

การเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิต

A Comparison of Forecasting Models of Live Swine Price

วารางคณา เรียนสุทธิ*

Warangkha Riansut*

Received: 20 March 2018, Revised: 21 November 2018, Accepted: 3 May 2019

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้คือ การเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิต 4 วิธี ได้แก่ วิธีบอซ-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก โดยใช้ราคาสุกรมีชีวิตเฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนมกราคม 2561 จำนวน 157 ค่า ข้อมูลดังกล่าวถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนมิถุนายน 2560 จำนวน 150 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2560 ถึงเดือนมกราคม 2561 จำนวน 7 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยต่ำสุดและเกณฑ์ราคของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยต่ำสุด ผลการศึกษาพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษาวิธีที่มีความถูกต้องมากที่สุด คือ วิธีบอซ-เจนกินส์ ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์เป็น

$$\hat{Y}_t = \text{Exp}\{Z_{t-1} + Z_{t-12} - Z_{t-13} + 0.464565e_{t-1} - 0.954125e_{t-12} - 0.443253e_{t-13}\}; Z_t = \ln(Y_t)$$

ด้วยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยเท่ากับ 8.4164 และราคของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยเท่ากับ 5.1719

คำสำคัญ: สุกร, วิธีบอซ-เจนกินส์, วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง, เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย, ราคของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ วิทยาเขตพัทลุง ตำบลบ้านพร้าว อำเภอป่าพะยอม จังหวัดพัทลุง 93210
Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University, Phattalung Campus, Ban Prao, Papayom, Phattalung 93210, Thailand.

* ผู้นิพนธ์ประสานงาน ไปรษณีย์อิเล็กทรอนิกส์ (Corresponding author, e-mail): warang27@gmail.com Tel: 08 8790 8476

ABSTRACT

The objective of this study is to compare the four forecasting models of live swine price; namely Box-Jenkins method, Holt's exponential smoothing method, Brown's exponential smoothing method, and damped trend exponential smoothing method. The live swine average price per month is obtained from the website of Office of Agricultural Economics during January 2005 to January 2018. There are 157 observations and the data are divided into 2 sets. The first set including 150 observations during January 2005 to June 2017 is used to construct the forecasting models. The second set comprising 7 observations during July 2017 to January 2018 is employed to investigate the most suitable forecasting method via the criteria of the lowest mean absolute percentage error (MAPE) and root mean squared error (RMSE). The findings indicate that Box-Jenkins method is the most appropriate and the forecasting model is

$$\hat{Y}_t = \text{Exp}\{Z_{t-1} + Z_{t-12} - Z_{t-13} + 0.464565e_{t-1} - 0.954125e_{t-12} - 0.443253e_{t-13}\}; \quad Z_t = \ln(Y_t)$$

with MAPE is 8.4164 and RMSE is 5.1719.

Key words: Swine, box-jenkins method, exponential smoothing method, mean absolute percentage error

(MAPE), root mean squared error (RMSE)

บทนำ

การเลี้ยงสัตว์สำหรับการบริโภคในปัจจุบันมักใช้เทคโนโลยีที่ทันสมัยเพื่อปรับปรุงกระบวนการผลิตให้ได้เนื้อสัตว์ที่มีคุณภาพดี และมีผลผลิตสูงขึ้น รวมทั้งมีการปรับปรุงการจัดการหลังการฆ่าให้มีมาตรฐานเดียวกัน ทำให้การจำหน่ายเนื้อสัตว์มีมาตรฐาน ผู้บริโภคได้รับความยุติธรรม และได้เนื้อสัตว์ที่มีความสะอาด ปลอดภัยมากยิ่งขึ้น ส่งผลให้ราคาขายปรับตัวสูงขึ้นกว่าในอดีต โดยเฉพาะเนื้อสุกรซึ่งเป็นสัตว์เศรษฐกิจที่สำคัญของประเทศไทย มีปริมาณการบริโภคสูงกว่าเนื้อโคและเนื้อกระบือ เนื่องจากสุกรให้ผลผลิตในระยะเวลาสั้นกว่าโคและกระบือ สามารถนำมาประกอบอาหารและแปรรูปเป็นผลิตภัณฑ์ได้หลายชนิด การเลี้ยงสุกรส่วนใหญ่ใช้เพื่อการบริโภคภายในประเทศ เนื่องจากคนไตนิยมบริโภคเนื้อสุกรในชีวิตประจำวัน ทั้งนี้การเลี้ยงสุกรมีตั้งแต่การเลี้ยงไว้บริโภคเองในครัวเรือน ไป

จนถึงการเลี้ยงในระดับอุตสาหกรรมรายย่อย และอุตสาหกรรมขนาดใหญ่ การเลี้ยงสุกรจึงนับเป็นแหล่งรายได้ที่สำคัญแก่เกษตรกร อย่างไรก็ตาม การทำฟาร์มสุกรยังคงประสบปัญหาทั้งภาวะความผันผวนของราคาและต้นทุนที่สูงขึ้น ทำให้เกษตรกรผู้เลี้ยงสุกรประสบกับภาวะขาดทุน และบางรายต้องเลิกเลี้ยงสุกรไป (เกษมสุข, 2553) จากข้อมูลของกรมการค้าภายในที่มีการระบุว่าในช่วงเทศกาลตรุษจีนของทุกปี ราคาสุกรมักผันผวนปรับตัวเพิ่มขึ้น เนื่องจากมีความต้องการสูง ซึ่งราคาจะปรับตัวสูงขึ้นทั้งในส่วนของผู้ค้าส่ง ค้าปลีก และผู้เลี้ยง โดยหลังเทศกาลตรุษจีนราคามักมีแนวโน้มลดลง (Independent News Network, 2556) ด้วยเหตุผลของความแปรปรวนในราคาสุกรจากช่วงเดือนต่างๆ ของแต่ละปี ผู้วิจัยจึงเริ่มสืบค้นงานวิจัยที่เกี่ยวกับการพยากรณ์ราคาสุกรโดยใช้วิธีการทางสถิติ พบการศึกษาครั้งนี้ การศึกษาของกมลพรรณ (2556) ได้พยากรณ์ราคาสุกรชำแหละ เนื้อแดง

สะโพก ด้วยวิธีของบอซ-เจนกินส์ ผลการศึกษาพบว่า ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลชุดนี้คือ ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 2) การศึกษาของวารงคณา (2557) ได้เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีบอซ-เจนกินส์และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์สำหรับการพยากรณ์ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก ผลการศึกษาพบว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์มีความเหมาะสมมากกว่าวิธีบอซ-เจนกินส์ และการศึกษาของภัฐชญา และ จตุภัทร (2560) ได้พยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมด้วยวิธีบอซ-เจนกินส์ ผลการศึกษาพบว่า ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมมากที่สุดคือ ตัวแบบที่ SARIMA(1, 0, 1)(1, 1, 1)₆ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว อย่างไรก็ตาม การศึกษาของกมลพรรณ (2556) และวารงคณา (2557) ได้พยากรณ์ราคาสุกรที่ไม่มีชีวิตเท่านั้น และการศึกษาของภัฐชญา และ จตุภัทร (2560) ได้พยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตเฉพาะวิธีบอซ-เจนกินส์เท่านั้น ดังนั้นการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้ ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตด้วยวิธีการทางสถิติที่หลากหลายนอกเหนือจากวิธีบอซ-เจนกินส์ สำหรับหลักการของการพยากรณ์ที่นำมาใช้คือ การใช้ข้อมูลเวลาจากอดีตมาวิเคราะห์หารูปแบบการเปลี่ยนแปลง เพื่อกำหนดแบบจำลองสำหรับการพยากรณ์ค่าอนาคตโดยมีวัตถุประสงค์ของการวิจัยคือ การพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตด้วยการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 4 วิธี ที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่กำลังศึกษามากที่สุด ได้แก่ วิธีบอซ-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก จากนั้นจึงตรวจสอบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) ต่ำสุดและเกณฑ์

รากของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) ต่ำสุด ซึ่งผลการศึกษาที่ได้จะทำให้ทราบถึงสถานการณ์ แนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล จึงนับเป็นอีกหนึ่งมาตรการที่จะช่วยเหลือเกษตรกรเพื่อเป็นจุดเริ่มต้นของการวางแผนการเลี้ยงสุกรและเป็นแนวทางที่ช่วยคาดการณ์ความผันผวนของราคาในอนาคต อีกทั้งยังเป็นประโยชน์ต่อรัฐบาลในการวางแผนเชิงกลยุทธ์ทางการค้าในอนาคตต่อไป

วิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยโปรแกรม SPSS version 17 โดยใช้ข้อมูลเวลาราคาสุกรมีชีวิต (บาท/กิโลกรัม) จากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2561) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนมกราคม 2561 จำนวน 157 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนมิถุนายน 2560 จำนวน 150 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 4 วิธี ได้แก่ วิธีบอซ-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก เนื่องจากวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธีนี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้ ซึ่งมีเพียงแนวโน้ม แต่ไม่มีความผันแปรตามฤดูกาล (แสดงรายละเอียดในผลการวิจัยและวิจารณ์ผล) อีกทั้งวิธีการทั้ง 4 นี้ยังมีค่า MAPE และ RMSE ต่ำกว่าวิธีการอื่นๆ ซึ่งการศึกษาค้นคว้านี้ได้พิจารณาวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา (Decomposition Method) ทั้งตัวแบบบวก (Additive Model) และตัวแบบคูณ (Multiplicative Model) รวมอยู่ด้วย (แสดงผลการเปรียบเทียบค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ในผลการวิจัยและวิจารณ์ผล ตารางที่ 1)

สำหรับข้อมูลชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2560 ถึงเดือนมกราคม 2561 จำนวน 7 ค่า ผู้วิจัยจะนำมาใช้ในการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างจากข้อมูลชุดที่ 1 โดยใช้เกณฑ์ MAPE และ RMSE ต่ำสุด

การตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มี ส่วนประกอบของแนวโน้มหรือไม่ ดำเนินการดังนี้

1. ตรวจสอบข้อสมมุติ (Assumption) คือ อนุกรมเวลาในแต่ละปีมีการแจกแจงปกติหรือไม่ โดยใช้การทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมิรโนฟ (Kolmogorov-Smirnov's Test) และตรวจสอบความเท่ากันของความแปรปรวนโดยใช้การทดสอบของ เลวินภายใต้การใช้มัธยฐาน (Levene's Test based on Median)

2. เลือกใช้สถิติสำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาในแต่ละปี โดยถ้าอนุกรมเวลาในแต่ละปีมีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนเท่ากัน จะใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ (Parametric Statistics) ซึ่งก็คือ การวิเคราะห์ความแปรปรวน (Analysis of Variance: ANOVA) แต่ถ้าอนุกรมเวลาในแต่ละปีไม่มีการแจกแจงปกติหรือมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน จะใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric Statistics) ซึ่งก็คือ การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของครัสคอลล-วอลลิส (Kruskal-Wallis's One-Way Analysis of Variance by Rank)

การตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีความผันแปรตามฤดูกาลหรือไม่ ดำเนินการดังนี้

1. พิจารณาว่าอนุกรมเวลาเป็นส่วนประกอบของแนวโน้มหรือไม่ ถ้ามีต้องกำจัดแนวโน้มออกก่อนที่จะทดสอบค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือน ซึ่งวิธีการกำจัดแนวโน้มมี 2 วิธี คือ ถ้าพิจารณาที่กราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาแล้วพบว่าอนุกรมเวลามีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวที่ค่อนข้างคงที่เมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป กล่าวได้ว่า

อนุกรมเวลาที่มีความเหมาะสมกับตัวแบบบวก ควรกำจัดแนวโน้มออกด้วยการลบ แต่ถ้าอนุกรมเวลา มีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวที่เพิ่มขึ้นหรือลดลงเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป กล่าวได้ว่า อนุกรมเวลาที่มีความเหมาะสมกับตัวแบบคูณ ควรกำจัดแนวโน้มออกด้วยการหาร

2. ตรวจสอบข้อสมมุติ คือ อนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้วมีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนเท่ากันหรือไม่ เช่นเดียวกับข้อ 1 ของการตรวจสอบแนวโน้ม

3. เลือกใช้สถิติทดสอบค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือนเพื่อการตรวจสอบความผันแปรตามฤดูกาล โดยมีหลักการเลือกใช้สถิติเช่นเดียวกับข้อ 2 ของการตรวจสอบแนวโน้ม

วิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติทั้ง 4 วิธี แสดงรายละเอียดดังนี้

1. การพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

ตัวแบบของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s แสดงดังสมการที่ (1) (Box et al., 1994)

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

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา

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

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

$\Phi_p(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps}$
แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ P กรณีมี
ฤดูกาล (Seasonal Autoregressive Operator of Order
 P : SAR(P))

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

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

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_t โดยที่ n_t
แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและ
ผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธี
บอกซ์-เจนกินส์ แสดงรายละเอียดดังนี้

1) พิจารณาอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะคงที่
หรือไม่ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา (Y_t, t) ถ้าพบว่า อนุกรมเวลามีแนวโน้มหรือ
ความผันแปรตามฤดูกาล จะสรุปว่าอนุกรมเวลามี
ลักษณะไม่คงที่ (Non-Stationary) หรือพิจารณาจาก
กราฟ Autocorrelation Function (ACF) และกราฟ
Partial Autocorrelation Function (PACF) ถ้าพบว่า ค่า
สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวจากกราฟ ACF และค่า
สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวบางส่วนจากกราฟ

PACF ตกอยู่นอกขอบเขตความเชื่อมั่นที่กำหนด จะ
สรุปว่าอนุกรมเวลามีลักษณะไม่คงที่ หากพบว่า
อนุกรมเวลาไม่คงที่ ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่
ก่อนที่จะทำขั้นตอนต่อไป เช่น การแปลงข้อมูลด้วย
การหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or
Seasonal Difference) ลอการิทึมสามัญหรือลอการิทึม
ธรรมชาติ (Common Logarithm or Natural Logarithm)
(Bowerman and O'Connell, 1993)

2) กำหนดค่าพารามิเตอร์ p, q, P และ Q
จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่มี
ลักษณะคงที่ พร้อมทั้งประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัว
แบบ

3) ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจาก
ตัวแบบพยากรณ์ครั้งละ 1 ตัว จากนั้นจึงกำหนดตัว
แบบพยากรณ์และประมาณค่าพารามิเตอร์ใหม่จนกว่า
จะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มี
นัยสำคัญทั้งหมด

4) คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีความ
เหมาะสมจากการพิจารณาที่ค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์
เซียน (Bayesian Information Criterion, BIC) ต่ำสุด มี
ค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ และอนุกรม
เวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจก
แจงปกติ ซึ่งสามารถตรวจสอบโดยใช้การทดสอบ
คอลโมโกรอฟ-สมิธร์นอฟ มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระ
กัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ
PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์
ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t -Test) และมีความ
แปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การ
ทดสอบของเลวินภายใต้การใช้มัธยฐาน

5) พยากรณ์อนุกรมเวลา โดยใช้ตัวแบบ
พยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากขั้นตอนที่ 4

**2. การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วย
เส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ (Holt's Exponential
Smoothing Method)**

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรงและไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล มีค่าคงตัวการปรับเรียบ 2 ตัว คือ ค่าคงตัวการปรับเรียบของค่าระดับ (Level: α) และค่าคงตัวการปรับเรียบของค่าความชัน (Trend: γ) ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (2) (IBM Corporation, 2018)

$$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t(m) \quad (2)$$

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

a_t และ b_t แทนค่าประมาณ ณ เวลา t แสดงระยะตัดแกน Y และความชันของแนวโน้ม ตามลำดับ

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

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

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

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_t โดยที่ n_t แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

หลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนตามขั้นตอนที่ 4 ของการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอซซ์-เจนกินส์

3. การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ (Brown's Exponential Smoothing Method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรงและไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาลเช่นเดียวกับการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ แต่มีการกำหนดให้ค่าคงตัวการปรับเรียบของค่าระดับและค่าคงตัวการปรับเรียบของค่า

ความชันเท่ากัน ดังนั้นอาจกล่าวได้ว่า การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์เป็นกรณีพิเศษของการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3) (IBM Corporation, 2018)

$$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t[(m-1) + 1/\alpha] \quad (3)$$

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

a_t และ b_t แทนค่าประมาณ ณ เวลา t แสดงระยะตัดแกน Y และความชันของแนวโน้ม ตามลำดับ

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

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

α แทนค่าคงตัวการปรับเรียบ โดยที่ $0 < \alpha < 1$

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_t โดยที่ n_t แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

หลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนตามขั้นตอนที่ 4 ของการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอซซ์-เจนกินส์

4. การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก (Damped Trend Exponential Smoothing Method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรงและไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาลเช่นเดียวกับการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ แต่อัตราการเปลี่ยนแปลงของแนวโน้มไม่ว่าจะเพิ่มขึ้นหรือลดลงสำหรับวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉกจะช้ากว่าอัตราการเปลี่ยนแปลงของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรงของวิธีการปรับเรียบ

ด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ รวมถึงความชันจะมีค่าลดลงตามเวลา ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (4) (IBM Corporation, 2018)

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

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

a_t และ b_t แทนค่าประมาณ ณ เวลา t แสดงระยะตัดแกน Y และความชันของแนวโน้ม ตามลำดับ

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

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

α , γ และ ϕ แทนค่าคงตัวการปรับเรียบ โดยที่

$$0 < \alpha < 1, 0 < \gamma < 1 \text{ และ } 0 < \phi < 1$$

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_1 โดยที่ n_1 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

หลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนตามขั้นตอนที่ 4 ของการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

5. การเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้เปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ 4 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก ที่สร้างมาจากข้อมูลชุดที่ 1 ซึ่งคือ

อนุกรมเวลาราคาสุกรมีชีวิตตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนมิถุนายน 2560 โดยนำตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มาใช้ในการพยากรณ์อนุกรมเวลาราคาสุกรมีชีวิตชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2560 ถึงเดือนมกราคม 2561 หลังจากนั้นจะเปรียบเทียบความแตกต่างของข้อมูลจริงในชุดที่ 2 (Y_t) กับค่าพยากรณ์ (\hat{Y}_t) โดยการคำนวณค่า MAPE และ RMSE ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำสุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความถูกต้อง เหมาะสำหรับการนำไปใช้ในการพยากรณ์อนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์ MAPE และ RMSE แสดงดังสมการที่ (5) (สมเกียรติ, 2548) จากนั้นผู้วิจัยจะใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความถูกต้องมากที่สุดในการพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตตั้งแต่เดือนกุมภาพันธ์ถึงเดือนธันวาคม 2561 ต่อไป

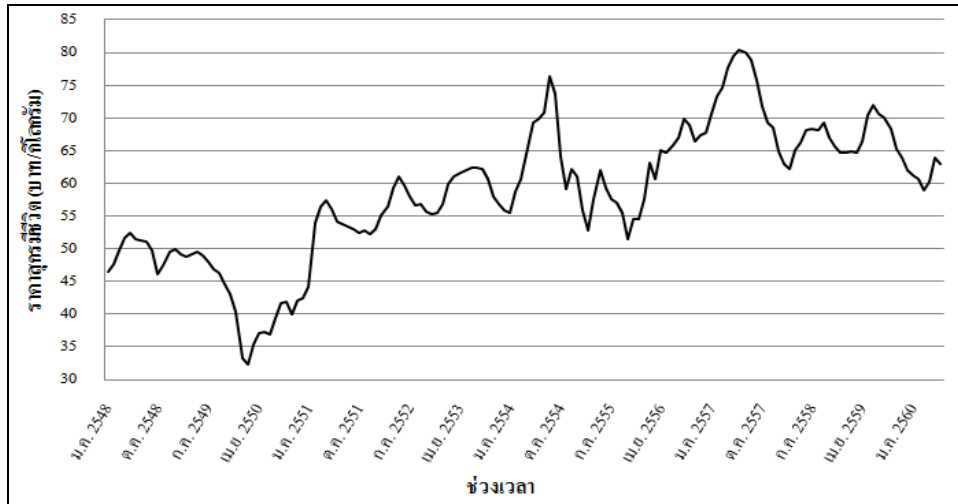
$$\text{MAPE} = \frac{100}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \text{ และ } \text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} e_t^2} \quad (5)$$

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

Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

\hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2



ภาพที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาสุกรมมีชีวิตตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนมิถุนายน 2560

ผลการวิจัยและวิจารณ์ผล

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาสุกรมมีชีวิต ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนมิถุนายน 2560 จำนวน 150 ค่า ดังภาพที่ 1 พบว่า ราคาสุกรมมีชีวิตตั้งแต่ต้นปี 2548 ถึงประมาณกลางปี 2550 มีแนวโน้มลดลง หลังจากนั้นแนวโน้มของราคาเพิ่มสูงขึ้นอย่างชัดเจน และอาจจะมีความผันแปรตามฤดูกาล

เพื่อให้ผลการวิจัยมีความถูกต้องมากยิ่งขึ้น ผู้วิจัยจึงตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้ มีส่วนประกอบของแนวโน้มหรือความผันแปรตามฤดูกาลหรือไม่ด้วยการทดสอบทางสถิติ ดังนี้

เนื่องจากราคาสุกรมมีชีวิตในแต่ละปี ไม่มีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงตรวจสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละปี โดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric Statistics) พบว่า ราคาสุกรมมีชีวิตในแต่ละปี มีค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Kruskal-Wallis: $\chi^2 = 132.982$, $p\text{-value} < 0.0001$) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม

เนื่องจากราคาสุกรมมีชีวิตในแต่ละเดือน เมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการลบ (อนุกรมเวลาชุดที่ 1 มีความเหมาะสมกับตัวแบบบวก เนื่องจากมีการแกว่งตัวของข้อมูลที่ค่อนข้างคงที่เมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป จึงปรับแนวโน้มออกด้วยการลบ) มีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงตรวจสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละเดือน โดยใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ (Parametric Statistics) พบว่า ราคาสุกรมมีชีวิตในแต่ละเดือน เมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการลบ มีค่าเฉลี่ยไม่แตกต่างกัน (ANOVA: $F = 0.567$, $p\text{-value} = 0.853$) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้ไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล

เนื่องจากอนุกรมเวลาชุดนี้มีเพียงแนวโน้ม และไม่มีความผันแปรตามฤดูกาล ดังนั้นผู้วิจัยจึงกำหนดวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 4 วิธี ได้แก่ วิธีบอซซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก

ตารางที่ 1 ค่า MAPE และ RMSE ของตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างจากข้อมูลชุดที่ 1

| วิธีการพยากรณ์ | MAPE (ร้อยละ) | RMSE (บาท/กิโลกรัม) |
|--------------------------|---------------|---------------------|
| บอซ-เจนกินส์ รูปแบบที่ 1 | <u>2.6111</u> | <u>2.0812</u> |
| บอซ-เจนกินส์ รูปแบบที่ 2 | 2.6844 | 2.1748 |
| โบลต์ | 3.1599 | 2.4158 |
| บราร์น | 3.2868 | 2.5994 |
| แคม | 2.8357 | 2.2779 |
| แยกส่วนประกอบแบบบวก | 9.1452 | 6.3628 |
| แยกส่วนประกอบแบบคูณ | 9.1431 | 6.3658 |

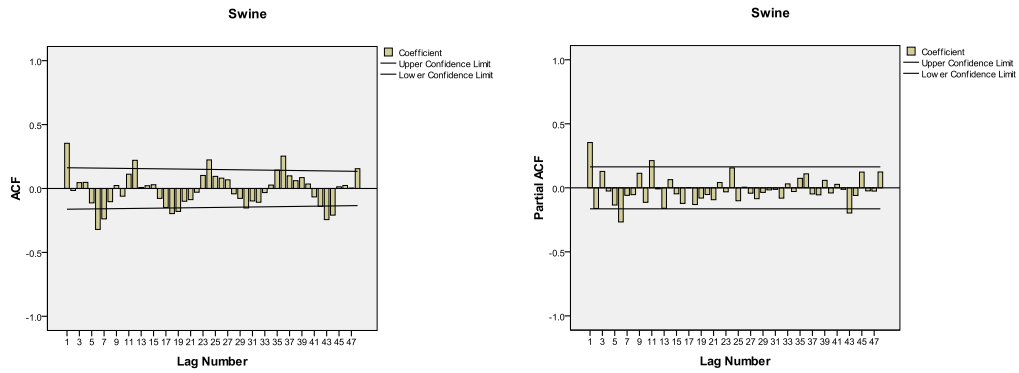
ซึ่งได้ตรวจสอบความเหมาะสมของวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธีนี้ โดยพิจารณาที่ค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 แล้วพบว่า MAPE และ RMSE มีค่าต่ำกว่าวิธีการพยากรณ์อื่นๆ เช่น วิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลาทั้งตัวแบบบวกและตัวแบบคูณ รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 1

จากตารางที่ 1 พบว่า วิธีบอซ-เจนกินส์ รูปแบบที่ 1 มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำสุด กล่าวคือ วิธีการพยากรณ์นี้สามารถสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่มีความผิดพลาดจากการพยากรณ์เพียงร้อยละ 2.6111 (MAPE = 2.6111) หรือมีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ 2.0812 บาท/กิโลกรัม (RMSE = 2.0812)

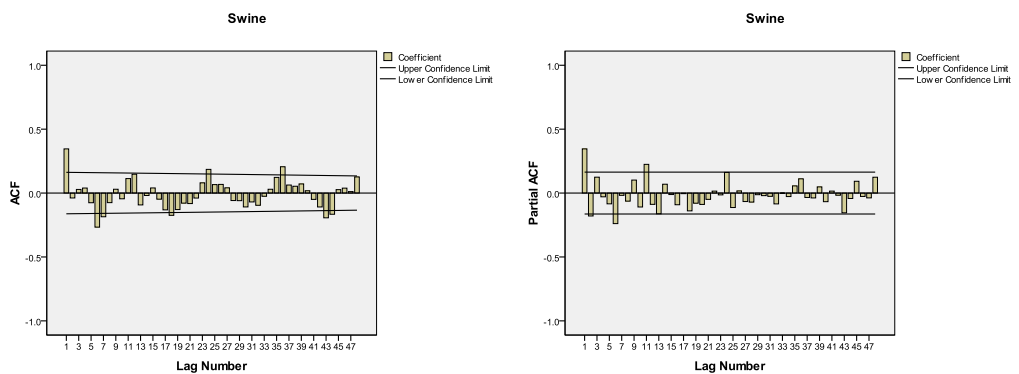
1. ผลการพยากรณ์โดยวิธีบอซ-เจนกินส์

เนื่องจากอนุกรมเวลาราคาสุกรมมีชีวิตมีส่วนประกอบของแนวโน้มอย่างชัดเจน แต่ไม่มีความผันแปรตามฤดูกาล ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังภาพที่ 2

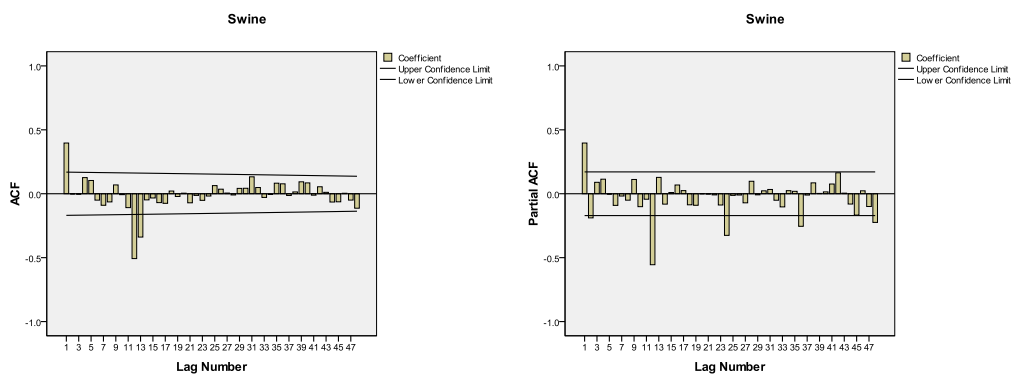
ซึ่งพบว่า กราฟ ACF มีค่าความสัมพันธ์เกินจากขอบเขตที่กำหนดใน Lag ของฤดูกาล (Lag 12, 24, 36 และ 48) ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลเพิ่มด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (ln) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังภาพที่ 3 ซึ่งพบว่าอนุกรมเวลามีลักษณะค่อนข้างคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น รูปแบบที่ 1 คือ ตัวแบบ SARIMA(2, 1, 2)(1, 0, 2)₁₂ อย่างไรก็ตาม ผู้วิจัยสงสัยว่ากราฟ ACF ในภาพที่ 3 ยังคงมีการเคลื่อนไหวในลักษณะคลื่นไซน์ (Sine Wave) ซึ่งอาจเป็นผลมาจากความผันแปรตามฤดูกาลที่มีอยู่เพียงเล็กน้อย จึงตรวจสอบไม่พบด้วยการทดสอบทางสถิติข้างต้น ดังนั้นผู้วิจัยจึงเพิ่มเติมการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ($D = 1$) ได้กราฟ ACF และ PACF แสดงดังภาพที่ 4 ซึ่งพบว่าอนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ยิ่งขึ้น จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น รูปแบบที่ 2 คือ ตัวแบบ SARIMA(2, 1, 1)(3, 1, 1)₁₂



ภาพที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาสุกรมีชีวิต เมื่อแปลงข้อมูลด้วยผลต่างลำดับที่ 1



ภาพที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาสุกรมีชีวิต เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาลอการิทึมธรรมชาติและผลต่างลำดับที่ 1



ภาพที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาสุกรมีชีวิต เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาลอการิทึมธรรมชาติ ผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1

ทำการประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบที่เป็นไปได้เริ่มต้นจากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ รูปแบบที่ 1 ซึ่งคือ ตัวแบบ SARIMA(2, 1, 2)(1, 0, 2)₁₂ จนได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 มีค่า BIC ต่ำสุด (BIC = -6.414) และมีค่าสถิติ

Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 23.957, p-value = 0.066) คือ ตัวแบบ SARIMA(0, 1, 1)(1, 0, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาด

เคลื่อนมีการแจกแจงปรกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 1.366$, $p\text{-value} = 0.048$) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในภาพที่ 5 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ย

เท่ากับศูนย์ ($t = 0.115$, $p\text{-value} = 0.908$) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.361, $p\text{-value} = 0.199$) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(0, 1, 1)(1, 0, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$\begin{aligned}(1 - \Phi_1 B^{12})(1 - B)Z_t &= (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_1 B^{12})\varepsilon_t \\ (1 - B - \Phi_1 B^{12} + \Phi_1 B^{13})Z_t &= (1 - \Theta_1 B^{12} - \theta_1 B + \theta_1 \Theta_1 B^{13})\varepsilon_t \\ Z_t &= Z_{t-1} + \Phi_1(Z_{t-12} - Z_{t-13}) + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \Theta_1 \varepsilon_{t-12} + \theta_1 \Theta_1 \varepsilon_{t-13}\end{aligned}$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ รูปแบบที่ 1 แสดงดังนี้

$$\hat{Z}_t = Z_{t-1} + 0.980510(Z_{t-12} - Z_{t-13}) + 0.465773e_{t-1} - 0.899287e_{t-12} - 0.418864e_{t-13} ; Z_t = \ln(Y_t)$$

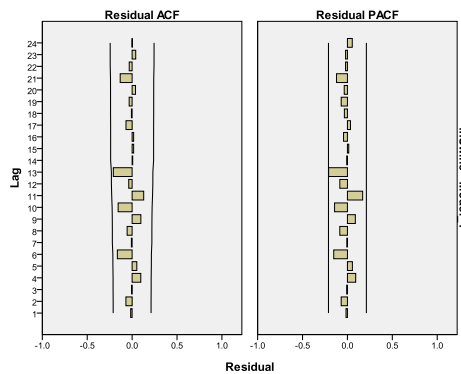
หรือ

$$\hat{Y}_t = \text{Exp}\{Z_{t-1} + 0.980510(Z_{t-12} - Z_{t-13}) + 0.465773e_{t-1} - 0.899287e_{t-12} - 0.418864e_{t-13}\} ; Z_t = \ln(Y_t) \quad (6)$$

เมื่อ \hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

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

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



ภาพที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธี

บอกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ SARIMA (0, 1, 1)(1, 0, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว

ทำการประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบที่เป็นไปได้เริ่มต้นจากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ รูปแบบที่ 2 ซึ่งคือ ตัวแบบ SARIMA(2, 1, 1)(3, 1, 1)₁₂ จนได้

ตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 มีค่า BIC ต่ำสุด (BIC = -6.293) และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

(Ljung-Box Q ณ lag 18 = 23.674, p-value = 0.097) คือ ตัวแบบ SARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณสมบัติของคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.172, p-value = 0.128) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในภาพที่ 6 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัว

และสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = -0.096, p-value = 0.923) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.519, p-value = 0.133) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็น ตัวแบบได้ดังนี้

$$\begin{aligned} (1-B)(1-B^{12})Z_t &= (1-\theta_1 B)(1-\Theta_1 B^{12})\varepsilon_t \\ (1-B^{12}-B+B^{13})Z_t &= (1-\Theta_1 B^{12}-\theta_1 B+\theta_1 \Theta_1 B^{13})\varepsilon_t \\ Z_t &= Z_{t-1} + Z_{t-12} - Z_{t-13} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \Theta_1 \varepsilon_{t-12} + \theta_1 \Theta_1 \varepsilon_{t-13} \end{aligned}$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ รูปแบบที่ 2 แสดงดังนี้

$$\hat{Z}_t = Z_{t-1} + Z_{t-12} - Z_{t-13} + 0.464565e_{t-1} - 0.954125e_{t-12} - 0.443253e_{t-13} ; Z_t = \ln(Y_t)$$

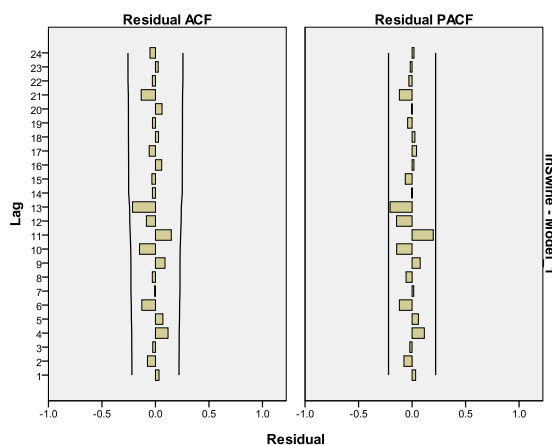
หรือ

$$\hat{Y}_t = \text{Exp}\{Z_{t-1} + Z_{t-12} - Z_{t-13} + 0.464565e_{t-1} - 0.954125e_{t-12} - 0.443253e_{t-13}\} ; Z_t = \ln(Y_t) \quad (7)$$

เมื่อ \hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

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

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



ภาพที่ 6 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ SARIMA (0, 1, 1)(0, 1, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว

2. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮสต์

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮสต์ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (ln) พบว่า สถิติ Ljung-Box Q มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 53.968, p-value < 0.0001) นั่นหมายความว่า ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีนี้ไม่มีความเหมาะสม จึงไม่นำเสนอตัวแบบไว้ ณ ที่นี้ รวมถึงจะไม่มี การนำตัวแบบไปพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 เพื่อเปรียบเทียบค่า MAPE และ RMSE

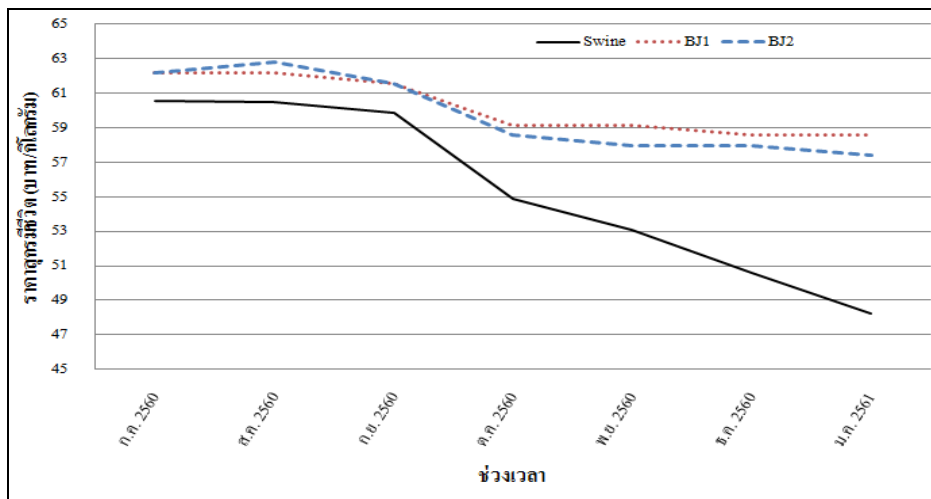
3. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (ln) พบว่า สถิติ Ljung-Box Q มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q

ณ lag 18 = 54.762, p-value < 0.0001) นั่นหมายความว่า ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีนี้ไม่มีความเหมาะสม จึงไม่นำเสนอตัวแบบไว้ ณ ที่นี้ รวมถึงจะไม่มี การนำตัวแบบไปพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 เพื่อเปรียบเทียบค่า MAPE และ RMSE

4. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก เมื่อแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (ln) พบว่า สถิติ Ljung-Box Q มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 37.464, p-value = 0.0011) นั่นหมายความว่า ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีนี้ไม่มีความเหมาะสม จึงไม่นำเสนอตัวแบบไว้ ณ ที่นี้ รวมถึงจะไม่มี การนำตัวแบบไปพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 เพื่อเปรียบเทียบค่า MAPE และ RMSE



ภาพที่ 7 การเปรียบเทียบราคาสุกรและค่าพยากรณ์จากวิธีการทางสถิติ 2 วิธี

5. ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ รูปแบบที่ 1 ในสมการที่ (6) และตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ รูปแบบที่ 2 ใน

สมการที่ (7) ได้ค่าพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลาชุดที่ 2 ซึ่งคือ ราคาสุกรมมีชีวิตตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2560 ถึงเดือนมกราคม 2561 แสดงดังภาพที่ 7 ซึ่งพบว่า ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ รูปแบบที่ 1 ให้ค่าพยากรณ์ของราคาสุกรมมีชีวิตตั้งแต่

เดือนกรกฎาคมถึงเดือนกันยายน 2560 ใกล้เคียงกับข้อมูลจริงมากกว่าตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ รูปแบบที่ 2 แต่หลังจากนั้นตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ รูปแบบที่ 2 ให้ค่าพยากรณ์ที่ใกล้เคียงกับข้อมูลจริงมากกว่า เมื่อเปรียบเทียบค่าจริงกับค่าพยากรณ์โดยการคำนวณค่า MAPE และ RMSE ในสมการที่ (5) แสดงผลการเปรียบเทียบดังตารางที่ 2 พบว่า วิธีบอกซ์-เจนกินส์ รูปแบบที่ 2 เป็นวิธีที่มีความถูกต้อง เหมาะสำหรับการนำไปใช้ในการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำสุด หรือให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด ดังนั้นจึงใช้ตัวแบบพยากรณ์นี้ในการพยากรณ์ราคาสุกรมมีชีวิตตั้งแต่เดือนกุมภาพันธ์ถึง

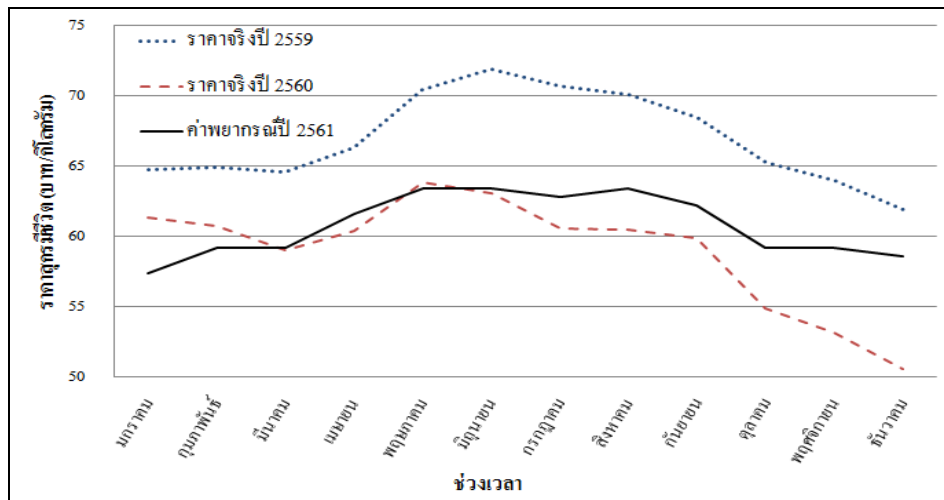
เดือนธันวาคม 2561 ได้ผลแสดงดังตารางที่ 3 ซึ่งพบว่า ราคาสุกรมมีชีวิตมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นในช่วงเดือนกุมภาพันธ์ถึงเดือนสิงหาคม หลังจากนั้นแนวโน้มของราคาจะเป็นไปในทิศทางลดลง โดยในเดือนกุมภาพันธ์ 2561 ราคาสุกรมมีชีวิตมีค่าประมาณ 59.15 บาท/กิโลกรัม ในเดือนมิถุนายน 2561 ราคาสุกรมมีชีวิตมีค่าประมาณ 63.43 บาท/กิโลกรัม และในเดือนธันวาคม 2561 ราคาสุกรมมีชีวิตมีค่าประมาณ 58.56 บาท/กิโลกรัม เมื่อใช้ค่าพยากรณ์ในปี 2561 จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ รูปแบบที่ 2 เปรียบเทียบกับราคาสุกรมมีชีวิตปี 2559 และ 2560 พบว่า ราคาสุกรมมีชีวิตปี 2560 และปี 2561 ไม่ค่อยแตกต่างกันมากนัก แต่มีแนวโน้มต่ำกว่าปี 2559 ดังภาพที่ 8

ตารางที่ 2 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของราคาสุกรมมีชีวิต (บาท/กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2560 ถึงเดือนมกราคม 2561

| ช่วงเวลา | ราคาสุกรมมีชีวิต | ราคาสุกรมมีชีวิต จากการพยากรณ์โดยวิธี | |
|----------------------------|------------------|---------------------------------------|----------------------------|
| | | บอกซ์-เจนกินส์ รูปแบบที่ 1 | บอกซ์-เจนกินส์ รูปแบบที่ 2 |
| ก.ค. 2560 | 60.53 | 62.18 | 62.18 |
| ส.ค. 2560 | 60.50 | 62.18 | 62.80 |
| ก.ย. 2560 | 59.86 | 61.56 | 61.56 |
| ต.ค. 2560 | 54.89 | 59.15 | 58.56 |
| พ.ย. 2560 | 53.10 | 59.15 | 57.97 |
| ธ.ค. 2560 | 50.55 | 58.56 | 57.97 |
| ม.ค. 2561 | 48.22 | 58.56 | 57.40 |
| MAPE (ร้อยละ) | | 9.2451 | 8.4164 |
| RMSE (บาท/กิโลกรัม) | | 5.7791 | 5.1719 |

ตารางที่ 3 ค่าพยากรณ์ของราคาสุกรมี่ชีวิต (บาท/กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนกุมภาพันธ์ถึงเดือนธันวาคม 2561

| ช่วงเวลา | ค่าพยากรณ์ | ช่วงเวลา | ค่าพยากรณ์ | ช่วงเวลา | ค่าพยากรณ์ |
|------------|------------|------------|------------|-----------|------------|
| ก.พ. 2561 | 59.15 | มี.ย. 2561 | 63.43 | ต.ค. 2561 | 59.15 |
| มี.ค. 2561 | 59.15 | ก.ค. 2561 | 62.80 | พ.ย. 2561 | 59.15 |
| เม.ย. 2561 | 61.56 | ส.ค. 2561 | 63.43 | ธ.ค. 2561 | 58.56 |
| พ.ค. 2561 | 63.43 | ก.ย. 2561 | 62.18 | | |



ภาพที่ 8 แนวโน้มของราคาสุกรมี่ชีวิตปี 2559 ถึงปี 2561

จากการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างจากข้อมูลชุดที่ 1 โดยการนำตัวแบบมาพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 พบว่า วิธีบอซซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบพยากรณ์รูปแบบที่ 2 มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำสุด กล่าวคือ วิธีการพยากรณ์นี้สามารถสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่มีความผิดพลาดจากการพยากรณ์เพียงร้อยละ 8.4164 ($MAPE = 8.4164$) หรือมีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ 5.1719 บาท/กิโลกรัม ($RMSE = 5.1719$) ซึ่งเมื่อพิจารณาเฉพาะข้อมูลชุดที่ 1 พบว่า วิธีบอซซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบพยากรณ์รูปแบบที่ 1 มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำสุด ($MAPE = 2.6111$, $RMSE = 2.0812$) อย่างไรก็ตาม เมื่อใช้วิธีบอซซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบพยากรณ์รูปแบบที่ 1 ในการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 พบว่า วิธีการนี้มีค่า MAPE และ RMSE สูงกว่าวิธีบอซซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบพยากรณ์รูปแบบที่ 2 เพียงเล็กน้อย ($MAPE = 9.2451$,

$RMSE = 5.7791$) เป็นที่น่าสังเกตว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังทั้ง 3 วิธี ซึ่งได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก ไม่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่นำมาศึกษาในครั้งนี้ เนื่องจากไม่ผ่านข้อสมมุติของการสร้างตัวแบบ ผลการศึกษารายนี้สอดคล้องกับการศึกษาของกมลพรรณ (2556) และการศึกษาของภัญชญา และจตุภัทร (2560) ที่พบว่า วิธีของบอซซ์-เจนกินส์ให้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมมากที่สุด แต่ขัดแย้งกับการศึกษาของวรางคณา (2557) ที่พบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์มีความเหมาะสมมากกว่าวิธีบอซซ์-เจนกินส์ อาจเนื่องมาจากอนุกรมเวลาที่นำมาศึกษาเป็นข้อมูลคนละชุด กล่าวคือ วรางคณา (2557) ศึกษาราคาขายปลีกสุกรมี่ชีวิต

เนื้อแดง สะโพก แต่การศึกษาครั้งนี้ศึกษาราคาสุกรมีชีวิต อีกทั้งยังเป็น การศึกษาอนุกรมเวลาคนละช่วงเวลา อย่างไรก็ตาม หากมีข้อมูลในอนาคตเพิ่มเติม ผู้วิจัยแนะนำว่าควรนำวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังมาทดลองสร้างตัวแบบอีกครั้ง รวมถึงควรพิจารณาวิธีการพยากรณ์อื่นๆ ด้วย เช่น วิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา เนื่องจากผลการศึกษาครั้งนี้พบว่า วิธีบอซซ์-เจนกินส์เป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่สุด อาจจะไม่ใช้วิธีการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมกับการพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตตลอดไป เพราะราคาสุกรมีชีวิตมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ เนื่องจากสถานการณ์การผลิต สถานการณ์ตลาด ปริมาณความต้องการบริโภคภายในประเทศ สภาวะเศรษฐกิจ นโยบายการค้า-การส่งออกระหว่างประเทศ หรือปัจจัยอื่นๆ ที่เกี่ยวข้อง ดังนั้นเมื่อมีราคาสุกรมีชีวิตที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบ เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ใหม่ที่มีความถูกต้อง เหมาะสำหรับการนำไปใช้ในการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

สรุป

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาสุกรมีชีวิต โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนมกราคม 2561 จำนวน 157 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนมิถุนายน 2560 จำนวน 150 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอซซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก ชุดที่ 2 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2560 ถึงเดือนมกราคม 2561 จำนวน 7 ค่า

สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ต่ำสุดและเกณฑ์รากของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ต่ำสุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีบอซซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบพยากรณ์รูปแบบที่ 2 เป็นวิธีที่มีความถูกต้อง เหมาะสำหรับการนำไปใช้ในการพยากรณ์มากที่สุด โดยมีตัวแบบพยากรณ์เป็น

$$\hat{Y}_t = \text{Exp}\{Z_{t-1} + Z_{t-12} - Z_{t-13} + 0.464565e_{t-1} - 0.954125e_{t-12} - 0.443253e_{t-13}\}$$

เมื่อ $Z_t = \ln(Y_t)$

เอกสารอ้างอิง

- กมลพรรณ เกลิมวงศ์. 2556. การพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตเนื้อแดงสะโพก ด้วยวิธีของบอซซ์-เจนกินส์. ปัญหาพิเศษปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต, มหาวิทยาลัยบูรพา.
- เกษมสุข เสงี่ยมเจริญ. 2553. การศึกษาโอกาสของธุรกิจฟาร์มสุกรพันธุ์ในจังหวัดฉะเชิงเทรา. วิทยานิพนธ์ปริญญาบริหารธุรกิจมหาบัณฑิต, มหาวิทยาลัยบูรพา.
- ภัฐชญา สิทธิสร และ จตุภัทร เมฆพชัย. 2560. การพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตด้วยวิธีบอซซ์-เจนกินส์. วารสารวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มทร. รัญบุรี 7(2): 206-217.
- วารางคณา กิรติวิบูลย์. 2557. การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีบอซซ์-เจนกินส์และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์สำหรับการพยากรณ์ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก. วารสารวิทยาศาสตร์ มข. 42(3): 532-543.
- สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. 2548. เทคนิคการพยากรณ์. พิมพ์ครั้งที่ 2. มหาวิทยาลัยทักษิณ, สงขลา.

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. 2561. **ราคาสินค้าเกษตรที่เกษตรกรขายได้ ณ ไร่**นา.

แหล่งที่มา : <http://www.oae.go.th/tableofpriceindex.html>, 20 กุมภาพันธ์ 2561.

Bowerman, B.L. and O'Connell, R.T. 1993.

Forecasting and Time Series: An Applied Approach 3rd ed. Duxbury Press, California.

Box, G.E.P., Jenkins, G.M. and Reinsel, G.C. 1994.

Time Series Analysis: Forecasting and Control 3rd ed. Prentice Hall, New Jersey.

IBM Corporation. 2018. **IBM SPSS Statistics**

Information Center. Available Source:

<http://publib.boulder.ibm.com/infocenter/spssstat/v20r0m0/index.jsp?>, March 17, 2018.

Independent News Network. 2556. **กรมการค้าภายใน**

ชี้ราคาหมูตรุษจีนผันผวน. แหล่งที่มา:

<http://www.innnews.co.th/shownews/show?newscode=431021>, 17 มีนาคม 2561