# การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป

วรางคณา เรียนสุทธิ์[1]* และน้ำอ้อย นิสัน[2]

# Forecasting the Export Volume of Processed Chicken

Warangkhana Riansut[1]* and Nam-Oy Nisan[2]

[1]สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ จังหวัดพัทลุง 93210

[2]สาขาวิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ จังหวัดพัทลุง 93210

[1]Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University, Phatthalung, 93210

[2]Statistics Major, Faculty of Science, Thaksin University, Phatthalung, 93210

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

Received: 22 June 2016; Accepted: 10 August 2016

**บทคัดย่อ**

วัตถุประสงค์ของการศึกษาครั้งนี้คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2542 ถึงเดือนตุลาคม 2558 จำนวน 202 ค่า ซึ่งข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2542 ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 192 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม 2558 จำนวน 10 ค่า นำมาใช้สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีบอกซ์-เจนกินส์มีความถูกต้องแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด (MAPE = 4.9640)

**คำสำคัญ:** ไก่แปรรูป วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ วิธีการพยากรณ์รวม

**Abstract**

The objective of this study was to construct the appropriate forecasting model for the export volume of processed chicken. The data gathered from the website of Office of Agricultural Economics during January, 1999 to October, 2015 of 202 values were used and divided into 2 sets. The first set had 192 values from January, 1999 to December, 2014 for constructing the forecasting models by Box-Jenkins method, Winters ' additive exponential smoothing method, Winters' multiplicative exponential smoothing method, and combined forecasting method. The second set had 10 values from January to October, 2015 for comparing accuracy of the forecasts via the criterion of the lowest mean absolute percentage error (MAPE). Research finding indicated that, Box-Jenkins method was the most accurate (MAPE = 4.9640).

**Keywords:** Processed Chicken, Box-Jenkins Method, Winters ' Additive Exponential Smoothing Method, Winters' Multiplicative Exponential Smoothing Method, Combined Forecasting Method.

## บทนำ

ปัจจุบันประเทศไทยเป็นประเทศผู้ผลิต ผู้ส่งออกสินค้าอาหารที่มีคุณภาพดี และมีชื่อเสียงที่สำคัญแห่งหนึ่งของโลก เนื่องจากมีศักยภาพในการผลิตเพื่อการส่งออก มีความพร้อมทางด้านวัตถุดิบ รวมถึงมีศักยภาพของผู้ประกอบการที่สามารถพัฒนาคุณภาพ และรูปแบบของสินค้าให้เป็นที่ต้องการของตลาดได้ ทำให้ประเทศไทยเป็นผู้ส่งออกสินค้าอาหารแปรรูปในอันดับต้น ๆ ของโลกหลายรายการ เช่น ไก่แช่แข็ง ไก่แปรรูป กุ้งแช่แข็ง และทูน่ากระป๋อง เป็นต้น (Keerativibool, 2016) สำหรับการส่งออกไก่สดแช่แข็งของไทยได้เริ่มขึ้นตั้งแต่ปี 2516 ขณะที่การส่งออกไก่แปรรูปนั้นได้เริ่มขึ้นที่ปี 2534 อย่างไรก็ตาม ปริมาณการส่งออกไก่สดแช่แข็งและ

ไก่แปรรูปของไทยยังคงมีความผันผวน เนื่องจากต้องเผชิญกับปัญหา และอุปสรรคในเรื่องของการนำเข้าวัตถุดิบอาหารสัตว์ ซึ่งมีมูลค่าสูงมากในแต่ละปี มีการจำกัดโควตาการนำเข้า และมีการจัดเก็บภาษีของการนำเข้าวัตถุดิบอาหารสัตว์ในระดับสูง ปัญหาต่อมา คือ เรื่องของความเข้มงวด การเปลี่ยนแปลงกฎระเบียบ และมาตรการกีดกันการนำเข้าของประเทศผู้นำเข้า เช่น การใช้มาตรฐานด้านสุขอนามัยเป็นข้ออ้างในการกีดกันทางการค้ามากขึ้น การส่งออกไก่สดแช่แข็งและไก่แปรรูปของไทยยังต้องเผชิญกับปัญหาที่สำคัญอีกประการหนึ่ง คือ ปัญหาโรคไข้หวัดนก (Avian Influenza) ที่เริ่มระบาดในประเทศไทยเมื่อต้นปี 2547 ซึ่งส่งผลกระทบโดยตรงต่ออุตสาหกรรมการส่งออกไก่สดแช่แข็งและไก่แปรรูปของประเทศไทยเป็นอย่างมาก (Kaew-duang, 2008) ด้วยเหตุผลของความผันผวนในปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปจากปัญหาต่างๆ ดังกล่าว จึงเป็นประเด็นที่น่าสนใจ ที่ควรมีการศึกษาถึงปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปในอนาคต เพื่อที่จะหาแนวทางในการเพิ่มศักยภาพและขีดความสามารถของผู้ประกอบการการส่งออกไก่แปรรูปของประเทศไทย ให้สามารถแข่งขันกับประเทศอื่นๆ ได้มากยิ่งขึ้น รวมถึงเป็นแนวทางให้รัฐบาลสามารถออกนโยบายในการสนับสนุนการส่งออกไก่แปรรูปได้อย่างเหมาะสม ซึ่งจะนำรายได้มาสู่ประเทศไทยมากยิ่งขึ้น และทำให้เกิดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศต่อไป

## วิธีการศึกษาและวัสดุอุปกรณ์

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยใช้อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป (กิโลกรัม) จากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (Office of Agricultural Economics, 2015) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2542 ถึงเดือนตุลาคม 2558 จำนวน 202 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2542 ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 192 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 4 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม โดยใช้โปรแกรม SPSS รุ่น 17 เนื่องจากได้พิจารณาจากค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) ของข้อมูลชุดที่ 1 แล้วพบว่า วิธีการพยากรณ์เหล่านี้เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีการพยากรณ์อื่นๆ ข้อมูลชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม 2558 จำนวน 10 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ที่ต่ำที่สุด รายละเอียดของแต่ละวิธีการพยากรณ์ แสดงดังนี้

1. การพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

การกำหนดตัวแบบของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ทำได้โดยการตรวจสอบคุณสมบัติฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) ของอนุกรมเวลาที่คงที่ (Stationary) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ (Taesombut, 1996) 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 & O'Connell, 1993) ตัวแบบทั่วไปของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$_s$ แสดงดังสมการที่ (1) (Box, Jenkins, & Reinsel, 1994; Bowerman & O'Connell, 1993) ขั้นตอนการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสม โดยพิจารณาจากเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian Information Criterion: BIC) ที่ต่ำที่สุด และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ แสดงรายละเอียดในวรางคณา เรียนสุทธิ์ (Riansut, 2016)

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

เมื่อ $Y_t$ แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\varepsilon_t$ แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_P(B^s)$ แทนค่าคงที่ โดยที่ $\mu$ 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 $n_1$ โดยที่ $n_1$ แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนฤดูกาล

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 ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีน ภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene's Test based on Median)

2. การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ (Winters Exponential Smoothing Method)

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ (Smoothing Method) คือ การพยากรณ์โดยใช้ค่าสังเกตจากอดีตส่วนหนึ่งหรือทั้งหมดในการสร้างสมการพยากรณ์ ซึ่งน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าจะแตกต่างกัน เหตุผลสำคัญที่มีการใช้วิธีการปรับเรียบ เนื่องจากอนุกรมเวลาอาจเกิดความผันแปรจากเหตุการณ์ที่ผิดปกติ ทำให้ไม่เห็นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาอื่น ๆ ซึ่งวิธีการปรับเรียบจะช่วยลดอิทธิพลของความผันแปรดังกล่าวได้ ดังนั้นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแต่ละส่วนจึงปรากฏชัดเจนขึ้น ทำให้สามารถพยากรณ์ค่าของอนุกรมเวลาในอนาคตได้ สำหรับวิธีการปรับเรียบนั้นมีวิธีการหลายวิธี และการใช้งานจะขึ้นอยู่กับลักษณะของอนุกรมเวลา ซึ่งวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล วิธีการนี้สามารถแบ่งออกได้เป็น 2 กรณี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing) และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing) มีรายละเอียดดังนี้ (Ket-iam, 2005)

2.1 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก มีตัวแบบแสดงดังสมการที่ (2) และมีตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3) (Ket-iam, 2005)

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

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

เมื่อ $Y_t$ แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\beta_0$ , $\beta_1$ และ $S_t$ แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล ตามลำดับ

$\varepsilon_t$ 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 $\beta_0$ , $\beta_1$ และ $S_t$ ตามลำดับ

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

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

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

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

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง $n_1$ โดยที่ $n_1$ แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนฤดูกาล

2.2 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ มีตัวแบบแสดงดังสมการที่ (4) และมีตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (5) (Ket-iam, 2005)

$$Y_t = (\beta_0 + \beta_1 t) S_t \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m)\hat{S}_t \quad (5)$$

เมื่อ $Y_t$ แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\beta_0$ , $\beta_1$ และ $S_t$ แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล ตามลำดับ

$\varepsilon_t$ 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 $\beta_0$ , $\beta_1$ และ $S_t$ ตามลำดับ

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

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

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

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

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง $n_1$ โดยที่ $n_1$ แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนฤดูกาล

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

3. การพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม (Combined Forecasting Method)

การพยากรณ์รวมเป็นวิธีการประยุกต์ที่มีการรวมค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไป เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด สามารถใช้ได้ดีในกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากกว่า 1 วิธี (Manmin, 2006) ณ ที่นี้ได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความถูกต้องมากกว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ดังนั้นตัวแบบของวิธีการพยากรณ์รวมที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้ คือ

$$\hat{Y}_t = w_1\hat{Y}_{1t} + w_2\hat{Y}_{2t} \qquad (6)$$

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

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

$w_1$ และ $w_2$ แทนค่าถ่วงน้ำหนักของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ตามลำดับ โดยที่ $w_1 + w_2 = 1$,

$$w_1 = \frac{b_1}{b_1 + b_2} \text{ และ } w_2 = \frac{b_2}{b_1 + b_2} \qquad (7)$$

$b_1$ และ $b_2$ แทนค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Squares Method) (Montgomery, Peck, & Vining, 2006) ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ตามลำดับ เมื่อกำหนดให้ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากทั้ง 2 วิธีเป็นตัวแปรอิสระ และปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปเป็นตัวแปรตาม ซึ่งค่า $b_1$ และ $b_2$ จะคำนวณจากจำนวนข้อมูลพยากรณ์ในอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ณ ที่นี้คือ 179 ค่า เนื่องจากมีการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ทำให้ไม่มีค่าพยากรณ์ 13 ค่าแรก (จำนวนฤดูกาลเท่ากับ 12)

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากการทดสอบรันส์ (Runs Test) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีน ภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน

4. การเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป โดยการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม 2558 จำนวน 10 ค่า ด้วยวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม เพื่อคำนวณค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า MAPE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์ MAPE (Ket-iam, 2005) แสดงดังนี้

$$\text{MAPE} = \frac{100}{n_2}\sum_{t=1}^{n_2}\left|\frac{e_t}{Y_t}\right| \qquad (8)$$

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

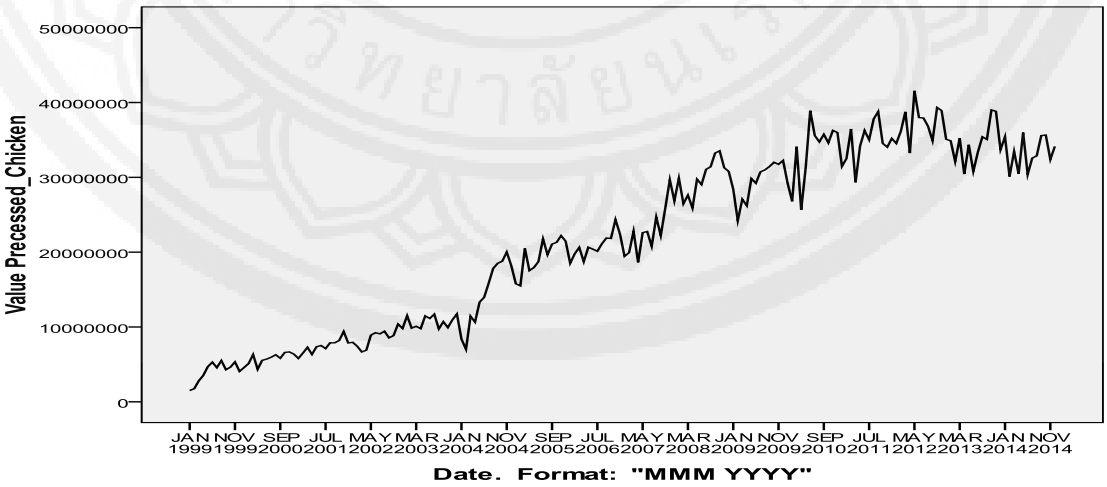
t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง $n_2$ โดยที่ $n_2$ แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

## ผลการศึกษา

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ซึ่งคือ ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป ตั้งแต่เดือนมกราคม 2542 ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 192 ค่า ดังรูปที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล โดยแนวโน้มมีลักษณะเพิ่มขึ้นเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป และความผันแปรตามฤดูกาลมีลักษณะไม่คงที่ นั่นคือ ความผันแปรตามฤดูกาลมีค่าเพิ่มขึ้นตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และเพื่อความถูกต้องยิ่งขึ้น ผู้วิจัยจึงตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้ มีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาลจริงหรือไม่ ดังนี้

เนื่องจากปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปในแต่ละปี มีการแจกแจงปกติ แต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงตรวจสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละปี โดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric Statistics) พบว่า ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปในแต่ละปี มีค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Kruskal-Wallis: $\chi^2$ = 179.107, p-value < 0.0001) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม

เนื่องจากปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปในแต่ละเดือน เมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการหาร (อนุกรมเวลาชุดที่ 1 มีความเหมาะสมกับตัวแบบคูณ จึงปรับแนวโน้มออกด้วยการหาร) มีการแจกแจงปกติ และมีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงตรวจสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละเดือน โดยใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ (Parametric Statistics) พบว่า ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปในแต่ละเดือน เมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการหาร มีค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (ANOVA: F = 2.579, p-value = 0.005) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล




**รูปที่ 1** ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปตั้งแต่เดือนมกราคม 2542 ถึงเดือนธันวาคม 2557

1. ผลการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

เนื่องจากอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2542 ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 192 ค่า มีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาลที่ไม่คงที่ จึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 เมื่อจำนวนฤดูกาลเท่ากับ 12 (d = 1, D = 1, s = 12) รวมทั้งแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (ln) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังรูปที่ 2 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ แสดงดังตารางที่ 1 โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า BIC ต่ำที่สุด (BIC = -4.251) และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 6 = 14.537, p-value = 0.268) คือ ตัวแบบ SARIMA(0, 1, 0)(0, 1, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.078, p-value = 0.196) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 3) ซึ่งพบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = -2.312, p-value = 0.022) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.175, p-value = 0.308) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(0, 1, 0)(0, 1, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$(1-B)(1-B^{12})Z_t = (1-\Theta_1 B^{12})\,\varepsilon_t$$

$$(1-B^{12}-B+B^{13})Z_t = \varepsilon_t - \Theta_1\,\varepsilon_{t-12}$$

$$Z_t = Z_{t-1} + Z_{t-12} - Z_{t-13} + \varepsilon_t - \Theta_1\,\varepsilon_{t-12}$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ในตารางที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Z}_t = Z_{t-1} + Z_{t-12} - Z_{t-13} - 0.8481e_{t-12}$$

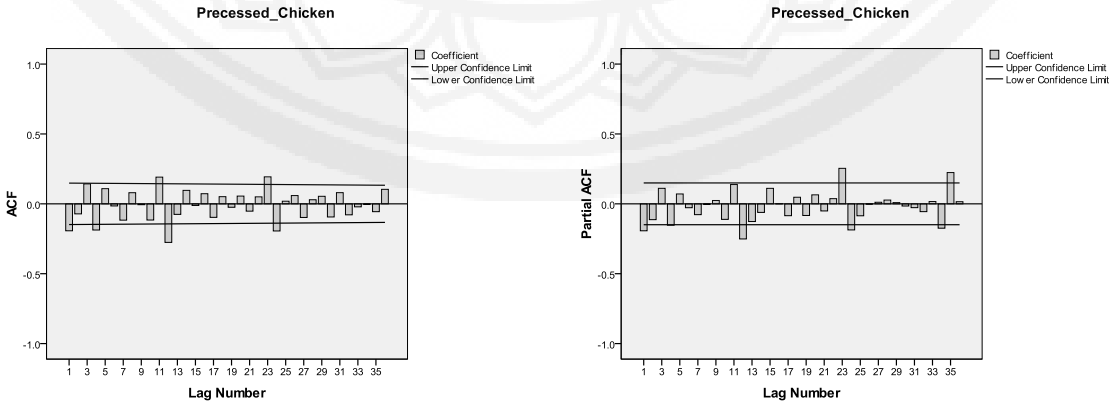
หรือ

$$\hat{Y}_t = \mathrm{Exp}\{Z_{t-1} + Z_{t-12} - Z_{t-13} - 0.8481e_{t-12}\} \text{ โดยที่ } Z_t = \ln(Y_t) \qquad (9)$$

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

$Z_{t-j}$ แทนลอการิทึมธรรมชาติของอนุกรมเวลา ณ เวลา t – j

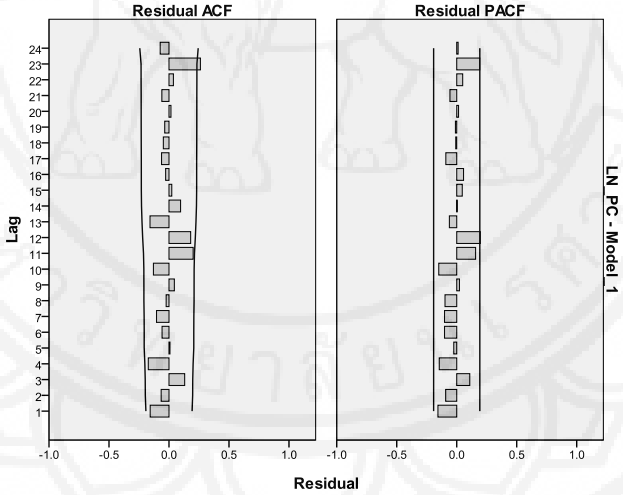
$e_{t-12}$ แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t – 12 ; $e_{t-12} = Z_{t-12} - \hat{Z}_{t-12}$




**รูปที่ 2** กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปเมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่าง ผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 และลอการิทึมธรรมชาติ

**ตารางที่ 1** ค่าประมาณพารามิเตอร์ และค่า BIC ของตัวแบบ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$_s$

| ค่าประมาณพารามิเตอร์ | | SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$_s$ | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | SARIMA (1, 1, 2) (2, 1, 2)$_{12}$ | SARIMA (1, 1, 2) (2, 1, 1)$_{12}$ | SARIMA (1, 1, 2) (1, 1, 1)$_{12}$ | SARIMA (1, 1, 1) (1, 1, 1)$_{12}$ | SARIMA (1, 1, 0) (1, 1, 1)$_{12}$ | SARIMA (1, 1, 0) (0, 1, 1)$_{12}$ | SARIMA (1, 1, 0) (0, 1, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ | SARIMA (0, 1, 0) (0, 1, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ |
| ค่าคงที่ | ค่าประมาณ | -0.003354 | -0.003399 | -0.006073 | -0.002314 | -0.003576 | -0.003434 | - | - |
| | p-value | 0.033 | 0.019 | 0.048 | < 0.001 | 0.027 | 0.028 | | |
| AR(1): $\phi_1$ | ค่าประมาณ | -0.911864 | -0.737161 | -0.944098 | 0.779919 | -0.174863 | -0.178445 | -0.161620 | - |
| | p-value | < 0.001 | < 0.001 | < 0.001 | < 0.001 | 0.023 | 0.018 | 0.033 | |
| MA(1): $\theta_1$ | ค่าประมาณ | -0.775969 | -0.597779 | -0.749646 | 0.999991 | - | - | - | - |
| | p-value | 0.573 | 0.003 | 0.986 | 0.979 | | | | |
| MA(2): $\theta_2$ | ค่าประมาณ | 0.223226 | 0.234571 | 0.250343 | - | - | - | - | - |
| | p-value | 0.460 | 0.002 | 0.981 | | | | | |
| SAR(1): $\Phi_1$ | ค่าประมาณ | -0.700924 | 0.111548 | 0.679697 | 0.132021 | 0.138598 | - | - | - |
| | p-value | < 0.001 | 0.304 | < 0.001 | 0.205 | 0.175 | | | |
| SAR(2): $\Phi_2$ | ค่าประมาณ | -0.050348 | -0.166752 | - | - | - | - | - | - |
| | p-value | 0.661 | 0.076 | | | | | | |
| SMA(1): $\Theta_1$ | ค่าประมาณ | -0.070454 | 0.868887 | 0.999074 | 0.914394 | 0.939540 | 0.887521 | 0.831196 | 0.848100 |
| | p-value | 0.743 | < 0.001 | 0.929 | < 0.001 | < 0.001 | < 0.001 | < 0.001 | < 0.001 |
| SMA(2): $\Theta_2$ | ค่าประมาณ | 0.835670 | - | - | - | - | - | - | - |
| | p-value | < 0.001 | | | | | | | |
| BIC | | -4.124 | -4.132 | -4.072 | -4.182 | -4.203 | -4.214 | -4.235 | -4.251 |




**รูปที่ 3** กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ SARIMA(0, 1, 0) (0, 1, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงที่

2. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์

2.1ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

เนื่องจากอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2542 ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 192 ค่า มีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาลที่ไม่คงที่ จึงแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (ln) พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ -4.534 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 6 = 6.837, p-value = 0.868) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะ

ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.794, p-value = 0.554) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 4 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.522, p-value = 0.582) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.384, p-value = 0.184) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Z}_{t+m} = (17.31691 + 0.01220m) + \hat{S}_t \quad \text{โดยที่} \quad Z_t = \ln(Y_t)$$

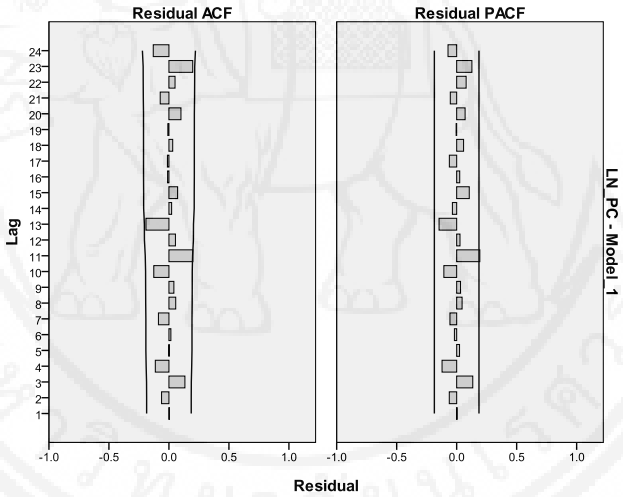
หรือ

$$\hat{Y}_{t+m} = \exp\left\{(17.31691 + 0.01220m) + \hat{S}_t\right\} \tag{10}$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m โดยที่ m = 1 ถึง 10 (เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม 2558 จำนวน 10 ค่า)

$\hat{S}_t$ แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปของเดือนมกราคม กุมภาพันธ์ และเมษายนของทุกปี มีค่าน้อยกว่าเดือนอื่น ๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลน้อยกว่า 0

$\alpha$, $\gamma$ และ $\delta$ มีค่าเท่ากับ 0.82523, 0.000004 และ 0.001 ตามลำดับ




**รูปที่ 4** กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

**ตารางที่ 2** ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

| เดือน | ดัชนีฤดูกาล | เดือน | ดัชนีฤดูกาล | เดือน | ดัชนีฤดูกาล |
|---|---|---|---|---|---|
| มกราคม | -0.09404 | พฤษภาคม | 0.03898 | กันยายน | 0.03423 |
| กุมภาพันธ์ | -0.13684 | มิถุนายน | 0.03448 | ตุลาคม | 0.05222 |
| มีนาคม | 0.00270 | กรกฎาคม | 0.03403 | พฤศจิกายน | 0.08604 |
| เมษายน | -0.12145 | สิงหาคม | 0.05593 | ธันวาคม | 0.01371 |

2.2 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

เนื่องจากอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2542 ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 192 ค่า มีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาลที่ไม่คงที่ จึงแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (ln) พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ -4.404 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มี

นัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 6 = 7.103, p-value = 0.851) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.986, p-value = 0.285) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 5 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.579, p-value = 0.563) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.743, p-value = 0.696) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Z}_{t+m} = (17.32096 + 0.01220m)\,\hat{S}_t \quad \text{โดยที่} \quad Z_t = \ln(Y_t)$$

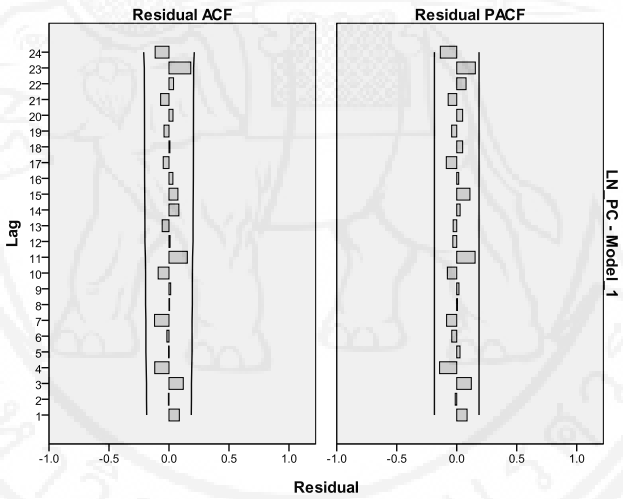
หรือ

$$\hat{Y}_{t+m} = \exp\left\{(17.32096 + 0.01220m)\,\hat{S}_t\right\} \tag{11}$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m โดยที่ m = 1 ถึง 10 (เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม 2558 จำนวน 10 ค่า)

$\hat{S}_t$ แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 3 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปของเดือนมกราคม ถึงเดือนมิถุนายนของทุกปี มีค่าน้อยกว่าเดือนอื่น ๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลน้อยกว่า 1

$\alpha$, $\gamma$ และ $\delta$ มีค่าเท่ากับ 0.73343, 0.0000009 และ 0.99992 ตามลำดับ




**รูปที่ 5** กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

**ตารางที่ 3** ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

| เดือน | ดัชนีฤดูกาล | เดือน | ดัชนีฤดูกาล | เดือน | ดัชนีฤดูกาล |
|---|---|---|---|---|---|
| มกราคม | 0.99920 | พฤษภาคม | 0.99915 | กันยายน | 1.00518 |
| กุมภาพันธ์ | 0.99221 | มิถุนายน | 0.99669 | ตุลาคม | 1.00572 |
| มีนาคม | 0.99793 | กรกฎาคม | 1.00224 | พฤศจิกายน | 1.00295 |
| เมษายน | 0.98978 | สิงหาคม | 1.00402 | ธันวาคม | 1.00144 |

3. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยของวิธีพยากรณ์เดี่ยวทั้ง 2 วิธี ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ได้ว่า $b_1$ = -0.32313 และ $b_2$ = 1.31356 ดังนั้นจากสมการที่ (7) สามารถคำนวณค่าถ่วงน้ำหนักของแต่ละวิธีการพยากรณ์เดี่ยวได้เป็น $w_1$ = -0.32625 และ $w_2$ = 1.32625 เพราะฉะนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมเขียนได้ดังนี้

$$\hat{Y}_t = -0.32625\,\hat{Y}_{1t} + 1.32625\,\hat{Y}_{2t} \qquad (12)$$

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

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

เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.728, p-value = 0.665) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = -0.447, p-value = 0.655) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.785, p-value = 0.655) แต่มีการเคลื่อนไหวไม่เป็นอิสระกัน (Runs Test: Z = 2.774, p-value = 0.006) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้ยังไม่มีความเหมาะสม เนื่องจากมีข้อสมมุติ (Assumption) ไม่เป็นจริงบางข้อ จึงไม่ควรนำไปใช้ในการพยากรณ์

4. ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์

เนื่องจากตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (12) มีข้อสมมุติไม่เป็นจริงบางข้อ จึงไม่นำมาใช้ในการพยากรณ์เพื่อเปรียบเทียบความแตกต่างระหว่างค่าพยากรณ์กับข้อมูลชุดที่ 2 ซึ่งคืออนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม 2558 ดังนั้นจะเหลือเพียงการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ในสมการที่ (9) ถึง (11) ตามลำดับ ได้ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) แสดงดังตารางที่ 4 ซึ่งพบว่า วิธีบอกซ์-เจนกินส์มีความถูกต้องแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากให้ค่า MAPE ต่ำที่สุด

**ตารางที่ 4** ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป (กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม 2558 และค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE)

| ช่วงเวลา | ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป | ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป จากการพยากรณ์โดยวิธี | | |
|---|---|---|---|---|
| | | บอกซ์-เจนกินส์ | วินเทอร์บวก | วินเทอร์คูณ |
| ม.ค. 2558 | 33,610,949 | 32,933,469 | 30,706,963 | 33,264,456 |
| ก.พ. 2558 | 30,727,277 | 31,015,573 | 29,502,926 | 29,799,435 |
| มี.ค. 2558 | 35,825,125 | 35,321,415 | 34,622,004 | 33,264,456 |
| เม.ย. 2558 | 34,392,947 | 31,015,573 | 30,706,963 | 29,209,367 |
| พ.ค. 2558 | 39,887,629 | 36,762,909 | 36,762,909 | 34,969,961 |
| มิ.ย. 2558 | 39,754,771 | 35,676,401 | 36,762,909 | 33,936,443 |
| ก.ค. 2558 | 42,267,775 | 36,397,112 | 37,505,570 | 37,882,507 |
| ส.ค. 2558 | 36,429,867 | 37,505,570 | 38,647,784 | 39,428,521 |
| ก.ย. 2558 | 37,827,689 | 37,882,507 | 38,263,232 | 40,629,298 |
| ต.ค. 2558 | 39,185,377 | 39,036,201 | 39,428,521 | 41,450,065 |
| **MAPE** | | **4.9640** | **6.1187** | **8.5026** |

## สรุปผล อภิปรายผลการศึกษาและข้อเสนอแนะ

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2542 ถึงเดือนตุลาคม 2558 จำนวน 202 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2542 ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 192 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์

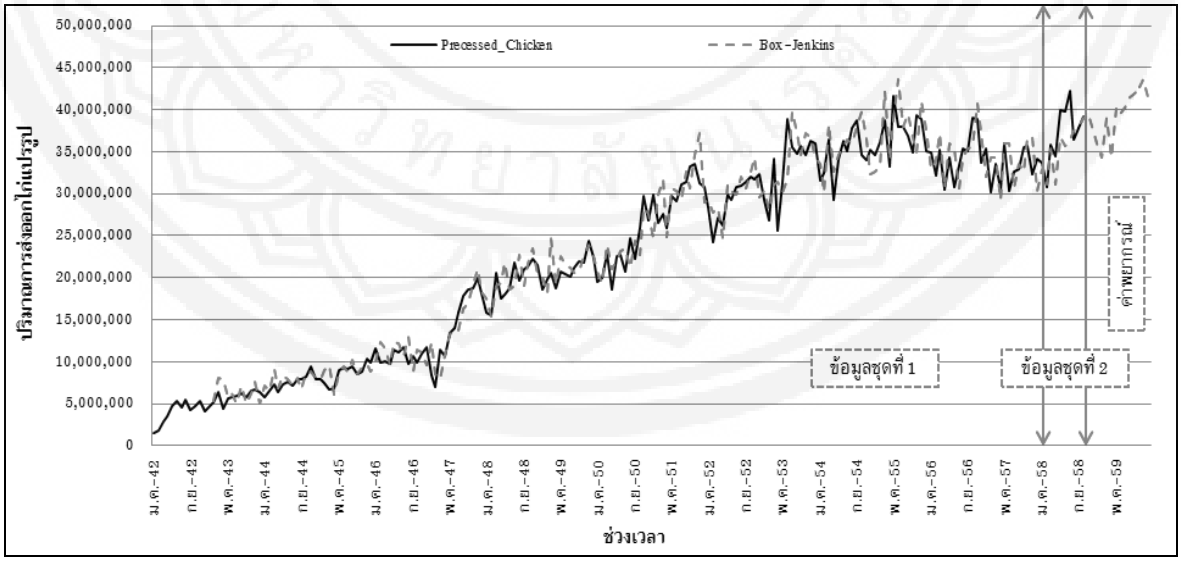
แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม 2558 จำนวน 10 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีบอกซ์-เจนกินส์มีความถูกต้องแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด

ผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป ตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน 2558 ถึงเดือนธันวาคม 2559 จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ แสดงดังตารางที่ 5 และรูปที่ 6 ซึ่งพบว่า ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเล็กน้อย และยังคงมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยในเดือนมิถุนายน 2559 ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปมีค่าประมาณ 39,428,521 กิโลกรัม และในเดือนธันวาคม 2559 ปริมาณการส่งออกจะมีค่าเพิ่มขึ้นเป็น 41,450,065 กิโลกรัม ผลการศึกษาครั้งนี้มีความขัดแย้งกับผลการศึกษาในอดีตบางงานที่พบว่า วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีการพยากรณ์ที่ดีที่สุด (Manmin, 2006; Keerativibool, 2015; Riansut, 2016) อาจเนื่องมาจากการรวมค่าพยากรณ์ของวิธีการพยากรณ์เดี่ยว เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด สามารถใช้ได้ดีเมื่อวิธีการพยากรณ์เดี่ยวแต่ละวิธีมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากเพียงพอ

สำหรับการศึกษาครั้งต่อไป ผู้วิจัยควรพิจารณาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปจากหน่วยงานของภาคเอกชนในรูปของสมาคม เช่น สมาคมผู้ส่งออก มาประกอบการวิเคราะห์เพื่อให้ผลที่ได้มีความแม่นยำมากขึ้น และควรคำนึงถึงปัจจัยอื่นๆ ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป เช่น ผลผลิตที่ได้และความต้องการนำเข้าของแต่ละประเทศ เป็นต้น โดยใช้เทคนิคการวิเคราะห์การถดถอย (Regression Analysis) (Montgomery, Peck, & Vining, 2006) รวมถึงควรพิจารณาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูปที่เป็นปัจจุบัน เพื่อนำมาปรับปรุงตัวแบบพยากรณ์ให้มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

**ตารางที่ 5** ค่าพยากรณ์ของปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป (กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน 2558 ถึงเดือนธันวาคม 2559 ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

| ช่วงเวลา | ค่าพยากรณ์ | ช่วงเวลา | ค่าพยากรณ์ | ช่วงเวลา | ค่าพยากรณ์ |
|---|---|---|---|---|---|
| พ.ย. 2558 | 39,428,521 | เม.ย. 2559 | 34,277,510 | ก.ย. 2559 | 41,866,645 |
| ธ.ค. 2558 | 37,505,570 | พ.ค. 2559 | 40,225,030 | ต.ค. 2559 | 42,712,407 |
| ม.ค. 2559 | 36,034,955 | มิ.ย. 2559 | 39,428,521 | พ.ย. 2559 | 43,575,255 |
| ก.พ. 2559 | 34,277,510 | ก.ค. 2559 | 40,225,030 | ธ.ค. 2559 | 41,450,065 |
| มี.ค. 2559 | 39,036,201 | ส.ค. 2559 | 41,450,065 | | |




**รูปที่ 6** การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป และค่าพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

## เอกสารอ้างอิง


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.

Kaew-duang, T. (2008). *The trend of exports of frozen chicken from Thailand.* Chiang Mai: Faculty of Economics, Chiang Mai University.

Keerativibool, W. (2015). Forecasting model for the number of patients with dysentery in Thailand. *Naresuan University Journal: Science and Technology*, *23*(3), 140-151.

Keerativibool, W. (2016). Forecasting the export quantity of frozen and chilled chicken. *RMUTP Research Journal*, *10*(1), 37-50.

Ket-iam, S. (2005). *Forecasting technique* (2nd ed.). Songkhla: Thaksin University.

Manmin, M. (2006). *Time series and forecasting*. Bangkok: Foreprinting.

Montgomery, D. C., Peck, E. A., & Vining, G. G. (2006). *Introduction to linear regression analysis* (4th ed.). New York: John Wiley & Son.

Office of Agricultural Economics. (2015). *Export volume of processed chicken.* Retrieved from http://www.oae.go.th/oae_report/export_import/export.php

Riansut, W. (2016). Forecasting the number of unemployment in Thailand. *Naresuan University Journal: Science and Technology*, *24*(1), 102-114.

Taesombut, S. (1996). *Quantitative forecasting techniques.* Bangkok: Physic Center.