

การเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์ราคาลำไย A Comparison of Forecasting Models of Longan Price

วารางคณา เรียนสุทธิ์

Warangkhan Riansut

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ สงขลา 90000

Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University, Songkhla, Thailand 90000

Corresponding author: warang27@gmail.com

Abstract

The objective of this study was to compare the three forecasting models of longan price; namely Box-Jenkins method, Winters' additive exponential smoothing method, and combined forecasting method. The longan average price per month was obtained from the website of Office of Agricultural Economics during January, 2005 to November, 2017. There were 155 observations and divide into 2 sets. The first set included 149 observations during January, 2005 to May, 2017 use to construct the forecasting models. The second set had 6 observations during June to November, 2017 use to investigate the most suitable forecasting method via the criteria of the lowest mean absolute percentage error and root mean squared error. The findings indicated that the combined forecasting method was the most appropriate and the forecasting model was $\hat{Y}_t = \text{Exp}\{0.52011 + 0.19674\hat{Z}_{1t} + 0.64394\hat{Z}_{2t}\}$

Keywords: longan, Box-Jenkins, combined forecasting, exponential smoothing

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้ คือ การเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์ราคาลำไย 3 วิธี ที่ได้จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม โดยใช้อุปกรณ์เวลาราคาลำไยเฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2560 จำนวน 155 ค่า ข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2560

จำนวน 149 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมิถุนายนถึงเดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2560 จำนวน 6 ค่า สำหรับการคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมโดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยและเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่า วิธีการพยากรณ์รวมมีความเหมาะสมมากที่สุด ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์เป็น $\hat{Y}_t = \text{Exp}\{0.52011 + 0.19674\hat{Z}_{1t} + 0.64394\hat{Z}_{2t}\}$

คำสำคัญ: ลำไย บ็อกซ์-เจนกินส์ การพยากรณ์รวม การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง

คำนำ

ลำไยเป็นผลไม้เศรษฐกิจสำคัญที่สร้างรายได้ให้กับประเทศไทยอย่างมหาศาล มีมูลค่าการส่งออกหลายพันล้านบาท มีพื้นที่เพาะปลูกในประเทศกว่า 1.08 ล้านไร่ แหล่งเพาะปลูกที่สำคัญกว่าร้อยละ 84 อยู่ทางภาคเหนือ ได้แก่ จังหวัดเชียงใหม่ ลำพูน เชียงราย พะเยา ตาก และน่าน ส่วนที่เหลือกระจายอยู่ในภาคกลางและภาคตะวันออกเฉียงเหนือ เช่น จังหวัดจันทบุรีและเลย ผลผลิตลำไยของประเทศไทยในแต่ละปีนอกจากนำไปบริโภคภายในประเทศแล้ว ยังมีการส่งออกในลักษณะต่างๆ เป็นจำนวนมาก ทั้งลำไยสด ลำไยอบแห้ง ลำไยแช่แข็ง และผลิตภัณฑ์ลำไย (แม่ใจโพลล์, 2557; สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, ม.ป.ป.) ในปี พ.ศ. 2560 มีการรายงานว่ามีปริมาณผลผลิตลำไยนั้นสูงกว่าปี พ.ศ. 2559 เนื่องจากมีสภาพภูมิอากาศที่ดีกว่าไม่แห้งแล้งเหมือนปี พ.ศ. 2559 แต่ก็ยังมีปริมาณผลผลิตที่น้อยกว่าในปี พ.ศ. 2557 ที่มีสภาพภูมิอากาศปรกติ (มิติชนออนไลน์, 2560) อย่างไรก็ตามจากสถานการณ์ผลผลิตที่ค่อนข้างดี จึงอาจส่งผลให้เกษตรกรมีความวิตกกังวลได้ว่าผลผลิตของลำไยจะล้นตลาด ดังนั้นการพยากรณ์ทางสถิติ การศึกษาแนวโน้ม รวมถึงการศึกษาความผันแปรตามฤดูกาลของราคาลำไย โดยการวิเคราะห์ความเคลื่อนไหวและการพยากรณ์ค่าในอนาคต จะทำให้ทราบถึงสถานการณ์แนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล จึงนับเป็นอีกหนึ่งมาตรการที่จะช่วยเหลือเกษตรกรในการใช้ผลการพยากรณ์ที่ได้เป็นจุดเริ่มต้นของการวางแผนการปลูก และเป็นแนวทางที่ช่วยคาดการณ์ความผันผวนของราคาได้ ซึ่งส่งผลดีต่อการตัดสินใจ การบริหารจัดการด้านความเสี่ยงต่างๆ ด้วยเหตุผลดังกล่าว ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติที่มีความเหมาะสมมากที่สุดกับอนุกรมเวลาราคาลำไย 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม จากนั้นจึงคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด 1 วิธี โดยใช้

เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error; MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error; RMSE) ที่ต่ำที่สุด เพื่อใช้พยากรณ์ราคาลำไยในอนาคตต่อไป

อุปกรณ์และวิธีการ

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยใช้ออนุกรมเวลาราคาลำไยสดรายเดือนที่เกษตรกรขายได้ทั่วประเทศ ซึ่งได้มาจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2560) เป็นราคาลำไยเฉลี่ยต่อเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2560 จำนวน 155 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 คือราคาลำไยตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2560 จำนวน 149 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม โดยพิจารณาจากค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 แล้วพบว่า วิธีการเหล่านี้เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีการพยากรณ์อื่นๆ ส่วนข้อมูลชุดที่ 2 คือ ราคาลำไยตั้งแต่เดือนมิถุนายนถึงเดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2560 จำนวน 6 ค่า สำหรับการคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด วิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติทั้ง 3 วิธี แสดงรายละเอียด ดังนี้

การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

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

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

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา

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

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

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

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

$\Theta_q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_q B^{qs}$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่ในตัวอันดับที่ Q กรณีมีฤดูกาล (Seasonal Moving Average Operator of Order Q : SMA (Q))

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_1 โดยที่ n_1 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ แสดงรายละเอียดดังนี้

1) พิจารณาอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะคงที่หรือไม่ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา (Y_t, t) กราฟ Autocorrelation Function (ACF) และกราฟ Partial Autocorrelation Function (PACF) หากพบว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่ (Non-stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ก่อนที่จะทำขั้นตอนต่อไป เช่น การแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or Seasonal difference) ลอการิทึมสามัญหรือลอการิทึมธรรมชาติ (Common logarithm or Natural logarithm) (Bowerman and O'Connell, 1993)

2) กำหนดค่าพารามิเตอร์ p, q, P และ Q จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะคงที่ พร้อมทั้งประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ

3) ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจากตัวแบบพยากรณ์ครั้งละ 1 ตัว จากนั้นจึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์และประมาณค่าพารามิเตอร์ใหม่จนกว่าจะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญทั้งหมด

4) คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมจากการพิจารณาที่ค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian Information Criterion; BIC) ที่ต่ำที่สุด มีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ และอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ ซึ่งสามารถตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov's test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบรัน (Runs test) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-test) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีเนียนภายใต้การใช้มัธยฐาน (Levene's test based on median)

5) พยากรณ์อนุกรมเวลา โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากขั้นตอนที่ 4

การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรงและมีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล วิธีการพยากรณ์นี้แบ่งออกได้เป็น 2 กรณี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป สำหรับการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก เนื่องจากความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มของอนุกรมเวลาราคาลำไยมีค่าค่อนข้างคงที่ตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ตัวแบบของวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกแสดงดังสมการที่ (2) (สมเกียรติ, 2548) และหลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนตามขั้นตอนที่ 4 ของการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

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

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

a_t , b_t และ $\hat{S}_t$ แทนค่าประมาณ ณ เวลา t แสดงระยะตัดแกน Y ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล ตามลำดับ

$$\begin{aligned} \text{โดยที่ } a_t &= \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1}) \\ b_t &= \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1} \\ \hat{S}_t &= \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s} \end{aligned}$$

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

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_1 โดยที่ n_1 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม (Combined Forecasting Method)

การพยากรณ์รวมเป็นวิธีการประยุกต์ที่มีการรวมค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไปเพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุดสามารถใช้ได้ดีในกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากกว่า 1 วิธี (มุกดา, 2549) ที่นี้ได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธี คือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ดำเนินการโดยกำหนดให้ค่าพยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกเป็นตัวแปรอิสระตัวที่ 1 และ 2 ตามลำดับ และใช้ข้อมูลราคาลำไยชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนกุมภาพันธ์ พ.ศ. 2548 ถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2560 จำนวน 148 ค่า เป็นตัวแปรตาม (เนื่องจากมีการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ทำให้ไม่มีค่าพยากรณ์ค่าแรก) ตัวแบบของวิธีการพยากรณ์รวมที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้แสดงดังสมการที่ (3) และหลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนตามขั้นตอนที่ 4 ของการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

$$\hat{Y}_t = b_0 + b_1 \hat{Y}_{1t} + b_2 \hat{Y}_{2t} \quad (3)$$

เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t
 $\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t
 จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้ง
 เลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ตามลำดับ

b_0 , b_1 และ b_2 แทนค่าสัมประสิทธิ์การถดถอย
 จากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Squares Method)
 (Montgomery *et al.*, 2006)

การคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์
 ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาลำไย โดยการเปรียบเทียบ
 ราคาลำไยของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมิถุนายนถึงเดือน
 พฤศจิกายน พ.ศ. 2560 กับค่าพยากรณ์จากวิธีการทาง
 สถิติทั้ง 3 วิธี เพื่อคำนวณค่า MAPE และ RMSE โดยตัว
 แบบพยากรณ์ที่ให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด จัดเป็น
 ตัวแบบที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด
 เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริง
 น้อยที่สุด เกณฑ์ MAPE และ RMSE แสดงดังสมการ
 ที่ (4) (สมเกียรติ, 2548) จากนั้นผู้วิจัยจะใช้ตัวแบบ
 พยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์ราคาลำไยใน
 อนาคต ตั้งแต่เดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 ถึงเดือนธันวาคม
 พ.ศ. 2561 ต่อไป

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

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

Y_t และ $\hat{Y}_t$ แทนอนุกรมเวลา และค่าพยากรณ์
 ณ เวลา t ตามลำดับ

T แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2
 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

ผลการวิจัย

ผลการศึกษาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของ
 อนุกรมเวลาชุดที่ 1 คือ ราคาลำไยตั้งแต่เดือนมกราคม
 พ.ศ. 2548 ถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2560 จำนวน 149 ค่า
 ดัง Figure 1 พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นและ
 มีความผันแปรตามฤดูกาล นอกเหนือจากการพิจารณา
 กราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาแล้ว ผู้วิจัยยังได้
 ตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม
 และความผันแปรตามฤดูกาลหรือไม่ ดังนี้

ราคาลำไยในแต่ละปีมีการแจกแจงปกติ แต่มี
 ความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึง
 ตรวจสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละปี โดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์
 (Nonparametric statistics) พบว่าราคาลำไยในแต่ละปี
 มีค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01
 (Kruskal-Wallis: $\chi^2 = 35.366$, $p\text{-value} = 0.0004$)
 หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของ
 แนวโน้มและราคาลำไยในแต่ละเดือน เมื่อปรับแนวโน้ม
 ออกด้วยการลบ (อนุกรมเวลาชุดที่ 1 มีความเหมาะสมกับ
 ตัวแบบบวก จึงปรับแนวโน้มออกด้วยการลบ) มีการแจก
 แจกแจงปกติและความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ
 0.01 จึงตรวจสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละเดือน โดยใช้สถิติอิง
 พารามิเตอร์ (Parametric statistics) พบว่าราคาลำไย
 ในแต่ละเดือน เมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการลบ มีค่าเฉลี่ย
 แตกต่างกัน (ANOVA: $F = 5.174$, $p\text{-value} < 0.0001$)
 หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของ
 ความผันแปรตามฤดูกาล

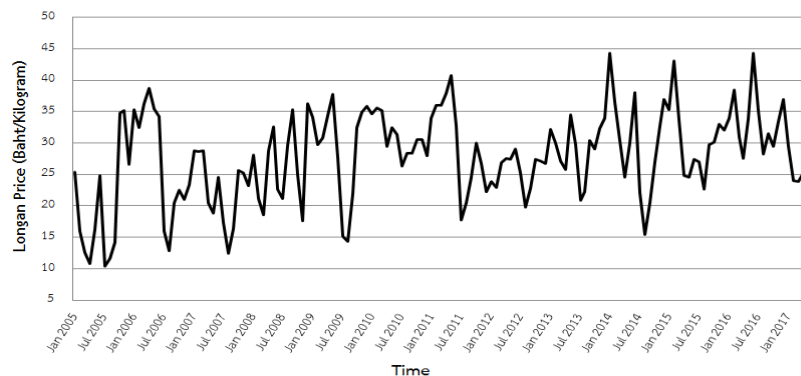


Figure 1 Run plot for the longan price during January, 2005 to May, 2017

ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

เนื่องจากอนุกรมเวลาราคาลำไยมีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (LN) และการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดัง Figure 2 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น คือ ตัวแบบ SARIMA (2, 1, 2) (1, 0, 2)₁₂ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 มีค่า BIC ต่ำที่สุด (BIC = -2.937) และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 20.181, p-value = 0.091) คือ ตัว

แบบ SARIMA (2, 1, 1) (1, 0, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.709$, p-value = 0.697) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs Test: $Z = -0.330$, p-value = 0.741) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -0.586$, p-value = 0.559) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.573, p-value = 0.113) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA (2, 1, 1) (1, 0, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$\begin{aligned}
 (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - \Phi_1 B^{12})(1 - B)Z_t &= (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_1 B^{12})\varepsilon_t \\
 (1 - \Phi_1 B^{12} - \phi_1 B + \phi_1 \Phi_1 B^{13} - \phi_2 B^2 + \phi_2 \Phi_1 B^{14})(1 - B)Z_t &= (1 - \Theta_1 B^{12} - \theta_1 B + \theta_1 \Theta_1 B^{13})\varepsilon_t \\
 (1 - B - \Phi_1 B^{12} + \Phi_1 B^{13} - \phi_1 B + \phi_1 B^2 + \phi_1 \Phi_1 B^{13} - \phi_1 \Phi_1 B^{14} - \phi_2 B^2 + \phi_2 B^3 + \phi_2 \Phi_1 B^{14} - \phi_2 \Phi_1 B^{15})Z_t \\
 &= \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \Theta_1 \varepsilon_{t-12} + \theta_1 \Theta_1 \varepsilon_{t-13} \\
 Z_t &= (1 + \phi_1)Z_{t-1} - (\phi_1 - \phi_2)Z_{t-2} - \phi_2 Z_{t-3} + \Phi_1 Z_{t-12} - (1 + \phi_1)\Phi_1 Z_{t-13} + (\phi_1 - \phi_2)\Phi_1 Z_{t-14} + \phi_2 \Phi_1 Z_{t-15} \\
 &\quad + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \Theta_1 \varepsilon_{t-12} + \theta_1 \Theta_1 \varepsilon_{t-13} \\
 Z_t &= (1 + \phi_1)(Z_{t-1} - \Phi_1 Z_{t-13}) - (\phi_1 - \phi_2)(Z_{t-2} - \Phi_1 Z_{t-14}) - \phi_2 Z_{t-3} + \Phi_1 Z_{t-12} + \phi_2 \Phi_1 Z_{t-15} \\
 &\quad + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \Theta_1 \varepsilon_{t-12} + \theta_1 \Theta_1 \varepsilon_{t-13} ; Z_t = \ln(Y_t)
 \end{aligned}$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Z}_t = 1.42709(Z_{t-1} - 0.97277Z_{t-13}) - 0.80962(Z_{t-2} - 0.97277Z_{t-14}) + 0.38253Z_{t-3} + 0.97277Z_{t-12} - 0.37211Z_{t-15} - 0.57207e_{t-1} - 0.83884e_{t-12} + 0.47988e_{t-13}; Z_t = \ln(Y_t) \quad (5)$$

หรือ

$$\hat{Y}_t = \text{Exp}\{1.42709(Z_{t-1} - 0.97277Z_{t-13}) - 0.80962(Z_{t-2} - 0.97277Z_{t-14}) + 0.38253Z_{t-3} + 0.97277Z_{t-12} - 0.37211Z_{t-15} - 0.57207e_{t-1} - 0.83884e_{t-12} + 0.47988e_{t-13}\}; Z_t = \ln(Y_t) \quad (6)$$

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

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

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

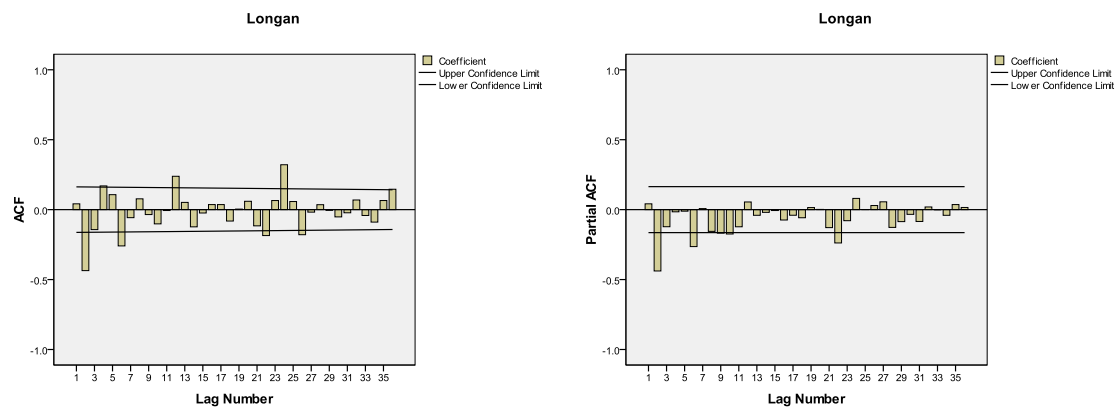


Figure 2 ACF and PACF of the natural logarithm and first difference, $d = 1$, of the longan price

ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก เมื่อแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (LN) เนื่องจากอนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ -3.118 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 21.959, p -value = 0.038) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าความคลาดเคลื่อน

มีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.596$, p -value = 0.870) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs Test: $Z = -0.904$, p -value = 0.366) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -0.084$, p -value = 0.933) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 1.657, p -value = 0.090) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Z}_{t+m} = (3.14358 + 0.00247m) + \hat{S}_t; Z_t = \ln(Y_t) \quad (7)$$

หรือ

$$\hat{Y}_{t+m} = \text{Exp}\{(3.14358 + 0.00247m) + \hat{S}_t\} \quad (8)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t+m$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2560

$\hat{S}_t$ แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดัง Table 1 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ราคาลำไยของทุกปี

ในช่วงเดือนเมษายน และเดือนกรกฎาคมถึงเดือนกันยายนมีค่าต่ำกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลต่ำกว่า 0

Table 1 Seasonal Index

Month	Seasonal Index	Month	Seasonal Index	Month	Seasonal Index
January	0.18339	May	0.07729	September	-0.11180
February	0.09821	June	0.12640	October	0.06322
March	0.03197	July	-0.26984	November	0.06442
April	-0.01706	August	-0.34555	December	0.09934

ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยของวิธีพยากรณ์เดี่ยวทั้ง 2 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดได้ว่า $b_0 = 0.52011$, $b_1 = 0.19674$ และ $b_2 = 0.64394$ และเมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.669$, $p\text{-value} = 0.762$) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs test: $Z = -0.660$, $p\text{-value} = 0.509$) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t \approx 0$, $p\text{-value} \approx 1$) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.392, $p\text{-value} = 0.183$) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมที่ได้มีความเหมาะสมจากสมการที่ (3) สามารถเขียนตัวแบบพยากรณ์ได้ดังนี้

$$\hat{Z}_t = 0.52011 + 0.19674\hat{Z}_{1t} + 0.64394\hat{Z}_{2t} \quad (9)$$

หรือ

$$\hat{Y}_t = \text{Exp}\{0.52011 + 0.19674\hat{Z}_{1t} + 0.64394\hat{Z}_{2t}\} \quad (10)$$

เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t
 $\hat{Z}_{1t}$ และ $\hat{Z}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t
 จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ในสมการที่ (5) และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ในสมการที่ (7) ตามลำดับ

ผลการคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์

จากการเปรียบเทียบค่าจริงของข้อมูลชุดที่ 2 กับค่าพยากรณ์โดยการคำนวณค่า MAPE และ RMSE ในสมการที่ (4) ได้ผลแสดงดัง Table 2 ซึ่งพบว่าวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความเหมาะสมมากที่สุด เนื่องจากให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด หรือให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด โดยวิธีการนี้มีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ราคาลำไยเพียงร้อยละ 8.5707 (MAPE = 8.5707) หรือมีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ 2.7910 บาท/กก. (RMSE = 2.7910)

Table 2 MAPE and RMSE

Forecasting Method	MAPE (Percent)	RMSE (Baht/kilogram)
Box-Jenkins	8.7239	3.0617
Winters' Additive	10.9719	3.0057
Combined	8.5707	2.7910

วิจารณ์และสรุปผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาลำไย โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2560 จำนวน 155 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2560 จำนวน 149 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมิถุนายนถึงเดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2560 จำนวน 6 ค่า สำหรับการคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสม โดยใช้เกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธีที่ได้ศึกษา วิธีที่มีความเหมาะสมมากที่สุด คือ วิธีการพยากรณ์รวม สอดคล้องกับงานวิจัยของวรวงคณา (2556) แต่ก็มีข้อขัดแย้งกับงานวิจัยของวรฤทธิ์ (2549) ที่พบว่า การพยากรณ์รวมไม่ได้เป็นวิธีที่ดีที่สุด เนื่องจากการพยากรณ์รวมให้ค่าพยากรณ์ที่มีความถูกต้อง น่าเชื่อถือ เมื่อมีการกำหนดค่าถ่วงน้ำหนักที่เหมาะสม ซึ่งการกำหนดค่าถ่วงน้ำหนักสามารถทำได้หลายวิธี เช่น วิธีกำลังสองน้อยที่สุดที่ได้ใช้ในการวิจัยครั้งนี้ หรือการถ่วงน้ำหนักด้วยการผกผันของรากที่สองของผลรวมของความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (Inverse of Root Sum Squares Error)

การถ่วงน้ำหนักด้วยการผกผันของผลรวมของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Inverse of Sum Absolute Error) และการถ่วงน้ำหนักด้วยสัดส่วนของค่าจากเวกเตอร์ลักษณะเฉพาะของการวิเคราะห์ตัวประกอบหลัก (Proportion of the Value in the Eigenvector from the Principal Component Analysis) (วรวงคณา และ เจ๊ะอัฐพาน, 2556) เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์รวมในการพยากรณ์ราคาลำไยในอนาคต ตั้งแต่เดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 ได้ผลแสดงดัง Figure 3 ซึ่งพบว่า ราคาลำไยมีแนวโน้มลดลงในช่วงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 ถึงเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2561 หลังจากนั้นจะมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น และเมื่อพิจารณาถึงความผันแปรตามฤดูกาลพบว่า ในแต่ละปีลำไยจะเริ่มมีราคาถูกในเดือนเมษายนแล้วราคาจะสูงขึ้น จากนั้นจะถูกลงอีกครั้งในเดือนกรกฎาคมจนถูกที่สุดที่เดือนสิงหาคม จากนั้นราคาจึงเริ่มปรับตัวขึ้นอีกครั้งหนึ่ง อย่างไรก็ตาม ราคาลำไยมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ อาจเพราะปริมาณผลผลิตที่ปลูกได้ ปริมาณความต้องการบริโภคภายในประเทศ สถานะเศรษฐกิจ นโยบายการค้า-การส่งออกระหว่างประเทศ หรือปัจจัยอื่นๆ ที่เกี่ยวข้อง ดังนั้นการศึกษารั้งต่อไป ผู้วิจัยควรพิจารณาตัวแปรอิสระเหล่านี้เพื่อใช้ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยใช้ตัวแบบถดถอย (Regression Model) (Montgomery *et al.*, 2006) อีกทั้งเมื่อมีราคาลำไยที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรมานำมาปรับปรุงตัวแบบเพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

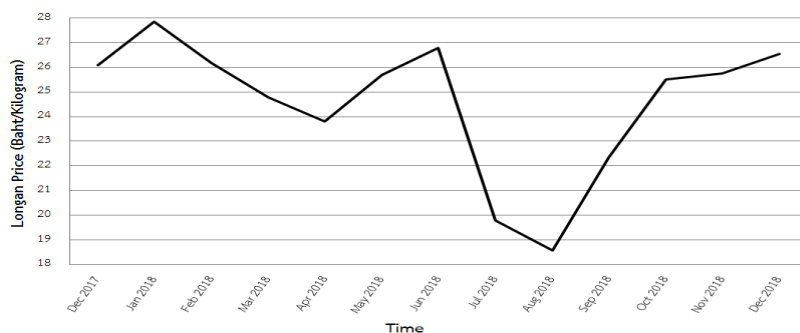


Figure 3 Forecast of the longan price during December, 2017 to December, 2018

เอกสารอ้างอิง

มิติชนออนไลน์. 2560. สถานการณ์ผลผลิตลำไย

ปี 60 บริหารจัดการอย่างเป็นระบบ

ไม่กระทบผลผลิต-ราคา. [ระบบออนไลน์].

แหล่งที่มา <https://www.matichon.co.th/news/587446> (13 ธันวาคม 2560).

มุกดา แม้นมิตร. 2549. อนุกรมเวลาและการพยากรณ์. กรุงเทพฯ: โพรพรินติ้ง. 448 น.

แม่โจ้โพลล์. 2557. การคาดการณ์ปริมาณผลผลิตและราคาลำไยภาคเหนือ ปีการผลิต 2557. [ระบบออนไลน์]. แหล่งที่มา http://www.maejopoll.mju.ac.th/goverment/20111119104835_2011_maejopoll/Doc_25570724092703_644288.pdf (13 ธันวาคม 2560).

วรจกณา กิริติวิบูลย์. 2556. ตัวแบบพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่มาท่องเที่ยวในประเทศไทย. ว.วิทยาศาสตร์ มศว 29(2): 9-26.

วรจกณา กิริติวิบูลย์ และเจื้ออัฐพาน มาหิละ. 2556. ตัวแบบพยากรณ์ความเร็วลมตามแนวชายฝั่งอำเภอท่าศาลา จังหวัดนครศรีธรรมราช. ว.วิจัย มข 18(1): 32-50.

วราฤทธิ์ พานิชกิจโกศลกุล. 2549. การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ราคาทองคำรูปพรรณรายวันระหว่างวิธีการพยากรณ์ของโอสถ วิธีการพยากรณ์ของบอกรี-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์รวม. ว.มหาวิทยาลัยนเรศวร 14(2): 9-16.

สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. 2548. เทคนิคการพยากรณ์. พิมพ์ครั้งที่ 2. สงขลา: มหาวิทยาลัยทักษิณ. 328 น.

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. 2560. ลำไย: ราคาลำไยสดทั้งข้อ A รายเดือนที่เกษตรกรขายได้ ที่สวน ทั้งประเทศ ปี 2540-2560. [ระบบออนไลน์]. แหล่งที่มา <http://www.oae.go.th/download/price/monthlyprice/Horticulture/longan.pdf> (13 ธันวาคม 2560).

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. ม.ป.ป. ศูนย์ข้อมูลผลไม้: ลำไย. [ระบบออนไลน์]. แหล่งที่มา <http://www.oae.go.th/fruits/index.php/longan-data> (13 ธันวาคม 2560).

Bowerman, B.L. and R.T. O'Connell. 1993. *Forecasting and Time Series: An Applied Approach*. 3rd Ed. California: Duxbury Press. 726 p.

Journal of Agri. Research & Extension 35(3): 73-83

Box, G.E.P., G.M. Jenkins and G.C. Reinsel.
1994. **Time Series Analysis:
Forecasting and Control.** 3rd Ed.
New Jersey: Prentice Hall. 712 p.

Montgomery, D.C., E.A. Peck and G.G. Vining.
2006. **Introduction to Linear
Regression Analysis.** 4th Ed.
New York: Wiley. 672 p.