

การพยากรณ์ราคาสับประรดโรงงานด้วยวิธีบอซ-เจนกินส์

Forecasting of Factory Pineapple Prices with Box-Jenkins Method

วารางคณา เรียนสุทธิ*

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ
วิทยาเขตพัทลุง ตำบลบ้านพร้าว อำเภอป่าพะยอม จังหวัดพัทลุง 93210

Warangkhan Riansut*

Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University,
Phatthalung Campus, Ban Phrao, Pa Phayom, Phatthalung 93210

Received: August 21, 2018; Accepted: October 29, 2018

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้ คือ การสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาสับประรดโรงงานด้วยวิธีบอซ-เจนกินส์ โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2561 จำนวน 256 ค่า ข้อมูลถูกแบ่งเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2560 จำนวน 244 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2560 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2561 จำนวน 12 ค่า นำมาใช้ในการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่าตัวแบบพยากรณ์ที่มีความถูกต้องมากที่สุด คือ $I(1) MA(1, 3) SMA(1)$ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว และสามารถเขียนเป็นสมการพยากรณ์ได้ดังนี้ $\hat{Y}_t = Y_{t-1} + 0.334505e_{t-1} - 0.206629e_{t-3} + 0.140643e_{t-12} + 0.047046e_{t-13} - 0.029061e_{t-15}$

คำสำคัญ : สับประรด; วิธีบอซ-เจนกินส์; รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย

Abstract

The objective of this study was to construct and select the appropriate forecasting model for the factory pineapple prices with Box-Jenkins method. The data gathered from the website of Office of Agricultural Economics during January, 1997 to April, 2018 of 256 values were used and divided into 2 sets. The first set had 244 values from January, 1997 to April, 2017 for constructing the forecasting models. The second set had 12 values from May, 2017 to April, 2018 for comparing the accuracy of the forecasting models via the criterion of the lowest root mean squared error. Research findings indicated that the most accurate model was $I(1) MA(1, 3) SMA(1)$ with no constant and can be written as a forecasting model: $\hat{Y}_t = Y_{t-1} + 0.334505e_{t-1} - 0.206629e_{t-3} + 0.140643e_{t-12} + 0.047046e_{t-13} - 0.029061e_{t-15}$.

Keywords: pineapple; Box-Jenkins method; root mean squared error (RMSE)

1. คำนำ

ประเทศไทยเป็นประเทศเกษตรกรรม เนื่องจากเกษตรกรรมเป็นอาชีพหลักของคนไทยมาช้านาน ถึงแม้ว่าในปัจจุบันประเทศไทยจะหันไปมุ่งเน้นทางอุตสาหกรรมมากขึ้น แต่ภาคการเกษตรก็ยังมีส่วนสำคัญอย่างมากต่อเศรษฐกิจของประเทศ (นรวิวัฒน์ และนันทชัย, 2559) สับปะรดนับว่าเป็นพืชเศรษฐกิจที่สำคัญชนิดหนึ่งของประเทศไทย เนื่องจากประเทศไทยมีการส่งออกสับปะรดและผลิตภัณฑ์ที่ได้จากสับปะรดเป็นลำดับต้น ๆ ของโลก โดยมีข้อมูลจากรายงานการวิจัยในปี พ.ศ. 2559 สรุปได้ว่าประเทศไทยมีมูลค่าการส่งออกสับปะรดสูงถึง 25,000 ล้านบาท (ตนุสรณ์ และคณะ, 2559) อย่างไรก็ตาม จากรายงานของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรเปิดเผยว่าราคาสับปะรดโรงงานเฉลี่ยเดือนมกราคมถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2561 อยู่ในระดับราคาที่ต่ำสุดในรอบ 11 ปี นับตั้งแต่ปี พ.ศ. 2550 เป็นต้นมา โดยในปี พ.ศ. 2550 ราคาเฉลี่ยอยู่ที่กิโลกรัมละ 4.41 บาท ปี พ.ศ. 2558 มีราคาเฉลี่ยสูงที่สุดถึง 10.29 บาท ปี พ.ศ. 2559 ราคาเฉลี่ยลดลงเล็กน้อยเป็น 10.18 บาท แต่พอมานในปี พ.ศ. 2560 ราคาเฉลี่ยตกลงมาอยู่ที่ 4.95 บาท จนมาถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2561 ที่ผ่านมาราคาตกลงมาเหลือเพียงกิโลกรัมละ 2.93 บาท เท่านั้น เนื่องจากมีผลผลิตออกสู่ตลาดจำนวนมาก (ไทยรัฐ, 2561; สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2561) รวมถึงยังมีสาเหตุมาจากโรงงานมีสต็อกสับปะรดไว้จำนวนมากตั้งแต่ปีก่อน กำลังการผลิตเต็มตัว และการส่งออกไม่ค่อยดี เพราะไทยถูกตัดสิทธิพิเศษทางภาษีศุลกากรจากยุโรป (Ispacethailand, 2561) ดังนั้นเกษตรกรผู้ปลูกสับปะรดโรงงานอาจมีคำถามว่าแนวโน้มของราคาจะยังคงตกต่ำเช่นนี้ตลอดไปหรือไม่ การพยากรณ์ทางสถิตินับเป็นเครื่องมือหนึ่งที่ช่วยตอบคำถามนี้ได้ ด้วยเหตุผลดังกล่าว ผู้วิจัยจึงสนใจที่จะศึกษาการสร้างตัวแบบพยากรณ์ราคา

สับปะรดโรงงานด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ เนื่องจากเป็นวิธีที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์สูง โดยมีงานวิจัยที่ยืนยันผลว่าวิธีการนี้เป็นวิธีการที่มีความเหมาะสมดังนี้ วรางคณา (2557) ตนุสรณ์ และคณะ (2559) วรางคณา และน้ำอ้อย (2560) หลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์แล้ว ผู้วิจัยจะคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด 1 ตัวแบบโดยใช้เกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (root mean squared error, RMSE) ที่ต่ำที่สุด เพื่อใช้พยากรณ์ราคาสับปะรดโรงงานในอนาคตต่อไป

2. วิธีการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยใช้อนุกรมเวลาราคาสับปะรดโรงงาน (บาท/กิโลกรัม) จากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2561) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2561 จำนวน 256 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2560 จำนวน 244 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2560 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2561 จำนวน 12 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ RMSE ที่ต่ำที่สุด วิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ แสดงรายละเอียดดังนี้

2.1 การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins method)

การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล มีตัวแบบในรูปทั่วไป คือ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s แสดงดังสมการที่ (1) (Box et al., 1994) แต่ในกรณี

ที่อนุกรมเวลามีเพียงส่วนประกอบของแนวโน้มเท่านั้น ตัวแบบจะสามารถถูกลดรูปเหลือเพียง ARIMA(p, d, q)

$\phi_p(B)\Phi_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D Y_t = \delta + \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)\varepsilon_t$ (1)
เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t ; ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา; $\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_p(B^s)$ แทนค่าคงตัว (constant) โดยที่ μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่ (stationary); $\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ 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 $B^s Y_t = Y_{t-s}$

2.2 ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

2.2.1 พิจารณาอนุกรมเวลาว่าคงที่หรือไม่ 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) (Bowerman and O'Connell, 1993)

2.2.2 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 จำนวนแท่งสหสัมพันธ์แท่งแรก ๆ ที่มีค่าเกินจากขอบเขตที่กำหนด ขณะที่ค่าของ P และ Q คือ จำนวนแท่งสหสัมพันธ์ตามฤดูกาลที่มีค่าเกินจากขอบเขตที่กำหนด

2.2.3 ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีความสำคัญออกจากตัวแบบพยากรณ์ครั้งละ 1 ตัว โดยถ้าพารามิเตอร์ของอันดับที่ต่ำกว่าไม่มีความสำคัญ แต่อันดับที่สูงกว่ามีความสำคัญ ควรตัดพารามิเตอร์ของอันดับที่สูงที่สุดออกก่อน เช่น มีพารามิเตอร์ 2 ตัว คือ ϕ_1 และ ϕ_2 ถ้า ϕ_1 ไม่มีความสำคัญ แต่ ϕ_2 มีความสำคัญ ควรตัด ϕ_2 ออกก่อน จากนั้นจึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์และประมาณค่าพารามิเตอร์ใหม่จนกว่าจะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มีความสำคัญทั้งหมด

2.2.4 คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian information criterion, BIC) ที่ต่ำที่สุด มีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่

ไม่มีนัยสำคัญ และอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ (e_t) มีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สมิรโนฟ (Kolmogorov-Smirnov's test) มีการเคลื่อนไหวกว้างเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-test) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีเน่ภายใต้การใช้มัธยฐาน (Levene's test based on median) หากพบว่าอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนมีเงื่อนไขข้อใดข้อหนึ่งไม่เป็นจริง จะสรุปว่าตัวแบบพยากรณ์ไม่เหมาะสม และไม่สมควรนำไปใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

2.2.5 พยากรณ์อนุกรมเวลา โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากข้อ 2.2.4

นอกเหนือจากการสร้างตัวแบบพยากรณ์ตามขั้นตอนข้างต้น ผู้วิจัยยังได้พิจารณาวิธีการสร้างตัวแบบอีกวิธีการหนึ่ง คือ การใช้คำสั่งของโปรแกรม SPSS (Statistical Package for Social Sciences) รุ่น 17 ดังนี้ Analyze → Forecasting → Create Models ... และเลือกวิธีการวิเคราะห์ข้อมูลในส่วนของ Method: เป็น Expert Modeler พบว่าโปรแกรมได้เปรียบเทียบผลการพยากรณ์ระหว่างวิธีบอซ-เจนกินส์และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังทั้งหมด 7 วิธี ได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย (simple exponential smoothing method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ (Holt's exponential smoothing method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ (Brown's exponential smoothing method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบดัมป์ (damped trend exponential smoothing method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย

(simple seasonal exponential smoothing method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' additive exponential smoothing method) และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' multiplicative exponential smoothing method) ผลการเปรียบเทียบของโปรแกรมแนะนำว่าวิธีการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมมากที่สุด (best-fitting) คือ วิธีบอซ-เจนกินส์

2.3 การเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ถูกต้องและเหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาสับปะรดโรงงาน โดยการเปรียบเทียบราคาสับปะรดโรงงานของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2560 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2561 กับค่าพยากรณ์ เพื่อคำนวณค่า RMSE โดยตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่า RMSE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความถูกต้องและเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์ RMSE แสดงดังสมการที่ (2) (สมเกียรติ, 2548)

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} e_t^2} \quad (2)$$

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 แทนช่วงเวลาที่เริ่มตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

3. ผลการวิจัย

การพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาสับปะรดโรงงานชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2560 จำนวน 244 ค่า ดังรูปที่ 1 พบว่าอนุกรมเวลา

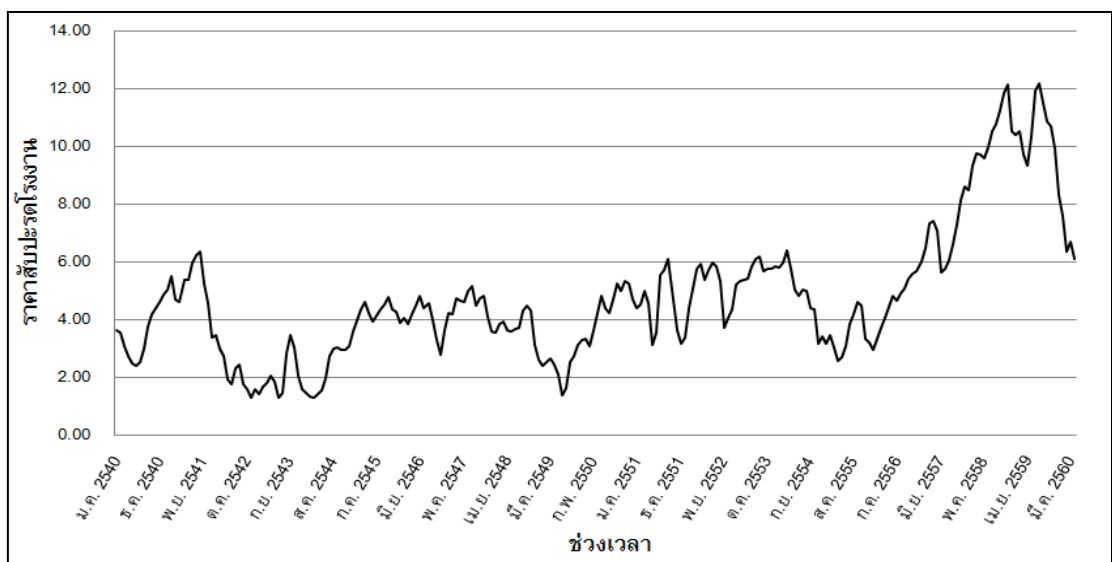
ชุดนี้มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น แต่ตั้งแต่เดือนสิงหาคม พ.ศ. 2559 เป็นต้นมา แนวโน้มของราคาเป็นไปในทิศทางลดลง

การตรวจสอบความคงที่ของอนุกรมเวลาราคาสับปะรดโรงงานชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2560 จำนวน 244 ค่า ดังรูปที่ 2 พบว่ากราฟ ACF มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบลดลงอย่างช้า ๆ (die down slowly) และกราฟ PACF มีช่วงเวลาที่ 1 (Lag 1) ที่มีค่า

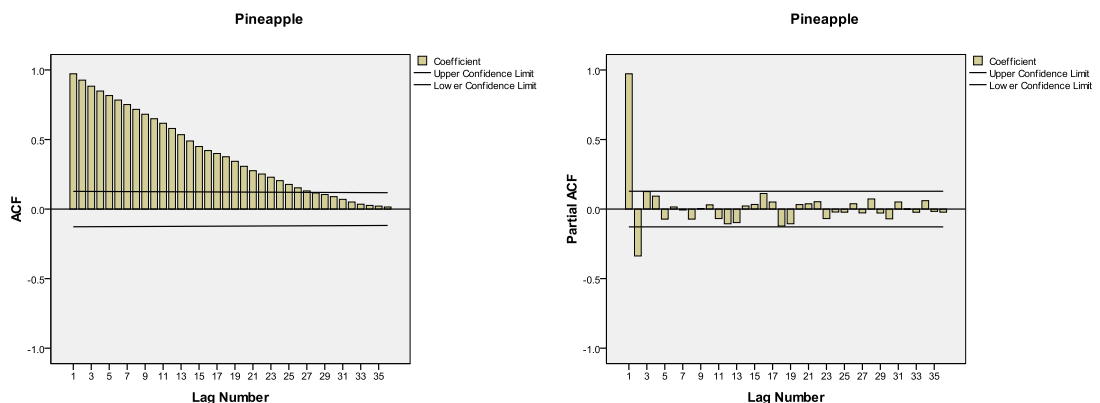
ความสัมพันธ์สูงเกินจากขอบเขตที่กำหนดอย่างชัดเจน นั้นหมายความว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้ม ซึ่งได้ผลสอดคล้องกับที่สรุปไว้ในรูปที่ 1

3.1 ผลการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

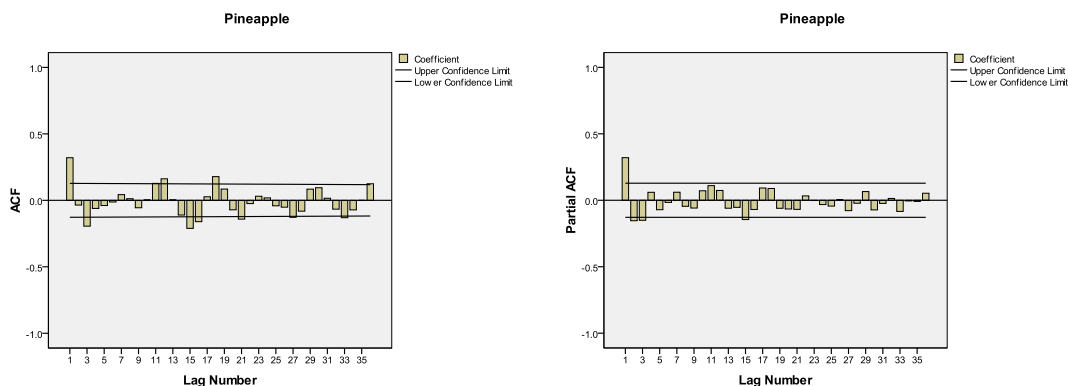
เนื่องจากอนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม ผู้วิจัยจึงกำจัดแนวโน้มออกโดยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) พร้อมกับการสร้างกราฟ ACF และ PACF ได้ผลแสดงดังรูปที่ 3



รูปที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาสับปะรดโรงงานตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2560



รูปที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาสับปะรดโรงงาน



รูปที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาสับปะรดโรงงาน เมื่อแปลงข้อมูลด้วยผลต่างลำดับที่ 1

รูปที่ 3 พบว่าอนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น คือ ตัวแบบ SARIMA(3, 1, 2)(1, 0, 1)₁₂ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 มีค่า BIC ต่ำที่สุด (BIC = -1.276) และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 23.484, p-value = 0.053) คือ ตัวแบบ SARIMA (2, 1, 1)(1, 0, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.080, p-value = 0.194) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 4 ซึ่ง

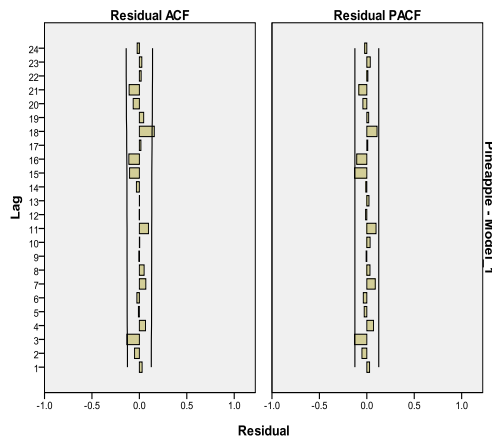
พบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ยกเว้นช่วงเวลา 18 มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเกินจากขอบเขตเพียงเล็กน้อย ซึ่งไม่มีผลเสียแต่อย่างใด เนื่องจากเป็นความสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ห่างกันถึง 18 ช่วงเวลา) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 1.003, p-value = 0.317) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.986, p-value = 0.460) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA (2, 1, 1)(1, 0, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นรูปแบบได้ดังนี้

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

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

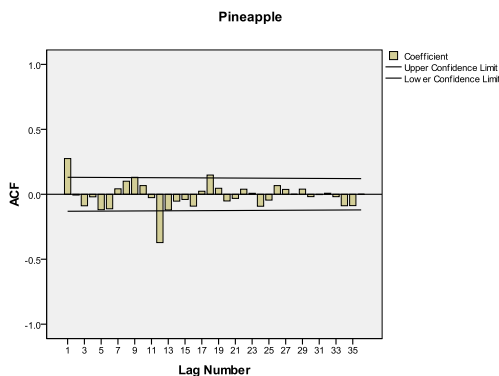
$$\hat{Y}_t = 2.276328Y_{t-1} - 1.616571Y_{t-2} + 0.340243Y_{t-3} + 0.179288Y_{t-12} - 0.408118Y_{t-13} + 0.289832Y_{t-14} - 0.061001Y_{t-15} - 0.977557\varepsilon_{t-1} \quad (3)$$

เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t; Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t - j; ε_{t-j} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t - j



รูปที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีบอซ-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ SARIMA(2, 1, 1)(1, 0, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว

อย่างไรก็ตาม เมื่อพิจารณาที่กราฟ ACF ในรูปที่ 3 ซ้ายมือ จะพบว่าสมมติฐานที่สัมพันธ์ในตัวก่อนข้างมีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบคลื่นไซน์ (sine-wave fashion) ที่มีช่วงเวลาของการเกิดข้อมูล

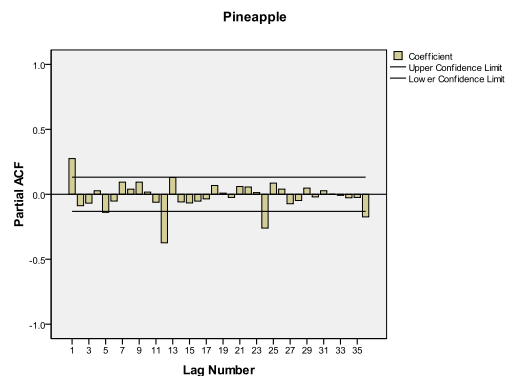


รูปที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาสับปะรดโรงงาน เมื่อแปลงข้อมูลด้วยผลต่างลำดับที่ 1 และผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1

การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยการใช้คำสั่งของโปรแกรม SPSS (Expert Modeler) พบว่าตัวแบบพยากรณ์ที่โปรแกรมแนะนำ คือ ตัวแบบ I(1) MA(1, 3) SMA(1) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว ซึ่งมีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 มีค่า BIC =

ค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 และมีค่า BIC ต่ำที่สุด (BIC = -0.973) คือ SARIMA(0, 1, 1)(1, 1, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว อย่างไรก็ตาม ตัวแบบพยากรณ์นี้มีค่าสถิติ Ljung-Box Q มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 27.163, p-value = 0.040) นั้นหมายความว่าตัวแบบนี้ไม่มีความเหมาะสม จึงไม่น่าเสนอตัวแบบไว้ ณ ที่นี้ รวมถึงจะไม่มีการนำตัวแบบไปพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 เพื่อเปรียบเทียบค่า RMSE

รูปที่ 5 พบว่าอนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น คือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(3, 1, 1)₁₂ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 และมีค่า BIC ต่ำที่สุด (BIC = -0.973) คือ SARIMA(0, 1, 1)(1, 1, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว อย่างไรก็ตาม ตัวแบบพยากรณ์นี้มีค่าสถิติ Ljung-Box Q มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 27.163, p-value = 0.040) นั้นหมายความว่าตัวแบบนี้ไม่มีความเหมาะสม จึงไม่น่าเสนอตัวแบบไว้ ณ ที่นี้ รวมถึงจะไม่มีการนำตัวแบบไปพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 เพื่อเปรียบเทียบค่า RMSE



มีค่า BIC = -1.322 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 15.118, p-value = 0.443) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความ

คลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 1.000$, $p\text{-value} = 0.270$) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 6 ซึ่งพบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ

95) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = 0.208$, $p\text{-value} = 0.835$) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.903, $p\text{-value} = 0.538$) ดังนั้นตัวแบบ $I(1)$ $MA(1, 3)$ $SMA(1)$ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$(1 - B)Y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_3 B^3)(1 - \Theta_1 B^{12})\varepsilon_t$$

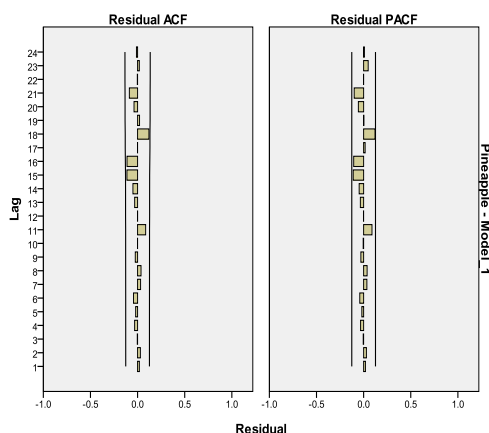
$$Y_t - Y_{t-1} = (1 - \Theta_1 B^{12} - \theta_1 B + \theta_1 \Theta_1 B^{13} - \theta_3 B^3 + \theta_3 \Theta_1 B^{15})\varepsilon_t$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_3 \varepsilon_{t-3} - \Theta_1 \varepsilon_{t-12} + \theta_1 \Theta_1 \varepsilon_{t-13} + \theta_3 \Theta_1 \varepsilon_{t-15}$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = Y_{t-1} + 0.334505e_{t-1} - 0.206629e_{t-3} + 0.140643e_{t-12} + 0.047046e_{t-13} - 0.029061e_{t-15} \quad (4)$$

เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t ; Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา $t-j$; e_{t-j} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา $t-j$



รูปที่ 6 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีบอซ-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ $I(1)$ $MA(1, 3)$ $SMA(1)$ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว

3.2 ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์

การเปรียบเทียบค่าจริงกับค่าพยากรณ์ ราคาสับปะรดโรงงานของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือน

พฤษภาคม พ.ศ. 2560 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2561 โดยการคำนวณค่า RMSE ในสมการที่ (2) ได้ผลดังตารางที่ 1 ซึ่งพบว่าวิธีบอซ-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ $I(1)$ $MA(1, 3)$ $SMA(1)$ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว ดังแสดงในสมการที่ (4) เป็นวิธีที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด เนื่องจากให้ค่า RMSE ต่ำที่สุดหรือให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด โดยวิธีการพยากรณ์นี้มีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ 2.3277 บาท/กิโลกรัม ($RMSE = 2.3277$)

4. วิจัยรณ์

หลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างจากข้อมูลชุดที่ 1 หรือราคาสับปะรดโรงงาน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2560 จำนวน 244 ค่า ผู้วิจัยได้พิจารณาความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยพิจารณาที่ค่า BIC ที่ต่ำที่สุด เนื่องจากค่า BIC คำนวณภายใต้ค่าความคลาดเคลื่อน ดังนั้นถ้าตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีค่า

BIC ต่ำ หมายความว่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีค่าต่ำด้วย รวมถึงการพิจารณาค่า RMSE ที่คำนวณจากสมการที่ (2) พบว่าภายใต้เกณฑ์ค่า BIC ที่ต่ำที่สุด วิธีบอซ-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ I(1) MA(1, 3) SMA(1) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว ดังแสดงในสมการที่ (4) เป็นวิธีที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด แต่เมื่อพิจารณาภายใต้เกณฑ์ค่า RMSE ที่ต่ำที่สุด วิธีบอซ-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ SARIMA(2, 1, 1)(1, 0, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว ดังแสดงในสมการที่ (3) เป็นวิธีที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 2 จึงอาจกล่าวโดยสรุปได้ว่าถ้าพิจารณาเพียงข้อมูลชุดที่ 1 เราอาจสรุปว่าวิธีบอซ-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ SARIMA(2, 1, 1)(1, 0, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว ดังแสดงในสมการที่ (3) และวิธีบอซ-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ I(1) MA(1, 3) SMA(1) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว ดังแสดงในสมการที่ (4) เป็นวิธีที่มีความถูกต้องและเหมาะสมไม่แตกต่างกัน จึงสามารถนำตัวแบบทั้ง 2 นี้ไปพยากรณ์ราคาสับปะรดโรงงานในอนาคตได้ ซึ่งตามหลักการของการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยเทคนิคการพยากรณ์ (forecasting technique) จะไม่ได้ทำเช่นนั้น กล่าวคือ จะต้องแบ่งข้อมูลที่นำมาศึกษาออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ และชุดที่ 2 สำหรับการเปรียบเทียบ

ความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ จากนั้นจึงนำข้อมูลชุดที่ 1 มาสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการพยากรณ์ที่หลากหลายที่มีความเหมาะสมกับลักษณะของอนุกรมเวลา ซึ่งการศึกษาครั้งนี้ได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์ที่หลากหลายวิธี นอกเหนือจากวิธีบอซ-เจนกินส์ดังนี้ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์แสดงดังตารางที่ 3 พบว่าวิธีการเหล่านี้ไม่มีความเหมาะสมเนื่องจากมีค่าสถิติ Ljung-Box Q มีนัยสำคัญ อีกทั้งยังมีค่า BIC หรือ RMSE ที่สูงกว่าวิธีบอซ-เจนกินส์ สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์โดยพิจารณาที่ข้อมูลชุดที่ 2 ดังแสดงในตารางที่ 1 พบว่าค่า RMSE ที่คำนวณจากข้อมูลชุดที่ 2 มีค่าสูงกว่าที่คำนวณจากข้อมูลชุดที่ 1 ดังแสดงในตารางที่ 2 ก่อนข้างมาก อาจเพราะข้อมูลชุดที่ 2 หรือราคาสับปะรดโรงงาน ตั้งแต่เดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2560 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2561

ตารางที่ 1 ค่า RMSE ของข้อมูลชุดที่ 2

วิธีการพยากรณ์	RMSE
บอซ-เจนกินส์ Eq(3): SARIMA(2, 1, 1)(1, 0, 0) ₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	2.7129
บอซ-เจนกินส์ Eq(4): I(1) MA(1, 3) SMA(1) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	<u>2.3277</u>

ตารางที่ 2 ค่า BIC และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1

วิธีการพยากรณ์	BIC	RMSE
บอซ-เจนกินส์ Eq(3): SARIMA(2, 1, 1)(1, 0, 0) ₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	-1.276	<u>0.5000</u>
บอซ-เจนกินส์ Eq(4): I(1) MA(1, 3) SMA(1) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	<u>-1.322</u>	0.5469

ตารางที่ 3 ค่า BIC สถิติ Ljung-Box Q และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 จากวิธีการพยากรณ์อื่น ๆ

วิธีการพยากรณ์	BIC	ค่าสถิติ Ljung-Box Q	RMSE
โซลต์	-1.171	Ljung-Box Q ณ lag 18 = 78.941, p-value < 0.0001	0.5420
บรวาโน่	-0.992	Ljung-Box Q ณ lag 18 = 98.523, p-value < 0.0001	0.6012
แดม	-1.254	Ljung-Box Q ณ lag 18 = 45.346, p-value < 0.0001	0.5131
ฤดูกาลอย่างง่าย	-1.351	Ljung-Box Q ณ lag 18 = 44.895, p-value < 0.0001	0.4958
วินเทอร์แบบบวก	-1.322	Ljung-Box Q ณ lag 18 = 45.405, p-value < 0.0001	0.4960
วินเทอร์แบบคูณ	-0.897	Ljung-Box Q ณ lag 18 = 80.824, p-value < 0.0001	0.6137

จำนวน 12 ค่า มีค่าตกต่ำอย่างรวดเร็วมาดั่งที่ได้ทราบจากรายงานข่าว (ไทยรัฐ, 2561; สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2561; Ispacethailand, 2561) จึงส่งผลให้ตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างจากข้อมูลชุดที่ 1 พยากรณ์ได้ไม่แม่นนัก หรือมีความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์สูงนั่นเอง

ผลการศึกษาครั้งนี้พบว่าตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากการใช้คำสั่งของโปรแกรม SPSS (Expert Modeler) หรือตัวแบบ I(1) MA(1, 3) SMA(1) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เป็นตัวแบบที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากกว่าตัวแบบที่สร้างโดยการพิจารณาค่า p, q, P และ Q จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่คงที่ อย่างไรก็ตาม จากประสบการณ์การสร้างตัวแบบพยากรณ์ของผู้วิจัยพบว่าการใช้คำสั่งของโปรแกรม SPSS (Expert Modeler) ไม่จำเป็นต้องได้ตัวแบบที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุดเสมอไป ซึ่งยืนยันผลได้จากผลการเปรียบเทียบค่า RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ดังตารางที่ 2 จะเห็นว่าตัวแบบ SARIMA(2, 1, 1)(1, 0, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัวที่ได้จากการพิจารณาค่า p, q, P และ Q ของกราฟ ACF และ PACF มีความถูกต้องในการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 1 สูงกว่า ดังนั้นการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์จึงควร

พิจารณาตัวแบบตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่ได้แสดงไว้ในวิธีการวิจัยด้วยทุกครั้ง

5. สรุป

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาสับปะรดโรงงาน โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2561 จำนวน 256 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2560 จำนวน 244 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2560 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2561 จำนวน 12 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่าวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ I(1) MA(1, 3) SMA(1) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เป็นวิธีที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด ซึ่งสามารถเขียนเป็นสมการพยากรณ์ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_t = Y_{t-1} + 0.334505e_{t-1} - 0.206629e_{t-3} + 0.140643e_{t-12} + 0.047046e_{t-13} - 0.029061e_{t-15}$$

เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์นี้ในการพยากรณ์ราคา सबปะรดโรงงาน ตั้งแต่เดือนพฤษภาคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 พบว่าราคา सबปะรดโรงงานยังคงมีแนวโน้มลดลง อย่างไรก็ตาม ราคา सबปะรดโรงงานมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ อาจเพราะสถานการณ์การผลิต สถานการณ์ตลาด ปริมาณความต้องการบริโภคภายในและต่างประเทศ สภาวะเศรษฐกิจ นโยบายการค้า-การส่งออกระหว่างประเทศ หรือปัจจัยอื่น ๆ ที่เกี่ยวข้อง ดังนั้นจึงควรพิจารณาตัวแปรเหล่านี้เพื่อใช้ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ให้มีความถูกต้องเหมาะสมมากยิ่งขึ้น โดยการสร้างเป็นตัวแบบถดถอย (regression model) ซึ่งผู้อ่านสามารถศึกษาวิธีการสร้างตัวแบบลักษณะนี้ได้จาก Montgomery และคณะ (2006)

ผลการศึกษาครั้งนี้มีความขัดแย้งกับการศึกษาของ ดนุสรณ์ และคณะ (2559) ที่พบว่าตัวแบบที่ดีที่สุดในการพยากรณ์ราคา सबปะรดโรงงาน คือ ตัวแบบ SARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)₁₂ อาจเนื่องมาจากการศึกษาครั้งนี้ใช้ข้อมูลที่เป็นปัจจุบันมากกว่า ดังนั้นเมื่อมีราคา सबปะรดโรงงานที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบ เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

6. รายการอ้างอิง

ดนุสรณ์ ธนะपालะ, ธันวาท เจริญศิริ และชนาธิป โสภณพิมล, 2559, การพยากรณ์ราคา सबปะรดที่ส่งเข้าโรงงานด้วยวิธีบอซ-เจนกินส์, ว.วิทยาศาสตร์บูรพา 21(1): 110-118.
ไทยรัฐ, ราคาไม่เป็น सबปะรดเลย!! ตกต่ำสุดในรอบ 11 ปี, แหล่งที่มา : <https://www.thairath.co.th/content/1313141>, 20 มิถุนายน 2561.
นรวัฒน์ เหลืองทอง และนันทชัย กานตานันทะ,

2559, การเลือกตัวแบบพยากรณ์ผลผลิตการเกษตรที่เหมาะสม, ว.วิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี 24(3): 370-381.

วรางคณา กิริติวิบูลย์, 2557, การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์, ว.วิทยาศาสตร์ มศว. 30(2): 41-56.

วรางคณา เรียนสุทธิ์ และน้ำอ้อย นิสัน, 2560, การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป, ว.มหาวิทยาลัยนเรศวร : วิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี 25(2): 140-152.

สมเกียรติ เกิดเอี่ยม, 2548, เทคนิคการพยากรณ์, พิมพ์ครั้งที่ 2, มหาวิทยาลัยทักษิณ, สงขลา.

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, ราคา सबปะรดโรงงานรายเดือนที่เกษตรกรขายได้ที่ไร่นา ทั้งประเทศ ปี 2540-2561, แหล่งที่มา : <http://oldweb.oae.go.th/download/price/monthlyprice/pineapple.pdf>, 16 กรกฎาคม 2561.

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

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

Ispacethailand, ราคา सबปะรดตกต่ำในรอบ 10 ปี เพราะอะไร?, แหล่งที่มา : <http://www.ispace-thailand.org/สังคม/16458.html>, 18 มิถุนายน 2561.

Montgomery, D.C., Peck, E.A. and Vining, G.G., 2006, Introduction to Linear Regression Analysis, 4th Ed., John Wiley Sons, Inc., New York.