การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีบอกซ์ - เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์ สำหรับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกถุงมือยาง

A Comparison of Forecasting Methods between Box - Jenkins Method and Winters' Multiplicative Exponential Smoothing Method for Predicting the Rubber Gloves Export Values

วรางคณา กีรติวิบูลย์*

Warangkhana Keerativibool*

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ วิทยาเขตพัทลุง

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

วันที่รับบทความ 12 มีนาคม พ.ศ. 2557

วันที่ตอบรับตีพิมพ์ 7 พฤษภาคม พ.ศ. 2558

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการวิจัยครั้งนี้ คือ การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 2 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์ สำหรับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกถุงมือยาง โดยใช้อนุกรมเวลารายเดือนจากเว็บไซต์ของธนาคารแห่งประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม 2538 ถึงเดือนมกราคม 2558 จำนวน 241 ค่า ซึ่งข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 คือ มูลค่าการส่งออกถุงมือยางตั้งแต่เดือนมกราคม 2538 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 234 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ และชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมกราคม 2558 จำนวน 7 ค่า สำหรับการคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์เป็น $\hat{Y}_{t+m} = (1{,}851.3946 + 7.6332m)\hat{S}_t$ เมื่อ m แทนจำนวนเดือนที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า โดยมีค่าเริ่มต้น คือ เดือนกรกฎาคม 2557 (m = 1) และ $\hat{S}_t$ แทนค่าดัชนีฤดูกาล

คำสำคัญ : ถุงมือยาง วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย

*Corresponding author. E-mail : warang27@gmail.com

Abstract

The purpose of this research was to compare two forecasting methods, Box-Jenkins method and Winters' multiplicative exponential smoothing method, for predicting the export values of rubber gloves. Time series that used was the monthly data from the website of Bank of Thailand during January, 1995 to January, 2015 (241 values). The data were split into two sets, the first 234 values of rubber gloves from January, 1995 to June, 2014 for constructing the forecasting models and the last 7 values from July, 2014 until January, 2015 for finding the most suitable forecasting method via the criteria of the lowest mean absolute percentage error and root mean squared error. The results showed that, Winters' multiplicative exponential smoothing method was suitable to this time series than Box-Jenkins method. The forecasting model was $\hat{Y}_{t+m} = (1{,}851.3946 + 7.6332m)\hat{S}_t$ where m represented the number of months to forecast ahead with the starting value of July 2014 (m = 1) and $\hat{S}_t$ represented the seasonal index.

Keywords : rubber gloves, Box-Jenkins Method, Exponential Smoothing Method, Mean Absolute Percentage Error (MAPE)

บทนำ

ประเทศไทยเป็นผู้ผลิตและส่งออกยางพาราเป็นอันดับต้นๆ ของโลก รัฐบาลจึงมีการสนับสนุนให้เพิ่มมูลค่าของยางพาราด้วยการผลิตเป็นผลิตภัณฑ์ต่างๆ หนึ่งในผลิตภัณฑ์ที่ผลิตจากยางพาราและเป็นสินค้าส่งออกที่สำคัญ คือ ถุงมือยาง เนื่องจากประเทศไทยเป็นแหล่งผลิตน้ำยางข้น ซึ่งเป็นวัตถุดิบหลักที่ใช้ในการผลิตถุงมือยาง ดังนั้นปัจจุบันประเทศไทยจึงเป็นประเทศที่ผลิตถุงมือยางธรรมชาติรายใหญ่แห่งหนึ่งของโลก (จินตนา ลีกิจวัฒนะ, 2551) ถุงมือยางแบ่งออกได้เป็น 3 ประเภท ได้แก่ ถุงมือยางที่ใช้ในการแพทย์ ถุงมือยางที่ใช้ในงานบ้าน และถุงมือยางที่ใช้ในอุตสาหกรรม (ศูนย์วิจัยและพัฒนาอุตสาหกรรมยางไทย, 2558) จากเดิมประเทศไทยต้องนำเข้าถุงมือยางเพื่อใช้ในประเทศ เนื่องจากถุงมือยางที่ผลิตในประเทศยังมีคุณภาพไม่เป็นที่ยอมรับเท่ากับถุงมือยางที่ผลิตจากต่างประเทศ ภายหลังเมื่อรัฐบาลให้การส่งเสริมโดยเฉพาะการส่งเสริมการลงทุน จึงมีผู้ประกอบการจากต่างประเทศเข้ามาลงทุน โดยนำเทคโนโลยีในการผลิตเข้ามาด้วย ส่งผลให้หลังจากปี 2529 เป็นต้นมา ประเทศไทยสามารถผลิตถุงมือยางเพื่อใช้ในประเทศและส่งไปจำหน่ายยังต่างประเทศได้เป็นอย่างมาก (จินตนา ลีกิจวัฒนะ, 2551) อย่างไรก็ตามจากข้อมูลของธนาคารแห่งประเทศไทย (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2558) พบว่า ภาพรวมมูลค่าการส่งออกถุงมือยาง ยังคงมีความผันผวนในแต่ละเดือนสูง ด้วยเหตุผลของความไม่แน่นอนในมูลค่าการส่งออก ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะนำมูลค่าการส่งออกในอดีตมาสร้างตัวแบบพยากรณ์ โดยการศึกษาครั้งนี้จะให้ความสนใจกับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกถุงมือยาง เพื่อใช้ในการวางแผนการผลิตให้สอดคล้องกับสถานการณ์หรือภาวะปัจจุบันของตลาด ซึ่งจะส่งผลดีต่อการตัดสินใจ การบริหารจัดการด้านความเสี่ยงต่างๆ ช่วยในการประเมินการคาดการณ์มูลค่าการส่งออกถุงมือยางล่วงหน้า โดยข้อมูลที่ได้จะเป็นประโยชน์ต่อผู้ส่งออก และบุคคลที่มีส่วนเกี่ยวข้องในการวางแผน กำหนดนโยบายหรือกำหนดแนวทางการส่งเสริม แก้ไขปัญหา และขจัดอุปสรรคที่อาจจะเกิดขึ้นในอนาคต อีกทั้งยังเป็นประโยชน์ต่อรัฐบาลในการจัดทำแผนยุทธศาสตร์และวางนโยบายเชิงกลยุทธ์ทางด้านการค้าในอนาคตต่อไป

วิธีการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยใช้อนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกถุงมือยาง (ล้านบาท) จากเว็บไซต์ของธนาคารแห่งประเทศไทย (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2558) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2538 ถึงเดือนมกราคม 2558 จำนวน 241 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2538 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 234 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 2 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์ โดยใช้โปรแกรม SPSS รุ่น 17 เนื่องจากได้พิจารณาจากค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) ของข้อมูลชุดที่ 1 แล้วพบว่า วิธีการพยากรณ์ทั้ง 2 วิธีมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีการพยากรณ์อื่นๆ ข้อมูลชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมกราคม 2558 จำนวน 7 ค่า สำหรับการคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด

1. **การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์** (Box-Jenkins Method)

การกำหนดตัวแบบของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ทำได้โดยการตรวจสอบคุณสมบัติฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) ของอนุกรมเวลาที่คงที่ (Stationary) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ (ทรงศิริ แต้สมบัติ, 2549) กรณีที่อนุกรมเวลาไม่คงที่ (Non-Stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ก่อนที่จะกำหนดตัวแบบ เช่น การแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or Seasonal Difference) การแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมสามัญหรือลอการิทึมธรรมชาติ (Common Logarithm or Natural Logarithm) การแปลงข้อมูลด้วยเลขยกกำลัง เช่น ยกกำลัง 0.5 (Square Root Transformation) หรือยกกำลัง 2 (Square Transformation) เป็นต้น (Bowerman and O'Connell, 1993) ตัวแบบทั่วไปของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$_s$ แสดงดังสมการที่ (1) (Bowerman and O'Connell, 1993; Box *et al*., 1994) และขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์แสดงรายละเอียดใน วรางคณา กีรติวิบูลย์ (2557ก)

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

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปรกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_p(B^s)$ แทนค่าคงตัว โดยที่ μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่

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

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

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

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

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้ว จะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปรกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov's Test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-Test) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีน ภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene's Test based on Median)

2. **การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์** (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing Method)

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ (Smoothing Method) คือ การพยากรณ์โดยใช้ค่าสังเกตจากอดีตส่วนหนึ่งหรือทั้งหมดในการสร้างสมการพยากรณ์ ซึ่งน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าจะแตกต่างกัน เหตุผลสำคัญที่มีการใช้วิธีการปรับเรียบ เนื่องจากอนุกรมเวลาอาจเกิดความผันแปรจากเหตุการณ์ที่ผิดปรกติ ทำให้ไม่เห็นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาอื่นๆ ซึ่งวิธีการปรับเรียบจะช่วยลดอิทธิพลของความผันแปรดังกล่าวได้ ดังนั้นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแต่ละส่วนจึงปรากฏชัดเจนขึ้น ทำให้สามารถพยากรณ์ค่าของอนุกรมเวลาในอนาคตได้ สำหรับวิธีการปรับเรียบนั้นมีวิธีการหลายวิธี และการใช้งานจะขึ้นอยู่กับลักษณะของอนุกรมเวลา เช่น อนุกรมเวลาที่ไม่มีส่วนประกอบของแนวโน้มและฤดูกาล ควรใช้การเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่าย การเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนัก การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย อนุกรมเวลาที่มีเฉพาะส่วนประกอบของแนวโน้ม ควรใช้การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม อนุกรมเวลาที่มีเฉพาะส่วนประกอบของฤดูกาล ควรใช้การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและฤดูกาล ควรใช้การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ (วรางคณา กีรติวิบูลย์, 2557ข) ซึ่งวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ แบ่งออกเป็น 2 กรณี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์ (Winters' Additive Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีความผันแปรตามฤดูกาลคงที่ กล่าวคือความผันแปรตามฤดูกาลมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีความผันแปรตามฤดูกาลเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (วรางคณา กีรติวิบูลย์, 2556) สำหรับการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์ เนื่องจากอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกถุงมือยางของข้อมูลชุดที่ 1 ในช่วงเดือนมกราคม 2538 ถึงเดือน

มิถุนายน 2557 มีความผันแปรตามฤดูกาลเพิ่มขึ้นตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (แสดงรายละเอียดในภาพที่ 1) ตัวแบบแสดงดังสมการที่ (2) และตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3) (สมเกียรติ เกตุเอี่ยม, 2548)

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

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

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

β_0, β_1 และ S_t แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล ตามลำดับ

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปรกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

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

a_t, b_t และ $\hat{S}_t$ แทนค่าประมาณ ณ เวลา t ของพารามิเตอร์ β_0, β_1 และ S_t ตามลำดับ

โดยที่ $a_t = \alpha \frac{Y_t}{\hat{S}_{t-s}} + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$

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

$$\hat{S}_t = \delta \frac{Y_t}{a_t} + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$$

α, γ และ δ แทนค่าคงตัวการปรับเรียบ โดยที่ $0 < \alpha < 1$, $0 < \gamma < 1$ และ $0 < \delta < 1$

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปรกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีน ภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน

3. การคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกถุงมือยาง โดยการเปรียบเทียบค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) จากวิธีการพยากรณ์ทั้ง 2 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์ ตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) (สมเกียรติ เกตุเอี่ยม, 2548) แสดงดังนี้

$$MAPE = \frac{100}{n_2}\sum_{t=1}^{n_2}\left|\frac{e_t}{Y_t}\right| \quad \text{และ} \quad RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_2}\sum_{t=1}^{n_2}e_t^2} \qquad (4)$$

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

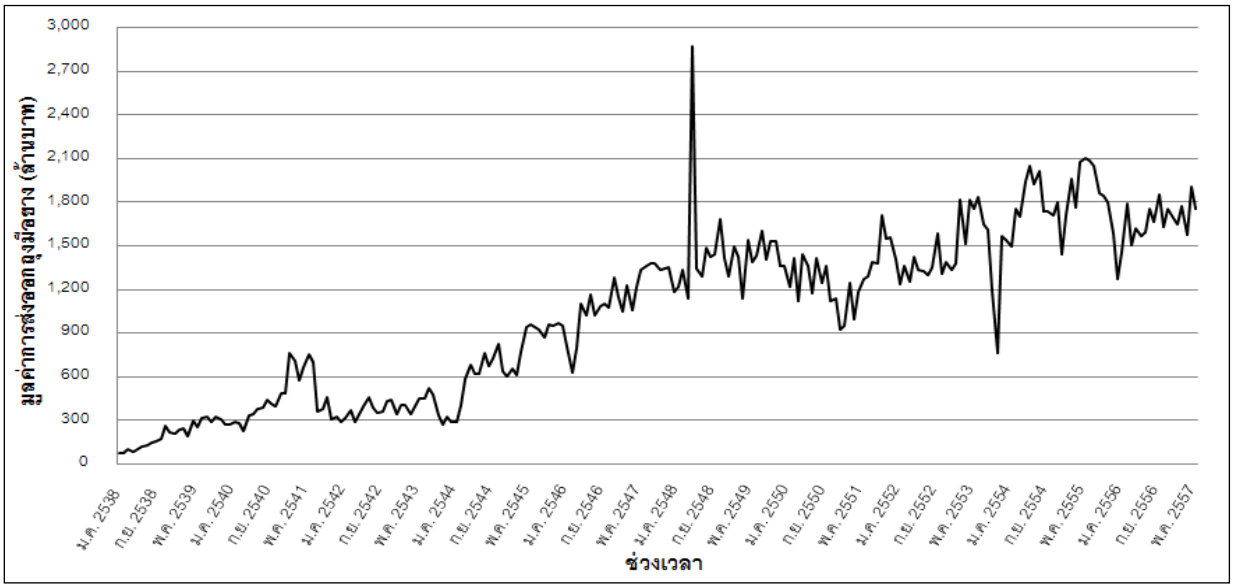
Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

ผลการวิจัยและวิจารณ์ผล

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกถุงมือยาง ตั้งแต่เดือนมกราคม 2538 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 234 ค่า ดังภาพที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น และมีความผันแปรตามฤดูกาลไม่คงที่ กล่าวคือ ความผันแปรตามฤดูกาลมีค่าเพิ่มขึ้นตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป



ภาพที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกถุงมือยาง ตั้งแต่เดือนมกราคม 2538 ถึงเดือนมิถุนายน 2557

1. **ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์**

จากกราฟ ACF และ PACF ดังภาพที่ 2 พบว่า อนุกรมเวลายังไม่คงที่ เนื่องจากมีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 เมื่อจำนวนคาบของฤดูกาลเท่ากับ 12 (d = 1, D = 1, s = 12) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังภาพที่ 3 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ ดังแสดงในตารางที่ 1 โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 มีค่า BIC ต่ำที่สุด และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 คือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(0, 1, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความ

คลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.242, p-value = 0.092) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในภาพที่ 4 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = -0.377, p-value = 0.706) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.645, p-value = 0.789) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(0, 1, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$\begin{aligned}
(1-\phi_1 B)(1-B)(1-B^{12})Y_t &= (1-\theta_1 B)(1-\Theta_1 B^{12})\,\varepsilon_t \\
(1-B-\phi_1 B+\phi_1 B^2)(1-B^{12})Y_t &= (1-\Theta_1 B^{12}-\theta_1 B+\theta_1\Theta_1 B^{13})\,\varepsilon_t \\
(1-B^{12}-B+B^{13}-\phi_1 B+\phi_1 B^{13}+\phi_1 B^2-\phi_1 B^{14})Y_t &= \varepsilon_t-\theta_1\varepsilon_{t-1}-\Theta_1\varepsilon_{t-12}+\theta_1\Theta_1\varepsilon_{t-13} \\
Y_t = (1+\phi_1)(Y_{t-1}-Y_{t-13})-\phi_1(Y_{t-2}-Y_{t-14})+Y_{t-12}+\varepsilon_t-\theta_1\varepsilon_{t-1}-\Theta_1\varepsilon_{t-12}+\theta_1\Theta_1\varepsilon_{t-13}&
\end{aligned}$$

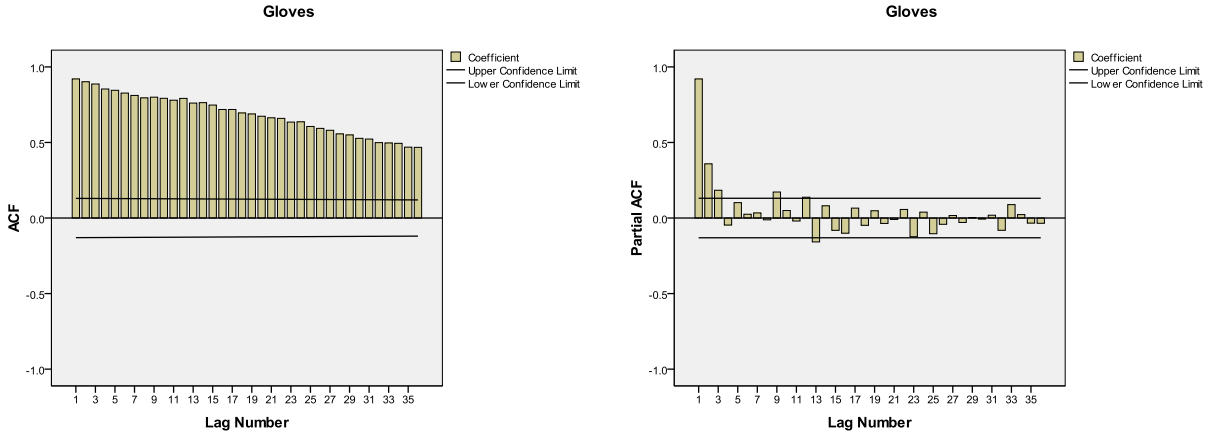
จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ในตารางที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = 1.20897(Y_{t-1}-Y_{t-13})-0.20897(Y_{t-2}-Y_{t-14})+Y_{t-12}-0.75154e_{t-1}-0.86977e_{t-12}+0.65367e_{t-13} \qquad (5)$$

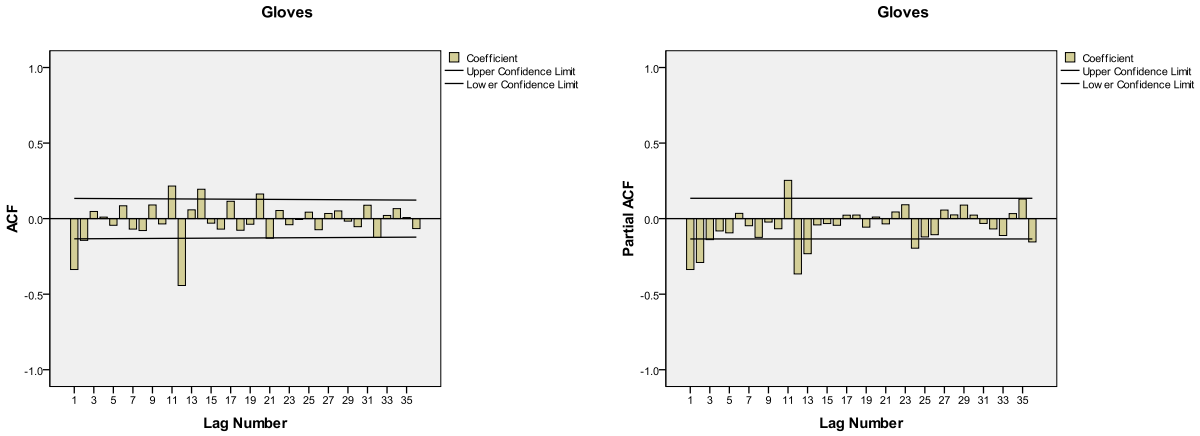
เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t – j

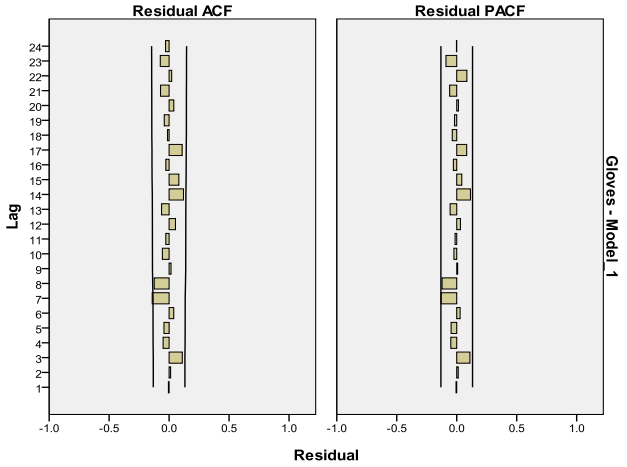
e_{t-j} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t – j



ภาพที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกถุงมือยาง



ภาพที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกถุงมือยาง
เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1



ภาพที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์
ที่มีตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(0, 1, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว

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, 2) $(2, 1, 1)_{12}$	SARIMA (2, 1, 1) $(2, 1, 1)_{12}$	SARIMA (2, 1, 1) $(1, 1, 1)_{12}$	SARIMA (2, 1, 1) $(1, 1, 1)_{12}$ **ไม่มีพจน์ค่าคงตัว**	SARIMA (1, 1, 1) $(1, 1, 1)_{12}$ **ไม่มีพจน์ค่าคงตัว**	SARIMA (1, 1, 1) $(0, 1, 1)_{12}$ **ไม่มีพจน์ค่าคงตัว**
ค่าคงตัว	ค่าประมาณ	-0.30196	-0.31741	-0.30616	-	-	-
	p-value	0.701	0.630	0.626			
AR(1): ϕ_1	ค่าประมาณ	-0.49752	0.28835	0.28781	0.28298	0.22616	0.20897
	p-value	0.654	0.005	0.004	0.006	0.027	0.044
AR(2): ϕ_2	ค่าประมาณ	0.12430	0.08085	0.08282	0.07963	-	-
	p-value	0.689	0.353	0.339	0.360		
MA(1): θ_1	ค่าประมาณ	0.03778	0.83716	0.83954	0.83332	0.76669	0.75154
	p-value	0.973	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
MA(2): θ_2	ค่าประมาณ	0.53226	-	-	-	-	-
	p-value	0.536					
SAR(1): Φ_1	ค่าประมาณ	0.15400	0.15166	0.14737	0.14668	0.14358	-
	p-value	0.097	0.095	0.085	0.086	0.091	
SAR(2): Φ_2	ค่าประมาณ	0.04045	0.03920	-	-	-	-
	p-value	0.637	0.646				
SMA(1): Θ_1	ค่าประมาณ	0.99852	0.99268	0.98334	0.97500	0.95744	0.86977
	p-value	0.832	0.307	0.006	0.000	0.000	0.000
BIC		**10.609**	**10.576**	**10.546**	**10.518**	**10.493**	**10.475**
Ljung-Box Q (ณ lag 18)		**20.227**	**19.785**	**19.219**	**19.277**	**20.342**	**22.869**
p-value		**0.042**	**0.071**	**0.116**	**0.115**	**0.120**	**0.087**

2. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 10.351 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 24.243, p-value = 0.061) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.320, p-value = 0.061) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในภาพที่ 5 ซึ่งพบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ยกเว้นช่วงเวลาที่ 7 มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนเกินจากขอบเขตเพียงเล็กน้อย ซึ่งไม่มีผลเสียแต่อย่างใด เนื่องจากเป็นความสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ห่างกัน

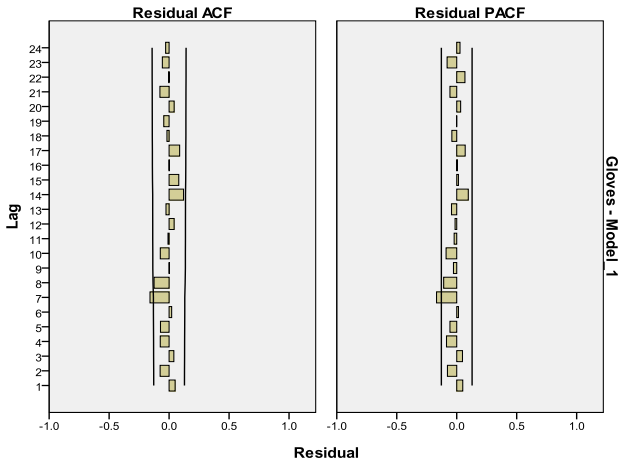
ถึง 7 ช่วงเวลา) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = -0.225, p-value = 0.822) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.531, p-value = 0.881) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (1{,}851.3946 + 7.6332\,m)\hat{S}_t \qquad (6)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m โดยที่ m = 1 ถึง 7 (เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมกราคม 2558 จำนวน 7 ค่า)

$\hat{S}_t$ แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า มูลค่าการส่งออกถุงมือยางของเดือนพฤษภาคมและเดือนสิงหาคมของทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 1

α , γ และ δ มีค่าเท่ากับ 0.41472, 0.001 และ 0.14421 ตามลำดับ



ภาพที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์

ตารางที่ 2 ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกถุงมือยาง จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์

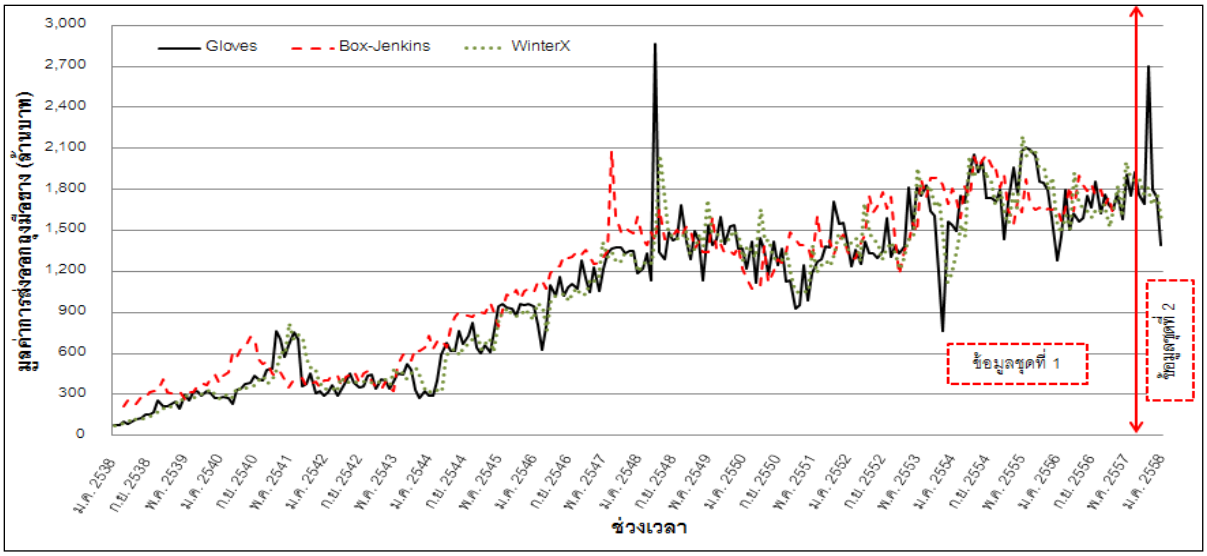
เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล
มกราคม	0.82412	พฤษภาคม	1.02746	กันยายน	0.94265
กุมภาพันธ์	0.84732	มิถุนายน	0.98514	ตุลาคม	0.96074
มีนาคม	0.93112	กรกฎาคม	0.99521	พฤศจิกายน	0.89536
เมษายน	0.82290	สิงหาคม	1.00255	ธันวาคม	0.92612

3. ผลการคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์ ในสมการที่ (5) และ (6) ตามลำดับ ได้ค่าพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลาชุดที่ 2 ซึ่งคือ มูลค่าการส่งออกถุงมือยาง ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมกราคม 2558 แสดงดังตารางที่ 3 ผลการคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม พบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมมากกว่าวิธีบอกซ์-เจนกินส์ เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือมีค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ต่ำที่สุด อย่างไรก็ตาม ค่าพยากรณ์ของทั้ง 2 วิธี มีความน่าเชื่อถือ เนื่องจากไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($t = -0.2487$, p-value = 0.8078) ผลการเปรียบเทียบอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกถุงมือยาง และค่าพยากรณ์จากทั้ง 2 วิธีสำหรับข้อมูลชุดที่ 1 และชุดที่ 2 แสดงดังภาพที่ 6

ตารางที่ 3 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของมูลค่าการส่งออกถุงมือยาง (ล้านบาท) ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมกราคม 2558 ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

ช่วงเวลา	มูลค่าการส่งออกถุงมือยาง	มูลค่าการส่งออกถุงมือยาง จากการพยากรณ์โดยวิธี	
		บอกซ์-เจนกินส์	วินเทอร์
ก.ค. 2557	1,924.50	1,790.64	1,850.13
ส.ค. 2557	1,765.70	1,837.26	1,871.41
ก.ย. 2557	1,696.60	1,753.17	1,766.81
ต.ค. 2557	2,698.00	1,797.15	1,808.05
พ.ย. 2557	1,799.90	1,685.94	1,691.84
ธ.ค. 2557	1,747.20	1,749.58	1,757.03
ม.ค. 2558	1,393.20	1,617.79	1,569.80
MAPE		10.0458	9.4596
RMSE		358.8082	349.8177



ภาพที่ 6 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกถุงมือยาง และค่าพยากรณ์ทั้ง 2 วิธี

สรุปผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกถุงมือยาง โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของธนาคารแห่งประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม 2538 ถึงเดือนมกราคม 2558 จำนวน 241 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2538 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 234 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์ ชุดที่ 2 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมกราคม 2558 จำนวน 7 ค่า สำหรับการคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์เป็น $\hat{Y}_{t+m} = (1{,}851.3946 + 7.6332\,m)\hat{S}_t$ เมื่อ m แทนจำนวนเดือนที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า โดยมีค่าเริ่มต้น คือ เดือนกรกฎาคม 2557 (m = 1) และ $\hat{S}_t$ แทนค่าดัชนีฤดูกาล เนื่องจากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์ให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือมีค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ต่ำที่สุด อย่างไรก็ตาม ค่าพยากรณ์ของทั้ง 2 วิธี มีความน่าเชื่อถือ เนื่องจากไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

ผลการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกถุงมือยาง ตั้งแต่เดือนกุมภาพันธ์ถึงเดือนธันวาคม 2558 โดยใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์ แสดงดังตารางที่ 4 ซึ่งพบว่า มูลค่าการส่งออกถุงมือยาง มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเล็กน้อย และยังคงมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยในเดือนมิถุนายน 2558 มูลค่าการส่งออกถุงมือยางมีค่าประมาณ 1,914.12 ล้านบาท และในเดือนธันวาคม 2558 มูลค่าการส่งออกจะมีค่าลดลงเป็น 1,841.86 ล้านบาท อย่างไรก็ตาม มูลค่าการส่งออกมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ เพราะนโยบายการค้าระหว่างประเทศ ภาวะเศรษฐกิจ และปัจจัยที่เกี่ยวกับการค้าระหว่างประเทศ

(ยิ่งยง แสนเดช และคณะ, 2554) ดังนั้นเมื่อมีมูลค่าการส่งออกถุงมือยางที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบเพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

ตารางที่ 4 ค่าพยากรณ์ของมูลค่าการส่งออกถุงมือยาง (ล้านบาท) ตั้งแต่เดือนกุมภาพันธ์ถึงเดือนธันวาคม 2558

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
ก.พ. 2558	1,620.47	มิ.ย. 2558	1,914.12	ต.ค. 2558	1,896.05
มี.ค. 2558	1,787.84	ก.ค. 2558	1,941.29	พ.ย. 2558	1,773.85
เม.ย. 2558	1,586.33	ส.ค. 2558	1,963.24	ธ.ค. 2558	1,841.86
พ.ค. 2558	1,988.51	ก.ย. 2558	1,853.15		

เอกสารอ้างอิง

จินตนา ลีกิจวัฒนะ. (2551). *บทความวิทยุกระจายเสียง "วันนี้กับวิทยาศาสตร์" ครั้งที่ 6 เรื่อง ถุงมือยาง.* วันที่ค้นข้อมูล 7 มีนาคม 2558, เข้าถึงได้จาก http://siweb.dss.go.th/dss_doc/fulltext/radio/R6.pdf

ทรงศิริ แต้สมบัติ. (2549). *การพยากรณ์เชิงปริมาณ.* กรุงเทพฯ: มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

ธนาคารแห่งประเทศไทย. (2558). *มูลค่าการส่งออกถุงมือยาง.* วันที่ค้นข้อมูล 6 มีนาคม 2558, เข้าถึงได้จาก http://www2.bot.or.th/statistics/ReportPage.aspx?reportID=597&language=th

ยิ่งยง แสนเดช นิดา ชาญบรรยง และประสิทธิ์ พยัคฆพงษ์. (2554). การศึกษาตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง. *วารสารมหาวิทยาลัยศรีนครินทรวิโรฒ (สาขาวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี), 3*(ฉบับพิเศษที่ 2), 32-44.

วรางคณา กีรติวิบูลย์. (2556). ตัวแบบพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่มาท่องเที่ยวในประเทศไทย. *วารสารวิทยาศาสตร์ มศว., 29*(2), 9-26.

วรางคณา กีรติวิบูลย์. (2557ก). ตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ. *วารสารวิทยาศาสตร์บูรพา, 19*(1), 78-90.

วรางคณา กีรติวิบูลย์. (2557ข). การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์. *วารสารวิทยาศาสตร์ มศว., 30*(2), 41-56.

ศูนย์วิจัยและพัฒนาอุตสาหกรรมยางไทย. (2558). *ถุงมือยาง.* วันที่ค้นข้อมูล 7 มีนาคม 2558, เข้าถึงได้จาก http://www.rubbercenter.org/files/rtec/RTEC-glove.pdf

สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. (2548). *เทคนิคการพยากรณ์.* (พิมพ์ครั้งที่ 2). สงขลา: มหาวิทยาลัยทักษิณ.

Bowerman, B. L. & O'Connell, R. T. (1993). *Forecasting and Time Series: An Applied Approach.* 3rd ed. California, Duxbury Press.

Box, G. E. P., Jenkins, G. M. & Reinsel, G. C. (1994). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. 3rd ed. New Jersey, Prentice Hall.