



การพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

Forecasting of Crossbred Pig Price with Box-Jenkins method

กัญญา สิทธิสาร¹ และ จตุภัทร เมฆพยับ^{1*}

¹ภาควิชาคณิตศาสตร์ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยบูรพา อำเภอเมืองชลบุรี จังหวัดชลบุรี 20131

*E-mail: jatupat@buu.ac.th

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของงานวิจัยนี้เพื่อพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม โดยใช้ข้อมูลราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมรายเดือนที่มีน้ำหนักอย่างน้อย 100 กิโลกรัม ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 รวมทั้งหมด 132 เดือน สำหรับสร้างตัวแบบพยากรณ์ และใช้ข้อมูลราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมรายเดือนที่มีน้ำหนักอย่างน้อย 100 กิโลกรัม ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2560 รวมทั้งหมด 5 เดือน สำหรับตรวจสอบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ ผลการวิจัยได้ตัวแบบบ็อกซ์-เจนกินส์ 2 ตัวแบบ สำหรับพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม ได้แก่ ตัวแบบ $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$ และตัวแบบ $ARIMA(0,1,1) \times (1,1,1)_6$ โดยทั้ง 2 ตัวแบบเป็นตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว สำหรับตัวแบบพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมที่มีความเหมาะสมที่สุดคือ ตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$ โดยมีรากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย ค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย ร้อยละค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย ค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยทำให้เป็นบรรทัดฐาน และปัจจัยสองเท่ากับ 2.1448 1.6391 2.8398 0.0013 และ 1 ตามลำดับ

คำสำคัญ: สุกรพันธุ์ลูกผสม วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

Received: June 14, 2017

Revised: October 11, 2017

Accepted: November 29, 2017

Abstract

The aim of this research was to forecast crossbred pig price using monthly crossbred pig price, price of pig weight at least 100 kilograms. For fitting model, data was used since January 2006 to December 2016 (132 cases). For efficient validation, data was used from January to May in 2017 (5 cases). The results found that there were two forecasting models of Box- Jenkins; $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$ model and $ARIMA(0,1,1) \times (1,1,1)_6$ model, both were models without constant. The most appropriate model for forecasting crossbred pig price was $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$ model with no constant with root mean squared error, mean absolute error, mean absolute percentage error, normalized mean square error and factor of two equal to 2.1448, 1.6391, 2.8398, 0.0013 and 1 respectively.

Keywords: Crossbred pig, Box-Jenkins method

1. บทนำ

ปัจจุบันอาชีพเกษตรกรจัดว่าเป็นอาชีพที่มีความสำคัญและมีอิทธิพลต่อระบบเศรษฐกิจของประเทศเป็นอย่างมาก เนื่องจากการทำเกษตรกรรมครอบคลุมทั้งการทำไร่ ทำนา และการทำสวน อีกทั้งยังรวมถึงการเลี้ยงปศุสัตว์ซึ่งปศุสัตว์ที่เกษตรกรนิยมเลี้ยงกันอย่างแพร่หลายคือ สุกร เนื่องจากเป็นที่ต้องการของตลาด หาซื้อง่าย มีราคาถูกกว่าเนื้อสัตว์ประเภทอื่น ปัจจุบันการเลี้ยงสุกรมีการพัฒนาเพิ่มขึ้นทั้งด้านการเลี้ยงและการปรับปรุงสายพันธุ์ สำหรับสายพันธุ์สุกรที่เกษตรกรนิยมเลี้ยงจะเป็นสุกรพันธุ์ลูกผสมมากกว่าสุกรพันธุ์พื้นเมือง เนื่องจากมีการเจริญเติบโตเร็วกว่าและยังให้เนื้อแดงมากกว่า พันธุ์ลูกผสมที่นิยมเลี้ยง เช่น พันธุ์ลาร์จ-ไวต์ พันธุ์เรซ พันธุ์คูร็อก เป็นต้น จากรายงานของกรมปศุสัตว์ กระทรวงเกษตรและสหกรณ์แสดงให้เห็นว่าในปีพ.ศ. 2558 มีเกษตรกรผู้เลี้ยงสุกรในประเทศไทยทั้งหมดจำนวน 191,289 ครัวเรือน โดยจังหวัดที่มีเกษตรกรผู้เลี้ยงสุกรมากที่สุดคือ จังหวัดเชียงใหม่มีจำนวน 15,481 ครัวเรือน คิดเป็นร้อยละ

8.09 ของจำนวนครัวเรือนทั่วประเทศ รองลงมาคือ จังหวัดอุดรธานี สุรินทร์ เชียงราย และ นครศรีธรรมราช ตามลำดับ [1] ทำให้การเลี้ยงสุกรส่งผลกระทบต่อเศรษฐกิจและการค้าของประเทศ เนื่องจากสุกรเป็นที่ต้องการของตลาดทำให้เกิดการขยายตัวของตลาดสุกรสูง มีการส่งออกและการนำเข้าทั้งภายในและนอกประเทศ โดยในปีพ.ศ. 2558 การส่งออกเนื้อสุกรชำแหละมีปริมาณสูงถึง 3,200 ตัน คิดเป็นมูลค่า 200 ล้านบาท จากเดิมปีพ.ศ. 2557 มีการส่งออกเนื้อสุกรชำแหละปริมาณ 2,635 ตัน คิดเป็นมูลค่า 152.49 ล้านบาท ส่วนใหญ่แล้วเนื้อสุกรจะถูกส่งออกไปยังสาธารณรัฐประชาธิปไตยประชาชนลาว รัสเซีย และฮ่องกง สำหรับการนำเข้าสุกรจะเป็นการนำเข้าส่วนอื่นของสุกรที่บริโภคได้ในรูปแบบของแช่แข็ง เช่น หนังดิบ และเครื่องใน เป็นต้น โดยมีปริมาณการนำเข้า 37,000 ตัน คิดเป็นมูลค่า 820 ล้านบาท [2] ส่วนของสุกรแช่แข็งที่นำเข้ามากที่สุดคือ ดับ มาจากประเทศเยอรมนี บราซิล เกาหลีใต้ และแคนาดา ส่วนอื่นของสุกรแช่แข็งนอกเหนือจากดับจะนำเข้าจากประเทศอิตาลี เนเธอร์แลนด์ เยอรมนี และสเปน

เนื้อของสุกรถือว่าเป็นอาหารที่สำคัญต่อการบริโภคในชีวิตประจำวันของคนไทยชนิดหนึ่ง จากที่ผ่านมามีพบว่า ราคาของเนื้อสุกรมีอัตราค่าที่เพิ่มขึ้นเนื่องจากมีความต้องการในการบริโภคจากตลาดภายในประเทศเพิ่มขึ้น จะเห็นได้จากปีพ.ศ. 2559 ซึ่งคาดว่าค่าการบริโภคสุกรจะมีปริมาณสูงถึง 12.50 ล้านตัว ซึ่งเพิ่มขึ้นจากปีพ.ศ. 2558 ร้อยละ 2.67 เมื่อการผลิตมีการขยายตัวมากประกอบกับภาวะเศรษฐกิจภายในประเทศชะลอตัวจึงส่งผลให้ตลาดสุกรชะลอตัวจนทำให้ปริมาณของสุกรในตลาดเป็นสาเหตุทำให้ราคาสุกรลดลง ราคาสุกรที่เกษตรกรขายได้ในปีพ.ศ. 2558 เฉลี่ยกิโลกรัมละ 66.00 บาท ซึ่งลดลงจากปีพ.ศ. 2557 ที่ราคาสุกรเฉลี่ยกิโลกรัมละ 75.08 บาท [2]

สำหรับงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับราคาสุกร อาทิ เช่น การศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อราคาสุกรมีชีวิตในประเทศไทยปีพ.ศ. 2520 ถึงปีพ.ศ. 2534 เป็นการศึกษาปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อราคาสุกรในประเทศไทย ผลการศึกษาพบว่า หากราคาสุกรมีความผันผวนสูงมากอาจส่งผลกระทบต่อทั้งผู้เลี้ยงและผู้บริโภค [3] การศึกษาการจัดการการผลิต การตลาด และความสัมพันธ์ระหว่างผู้ประกอบการในธุรกิจการเลี้ยงสุกรของเกษตรกรรายย่อยในพื้นที่ พบว่าเกษตรกรสามารถผลิตลูกสุกรโดยมีต้นทุนเฉลี่ยที่ 645.30 บาทต่อตัว ซึ่งถูกกว่าราคาลูกสุกรในตลาดเท่าตัว ส่งผลให้ต้นทุนสุกรขุนของฟาร์มที่ผลิตลูกสุกรด้วยตนเองมีค่าเท่ากับ 4,575.19 ซึ่งถูกกว่าเกษตรกรที่ซื้อลูกสุกรมาขุนร้อยละ 30 หรือเฉลี่ยเท่ากับ 5,066.53 บาทต่อตัว [4] ซึ่งจะเห็นได้ว่างานวิจัยเหล่านี้ส่วนใหญ่ใช้เพียงสถิติพรรณนาในการศึกษาราคาสุกร ปัจจุบันมีงานวิจัยที่มีการประยุกต์เทคนิคการพยากรณ์ (Forecasting) เพื่อใช้พยากรณ์ราคาสุกรแต่งงานวิจัยดังกล่าวยังคงมีอยู่

อย่างจำกัด ซึ่งวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method) ก็เป็นอีกวิธีที่นิยมใช้ในการพยากรณ์ โดยมีงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง อาทิ เช่น การพยากรณ์ราคาไก่พันธุ์เนื้อ ที่เกษตรกรขายได้ที่ฟาร์มทั่วประเทศ ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับค่าคงตัวในการทำให้เรียบของ Trigg and Leach ผลการศึกษาพบว่าวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ราคาไก่พันธุ์เนื้อ [5] ศึกษาการสร้างความแบบพยากรณ์อนุกรมเวลาของปริมาณการจำหน่ายเบียร์ในประเทศไทย โดยใช้วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing Method) และวิธีการพยากรณ์รวม (Combined Forecasting Method) ผลการวิเคราะห์พบว่าวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด คือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ [6]

ดังนั้นงานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมรายเดือนที่เกษตรกรขายได้ที่ฟาร์มในประเทศไทยด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ เพื่อใช้ในการพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม

2. วัตถุประสงค์และวิธีดำเนินการวิจัย

2.1 การเก็บรวบรวมข้อมูล

งานวิจัยนี้ใช้ข้อมูลราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมรายเดือนที่เกษตรกรขายได้ที่ฟาร์มในประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2560 รวมทั้งหมด 137 เดือน โดยทำการแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด คือ ชุดแรกเป็นข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 รวมทั้งหมด 132 เดือน นำมาสร้างตัวแบบพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม อีกชุดเป็นข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2560 ถึงเดือนพฤษภาคม

พ.ศ. 2560 รวมทั้งหมด 5 เดือน นำมาตรวจสอบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม ข้อมูลทั้งหมดเก็บรวบรวมโดยสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร [7]

2.2 การวิเคราะห์ข้อมูลทางสถิติ

ทำการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอซซ์-เจนกินส์ เนื่องจากสามารถวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาที่ไม่ได้มีรูปแบบแนวโน้มต่าง ๆ อย่างเด่นชัด อีกทั้งยังเป็นวิธีที่ไม่มีการกำหนดรูปแบบตายตัวก่อนทำการวิเคราะห์ [8] จึงใช้วิธีบอซซ์-เจนกินส์ในการสร้างตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่งเป็นวิธีที่มีความถูกต้องสูงโดยการกำหนดตัวแบบจากการตรวจสอบคุณสมบัติฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) ซึ่งจะต้องเป็นอนุกรมเวลาแบบคงที่ (Stationary Time Series) หากเป็นอนุกรมแบบไม่คงที่ที่ต้องทำการแปลงอนุกรมเวลาให้เป็นอนุกรมเวลาแบบคงที่ก่อนที่จะกำหนดตัวแบบต่อไป ตัวแบบที่ใช้วิเคราะห์อนุกรมเวลาที่มีฤดูกาลใช้ได้ทั้งตัวแบบเชิงบวกและตัวแบบเชิงคูณ [9] คือ ตัวแบบ $ARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ ซึ่งอาจเขียนได้ดังนี้

$$(1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_P B^{Ps})(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_P B^P) \\ (1 - B)^d (1 - B^s)^D X_t = \delta + (1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs}) \\ (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) \varepsilon_t \quad (1)$$

โดยที่ δ คือ ค่าคงตัวของตัวแบบ

$\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_P$ คือ สัมประสิทธิ์ของเทอมถดถอย

$\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_Q$ คือ สัมประสิทธิ์ของเทอมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่

S คือ จำนวนฤดูกาล

d คือ อันดับของผลต่างของอนุกรมเวลา

D คือ ผลต่างฤดูกาล

B คือ ตัวดำเนินการย้อนหลัง

ขั้นตอนในการวิเคราะห์อนุกรมเวลาด้วยวิธีบอซซ์-เจนกินส์ มีดังนี้

1. พิจารณาอนุกรมเวลาว่าเป็นอนุกรมเวลาแบบคงที่ด้วยการตรวจสอบกราฟ ACF และกราฟ PACF หากข้อมูลเป็นอนุกรมเวลาแบบไม่คงที่แล้วต้องทำการแปลงอนุกรมเวลาดังกล่าวให้คงที่ก่อนดำเนินการในขั้นตอนต่อไป

2. กำหนดตัวแบบที่เหมาะสมกับข้อมูลให้นำมาวิเคราะห์ซึ่งสามารถพิจารณาจากกราฟ ACF และกราฟ PACF พร้อมทั้งประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์

3. ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ด้วยกราฟ ACF ของส่วนเหลือ (Residuals) และกราฟ PACF ของส่วนเหลือ จากนั้นทำการทดสอบสหสัมพันธ์ในตัวเองด้วยสถิติ Q ของ Ljung-Box [10]

4. ตรวจสอบข้อสมมุติของตัวแบบพยากรณ์ โดยตรวจสอบว่าค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และมีความแปรปรวนคงที่ซึ่งจะใช้การทดสอบของแอนดอร์สัน-ดาร์ลิง (Anderson-Darling's Test) [11] เพื่อตรวจสอบการแจกแจงปรกติของค่าคลาดเคลื่อน สำหรับการตรวจสอบความแปรปรวนคงที่ซึ่งจะใช้การทดสอบของเลวิน (Modified Levene's Test) และใช้การทดสอบที (T test) เพื่อตรวจสอบค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อน

2.3 การเปรียบเทียบความแม่นยำของการพยากรณ์

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมแล้ว (อาจมีมากกว่า 1 ตัวแบบ) จากนั้นทำการพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมในอนาคตกอีก 5 เดือน ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2560 และทำการเปรียบเทียบระหว่างค่าจริงราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมและค่าพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ผสมโดยใช้เกณฑ์วัดความแม่นยำ (Accuracy) ในการพยากรณ์ดังนี้

1. ค่ารากที่สองของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE)

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N e_t^2}$$

2. ค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Error: MAE)

$$MAE = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N |e_t|$$

3. ร้อยละค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE)

$$MAPE = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \frac{|e_t|}{X_t} \times 100\%$$

โดยที่ e_t คือ ส่วนเหลือของการพยากรณ์ ณ เวลา t
 N คือ จำนวนเทอมทั้งหมดของ e_t

4. ค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยทำให้เป็นบรรทัดฐาน (Normalized Mean Square Error: NMSE)

$$NMSE = \frac{\overline{(P_t - O_t)^2}}{\overline{O_t} \overline{P_t}}$$

5. ปัจจัยสอง (Factor of Two: FA₂) [12]

$$FA_2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N k_t, k_t = \begin{cases} 1, & \text{if } 0.5 \leq \frac{P_t}{O_t} \leq 2.0 \\ 0 & \end{cases}$$

โดยที่ O_t คือ ค่าสังเกต ณ เวลา t

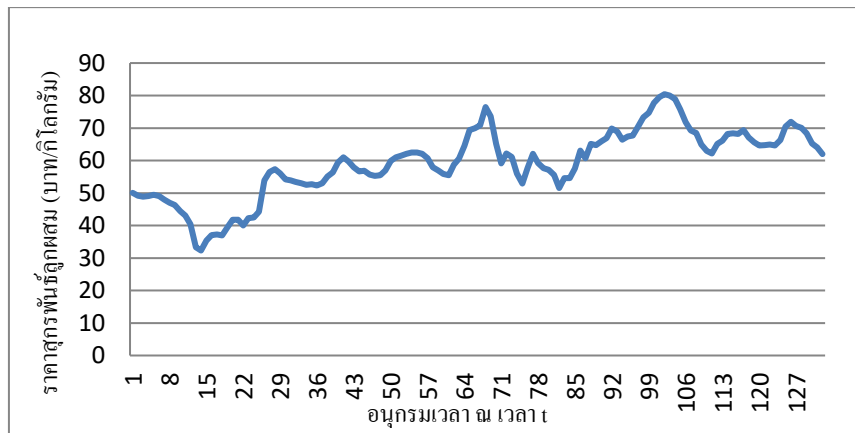
P_t คือ ค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

โดยเกณฑ์ทั้ง 5 ควรมีค่าน้อยจึงสามารถสรุปได้ว่าตัวแบบพยากรณ์มีความแม่นยำในการพยากรณ์

3. ผลการวิจัยและวิจารณ์ผลการวิจัย

(Results and Discussion)

จากการพิจารณาลักษณะของอนุกรมเวลาของราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมที่เกษตรกรขายได้จากฟาร์มในประเทศไทยจากสำนักเศรษฐกิจการเกษตร [7] ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 รวมทั้งหมด 132 เดือน พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาเคลื่อนไหวรอบค่าคงตัวหรือรอบค่าเฉลี่ยคงตัวค่าหนึ่ง ซึ่งค่าเฉลี่ยคงตัวดังกล่าวจะคงตัวในช่วงระยะเวลาสั้นแสดงดังรูปที่ 1

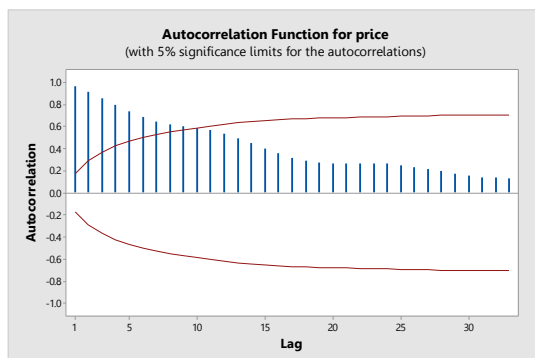


รูปที่ 1 ลักษณะอนุกรมเวลาของราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม

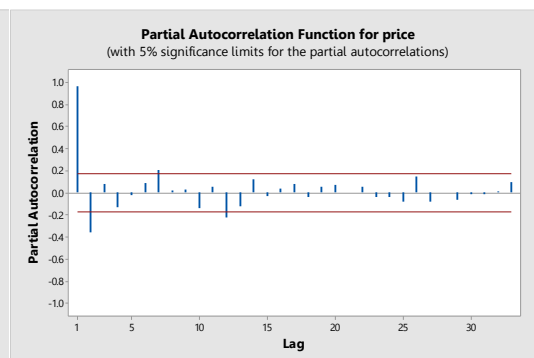
ขั้นตอนที่ 1 พิจารณาอนุกรมเวลาว่าเป็นอนุกรมเวลาแบบคงที่หรือไม่

พิจารณากราฟ ACF และกราฟ PACF แสดงดังรูปที่ 2 พบว่ากราฟ ACF มีการเคลื่อนไหวลดลงเข้าสู่ศูนย์อย่างช้าแสดงว่าข้อมูลเป็นอนุกรม

เวลาแบบไม่คงที่ ดังนั้นต้องทำการแปลงข้อมูลโดยการหาผลต่างอันดับที่ 1 ของราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม 132 เดือน จะได้กราฟ ACF และกราฟ PACF แสดงดังรูปที่ 3 พบว่ากราฟ ACF มีการเคลื่อนไหวลดลงเข้าสู่ศูนย์อย่างรวดเร็ว แสดงว่าข้อมูลเป็นอนุกรมเวลาแบบคงที่

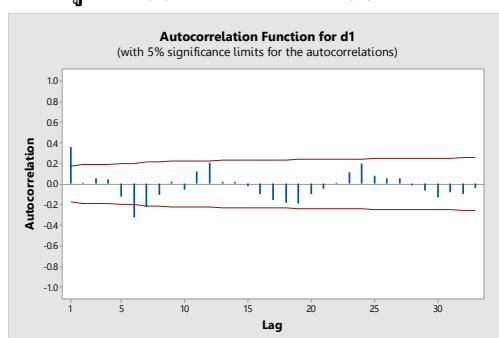


(ก)

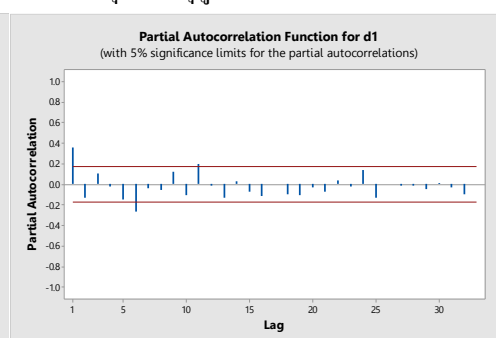


(ข)

รูปที่ 2 (ก) กราฟ ACF และ (ข) กราฟ PACF ของราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมจำนวน 132 เดือน



(ก)



(ข)

รูปที่ 3 (ก) กราฟ ACF และ (ข) กราฟ PACF ของราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมจำนวน 132 เดือน ของผลต่างอันดับที่ 1

ขั้นตอนที่ 2 กำหนดตัวแบบที่เหมาะสม

กำหนดตัวแบบพยากรณ์โดยกำหนดค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ คือ p, q, d, P, D และ Q พร้อมทั้งประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบผลการวิจัยพบว่า มีตัวแบบพยากรณ์ที่มีนัยสำคัญทั้งหมด 2 ตัวแบบ คือ ตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$ และตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว $ARIMA(0,1,1) \times (1,1,1)_6$ โดยมีค่าประมาณของพารามิเตอร์ แสดงดังตารางที่ 1

สำหรับตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$ เมื่อแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ดังสมการที่ (1) แล้วจะได้

$$\begin{aligned} X_t = & X_{t-1} + 0.9788(X_{t-1} - X_{t-2}) \\ & - 0.3850(X_{t-6} - X_{t-7}) - 0.3768(-X_{t-7} + X_{t-8}) \\ & - 0.4574\varepsilon_{t-1} - 0.9389(\varepsilon_{t-6} + 0.4574\varepsilon_{t-7}) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

และตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว $ARIMA(0,1,1) \times (1,1,1)_6$ เมื่อแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ดังสมการที่ (1) แล้วจะได้

$$\begin{aligned} X_t = & X_{t-1} + X_{t-6} - X_{t-7} \\ & - 0.3970(X_{t-6} - X_{t-12} - X_{t-7} + X_{t-13}) \\ & + 0.4460\varepsilon_{t-1} - 0.9367(\varepsilon_{t-6} + 0.4460\varepsilon_{t-6}) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

ตารางที่ 1 ค่าประมาณของพารามิเตอร์และค่าสถิติ Q ของ Ljung-Box

ค่าประมาณพารามิเตอร์		ARIMA(p, d, q) × (P, D, Q) _s	
		ARIMA(1,0,1) × (1,1,1) ₆	ARIMA(0,1,1) × (1,1,1) ₆
ค่าคงตัว	ค่าประมาณ	-	-
	<i>P – value</i>	-	-
AR(1): ϕ	ค่าประมาณ	0.9788	-
	<i>P – value</i>	0.0000	-
SAR(1): Φ	ค่าประมาณ	-0.3850	-0.3970
	<i>P – value</i>	0.0000	0.0000
MA(1): θ	ค่าประมาณ	-0.4574	-0.4460
	<i>P – value</i>	0.0000	0.0000
SMA(1): Θ	ค่าประมาณ	0.9389	0.9367
	<i>P – value</i>	0.0000	0.0000

ขั้นตอนที่ 3 ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์

พิจารณากราฟ ACF ของส่วนเหลือแสดงดังรูปที่ 4 พบว่า ส่วนเหลือของทั้ง 2 ตัวแบบอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่น 95% และเมื่อใช้สถิติ Q ของ

Ljung-Box แสดงดังตารางที่ 2 พบว่าตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$ มีค่าสถิติ $Q_{12} = 10.1$ (0.257), $Q_{24} = 23.7$ (0.255) และ $Q_{36} = 34.8$ (0.336) นั่นคือ ตัวแบบดังกล่าวมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้ และตัวแบบที่ไม่มีค่า

คงตัว $ARIMA(0,1,1) \times (1,1,1)_6$ มีค่าสถิติ $Q_{12} = 9.4(0.406)$, $Q_{24} = 22.4(0.375)$ และ $Q_{36} = 33.1(0.462)$ นั่นคือ ตัวแบบ ดังกล่าวมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้

ขั้นตอนที่ 4 ตรวจสอบข้อสมมุติของตัวแบบพยากรณ์

สำหรับตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$ เมื่อทำการตรวจสอบข้อสมมุติของตัวแบบแล้ว พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ($AD = 0.509$, $P\text{-value} = 0.195$) ความคลาดเคลื่อนมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($T = 0.97$, $P\text{-value} = 0.334$) และความคลาดเคลื่อนมีความแปรปรวนคงที่ ($T = 1.18$, $P\text{-value} = 0.279$) อย่างมีนัยสำคัญ

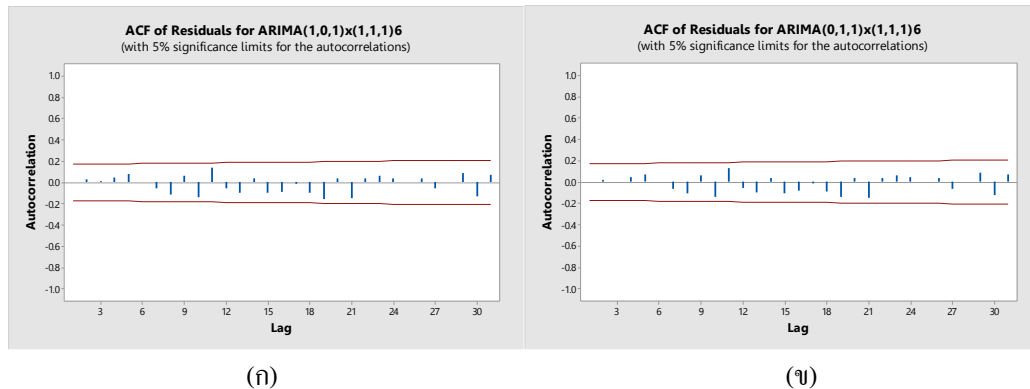
สำหรับตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว $ARIMA(0,1,1) \times (1,1,1)_6$ เมื่อทำการตรวจสอบข้อสมมุติของตัวแบบแล้ว พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ($AD = 0.527$, $P\text{-value} = 0.176$) ความคลาดเคลื่อนมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($T = -0.16$, $P\text{-value} = 0.871$) และความคลาดเคลื่อนมีความแปรปรวนคงที่ ($T = 0.750$, $P\text{-value} = 0.388$) อย่างมีนัยสำคัญ

ขั้นตอนที่ 5 เปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์

เมื่อนำตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$ พยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม ณ เวลา $t = 133, 134, 135, 136$ และ 137

(เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2560) ได้ค่าพยากรณ์เท่ากับ 61.22, 62.47, 62.29, 63.02 และ 64.18 บาท ตามลำดับ และเมื่อนำตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว $ARIMA(0,1,1) \times (1,1,1)_6$ พยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม ณ เวลา $t = 133, 134, 135, 136$ และ 137 (เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2560) ได้ค่าพยากรณ์เท่ากับ 61.45, 62.93, 62.98, 63.96 และ 65.33 บาท ตามลำดับ แสดงดังตารางที่ 3

จากนั้นตรวจสอบความแม่นยำของการพยากรณ์โดยการเปรียบเทียบค่า RMSE MAE และ MAPE NMSE และ FA_2 ระหว่างค่าจริงราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมและค่าพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมของทั้ง 2 ตัวแบบ แสดงดังตารางที่ 3 พบว่า ตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$ มีความแม่นยำในการพยากรณ์มากกว่าตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว $ARIMA(0,1,1) \times (1,1,1)_6$ เนื่องจากมีค่า RMSE MAE และ MAPE ของตัวแบบ $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$ มีค่าน้อยกว่าซึ่งมีค่าเท่ากับ 2.1448, 1.6391 และ 2.8398 ตามลำดับ สำหรับค่า NMSE และ FA_2 ทั้ง 2 ตัวแบบมีค่าเท่ากันโดยมีค่าเท่ากับ 0.0013 และ 1 ตามลำดับ จากนั้นตรวจสอบความแม่นยำของการพยากรณ์โดยการเปรียบเทียบแผนภาพอนุกรมเวลา (Time Series Plot) ระหว่างค่าจริงราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมและค่าพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมของทั้ง 2 ตัวแบบ แสดงดังรูปที่ 5



รูปที่ 4 กราฟ ACF ของส่วนเหลือ (ก) ตัวแบบ $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$

และ (ข) ตัวแบบ $ARIMA(0,1,1) \times (1,1,1)_6$

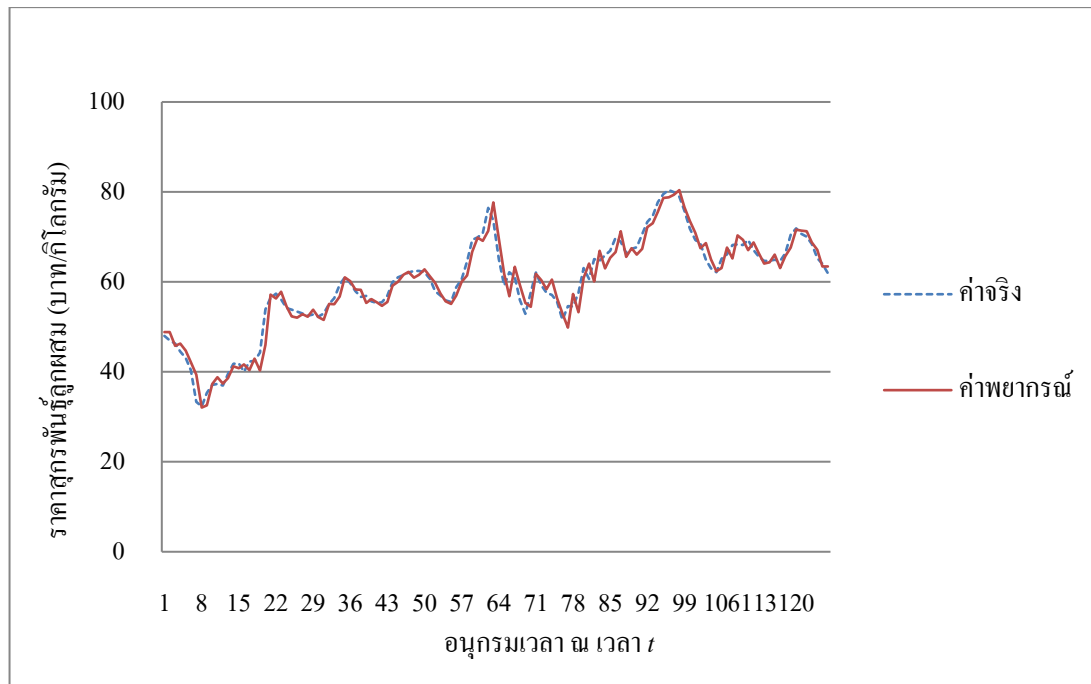
ตารางที่ 2 สถิติ Q ของ Ljung-Box

Lag	$ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$			$ARIMA(0,1,1) \times (1,1,1)_6$		
	12	24	36	12	24	36
Chi-Square	10.1	23.7	34.8	9.4	22.4	33.1
DF	8	20	32	9	21	33
<i>P-value</i>	0.257	0.255	0.336	0.406	0.375	0.462

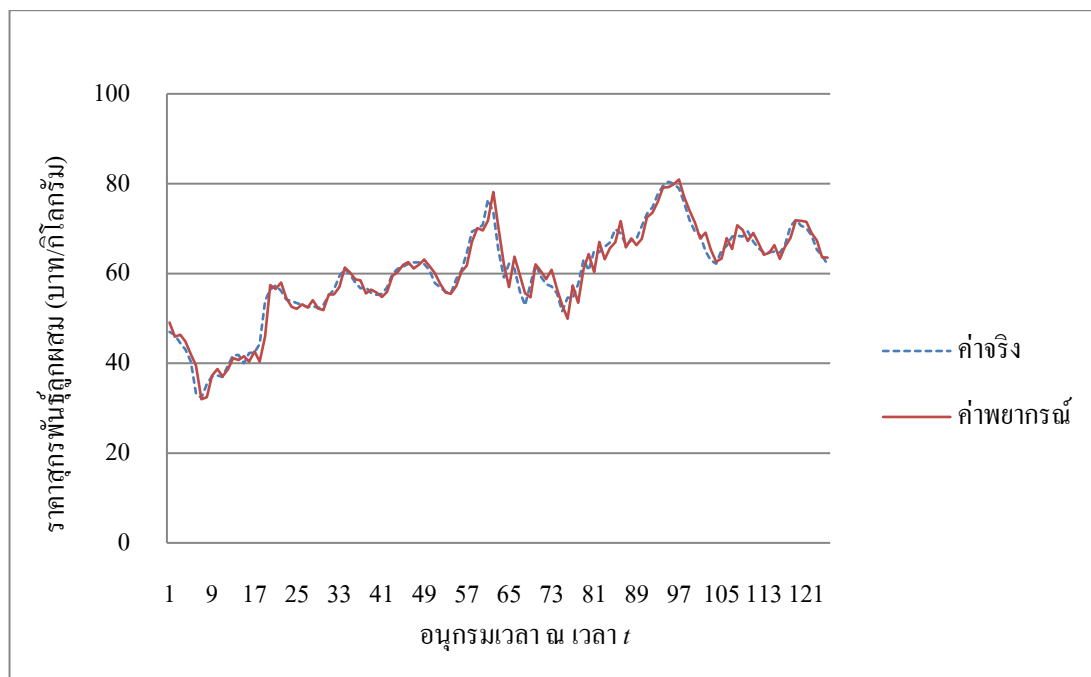
ตารางที่ 3 เปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์ระหว่าง 2 ตัวแบบ

$ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$ ที่ไม่มีค่าคงตัว							
ณ เวลา t	RMSE	MAE	MAPE	NMSE	FA_2	ค่าพยากรณ์	ค่าจริง
						ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม	
มกราคม	2.1448	1.6391	2.8398%	0.0013	1	61.22	61.30
กุมภาพันธ์						62.47	60.72
มีนาคม						62.29	59.03
เมษายน						63.02	60.35
พฤษภาคม						64.18	63.86

$ARIMA(0,1,1) \times (1,1,1)_6$ ที่ไม่มีค่าคงตัว							
ณ เวลา t	RMSE	MAE	MAPE	NMSE	FA_2	ค่าพยากรณ์	ค่าจริง
						ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม	
มกราคม	2.1648	1.6477	2.8554%	0.0013	1	61.45	61.30
กุมภาพันธ์						62.93	60.72
มีนาคม						62.98	59.03
เมษายน						63.96	60.35
พฤษภาคม						65.33	63.86



(ก)



(ข)

รูปที่ 5 แผนภาพอนุกรมเวลาระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม

(ก) ตัวแบบ $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$ และ (ข) ตัวแบบ $ARIMA(0,1,1) \times (1,1,1)_6$

4. สรุปผลการวิจัย

งานวิจัยครั้งนี้ทำการพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมที่เกษตรกรขายได้จากฟาร์มในประเทศไทยด้วย ตัวแบบพยากรณ์วิธีบอซซ์-เจนกินส์ โดยใช้ข้อมูลจากสำนักเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2549 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 รวมทั้งหมด 132 เดือน ผลการวิจัยพบว่า ตัวแบบพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมที่มีความเหมาะสมมีทั้งหมด 2 ตัวแบบ คือ ตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$ และตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว $ARIMA(0,1,1) \times (1,1,1)_6$ เมื่อพิจารณาประสิทธิภาพการพยากรณ์ของทั้ง 2 ตัวแบบ ด้วยค่า RMSE MAE MAPE NMSE และ FA_2 พบว่า ตัวแบบที่ไม่มีค่าคงตัว $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_6$ เป็นตัวแบบที่มีความแม่นยำและเหมาะสมที่สุดสำหรับการพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมเนื่องจากมีค่า RMSE MAE MAPE NMSE และ FA_2 ต่ำกว่า

5. ข้อเสนอแนะ

ในการนำตัวแบบพยากรณ์ไปใช้พยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมในอนาคตควรนำข้อมูลจริงที่เกิดขึ้นมาปรับตัวแบบพยากรณ์ให้มีความเหมาะสมเสมอเพื่อประสิทธิภาพของการพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมจะได้มีความแม่นยำมากขึ้น

6. เอกสารอ้างอิง

- [1] กลุ่มสารสนเทศและข้อมูลสถิติ ศูนย์เทคโนโลยีสารสนเทศและการสื่อสาร กรมปศุสัตว์ กระทรวงเกษตรและสหกรณ์. 2559. ข้อมูลจำนวนปศุสัตว์ในประเทศไทย ปี 2558. เข้าถึงได้จาก <http://esc.agritech.doae.go.th>. วันที่ค้นข้อมูล 10 ตุลาคม 2559.
- [2] สำนักวิจัยเศรษฐกิจการเกษตรและสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. 2559. สถานการณ์สินค้าเกษตรที่สำคัญและแนวโน้ม ปี 2559. เข้าถึงได้จาก http://www.oae.go.th/download/document_tendency/journalofecon2559.pdf. วันที่ค้นข้อมูล 2 พฤศจิกายน 2559.
- [3] ศุภกร พรหมดวงดี และนงลักษณ์ สุพรรณไชยมาตย์. การจัดการธุรกิจการเลี้ยงสุกรรายย่อยกรณีศึกษาในพื้นที่ตำบลดินคำ อำเภอกุเวียง จังหวัดขอนแก่น. วารสารแก่นเกษตร. 2558. 43(1) : 749-754.
- [4] เศรษฐพร ศรีดิพันธ์. 2536. การศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อราคาสุกรมีชีวิตในประเทศไทย พ.ศ. 2520-2534. วิทยานิพนธ์มหาบัณฑิต, มหาวิทยาลัยธุรกิจบัณฑิต.
- [5] วีระชัย ชันทองคำ ธันวาท เจริญศิริ และชนาธิป โสภณพิมล. การพยากรณ์ราคาไก่พันธุ์เนื้อ. วารสารวิทยาศาสตร์บูรพา. 2558. 21(1) : 100-109.
- [6] วรางคณา กิรติวิบูลย์. ตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการจำหน่ายเบียร์ในประเทศไทย. วารสารวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี. 2558. 23(5) : 731-742.
- [7] สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. 2559. ราคาสินค้าเกษตร. เข้าถึงได้จาก <http://www.oae.go.th/main.php?filename=monthlyprice>. วันที่ค้นข้อมูล 1 กันยายน 2559
- [8] สุพรรณณี อึ้งปัญญัตตวงศ์. 2555. เทคนิคการพยากรณ์เชิงสถิติ. 1. ขอนแก่น. โรงพิมพ์มหาวิทยาลัยขอนแก่น. หน้า 125.

- [9] วิชิต หล่อจิระชุมห้กุล และ จิราวัลย์ จิตรถ
เวช. 2548. เทคนิคการพยากรณ์. 3.
กรุงเทพฯ. สำนักงานกิจการโรงพิมพ์
องค์การสงเคราะห์ทหารผ่านศึก. หน้า
84-327.
- [10] Ljung, G. M. , and Box, G. E. The
likelihood function of stationary
autoregressive- moving average models.
Biometrika. 1979. 265-270.
- [11] Anderson, T. W., and Darling, D. A. A test
of goodness of fit. *Journal of the American
statistical association*. 1954. 49(268) :
765-769.
- [12] Agirre- Basurko, E. , Ibarra- Berastegi, G.
and Madriaga, I. Regression and multilayer
perceptron- based models for forecast
hourly O3 and nO2 levels in the Bilbao
area, *Environmental Modelling and
Software*. 2006. 21(4) : 430-446.