

การประยุกต์ใช้การวิเคราะห์อนุกรมเวลาในการพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม ของประเทศไทย

APPLICATION OF TIME SERIES ANALYSIS TO FORECAST CROSSBRED SWINE PRICE IN THAILAND

อรอุมา ทองหล่อ* จักรีพร สารนอก นิธิกรฐานประเสริฐกุล พศิน จิวมงคลชัย ชานูชล จิตรานนท์

Onuma Thonglor, Jakkreeporn Sannork, Nitikorn Thanprasertkul, Pasin Jiwmongkholchai,
Chanchon Jitranon*

คณะสัตวศาสตร์และเทคโนโลยีการเกษตร มหาวิทยาลัยศิลปากร

Faculty of Animal Sciences and Agricultural Technology, Silpakorn University.

*Corresponding author, e-mail: thonglor_o@silpakorn.edu

Received: 13 April 2020; **Revised:** 9 December 2020; **Accepted:** 16 March 2021

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ในการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้ คือ สร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมรายเดือนของประเทศไทย เพื่อใช้เป็นข้อมูลพื้นฐานในการวางแผนการผลิตให้สอดคล้องกับความผันผวนของราคาสุกร โดยใช้ข้อมูลจากสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 มาสร้างตัวแบบพยากรณ์ทั้งหมด 3 วิธี ได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีบอซ-เจนกินส์ และการพยากรณ์รวม เพื่อเลือกวิธีที่เหมาะสมที่สุด จากเกณฑ์ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยและค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยในการวัดความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ผลการศึกษาพบว่า วิธีที่แม่นยำที่สุด คือ การพยากรณ์รวม โดยค่าพยากรณ์เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม ปี พ.ศ. 2563-2564 จากวิธีนี้ได้ว่า ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมในช่วงเดือนพฤษภาคม ถึงเดือนสิงหาคมมีราคาสูงอยู่ในช่วง 67.06-68.47 บาทต่อกิโลกรัม และช่วงเดือนธันวาคม ถึงมกราคมมีราคาต่ำซึ่งอยู่ในช่วง 60.47-60.80 บาทต่อกิโลกรัม จากผลการพยากรณ์เกษตรกรและผู้ที่เกี่ยวข้องสามารถนำไปใช้ในการวางแผนการผลิตสุกรให้สอดคล้องกับช่วงที่ราคาต่ำและสูง

คำสำคัญ: ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม การพยากรณ์ วิธีวินเทอร์ การพยากรณ์รวม

Abstract

The aim of the study was to develop forecasting model for crossbred swine price in Thailand. The results can be database in production planning to correspond with variation of swine price. The data was collected from Office of Agricultural Economics over consecutive months from the period January 2008 – December 2019. There are three forecasting models considering to be fitted with the data such as Winter's additive exponential smoothing method, Box-Jenkins method and combined forecasting method.

The mean absolute percentage error (MAPE) and root mean squared error (RMSE) were used to compare accuracy of model. The result showed that the most appropriated model was combined forecasting method. The forecasting values in January to December 2020-2021 from this model showed that the highest crossbred swine price would be in May to August period (67.06-68.47 baht per kilogram) and the lowest crossbred swine price would be in December to January period (60.47-60.80 baht per kilogram). Farmers can apply these forecasts for planning in swine production in accordance to low and high price period.

Keywords: Crossbred swine price, Forecasting, Winter's method, Combined forecasting

บทนำ

สัตว์เศรษฐกิจของไทย ได้แก่ โค (โคเนื้อ โคนม) และ สุกร สัตว์ปีก (ไก่เนื้อ ไก่ไข่) สัตว์น้ำ (กุ้ง ปลา) เป็นต้น โดยสุกรถือว่าเป็นสัตว์เศรษฐกิจอันดับต้น ๆ ของไทย เนื่องจากมีปริมาณการผลิตสูง จากการรายงานของสมาคมผู้เลี้ยงสุกรแห่งชาติ [1] พบว่าปริมาณการผลิตสุกรในช่วงปี พ.ศ. 2557-2561 มีอัตราเพิ่มขึ้นร้อยละ 8.9 เนื่องจากคนไทยส่วนใหญ่นิยมบริโภคเนื้อสุกร นอกจากนี้ผู้ผลิตขนาดกลางและรายใหญ่มีการบริหารจัดการที่ดี สามารถจัดการฟาร์มและป้องกันโรคระบาดในสุกรได้อย่างมีประสิทธิภาพ ทำให้อัตราการรอดของสุกรเพิ่มขึ้น ส่งผลให้มีปริมาณผลผลิตเพิ่มขึ้น เนื้อสุกรในประเทศส่วนใหญ่ใช้บริโภคร้อยละ 97 ของปริมาณการผลิตทั้งหมด โดยในช่วงปี พ.ศ. 2557-2561 ความต้องการบริโภคของไทยเพิ่มขึ้นในอัตราร้อยละ 9.73 สำหรับราคาสุกรที่เกษตรกรขายได้มีอัตราลดลงร้อยละ 6.90 ต่อปี โดยราคาสุกรที่เกษตรกรขายได้ปี พ.ศ. 2561 ลดลงจากปี พ.ศ. 2560 ร้อยละ 5.83 เนื่องจากในช่วงปลายปี พ.ศ. 2560 ต่อเนื่องถึงต้นปี พ.ศ. 2561 มีผลผลิตสุกรออกสู่ตลาดปริมาณมาก รวมทั้งการส่งออกสุกรมีชีวิตลดลงส่งผลให้ราคาสุกรมีชีวิตปรับตัวลดลง นอกจากนี้ราคาสุกรมักมีความผันผวนสูงเนื่องมาจากหลายสาเหตุ เช่น สภาพภูมิอากาศ โรคระบาด ความต้องการในช่วงเทศกาล แนวโน้มการเพิ่มขึ้นของต้นทุนการผลิต เช่น ค่าอาหาร และผลจากนโยบายรัฐ ที่ส่งผลกระทบต่อปริมาณและราคาสุกรในตลาด ทำให้เกิดความไม่แน่นอนในการคาดเดา ดังข้อมูลในปี พ.ศ. 2562 แสดงให้เห็นว่าราคาสุกรที่เกษตรกรขายได้เพิ่มขึ้นในช่วงเดือนพฤษภาคมเป็นกิโลกรัมละ 71.62 บาท เนื่องจากเป็นช่วงฤดูร้อนสุกรโตช้ากว่าปกติ ทำให้เนื้อสุกรขาดตลาดซึ่งตรงข้ามกับความต้องการของผู้บริโภคที่สูง และราคาสุกรเริ่มลดลงอีกครั้งในเดือนกรกฎาคม จากการระบาดของโรคอหิวาต์แอฟริกันในสุกร (AFS) ทำให้ราคาลดลงจากเดิมในเดือนมิถุนายนที่มีราคาสูงถึงกิโลกรัมละ 72.01 บาท และในช่วงเทศกาลตรุษจีนของทุกปี ราคาสุกรมักมีการปรับตัวสูงขึ้นเนื่องจากความต้องการสูง ทั้งนี้ความผันผวนทางด้านราคาจำหน่ายในประเทศมีมาโดยตลอด และกลายเป็นวัฏจักรธุรกิจ (Hog Cycle) ซึ่งปัญหาต่าง ๆ เหล่านี้จะส่งผลกระทบต่อขั้นตอนการดำเนินการธุรกิจของผู้ประกอบการรายย่อย ส่วนผู้ประกอบการรายใหญ่ที่มีธุรกิจเกือบครบวงจรหรือครบวงจรจะได้รับผลกระทบไม่มากนัก [2] ดังนั้นถ้าหากมีการพยากรณ์ที่ทำให้ทราบถึงสถานการณ์ แนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาลของราคาสุกรล่วงหน้าที่มีความแม่นยำก็จะช่วยให้เกษตรกรสามารถนำข้อมูลมาวางแผนการผลิตและการตลาดที่สอดคล้องเพื่อลดผลกระทบที่จะเกิดขึ้นได้

เทคนิคการพยากรณ์ด้วยข้อมูลย้อนหลังจากอดีต สามารถนำมากำหนดรูปแบบการเคลื่อนไหวของข้อมูลราคาสุกร และสร้างเป็นตัวแบบพยากรณ์ล่วงหน้าได้ แต่ทั้งนี้การพยากรณ์อาจมีโอกาสเกิดข้อผิดพลาดได้ หากรูปแบบที่ระบุได้จากข้อมูลอดีตมีการเปลี่ยนแปลงในอนาคต หลักการพยากรณ์นี้เรียกว่าการวิเคราะห์อนุกรมเวลา ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์ด้วยกันหลายวิธี [3] โดยในปัจจุบันได้มีการนำการวิเคราะห์อนุกรมเวลามาประยุกต์ใช้ในการพยากรณ์ราคาสุกร พร้อมทั้งมีการเปรียบเทียบให้เห็นถึงตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับรูปแบบต่าง ๆ

ของข้อมูล เพื่อเป็นการเพิ่มประสิทธิภาพของการพยากรณ์ให้ใกล้เคียงกับความเป็นจริงมากที่สุด และยังได้แนวทางในการกำหนดตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับรูปแบบของข้อมูลแต่ละแบบ ซึ่งเทคนิคการพยากรณ์นี้สามารถใช้เป็นแนวทางในการนำไปประยุกต์กับข้อมูลอื่น ๆ ที่มีรูปแบบคล้ายกันได้ ดังเช่นมีการนำมาใช้เพื่อพยากรณ์ราคาสุกรชำแหละเนื้อแดงสะโพก [4] พยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิต [5] พยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม [6] พยากรณ์ราคาสุกรขุนพันธุ์ลูกผสมที่มีน้ำหนัก 100 กิโลกรัมขึ้นไป [7] โดยใช้วิธีของบอช-เจนกินส์ และพยากรณ์ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก โดยใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ [8] เป็นต้น ซึ่งผลการศึกษาเหล่านี้ทำให้ทราบล่วงหน้าได้ว่าช่วงใดราคาสุกรหรือชิ้นส่วนสุกรจะมีราคาสูงหรือต่ำได้ รวมทั้งแนวโน้มของราคาในอนาคต โดยผลการพยากรณ์ของแต่ละงานวิจัยมีค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยจากการพยากรณ์อยู่ในช่วง 2-8.5% และผลการตรวจสอบพบว่า ค่าพยากรณ์ที่ได้ของแต่ละงานวิจัยมีความใกล้เคียงกับค่าจริงที่เกิดขึ้นในเวลาต่อมา ซึ่งเป็นข้อดีจากการหาวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมจะช่วยให้คาดการณ์ราคาสุกรที่เกิดขึ้นในอนาคตได้ใกล้เคียงราคาจริง และจะช่วยลดความเสี่ยงในการขาดทุนสามารถนำมาเป็นข้อมูลพื้นฐานในการประกอบการวางแผนดำเนินธุรกิจ และการบริหารจัดการด้านความเสี่ยงให้กับเกษตรกรและผู้ประกอบการในธุรกิจสุกรในประเทศไทย หรือผู้ที่สนใจสามารถนำไปใช้ประกอบการตัดสินใจในการลงทุน รวมถึงหน่วยงานที่เกี่ยวข้องสามารถนำไปใช้เป็นแนวทางในการควบคุมราคาสุกรให้มีความเหมาะสมและเป็นธรรม

วัตถุประสงค์ของการวิจัย

1. เพื่อเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมน้ำหนัก 100 กิโลกรัมขึ้นไปที่เกษตรกรขายได้ของประเทศไทย โดยใช้การวิเคราะห์อนุกรมเวลา ได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีบอช-เจนกินส์ และการพยากรณ์รวม
2. เพื่อพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมน้ำหนัก 100 กิโลกรัมขึ้นไปที่เกษตรกรขายได้ของประเทศไทยในเดือนมกราคม ถึงเดือนธันวาคม ปี พ.ศ. 2563-2564

วิธีดำเนินการวิจัย

ในการศึกษาครั้งนี้ใช้ข้อมูลราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม น้ำหนัก 100 กิโลกรัมขึ้นไป รายเดือนที่เกษตรกรขายได้ของประเทศไทย จากสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร [9] ตั้งแต่เดือนมกราคม ปี พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม ปี พ.ศ. 2562 รวมทั้งสิ้น 12 ปี (144 เดือน) โดยนำข้อมูลอนุกรมราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมมาสร้างตัวแบบพยากรณ์ตามหลักการของการวิเคราะห์อนุกรมเวลา ซึ่งเป็นการพยากรณ์บนพื้นฐานลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลในอดีต [3] วิธีนี้มีหลักการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยกันหลายวิธี แต่ละวิธีจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาแตกต่างกันขึ้นอยู่กับลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลานั้น ๆ สำหรับการศึกษาครั้งนี้นำตัวแบบพยากรณ์มาเปรียบเทียบทั้งหมด 3 วิธี โดยเลือก 2 วิธี ที่มีค่าความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์ต่ำสุด จากค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error; MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error; RMSE) คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและวิธีบอช-เจนกินส์ นอกจากนี้จากการพิจารณาการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาสุกร (ภาพที่ 1) มีความสอดคล้องกับหลักการของวิธีวินเทอร์ คือ เหมาะสำหรับข้อมูลที่แสดงองค์ประกอบแนวโน้มและฤดูกาล [10] ส่วนวิธีบอช-เจนกินส์เป็นวิธีที่ได้รับการยอมรับว่าค่อนข้างมีประสิทธิภาพสำหรับข้อมูลอนุกรมเวลา [11] และวิธีที่สาม คือ สร้างตัวแบบพยากรณ์โดยนำสองวิธีนี้มาพยากรณ์ร่วมกัน เรียกว่าการพยากรณ์รวมแต่ละวิธีมีรายละเอียด ดังนี้

1. การสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์เป็นเทคนิคที่ใช้การปรับเรียบของอนุกรมเวลาในอดีต โดยใช้ค่าระดับของข้อมูล ค่าประมาณความชันของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล วิธีนี้จึงเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่แสดงองค์ประกอบแนวโน้มและฤดูกาล [10] โดยตัวแบบสำหรับวิธีนี้ใช้หลักการรวมทั้งสององค์ประกอบด้วยกัน 2 แบบ คือ หากความผันแปรตามฤดูกาลค่อนข้างคงที่ตามเวลาที่เปลี่ยนไป จะรวมองค์ประกอบแบบบวก แต่ถ้าความผันแปรตามฤดูกาลเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนไป จะรวมองค์ประกอบแบบคูณ แต่ทั้งนี้ควรพิจารณาด้วยการรวมแบบใดให้ความแม่นยำมากกว่า ในที่นี้เลือกใช้การรวมองค์ประกอบแบบบวก เนื่องจากให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำกว่าการรวมแบบคูณ โดยมีตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ 1

$$\hat{y}_t(k) = (L_t + kT_t) + S_{t-s+k} \quad (1)$$

โดยที่ $L_t = \alpha(y_t - S_{t-s}) + (1-\alpha)(L_{t-1} + T_{t-1})$, $T_t = \gamma(L_t - L_{t-1}) + (1-\gamma)T_{t-1}$, $S_t = \delta(y_t - L_t) + (1-\delta)S_{t-1}$

เมื่อ $\hat{y}_t(k)$ = ค่าพยากรณ์ราคาสุรพันธุ์ลูกผสม ณ เวลา $t+k$ โดยที่ k แทน จำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า และ t คือ ช่วงเวลา 1 ถึง 144, L_t = ค่าประมาณระดับของข้อมูล ณ เวลา t , T_t = ค่าประมาณความชันของแนวโน้ม ณ เวลา t , S_t = ค่าประมาณความผันแปรตามฤดูกาล ณ เวลา t , s = จำนวนฤดูกาลใน 1 ปี ($s = 12$), α , γ และ δ แทนค่าคงที่การทำให้เรียบ โดยที่ $0 < \alpha < 1$, $0 < \gamma < 1$ และ $0 < \delta < 1$

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์จะดำเนินการตรวจสอบอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ดังนี้ ความคลาดเคลื่อนไม่มีปัญหา Autocorrelation ตรวจสอบจากค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ มีการแจกแจงปกติ จากค่าสถิติ Kolmogorov-Smirnov test มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน

2. การสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอซ-เจนกินส์

วิธีนี้เป็นการวิเคราะห์อนุกรมเวลาวิธีหนึ่งที่ค่อนข้างมีประสิทธิภาพ ซึ่งได้รับการเสนอโดย Box และ Jenkins [11] โดยตัวแบบที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ คือ Seasonal ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average; SARIMA) หรือ $(p,d,q)(PDQ)_s$ จากฟังก์ชัน SARIMA ของโปรแกรม Gretl (Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library) การพยากรณ์ด้วยตัวแบบของบอซ-เจนกินส์เป็นการอาศัยพฤติกรรมของข้อมูลในอดีต เพื่อกำหนดรูปแบบในปัจจุบันและอธิบายแนวโน้มหรือปรากฏการณ์ต่าง ๆ ของตัวมันเองในอนาคต โดยวิธีนี้ไม่มีข้อกำหนดเกี่ยวกับรูปแบบการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา จึงถือว่าเป็นวิธีที่ใช้ได้ทั่วไปสำหรับข้อมูลอนุกรมเวลา [12-13] อ้างโดย Tanusree Deb Roy และ Kishore Das K. [11]

จากตัวแบบ $(p,d,q)(PDQ)_s$ กำหนดให้ค่า p คือ ลำดับของคาบเวลาในอดีตของตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาล (AR), d คือ ลำดับที่ของการหาผลต่าง, q คือ ลำดับของคาบเวลาในอดีตของตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาล (MA), P คือ ลำดับของคาบเวลาในอดีตของตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบมีฤดูกาล (SAR), D คือ ลำดับที่ของการหาผลต่างฤดูกาล, Q คือ ลำดับของคาบเวลาในอดีตของตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาล (SMA) และ s คือ จำนวนฤดูกาล โดยตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ 2 [14-15] อ้างโดย Arunraj Nari S. และคณะ [16]

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D Y_t = \delta + \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)\varepsilon_t \quad (2)$$

เมื่อ Y_t แทนราคาสุรพันธุ์ลูกผสม ณ เวลา t , δ คือ ค่าคงที่, B คือ ตัวดำเนินการถอยหลัง ($B^s Y_t = Y_{t-s}$), ε_t คือ ความคลาดเคลื่อน, $\phi_p(B)$ คือ ตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ p (AR(p)) เท่ากับ

$1-\phi_1(B)-\phi_2(B^2)-\dots-\phi_p(B^p)$, $\Phi_p(B^s)$ คือ ตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบมีฤดูกาลอันดับที่ P (SAR(P)) เท่ากับ $1-\Phi_1(B^s)-\Phi_2(B^{2s})-\dots-\Phi_p(B^{Ps})$, $\theta_q(B)$ คือ ตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ q (MA(q)) เท่ากับ $1-\theta_1(B)-\theta_2(B^2)-\dots-\theta_q(B^q)$ และ $\Theta_q(B^s)$ คือ ตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาลอันดับที่ Q (SMA(Q)) เท่ากับ $(1-\Theta_1(B^s)-\Theta_2(B^{2s})-\dots-\Theta_Q(B^{Qs}))$ ในการสร้างตัวแบบ SARIMA มีทั้งหมด 4 ขั้นตอน ดังนี้ [17-19] อ้างโดย Arunraj Nari S. และคณะ [16]

1) กำหนดค่า p, d, q, P, D และ Q โดยระบุลำดับ AR(p) และ SAR(P) จากกราฟ Partial autocorrelations function (PACF) ส่วน MA(q) SMA(Q) พิจารณาจากกราฟ Autocorrelations function (ACF)

2) ประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยค่าสัมประสิทธิ์ที่ประมาณค่าได้จะต้องมีนัยสำคัญ ($p\text{-value} < 0.05$)

3) ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีปัญหา Autocorrelation ตรวจสอบจากค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ เป็นอิสระต่อกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน และมีการแจกแจงปกติ โดยใช้จากค่าสถิติ Kolmogorov-Smirnov test

4) ทำการพยากรณ์

3. การสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการพยากรณ์รวม

การพยากรณ์รวมเป็นนำค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไปที่มีประสิทธิภาพใกล้เคียงกัน มาสร้างตัวแบบพยากรณ์ร่วมกัน โดยใช้การกำหนดค่าถ่วงน้ำหนักที่เหมาะสมให้กับแต่ละวิธี ซึ่งถือว่าเป็นวิธีพยากรณ์ที่ทำให้ความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์ลดลง [20] อ้างโดย Warangkhan Keerativibool [21] สำหรับการศึกษาครั้งนี้ได้พิจารณาการพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธี คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ 3

$$\hat{y}_t = w_1 \hat{y}_{1t} + w_2 \hat{y}_{2t} \quad (3)$$

เมื่อ $\hat{y}_t$ = ค่าพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม ณ เวลา t

$\hat{y}_{1t}$ และ $\hat{y}_{2t}$ = ค่าพยากรณ์เดี่ยวของราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม ณ เวลา t จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ตามลำดับ

w_1 และ w_2 = ค่าถ่วงน้ำหนักของวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ตามลำดับ โดยคำนวณดังสมการที่ 4

$$w_1 = \frac{b_1}{b_1 + b_2} \quad \text{และ} \quad w_2 = \frac{b_2}{b_1 + b_2} \quad (4)$$

b_1 และ b_2 = ค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Square method) ของวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ตามลำดับ เมื่อกำหนดให้ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากทั้งสองวิธีเป็นตัวแปรอิสระ และราคาสุกรเป็นตัวแปรตาม

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์จะดำเนินการตรวจสอบอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ดังนี้ ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ จากค่าสถิติ Kolmogorov-Smirnov test และมีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน

4. การวัดความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์

การศึกษาครั้งนี้ทำการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีพยากรณ์ 3 วิธี ได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และการพยากรณ์รวม โดยคำนวณค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ 2 ค่า ดังสมการที่ 5 และ 6 [3]

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2}{n}} \quad (5)$$

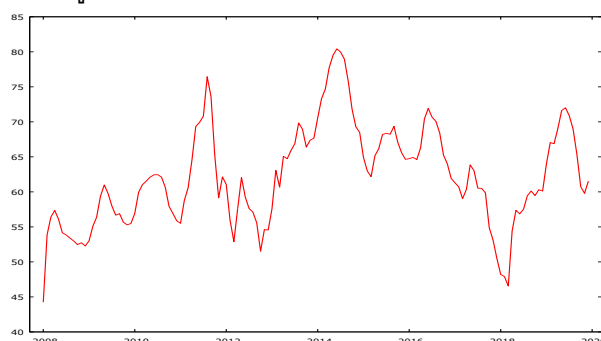
$$MAPE = \frac{100}{n} \sum \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right| \quad (6)$$

เมื่อ y_t = ค่าราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม ณ เวลา t , $\hat{y}_t$ = ค่าพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม ณ เวลา t และ n = จำนวนข้อมูล

โดยวิธีการพยากรณ์ที่มีค่าความคลาดเคลื่อนต่ำสุด ถือว่าเป็นวิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับการพยากรณ์ข้อมูลราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมน้ำหนัก 100 กิโลกรัมขึ้นไป ที่เกษตรกรขายได้ของประเทศไทยในเดือนมกราคม ถึงเดือนธันวาคม ปี พ.ศ. 2563-2564

ผลการวิจัย

จากการพิจารณาการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมน้ำหนัก 100 กิโลกรัมขึ้นไป ที่เกษตรกรขายได้ของประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม ปี พ.ศ. 2551 ถึงธันวาคม ปี พ.ศ. 2562 ดังภาพที่ 1 พบว่า ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมมีการเคลื่อนไหวแบบเพิ่มขึ้นเพียงเล็กน้อย แสดงถึงส่วนประกอบแนวโน้มของอนุกรมเวลา หากพิจารณาราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมในแต่ละปี พบว่ามีการเคลื่อนไหวเพิ่มขึ้นจากช่วงต้นปีจนถึงเดือนกรกฎาคม หลังจากนั้นมีการเคลื่อนไหวลดลงซึ่งเป็นลักษณะการเคลื่อนไหวในรูปแบบนี้ของทุก ๆ ปี แสดงให้เห็นถึงส่วนประกอบของฤดูกาล



ภาพที่ 1 ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมของประเทศไทยในปี พ.ศ. 2551-2562 (ค.ศ. 2008-2019)

ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2562).

1. ผลการพยากรณ์โดยใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก พบว่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ไม่มีปัญหาการเกิด Autocorrelation เนื่องจากค่าตัวทดสอบสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญ (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 29.439, p-value = 0.014) มีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov test = 0.050, p-value = 0.200) มีความเคลื่อนไหวเป็นอิสระต่อกัน (แสดงรายละเอียดในภาพที่ 2 ซึ่งพบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบความเชื่อมั่นที่ 95% ยกเว้นช่วงเวลาที่ 1 มีค่า ACF และ PACF เกินจากขอบเขตเพียงเล็กน้อย)

ดังนั้น ตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงได้ดังสมการที่ 7 โดยค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ RMSE และ MAPE เท่ากับ 2.0330 และ 2.4840 ตามลำดับ

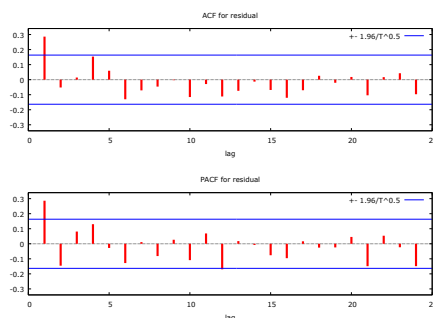
$$\hat{y}_t(k) = 64.44486 + 0.07123k + S_{t-p+k} \quad (7)$$

เมื่อ $\hat{y}_t(k)$ = ค่าพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม ณ เวลา $t+k$ โดยที่ $k = 1$ ถึง 24 (เดือนมกราคม ถึงเดือนธันวาคม ปี พ.ศ. 2563-2564)

S_t แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 1 ซึ่งอธิบายได้ว่าราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมของไทย ในเดือนเมษายน ถึงเดือนกันยายนของทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนอื่น ๆ เนื่องจากดัชนีฤดูกาลมากกว่าศูนย์ โดยที่ ค่า α , γ และ δ มีค่าเท่ากับ 1.000 0.001 และ 0.001 ตามลำดับ

ตารางที่ 1 ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลาราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมของไทย จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

เดือน	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
ดัชนีฤดูกาล	-3.46	-1.72	-1.90	1.09	3.19	3.11	2.53	2.83	1.60	-1.72	-2.62	-2.91



ภาพที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน จากวิธีวินเทอร์แบบบวก

2. ผลการพยากรณ์โดยใช้วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

จากกราฟ ACF และ PACF ดังภาพที่ 3 ได้ว่า อนุกรมเวลายังไม่คงที่ จึงเลือกใช้ลำดับที่การหาผลต่างเท่ากับ 1 ($d=1$) และลำดับที่ของการหาผลต่างฤดูกาลเท่ากับ 1 ($D=1$) เมื่อจำนวนฤดูกาลเท่ากับ 12 ($s=12$) ได้กราฟ ACF และ PACF ดังภาพที่ 4 ซึ่งได้ว่าอนุกรมเวลาคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้ ได้ว่าค่า p , d , q , P , D และ Q ที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลอนุกรมเวลานี้คือ ตัวแบบ SARIMA(1,1,2)(1,1,2)₁₂ มีพจน์ค่าคงตัว โดยค่าสัมประสิทธิ์ที่ประมาณค่าได้ทุกตัวมีนัยสำคัญ ($p\text{-value} < 0.05$) และค่าวัดความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ต่ำที่สุด โดยค่า RMSE และ MAPE เท่ากับ 1.8216 และ 2.2048 ตามลำดับ และจากการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ พบว่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ไม่มีปัญหาการเกิด Autocorrelation เนื่องจากค่าตัวทดสอบสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญ (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 19.6771, $p\text{-value} = 0.07345$) มีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov test = 0.077, $p\text{-value} = 0.054$) มีความเคลื่อนไหวเป็นอิสระต่อกัน (แสดงรายละเอียดในภาพที่ 5 ซึ่งพบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบความเชื่อมั่นที่ 95%) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงได้ดังสมการที่ 8

$$\begin{aligned}
 (1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_1 B^{12})(1 - B)(1 - B^{12})Y_t &= \delta + [(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)(1 - \Theta_1 B^{12} - \Theta_2 B^{24})]\varepsilon_t \\
 (1 - \Phi_1 B^{12} - \phi_1 B + \phi_1 \Phi_1 B^{13})(1 - B^{12} - B + B^{13})Y_t \\
 &= \delta + [(1 - \Theta_1 B^{12} - \Theta_2 B^{24}) - (\theta_1 B - \theta_1 \Theta_1 B^{13} - \theta_1 \Theta_2 B^{25}) - (\theta_2 B^2 - \theta_2 \Theta_1 B^{14} - \theta_2 \Theta_2 B^{26})]\varepsilon_t \\
 &= \delta + [(1 - B^{12} - B + B^{13}) - (\Phi_1 B^{12} - \Phi_1 B^{24} - \Phi_1 B^{13} + \Phi_1 B^{25}) - (\phi_1 B - \phi_1 B^{13} - \phi_1 B^2 - \phi_1 B^{14}) + (\phi_1 \Phi_1 B^{13} - \phi_1 \Phi_1 B^{25} - \phi_1 \Phi_1 B^{14} - \phi_1 \Phi_1 B^{26})]Y_t \\
 &= \delta + \varepsilon_t - \Theta_1 \varepsilon_{t-12} - \Theta_2 \varepsilon_{t-24} - \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_1 \Theta_1 \varepsilon_{t-13} + \theta_1 \Theta_2 \varepsilon_{t-25} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_2 \Theta_1 \varepsilon_{t-14} + \theta_2 \Theta_2 \varepsilon_{t-26} \\
 Y_t &= \delta + (1 + \phi_1)Y_{t-1} - \phi_1 Y_{t-2} + (1 + \Phi_1)Y_{t-12} - (1 + \Phi_1 + \phi_1 + \phi_1 \Phi_1)Y_{t-13} + (\phi_1 + \phi_1 \Phi_1)Y_{t-14} - \Phi_1 Y_{t-24} + (\Phi_1 \\
 &+ \phi_1 \Phi_1)Y_{t-25} - \phi_1 \Phi_1 Y_{t-26} + \varepsilon_t - \Theta_1 \varepsilon_{t-12} - \Theta_2 \varepsilon_{t-24} - \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_1 \Theta_1 \varepsilon_{t-13} + \theta_1 \Theta_2 \varepsilon_{t-25} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_2 \Theta_1 \varepsilon_{t-14} + \\
 &\Theta_2 \Theta_2 \varepsilon_{t-26} \quad (8)
 \end{aligned}$$

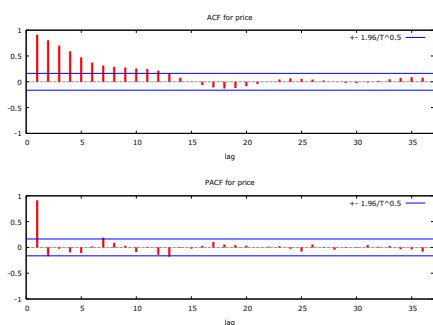
การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแบบ SARIMA(1,1,2)(1,1,2)₁₂ แสดงดังตารางที่ 2 เมื่อนำไปแทนค่าในสมการที่ 8 ได้ตัวแบบพยากรณ์ดังสมการที่ 9

ตารางที่ 2 ค่าประมาณสัมประสิทธิ์ของตัวแบบ SARIMA(1,1,2)(1,1,2)₁₂

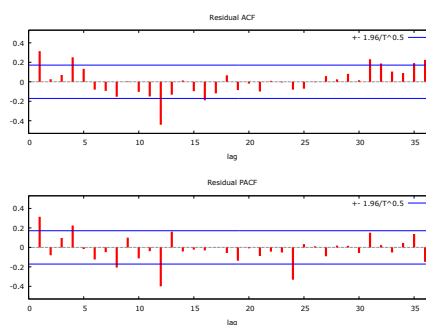
พารามิเตอร์	δ	ϕ_1	Φ_1	θ_1	θ_2	Θ_1	Θ_2
ค่าประมาณ	-0.05377	0.90725	0.75221	-0.56004	-0.43995	-1.92308	0.99805
p-value	0.0100	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0002	0.0060

$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_t &= -0.05377 + 1.90725Y_{t-1} - 0.90725Y_{t-2} + 1.75221Y_{t-12} - 3.341903Y_{t-13} + 1.589693Y_{t-14} - \\
 &0.75221Y_{t-24} + 1.43465Y_{t-25} - 0.68244Y_{t-26} + 1.92308e_{t-12} - 0.99805e_{t-24} + 0.56004e_{t-1} + 1.07700e_{t-13} - \\
 &6.15935e_{t-25} + 0.43995e_{t-2} + 0.84606e_{t-14} - 0.43909e_{t-26} \quad (9)
 \end{aligned}$$

เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทน ค่าพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม ณ เวลา t, Y_{t-k} แทน ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม ณ เวลา t-k และ e_{t-k} แทน ค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t-k



ภาพที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม



ภาพที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม เมื่อใช้การหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ลำดับที่ 1

3. ผลการพยากรณ์โดยใช้วิธีการพยากรณ์รวม

จากการใช้ค่าที่ได้จากการพยากรณ์ด้วยตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ นำมาสร้างสมการถดถอย ได้ค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยของวิธีการ

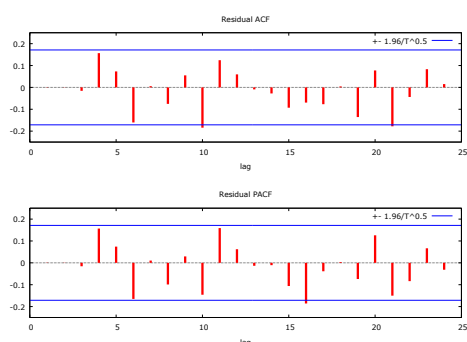
ปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ตามลำดับ คือ $b_1 = 0.958228$ และ $b_2 = 0.997587$ เมื่อคำนวณค่าถ่วงน้ำหนักตามสมการที่ 4 จะได้ $W_1 = 0.489938$ และ $W_2 = 0.510062$ ดังนั้น ตัวแบบพยากรณ์รวมที่ถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยจากการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ได้ตัวแบบพยากรณ์รวม ดังสมการที่ 10

$$\hat{Y}_t = 0.489938 Y_1 + 0.510062 Y_2 \quad (10)$$

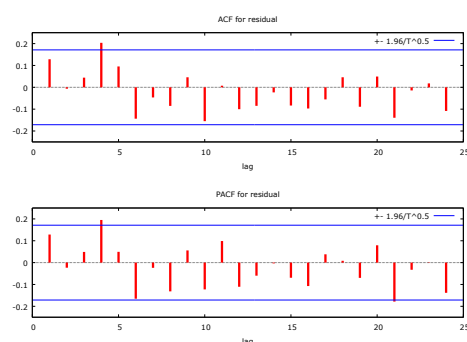
เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทน ค่าพยากรณ์รวมของราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม ณ เวลา t

Y_1 และ Y_2 แทน ค่าพยากรณ์เดี่ยวของราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม ณ เวลา t จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ตามลำดับ

เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov test = 0.057, p-value = 0.200) มีความเคลื่อนไหวเป็นอิสระต่อกัน (แสดงรายละเอียดในภาพที่ 6 ซึ่งพบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบความเชื่อมั่นที่ 95% ยกเว้นช่วงเวลาที่ 4 มีค่า ACF และ PACF เกินจากขอบเขตเพียงเล็กน้อย) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม โดยค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ RMSE และ MAPE เท่ากับ 1.7800 และ 2.1523 ตามลำดับ



ภาพที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน จากตัวแบบ SARIMA(1,1,2)(1,1,2)₁₂



ภาพที่ 6 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน จากวิธีการพยากรณ์รวม

4. ผลการเปรียบเทียบความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ในสมการที่ 7, 9 และ 10 โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และการพยากรณ์รวม ตามลำดับ สำหรับการพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมของไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม 2551 ถึงธันวาคม 2562 ได้ค่า MAPE และ RMSE แสดงดังตารางที่ 3 พบว่าวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด เนื่องจากค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด

ตารางที่ 3 ผลการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี

ตัวแบบพยากรณ์	ค่าความคลาดเคลื่อน	
	RMSE	MAPE
1. การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก	2.0330	2.4840
2. บอกซ์-เจนกินส์ ตัวแบบ SARIMA(1,1,2)(1,1,2) ₁₂	1.8216	2.2048
3. การพยากรณ์รวม	1.7800	2.1523

5. ผลการพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมน้ำหนัก 100 กิโลกรัมขึ้นไป ที่เกษตรกรขายได้ของประเทศไทย

จากการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ พบว่าวิธีการพยากรณ์รวม มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด ดังนั้นผู้วิจัยจึงเลือกใช้วิธีดังกล่าวในการพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมของประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม ถึงเดือนธันวาคม ปี พ.ศ. 2563-2564 จากค่าพยากรณ์พบว่าในช่วงเดือนพฤษภาคม ถึงสิงหาคม มีราคาค่อนข้างสูงอยู่ในช่วง 67.06-68.47 บาทต่อกิโลกรัม และช่วงเดือนธันวาคม ถึงมกราคม มีราคาค่อนข้างต่ำซึ่งอยู่ในช่วง 60.47-60.80 บาทต่อกิโลกรัม เมื่อพิจารณาแนวโน้มราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมจะพบว่าในช่วงเดือนเมษายน ถึงสิงหาคม มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นและลดลงในช่วงเดือนกันยายน ถึงธันวาคม แสดงดังตารางที่ 4

ตารางที่ 4 ค่าพยากรณ์ของราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมน้ำหนัก 100 กิโลกรัมขึ้นไป ที่เกษตรกรขายได้ของประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม ถึงเดือนธันวาคม ปี พ.ศ. 2563-2564

ปี	เดือน											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2563	61.41	62.14	61.46	64.75	67.06	67.28	66.76	67.25	66.05	62.51	61.47	60.80
2564	60.47	61.47	61.06	64.87	67.66	68.23	67.92	68.47	67.48	64.23	63.43	62.91

สรุปและอภิปรายผล

ในการศึกษาเรื่องการพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมน้ำหนัก 100 กิโลกรัมขึ้นไปรายเดือนที่เกษตรกรขายได้ของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 จากสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร นำมาสร้างตัวแบบพยากรณ์ 3 วิธี ได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และการพยากรณ์รวม จากการเปรียบเทียบความแม่นยำของการพยากรณ์ด้วยค่า MAPE และ RMSE ผลการศึกษาพบว่า วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความแม่นยำที่สุด เนื่องจากวิธีนี้เป็นการรวมวิธีพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับข้อมูลอนุกรมเวลานี้ และมีประสิทธิภาพในการพยากรณ์ใกล้เคียงกัน เมื่อนำมาพยากรณ์ร่วมกันโดยกำหนดค่าถ่วงน้ำหนักที่เหมาะสมให้กับการพยากรณ์เดี่ยวจะมีความแม่นยำกว่าการพยากรณ์เดี่ยว จึงได้ว่าค่า MAPE และ RMSE มีค่าต่ำสุด ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยที่ทำการเปรียบเทียบระหว่างการพยากรณ์รวมกับการพยากรณ์เดี่ยว อาทิ วิธีการพยากรณ์รวมระหว่างวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ 2 รูปแบบ คือ $AR(1)|(1)$ ไม่มีพจน์ค่าคงตัวกับ $AR(2)|(1)$ $MA(10)$ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว & ln มีความเหมาะสมสำหรับพยากรณ์ราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อ โดยค่า MAPE เท่ากับ 2.0374% ซึ่งต่ำกว่าการพยากรณ์เดี่ยวอยู่ 0.7947% และ 0.8742% ตามลำดับ [22] วิธีการพยากรณ์รวมระหว่างวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์กับวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีความเหมาะสมสำหรับพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ โดยค่า MAPE เท่ากับ 11.8962% ซึ่งต่ำกว่าการพยากรณ์เดี่ยวอยู่ 0.0742% และ 0.2378% ตามลำดับ [23] วิธีการพยากรณ์รวมระหว่างวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์กับวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉกมีความเหมาะสมสำหรับพยากรณ์ราคาข้าวเปลือกเจ้าความชื้น 15% โดยค่า MAPE เท่ากับ 2.1709% ซึ่งต่ำกว่าการพยากรณ์เดี่ยวอยู่ 0.3831% และ 0.0122% ตามลำดับ [24]

ในการศึกษาครั้งนี้ได้นำการพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ซึ่งเหมาะสมสำหรับรูปแบบข้อมูลราคาสุกรชุดนี้ และวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ที่ได้รับการยอมรับว่ามีประสิทธิภาพ

ในการนำไปใช้พยากรณ์ราคาสุกร อาทิ การพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิต โดยค่า MAPE เท่ากับ 8.4164% และจากการพยากรณ์ได้ว่าราคาสุกรมีชีวิตในปี 2561 มีแนวโน้มสูงขึ้นในช่วงเดือนกุมภาพันธ์ถึงสิงหาคม หลังจากนั้นก็มีแนวโน้มลดลง [5] การพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม โดยค่า MAPE เท่ากับ 2.8398% [6] การพยากรณ์ราคาสุกรขุนพันธุ์ลูกผสมที่มีน้ำหนัก 100 กิโลกรัมขึ้นไป โดยค่า MAPE เท่ากับ 2.2947% และจากการพยากรณ์ได้ว่าราคาสุกรมีชีวิตในปี 2561 มีค่าสูงในช่วงเดือนพฤษภาคมถึงสิงหาคม ซึ่งสอดคล้องกับสถานการณ์ที่เกิดขึ้นจริง [7] แต่ทั้งนี้การพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์มีข้อจำกัด คือ มีความแม่นยำในการพยากรณ์ระยะเวลายาวสั้น ๆ เนื่องจากราคาสุกรมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ สาเหตุจากปัจจัยต่าง ๆ ได้แก่ สถานการณ์การผลิต สถานการณ์การตลาด ปริมาณความต้องการบริโภคภายในประเทศ สภาวะเศรษฐกิจ นโยบายการค้า-การส่งออกระหว่างประเทศ การเกิดโรคระบาด และปัจจัยอื่น ๆ ที่เกี่ยวข้อง ดังนั้นควรใช้ข้อมูลที่เป็นปัจจุบัน เพื่อนำมาปรับปรุงตัวแบบพยากรณ์ใหม่ให้มีความแม่นยำในการนำไปใช้พยากรณ์ค่าในอนาคต [5] ดังนั้นการศึกษาคำนี้จึงทำการพยากรณ์ราคาสุกรในอนาคตเพียง 2 ปี (ปี พ.ศ. 2563-2564)

ผลจากการพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมน้ำหนัก 100 กิโลกรัมขึ้นไปที่เกษตรกรขายได้ของประเทศไทย ตั้งแต่ มกราคม ถึงธันวาคม ปี พ.ศ. 2563-2564 ได้ว่าในช่วงเดือนพฤษภาคม ถึงสิงหาคมมีราคาสูงอยู่ในช่วง 67.06-68.47 บาทต่อกิโลกรัม และช่วงเดือนธันวาคม ถึงมกราคม มีราคาต่ำ ซึ่งอยู่ในช่วง 60.47-60.80 บาทต่อกิโลกรัม โดยเกษตรกรสามารถนำผลการศึกษานี้ไปใช้เป็นแนวทางในการวางแผนรอบการผลิตสุกร โดยเพิ่มปริมาณการผลิตในช่วงที่ราคาสูง เพราะเป็นโอกาสที่เกษตรกรจะได้รับผลตอบแทนที่สูงขึ้น สำหรับช่วงที่มีราคาต่ำ เกษตรกรควรลดปริมาณการผลิตในช่วงนี้ รวมทั้งผู้ประกอบการสามารถใช้เป็นแนวทางในการวางแผนการผลิตสินค้าโดยการแปรรูปเนื้อสุกรเพื่อเป็นการเพิ่มมูลค่า และยังเป็นการลดความผันผวนของราคาสุกรในช่วงที่ราคาสูงต่ำเพื่อให้ได้ผลตอบแทนที่คุ้มค่างับการลงทุน นอกจากนี้เห็นได้ว่าราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นในช่วงเดือนเมษายน ถึงสิงหาคม เนื่องจากเป็นช่วงรอยต่อของฤดูกาล ทำให้อุณหภูมิสูงขึ้นซึ่งส่งผลให้สุกรโตช้ากว่าปกติ ทำให้เนื้อสุกรขาดตลาด ดังนั้นหากเกษตรกรมีการปรับระบบการเลี้ยงหรือปรับมาตรฐานการจัดการฟาร์มให้มีประสิทธิภาพ เช่น การใช้เทคนิคที่ทันสมัยในการเลี้ยง การใช้โรงเรือนในการควบคุมอุณหภูมิในการเลี้ยงสุกรในช่วงฤดูร้อนจะเป็นการช่วยเพิ่มปริมาณผลผลิต และทำให้ได้ผลตอบแทนในการลงทุนที่มากขึ้น นอกจากนี้ในส่วนของภาครัฐที่เกี่ยวข้องกับภาคการเกษตรสามารถนำผลการศึกษาไปใช้เป็นแนวทางในการกำหนดนโยบายช่วยเหลือด้านราคาแก่เกษตรกรผู้เลี้ยงสุกรของไทย รวมทั้งผู้ที่สนใจในการลงทุนสามารถนำไปใช้เป็นข้อมูลเบื้องต้นในการวางแผนและประกอบการตัดสินใจในการลงทุน

เอกสารอ้างอิง

- [1] The Swine Raisers Association of Thailand. (2019). *Situation and trend of swine industry*. Retrieved January 25, 2020, from <https://www.swinethailand.com>
- [2] Jiraporn Ruangthaweesil. (2014). *Swine business*. Retrieved January 22, 2020, from file:///C:/Users/BBB/Desktop/economic_20161206154257.pdf
- [3] Render, Barry., Ralph M. Stair, JR., & Michael E. Hanna. (2012). *Quantitative analysis for management*. 11th ed. U.S.A.: Pearson Education.
- [4] Kamonpan Chalernwong. (2013). *The forecast of hip meat price by Box-Jenkins method*. Special Problem, M.S. (Mathematics). Department of Mathematics Faculty of Science Burapha University.

- [5] Warangkhan Riansut. (2019). A Comparison of forecasting models of live swine Price. *Rajamangala University of Technology Srivijaya Research Journal*, 11(2), 349-365.
- [6] Pudchaya Sittisorn, & Jatupat Mekpanyup. (2017). Forecasting of crossbred pig price with Box-Jenkins method. *Science and Technology RMUTT Journal*, 7(2), 206-217.
- [7] Sittikorn Khamrod, Danusorn Thanapala, Weerachai Khanthongkham, & Kittipong Srikhaetai. (2018, June). The forecasting model for price of crossbred flattening pigs weighted over 100 kgs. *Proceedings of PIM 8th National and 1st International Conference Challenges and Opportunities of ASEAN: Innovation, Integrative and Inclusive Development*, Nonthaburi, Thailand. pp. A1-A9.
- [8] Warangkhan Keerativibool. (2014). A Comparison of forecasting methods between Box-Jenkins and Holt's exponential smoothing methods for predicting the retail prices of hip meat. *KKU Science Journal*, 42(2), 532-543.
- [9] Office of Agricultural Economics. (2019). *Crossbred swine price*. Retrieved December 10, 2019, from <http://www.oae.go.th>
- [10] Trull, Oscar., Juan Carlos García-Díaz., & Alicia Troncoso. (2020). Initialization methods for multiple seasonal Holt-Winters forecasting models. *Mathematics*, 268(8), 1-16.
- [11] Tanusree, Deb Roy, & Kishore Das K. (2012). Time series analysis of Dibrugarh air temperature. *Journal of Atmospheric and Earth Environment*, 1(1), 30-34.
- [12] Gerretsadikan, Amaha, & M.K. Sharma. (2011). Modeling and forecasting of rainfall data of Mekele for Tigrayregion (Ethiopia). *Statistics and Applications*, 9(1&2), 31-53.
- [13] Pankratz, Alan. (1983). *Forecasting with Univariate Box-Jenkins: Concepts and cases*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- [14] Cools, Mario., Elke Moons, & Geert Wets. (2009, January). Investigating the variability in daily traffic counts through use of ARIMAX and SARIMAX models: Assessing the effect of holidays on two site locations. *Journal of the Transportation Research Board*, 2136(1), 57-66.
- [15] Aburto, Luis., & Richard Weber. (2007, January). Improved supply chain management based on hybrid demand forecasts. *Applied Soft Computing*, 7(1), 136-144.
- [16] Arunraj, Nari S., Diane Ahrens, & Michael Fernandes. (2016, April). Application of SARIMAX model to forecast daily sales in food retail industry. *International Journal of Operations Research and Information Systems (IJORIS)*, 7(2), 1-21.
- [17] Box, George E.P., Gwilym M. Jenkins, & Gregory C. Reinsel. (2008). *Time series analysis: Forecasting and control*. 4th ed. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- [18] Nasiru, Suleman, Albert Luguterah, & Lea Anzagra. (2013). The efficacy of ARIMAX and SARIMA models in predicting monthly currency in circulation in Ghana. *Mathematical Theory and Modeling*, 3(5), 73-81.
- [19] Shukla, Manish, & Sanjay Jharkharia. (2011, January). Applicability of ARIMA models in wholesale vegetable market: An investigation. *Proceedings of the 2011 International Conference on Industrial Engineering and Operations Management*, Kuala Lumpur, Malaysia. pp. 1125-1130.
- [20] Mookda Manmin. (2006). *Time series and forecasting*. Bangkok: Four Printing CO., LTD.

- [21] Warangkhan Keerativibool. (2015). Forecasting the white shrimp *Litopenaeus Vannamei* Prices. *Srinakharinwirot Science Journal*, 31(1), 123-140.
- [22] Warangkhan Riansut. (2019). Selection of the appropriate forecasting models for the meat type chickens prices. *KKU Science Journal*, 47(3), 563-575.
- [23] Warangkhan Keerativibool. (2014). Forecasting model for the export value of Thai jasmine rice. *Burapha Science Journal*, 19(1), 78-90.
- [24] Warangkhan Riansut. (2016, January-June). Forecasting the prices of paddy rice at 15% moisture content. *The Science Journal of Phetchaburi Rajabhat University*, 13(1), 14-25.