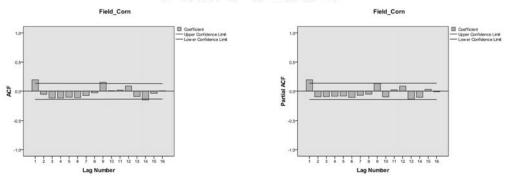
 $\mathbf{Y}_{\scriptscriptstyle{\mathsf{t-1}}}$ แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t - 1

 $\mathbf{e}_{_{t-1}}$ แทนความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t – 1

เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อน จากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.574, p-value = 0.014) มีการ เคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 3) ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและ สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ ในตัวเองบางส่วนของความ คลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.616, p-value = 0.538) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.632, p-value = 0.092) ดังนั้นตัวแบบ ARIMA(0, 1, 1) ไม่มีพจน์ค่าคงที่ มีความเหมาะสม



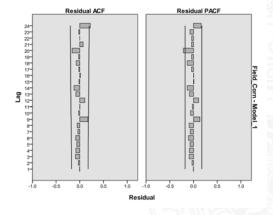
ร**ูปที่ 1** กราฟลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม 2540 ถึงเดือนธันวาคม 2557



ร**ูปที่ 2** กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทย เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1

	ค่าประมาณ พารามิเตอร์		ตัวแบบ ARIMA(p, d, q)		
		-	ARIMA(1, 1, 1)	ARIMA(0, 1, 1)	ARIMA(0, 1, 1) ไม่มีพจน์ค่าคงที่
ค่าคงที่		ค่าประมาณ	0.01981	0.01985	-
		p-value	0.538	0.541	
AR(1):		ค่าประมาณ	-0.05372	-	-
ϕ_1		p-value	0.869		
MA(1):		ค่าประมาณ	-0.26355	-0.21298	-0.21433
θ_1		p-value	0.401	0.002	0.002
BIC			-1.792	-1.822	-1.850
Ljung-Box Q (ณ lag 18)			23.271	23.227	23.208
p-value			0.107	0.142	0.143

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



ร**ูปที่ 3** กราฟ ACF และ PACF ของความคลาด เคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ ARIMA(0, 1, 1) ไม่มีพจน์ค่าคงที่

3.2 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ

3.2.1 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วย เส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

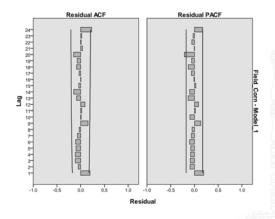
จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับ เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ได้ตัวแบบ พยากรณ์ดังนี้

$$\hat{\mathbf{Y}}_{t-m} = 8.06996 + 0.02279(m)$$
 (10) เมื่อ $\hat{\mathbf{Y}}_{t-m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m

 α และ γ มีค่าเท่ากับ 0.99990 และ 0.00084 ตามลำดับ

เมื่อตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ พยากรณ์ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ -1.782 แต่ค่าสถิติ Ljung-Box Q มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 36.987, p-value = 0.002) และเมื่อ ตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการ พยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาด เคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.437, p-value = 0.032) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = -0.123, p-value = 0.902) และมีความแปรปรวน คงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.527, p-value = 0.124) แต่มีการเคลื่อนไหวไม่เป็นอิสระ กัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 4) ซึ่งพบว่า ช่วงเวลา ที่ 1 มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความ คลาดเคลื่อนตกอยู่นอกขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ

99) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้ยังไม่มีความเหมาะสม เนื่องจากมีข้อสมมติ (Assumption) ไม่เป็นจริงบางข้อ จึงไม่ควรนำไปใช้ในการพยากรณ์



รูปที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของความ คลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการ ปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

3.2.2 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วย เส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม

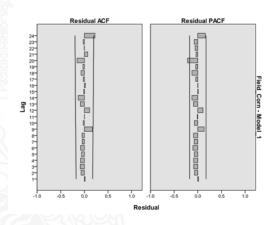
จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับ เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม ได้ ตัวแบบพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_{t-m} = 8.06996 + 0.45997 \Sigma (0.19953)^{i}$$
(11)

 $\hat{\mathbf{Y}}_{_{t-m}}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t+m m=1 ถึง 11 (เดือนมกราคมถึงเดือนพฤศจิกายน 2558)

 α , γ และ ϕ มีค่าเท่ากับ 0.99999, 0.99989 และ 0.19953 ตามลำดับ

เมื่อตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ พยากรณ์ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ -1.791 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 24.200, p-value = 0.062) และ เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจาก การพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาด เคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.592, p-value = 0.013) มีการเคลื่อนไหว เป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 5) ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อน ตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ย เท่ากับศูนย์ (t = 0.603, p-value = 0.547) และมี ความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.651, p-value = 0.087) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ ที่ได้มีความเหมาะสม



รูปที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของความ
คลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการปรับเรียบ
ด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม

3.3 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอย ของวิธีพยากรณ์เดี่ยวทั้ง 2 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้ม แบบแดมด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดได้ว่า $\mathbf{b_2} = 1.5217504$ และ $\mathbf{b_2} = -0.5215247$ ดังนั้นจากสมการที่ (6) สามารถคำนวณค่าถ่วงน้ำหนักของแต่ละวิธีการ พยากรณ์เดี่ยวได้เป็น $\mathbf{w_1} = 1.52141$ และ $\mathbf{w_2} = -0.52141$ เพราะฉะนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมเขียนได้ดังนี้

$$\hat{\mathbf{Y}}_{t} = 1.52141\hat{\mathbf{Y}}_{1t} + 0.52141\hat{\mathbf{Y}}_{2t} \tag{12}$$

Ŷุ แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t

 $\hat{\mathbf{Y}}_{1_t}$ และ $\hat{\mathbf{Y}}_{2_t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้ง เลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม ตามลำดับ

เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาด เคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z=1.480, p-value = 0.025) มีการ เคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs Test: Z=0.205, p-value = 0.837) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.615, p-value = 0.539) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วง เวลา (Levene Statistic = 1.637, p-value = 0.091) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม

3.4 ผลการเปรียบเทียบความแม่นของตัว แบบพยากรณ์

เนื่องจากตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ ด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ในสมการที่ (10) มีข้อ สมมุติไม่เป็นจริงบางข้อ จึงไม่นำมาใช้ในการพยากรณ์ เพื่อเปรียบเทียบความแตกต่างระหว่างค่าพยากรณ์กับ ข้อมูลชุดที่ 2 ซึ่งคือ อนุกรมเวลาราคาข้าวโพดเลี้ยง สัตว์ของประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือน พฤศจิกายน 2558 จำนวน 11 เดือน ดังนั้นจะเหลือ เพียงการเปรียบเทียบความแม่นของตัวแบบพยากรณ์ โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ในสมการที่ (9) วิธีการปรับเรียบ ด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม ในสมการ ที่ (11) และวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (12) ได้ค่า MAPE และค่า RMSE แสดงดังตารางที่ 2 ซึ่งพบว่า ภายใต้เกณฑ์ MAPE และเกณฑ์ RMSE ที่ต่ำที่สุด ตัวแบบพยากรณ์รวมมีความถูกต้องในการพยากรณ์ มากที่สุด

4. สรุป

การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดของ ราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูล

รายเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2540 ถึงเดือนพฤศจิกายน 2558 จำนวน 227 เดือน ซึ่งผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2540 ถึงเดือน ธันวาคม 2557 จำนวน 216 เดือน สำหรับการสร้าง ตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 4 วิธี ได้แก่ วิธี บอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง ของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มี แนวโน้มแบบแดม และวิธีการพยากรณ์รวม ข้อมูลชุด ที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤศจิกายน 2558 จำนวน 11 เดือน สำหรับการเปรียบเทียบความแม่น ของตัวแบบพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความ คลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่ สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่า ตัวแบบพยากรณ์รวมมีความ ถูกต้องในการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากให้ค่า MAPE และค่า RMSE ต่ำที่สุด

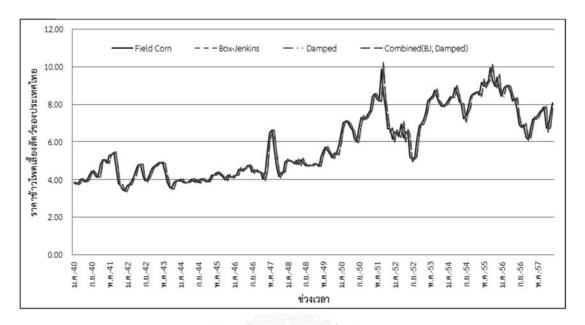
จากการเปรียบเทียบอนุกรมเวลาราคาข้าวโพด เลี้ยงสัตว์ของประเทศไทยชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2540 ถึงเดือนธันวาคม 2557 กับค่าพยากรณ์ ดังรูป ที่ 6 พบว่า ค่าพยากรณ์ที่ได้ใกล้เคียงกับข้อมูลจริงเป็น อย่างมาก แต่เมื่อเปรียบเทียบราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ ของประเทศไทยชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือน พฤศจิกายน 2558 กับค่าพยากรณ์ ดังรูปที่ 7 พบว่า มีความแตกต่างเกิดขึ้น โดยวิธีการพยากรณ์รวมมีการ เคลื่อนไหวใกล้เคียงข้อมูลจริงมากที่สุด

จากการใช้ ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการ พยากรณ์รวม ได้ค่าพยากรณ์ราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ ของประเทศไทย ตั้งแต่เดือนธันวาคม 2558 ถึงเดือน ธันวาคม 2559 มีแนวโน้มคงที่ คือ มีราคาข้าวโพด เลี้ยงสัตว์ 7.61 บาทต่อกิโลกรัม อย่างไรก็ตาม ราคา ข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทย อาจไม่ได้ขึ้นอยู่กับ ปัจจัยเวลาเพียงปัจจัยเดียว ดังนั้นการศึกษาครั้งต่อไป ผู้วิจัยควรพิจารณาปัจจัยอื่นๆ ในการสร้างตัวแบบ พยากรณ์ด้วย เช่น ปริมาณความต้องการใช้ ต้นทุน และ

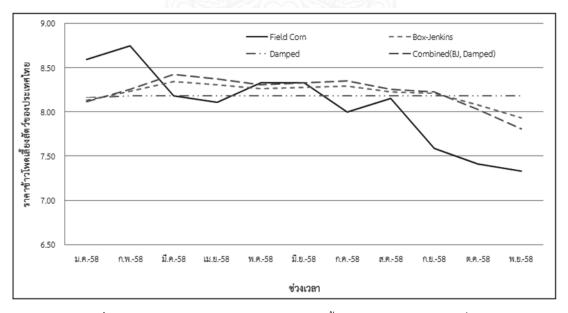
ผลตอบแทนจากการปลูก เป็นต้น [13] โดยใช้เทคนิค การวิเคราะห์การถดถอย (Regression Analysis) [12] รวมถึงควรพิจารณาราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ที่เป็น ปัจจุบัน เพื่อนำมาปรับปรุงตัวแบบพยากรณ์ให้มีความ เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

ตารางที่ 2 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทย (บาทต่อกิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนมกราคม ถึงเดือนพฤศจิกายน 2558 ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของ ความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

		วิธีการพยากรณ์ราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทย			
ช่วงเวลา	ราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์	บอกซ์-เจนกินส์	แดม	พยากรณ์รวม	
	ของประเทศไทย			(บอกซ์-เจนกินส์, แดม)	
ม.ค. 2558	8.59	8.13	8.16	8.12	
ก.พ. 2558	8.75	8.23	8.18	8.26	
มี.ค. 2558	8.18	8.34	8.18	8.43	
ม.ย. 2558	8.11	8.31	8.18	8.37	
พ.ค. 2558	8.33	8.26	8.18	8.31	
ີ່ ມີ.ຍ. 2558	8.33	8.28	8.18	8.33	
ก.ค. 2558	8.00	8.29	8.18	8.35	
ส.ค. 2558	8.15	8.23	8.18	8.25	
ก.ย. 2558	7.59	8.21	8.18	8.23	
ต.ค. 2558	7.41	8.08	8.18	8.02	
พ.ย. 2558	7.33	7.93	8.18	7.81	
МАРЕ		4.2812	4.3967	4.2216	
RMSE		0.4089	0.4529	<u>0.3976</u>	



ร**ูปที่ 6** การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทยชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2540 ถึง เดือนธันวาคม 2557 และค่าพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี



ร**ูปที่ 7** การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทยชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤศจิกายน 2558 และค่าพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี

เอกสารอ้างอิง

- [1] Office of Agricultural Economics. (2014, December 25). The agricultural situation and Trend in 2015. [Online]. Available: http://www.oae.go.th/download/document_tendency/journalofecon2558. pdf
- [2] S. Chintrakunchai. (2009, January 31).

 A solution for sustainable agricultural prices decline. [Online]. Available: http://www.econ.tu.ac.th/oldweb/doc/news/409/econtu_11_saipin.pdf
- [3] J. Kerdpiboon, *Agricultural Product Prices*,4th ed. Chiang Mai: Nopburee PressCompany Printing, (1993).
- [4] Office of Agricultural Economics. (2015, December 10). Prices of field corn in Thailand. [Online]. Available: http://www.oae.go.th/download/price/monthlyprice/maize.pdf
- [5] S. Taesombut, *Quantitative Forecasting Techniques*, 1st ed. Bangkok: Physic Center, 1996.
- [6] B. L. Bowerman and R. T. O'Connell, Forecasting and Time Series: An Applied Approach, 3rd ed. California: Duxbury Press, 1993.

- [7] G. E. P. Box, G.M. Jenkins and G. C. Reinsel, Time Series Analysis: Forecasting and Control, 3rd ed. New Jersey: Prentice Hall, 1994.
- [8] W.Keerativibool, "Forecasting the export quantity of frozen and chilled chicken," *RMUTP Research Journal*, vol. 10, no. 1, pp. 37-50, Mar. 2016
- [9] S. Ket-iam, Forecasting Technique, 2nded. Songkhla: Thaksin University, 2005.
- [10] M. Manmin, *Time Series and Forecasting*,1st ed. Bangkok: Foreprinting, 2006.
- [11] IBM Corporation. (2016, June 20). IBM SPSS Statistics information center. [Online]. Available: http://publib.boulder. ibm.com/infocenter/spssstat/v20r0m0/index.jsp?.
- [12] D. C. Montgomery, E. A. Peck and G. G. Vining, *Introduction to Linear Regression Analysis*, 4th ed. New York: John Wiley & Son, 2006.
- [13] P. Kumpean, "The costs and returns from planting maize, Lom Kao District, Phetchabun," *Research Report*, Phetchabun Rajabhat University, 2014.