

การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์

วารณา กীরติวิบูลย์^{1,2*}

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการวิจัยครั้งนี้ คือ การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ ด้วยการเปรียบเทียบเทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอซ-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก โดยใช้อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์จากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร จำนวนทั้งหมด 193 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนมกราคม 2557 ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 จำนวน 180 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2555 สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ และชุดที่ 2 จำนวน 13 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคม 2556 ถึงเดือนมกราคม 2557 สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีบอซ-เจนกินส์เป็นวิธีที่มีความแม่นยำสูงสุด ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์เป็น

$$\hat{Y}_t = 0.56584Y_{t-1} + 0.17447Y_{t-2} + 0.25969Y_{t-3} + 0.86191Y_{t-12} - 0.4877Y_{t-13} - 0.15038Y_{t-14} - 0.22383Y_{t-15} + 0.46729e_{t-1} - 0.6955e_{t-12} - 0.325e_{t-13}$$

เมื่อ \hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

Y_{t-1} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t-j

e_{t-j} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t-j

คำสำคัญ: ยางคอมปาวด์ บอซ-เจนกินส์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย

¹สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ วิทยาเขตพัทลุง

²หน่วยวิจัยคณิตศาสตร์บูรณาการ มหาวิทยาลัยทักษิณ วิทยาเขตพัทลุง

*ผู้นิพนธ์ประสานงาน, e-mail: warang27@gmail.com

Forecasting the Export Quantity of Rubber Compound

Warangkhana Keerativibool^{1,2*}

ABSTRACT

The purpose of this research was to forecast the export quantity of rubber compound by comparing three time series methods, which are Box-Jenkins method, Holt's exponential smoothing method, and damped trend exponential smoothing method. Time series that used was the export quantity of rubber compound which gathered from the website of Office of Agricultural Economics during January, 1998 to January, 2014 (193 values). The data were split into two sets, the first 180 values from January, 1998 to December, 2012 for the modeling and the last 13 values from January, 2013 to January, 2014 for comparing accuracy of the forecasting models via the criteria of the lowest mean absolute percentage error and root mean squared error. Research findings indicated that for all forecasting methods that have been studied, Box-Jenkins method is the most accurate method and the forecasting model is:

$$\hat{Y}_t = 0.56584Y_{t-1} + 0.17447Y_{t-2} + 0.25969Y_{t-3} + 0.86191Y_{t-12} - 0.4877Y_{t-13} \\ - 0.15038Y_{t-14} - 0.22383Y_{t-15} + 0.46729e_{t-1} - 0.6955e_{t-12} - 0.325e_{t-13}$$

where \hat{Y}_t represents the forecast value at time t
 Y_{t-j} represents time series data at time t-j
 e_{t-j} represents the error at time t-j

Keywords: Rubber Compound, Box-Jenkins, Exponential Smoothing, Mean Absolute Percentage Error (MAPE), Root Mean Squared Error (RMSE)

¹Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University, Phatthalung Campus

²Research Unit on Integrated Mathematics, Thaksin University, Phatthalung Campus

*Corresponding author, e-mail: warang27@gmail.com

บทนำ

ปัจจุบันยางคอมปาวด์หรือยางธรรมชาติผสมสารเคมีเป็นที่ต้องการของตลาดโลกเป็นอย่างมาก เนื่องจากสามารถนำไปทำเป็นผลิตภัณฑ์ต่างๆ เช่น ยางล้อรถ หรืออะไหล่เพื่อใช้ในภาคอุตสาหกรรม [1] นอกจากนี้การผลิตยางคอมปาวด์ยังจัดเป็นนวัตกรรมใหม่ในการผลิตยางเพื่อการส่งออก ทำให้ตลาดยางคอมปาวด์มีการขยายตัวสูงขึ้นอย่างรวดเร็วโดยเฉพาะในประเทศจีน ดังนั้นผู้ประกอบการโรงงานในไทยจึงหันมาแปรรูปการผลิตเป็นยางคอมปาวด์เพิ่มมากขึ้น เพื่อรองรับตลาดยางของประเทศจีนที่มีความต้องการเพิ่มสูงขึ้น สำหรับตลาดยางคอมปาวด์ของไทยในปัจจุบันนั้นนับว่าสดใสกว่ายางชนิดอื่นๆ เพราะมีราคาที่ดีกว่ายางแผ่นรมควัน มีคู่แข่งทางการค้าน้อย รวมทั้งยางคอมปาวด์ที่ผลิตในไทยจะได้รับยกเว้นภาษีการนำเข้าสู่ประเทศจีน จึงเป็นช่องทางการตลาดที่ดีกว่ายางชนิดอื่นๆ [2] ด้วยเหตุนี้สถาบันวิจัยยาง กรมวิชาการเกษตร จึงได้ส่งเสริมให้ผู้ประกอบการของไทยมีศักยภาพเป็นทั้งผู้ผลิตและผู้ทดสอบยางคอมปาวด์เพื่อลดขั้นตอนการขออนุญาตส่งออกจากภาครัฐ โดยร่วมกับผู้ประกอบการกำหนดการผลิตให้ได้มาตรฐานเพื่อเป็นต้นแบบให้กับผู้ที่ผลิตยางคอมปาวด์ส่งออกได้นำไปใช้ ซึ่งคาดว่าในอนาคตประเทศไทยจะมีความคล่องตัวของยางคอมปาวด์มากขึ้น มาตรการดังกล่าวนอกจากจะเพิ่มศักยภาพการส่งออกยางคอมปาวด์แล้ว ยังช่วยกระตุ้นให้มีการใช้ยางธรรมชาติมากยิ่งขึ้น ส่งผลให้ราคายางธรรมชาติมีเสถียรภาพที่ดีขึ้นอีกด้วย [1] จากการพิจารณาถึงแนวโน้มปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ของประเทศไทยตั้งแต่อดีตถึงปัจจุบัน [3] พบว่า แนวโน้มเป็นไปในทิศทางที่เพิ่มขึ้น อย่างไรก็ตามปริมาณการส่งออกยังคงมีความผันผวนในแต่ละเดือนบ้างเล็กน้อย การพยากรณ์ทางสถิตินับเป็นเครื่องมือหนึ่งที่สามารถช่วยคาดการณ์แนวโน้มการส่งออกยางคอมปาวด์ล่วงหน้า และประมาณการณ์ความผันผวนดังกล่าวได้ ซึ่งจะส่งผลดีต่อการตัดสินใจ การบริหารจัดการด้านความเสี่ยงต่างๆ อีกทั้งยังเป็นประโยชน์ต่อรัฐบาลในการวางนโยบายเชิงกลยุทธ์ทางการค้าในอนาคตต่อไป

วิธีดำเนินการวิจัย

อนุกรมเวลาที่ใช้ในการสร้างและพัฒนาตัวแบบพยากรณ์สำหรับการวิจัยครั้งนี้ คือ ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ (กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนมกราคม 2557 จำนวน 193 ค่า ซึ่งถูกเก็บรวบรวมโดยสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร [3] ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 เป็นข้อมูลปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2555 จำนวน 180 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยโปรแกรม SPSS รุ่น 17 โดยใช้เทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่เหมาะสมกับข้อมูลชุดนี้มากที่สุด จำนวน 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก ชุดที่ 2 เป็นข้อมูลปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ตั้งแต่เดือนมกราคม 2556 ถึงเดือนมกราคม 2557 จำนวน 13 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) ที่ต่ำที่สุด

1. การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีความยุ่งยากและซับซ้อนมากที่สุดในบรรดาวิธีการพยากรณ์ด้วยกัน อีกทั้งยังต้องใช้จำนวนข้อมูลค่อนข้างมาก อย่างไรก็ตามวิธีการนี้เป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีความถูกต้องสูง เนื่องจากได้กำหนดตัวแบบโดยการตรวจสอบคุณสมบัติของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) ซึ่งพิจารณาภายใต้อนุกรมเวลาที่คงที่ (Stationary) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ [4] โดยมีตัวแบบทั่วไป คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s แสดงดังสมการที่ (1) [5]

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

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_P(B^s)$ แทนค่าคงที่ โดยที่ μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะคงที่

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ p (Non-Seasonal Autoregressive Operator of Order p : AR(p))

$\Phi_P(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_P B^{Ps}$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบมีฤดูกาลอันดับที่ P (Seasonal Autoregressive Operator of Order P : SAR(P))

$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ q (Non-Seasonal Moving Average Operator of Order q : MA(q))

$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_Q B^{Qs}$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาลอันดับที่ Q (Seasonal Moving Average Operator of Order Q : SMA(Q))

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนฤดูกาล

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

B แทนตัวดำเนินการถอยหลัง (Backward Operator) โดยที่ $B^s Y_t = Y_{t-s}$

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ แสดงรายละเอียดดังนี้

1) พิจารณาอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะคงที่หรือไม่ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา (Y_t, t) รวมถึงกราฟ ACF และ PACF หากพบว่าอนุกรมเวลามีลักษณะไม่คงที่ (Non-Stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้มีลักษณะคงที่ก่อนที่จะดำเนินการขั้นต่อไป เช่น การแปลงด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or Seasonal Difference) การแปลงด้วยลอการิทึมสามัญหรือลอการิทึมธรรมชาติ (Common Logarithm or Natural Logarithm) หรือการแปลงด้วยเลขยกกำลัง เช่น ยกกำลัง 0.5 (Square Root Transformation) หรือยกกำลัง 2 (Square Transformation) เป็นต้น [6]

2) กำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะคงที่ นั่นคือ กำหนดค่า p , q , P และ Q พร้อมทั้งประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ

3) ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจากตัวแบบพยากรณ์ครั้งละ 1 ตัว จากนั้นจึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์และประมาณค่าพารามิเตอร์ใหม่จนกว่าจะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญทั้งหมด

4) คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian Information Criterion: BIC) ต่ำที่สุด มีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ และอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ ซึ่งสามารถตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov's Test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-Test) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบเอฟ (F-Test) ของเลวีเนียนภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene's Test Based on Median)

5) พยากรณ์อนุกรมเวลา โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากขั้นตอนที่ 4

2. การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ (Smoothing Method)

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ (Smoothing Method) คือ การพยากรณ์โดยใช้ค่าสังเกตจากอดีตส่วนหนึ่งหรือทั้งหมดในการสร้างสมการพยากรณ์ ซึ่งน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าจะแตกต่างกัน เหตุผลสำคัญที่มีการใช้วิธีการปรับเรียบ เนื่องจากอนุกรมเวลาอาจเกิดความผันแปรจากเหตุการณ์ที่ผิดปกติ ทำให้ไม่เห็นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาอื่นๆ ซึ่งวิธีการปรับเรียบจะช่วยลดอิทธิพลของความผันแปรดังกล่าวได้ ดังนั้นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแต่ละส่วนจึงปรากฏชัดเจนขึ้น ทำให้สามารถพยากรณ์ค่าของอนุกรมเวลาในอนาคตได้ สำหรับวิธีการปรับเรียบนั้นมีวิธีการหลายวิธี และการใช้งานจะขึ้นอยู่กับลักษณะของอนุกรมเวลา เช่น อนุกรมเวลาที่ไม่มีส่วนประกอบของแนวโน้มและฤดูกาล ควรใช้การเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่าย การเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนัก การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย อนุกรมเวลาที่มีเฉพาะส่วนประกอบของแนวโน้ม ควรใช้การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก อนุกรมเวลาที่มีเฉพาะส่วนประกอบของฤดูกาล ควรใช้การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและฤดูกาล ควรใช้การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ [7, 8] การวิจัยครั้งนี้ได้ใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังทั้งหมด 2 วิธี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก เนื่องจากทั้ง 2 วิธีการพยากรณ์นี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดที่ 1 มากกว่าวิธีการอื่นๆ (ให้ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ต่ำที่สุด) รวมถึงอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางคอมพาวด์ของช่วงเวลาการศึกษาปรากฏส่วนประกอบของแนวโน้มอย่างชัดเจน โดยแนวโน้มที่พบมีลักษณะเพิ่มขึ้น (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 1)

2.1 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ (Holt's Exponential Smoothing Method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรงและไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล มีค่าคงที่การปรับเรียบ 2 ตัว คือ ค่าคงที่การปรับเรียบของค่าระดับ (Level: α) และค่าคงที่การปรับเรียบของค่าความชัน (Trend: γ) สามารถเขียนตัวแบบได้ดังสมการที่ (2) และเขียนตัวแบบพยากรณ์ได้ดังสมการที่ (3) [8]

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

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

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

β_0 และ β_1 แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน และความชันของแนวโน้ม ตามลำดับ

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

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

a_t และ b_t แทนค่าประมาณ ณ เวลา t ของพารามิเตอร์ β_0 และ β_1 ตามลำดับ

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

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

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบเอฟของเลวินภายใต้การใช้อำริยฐาน

2.2 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก (Damped Trend Exponential Smoothing Method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่ไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล และมีอัตราการเปลี่ยนแปลงไม่ว่าจะเพิ่มขึ้นหรือลดลงช้ากว่าการเปลี่ยนแปลงของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรง มีค่าคงที่การปรับเรียบ 3 ตัว คือ ค่าคงที่การปรับเรียบของค่าระดับ (α) ค่าคงที่การปรับเรียบของค่าความชัน (γ) และค่าคงที่การปรับเรียบของค่าความชันแบบแฉก (Damped Trend) (ϕ) [9] สามารถเขียนตัวแบบพยากรณ์ได้ดังสมการที่ (4) [10]

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

เมื่อ \hat{Y}_{t+m} แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t + m$ โดยที่ m แทนจำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า
 a_t และ b_t แทนค่าประมาณ ณ เวลา t ของพารามิเตอร์ β_0 และ β_1 ตามลำดับ
 โดยที่ $a_t = \alpha Y_t + (1 - \alpha)(a_{t-1} + \phi b_{t-1})$ และ $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1 - \gamma)\phi b_{t-1}$
 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

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบเอฟของเลวินภายใต้การใช้น้ำยฐาน

3. การเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีความแม่นยำที่สุด สำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมพาวด์ จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมด 3 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉกตัวแบบจากวิธีการพยากรณ์ใดที่มีค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความเหมาะสมกับข้อมูลชุดนี้มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด ซึ่งเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) แสดงตามลำดับ ดังนี้ [7, 11]

$$\text{MAPE} = \frac{100}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \quad \text{และ} \quad \text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} e_t^2} \quad (5)$$

เมื่อ $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$ แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t

Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

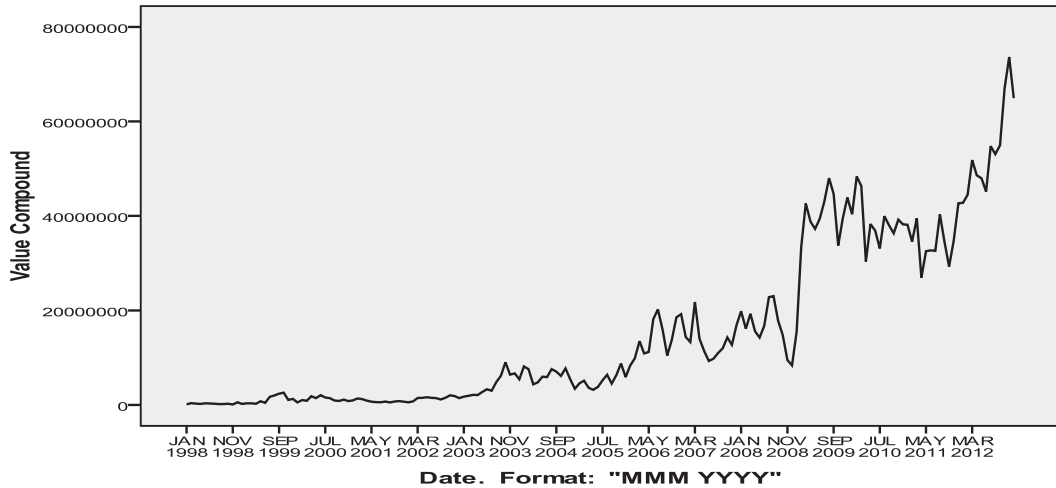
\hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

ผลการวิจัย

1. ผลการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 คือ ปริมาณการส่งออกยางคอมพาวด์ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2555 จำนวน 180 ค่า ดังรูปที่ 1 พบว่าอนุกรมชุดนี้ประกอบด้วยส่วนประกอบของแนวโน้ม โดยที่แนวโน้มมีลักษณะเพิ่มขึ้น



รูปที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2555

จากกราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 2 พบว่า กราฟ ACF ในภาพซ้ายมีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบลดลงอย่างช้าๆ เนื่องจากอนุกรมมีส่วนประกอบของแนวโน้ม ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลแปลงด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้วแสดงดังรูปที่ 3 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ แสดงดังตารางที่ 1 โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า BIC ต่ำที่สุด และมีค่าสถิติสำหรับการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบหรือค่า Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 คือ ตัวแบบ SARIMA(2, 1, 1)(1, 0, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่ เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Statistic = 0.112, p-value = 0.055) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 4 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = 1.194$, p-value = 0.234) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.426, p-value = 0.943) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(2, 1, 1)(1, 0, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่ มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$\begin{aligned}
 (1-\phi_1B-\phi_2B^2)(1-B)(1-\Phi_1B^2)Y_t &= (1-\theta_1B)(1-\Theta_1B^{12})\varepsilon_t \\
 (1-B-\phi_1B+\phi_1B^2-\phi_2B^2+\phi_2B^3)(1-\Phi_1B^{12})Y_t &= (1-\Theta_1B^{12}-\theta_1B+\theta_1\Theta_1B^{13})\varepsilon_t \\
 (1-\Phi_1B^{12}-B+\Phi_1B^{13}-\phi_1B+\phi_1\Phi_1B^{13}+\phi_1B^2-\phi_1\Phi_1B^{14}-\phi_2B^2+\phi_2\Phi_1B^{14}+\phi_2B^3-\phi_2\Phi_1B^{15})Y_t \\
 &= \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \Theta_1\varepsilon_{t-12} + \theta_1\Theta_1\varepsilon_{t-13} \\
 Y_t &= (1+\phi_1)Y_{t-1} - (\phi_1-\phi_2)Y_{t-2} - \phi_2Y_{t-3} + \Phi_1Y_{t-12} - \Phi_1(1+\phi_1)Y_{t-13} + \Phi_1(\phi_1-\phi_2)Y_{t-14} + \phi_2\Phi_1Y_{t-15} \\
 &\quad + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \Theta_1\varepsilon_{t-12} + \theta_1\Theta_1\varepsilon_{t-13}
 \end{aligned}$$

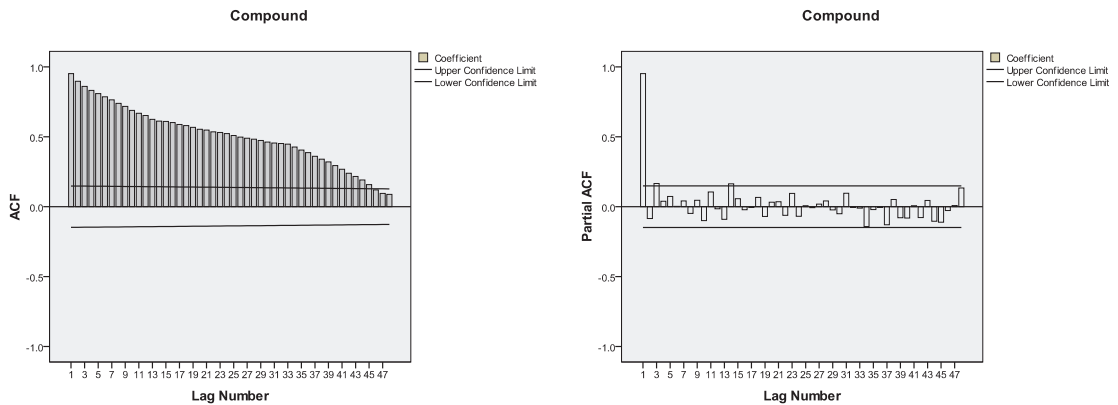
เมื่อแทนค่าประมาณพารามิเตอร์จากตารางที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_t &= 0.56584Y_{t-1} + 0.17447Y_{t-2} + 0.25969Y_{t-3} + 0.86191Y_{t-12} - 0.4877Y_{t-13} \\
 &\quad - 0.15038Y_{t-14} - 0.22383Y_{t-15} + 0.46729e_{t-1} - 0.6955e_{t-12} - 0.325e_{t-13}
 \end{aligned} \tag{6}$$

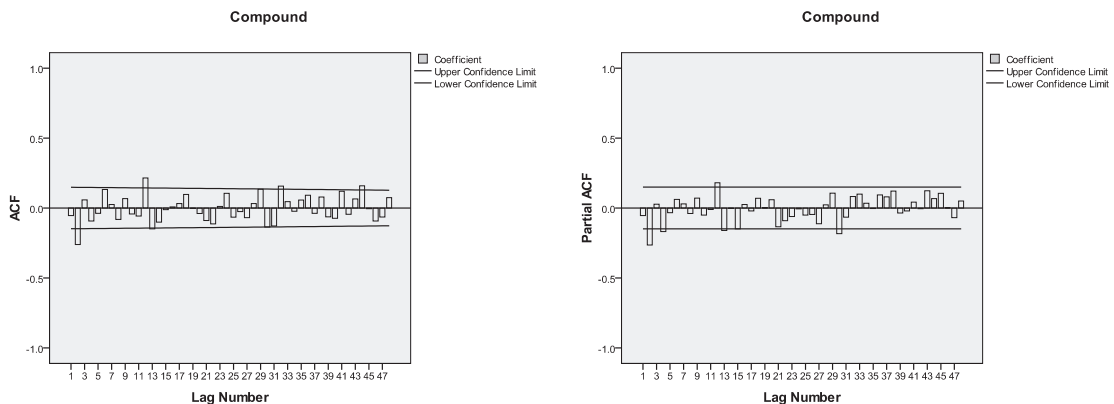
เมื่อ \hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t-j

e_{t-j} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t-j



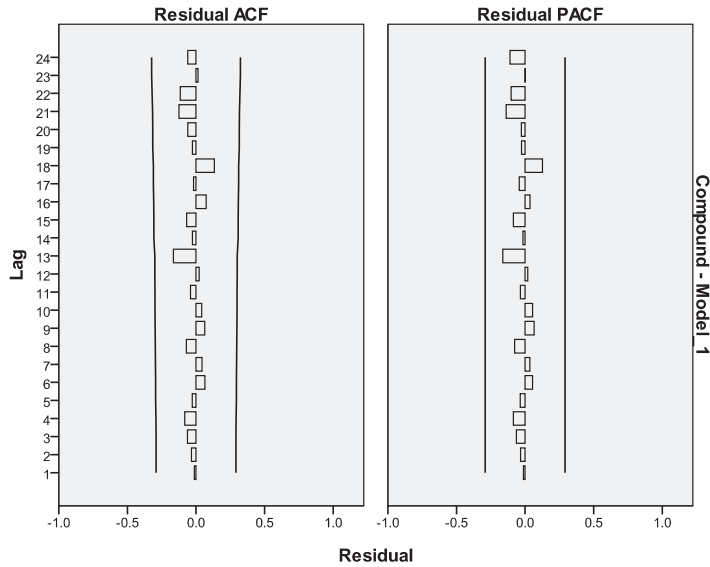
รูปที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์



รูปที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1

ตารางที่ 1 ค่าประมาณพารามิเตอร์ ค่า BIC และค่าสถิติ Ljung-Box Q ของตัวแบบ SARIMA (p, d, q)(P, D, Q)_s

| ค่าประมาณพารามิเตอร์ | | SARIMA(p, d, q)(P, D, Q) _s | | |
|-------------------------------|--------------------|--|--|--|
| | | SARIMA (2, 1, 1)(2, 0, 1) ₁₂ | SARIMA (2, 1, 1)(1, 0, 1) ₁₂ | SARIMA (2, 1, 1)(1, 0, 1) ₁₂ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่ |
| ค่าคงที่ | ค่าประมาณ | 406,997.952 | 406,990.698 | - |
| | p-value | 0.359 | 0.332 | |
| AR(1): | ค่าประมาณ | -0.41453 | -0.43024 | -0.43416 |
| | ϕ_1 p-value | 0.062 | 0.043 | 0.041 |
| AR(2): | ค่าประมาณ | -0.26491 | -0.26629 | -0.25969 |
| | ϕ_2 p-value | 0.001 | 0.001 | 0.001 |
| MA(1): | ค่าประมาณ | -0.44246 | -0.45544 | -0.46729 |
| | θ_1 p-value | 0.049 | 0.036 | 0.030 |
| SAR(1): | ค่าประมาณ | 0.91403 | 0.84640 | 0.86191 |
| | Φ_1 p-value | 0.183 | 0.004 | 0.002 |
| SAR(2): | ค่าประมาณ | -0.04416 | - | - |
| | Φ_2 p-value | 0.833 | | |
| SMA(1): | ค่าประมาณ | 0.72971 | 0.68362 | 0.69550 |
| | Θ_1 p-value | 0.291 | 0.052 | 0.041 |
| BIC | | 30.407 | 30.373 | 30.342 |
| Ljung-Box Q (ณ lag 18) | | 16.821 | 16.882 | 17.002 |
| p-value | | 0.156 | 0.205 | 0.199 |



รูปที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ SARIMA(2, 1, 1)(1, 0, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่

2. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ

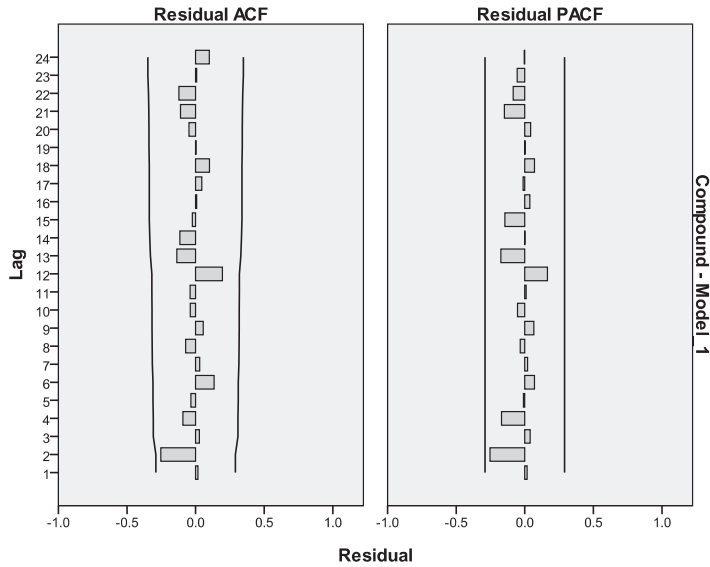
2.1 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 30.383 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 25.965, p-value = 0.055) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Statistic = 0.098, p-value = 0.2) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 5 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.279, p-value = 0.78) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.629, p-value = 0.802) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = 65,750,101.34 + 295,291.79(m) \quad (7)$$

เมื่อ \hat{Y}_{t+m} แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m โดยที่ m = 1 ถึง 13 (เดือนมกราคม 2556 ถึงเดือนมกราคม 2557 จำนวน 13 ค่า)

α และ γ มีค่าเท่ากับ 0.8999 และ 0.000035 ตามลำดับ



รูปที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

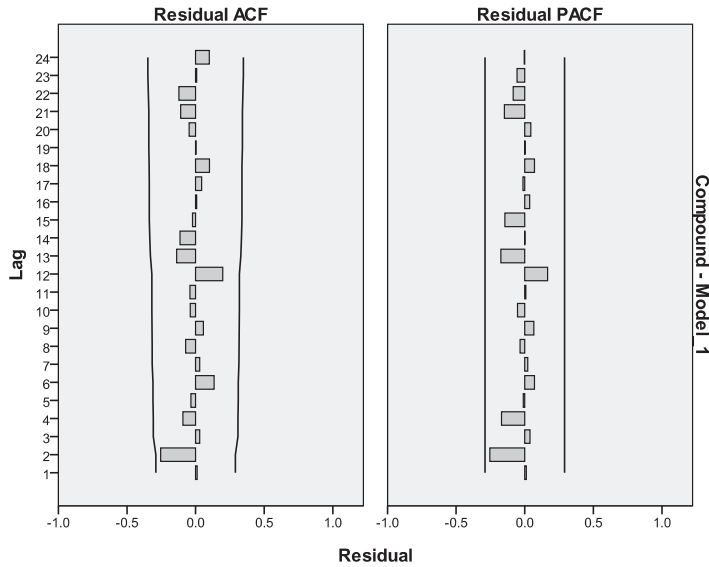
2.2 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 30.418 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 21.171, p-value = 0.131) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Statistic = 0.1, p-value = 0.2) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 6 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.277, p-value = 0.782) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.629, p-value = 0.802) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสมตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = 65,696,317.47 + 295,400.04 \sum_{i=1}^m (0.999997)^i \tag{8}$$

เมื่อ \hat{Y}_{t+m} แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m โดยที่ m = 1 ถึง 13 (เดือนมกราคม 2556 ถึงเดือนมกราคม 2557 จำนวน 13 ค่า)

α , γ และ ϕ มีค่าเท่ากับ 0.907097, 0.000051 และ 0.999997 ตามลำดับ



รูปที่ 6 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก

3. ผลการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ในสมการที่ (6) โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ในสมการที่ (7) และโดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก ในสมการที่ (8) สำหรับการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 นั่นคือ ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ตั้งแต่เดือนมกราคม 2556 ถึงเดือนมกราคม 2557 ได้ค่าพยากรณ์ ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) แสดงดังตารางที่ 2 ซึ่งพบว่า วิธีบอกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่มีความแม่นยำสูงสุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือมีค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ต่ำที่สุด

ตารางที่ 2 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ (กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2556 ถึงเดือนมกราคม 2557 ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

| ช่วงเวลา | ปริมาณ การส่งออก ยางคอมปาวด์ | ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ จากการพยากรณ์โดยวิธี | | |
|-------------|------------------------------------|--|------------------|------------------|
| | | บอซซ์-เจนกินส์ | โสลต์ | แดม |
| ม.ค. 56 | 62,047,923 | 64,595,462 | 66,045,393 | 65,991,717 |
| ก.พ. 56 | 65,247,818 | 68,879,390 | 66,340,685 | 66,287,115 |
| มี.ค. 56 | 80,633,898 | 70,333,046 | 66,635,977 | 66,582,513 |
| เม.ย. 56 | 71,188,711 | 66,134,763 | 66,931,269 | 66,877,910 |
| พ.ค. 56 | 62,580,282 | 67,518,605 | 67,226,560 | 67,173,306 |
| มิ.ย. 56 | 54,102,836 | 67,156,776 | 67,521,852 | 67,468,702 |
| ก.ค. 56 | 56,662,019 | 68,894,151 | 67,817,144 | 67,764,097 |
| ส.ค. 56 | 64,679,436 | 70,389,113 | 68,112,436 | 68,059,491 |
| ก.ย. 56 | 62,088,075 | 69,376,691 | 68,407,727 | 68,354,884 |
| ต.ค. 56 | 78,646,355 | 70,071,627 | 68,703,019 | 68,650,277 |
| พ.ย. 56 | 74,946,412 | 72,232,916 | 68,998,311 | 68,945,669 |
| ธ.ค. 56 | 76,952,172 | 71,889,453 | 69,293,603 | 69,241,060 |
| ม.ค. 57 | 63,232,544 | 71,906,627 | 69,588,895 | 69,536,450 |
| MAPE | | 10.6569 | 10.7264 | 10.6996 |
| RMSE | | 7,662,244 | 8,049,685 | 7,662,537 |

สรุปและวิจารณ์ผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ (กิโลกรัม) โดยใช้ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนมกราคม 2557 จำนวน 193 ค่า จากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 เป็นข้อมูลปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2555 จำนวน 180 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยเทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่เหมาะสมกับข้อมูลชุดนี้มากที่สุด จำนวน 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอซซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโสลต์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม ชุดที่ 2 เป็นข้อมูลปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ตั้งแต่เดือนมกราคม 2556 ถึงเดือนมกราคม 2557 จำนวน 13 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมด ที่ได้ศึกษา วิธีบอซซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่มีความแม่นยำสูงที่สุด ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์เป็น

$$\hat{Y}_t = 0.56584Y_{t-1} + 0.17447Y_{t-2} + 0.25969Y_{t-3} + 0.86191Y_{t-12} - 0.4877Y_{t-13} \\ - 0.15038Y_{t-14} - 0.22383Y_{t-15} + 0.46729e_{t-1} - 0.6955e_{t-12} - 0.325e_{t-13}$$

เมื่อ \hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

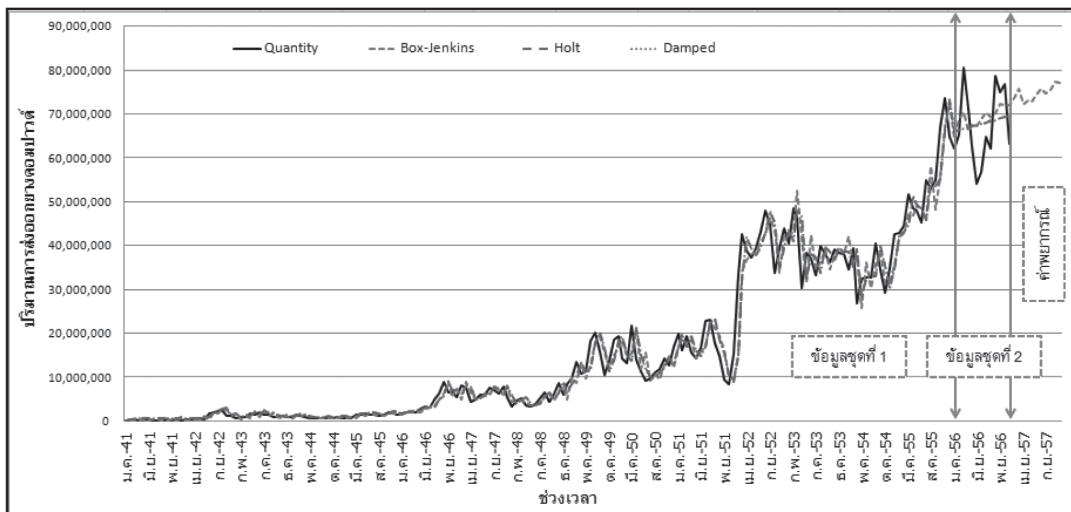
Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา $t-j$

e_{t-j} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา $t-j$

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ได้ค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมพาวด์ตั้งแต่เดือนกุมภาพันธ์ถึงเดือนธันวาคม 2557 แสดงดังตารางที่ 3 และรูปที่ 7 ซึ่งพบว่า ปริมาณการส่งออกยางคอมพาวด์ยังคงมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น อย่างไรก็ตามปริมาณการส่งออกยางคอมพาวด์อาจไม่ได้ขึ้นอยู่กับปัจจัยเวลาเพียงปัจจัยเดียว ดังนั้นการศึกษาครั้งต่อไป ผู้วิจัยควรพิจารณาปัจจัยอื่นๆ ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วย เช่น ปัจจัยด้านเศรษฐกิจ คุณภาพของผลผลิต และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตรา เป็นต้น

ตารางที่ 3 ค่าพยากรณ์ของปริมาณการส่งออกยางคอมพาวด์ (กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนกุมภาพันธ์ถึงเดือนธันวาคม 2557

| ช่วงเวลา | ค่าพยากรณ์ | ช่วงเวลา | ค่าพยากรณ์ |
|----------|------------|----------|------------|
| ก.พ. 57 | 73,603,001 | ส.ค. 57 | 75,667,075 |
| มี.ค. 57 | 75,645,121 | ก.ย. 57 | 74,800,239 |
| เม.ย. 57 | 72,202,271 | ต.ค. 57 | 75,406,351 |
| พ.ค. 57 | 73,113,793 | พ.ย. 57 | 77,264,596 |
| มิ.ย. 57 | 72,878,395 | ธ.ค. 57 | 76,968,705 |
| ก.ค. 57 | 74,415,698 | | |



รูปที่ 7 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางคอมพาวด์ และค่าพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี

เอกสารอ้างอิง

1. Ch7News. 2556. เทียงเกษตร: เพิ่มศักยภาพส่งออกยางคอมปาวด์. ได้จาก http://news.ch7.com/detail/41339/เทียงเกษตร_เพิ่มศักยภาพส่งออกยางคอมปาวด์.html. 18 มีนาคม 2557.
2. เดลินิวส์. 2556. ยางคอมปาวด์-เรื่องน่ารู้. ได้จาก <http://www.dailynews.co.th/Content/agriculture/196471/ยางคอมปาวด์+-+เรื่องน่ารู้>. 18 มีนาคม 2557.
3. สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. 2556. สถิติการส่งออกยางคอมปาวด์: ปริมาณและมูลค่าการส่งออกรายเดือน. ได้จาก http://www.oae.go.th/oae_report/export_import/export.php. 17 มีนาคม 2557
4. ทรงศิริ แต่สมบัติ. 2549. การพยากรณ์เชิงปริมาณ. กรุงเทพฯ. มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
5. Box, G. E. P., Jenkins, G. M., and Reinsel, G. C. 1994. Time Series Analysis: Forecasting and Control. 3rd Edition. New Jersey. Prentice Hall.
6. Bowerman, B. L., and O'Connell, R. T. 1993. Forecasting and Time Series: An Applied Approach. 3rd Edition. California. Duxbury Press.
7. วรางคณา กীরติวิบูลย์ และปรีดาภรณ์ กาญจนสำราญวงศ์. 2556. ตัวแบบพยากรณ์ราคาปาล์มน้ำมันจังหวัดสุราษฎร์ธานี. *วารสารวิทยาศาสตร์ มศว* 29(2): 27-42.
8. สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. 2548. เทคนิคการพยากรณ์. พิมพ์ครั้งที่ 2. สงขลา. มหาวิทยาลัยทักษิณ.
9. มุกดา แม้นมินทร์. 2549. อนุกรมเวลาและการพยากรณ์. กรุงเทพฯ. โฟร์พรีนติ้ง.
10. IBM Corporation. 2013. IBM SPSS Statistics Information Center. Available from URL: <http://publib.boulder.ibm.com/infocenter/spsstat/v20r0m0/index.jsp?>. 10 March 2013.
11. จุฑามาต ศุภนคร. 2554. การพยากรณ์อนุกรมเวลาลำหรับการวางแผนการผลิตชิ้นส่วนประกอบผลิตภัณฑ์แบร์ริง. *วารสารวิชาการพระจอมเกล้าพระนครเหนือ*. 21(3): 595-606.

ได้รับบทความวันที่ 21 มีนาคม 2557
 ยอมรับตีพิมพ์วันที่ 1 กรกฎาคม 2557