



## การเลือกตัวแบบพยากรณ์ราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อที่เหมาะสม

### Selection of the Appropriate Forecasting Models for the Meat Type Chickens Prices

วารางคณา เรียนสุทธิ<sup>1</sup>

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ จ.พัทลุง 93210

E-mail: warang27@gmail.com

Received: 21 September 2018 | Revised: 29 December 2018 | Accepted: 5 July 2019

#### บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษานี้ คือ การสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อ โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนกรกฎาคม 2561 จำนวน 163 ค่า ข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 156 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์รวมซึ่งจะรวมค่าพยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ 2 ตัวแบบ ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนกรกฎาคม 2561 จำนวน 7 ค่า นำมาใช้สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ร้อยละค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยและเกณฑ์รากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีที่มีความถูกต้องมากที่สุด คือ วิธีการพยากรณ์รวม ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์เป็น

$$\hat{Y}_t = 10.255376\hat{Y}_{1t} - 9.256663\hat{Y}_{2t}$$

เมื่อ  $\hat{Y}_{1t}$  และ  $\hat{Y}_{2t}$  แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ 2 ตัวแบบ ดังนี้

$$\hat{Y}_{1t} = Y_{t-1} - 0.238527(Y_{t-2} - Y_{t-3}) - 0.221405e_{t-10}$$

$$\hat{Y}_{2t} = \text{Exp}\{Z_{t-1} - 0.228350(Z_{t-2} - Z_{t-3}) - 0.216429e_{t-10}\}$$

#### ABSTRACT

The objective of this study was to construct and select the appropriate forecasting models for the meat type chickens prices. The data gathered from the website of Office of Agricultural Economics from January 2005 to July 2018 of 163 values were used and divided into 2 sets. The first set had 156 values from January 2005 to December 2017 for constructing the forecasting models by the Box-Jenkins method and the combined forecasting method that included the forecasts values of the two Box-Jenkins models. The second set had 7 values from January to July 2018 for comparing the accuracy of the forecasts via the criteria of the lowest mean absolute percentage error and root mean squared error. Research findings indicated that for both forecasting methods that had been studied, the most accurate method was the combined forecasting method and the forecasting model was

$$\hat{Y}_t = 10.255376\hat{Y}_{1t} - 9.256663\hat{Y}_{2t}$$

where  $\hat{Y}_{1t}$  and  $\hat{Y}_{2t}$  represented the single forecast values at time  $t$  from the two Box-Jenkins models:

$$\hat{Y}_{1t} = Y_{t-1} - 0.238527(Y_{t-2} - Y_{t-3}) - 0.221405e_{t-10}$$

$$\hat{Y}_{2t} = \text{Exp}\{Z_{t-1} - 0.228350(Z_{t-2} - Z_{t-3}) - 0.216429e_{t-10}\}.$$

**คำสำคัญ:** ไก่เนื้อ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์รวม

**Keywords:** Meat Type Chickens, Box-Jenkins Method, Combined Forecasting Method

## บทนำ

ไก่เนื้อ (Meat Type Chickens) หมายถึง ไก่ที่เลี้ยงขุนเพื่อบริโภคเนื้อเป็นหลัก ไก่เนื้อเป็นคำที่ใช้เรียกโดยรวม ซึ่งจะประกอบด้วยไก่กระทง ไก่ไข่ตัวผู้ขุน และไก่พื้นเมืองขุน ฯลฯ (ประภากร, 2560) ปัจจุบันพันธุ์ไก่เนื้อได้พัฒนาไปมากแล้ว ไม่เหมือนในอดีตที่นำไก่พื้นเมืองมาเลี้ยงเป็นไก่เนื้อ อีกทั้งในอดีตยังเป็นการเลี้ยงไก่แบบเกษตรกรรมในครัวเรือน เพื่อเป็นอาหารแก่มหาชนในครอบครัว ปัจจุบันได้มีการพัฒนาเปลี่ยนแปลงเป็นอุตสาหกรรมการเลี้ยงไก่ที่มีระบบการเลี้ยงที่ทันสมัยเพื่อยกระดับขั้นสู่ความเป็นมาตรฐานสากล ไม่ว่าจะเป็นเรื่องของการปรับเปลี่ยนโรงเรือนเลี้ยงไก่ให้เป็นโรงเรือนระบบปิด การนำระบบบริหารจัดการฟาร์มเข้ามาใช้ การป้องกันและควบคุมโรค ซึ่งเนื้อไก่นับได้ว่าเป็นแหล่งอาหารโปรตีนที่สำคัญลำดับต้นๆ ชนิดหนึ่ง ในบรรดาสัตว์ปีกเศรษฐกิจ ไก่ถือได้ว่าเป็นสัตว์ปีกที่ได้รับความนิยมมากที่สุดในการบริโภค ทั้งนี้เป็นเพราะสามารถเลี้ยงและขยายพันธุ์ได้อย่างง่ายและรวดเร็ว ใช้เวลาเพียง 45 – 60 วัน ก็สามารถนำมาเข้าสู่กระบวนการผลิตได้แล้ว และสัตว์ปีกประเภทนี้ยังมีคุณค่าทางโภชนาการ คือ ราคาไม่สูงมาก โปรตีนสูง ไขมันต่ำ คอเลสเตอรอลต่ำกว่าสัตว์ปีกประเภทอื่นๆ (วีระชัยและคณะ, 2559) พันธุ์ไก่เนื้อที่เลี้ยงในประเทศไทยแบ่งออกเป็น 2 พันธุ์ คือ ไก่เนื้อพันธุ์แท้และไก่เนื้อพันธุ์ลูกผสม ไก่เนื้อพันธุ์แท้เป็นไก่ที่ได้รับการคัดเลือกและปรับปรุงพันธุ์มาอย่างต่อเนื่องจนมีลักษณะประจำพันธุ์ที่คงที่ ส่วนใหญ่นิยมเลี้ยงไว้เพื่อผสมพันธุ์ผลิตไก่ลูกผสมที่มีคุณภาพดี พันธุ์ที่นิยมเลี้ยงในประเทศไทย ได้แก่ พันธุ์พลิมัทหรือคขาว (White Plymouth Rock) พันธุ์คอร์นิช (Cornish) และพันธุ์นิวแฮมเชียร์ (Newhampshire) (สุพรรณษา, 2559) จากการพิจารณาราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนกรกฎาคม 2561 จำนวน 163 ค่า (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2561) พบว่า ราคาขายคงมีความผันผวนสูง เกษตรกรผู้เลี้ยงไก่รุ่นพันธุ์เนื้ออาจมีคำถามว่าทิศทางของราคาจะยังคงผันผวนเช่นนี้ตลอดไปหรือไม่ การพยากรณ์ทางสถิตินับเป็นเครื่องมือหนึ่งที่ช่วยตอบคำถามนี้ได้ ด้วยเหตุผลดังกล่าว ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะศึกษาการสร้างตัวแบบพยากรณ์ราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์และวิธีการพยากรณ์รวม เนื่องจากทั้ง 2 วิธีการพยากรณ์นี้เป็นวิธีที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์สูง โดยมีหลายงานวิจัยที่ยืนยันผลว่าวิธีการทั้ง 2 นี้เป็นวิธีที่มีความเหมาะสม (วรางคณา, 2557; ดนุสรณ์และคณะ, 2559; วีระชัยและคณะ, 2559; วรางคณาและน้ำอ้อย, 2560; วรางคณาและเกศรินทร์, 2560) หลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์แล้ว ผู้วิจัยจะคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด 1 ตัวแบบ ด้วยเกณฑ์ร้อยละค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) และเกณฑ์รากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) ที่ต่ำที่สุด เพื่อใช้พยากรณ์ราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อในอนาคตต่อไป

## วิธีการดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยใช้อนุกรมเวลาราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อที่เกษตรกรขายได้ ณ ไร่นา (บาท/กิโลกรัม) จากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2561) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนกรกฎาคม 2561 จำนวน 163 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 156 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนกรกฎาคม 2561 จำนวน 7 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด โดยสาเหตุที่ผู้วิจัยแบ่งข้อมูลชุดที่ 2 ไว้เพียง 7 ค่า เนื่องจากการทดลองวิเคราะห์ข้อมูลครั้งแรกได้เก็บข้อมูลชุดที่ 2

ไว้จำนวน 19 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคม 2560 ถึงเดือนกรกฎาคม 2561 พบว่า ตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากข้อมูลชุดที่ 1 จำนวน 144 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2559 มีประสิทธิภาพไม่ต่ำกว่าที่ควร กล่าวคือ มีค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 และชุดที่ 2 ค่อนข้างสูง วิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์และการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ แสดงรายละเอียดดังนี้

### 1. การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล มีตัวแบบในรูปทั่วไป คือ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)<sub>s</sub> แสดงดังสมการที่ (1) (Box et al., 1994) แต่ในกรณีที่อนุกรมเวลามีเพียงส่วนประกอบของแนวโน้มเท่านั้น ตัวแบบจะสามารถถูกลดรูปเหลือเพียง ARIMA(p, d, q)

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

เมื่อ  $Y_t$  แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\varepsilon_t$  แทนอนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา

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

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$  แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองอันดับที่ p กรณีไม่มีฤดูกาล (Non-Seasonal Autoregressive Operator of Order p: AR(p))

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

$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$  แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ 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 กรณีมีฤดูกาล (Seasonal Moving Average Operator of Order Q: SMA(Q))

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n_t$  เมื่อ  $n_t$  แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

1. พิจารณาอนุกรมเวลาว่าคงที่ (Stationary) หรือไม่ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา ( $Y_t, t$ ) กราฟฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) หากพบว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่ (Non-Stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ก่อนที่จะทำขั้นตอนต่อไป เช่น การแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or Seasonal Difference) การแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมสามัญหรือลอการิทึมธรรมชาติ (Common Logarithm or Natural Logarithm) การแปลงข้อมูลด้วยเลขยกกำลัง เช่น ยกกำลัง 0.5 (Square Root Transformation) หรือยกกำลัง 2 (Square Transformation) เป็นต้น (Bowerman and O'Connell, 1993)

2. กำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่คงที่ นั่นคือ กำหนดค่า p, q, P และ Q พร้อมทั้งประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ โดยค่าของ q และ Q จะพิจารณาจากกราฟ ACF และค่าของ p และ P จะพิจารณาจากกราฟ PACF ซึ่งค่าของ p และ q คือ จำนวนแท่งสหสัมพันธ์แท่งแรกๆ ที่มีค่าเกินจากขอบเขตที่กำหนด ขณะที่ค่าของ P และ Q คือ จำนวนแท่งสหสัมพันธ์ตามฤดูกาลที่มีค่าเกินจากขอบเขตที่กำหนด

3. ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจากตัวแบบพยากรณ์ครั้งละ 1 ตัว จากนั้นจึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์และประมาณค่าพารามิเตอร์ใหม่จนกว่าจะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญทั้งหมด

4. คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian Information Criterion: BIC) ที่ต่ำที่สุด มีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ และอนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์  $\{e_t\}$  มีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมิร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov's Test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยใช้การพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของค่าคลาดเคลื่อน หรือการพิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของค่าคลาดเคลื่อนเทียบกับเวลา  $(e_t, t)$  มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-Test) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวินภายใต้การใช้มัธยฐาน (Levene's Test Based on Median) หากพบว่าอนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อนมีเงื่อนไขข้อใดข้อหนึ่งไม่เป็นจริง จะสรุปว่าตัวแบบพยากรณ์ไม่เหมาะสม และไม่สมควรนำไปใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

5. พยากรณ์อนุกรมเวลา โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากขั้นตอนที่ 4

## 2. การพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม (Combined Forecasting Method)

การพยากรณ์รวมเป็นวิธีการประยุกต์ที่มีการรวมค่าพยากรณ์จากตัวแบบพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 ตัวแบบขึ้นไป เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีค่าคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด สามารถใช้ได้ทีละกรณีในตัวแบบพยากรณ์เดี่ยวที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากกว่า 1 ตัวแบบ (มุกดา, 2549) ณ ที่นี้ได้พิจารณาตัวแบบพยากรณ์เดี่ยว 2 ตัวแบบ ที่ได้มาจากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยกำหนดให้ค่าพยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ตัวแบบที่ 1 และตัวแบบที่ 2 เป็นตัวแปรอิสระตัวที่ 1 และ 2 ตามลำดับ และใช้ข้อมูลราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 156 ค่า เป็นตัวแปรตาม ตัวแบบของวิธีการพยากรณ์รวมที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้มี 3 รูปแบบ แสดงดังนี้

ตัวแบบพยากรณ์รวมรูปแบบที่ 1 คือ

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \hat{Y}_{1t} + \beta_2 \hat{Y}_{2t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

ตัวแบบพยากรณ์รวมรูปแบบที่ 2 คือ

$$Y_t = \beta_3 \hat{Y}_{1t} + \beta_4 \hat{Y}_{2t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

ตัวแบบพยากรณ์รวมรูปแบบที่ 3 คือ

$$Y_t = \omega_1 \hat{Y}_{1t} + \omega_2 \hat{Y}_{2t} + \varepsilon_t \quad (4)$$

เมื่อ  $Y_t$  แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา  $t$

$\varepsilon_t$  แทนอนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา

$\hat{Y}_{1t}$  และ  $\hat{Y}_{2t}$  แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา  $t$  จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์จากสมการที่ (1) ที่ได้จากตัวแบบที่ 1 และตัวแบบที่ 2 ตามลำดับ

$\beta_i$  แทนค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Squares Method) เมื่อ  $i = 0, 1, \dots, 4$  (Montgomery *et al.*, 2006)

$\omega_1$  และ  $\omega_2$  แทนค่าถ่วงน้ำหนักที่มีสูตรการคำนวณดังนี้

$$\omega_1 = \frac{\beta_3}{\beta_3 + \beta_4} \quad \text{และ} \quad \omega_2 = \frac{\beta_4}{\beta_3 + \beta_4} \quad (5)$$

หลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบอนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ตามวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

## 3. การเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ถูกต้องและเหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อ โดยการเปรียบเทียบราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนกรกฎาคม 2561 กับค่าพยากรณ์ เพื่อคำนวณค่า MAPE และ RMSE โดยตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความถูกต้องและเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์ MAPE และ RMSE แสดงดังสมการที่ (6) (สมเกียรติ, 2548)

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

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

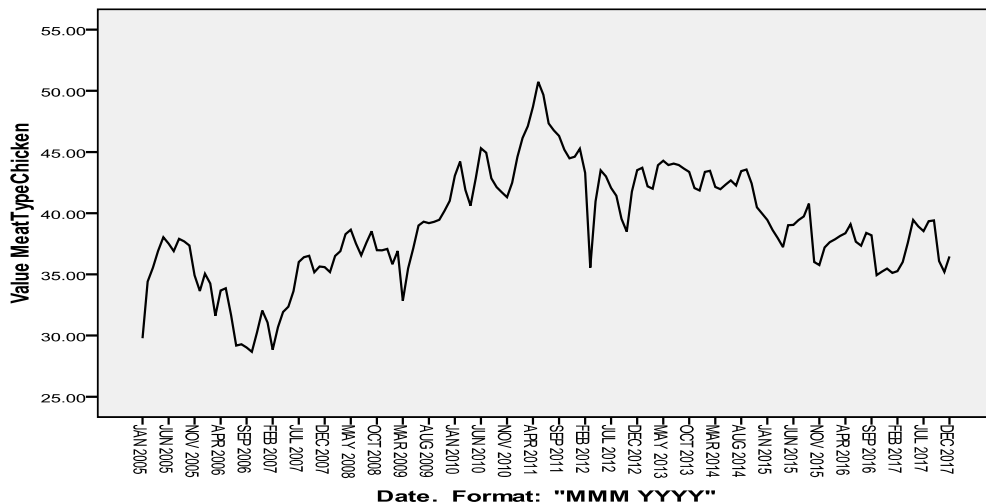
$Y_t$  แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา  $t$

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

$t$  แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n_i$  โดยที่  $n_1$  แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1 และมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n_2$  โดยที่  $n_2$  แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

## ผลการวิจัย

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 156 ค่า ดังรูปที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นและไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล

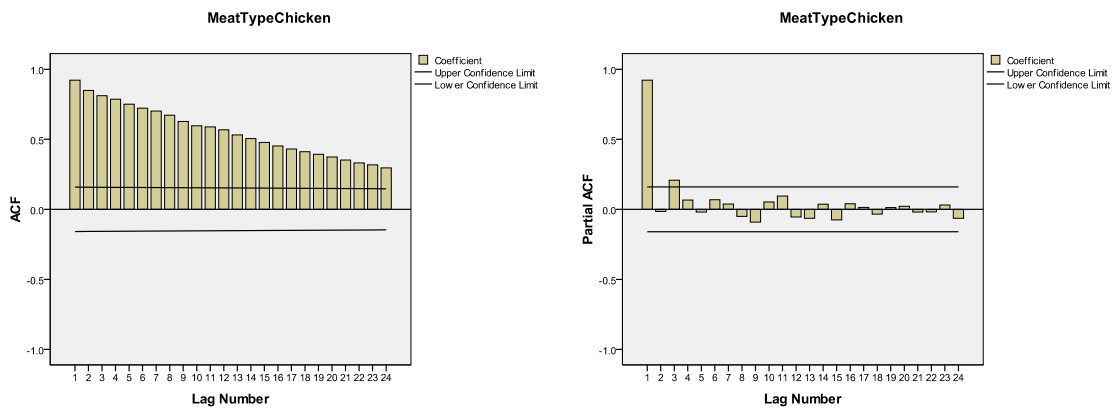


รูปที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2560

นอกเหนือจากการพิจารณารูปของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาแล้ว ผู้วิจัยยังได้ตรวจสอบโดยการทดสอบสมมติฐาน พบว่า อนุกรมเวลาในแต่ละปีไม่มีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จึงตรวจสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละปี โดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric Statistics) ผลการตรวจสอบคือ ราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อในแต่ละปี มีค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Kruskal-Wallis:  $\chi^2 = 128.231$ ,  $p\text{-value} < 0.0001$ ) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม และเนื่องจากอนุกรมเวลาในแต่ละเดือนมีความผันแปรตามฤดูกาลที่ไม่คงที่ จึงปรับแนวโน้มออกด้วยการหาร พบว่า อนุกรมเวลาที่มีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จึงตรวจสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละเดือน โดยใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ (Parametric Statistics) ผลการตรวจสอบคือ ราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อในแต่ละเดือน เมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการหาร มีค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างไม่มีนัยสำคัญ (ANOVA:  $F = 0.508$ ,  $p\text{-value} = 0.896$ ) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้ไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล

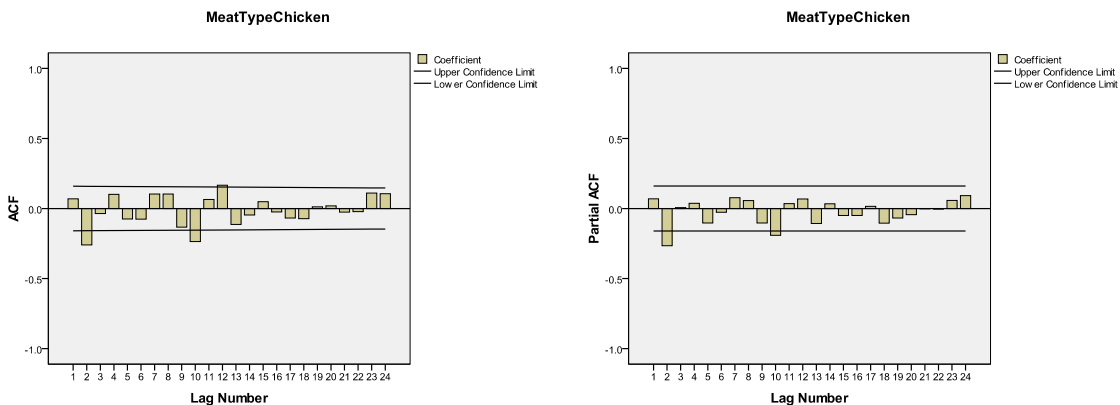
### 1. ผลการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

ผลการตรวจสอบความคงที่ของอนุกรมเวลาราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 156 ค่า แสดงดังรูปที่ 2



รูปที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อ

จากรูปที่ 2 พบว่า กราฟ ACF มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบลดลงอย่างช้าๆ (Die Down Slowly) และกราฟ PACF มีช่วงเวลาที่ 1 (Lag 1) มีค่าความสัมพันธ์สูงเกินจากขอบเขตที่กำหนดอย่างชัดเจน หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้ยังไม่คงที่ โดยมี ส่วนประกอบของแนวโน้ม ผู้วิจัยจึงกำจัดแนวโน้มออกด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 (d = 1) พร้อมกับสร้างกราฟ ACF และ PACF ได้ผล แสดงดังรูปที่ 3



รูปที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยผลต่างลำดับที่ 1

จากรูปที่ 3 พบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น คือ ตัวแบบ AR(2, 10) I(1) MA(2, 10, 12) พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 มีค่า BIC ต่ำที่สุด (BIC = 0.894) และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 11.665, p-value = 0.767) คือ AR(2) I(1) MA(10) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า ค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.946, p-value = 0.333) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดดังรูปที่ 4 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวบางส่วนของค่าคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.531, p-value = 0.596) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.522, p-value = 0.129) ดังนั้นตัวแบบ AR(2) I(1) MA(10) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$\begin{aligned}
 (1 - \phi_2 B^2)(1 - B)Y_t &= (1 - \theta_{10} B^{10})\varepsilon_t \\
 (1 - B - \phi_2 B^2 + \phi_2 B^3)Y_t &= \varepsilon_t - \theta_{10}\varepsilon_{t-10} \\
 Y_t &= Y_{t-1} + \phi_2(Y_{t-2} - Y_{t-3}) + \varepsilon_t - \theta_{10}\varepsilon_{t-10}
 \end{aligned}$$

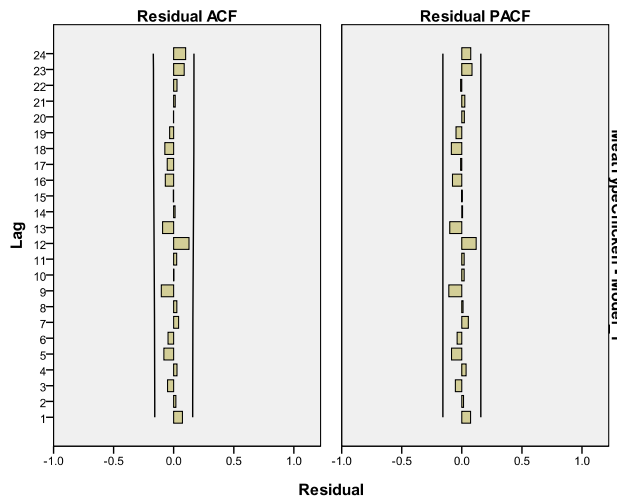
จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = Y_{t-1} - 0.238527(Y_{t-2} - Y_{t-3}) - 0.221405e_{t-10} \tag{7}$$

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

$Y_{t-j}$  แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t - j

$e_{t-j}$  แทนค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t - j



รูปที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ AR(2) I(1) MA(10) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว

อย่างไรก็ตาม ผู้วิจัยได้ทดลองสร้างตัวแบบพยากรณ์อีกรูปแบบหนึ่ง โดยการแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (Natural Logarithm: ln) และการหาผลต่างลำดับที่ 1 (d = 1) พร้อมกับสร้างกราฟ ACF และ PACF ได้ผลแสดงดังรูปที่ 5 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น คือ ตัวแบบ AR(2, 10) I(1) MA(2, 10) พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 มีค่า BIC ต่ำที่สุด (BIC = -6.340) และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 11.516, p-value = 0.777) คือ AR(2) I(1) MA(10) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า ค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.175, p-value = 0.126) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดดังรูปที่ 6 ซึ่งพบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของค่าคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.591, p-value = 0.555) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.649, p-value = 0.091) ดังนั้นตัวแบบ AR(2) I(1) MA(10) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สมการที่ (7) และการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Z}_t = Z_{t-1} - 0.228350(Z_{t-2} - Z_{t-3}) - 0.216429e_{t-10}; Z_t = \ln(Y_t)$$

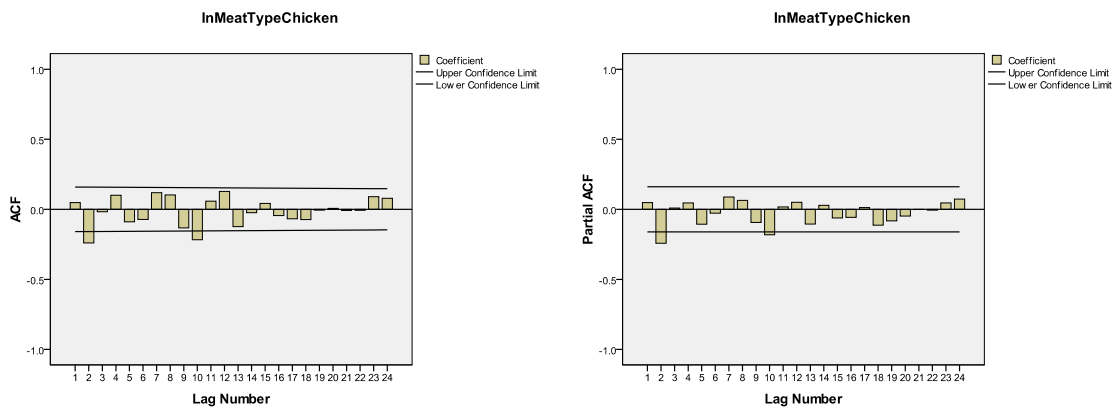
หรือ

$$\hat{Y}_t = \text{Exp}\{ Z_{t-1} - 0.228350(Z_{t-2} - Z_{t-3}) - 0.216429e_{t-10} \} \tag{8}$$

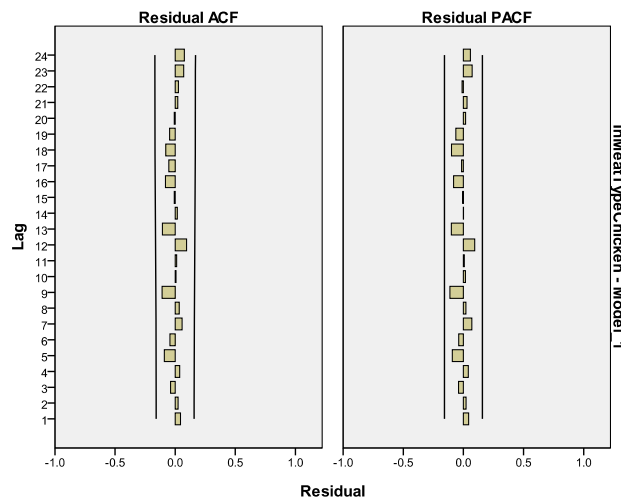
เมื่อ  $\hat{Y}_t$  แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

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

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



รูปที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติและผลต่างลำดับที่ 1



รูปที่ 6 กราฟ ACF และ PACF ของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ AR(2) I(1) MA(10) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ

2. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ตามสมการที่ (2) โดยกำหนดให้ค่าพยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่ได้จากสมการที่ (7) และสมการที่ (8) เป็นตัวแปรอิสระตัวที่ 1 และ 2 ตามลำดับ และใช้ข้อมูลราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 156 ค่า เป็นตัวแปรตาม ได้ว่า  $b_0 = 1.791663$ ,  $b_1 = 9.404890$  และ  $b_2 = -8.451442$  ดังนั้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์รวมรูปแบบที่ 1 ดังนี้

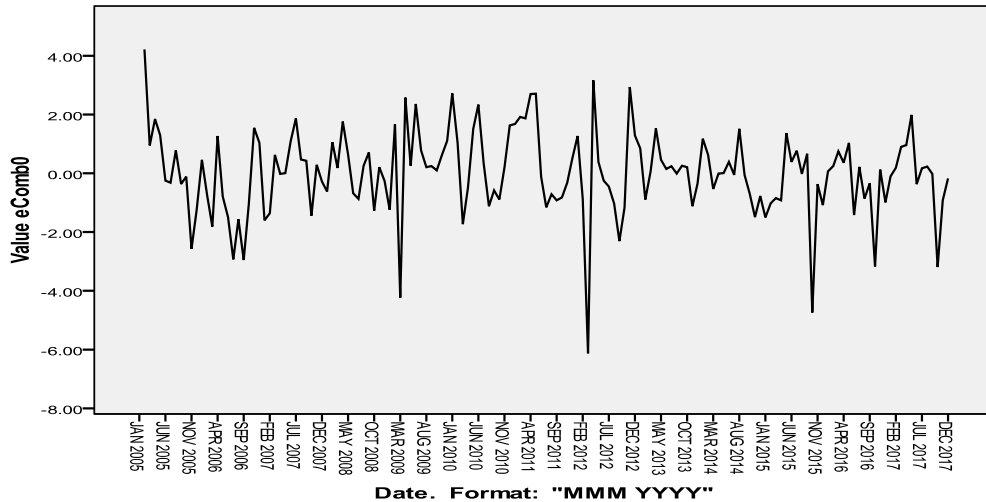
$$\hat{Y}_t = 1.791663 + 9.404890\hat{Y}_{1t} - 8.451442\hat{Y}_{2t} \tag{9}$$

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

$\hat{Y}_{1t}$  และ  $\hat{Y}_{2t}$  แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่ได้จากสมการที่ (7) และสมการที่ (8) ตามลำดับ

เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า ค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.841, p-value = 0.479) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดดังรูปที่ 7) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.003, p-value = 0.998) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.960, p-value = 0.486) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมที่ได้มีความเหมาะสม





รูปที่ 7 กราฟการเคลื่อนไหวของค่าตลาดเคลื่อนไหวจากการพยากรณ์ โดยวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (9)

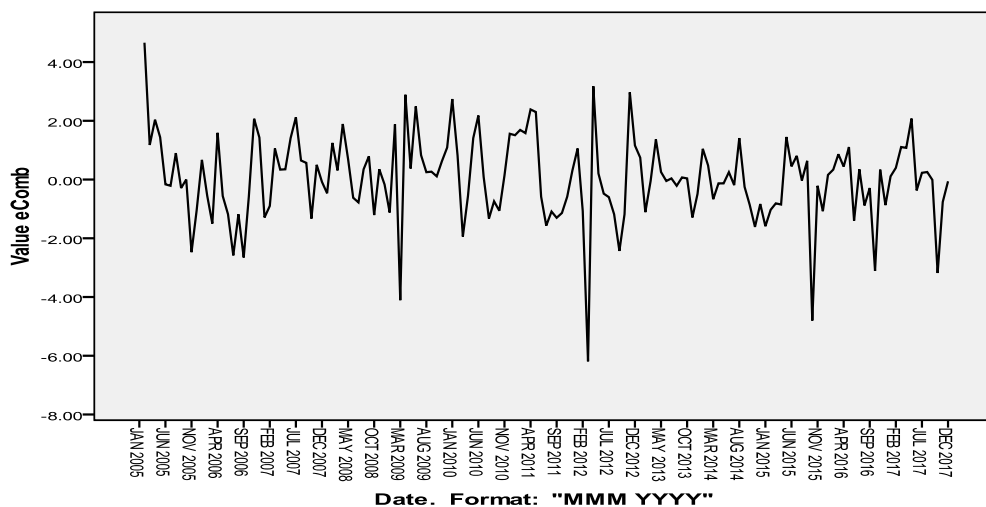
จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ตามสมการที่ (3) โดยกำหนดให้ค่าพยากรณ์ของวิธี บ็อกซ์-เจนกินส์ที่ได้จากสมการที่ (7) และสมการที่ (8) เป็นตัวแปรอิสระตัวที่ 1 และ 2 ตามลำดับ และใช้ข้อมูลราคาไก่อร่นพันธุ์เนื้อชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 156 ค่า เป็นตัวแปรตาม ได้ว่า  $b_1 = 10.255376$  และ  $b_2 = -9.256663$  ดังนั้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์รวมรูปแบบที่ 2 ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 10.255376\hat{Y}_{1t} - 9.256663\hat{Y}_{2t} \tag{10}$$

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

$\hat{Y}_{1t}$  และ  $\hat{Y}_{2t}$  แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่ได้จากสมการที่ (7) และสมการที่ (8) ตามลำดับ

เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของค่าตลาดเคลื่อนไหวจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า ค่าตลาดเคลื่อนไหวมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.003, p-value = 0.267) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดดังรูปที่ 8) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.187, p-value = 0.852) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.056, p-value = 0.401) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมที่ได้มีความเหมาะสม



รูปที่ 8 กราฟการเคลื่อนไหวของค่าตลาดเคลื่อนไหวจากการพยากรณ์ โดยวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (10)

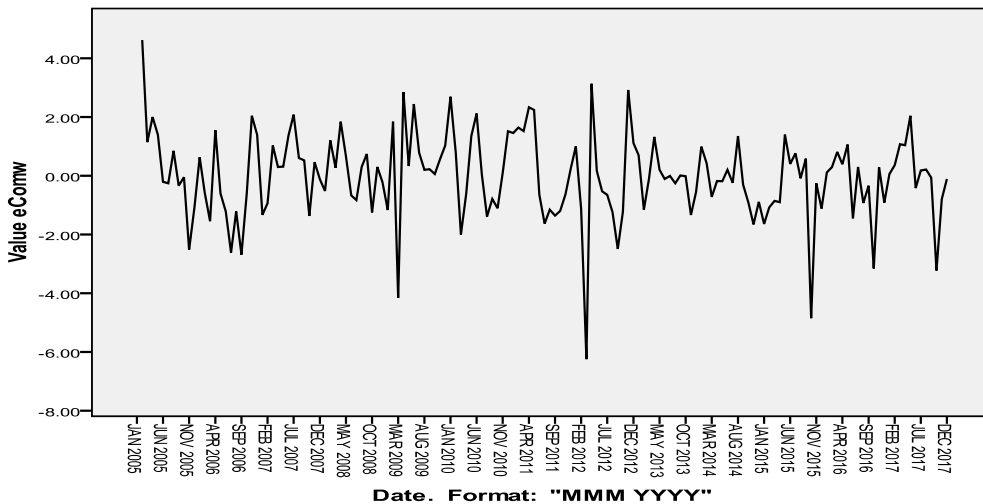
จากการคำนวณค่าถ่วงน้ำหนักของแต่ละตัวแบบพยากรณ์เดี่ยวตามสมการที่ (5) จะได้  $w_1 = 10.268592$  และ  $w_2 = -9.268592$  ดังนั้นจากสมการที่ (4) จะได้ตัวแบบพยากรณ์รวมรูปแบบที่ 3 ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 10.268592\hat{Y}_{1t} - 9.268592\hat{Y}_{2t} \tag{11}$$

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

$\hat{Y}_{1t}$  และ  $\hat{Y}_{2t}$  แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา  $t$  จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่ได้จากสมการที่ (7) และสมการที่ (8) ตามลำดับ

เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า ค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov  $Z = 0.984$ ,  $p\text{-value} = 0.288$ ) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดดังรูปที่ 9) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t = -0.241$ ,  $p\text{-value} = 0.810$ ) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.066,  $p\text{-value} = 0.393$ ) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมที่ได้มีความเหมาะสม



รูปที่ 9 กราฟการเคลื่อนไหวของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (11)

### 3. ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์

จากการเปรียบเทียบค่าจริงกับค่าพยากรณ์ราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนกรกฎาคม 2561 โดยการคำนวณค่า MAPE และ RMSE ในสมการที่ (6) ได้ผลแสดงดังตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 2

วิธีการพยากรณ์	MAPE	RMSE
1. สมการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์		
สมการที่ (7): AR(2) I(1) MA(10) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	2.8321	1.0794
สมการที่ (8): AR(2) I(1) MA(10) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว & ln	2.9116	1.1141
2. สมการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม		
สมการที่ (9): $\hat{Y}_t = 1.791663 + 9.404890\hat{Y}_{1t} - 8.451442\hat{Y}_{2t}$	2.3526	0.8905
สมการที่ (10): $\hat{Y}_t = 10.255376\hat{Y}_{1t} - 9.256663\hat{Y}_{2t}$	<b>2.0374</b>	<b>0.7410</b>
สมการที่ (11): $\hat{Y}_t = 10.268592\hat{Y}_{1t} - 9.268592\hat{Y}_{2t}$	2.0953	0.7693

จากตารางที่ 1 พบว่า วิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (10) เป็นวิธีที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด เนื่องจากให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด หรือให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด โดยวิธีการพยากรณ์นี้มีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ร้อยละ 2.0374 (MAPE = 2.0374) หรือมีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ 0.7410 บาท/กิโลกรัม (RMSE = 0.7410) และ

วิธีการพยากรณ์รวม ดังแสดงในสมการที่ (11) เป็นวิธีที่มีความถูกต้องและเหมาะสมรองลงมา โดยวิธีการพยากรณ์นี้มีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ร้อยละ 2.0953 (MAPE = 2.0953) หรือมีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ 0.7693 บาท/กิโลกรัม (RMSE = 0.7693)

### วิจารณ์ผลการวิจัย

หลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างจากข้อมูลชุดที่ 1 หรือราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 156 ค่า ผู้วิจัยได้พิจารณาความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยพิจารณาที่ค่า MAPE และ RMSE ที่คำนวณจากสมการที่ (6) พบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ในสมการที่ (7) และ (8) ก็มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำมากแล้ว อย่างไรก็ตาม เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ที่มีค่าคลาดเคลื่อนลดลง ผู้วิจัยจึงทดลองสร้างตัวแบบโดยวิธีการพยากรณ์รวม พบว่า ได้ค่า MAPE และ RMSE ลดลง ดังแสดงในตารางที่ 2 นั้นหมายความว่า วิธีการพยากรณ์รวมมีความเหมาะสม สอดคล้องกับการศึกษาของวรวงศา เรียนสุทธิ์ และเกษรินทร์ ทองฤทธิ์ (2560) โดยวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (9) เป็นวิธีที่มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด จึงอาจกล่าวได้ว่า ถ้าพิจารณาเพียงข้อมูลชุดที่ 1 เราอาจสรุปว่า วิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (9) เป็นวิธีที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด เพราะมีผลของการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ที่ดีกว่าตัวแบบอื่นๆ แล้วนำตัวแบบนี้ไปพยากรณ์ราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อในอนาคต ซึ่งตามหลักการของการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยเทคนิคการพยากรณ์ (Forecasting Techniques) จะไม่ได้ทำเช่นนั้น กล่าวคือ จะต้องแบ่งข้อมูลที่น่ามาศึกษาออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ และชุดที่ 2 สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ จากนั้นจึงนำข้อมูลชุดที่ 1 มาสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการพยากรณ์ที่หลากหลาย ซึ่งการศึกษาครั้งนี้ยังได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์ที่นอกเหนือจากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์และวิธีการพยากรณ์รวม ได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์แสดงดังตารางที่ 3 พบว่า วิธีการเหล่านี้ไม่มีความเหมาะสม เนื่องจากมีค่าสถิติ Ljung-Box Q มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 อีกทั้งยังมีค่า MAPE หรือ RMSE ที่สูงกว่าวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์และวิธีการพยากรณ์รวม สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์โดยพิจารณาที่ข้อมูลชุดที่ 2 ดังแสดงในตารางที่ 1 พบว่า ค่า MAPE และ RMSE ที่คำนวณจากข้อมูลชุดที่ 2 มีค่าใกล้เคียงกับที่คำนวณจากข้อมูลชุดที่ 1 ดังแสดงในตารางที่ 2 นั้นหมายถึง ตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างจากข้อมูลชุดที่ 1 ทำการพยากรณ์ได้ดี หรือมีค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ต่ำนั่นเอง

ตารางที่ 2 ค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1

วิธีการพยากรณ์	MAPE	RMSE
1. สมการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์		
สมการที่ (7): AR(2) I(1) MA(10) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	2.8049	1.4985
สมการที่ (8): AR(2) I(1) MA(10) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว & ln	2.8204	1.5091
2. สมการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม		
สมการที่ (9): $\hat{Y}_t = 1.791663 + 9.404890\hat{Y}_{t-1} - 8.451442\hat{Y}_{t-2}$	<b>2.7576</b>	<b>1.4383</b>
สมการที่ (10): $\hat{Y}_t = 10.255376\hat{Y}_{t-1} - 9.256663\hat{Y}_{t-2}$	2.8132	1.4518
สมการที่ (11): $\hat{Y}_t = 10.268592\hat{Y}_{t-1} - 9.268592\hat{Y}_{t-2}$	2.8136	1.4527

**ตารางที่ 3** ค่าสถิติ Ljung-Box Q, MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 จากวิธีการพยากรณ์อื่นๆ

วิธีการพยากรณ์	ค่าสถิติ Ljung-Box Q	MAPE	RMSE
โฮสต์	Ljung-Box Q ณ lag 18 = 41.465, p-value < 0.0001	2.9841	1.5849
บราวน์	Ljung-Box Q ณ lag 18 = 47.587, p-value < 0.0001	3.5602	1.8039
แคม	Ljung-Box Q ณ lag 18 = 42.477, p-value < 0.0001	2.9319	1.5813
ฤดูกาลอย่างง่าย	Ljung-Box Q ณ lag 18 = 30.882, p-value = 0.014	2.6609	1.3932
วินเทอร์แบบบวก	Ljung-Box Q ณ lag 18 = 31.456, p-value = 0.008	2.6565	1.3852
วินเทอร์แบบคูณ	Ljung-Box Q ณ lag 18 = 38.462, p-value = 0.001	2.8236	1.4887

จากรูปที่ (3) ผู้วิจัยยังได้ทดลองสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้นอีกตัวแบบหนึ่ง คือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(1, 0, 1)<sub>12</sub> พบว่า ตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 คือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(1, 0, 1)<sub>12</sub> ไม่มีพจน์ค่าคงตัว ซึ่งตัวแบบนี้มีค่าสถิติ Ljung-Box Q มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 32.168, p-value = 0.004) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(1, 0, 1)<sub>12</sub> ไม่มีพจน์ค่าคงตัว จึงไม่มีความเหมาะสม

### สรุปผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อ โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนกรกฎาคม 2561 จำนวน 163 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 156 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนกรกฎาคม 2561 จำนวน 7 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ร้อยละค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด ซึ่งสามารถเขียนเป็นสมการพยากรณ์ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 10.255376\hat{Y}_{t-1} - 9.256663\hat{Y}_{2t}$$

เมื่อ  $\hat{Y}_{1t}$  และ  $\hat{Y}_{2t}$  แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ 2 ตัวแบบ ดังนี้

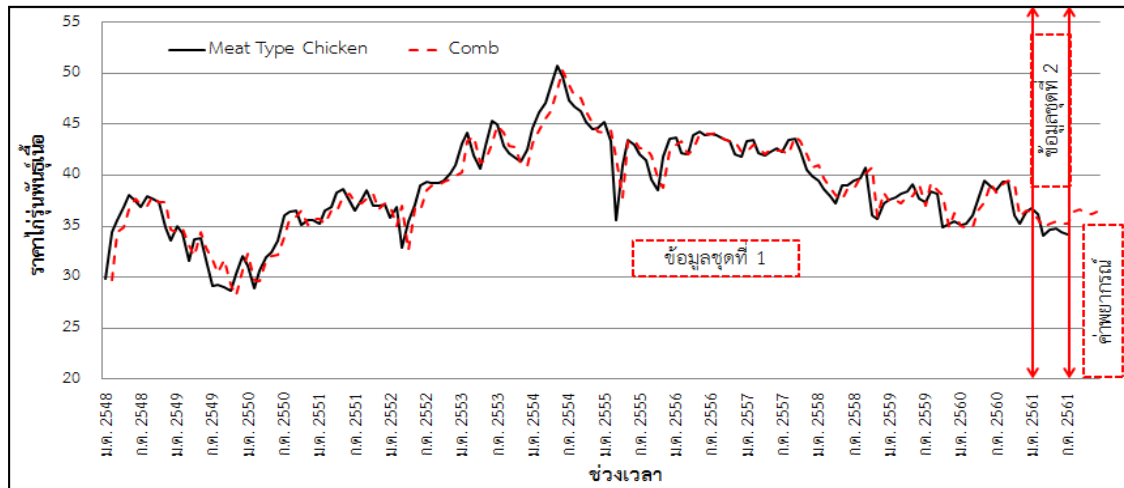
$$\hat{Y}_{1t} = Y_{t-1} - 0.238527(Y_{t-2} - Y_{t-3}) - 0.221405e_{t-10}$$

$$\hat{Y}_{2t} = \text{Exp} \{ Z_{t-1} - 0.228350(Z_{t-2} - Z_{t-3}) - 0.216429e_{t-10} \}$$

เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์นี้ในการพยากรณ์ราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อ ตั้งแต่เดือนสิงหาคมถึงเดือนธันวาคม 2561 พบว่า ราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อแนวโน้มเพิ่มขึ้นจากอดีตเล็กน้อย ดังตารางที่ 4 และรูปที่ 10 อย่างไรก็ตาม ราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ อาจเพราะสถานการณ์การผลิต สถานการณ์ตลาด ปริมาณความต้องการบริโภคภายในและต่างประเทศ สภาวะเศรษฐกิจ นโยบายการค้า-การส่งออกระหว่างประเทศ หรือปัจจัยอื่นๆ ที่เกี่ยวข้อง ดังนั้นจึงควรพิจารณาตัวแปรเหล่านี้เพื่อใช้ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ให้มีความถูกต้องเหมาะสมมากยิ่งขึ้น โดยการสร้างเป็นแบบถดถอย (Regression Model) ซึ่งผู้อ่านสามารถศึกษาวิธีการสร้างตัวแบบลักษณะนี้ได้จาก Montgomery et al. (2006) อีกทั้งเมื่อมีราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบ เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

**ตารางที่ 4** ค่าพยากรณ์ของราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อ (บาท/กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนสิงหาคมถึงเดือนธันวาคม 2561

ช่วงเวลา	ส.ค. 2561	ก.ย. 2561	ต.ค. 2561	พ.ย. 2561	ธ.ค. 2561
ค่าพยากรณ์	36.43	36.64	36.35	36.20	36.37



รูปที่ 10 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อกับค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์รวม

### เอกสารอ้างอิง

- คนุสรณ์ ณะपालะ ธันวา เจริญศิริ และชนาธิป โสภณพิมล. (2559). การพยากรณ์ราคาสับประรดที่ส่งเข้าโรงงานด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์. วารสารวิทยาศาสตร์บูรพา 21(1): 110-118.
- ประภากร ธาธาฉาย. (2560). การเลี้ยงไก่กระทง, แหล่งข้อมูล: [http://www.as.mju.ac.th/E-Book/t\\_prapakorn/สศ241/บทที่%20การเลี้ยงไก่กระทง%20ปรับปรุง%202560.pdf](http://www.as.mju.ac.th/E-Book/t_prapakorn/สศ241/บทที่%20การเลี้ยงไก่กระทง%20ปรับปรุง%202560.pdf)
- มุกดา แม้นมินทร์. (2549). อนุกรมเวลาและการพยากรณ์. กรุงเทพฯ: โพรพรินดีง.
- วรางคณา กิรติวิบูลย์. (2557). การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์. วารสารวิทยาศาสตร์ มศว. 30(2): 41-56.
- วรางคณา เรียนสุทธิ์ และเกศรินทร์ ทองฤทธิ์. (2560). การพยากรณ์ราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทย. วารสารวิชาการและวิจัย มทร.พระนคร 11(1): 1-14.
- วรางคณา เรียนสุทธิ์ และน้ำอ้อย นิสัน. (2560). การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป. วารสารมหาวิทยาลัยนครสวรรค์: วิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี 25(2): 140-152.
- วิระชัย ชันทองคำ ธันวา เจริญศิริ และชนาธิป โสภณพิมล. (2559). การพยากรณ์ราคาไก่พันธุ์เนื้อ. วารสารวิทยาศาสตร์บูรพา 21(1): 100-109.
- สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. (2548). เทคนิคการพยากรณ์. (พิมพ์ครั้งที่ 2). สงขลา: มหาวิทยาลัยทักษิณ.
- สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. (2561). ราคาไก่รุ่นพันธุ์เนื้อที่เกษตรกรขายได้ ณ ไรนา, แหล่งข้อมูล: <http://www.oae.go.th/view/1/ดัชนีราคาและผลผลิต/TH-TH>
- สุพรรณษา ฟาร์ม. (2559). ไก่เนื้อ, แหล่งข้อมูล: <http://saikaew26713.wixsite.com/farm/single-post/2013/12/01/Make-This-Fresh-Flower-Sign>
- Bowerman, B.L. and O'Connell, R.T. (1993). Forecasting and Time Series: An Applied Approach. (3<sup>rd</sup> ed.). California: Duxbury Press.
- Box, G.E.P., Jenkins, G.M. and Reinsel, G.C. (1994). Time Series Analysis: Forecasting and Control. (3<sup>rd</sup> ed.). New Jersey: Prentice Hall.
- Montgomery, D.C., Peck, E.A. and Vining, G.G. (2006). Introduction to Linear Regression Analysis. (4<sup>th</sup> ed.). New York: Wiley.

