

ตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ ของประเทศไทย

Forecasting Model for the Export Values of Canned Food through Customs Department in Southern Thailand

วารางคณา กิรติวิบูลย์¹

Received: March, 2015; Accepted: May, 2015

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของธนาคารแห่งประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 180 ค่า ซึ่งข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 174 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนกรกฎาคมถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 6 ค่า นำมาใช้สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่าจากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด คือ วิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์เป็น $\hat{Y}_t = (573.9746 + 7.7947t)\hat{S}_t$ เมื่อ $t = 175$ แทนค่าเริ่มต้น คือ เดือนกรกฎาคม 2557 และ \hat{S}_t แทนค่าดัชนีฤดูกาล

คำสำคัญ: อาหารกระป๋อง; วิธีบอกซ์-เจนกินส์; วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง; วิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา; ตัวแบบพยากรณ์

¹ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ วิทยาเขตพัทลุง

E-mail: warang27@gmail.com

Abstract

The objective of this study was to construct the appropriate forecasting model for the export values of canned food through Customs Department in Southern Thailand. The data gathered from the website of Bank of Thailand during January, 2000 to December, 2014 of 180 values were used and divided into 2 sets. The first set had 174 values from January, 2000 to June, 2014 for constructing the forecasting models by Box-Jenkins method, Winters' multiplicative exponential smoothing method, and decomposition method. The second set had 6 values from July to December, 2014 for comparing accuracy of the forecasts via the criteria of the lowest mean absolute percentage error and root mean squared error. Research findings indicated that for all forecasting methods that had been studied, the most accurate method was decomposition method and the forecasting model was $\hat{Y}_t = (573.9746 + 7.7947t)\hat{S}_t$ where $t = 175$ was the starting value (July, 2014) and \hat{S}_t represented the seasonal index.

Keywords: Canned Food; Box-Jenkins Method; Exponential Smoothing Method; Decomposition Method; Forecasting Model

บทนำ

ประเทศไทยเป็นประเทศผู้ผลิต และส่งออกสินค้าอาหารแปรรูปที่มีคุณภาพดีและมีชื่อเสียงที่สำคัญแห่งหนึ่งของโลก เนื่องจากมีความพร้อมทางด้านวัตถุดิบ รวมถึงผู้ประกอบการของไทยมีศักยภาพในการพัฒนาคุณภาพและรูปแบบของสินค้าให้เป็นที่ต้องการของตลาดได้เป็นอย่างดี ทำให้ไทยเป็นประเทศผู้ส่งออกสินค้าอาหารแปรรูปในอันดับต้น ๆ ของโลกหลายรายการ อาทิ สับปะรดกระป๋อง ไข่แช่แข็ง กุ้งแช่แข็ง และทูน่ากระป๋อง เป็นต้น (Sri Oran, W., 2010) ดังนั้นการส่งออกของอุตสาหกรรมอาหารไทยจึงมีความสำคัญต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ด้วยเหตุผลดังกล่าวการศึกษาแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาลของมูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องของไทย โดยการวิเคราะห์ความเคลื่อนไหว และการพยากรณ์ค่าในอนาคต จะทำให้ทราบถึงสถานการณ์รวมทั้งแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล ดังนั้นวัตถุประสงค์ของการศึกษาคั้งนี้คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ของประเทศไทย ด้วยวิธีการทางสถิติทั้งหมด 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอซ-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา เพื่อใช้ในการวางแผนการผลิตให้สอดคล้องกับสถานการณ์หรือภาวะปัจจุบันของตลาด ซึ่งจะส่งผลดีต่อการตัดสินใจ การบริหารจัดการด้านความเสี่ยงต่าง ๆ ช่วยในการประเมินการคาดการณ์มูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องล่วงหน้า โดยข้อมูลที่ได้จะเป็นประโยชน์ต่อผู้ส่งออก และบุคคลที่มีส่วนเกี่ยวข้องในการวางแผน กำหนดนโยบาย หรือกำหนดแนวทางการส่งเสริม แก้ไขปัญหา และขจัดอุปสรรคที่อาจเกิดขึ้นกับการส่งออกในอนาคต อีกทั้งยังเป็นประโยชน์ต่อรัฐบาลในการวางนโยบายเชิงกลยุทธ์ทางการค้าในอนาคตต่อไป

วิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยใช้อนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ (ล้านบาท) จากเว็บไซต์ของธนาคารแห่งประเทศไทย (Bank of Thailand, 2015) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 180 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 174 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา เนื่องจากได้พิจารณาจากค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) ของข้อมูลชุดที่ 1 แล้วพบว่า วิธีการเหล่านี้เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีการพยากรณ์อื่น ๆ ซึ่งวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ผู้วิจัยได้สร้างตัวแบบพยากรณ์โดยใช้โปรแกรม SPSS รุ่น 17 ในขณะที่วิธีการแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลา ผู้วิจัยได้สร้างตัวแบบพยากรณ์โดยใช้โปรแกรม Minitab รุ่น 16 เนื่องจากข้อจำกัดของโปรแกรม SPSS ที่คำสั่งของวิธีการแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลาเป็นการแยกแต่ละส่วนประกอบของอนุกรมเวลาออกจากกันเท่านั้น ไม่สามารถสร้างตัวแบบพยากรณ์ได้ ข้อมูลชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคมถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 6 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด

1. การพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

การกำหนดตัวแบบของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ทำได้โดยการตรวจสอบคุณสมบัติฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) ของอนุกรมเวลาที่คงที่ (Stationary) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ (Taosombut, S., 1996) กรณีที่อนุกรมเวลาไม่คงที่ (Non-Stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ก่อนที่จะกำหนดตัวแบบ เช่น กรณีอนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยไม่คงที่ควรแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or Seasonal Difference) กรณีอนุกรมเวลามีความแปรปรวนไม่คงที่ หรือมีทั้งค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่ ควรแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมสามัญหรือลอการิทึมธรรมชาติ (Common Logarithm or Natural Logarithm) หรือแปลงข้อมูลด้วยเลขยกกำลัง เช่น ยกกำลัง 0.5 (Square Root Transformation) หรือยกกำลัง 2 (Square Transformation) (Bowerman, B. L. and O'Connell, R. T., 1993) ตัวแบบทั่วไปของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA (p, d, q)(P, D, Q)_s แสดงดังสมการที่ (1) (Bowerman, B. L. and O'Connell, R. T., 1993; Box, G. E. P., et al., 1994) และขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์แสดงรายละเอียดใน Keerativibool (Keerativibool, W., 2014a)

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

- เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t
- ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา
- $\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_p(B^s)$ แทนค่าคงที่ โดยที่ μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่
- $\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ 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 แทนจำนวนคาบของฤดูกาล
- d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ
- B แทนตัวดำเนินการถอยหลัง (Backward Operator) โดยที่ $B^s Y_t = Y_{t-s}$

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov's Test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-Test) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีนาภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene's Test based on Median)

2. การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing Method)

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ (Smoothing Method) คือ การพยากรณ์โดยใช้ค่าสังเกตจากอดีตส่วนหนึ่งหรือทั้งหมดในการสร้างสมการพยากรณ์ ซึ่งน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าจะแตกต่างกัน เหตุผลสำคัญที่มีการใช้วิธีการปรับเรียบ เนื่องจากอนุกรมเวลาอาจเกิดความผันแปรจากเหตุการณ์ที่ผิดปกติ ทำให้ไม่เห็นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาอื่น ๆ ซึ่งวิธีการปรับเรียบจะช่วยลดอิทธิพลของความผันแปรดังกล่าวได้ ดังนั้นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแต่ละส่วนจึงปรากฏชัดเจนขึ้น ทำให้สามารถพยากรณ์ค่าของอนุกรมเวลาในอนาคตได้ สำหรับวิธีการปรับเรียบนั้นมีวิธีการหลายวิธี และการใช้งานจะขึ้นอยู่กับลักษณะของอนุกรมเวลา เช่น อนุกรมเวลาที่ไม่มีส่วนประกอบของแนวโน้มและฤดูกาล ควรใช้การเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่าย การเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนัก การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย อนุกรมเวลาที่มีเฉพาะส่วนประกอบของแนวโน้ม ควรใช้การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก อนุกรมเวลาที่มีเฉพาะส่วนประกอบของฤดูกาล ควรใช้การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและฤดูกาล ควรใช้การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ (Keerativibool, W., 2014b) ซึ่งวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ แบ่งออกเป็น 2 กรณี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มคงที่ กล่าวคืออัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (Keerativibool, W., 2013) สำหรับการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เนื่องจากอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องของข้อมูลชุดที่ 1 ในช่วงเดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มเพิ่มขึ้นตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 1) ตัวแบบแสดงดังสมการที่ (2) และตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3) (Ket-iam, S., 2005)

$$Y_t = (\beta_0 + \beta_1 t) S_t \varepsilon_t \tag{2}$$

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

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t
 β_0, β_1 และ S_t แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล ตามลำดับ
 ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ 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 แทนค่าคงที่การปรับเรียบโดยที่ $0 < \alpha < 1$, $0 < \gamma < 1$ และ $0 < \delta < 1$

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

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

3. การพยากรณ์โดยวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา (Decomposition Method)

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบแยกส่วนเป็นวิธีการวิเคราะห์ที่เน้นการแยกแต่ละส่วนประกอบของอนุกรมเวลาออกจากกัน ซึ่งแต่ละส่วนประกอบที่แยกออกมาทำให้ทราบถึงลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา และสามารถนำไปสร้างตัวแบบพยากรณ์ต่อไปได้ (Taesombut, S., 1996) โดยส่วนประกอบของอนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลต่อค่าพยากรณ์ระยะสั้น คือ แนวโน้ม (Trend) และความผันแปรตามฤดูกาล (Seasonal) สำหรับความผันแปรตามวัฏจักร (Cyclical) และความผันแปรเนื่องจากเหตุการณ์ที่ผิดปกติ (Irregular) จะไม่นิยมนำมาพิจารณา เนื่องจากไม่สามารถคาดการณ์ได้ว่าจะเกิดขึ้นในช่วงเวลาใด (Ket-iam, S., 2005) ตัวแบบพยากรณ์นี้อาจอยู่ในรูปแบบบวกหรือรูปแบบคูณขึ้นอยู่กับลักษณะการกระจายของอนุกรมเวลา เช่นเดียวกับวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ สำหรับการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้ตัวแบบพยากรณ์ในรูปแบบคูณด้วยเหตุผลเดียวกับที่ได้กล่าวไปแล้วในหัวข้อการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตัวแบบแสดงดังสมการที่ (4) และตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (5) (Keerativibool, W. et al., 2011)

$$Y_t = T_t S_t \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\hat{Y}_t = \hat{T}_t \hat{S}_t \quad (5)$$

- เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t
 T_t และ S_t แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงส่วนประกอบของแนวโน้ม และ
 ความผันแปรตามฤดูกาล ตามลำดับ
 ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน
 ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา
 \hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t
 \hat{T}_t และ \hat{S}_t แทนค่าประมาณ ณ เวลา t ของพารามิเตอร์ T_t และ S_t ตามลำดับ
 t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลา
 ชุดที่ 1

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจาก
 การพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-
 สเมียร์นอฟ มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟของความคลาดเคลื่อน
 เทียบกับเวลา มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที และมีความแปรปรวนคงที่
 ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวินภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน

4. การเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์

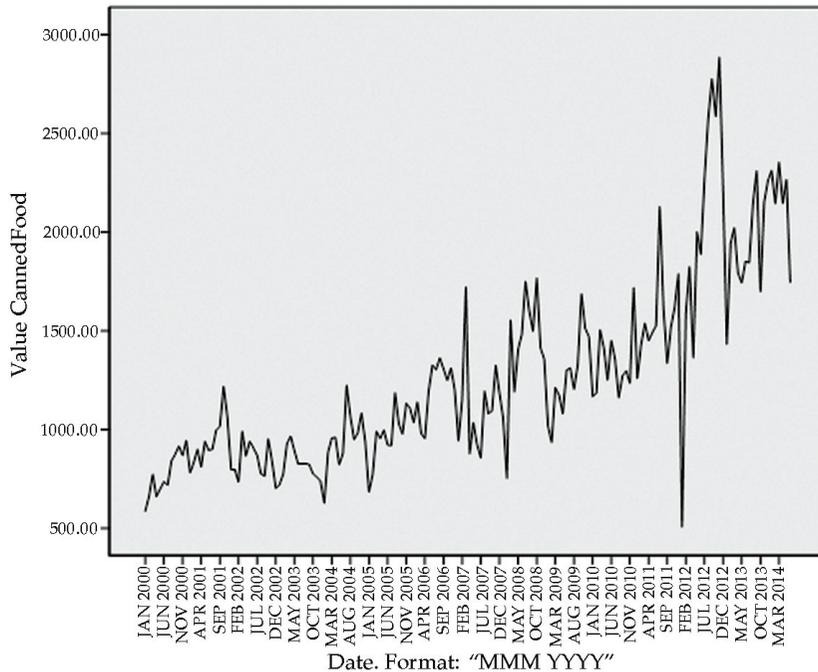
การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออก
 อาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ โดยการเปรียบเทียบค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์
 เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) จากวิธีการพยากรณ์
 ทั้ง 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และ
 วิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา ตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย
 (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบ
 ที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนั้นมากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริง
 น้อยที่สุด เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของ
 ความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) (Ket-iam, S., 2005) แสดงดังนี้

$$MAPE = \frac{100}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \text{ และ } RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} e_t^2} \quad (6)$$

- 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 แทนจำนวนข้อมูลใน
 อนุกรมเวลาชุดที่ 2

ผลการวิจัยและอภิปรายผล

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 174 ค่า ดังรูปที่ 1 พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น และมีความผันแปรตามฤดูกาลไม่คงที่ กล่าวคือ ความผันแปรตามฤดูกาลมีค่าเพิ่มขึ้นตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป



รูปที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมิถุนายน 2557

1. ผลการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

จากกราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 2 และ 3 พบว่าอนุกรมเวลายังไม่คงที่ เนื่องจากมีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 เมื่อจำนวนคาบของฤดูกาลเท่ากับ 12 ($d = 1, D = 1, s = 12$) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังรูปที่ 4 และ 5 ซึ่งพบว่าอนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ ดังแสดงในตารางที่ 1 โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 คือ ตัวแบบ SARIMA(2, 1, 0)(1, 1, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ อย่างไรก็ตามตัวแบบดังกล่าวไม่ได้มีค่า BIC ต่ำที่สุด แต่มีค่า BIC สูงกว่าตัวแบบอื่นเพียงเล็กน้อย เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ

(Kolmogorov-Smirnov $Z = 1.267$, $p\text{-value} = 0.081$) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 6 ซึ่งพบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง บางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ยกเว้นช่วงเวลาที่ 12 และ 24 มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน เกินจากขอบเขต เพียงเล็กน้อย ซึ่งไม่มีผลเสียแต่อย่างใดเนื่องจากเป็นความสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ห่างกันถึง 12 และ 24 ช่วงเวลา) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -0.075$, $p\text{-value} = 0.940$) และมีความแปรปรวนคงที่ ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.689, $p\text{-value} = 0.748$) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(2, 1, 0) (1, 1, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - \Phi_1 B^{12})(1 - B)(1 - B^{12})Y_t = \varepsilon_t$$

$$(1 - \Phi_1 B^{12} - \phi_1 B + \phi_1 \Phi_1 B^{13} - \phi_2 B^2 + \phi_2 \Phi_1 B^{14})(1 - B^{12} - B + B^{13})Y_t = \varepsilon_t$$

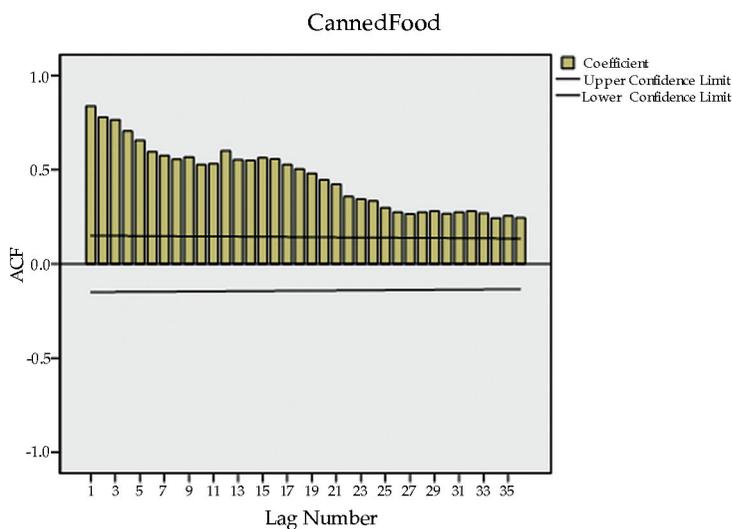
$$(1 - B^{12} - B + B^{13} - \Phi_1 B^{12} + \Phi_1 B^{24} + \Phi_1 B^{13} - \Phi_1 B^{25} - \phi_1 B + \phi_1 B^{13} + \phi_1 B^2 - \phi_1 B^{14} + \phi_1 \Phi_1 B^{13} - \phi_1 \Phi_1 B^{25} - \phi_1 \Phi_1 B^{14} + \phi_1 \Phi_1 B^{26} - \phi_2 B^2 + \phi_2 B^{14} + \phi_2 B^3 - \phi_2 B^{15} + \phi_2 \Phi_1 B^{14} - \phi_2 \Phi_1 B^{26} - \phi_2 \Phi_1 B^{15} + \phi_2 \Phi_1 B^{27})Y_t = \varepsilon_t$$

$$Y_t = (1 + \phi_1)Y_{t-1} - (\phi_1 - \phi_2)Y_{t-2} - \phi_2 Y_{t-3} + (1 + \Phi_1)Y_{t-12} - (1 + \phi_1)(1 + \Phi_1)Y_{t-13} + (\phi_1 - \phi_2)(1 + \Phi_1)Y_{t-14} + (1 + \Phi_1)\phi_2 Y_{t-15} - \Phi_1 Y_{t-24} + (1 + \phi_1)\Phi_1 Y_{t-25} - (\phi_1 - \phi_2)\Phi_1 Y_{t-26} - \phi_2 \Phi_1 Y_{t-27} + \varepsilon_t$$

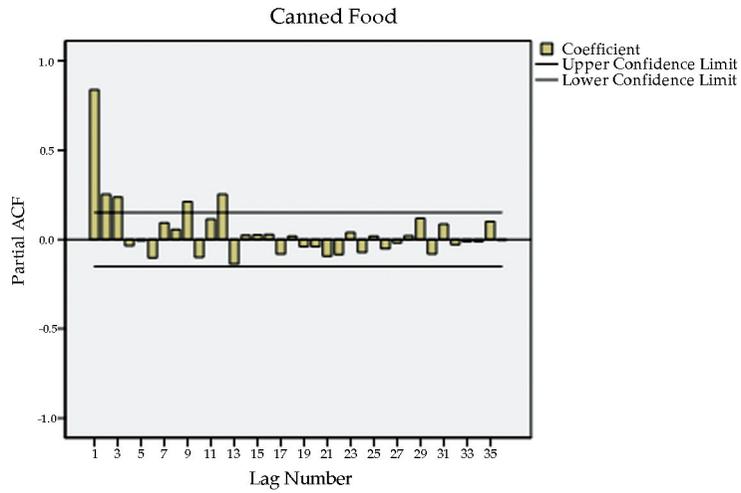
จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ในตารางที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.59181Y_{t-1} + 0.19112Y_{t-2} + 0.21707Y_{t-3} + 0.64995Y_{t-12} - 0.38465Y_{t-13} - 0.12422Y_{t-14} - 0.14108Y_{t-15} + 0.35005Y_{t-24} - 0.20716Y_{t-25} - 0.06690Y_{t-26} - 0.07599Y_{t-27} \quad (7)$$

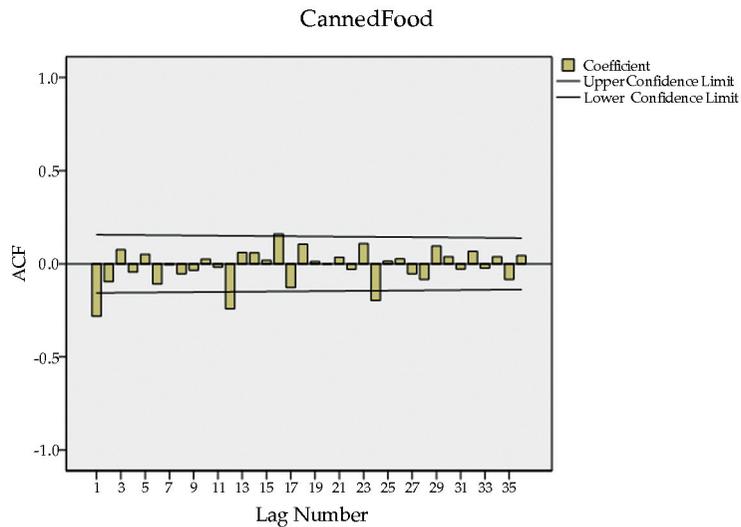
เมื่อ \hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t
 Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา $t-j$



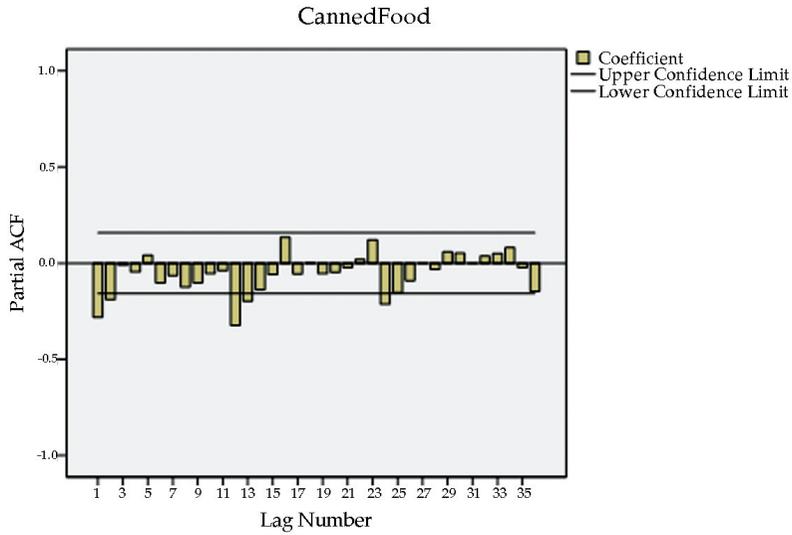
รูปที่ 2 กราฟ ACF ของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้



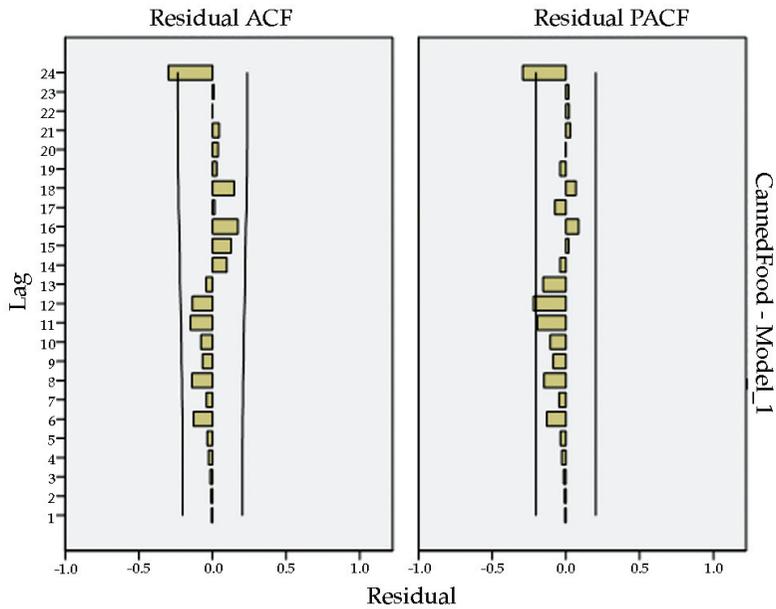
รูปที่ 3 กราฟ PACF ของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้



รูปที่ 4 กราฟ ACF ของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1



รูปที่ 5 กราฟ PACF ของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1



รูปที่ 6 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ SARIMA(2, 1, 0)(1, 1, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงที่

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)	SARIMA (2, 1, 2) ₁₂	SARIMA (2, 1, 0)	SARIMA (1, 1, 2) ₁₂	SARIMA (2, 1, 0)	SARIMA (1, 1, 1) ₁₂
ค่าคงที่	ค่าประมาณ	0.79565	-	-	-	-	-
	p-value	0.763	-	-	-	-	-
AR(1):	ค่าประมาณ	-0.59665	-0.60129	-0.47355	-0.45253	-0.45824	-0.40819
ϕ_1	p-value	0.070	0.066	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2):	ค่าประมาณ	-0.28669	-0.28939	-0.24087	-0.23108	-0.24596	-0.21707
θ_1	p-value	0.044	0.040	0.004	0.006	0.003	0.007
MA(1):	ค่าประมาณ	-0.13068	-0.13687	-	-	-	-
ϕ_1	p-value	0.703	0.687	-	-	-	-
SAR(1):	ค่าประมาณ	-0.50892	-0.50576	-0.49369	-0.57786	0.16957	-0.35005
ϕ_2	p-value	0.081	0.085	0.107	0.027	0.245	0.000
SAR(2):	ค่าประมาณ	-0.11662	-0.10914	-0.11291	-	-	-
ϕ_2	p-value	0.575	0.601	0.589	-	-	-
SMA(1):	ค่าประมาณ	0.24717	0.25217	0.26253	0.20791	0.98908	-
θ_1	p-value	0.405	0.403	0.397	0.928	0.491	-
SMA(2):	ค่าประมาณ	0.59467	0.60213	0.58321	0.78299	-	-
θ_2	p-value	0.120	0.124	0.139	0.646	-	-
BIC		11.091	11.053	11.016	10.982	10.989	11.265
Ljung-Box Q (ณ lag 18)		23.991	23.949	24.907	25.652	27.117	30.079
p-value		0.013	0.013	0.015	0.019	0.019	0.012

2. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 10.868 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 24.103, p-value = 0.063) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.423, p-value = 0.035) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 7 ซึ่งพบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.053, p-value = 0.958) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.560, p-value = 0.859) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (2,071.4489 + 7.6612m)\hat{S}_t \tag{8}$$

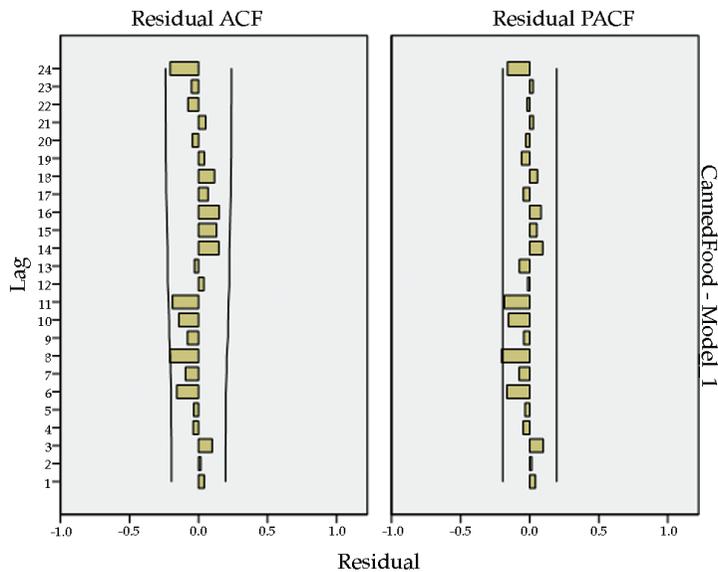
เมื่อ \hat{Y}_{t+m} แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m โดยที่ m = 1 ถึง 6 (เดือนกรกฎาคมถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 6 ค่า)

\hat{S}_t แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่ามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ของเดือนมีนาคมและกรกฎาคมถึงพฤศจิกายนของทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 1

α , γ และ δ มีค่าเท่ากับ 0.422695, 0.001 และ 0.134566 ตามลำดับ

ตารางที่ 2 ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล
มกราคม	0.76829	พฤษภาคม	0.99274	กันยายน	1.00889
กุมภาพันธ์	0.88823	มิถุนายน	0.98749	ตุลาคม	1.04050
มีนาคม	1.07004	กรกฎาคม	1.04899	พฤศจิกายน	1.04848
เมษายน	0.93604	สิงหาคม	1.04701	ธันวาคม	0.98780



รูปที่ 7 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

3. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา

จากการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.950$, $p\text{-value} = 0.327$) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 8) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = 0.080$, $p\text{-value} = 0.937$) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.567, $p\text{-value} = 0.853$) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

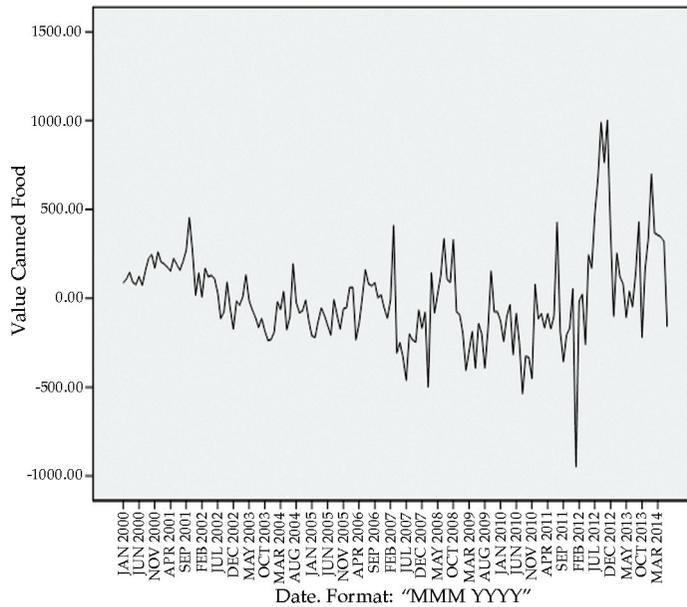
$$\hat{Y}_{t+m} = (2,071.4489 + 7.6612m)\hat{S}_t \quad (9)$$

เมื่อ \hat{Y}_{t+m} แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t โดยที่ $t = 175$ ถึง 180 (เดือนกรกฎาคมถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 6 ค่า)

\hat{S}_t แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 3 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่ามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ของเดือนมีนาคม พฤษภาคม และกรกฎาคมถึงธันวาคมของทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนอื่น ๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 1

ตารางที่ 3 ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ จากวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา

เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล
มกราคม	0.85298	พฤษภาคม	1.01218	กันยายน	1.01136
กุมภาพันธ์	0.93571	มิถุนายน	0.98613	ตุลาคม	1.02664
มีนาคม	1.04784	กรกฎาคม	1.02642	พฤศจิกายน	1.05760
เมษายน	0.94002	สิงหาคม	1.08025	ธันวาคม	1.02287



รูปที่ 8 กราฟความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา

4. ผลการเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา ในสมการที่ (7) ถึง (9) ได้ค่าพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลาชุดที่ 2 ซึ่งคือมูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ ตั้งแต่เดือนกรกฎาคมถึงเดือนธันวาคม 2557 แสดงดังตารางที่ 4 ผลการเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าจริงกับค่าพยากรณ์ พบว่าวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลาเป็นวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือมีค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ต่ำที่สุด

ตารางที่ 4 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของมูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ (ล้านบาท) ตั้งแต่เดือนกรกฎาคมถึงเดือนธันวาคม 2557 ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

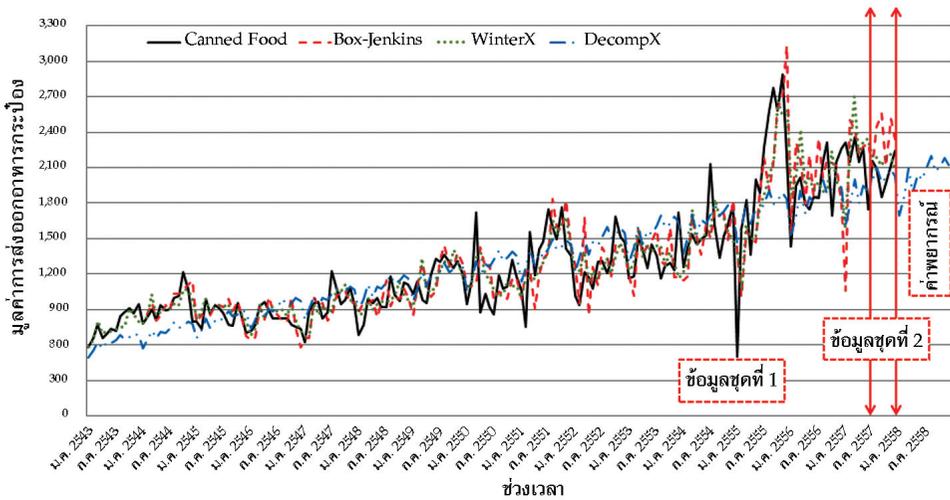
ช่วงเวลา	มูลค่าการส่งออก อาหารกระป๋อง	มูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องจากการพยากรณ์โดยวิธี		
		บอซซ์-เจนกินส์	วินเทอร์	แยกส่วนประกอบ
ก.ค. 2557	2,159.80	2,116.65	2,180.98	1,989.26
ส.ค. 2557	2,091.80	2,441.81	2,184.87	2,102.00
ก.ย. 2557	1,851.70	2,556.08	2,113.06	1,975.84
ต.ค. 2557	1,962.30	2,112.25	2,187.24	2,013.68
พ.ย. 2557	2,122.00	2,516.51	2,212.04	2,082.65
ธ.ค. 2557	2,242.40	2,340.69	2,091.59	2,022.24
MAPE		14.5644	6.9960	4.8965
RMSE		367.0386	162.7209	127.3181

สรุป

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของธนาคารแห่งประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 180 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 174 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอซซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา ชุดที่ 2 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคมถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 6 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด พบว่าวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลาเป็นวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์นี้ในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2558 ได้ผลแสดงดังตารางที่ 5 และรูปที่ 9 ซึ่งพบว่ามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น โดยในเดือนมิถุนายน 2558 มูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องมีค่าประมาณ 1,995.73 ล้านบาท และในเดือนธันวาคม 2558 มูลค่าการส่งออกจะมีค่าเพิ่มขึ้นเป็น 2,117.91 ล้านบาท อย่างไรก็ตาม มูลค่าการส่งออกมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ เพราะนโยบายการค้าระหว่างประเทศ ภาวะเศรษฐกิจและปัจจัยที่เกี่ยวกับการค้าระหว่างประเทศ (Sandate, Y. et al., 2011) ดังนั้นเมื่อมีมูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบเพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

ตารางที่ 5 ค่าพยากรณ์ของมูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ (ล้านบาท) ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2558

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
ม.ค. 2558	1,693.00	พ.ค. 2558	2,040.54	ก.ย. 2558	2,070.44
ก.พ. 2558	1,864.50	มิ.ย. 2558	1,995.73	ต.ค. 2558	2,109.71
มี.ค. 2558	2,096.10	ก.ค. 2558	2,085.27	พ.ย. 2558	2,181.58
เม.ย. 2558	1,887.76	ส.ค. 2558	2,203.04	ธ.ค. 2558	2,117.91



รูปที่ 9 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกอาหารกระป๋องผ่านด่านศุลกากรในภาคใต้ และค่าพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี

References

Bank of Thailand. (2015). The export values of canned food through customs department in southern Thailand. Access (1 March 2015). Available (<http://www2.bot.or.th/statistics/ReportPage.aspx?reportID=597&language=th>)

Bowerman, B. L. and O’Connell, R. T. (1993). Forecasting and time series: An applied approach. 3rd ed. California: Duxbury Press

Box, G. E. P., Jenkins, G. M. and Reinsel, G. C. (1994). Time series analysis: forecasting and control. 3rd ed. New Jersey: Prentice Hall

Keerativibool, W., Waewsak, J. and Kanjnasamranwong, P. (2011). Short-term forecast of wind speed at chana district, Songkhla Province. Thailand. In Proceedings of the 2011 International Conference on Alternative Energy in Developing Countries and Emerging Economies. 25-28 May 2011. (AEDCEE2011). Hat Yai. Songkhla. Thailand. pp. 343-350

- Keerativibool, W. (2013). Forecasting model for the number of international tourist arrivals to Thailand. *Srinakharinwirot Science Journal*. Vol. 29. No. 2. pp. 9-26
- Keerativibool, W. (2014a). A comparison of forecasting methods between Box-Jenkins and Holt's exponential smoothing methods for predicting the retail prices of hip meat. *KKU Science Journal*. Vol. 42. No. 3. pp. 532-543
- Keerativibool, W. (2014b). Forecasting the export quantity of rubber compound. *Srinakharinwirot Science Journal*. Vol. 30. No. 2. pp. 41-56
- Ket-iam, S. (2005). *Forecasting Technique*. 2nd ed. Songkhla: Thaksin University
- Sandate, Y., Chanbanyong, N. and Payakk, P. (2011). The study forecasting models of export quantity of frozen shrimp. *Srinakharinwirot University Journal of Science and Technology*. Special Issue 2. pp. 32-44
- Sri Oran, W. (2010). *Canned pineapple industry structure, trends and forecast value of exports of canned pineapple*. Research Report. Faculty of Economics. Chiang Mai University.
- Taesombut, S. (1996). *Quantitative forecasting techniques*. Bangkok: Physic Center