บทความวิจัย

ตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋องในประเทศไทย

วรางคณา กีรติวิบูลย์*

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาครั้งนี้ คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋องในประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมีนาคม 2558 จำนวน 183 ค่า ซึ่งข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 174 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมีนาคม 2558 จำนวน 9 ค่า นำมาใช้สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีที่มีความแม่นมากที่สุด คือ วิธีการพยากรณ์รวม ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์เป็น $\hat{Y}_t = 0.485972\ \hat{Y}_{1t} + 0.514028\ \hat{Y}_{2t}$ เมื่อ $\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ

คำสำคัญ: ปลาทูน่ากระป๋อง บอกซ์-เจนกินส์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง การพยากรณ์รวม เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย

[1]สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ วิทยาเขตพัทลุง

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

Forecasting Model for Sales Volume of Canned Tuna in Thailand

Warangkhana Keerativibool[1*]

ABSTRACT

The objective of this study was to construct the appropriate forecasting model for sales volume of canned tuna in Thailand. The data gathered from the website of the Office of Industrial Economics during January, 2000 to March, 2015 of 183 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 combined forecasting method. The second set had 9 values from July, 2014 to March, 2015 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 combined forecasting method and the forecasting model was $\hat{Y}_t = 0.485972\ \hat{Y}_{1t} + 0.514028\ \hat{Y}_{2t}$ where $\hat{Y}_{1t}$ and $\hat{Y}_{2t}$ represented the single forecasts at time t from Box-Jenkins and Winters' multiplicative exponential smoothing, respectively.

Keywords: Canned Tuna, Box-Jenkins, Exponential Smoothing, Combined Forecasting, Mean Absolute Percentage Error (MAPE), Root Mean Squared Error (RMSE).

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

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

บทนำ

ประเทศไทยเป็นประเทศผู้ผลิตและส่งออกปลาทูน่ากระป๋องเป็นอันดับ 1 ของโลก มีโรงงานผลิตอาหารทะเลกระป๋องควบคู่กับปลาทูน่ากระป๋องเพื่อการส่งออกทั้งหมด จำนวน 560 ราย แบ่งเป็นผู้ผลิตขนาดเล็ก (คนงานไม่เกิน 50 คน) 505 ราย ผู้ผลิตขนาดกลาง (คนงาน 51-200 คน) 43 ราย และผู้ผลิตขนาดใหญ่ (คนงานมากกว่า 200 คน) 12ราย มีการจ้างแรงงานทั้งสิ้น 98,565 คน โดยผลิตภัณฑ์ปลาทูน่ากระป๋องแบ่งออกเป็น 2 รูปแบบหลัก คือ ปลาทูน่าในน้ำมันพืช (Tuna in Oil) และปลาทูน่าในน้ำเกลือ (Tuna in Brine) [1] จากการพิจารณาปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋องในประเทศไทยในอดีต [2] พบว่า ปริมาณการจำหน่ายมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น แต่ยังคงมีความผันผวนสูง อาจเพราะภาวะเศรษฐกิจ ปริมาณการผลิต ปริมาณการบริโภค และปัจจัยอื่นๆ ด้วยเหตุผลของความไม่แน่นอนดังกล่าว ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะนำปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋องในประเทศไทยในอดีตมาสร้างตัวแบบพยากรณ์ โดยการศึกษาครั้งนี้จะให้ความสนใจกับการพยากรณ์ปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋องด้วยวิธีการพยากรณ์ทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ผลการวิจัยที่ได้จะถูกใช้เป็นจุดเริ่มต้นของการตัดสินใจและการบริหารจัดการด้านความเสี่ยงต่างๆ เช่น ช่วยผู้ผลิตในการคาดการณ์ปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋องล่วงหน้า และช่วยรัฐบาลในการวางนโยบายเชิงกลยุทธ์ทางด้านการค้าในอนาคตต่อไป

วิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยโปรแกรม SPSS รุ่น 17 โดยใช้อนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋องในประเทศไทย (ตัน) จากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม [2] ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมีนาคม 2558 จำนวน 183 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 174 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม เนื่องจากได้พิจารณาจากค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) ของข้อมูลชุดที่ 1 แล้วพบว่า วิธีการเหล่านี้เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีการพยากรณ์อื่นๆ ข้อมูลชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมีนาคม 2558 จำนวน 9 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด การพยากรณ์โดยวิธีการทางสถิติทั้ง 3 วิธี แสดงรายละเอียดดังนี้

1. การพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

การกำหนดตัวแบบของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ทำได้โดยการตรวจสอบคุณสมบัติฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) ของอนุกรมเวลาที่คงที่ (Stationary) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ [3] กรณีที่อนุกรมเวลาไม่คงที่ (Non-Stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ก่อนที่จะกำหนดตัวแบบ เช่น กรณีอนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยไม่คงที่ ควรแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or Seasonal Difference) กรณีอนุกรมเวลามีความแปรปรวนไม่คงที่ หรือมีทั้งค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่ ควรแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมสามัญหรือลอการิทึมธรรมชาติ (Common Logarithm or Natural Logarithm) หรือแปลงข้อมูลด้วยเลขยกกำลัง เช่น ยกกำลัง 0.5 (Square Root Transformation) หรือยกกำลัง 2 (Square Transformation) [4] ตัวแบบทั่วไป (General Model) ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$_S$ แสดงดังสมการที่ (1) [4-5] และขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์แสดงรายละเอียดใน [6]

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

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

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

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

$\phi_p(B) = 1-\phi_1 B-\phi_2 B^2-\ldots-\phi_p B^p$ 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 $B^s Y_t = Y_{t-s}$

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

2. การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing Method)

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ (Smoothing Method) คือ การพยากรณ์โดยใช้ค่าสังเกตจากอดีตส่วนหนึ่งหรือทั้งหมดในการสร้างสมการพยากรณ์ ซึ่งน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าจะแตกต่างกัน เหตุผลสำคัญที่มีการใช้วิธีการปรับเรียบ เนื่องจากอนุกรมเวลาอาจเกิดความผันแปรจากเหตุการณ์ที่ผิดปกติ ทำให้ไม่เห็นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาอื่นๆ ซึ่งวิธีการปรับเรียบจะช่วยลดอิทธิพลของความผันแปรดังกล่าวได้ ดังนั้นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแต่ละส่วนจึงปรากฏชัดเจนขึ้น ทำให้สามารถพยากรณ์ค่าของอนุกรมเวลาในอนาคตได้ โดยวิธีการปรับเรียบนั้นมีวิธีการหลายวิธี และการใช้งานจะขึ้นอยู่กับลักษณะของอนุกรมเวลา [3] สำหรับวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ แบ่งออกเป็น 2 กรณี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มคงที่ กล่าวคืออัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป [7] สำหรับการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เนื่องจากอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋องของข้อมูลชุดที่ 1 ในช่วงเดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มเพิ่มขึ้นตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 1) ตัวแบบแสดงดังสมการที่ (2) และตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3) [8]

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

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

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

β_0, β_1 และ s_t แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล ตามลำดับ

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

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

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

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

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์เช่นเดียวกับการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

3. การพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม (Combined Forecasting Method)

การพยากรณ์รวมเป็นวิธีการประยุกต์ที่มีการรวมค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไป เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด สามารถใช้ได้ดีในกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากกว่า 1 วิธี [9] ณ ที่นี้ได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ดังนั้นตัวแบบของวิธีการพยากรณ์รวมที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้ คือ

$$\hat{Y}_t = w_1\hat{Y}_{1t} + w_2\hat{Y}_{2t} \tag{4}$$

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

$\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ

w_1 และ w_2 แทนค่าถ่วงน้ำหนักของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ โดยที่

$$w_1 = \frac{b_1}{b_1 + b_2} \text{ และ } w_2 = \frac{b_2}{b_1 + b_2} \tag{5}$$

b_1 และ b_2 แทนค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Squares Method) [10] ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ เมื่อกำหนดให้ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากทั้ง 2 วิธีเป็นตัวแปรอิสระ และปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋องเป็นตัวแปรตาม ซึ่งค่า b_1 และ b_2 จะคำนวณจากจำนวนข้อมูลพยากรณ์ในอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ณ ที่นี้คือ 173 ค่า เนื่องจากมีการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ทำให้ไม่มีค่าพยากรณ์ค่าแรก

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์เช่นเดียวกับการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

4. การเปรียบเทียบความแม่นของค่าพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋อง โดยการเปรียบเทียบค่า MAPE และ RMSE จากวิธีการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์ MAPE และ RMSE [3] แสดงดังนี้

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

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

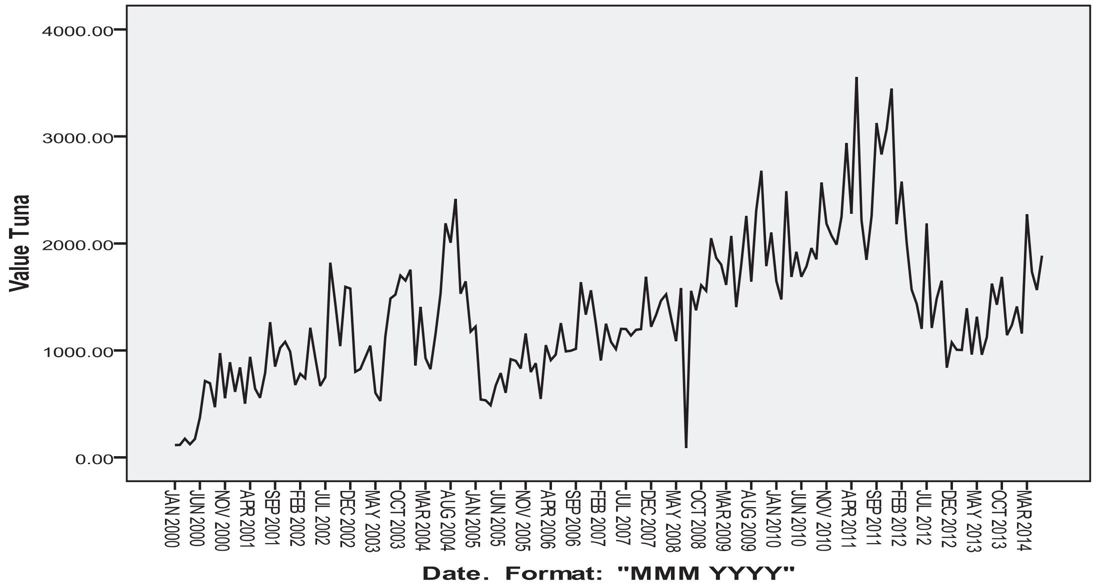
Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

ผลการวิจัย

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋อง ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 174 ค่า ดังรูปที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น และมีความผันแปรตามฤดูกาลไม่คงที่ กล่าวคือ อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าเพิ่มขึ้นตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป



รูปที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋อง ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมิถุนายน 2557

1. ผลการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

จากกราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 2 พบว่า อนุกรมเวลายังไม่คงที่ เนื่องจากมีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล นั่นคือ มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่ ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่าง (d = 1) และลอการิทึมธรรมชาติ (ln) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังรูปที่ 3 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ ดังแสดงในตารางที่ 1 โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 มีค่า BIC ต่ำที่สุด และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 คือ ตัวแบบ ARIMA(0, 1, 1) ไม่มีพจน์ค่าคงที่ เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.328, p-value = 0.059) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 4 และจาก Runs Test: Z = 0.382, p-value = 0.703) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 1.204, p-value = 0.230) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.582, p-value = 0.109) ดังนั้นตัวแบบ ARIMA(0, 1, 1) ไม่มีพจน์ค่าคงที่ มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$(1\text{-}B)Z_t = (1\text{-}\theta_1 B)\varepsilon_t;\ Z_t = \ln(Y_t)$$

$$Z_t = Z_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1};\ Z_t = \ln(Y_t)$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ในตารางที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Z}_t = Z_{t-1} - 0.539448\ e_{t-1};\ Z_t = \ln(Y_t)$$

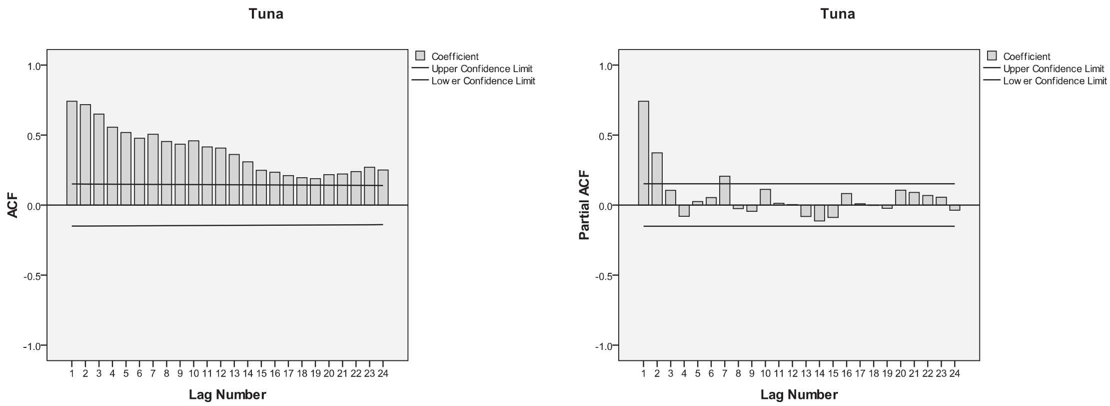
หรือ

$$\hat{Y}_t = \mathrm{Exp}\{Z_{t-1} - 0.539448\, e_{t-1}\};\ Z_t = \ln(Y_t) \qquad (7)$$

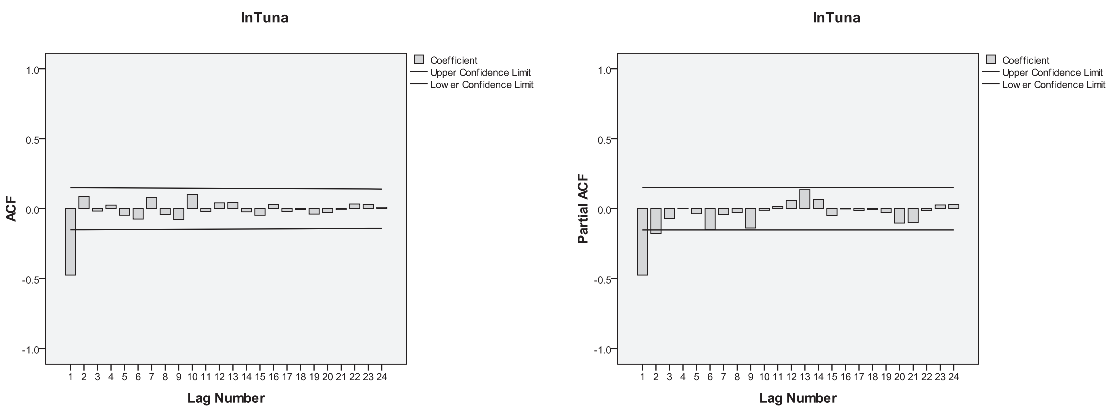
เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

Z_{t-1} แทนลอการิทึมธรรมชาติของอนุกรมเวลา ณ เวลา t-1

e_{t-1} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t-1; $e_{t-1} = Z_{t-1} - \hat{Z}_{t-1}$



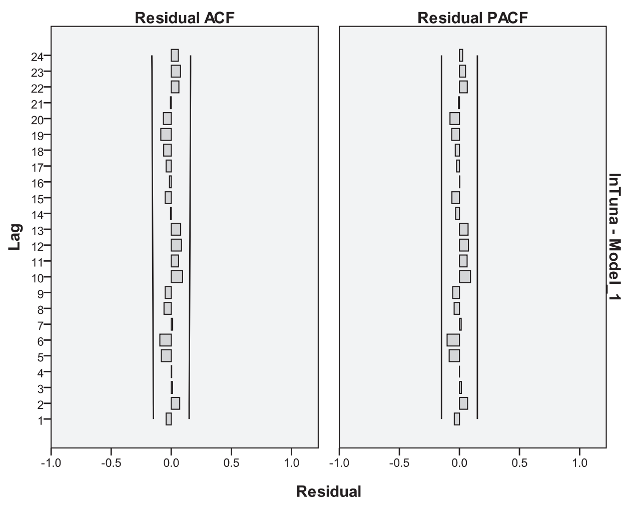
รูปที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋อง



รูปที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋อง เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่าง และลอการิทึมธรรมชาติ

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

ค่าประมาณ พารามิเตอร์		**ARIMA(p, d, q)**			
		ARIMA(2, 1, 1)	**ARIMA(2, 1, 1) ไม่มีพจน์ค่าคงที่**	**ARIMA(1, 1, 1) ไม่มีพจน์ค่าคงที่**	**ARIMA(0, 1, 1) ไม่มีพจน์ค่าคงที่**
ค่าคงที่	ค่าประมาณ	0.002173	-	-	-
	p-value	0.204			
AR(1):	ค่าประมาณ	0.224146	0.196871	-0.157073	-
ϕ_1	p-value	0.164	0.290	0.268	
AR(2):	ค่าประมาณ	0.215544	0.201311	-	-
ϕ_2	p-value	0.074	0.126		
MA(1):	ค่าประมาณ	0.799442	0.763798	0.412198	0.539448
θ_1	p-value	0.000	0.000	0.002	0.000
BIC		**-1.741**	**-1.776**	**-1.803**	**-1.835**
Ljung-Box Q (ณ lag 18)		**9.523**	**9.495**	**11.362**	**11.738**
p-value		**0.849**	**0.850**	**0.787**	**0.816**



รูปที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ ARIMA(0, 1, 1) ไม่มีพจน์ค่าคงที่

2. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (ln) เนื่องจากอนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล นั่นคือ มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของอนุกรมเวลาไม่คงที่ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ -1.780 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 18.344, p-value = 0.245) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.145, p-value = 0.145) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 5 และจาก Runs Test: Z = -0.608, p-value = 0.543) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.606, p-value = 0.546) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.824, p-value = 0.054) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Z}_{t+m} = (7.632755 + 0.007225m)\hat{S}_t;\ Z_t = \ln(Y_t)$$

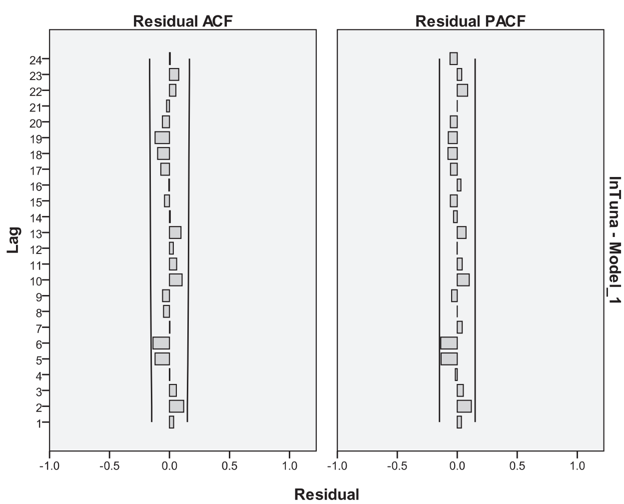
หรือ

$$\hat{Y}_{t+m} = \mathrm{Exp}\{(7.632755 + 0.007225m)\hat{S}_t\} \quad (8)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m โดยที่ m = 1 ถึง 9 (เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมีนาคม 2558 จำนวน 9 ค่า)

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

α, γ และ δ มีค่าเท่ากับ 0.348193, 0.000213 และ 0.166666 ตามลำดับ



รูปที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

ตารางที่ 2 ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋อง จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล
มกราคม	0.992462	พฤษภาคม	0.971565	กันยายน	1.018255
กุมภาพันธ์	0.978605	มิถุนายน	0.971913	ตุลาคม	1.033733
มีนาคม	0.996926	กรกฎาคม	0.963758	พฤศจิกายน	1.014737
เมษายน	0.971713	สิงหาคม	1.012473	ธันวาคม	1.022899

3. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

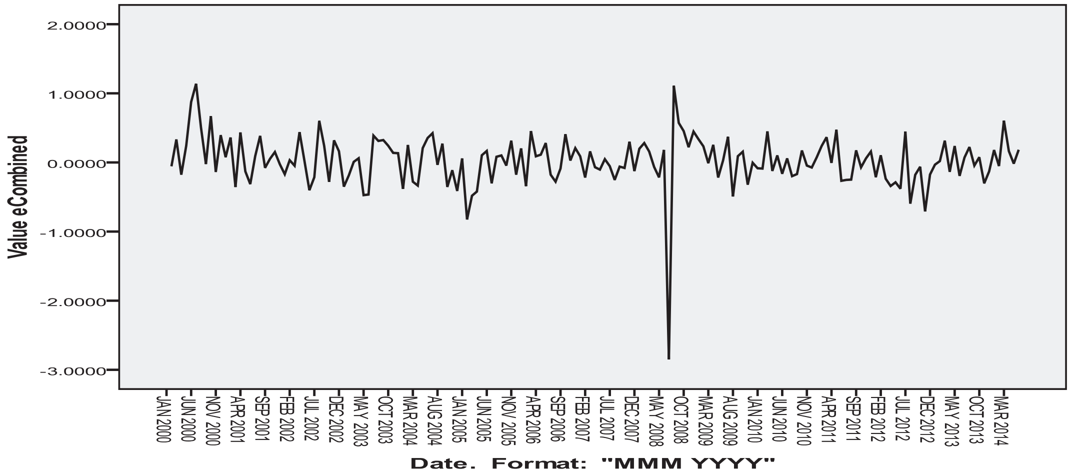
จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยของวิธีพยากรณ์เดี่ยวทั้ง 2 วิธี ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดได้ว่า b_1 = 0.486950 และ b_2 = 0.515062 ดังนั้นจากสมการที่ (5) สามารถคำนวณค่าถ่วงน้ำหนักของแต่ละวิธีการพยากรณ์เดี่ยวได้เป็น w_1 = 0.485972 w_2 และ = 0.514028 เพราะฉะนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมเขียนได้ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.485972\ \hat{Y}_{1t} + 0.514028\ \hat{Y}_{2t} \qquad (9)$$

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

$\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ

ผลการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.065, p-value = 0.207) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 6 และจาก Runs Test: Z = 1.907, p-value = 0.057) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.802, p-value = 0.423) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.640, p-value = 0.092) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม



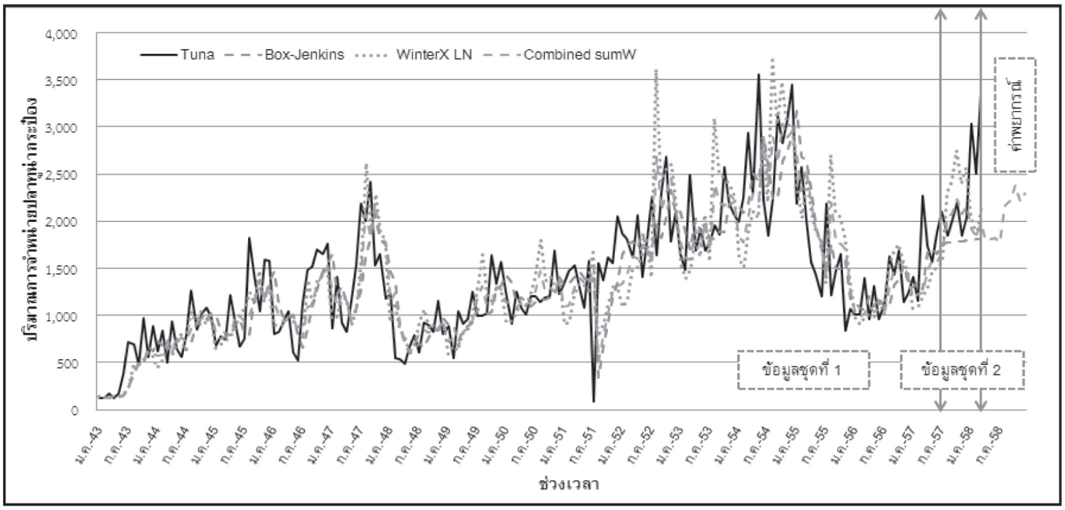
รูปที่ 6 กราฟความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการพยากรณ์รวม

4. ผลการเปรียบเทียบความแม่นของค่าพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (7) ถึง (9) ตามลำดับ ได้ค่าพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลาชุดที่ 2 ซึ่งคือ ปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋อง ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมีนาคม 2558 แสดงดังตารางที่ 3 และรูปที่ 7 ผลการเปรียบเทียบความแม่นของค่าจริงกับค่าพยากรณ์ พบว่าวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความแม่นมากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือมีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด

ตารางที่ 3 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋อง (ตัน) ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมีนาคม 2558

ช่วงเวลา	ปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋อง	ปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋องจากการพยากรณ์โดยวิธี		
		บอกซ์-เจนกินส์	วินเทอร์	พยากรณ์รวม
ก.ค. 2557	2,097.79	1,765.74	1,576.70	1,665.90
ส.ค. 2557	1,842.49	1,771.07	2,304.43	2,027.70
ก.ย. 2557	2,016.54	1,776.42	2,426.39	2,085.22
ต.ค. 2557	2,199.02	1,781.78	2,752.06	2,227.95
พ.ย. 2557	1,847.90	1,787.16	2,396.81	2,078.20
ธ.ค. 2557	2,041.25	1,792.57	2,570.55	2,157.48
ม.ค. 2558	3,037.15	1,797.99	2,049.63	1,923.22
ก.พ. 2558	2,505.48	1,803.43	1,855.69	1,830.11
มี.ค. 2558	3,357.05	1,808.88	2,151.91	1,977.77
MAPE		**20.1105**	**27.2631**	**17.5819**
RMSE		**733.1724**	**698.4103**	**657.6327**



รูปที่ 7 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋อง และค่าพยากรณ์จากวิธีการทางสถิติ 3 วิธี

สรุปและวิจารณ์ผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋องในประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมีนาคม 2558 จำนวน 183 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 174 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมีนาคม 2558 จำนวน 9 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นของค่าพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด พบว่า วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความแม่นมากที่สุด เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์นี้ในการพยากรณ์ปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋อง ตั้งแต่เดือนเมษายนถึงเดือนธันวาคม 2558 ได้ผลแสดงดังตารางที่ 4 ซึ่งพบว่า ปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋อง มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเล็กน้อย แต่ยังคงมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยในเดือนมิถุนายน 2558 ปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋อง มีค่าประมาณ 1,818.90 ตัน และในเดือนธันวาคม 2558 ปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋องจะมีค่าเพิ่มขึ้นเป็น 2,298.31 ตัน อย่างไรก็ตาม ปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋องมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ อาจเพราะภาวะเศรษฐกิจ ปริมาณการผลิต ปริมาณการบริโภค และปัจจัยอื่นๆ ดังนั้นเมื่อมีข้อมูลที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบ รวมถึงควรพิจารณาตัวแปรอิสระเพิ่มเติมสำหรับการสร้างตัวแบบถดถอย (Regression Model) [10] นอกเหนือจากการพิจารณาเพียงตัวแปรเวลา เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

ตารางที่ 4 ค่าพยากรณ์ของปริมาณการจำหน่ายปลาทูน่ากระป๋อง (ตัน) ตั้งแต่เดือนเมษายนถึงเดือนธันวาคม 2558

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
เม.ย. 2558	1,799.09	ก.ค. 2558	1,769.90	ต.ค. 2558	2,374.48
พ.ค. 2558	1,807.20	ส.ค. 2558	2,158.99	พ.ย. 2558	2,213.03
มิ.ย. 2558	1,818.90	ก.ย. 2558	2,220.82	ธ.ค. 2558	2,298.31

เอกสารอ้างอิง

1. โรซนานี หะยีสาและ และปรีดาภรณ์ กาญจนสำราญวงศ์. 2553. การเปรียบเทียบการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาโดยวิธีบ๊อก-เจนกินส์ และวิธีการถดถอยที่มีแนวโน้มแบบเอ็กซ์โปแนนเชียลกำลังสอง กรณีศึกษามูลค่าการส่งออกปลาทูน่ากระป๋องของไทย. *วารสารมหาวิทยาลัยทักษิณ.* 13(2): 1-10.
2. สำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม. 2558. ปริมาณการจำหน่ายสินค้าอุตสาหกรรมในประเทศ. ได้จาก http://www.oie.go.th/academic/index. 20 พฤษภาคม 2558.
3. วรางคณา กีรติวิบูลย์. 2557. การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์. *วารสารวิทยาศาสตร์ มศว.* 30(2): 41-56
4. Bowerman, B. L., and O'Connell, R. T. 1993. Forecasting and Time Series: An Applied Approach. 3rd Edition. California. Duxbury Press. p. 570-571, 521-532.
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. p. 332.
6. วรางคณา กีรติวิบูลย์. 2557. การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ สำหรับการพยากรณ์ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดงสะโพก. *วารสารวิทยาศาสตร์ มข.* 42(3): 532-543.
7. Winters, P. 1960. Forecasting Sale by Exponentially Weighted Moving Average. *Management Science.* 6(3): 324-342.
8. วรางคณา กีรติวิบูลย์. 2556. ตัวแบบพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่มาท่องเที่ยวในประเทศไทย. *วารสารวิทยาศาสตร์ มศว.* 29(2): 9-26.
9. มุกดา แม้นมินทร์. 2549. อนุกรมเวลาและการพยากรณ์. กรุงเทพฯ. โฟร์พริ้นติ้ง. หน้า 69-72ม413-418.
10. Montgomery, D. C., Peck, E. A., and Vining, G. G. 2006. Introduction to Linear Regression Analysis. 4th Edition. New York. Wiley. P. 67-130.

ได้รับบทความวันที่ 25 พฤษภาคม 2558
ยอมรับตีพิมพ์วันที่ 10 กรกฎาคม 2558