



การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์
และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์
สำหรับการพยากรณ์ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก
A Comparison of Forecasting Methods between
Box-Jenkins and Holt's Exponential Smoothing Methods
for Predicting the Retail Prices of Hip Meat

วารางคณา กิรติวิบูลย์¹

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการวิจัยครั้งนี้ คือ การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 2 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ สำหรับการพยากรณ์ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก โดยใช้อนุกรมเวลารายเดือนจากเว็บไซต์ของกรมการค้าภายใน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2556 จำนวน 114 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2555 จำนวน 102 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2555 ถึงเดือนมิถุนายน 2556 จำนวน 12 ค่า สำหรับการคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และเกณฑ์ความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างจากข้อมูลทั้งหมด 114 ตัว ดังนี้ $\hat{y}_{t+m} = 132.49997 + 0.39578(m)$ เมื่อ m แทนจำนวนเดือนที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า โดยมีค่าพยากรณ์เริ่มต้น คือ เดือนกรกฎาคม 2556 ($m = 1$)

¹สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ จ.พัทลุง 93110

E-mail: warang27@gmail.com

ABSTRACT

The purpose of this research is to compare two forecasting methods which are Box-Jenkins method and Holt's exponential smoothing method for predicting the retail prices of hip meat. Time series that used is the monthly data from the website of Department of Internal Trade of Thailand during January 2004 to June 2013 (114 values). The data are split into two sets, the first 102 values from January 2004 until June 2012 for the modeling and the last 12 values from July 2012 until June 2013 for finding the most suitable forecasting method by the criteria of the lowest mean absolute percentage error and mean squared error. The results show that Holt's exponential smoothing method is suitable for this time series than Box-Jenkins method. The forecasting model that constructed from the total time series data 114 values is $\hat{Y}_{t+m} = 132.49997 + 0.39578(m)$ where m represents the number of months to forecast ahead with the predictive value start at July 2013 ($m = 1$).

คำสำคัญ: สุกرخ้าแหละ เนื้อแดง สะโพก บอกร์-เจนกินส์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลด์ เพอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย ความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย

Keywords: Hip Meat, Box-Jenkins, Holt's exponential smoothing, Mean absolute percentage error, Mean squared error

บทนำ

เนื้อสัตว์ (meat) ที่มนุษย์นำมาบริโภค สามารถแบ่งตามลักษณะและแหล่งที่มาได้ 4 ประเภท คือ เนื้อแดง (red meat) เนื้อสัตว์ปีก (poultry meat) เนื้อสัตว์ป่า (game meat) และเนื้อสัตว์น้ำ (aquatic meat) โดยเนื้อแดงจะได้รับความนิยมจากผู้บริโภคคนไทยมากที่สุด ซึ่งแต่ละท้องถื่นอาจมีความนิยมบริโภคเนื้อสัตว์แตกต่างกัน ขึ้นกับความเชื่อ ความเคยชิน ศาสนา และวัฒนธรรม ดังนั้นเนื้อของสัตว์ชนิดอื่น ๆ เช่น ม้า ลา อูฐ และกระต่าย จึงอาจรวมอยู่ในประเภทของเนื้อแดงด้วย หากคนในท้องถื่นนั้นเลี้ยงสัตว์เหล่านั้นไว้เพื่อบริโภค การเลี้ยงสัตว์สำหรับการบริโภคในปัจจุบันมักใช้เทคโนโลยีที่ทันสมัยเพื่อปรับปรุงกระบวนการผลิตให้ได้เนื้อสัตว์ที่มีคุณภาพดี และมีผลผลิตสูงขึ้น รวมทั้งมีการปรับปรุงการจัดการหลังการฆ่าให้มีมาตรฐานเดียวกัน ทำให้การจำหน่ายเนื้อสัตว์มีมาตรฐาน ผู้บริโภคได้รับความยุติธรรม และได้เนื้อสัตว์ที่มีความสะอาดปลอดภัยมากยิ่งขึ้น ส่งผลให้ราคาขายปรับตัวสูงขึ้นกว่าในอดีต โดยเฉพาะเนื้อสุกรซึ่งเป็นสัตว์เศรษฐกิจที่สำคัญของประเทศไทย มีปริมาณการบริโภคสูงกว่าเนื้อโคและเนื้อกระบือ เนื่องจากสุกรให้ผลผลิตในระยะเวลาสั้นกว่าโคและกระบือ สามารถนำมาประกอบอาหารและแปรรูปเป็นผลิตภัณฑ์ได้หลายชนิด การเลี้ยงสุกรส่วนใหญ่ใช้เพื่อการบริโภคภายในประเทศ เนื่องจากคนไทยนิยมบริโภคเนื้อสุกรในชีวิตประจำวัน ทั้งนี้การเลี้ยงสุกรมีตั้งแต่การเลี้ยงไว้บริโภคเองในครัวเรือน ไปจนถึงการเลี้ยงในระดับอุตสาหกรรมรายย่อย และอุตสาหกรรมขนาดใหญ่ การเลี้ยงสุกรจึงนับเป็นแหล่งรายได้ที่สำคัญแก่เกษตรกร อย่างไรก็ตามการทำฟาร์มสุกรยังคงประสบปัญหาทั้งภาวะความผันผวนของราคาและต้นทุนที่สูงขึ้น ทำ

ให้เกษตรกรผู้เลี้ยงสุกรประสบกับภาวะขาดทุน และบางรายต้องเลิกเลี้ยงสุกรไป (เกษมสุข, 2553; ณัฏฐิภา, 2555) จากข้อมูลของกรมการค้าภายในที่มีการระบุว่าในช่วงเทศกาลตรุษจีนของทุกปี ราคาสุกรมักผันผวนปรับตัวเพิ่มขึ้น เนื่องจากมีความต้องการสูง ซึ่งราคาจะปรับตัวสูงขึ้นทั้งในส่วนของผู้ค้าส่ง ค้าปลีก และผู้เลี้ยง โดยหลังเทศกาลตรุษจีนราคามักมีแนวโน้มลดลง (independent news network, 2556) ด้วยเหตุผลของความแปรปรวนในราคาสุกรจากช่วงเดือนต่าง ๆ ของแต่ละปี ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะพยากรณ์ราคาสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก เนื่องจากส่วนสะโพกเป็นส่วนเนื้อแดงที่มีราคาสูง เป็นที่นิยมในการซื้อเพื่อนำมาบริโภค โดยหลักการของการพยากรณ์ที่นำมาใช้ คือ การใช้อนุกรมเวลาจากอดีตมาวิเคราะห์หารูปแบบการเปลี่ยนแปลง เพื่อกำหนดแบบจำลองสำหรับการพยากรณ์ค่าอนาคต ดังนั้นวัตถุประสงค์ของการวิจัยครั้งนี้ คือ การพยากรณ์ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก โดยการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 2 วิธี ที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่กำลังศึกษามากที่สุด คือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ผลการศึกษานี้จะทำให้ทราบถึงแนวโน้มของราคาสุกรในตลาด ช่วยในการประเมินการคาดการณ์ราคาในอนาคต อีกทั้งยังเป็นประโยชน์ต่อรัฐบาลในการวางนโยบายเชิงกลยุทธ์ทางการค้าในอนาคตต่อไป

วิธีการดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก โดยใช้โปรแกรม SPSS (statistical package for social sciences) รุ่น 17 ซึ่งข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาได้มาจากเว็บไซต์ของกรมการค้าภายใน (กรมการค้าภายใน, 2556) เป็นอนุกรมเวลาราคาขายปลีกเฉลี่ยรายเดือนของสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก (บาท/กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2556 จำนวน 114 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2555 จำนวน 102 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 2 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2555 ถึงเดือนมิถุนายน 2556 จำนวน 12 ค่า สำหรับการคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (mean absolute percentage error: MAPE) และเกณฑ์ความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (mean squared error: MSE) ที่ต่ำที่สุด

1. การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีความถูกต้องสูง เนื่องจากได้กำหนดตัวแบบโดยการตรวจสอบคุณสมบัติของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (autocorrelation function: ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (partial autocorrelation function: PACF) ซึ่งพิจารณาภายใต้อนุกรมเวลาที่คงที่ (stationary) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ (ทรงศิริ, 2549) ตัวแบบทั่วไปของวิธีบ็อกซ์-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 แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\delta = \mu \phi_p(B) \Phi_p(B^s)$ แทนค่าคงที่ โดยที่ μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ p (non-seasonal autoregressive operator of order p : AR(p))

$\Phi_p(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps}$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบมีฤดูกาลอันดับที่ P (seasonal autoregressive operator of order P : SAR(P))

$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ q (non-seasonal moving average operator of order q : MA(q))

$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_Q B^{Qs}$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาลอันดับที่ Q (seasonal moving average operator of order Q : SMA(Q))

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนฤดูกาล

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

B แทนตัวดำเนินการถอยหลัง (backward operator) โดยที่ $B^s Y_t = Y_{t-s}$

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ แสดงรายละเอียดดังนี้

1. พิจารณาอนุกรมเวลาว่าคงที่หรือไม่ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา (Y_t, t) กราฟ ACF และ 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 นั่นคือกำหนดค่า p, q, P และ Q พร้อมทั้งประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ

3. ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจากตัวแบบพยากรณ์ครั้งละ 1 ตัว จากนั้นจึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์และประมาณค่าพารามิเตอร์ใหม่จนกว่าจะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญทั้งหมด

4. คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian Information Criterion: BIC) ที่ต่ำที่สุด และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ

5. พยากรณ์อนุกรมเวลา โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากขั้นตอนที่ 4

2. การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ (Holt's exponential smoothing method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรง และไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล มีค่าคงที่การปรับเรียบ 2 ตัว คือ ค่าคงที่การปรับเรียบของค่าระดับ (Level: α) และค่าคงที่การปรับเรียบของค่าความชัน (trend: γ) ตัวแบบเขียนได้ดังสมการที่ (2) และตัวแบบพยากรณ์เขียนได้ดังสมการที่ (3) (มุกดา, 2549; IBM Corporation, 2013)

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

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

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

β_0 และ β_1 แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน และความชันของแนวโน้ม ตามลำดับ

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

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

a_t และ b_t แทนค่าประมาณ ณ เวลา t ของพารามิเตอร์ β_0 และ β_1 ตามลำดับ โดยที่

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

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

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

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

3. การคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม

การวิจัยครั้งนี้ได้เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 2 วิธี คือ วิธีบอซ-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ โดยทำการพยากรณ์ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพกของข้อมูลชุดที่ 2 คือ อนุกรมเวลาตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2555 ถึงเดือนมิถุนายน 2556 จำนวน 12 ค่า ได้ค่าความแตกต่างระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์ (error: e_t) เพื่อคำนวณค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) ซึ่งมีสูตรแสดงดังสมการที่ (4) (สมเกียรติ, 2548) โดยวิธีการพยากรณ์ใดมีค่า MAPE และ MSE ต่ำที่สุด คือ วิธีที่มีความเหมาะสมในการพยากรณ์มากที่สุด

$$MAPE = \frac{100}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \quad \text{และ} \quad MSE = \frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} e_t^2 \quad (4)$$

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

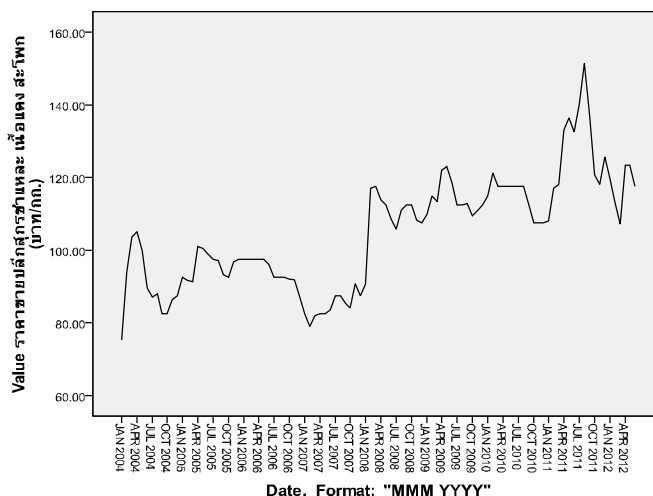
4. การพยากรณ์ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก

จากการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 2 วิธี เมื่อทราบ่วาวิธีการพยากรณ์ใดมีค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) ต่ำที่สุด จะใช้วิธีการพยากรณ์นั้นในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ โดยใช้ข้อมูลทั้ง 2 ชุด คือ ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก ตั้งแต่เดือนมกราคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2556 จำนวน 114 ค่า สำหรับการพยากรณ์ราคาในเดือนกรกฎาคม 2556 ถึงเดือนธันวาคม 2556 ต่อไป โดยการใช้ข้อมูลทั้งหมด 144 ค่า ที่เป็นปัจจุบัน ซึ่งจะทำให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความแม่นยำมากยิ่งขึ้น

ผลการวิจัย

1. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 คือ ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก ตั้งแต่เดือนมกราคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2555 จำนวน 102 ค่า ดังรูปที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลานี้ยังไม่คงที่ เนื่องจากมีส่วนประกอบของแนวโน้ม



รูปที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก ตั้งแต่เดือนมกราคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2555

จากกราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 2 พบว่า กราฟ ACF ในภาพซ้ายมีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบลดลงอย่างรวดเร็วในช่วงแรก และลดลงอย่างช้า ๆ ในช่วงต่อมา ดังนั้น ณ ที่นี้จึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) เนื่องจากอนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้ม ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังรูปที่ 3 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ ดังแสดงในตารางที่ 1 โดยมีตัวแบบเริ่มต้น คือ AR(2) I(1) MA(2) ซึ่งพบว่าพารามิเตอร์ ϕ_2 ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 จึงสามารถตัดออกจากตัวแบบได้ เมื่อสร้างตัวแบบใหม่อีกครั้ง พบว่า ค่าคงที่ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 จึงสามารถตัดออกจากตัวแบบได้เช่นกัน ดังนั้นตัวแบบใหม่จึงควรเป็น AR(2) I(1) ไม่มีพจน์

ของค่าคงที่ ซึ่งเป็นตัวแบบที่มีความเหมาะสมมากที่สุด เนื่องจากประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 มีค่า BIC ต่ำที่สุด และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 เมื่อพิจารณากราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ในรูปที่ 4 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ดังนั้นตัวแบบ AR(2) I(1) ไม่มีพจน์ของค่าคงที่ มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) เขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$(1-B)Y_t = (1-\theta_1 B)\varepsilon_t$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

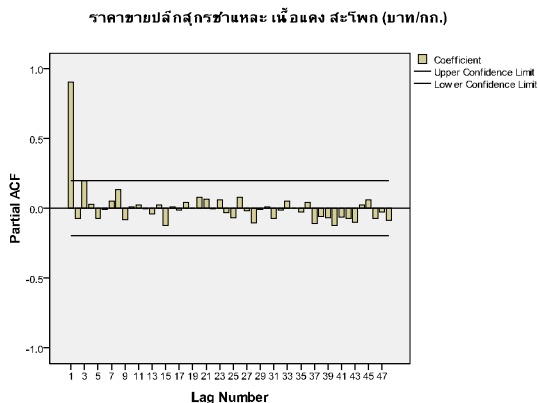
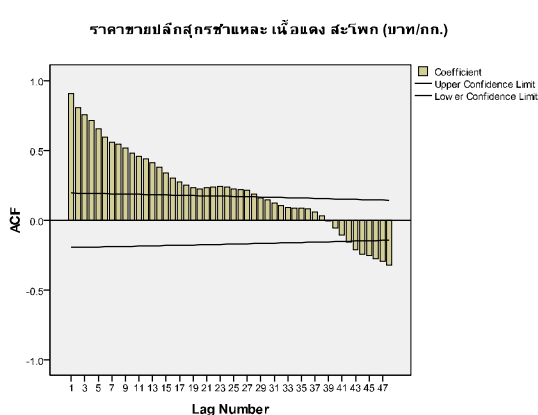
เมื่อแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ในตารางที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็น

$$\hat{Y}_t = Y_{t-1} + 0.335299e_{t-1} \quad (5)$$

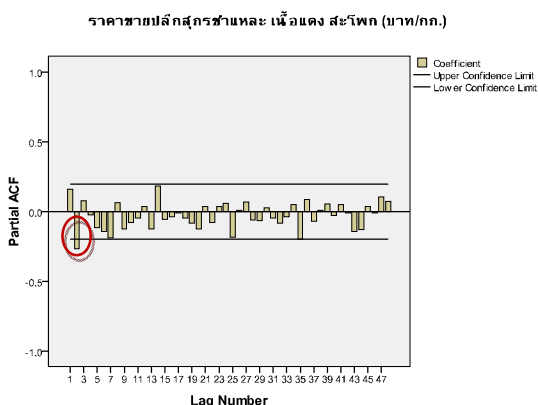
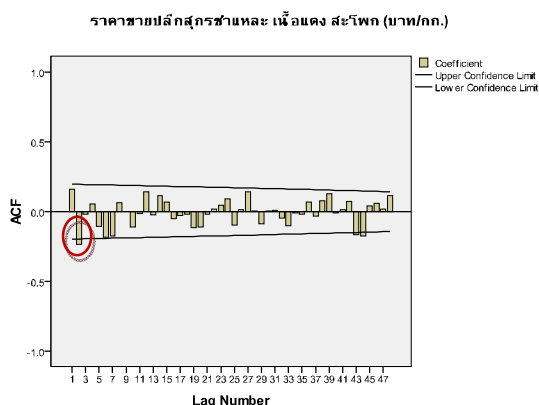
เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

Y_{t-1} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t - 1

e_{t-1} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t - 1



รูปที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาขายปลีกสุรक्षाและ เนื้อแดง สะโพก



รูปที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาขายปลีกสุรक्षाและ เนื้อแดง สะโพก เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1

2. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 3.642 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 23.872, p-value = 0.092) เมื่อพิจารณากราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ในรูปที่ 5 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

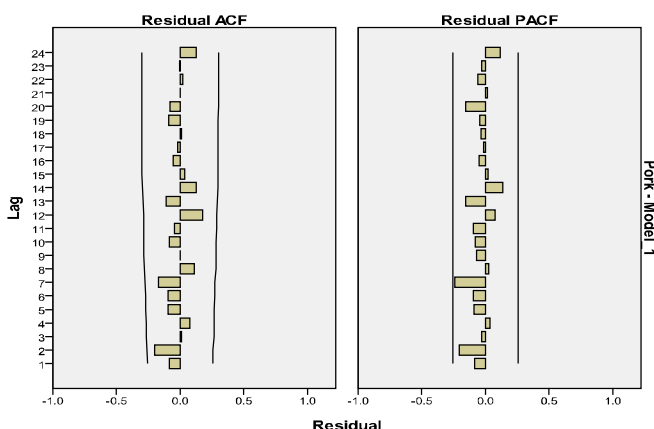
$$\hat{Y}_{t+m} = 117.50024 + 0.40607(m) \quad (6)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t+m$ โดยที่ $m = 1$ ถึง 12 (เดือนกรกฎาคม 2555 ถึงเดือนมิถุนายน 2556 จำนวน 12 ค่า)

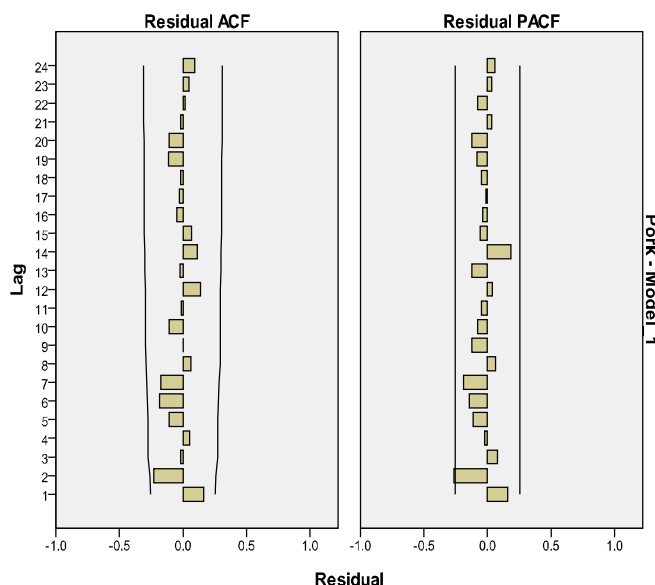
α และ γ มีค่าเท่ากับ 0.99996 และ 0.00045 ตามลำดับ

ตารางที่ 1 ค่าประมาณพารามิเตอร์ ค่า BIC และค่าสถิติ Ljung-Box Q ของตัวแบบ ARIMA(p, d, q)

ค่าประมาณพารามิเตอร์		ARIMA(p, d, q)		
		AR(2) I(1) MA(2)	AR(2) I(1)	AR(2) I(1) ไม่มีพจน์ของค่าคงที่
ค่าคงที่	ค่าประมาณ	0.374708	0.374521	-
	p-value	0.414	0.413	-
AR(2):	ค่าประมาณ	-0.257243	-0.261088	-0.257961
	p-value	0.514	0.009	0.009
MA(2):	ค่าประมาณ	0.003763	-	-
	p-value	0.993	-	-
BIC		3.653	3.597	3.548
Ljung-Box Q (ณ lag 18)		26.341	26.357	26.194
p-value		0.049	0.068	0.071



รูปที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ AR(2) I(1) ไม่มีพจน์ของค่าคงที่



รูปที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

3. ผลการคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอซ-เจนกินส์ ในสมการที่ (5) และโดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ในสมการที่ (6) สำหรับการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 คือ ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2555 ถึงเดือนมิถุนายน 2556 จำนวน 12 ค่า ได้ค่าพยากรณ์ ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) แสดงดังตารางที่ 2 โดยพบว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีบอซ-เจนกินส์ เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือมีค่า MAPE และ MSE ต่ำที่สุด อีกทั้งวิธีบอซ-เจนกินส์ยังให้ค่าพยากรณ์ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2555 ถึงเดือนมิถุนายน 2556 ที่มีค่าเท่ากันหมด เพราะตัวแบบพยากรณ์ที่ได้ขึ้นอยู่กับค่าของอนุกรมเวลาราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก และความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ในอดีต 1 ช่วงเวลา (Y_{t-1} และ e_{t-1} ตามลำดับ) เมื่อพยากรณ์ค่าในอนาคต 1 ช่วงเวลา หรือเดือนกรกฎาคม 2555 นั่นคือ $\hat{Y}_{103}$ โปรแกรม SPSS จะใช้ข้อมูลของเดือนมิถุนายน 2555 โดยมีค่า Y_{102} และ e_{102} เท่ากับ 117.50 และ -3.98 ตามลำดับ ได้ค่าพยากรณ์ของเดือนกรกฎาคม 2555 เป็น 116.17 บาท/กิโลกรัม แต่เมื่อพยากรณ์ค่าในอนาคต 2 ช่วงเวลา หรือเดือนสิงหาคม 2555 นั่นคือ $\hat{Y}_{104}$ โปรแกรมจะใช้ค่าพยากรณ์ของเดือนกรกฎาคม 2555 หรือ $\hat{Y}_{103}$ ซึ่งมีค่าเท่ากับ 116.17 และเนื่องจากไม่ทราบค่าที่แท้จริงของ e_{103} โปรแกรมจึงกำหนดให้ e_{103} มีค่าเท่ากับ 0 ส่งผลให้ค่าพยากรณ์ของเดือนสิงหาคมมีค่าเท่ากับของเดือนกรกฎาคม 2555 คือ 116.17 บาท/กิโลกรัม จากนั้นค่าพยากรณ์ของเดือนกันยายน 2555 ถึงเดือนมิถุนายน 2556 สามารถทำได้ในลักษณะเดียวกัน จึงมีค่าพยากรณ์เท่ากัน คือ 116.17 บาท/กิโลกรัม

ตารางที่ 2 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ราคาขายปลีกเฉลี่ยรายเดือนของสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก (บาท/กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2555 ถึงเดือนมิถุนายน 2556 ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE)

ช่วงเวลา	ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก	ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก จากการพยากรณ์โดยวิธี	
		บอช-เจนกินส์	โสลต์
ก.ค. 55	117.50	117.48	117.91
ส.ค. 55	117.50	119.02	118.31
ก.ย. 55	112.50	119.02	118.72
ต.ค. 55	106.14	118.63	119.12
พ.ย. 55	117.05	118.62	119.53
ธ.ค. 55	113.89	118.73	119.94
ม.ค. 56	129.09	118.73	120.34
ก.พ. 56	134.87	118.70	120.75
มี.ค. 56	123.93	118.70	121.15
เม.ย. 56	131.67	118.71	121.56
พ.ค. 56	130.50	118.71	121.97
มิ.ย. 56	132.50	118.71	122.37
MAPE		6.50	5.63
MSE		93.33	67.67

4. ผลการพยากรณ์ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก

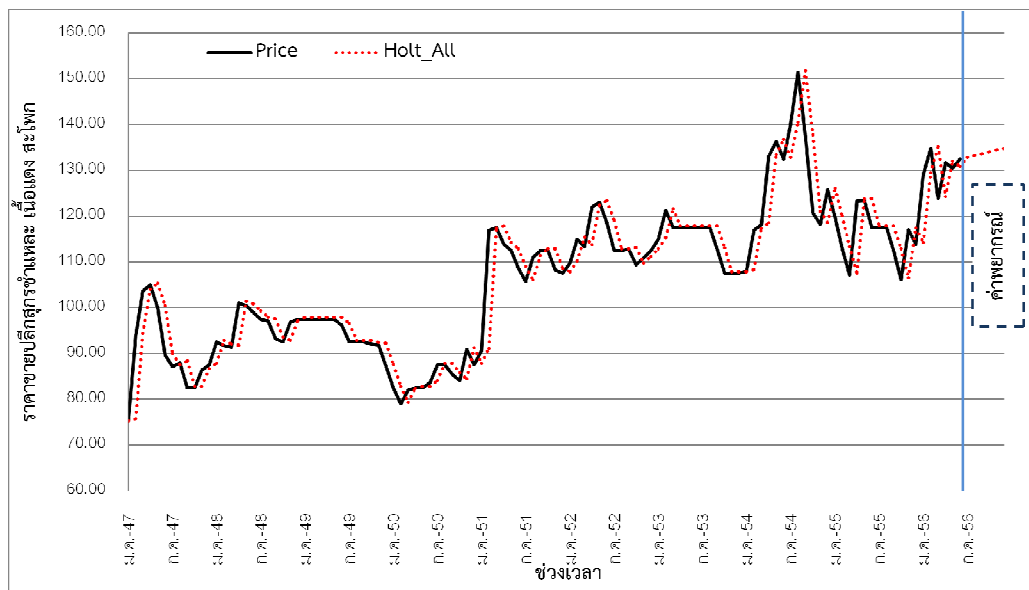
จากการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 2 วิธี พบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโสลต์มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด และมีตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างจากข้อมูลทั้งหมด คือ ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก ตั้งแต่เดือนมกราคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2556 จำนวน 114 ค่า ดังสมการที่ (7) รายละเอียดการพยากรณ์ตั้งแต่เดือนกรกฎาคมถึงเดือนธันวาคม 2556 แสดงดังตารางที่ 3 และรูปที่ 6

$$\hat{Y}_{t+m} = 132.49997 + 0.39578(m) \quad (7)$$

เมื่อ m แทนจำนวนเดือนที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า โดยมีค่าพยากรณ์เริ่มต้น คือ เดือนกรกฎาคม 2556 ($m = 1$)

ตารางที่ 3 ค่าพยากรณ์ราคาขายปลีกสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก (บาท/ก.ก.) ตั้งแต่เดือนกรกฎาคมถึงเดือนธันวาคม 2556

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
ก.ค. 2556	132.90	ต.ค. 2556	134.08
ส.ค. 2556	133.29	พ.ย. 2556	134.48
ก.ย. 2556	133.69	ธ.ค. 2556	134.87



รูปที่ 6 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาราคาขายปลีกสุรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก และค่าพยากรณ์

สรุปผลการวิจัยและวิจารณ์ผล

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาขายปลีกสุรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก โดยใช้ข้อมูลรายเดือนจากเว็บไซต์ของกรมการค้าภายใน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2556 จำนวน 114 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2547 ถึงเดือนมิถุนายน 2555 จำนวน 102 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 2 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2555 ถึงเดือนมิถุนายน 2556 จำนวน 12 ค่า สำหรับการคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์ความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) ที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ เนื่องจากมีค่า MAPE และ MSE ต่ำกว่า ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างจากข้อมูลทั้งหมด 114 ตัว ของวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = 132.49997 + 0.39578(m)$$

เมื่อ m แทนจำนวนเดือนที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า โดยมีค่าพยากรณ์เริ่มต้น คือ เดือนกรกฎาคม 2556 ($m = 1$)

จากค่าพยากรณ์ราคาขายปลีกเฉลี่ยรายเดือนของสุรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก ที่ได้นำเสนอไว้ในงานวิจัยครั้งนี้ พบว่า ราคาขายปลีกสุรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก เป็นไปในทิศทางเพิ่มขึ้น หมายความว่า ในอนาคต ราคาขายปลีกสุรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก ยังอาจปรับตัวสูงขึ้นมากกว่าที่เป็นอยู่ในปัจจุบัน แต่เป็นการปรับตัวขึ้นเพียงเล็กน้อย อย่างไรก็ตามราคาขายปลีกสุรอาจไม่ได้ขึ้นอยู่กับปัจจัยเวลาเพียงปัจจัยเดียว ดังนั้นการศึกษา

ครั้งต่อไป ผู้วิจัยควรพิจารณาปัจจัยอื่น ๆ ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วย เช่น ปริมาณการผลิตสุกรในประเทศไทย หรือราคาขายส่งสุกรมีชีวิต เป็นต้น (เศรษฐพร, 2536)

เอกสารอ้างอิง

- กรมการค้าภายใน. (2556). ราคาขายปลีกเฉลี่ยรายเดือนของสุกรชำแหละ เนื้อแดง สะโพก ในพื้นที่กรุงเทพมหานคร, แหล่งข้อมูล: <http://www.dit.go.th/pricestat/report2.asp?mode=A&product=941>. ค้นเมื่อวันที่ 27 กันยายน 2556.
- เกษมสุข เชิงเจริญ. (2553). การศึกษาโอกาสของธุรกิจฟาร์มสุกรพันธุ์ในจังหวัดฉะเชิงเทรา. วิทยานิพนธ์บริหารธุรกิจมหาบัณฑิต, วิทยาลัยพาณิชยศาสตร์ มหาวิทยาลัยบูรพา. ชลบุรี: 81 หน้า.
- ณัฏฐิภา คฤหเดชรัตน์. (2555). เอกสารประกอบการเรียนการสอน วิชา ผลิตภัณฑ์สัตว์. ชลบุรี: วิทยาลัยเกษตรและเทคโนโลยีชลบุรี สำนักงานคณะกรรมการการอาชีวศึกษา, แหล่งข้อมูล: <http://kasetchon.ac.th/image/vichakarn/O.nutnipa/Nutnipa.pdf>. ค้นเมื่อวันที่ 28 กันยายน 2556.
- ทรงศิริ แต่สมบัติ. (2549). การพยากรณ์เชิงปริมาณ. กรุงเทพฯ: มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- มุกดา แม่นมิตร. (2549). อนุกรมเวลาและการพยากรณ์. กรุงเทพฯ: โพรพรินดิง.
- เศรษฐพร ศรีดีพันธ์ (2536). การศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อราคาสุกรมีชีวิตในประเทศไทย พ.ศ. 2520-2534. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตร์มหาบัณฑิต, มหาวิทยาลัยธุรกิจบัณฑิต. กรุงเทพฯ: 104 หน้า.
- สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. (2548). เทคนิคการพยากรณ์. (พิมพ์ครั้งที่ 2). สงขลา: มหาวิทยาลัยทักษิณ.
- Bowerman, B.L. and O'Connell, R.T. (1993). Forecasting and Time Series: An Applied Approach. (3rd ed.). California: Duxbury Press.
- Box, G.E.P., Jenkins, G.M. and Reinsel, G.C. (1994). Time Series Analysis: Forecasting and Control. (3rd ed.). New Jersey: Prentice Hall.
- IBM Corporation. (2013). IBM SPSS Statistics Information Center, Available from: <http://publib.boulder.ibm.com/infocenter/spsstat/v20r0m0/index.jsp?>. Retrieved 27 September 2013.
- Independent News Network. (2556). กรมการค้าภายในชี้ราคาหมูตรูจีนผันผวน, แหล่งข้อมูล: <http://www.innnews.co.th/shownews/show?newscode=431021>. ค้นเมื่อวันที่ 29 กันยายน 2556.

