

การพยากรณ์ราคามะพร้าวด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

Forecasting of coconut prices using the Box-Jenkins method

วารางคณา เรียนสุทธิ์^{1*}

Warangkhana Riansut^{1*}

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้คือ การสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคามะพร้าวด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 164 ค่า ข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2561 จำนวน 162 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนกรกฎาคมถึงเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 2 ค่า นำมาใช้ในการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความถูกต้องมากที่สุด คือ AR(2) I(2) MA(2, 13, 15) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว และสามารถเขียนเป็นสมการพยากรณ์ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_t = \text{Exp}\{2Z_{t-1} - 0.653291Z_{t-2} - 0.693418Z_{t-3} + 0.346709Z_{t-4} - 0.707430e_{t-2} + 0.214585e_{t-13} - 0.432797e_{t-15}\}$$

คำสำคัญ: ราคามะพร้าว วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย

Abstract

The objectives of this study were to construct and select the appropriate forecasting model for the coconut prices using the Box-Jenkins method. The data gathered from the website of Office of Agricultural Economics during January 2005 to August 2018 of 164 values were used and divided into 2 sets. The first set of 162 values from January 2005 to June 2018 was used for constructing the forecasting the models. The second set of 2 values from July to August 2018 was used for comparing the accuracy of the forecasting models via the criteria of the lowest mean absolute percentage error and root mean squared error. Research findings indicated that the most accurate model was AR(2) I(2) MA(2, 13, 15) with no constant and can be written as a forecasting model:

$$\hat{Y}_t = \text{Exp}\{2Z_{t-1} - 0.653291Z_{t-2} - 0.693418Z_{t-3} + 0.346709Z_{t-4} - 0.707430e_{t-2} + 0.214585e_{t-13} - 0.432797e_{t-15}\}.$$

Keywords: coconut prices, Box-Jenkins method, mean absolute percentage error, root mean squared error

¹ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ วิทยาเขตพัทลุง 93210

¹ Faculty of Science, Thaksin University, Phatthalung Campus, 93210

* Corresponding author. E-mail: warang27@gmail.com

บทนำ

มะพร้าวเป็นพืชยืนต้นชนิดหนึ่งจัดอยู่ในตระกูลปาล์ม เป็นพรรณไม้มีกลิ่นหอม สามารถใช้ประโยชน์ได้ทุกส่วน ไม่ว่าจะเป็นทำเป็นอาหารคาวหวานเพื่อบำรุงสุขภาพ และรักษาอาการหรือโรคต่างๆ รวมไปถึงการผลิตน้ำมันมะพร้าว กะทิ น้ำตาล และการนํากะลามะพร้าวไปประดิษฐ์สิ่งต่างๆ ขึ้นมาใช้สอย เช่น กระบวย โคมไฟ สำหรับประเทศที่ผลิตมะพร้าวได้มากที่สุดของโลก คือ ประเทศอินโดนีเซีย ส่วนประเทศไทยสามารถผลิตได้เป็นอันดับ 6 ของโลก (ณรงค์ โฉมเฉลา, 2560) จากการศึกษาราคามะพร้าวแห่งใหญ่เฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรย้อนหลังตั้งแต่ปี พ.ศ. 2548 ถึงปัจจุบัน พบว่า ราคามะพร้าวมีแนวโน้มลดลง และมีความผันแปรตามฤดูกาลค่อนข้างสูง (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2561) โดยเมื่อวันที่ 21 พฤษภาคม พ.ศ. 2561 มีการรายงานข่าวว่าสถานการณ์มะพร้าวในอำเภอทับสะแก จังหวัดประจวบคีรีขันธ์ ซึ่งเป็นแหล่งปลูกมะพร้าวมากที่สุดในประเทศ ได้รับผลกระทบจากปริมาณมะพร้าวที่ออกผลผลิตมาก และการนำเข้าจากประเทศอินโดนีเซีย บังกลาเทศ และเวียดนามผ่านมาเลเซีย รวมถึงการลักลอบผ่านช่องทางชายแดน ซึ่งมะพร้าวนำเข้ามีปริมาณมากกว่ามะพร้าวในประเทศหลายเท่าตัว อีกทั้งการแอบลักลอบนำเข้าโดยผิดกฎหมายมีสูงกว่าปริมาณนำเข้าที่ขออนุญาตอย่างถูกต้อง ส่งผลให้ราคามะพร้าวในประเทศตกต่ำลงอย่างมาก ซึ่งราคามะพร้าวในปัจจุบันอยู่ที่ประมาณ 6 บาทต่อผล ตกลงจากช่วงปี พ.ศ. 2559-2560 ที่เคยมีราคาระหว่าง 15-27 บาท ทำให้เกษตรกรไม่สามารถอยู่ได้ เพราะไม่คุ้มต้นทุนค่าใช้จ่ายในการบำรุงรักษาต้นมะพร้าว เช่น ค่าน้ำ ค่าปุ๋ย ค่ายา ค่าแรง

ราคาที่สูงต่ำสุด-สูงสุด 6-27 บาท มีความแตกต่างกันมาก เป็นราคาแกว่งตัวที่ชาวสวนเองไม่สามารถกำหนดได้ (ไทยรัฐ, 2561) ดังนั้นเกษตรกรผู้ปลูกมะพร้าวอาจมีคำถามว่าแนวโน้มของราคาจะยังคงลดลงและผันผวนเช่นนี้ตลอดไปหรือไม่ การพยากรณ์ทางสถิตินับเป็นเครื่องมือหนึ่งที่ช่วยตอบคำถามนี้ได้ ด้วยเหตุผลดังกล่าว ผู้วิจัยจึงเริ่มสืบค้นงานวิจัยเกี่ยวกับการพยากรณ์ราคามะพร้าวโดยใช้วิธีการทางสถิติ ซึ่งพบว่า ยังไม่เคยมีนักวิจัยท่านใดได้ทำการพยากรณ์ราคามะพร้าวไว้เลย ดังนั้นผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะศึกษาการสร้างตัวแบบพยากรณ์ราคามะพร้าวด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ เนื่องจากเป็นวิธีที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์สูง โดยมีหลายงานวิจัยที่ยืนยันผลว่าวิธีการนี้เป็นวิธีการที่มีความเหมาะสม เช่น การศึกษาของวรางคณา กิรติวิบูลย์ (2557) ได้ศึกษาการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมพาวด์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ (Holt's exponential smoothing method) และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม (damped trend exponential smoothing method) ผลการศึกษาพบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์มีความถูกต้องในการพยากรณ์มากที่สุด การศึกษาของธนุสรณ์ ธนะปาดะ, ธันวาท เจริญศิริ, และชนาธิป ไสภณพิมล (2559) ได้ศึกษาการพยากรณ์ราคาสับปะรดที่ส่งเข้าโรงงานด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ผลการศึกษาพบว่า ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความถูกต้องในการพยากรณ์มากที่สุด คือ ตัวแบบ SARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)₁₂ และการศึกษาของวรางคณา เรืองสุทธิ และน้ำอ้อย นิสนัน (2560) ได้ศึกษาการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' additive exponential smoothing method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' multiplicative exponential smoothing method) และวิธีการพยากรณ์รวม (combined forecasting method) ผลการศึกษาพบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ มีความถูกต้องในการพยากรณ์มากที่สุด

การศึกษาค้นคว้าครั้งนี้ผู้วิจัยดำเนินการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคามะพร้าวด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่เป็นไปได้หลากหลายตัวแบบ หลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจึงคัดเลือกตัวแบบที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด 1 ตัวแบบ ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (mean absolute percentage error: MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (root mean squared error: RMSE) ที่ต่ำที่สุดเพื่อใช้ในการคาดการณ์ราคามะพร้าวในอนาคตต่อไป

วิธีการศึกษา

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยใช้ข้อมูลรายเดือนของราคามะพร้าวแห้งใหญ่ (บาทต่อร้อยผล) ซึ่งเป็นราคาสินค้าเกษตรกลุ่มพืชน้ำมันที่เกษตรกรขายได้ ณ ไร่นา และเพื่อความสะดวกในการนำไปใช้งาน ผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลราคามะพร้าวให้เป็นบาทต่อผล อนุกรมเวลาราคามะพร้าวที่นำมาศึกษาได้มาจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2561) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 164 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือน

มิถุนายน พ.ศ. 2561 จำนวน 162 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคมถึงเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 2 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด โดยสาเหตุที่ผู้วิจัยแบ่งข้อมูลชุดที่ 2 ไว้เพียง 2 ค่า เนื่องจากในการทดลองวิเคราะห์ข้อมูลครั้งแรกได้เก็บข้อมูลชุดที่ 2 ไว้จำนวน 8 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2561 พบว่า ตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากข้อมูลชุดที่ 1 จำนวน 156 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 มีประสิทธิภาพในการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 ไม่ดีเท่าที่ควร โดยมีค่า MAPE ของข้อมูลชุดที่ 2 สูงถึง 65.5622 และมีค่า RMSE ของข้อมูลชุดที่ 2 สูงถึง 5.6287 อาจเนื่องมาจากราคามะพร้าวตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2561 มีค่าตกต่ำอย่างรวดเร็วมากดังที่ได้ทราบจากรายงานข่าว (ไทยรัฐ, 2561) วิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์และการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ แสดงรายละเอียดดังนี้

การพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

การพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล มีตัวแบบในรูปทั่วไป คือ $SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s$ แสดงดังสมการที่ (1) (Box, Jenkins, & Reinsel, 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
 ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกันด้วย
 ค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา
- $\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_p(B^s)$ แทนค่าคงตัว (constant) โดยที่ μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่ (stationary)
- $\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ 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))
- $\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$ 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) พิจารณาอนุกรมเวลาว่าคงที่หรือไม่ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา (Y_t, t) กราฟฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัว (autocorrelation function: ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวบางส่วน (partial autocorrelation function: PACF) หากพบว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่ (non-stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ก่อนที่จะทำขั้นตอนต่อไป เช่น การแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (difference or seasonal difference) การแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมสามัญหรือลอการิทึมธรรมชาติ (common logarithm or natural

logarithm) การแปลงข้อมูลด้วยเลขยกกำลัง เช่น ยกกำลัง 0.50 (square root transformation) หรือยกกำลัง 2 (square transformation) เป็นต้น (Bowman, & 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 มีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ และอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ $\{e_t\}$ ผ่านข้อสมมุติ (assumption) ได้แก่ อนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ต้องมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมิรโนฟ (Kolmogorov-Smirnov test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบรัน (runs test) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-test) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีนาภายใต้การใช้อนุกรมฐาน (Levene's test based on median) หากพบว่าอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนมีเงื่อนไขข้อใดข้อหนึ่งไม่เป็นจริง จะสรุปว่าตัวแบบพยากรณ์ไม่เหมาะสมและไม่สมควรนำไปใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

5) พยากรณ์อนุกรมเวลา โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากขั้นตอนที่ 4

นอกเหนือจากการสร้างตัวแบบพยากรณ์ตามขั้นตอนข้างต้น ผู้วิจัยยังได้พิจารณาวิธีการสร้างตัวแบบอีกวิธีการหนึ่ง คือ การใช้คำสั่งของโปรแกรม SPSS (statistical package for social sciences) รุ่น 17 ดังนี้

analyze → forecasting → create models...

และเลือกวิธีการวิเคราะห์ข้อมูลในส่วนของ method: เป็น expert modeler พบว่า โปรแกรมได้เปรียบเทียบผลการพยากรณ์ระหว่างวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์และวิธีการ

ปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังทั้งหมด 7 วิธี ได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย (simple exponential smoothing method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ (Brown's exponential smoothing method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย (simple seasonal exponential smoothing method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ผลการเปรียบเทียบ พบว่า โปรแกรมแนะนำวิธีการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมมากที่สุด (best-fitting) คือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

การเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ถูกต้องและเหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคามะพร้าว โดยการเปรียบเทียบราคามะพร้าวของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนกรกฎาคมถึงเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2561 กับค่าพยากรณ์ เพื่อคำนวณค่า MAPE และ RMSE ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความถูกต้องและเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์ MAPE และ RMSE แสดงดังสมการที่ (2) (สมเกียรติ เกตุเอี่ยม, 2548)

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

เมื่อ $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$ แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t
 Y_t และ $\hat{Y}_t$ แทนอนุกรมเวลาและค่าพยากรณ์ ณ เวลา t ตามลำดับ
 t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

ผลการศึกษา

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคามะพร้าวชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2561 จำนวน 162 ค่าดัง (Figure 1) พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล โดยความผันแปรตามฤดูกาลจะเห็นชัดเจนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2553 เป็นต้นมา นอกเหนือจากการพิจารณารูปของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาแล้ว ผู้วิจัยยังได้ตรวจสอบโดยการทดสอบสมมุติฐาน พบว่า อนุกรมเวลาในแต่ละปีไม่มีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จึงตรวจสอบมัธยฐานในแต่ละปี โดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (nonparametric statistics) ผลการตรวจสอบคือ ราคามะพร้าวในแต่ละปี มีมัธยฐานแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Kruskal-Wallis: $\chi^2 = 118.52$, $p\text{-value} \approx 0$) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม และเนื่องจากอนุกรมเวลาในแต่ละเดือนมีความผันแปรตามฤดูกาลที่ไม่คงที่ จึงปรับแนวโน้มออกด้วยการหาร พบว่า อนุกรมเวลา มีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนเท่ากันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จึงตรวจสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละเดือน โดยใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ (parametric statistics) ผลการตรวจสอบคือ ราคามะพร้าวในแต่ละเดือน เมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการหาร มีค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (ANOVA: $F=2.18$, $p\text{-value}=0.02$) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล

ผลการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

เนื่องจากอนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม แต่ความผันแปรตามฤดูกาลอาจจะเห็นไม่ชัดเจนนักในช่วงก่อนปี พ.ศ. 2553 ผู้วิจัยจึงทดลองกำจัดเฉพาะแนวโน้มออกก่อนโดยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d=1$) พบว่า อนุกรมเวลายังไม่คงที่ จึงหาผลต่างอีกครั้ง ($d=2$) พร้อมกับสร้างกราฟ ACF และ PACF ได้ผลแสดงดัง (Figure 2) ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้นคือ ตัวแบบ AR(4, 7, 8, 23) I(2) MA(4, 7, 12, 13, 17, 24) พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 มีค่า BIC ต่ำที่สุด ($BIC=-0.44$) และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18=25.20, $p\text{-value}=0.07$) คือ ตัวแบบ I(2) MA(4, 7) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z=0.92$, $p\text{-value}=0.36$) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (runs test: $Z=-0.48$, $p\text{-value}=0.63$) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t=-0.20$, $p\text{-value}=0.84$) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic=1.85, $p\text{-value}=0.05$) ดังนั้นตัวแบบ I(2) MA(4, 7) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว หรือตัวแบบ BJ1 มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็น ตัวแบบได้ดังนี้

$$(1-B)^2 Y_t = (1-\theta_4 B^4 - \theta_7 B^7) \varepsilon_t$$

$$(1-2B+B^2) Y_t = \varepsilon_t - \theta_4 \varepsilon_{t-4} - \theta_7 \varepsilon_{t-7}$$

$$Y_t = 2Y_{t-1} - Y_{t-2} + \varepsilon_t - \theta_4 \varepsilon_{t-4} - \theta_7 \varepsilon_{t-7}$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = 2Y_{t-1} - Y_{t-2} - 0.405098e_{t-4} - 0.242708e_{t-7} \quad (3)$$

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

Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา $t-j$

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

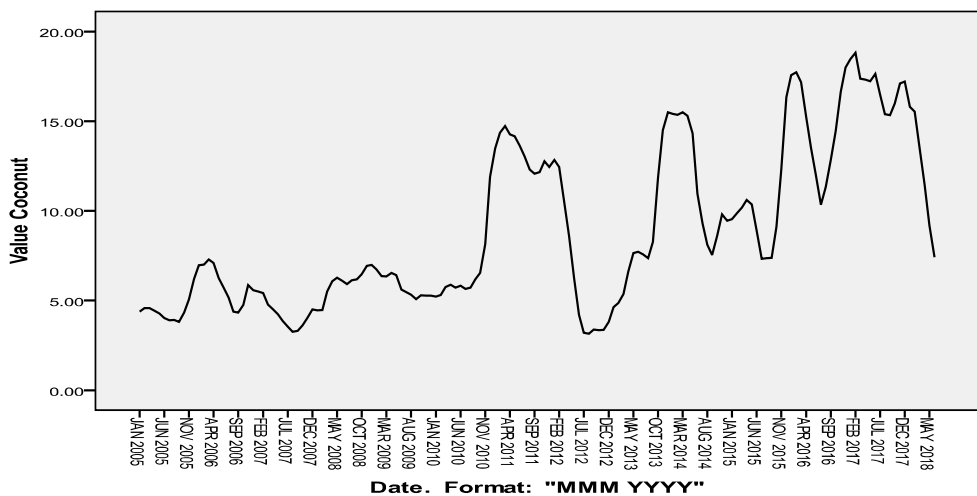


Figure 1 Run plot for coconut prices during January 2005 to June 2018.

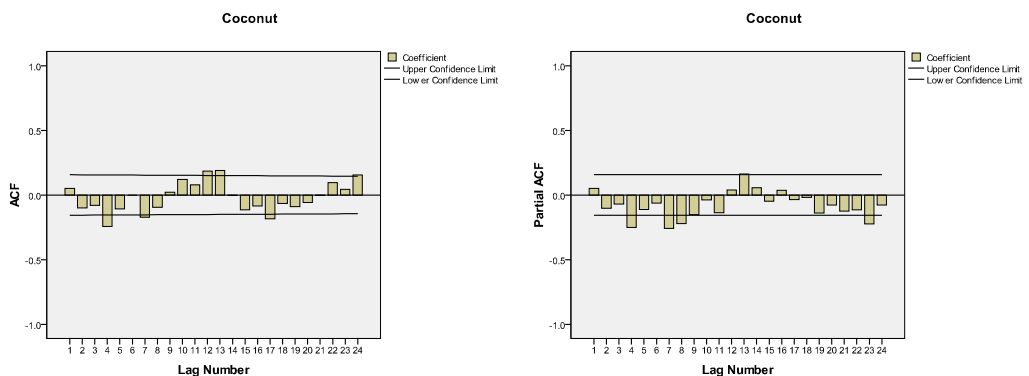


Figure 2 ACF and PACF of the second difference, $d=2$, of coconut prices.

หลังจากที่ได้ทดลองกำจัดเฉพาะแนวโน้มออก โดยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d=1$) ผู้วิจัยยังได้ทดลองกำจัดฤดูกาลอีกด้วยโดยการหาผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ($d=1, D=1$) พบว่า อนุกรมเวลายังไม่คงที่ จึงหาผลต่างอีกครั้ง ($d=2, D=1$) พร้อมกับสร้างกราฟ ACF และ PACF ได้ผลแสดงดัง (Figure 3) ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้นคือ ตัวแบบ AR(2, 4, 10, 11, 12, 15, 18) I(2) MA(2, 4, 12) SI(1) พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 มีค่า BIC ต่ำที่สุด (BIC=-0.33) และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18=17.59, p-value=0.29) คือ ตัวแบบ AR(2, 4)

I(2) MA(12) SI(1) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z=1.01$, p-value=0.26) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (runs test: $Z=1.32$, p-value=0.19) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t=-0.09$, p-value=0.93) แต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic=2.15, p-value=0.02) ดังนั้นตัวแบบ AR(2, 4) I(2) MA(12) SI(1) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว หรือตัวแบบ BJ2 ไม่มีความเหมาะสม จึงไม่นำเสนอตัวแบบไว้ ณ ที่นี้ รวมถึงจะไม่มีการนำตัวแบบไปพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 เพื่อเปรียบเทียบค่า MAPE และ RMSE

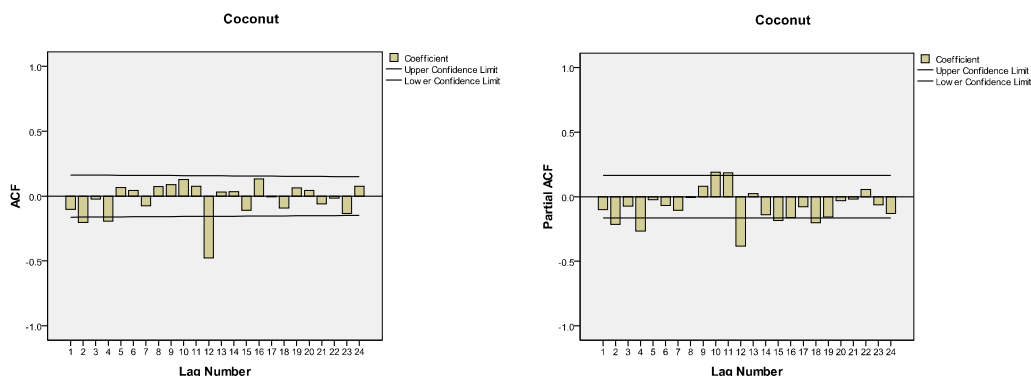


Figure 3 ACF and PACF of the second difference, $d=2$, and the first seasonal difference, $D=1$, of coconut prices.

จาก (Figure 3) ผู้วิจัยได้กำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้นอีกรูปแบบหนึ่ง คือ ตัวแบบ SARIMA (2, 2, 2)(1, 1, 1)₁₂ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 มีค่า BIC ต่ำที่สุด (BIC=-0.33) และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q

ณ lag 18=21.46, p-value=0.21) คือ ตัวแบบ SARIMA (0, 2, 0)(0, 1, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z=0.91$, p-value=0.38) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (runs test:

$Z=0.33$, $p\text{-value}=0.74$) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t=-0.04$, $p\text{-value}=0.97$) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic=1.65, $p\text{-value}=0.09$) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(0, 2, 0)(0, 1, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัวหรือตัวแบบ BJ3 มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$\begin{aligned}(1-B)^2(1-B^{12})Y_t &= (1-\Theta_1 B^{12})\varepsilon_t \\ (1-2B+B^2)(1-B^{12})Y_t &= \varepsilon_t - \Theta_1 \varepsilon_{t-12} \\ (1-B^{12}-2B+2B^{13}+B^2-B^{14})Y_t &= \varepsilon_t - \Theta_1 \varepsilon_{t-12} \\ Y_t &= 2Y_{t-1} - Y_{t-2} + Y_{t-12} - 2Y_{t-13} + Y_{t-14} + \varepsilon_t - \Theta_1 \varepsilon_{t-12}\end{aligned}$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ (4)

$$\hat{Y}_t = 2Y_{t-1} - Y_{t-2} + Y_{t-12} - 2Y_{t-13} + Y_{t-14} - 0.849601e_{t-12}$$

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

Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา $t-j$

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

การศึกษาครั้งนี้ ผู้วิจัยได้พิจารณาตัวแบบที่อาจเป็นไปได้อีกรูปแบบหนึ่งทีสร้างขึ้นหลังจากการแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (natural logarithm: ln)

เนื่องจากเมื่อพิจารณาผลต่างลำดับที่ 2 ดัง (Figure 4) พบว่า อนุกรมเวลายังไม่มีความคงที่ โดยผลต่างลำดับที่ 2 มีความแปรปรวนเพิ่มขึ้นเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป

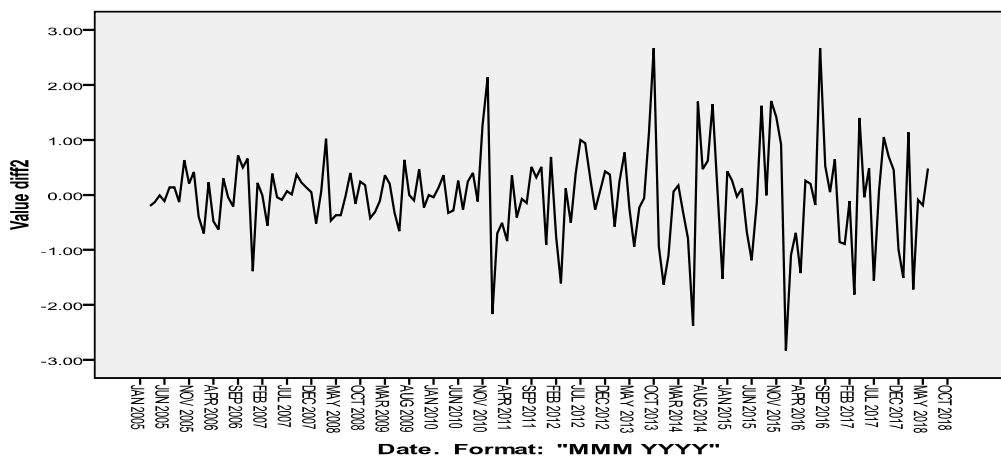


Figure 4 Run plot for the second difference of coconut prices.

เมื่อแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (ln) แล้ว ผู้วิจัยได้สร้างกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลา

ราคามะพร้าวที่กำลังจัดแนวโน้มออกด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 2 ($d=2$) ได้ผลแสดงดัง (Figure 5) ซึ่งพบว่า

อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น คือ ตัวแบบ AR(2, 4, 8, 9, 13, 23) I(2) MA(2, 4, 13, 15, 24) พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 มีค่า BIC ต่ำที่สุด (BIC=-4.93) และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18=17.67, p-value=0.22) คือตัวแบบ AR(2) I(2) MA(2, 13, 15) ไม่มีพจน์ค่าคงตัวเมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อน

จากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z=1.24, p-value=0.09) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (runs test: Z=-0.32, p-value=0.75) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t=-1.65, p-value=0.10) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic =1.60, p-value=0.11) ดังนั้นตัวแบบ AR(2) I(2) MA(2, 13, 15) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว หรือตัวแบบ BJLN1 มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$\begin{aligned}(1-\phi_2 B^2)(1-B)^2 Z_t &= (1-\theta_2 B^2 - \theta_{13} B^{13} - \theta_{15} B^{15}) \varepsilon_t ; Z_t = \ln(Y_t) \\ (1-\phi_2 B^2)(1-2B+B^2) Z_t &= \varepsilon_t - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \theta_{13} \varepsilon_{t-13} - \theta_{15} \varepsilon_{t-15} \\ (1-2B+B^2 - \phi_2 B^2 + 2\phi_2 B^3 - \phi_2 B^4) Z_t &= \varepsilon_t - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \theta_{13} \varepsilon_{t-13} - \theta_{15} \varepsilon_{t-15} \\ Z_t &= 2Z_{t-1} - (1-\phi_2) Z_{t-2} - 2\phi_2 Z_{t-3} + \phi_2 Z_{t-4} + \varepsilon_t - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \theta_{13} \varepsilon_{t-13} - \theta_{15} \varepsilon_{t-15}\end{aligned}$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Z}_t = 2Z_{t-1} - 0.653291Z_{t-2} - 0.693418Z_{t-3} + 0.346709Z_{t-4} - 0.707430\varepsilon_{t-2} + 0.214585\varepsilon_{t-13} - 0.432797\varepsilon_{t-15}$$

หรือ

$$\hat{Y}_t = \text{Exp}\{2Z_{t-1} - 0.653291Z_{t-2} - 0.693418Z_{t-3} + 0.346709Z_{t-4} - 0.707430\varepsilon_{t-2} + 0.214585\varepsilon_{t-13} - 0.432797\varepsilon_{t-15}\}$$

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

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

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

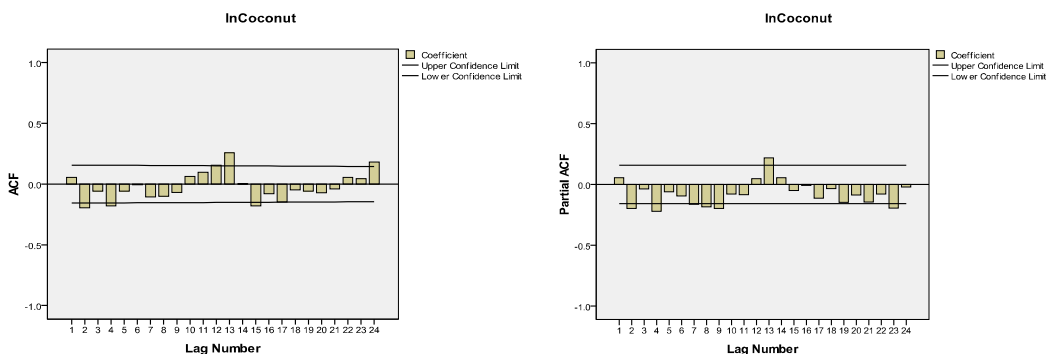


Figure 5 ACF and PACF of the second difference, d = 2, of coconut prices and transformation by ln.

หลังจากที่ได้แปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (ln) และหาผลต่างลำดับที่ 2 ($d=2$) ผู้วิจัยยังได้ทดลองกำจัดฤดูกาลโดยการหาผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ($d=2, D=1$) พร้อมกับสร้างกราฟ ACF และ PACF ได้ผลแสดงดัง (Figure 6) ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้นคือ ตัวแบบ AR(2, 4, 10, 12, 18, 24) I(2) MA(2, 12) SI(1) พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ

0.05 คือ ตัวแบบ AR(2, 4) I(2) SI(1) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว แต่ตัวแบบนี้ไม่ได้มีค่า BIC ต่ำที่สุด ($BIC=-4.30$) อีกทั้งยังมีค่าสถิติ Ljung-Box Q มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18=55.91, $p\text{-value}\approx 0$) ดังนั้นตัวแบบ AR(2, 4) I(2) SI(1) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว หรือตัวแบบ BJLN2 ไม่มีความเหมาะสม จึงไม่นำเสนอตัวแบบไว้ ณ ที่นี้ รวมถึงจะไม่มีการนำตัวแบบไปพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 เพื่อเปรียบเทียบค่า MAPE และ RMSE

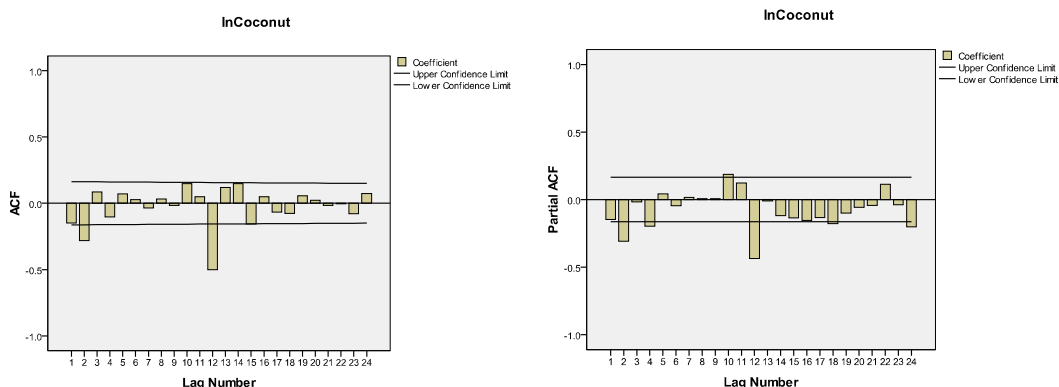


Figure 6 ACF and PACF of the second difference, $d=2$, and the first seasonal difference, $D=1$, of coconut prices and transformation by ln.

จาก (Figure 6) ผู้วิจัยได้กำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้นอีกรูปแบบหนึ่ง คือ ตัวแบบ SARIMA (2, 2, 1)(2, 1, 1)₁₂ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 คือ ตัวแบบ SARIMA(0, 2, 0)(2, 1, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว แต่ตัวแบบนี้ไม่ได้มีค่า BIC ต่ำที่สุด ($BIC=-4.54$) อีกทั้งยังมีค่าสถิติ Ljung-Box Q มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18=27.95, $p\text{-value}=0.03$) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(0, 2, 0)(2, 1, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว

หรือตัวแบบ BJLN3 ไม่มีความเหมาะสม จึงไม่นำเสนอตัวแบบไว้ ณ ที่นี้ รวมถึงจะไม่มีการนำตัวแบบไปพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 เพื่อเปรียบเทียบค่า MAPE และ RMSE

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยใช้คำสั่งของโปรแกรม SPSS (expert modeler) พบว่า โปรแกรมแนะนำให้แปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (ln) แล้วจะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสม คือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(1, 0, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว ซึ่งตัวแบบนี้มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

มีค่า BIC=-0.49 แต่มีค่าสถิติ Ljung-Box Q มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18=24.77, p-value=0.04) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(1, 0, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัวหรือตัวแบบ BJEP ไม่มีความเหมาะสม จึงไม่นำเสนอตัวแบบไว้ ณ ที่นี้ รวมถึงจะไม่มีกานำตัวแบบไปพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 เพื่อเปรียบเทียบค่า MAPE และ RMSE

ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์

จากการเปรียบเทียบค่าจริงกับค่าพยากรณ์ ราคามะพร้าวของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม ถึงเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2561 โดยการคำนวณค่า MAPE และ RMSE ในสมการที่ (2) ได้ผลแสดงดัง (Table 1)

Table 1 Coconut prices and forecasts (Baht) during July to August 2018.

time	coconut prices	forecasts		
		BJ1 Eq(3)	BJ3 Eq(4)	BJLN1 Eq(5)
July, 2018	6.17	6.52	5.58	6.08
August, 2018	5.22	5.96	4.42	4.99
	MAPE	9.96	12.41	2.90
	RMSE	0.58	0.70	0.17

จาก (Table 1) พบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ AR(2) I(2) MA(2, 13, 15) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว (BJLN1) ดังแสดงในสมการที่ (5) เป็นวิธีที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด เนื่องจากให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด หรือให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด โดยวิธีการพยากรณ์นี้มีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ร้อยละ 2.90 (MAPE=2.90) หรือมีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ 0.17 บาท/ผล (RMSE=0.17)

อภิปรายผล

การศึกษานี้ได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์ที่หลากหลายวิธีนอกเหนือจากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์

วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์พบว่า วิธีการเหล่านี้ไม่มีความเหมาะสม เนื่องจากมีค่าสถิติ Ljung-Box Q มีนัยสำคัญ หรือมีอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ไม่ผ่านข้อสมมุติรายละเอียดแสดงดัง (Table 2) ดังนั้นผลการศึกษานี้จึงสอดคล้องกับการศึกษาของวรวงคณา กิรติวิบูลย์ (2557); ดนุสรณ์ ธนะปาละ, ธันวาท เจริญศิริ, และชนาธิป โสภณพิมล (2559); วรวงคณา เรียงสุทธิ และนัยชัย นิรันดร์ (2560) ที่พบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่มีความถูกต้องเหมาะสม และให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแม่นยำ

มากที่สุด อีกทั้งการศึกษาครั้งนี้ยังพบว่าผลของการใช้คำสั่งของโปรแกรม SPSS (expert modeler) ไม่จำเป็นต้องได้ตัวแบบที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด

เสมอไป ดังนั้นการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ จึงควรพิจารณาตัวแบบตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่ได้แสดงให้เห็นในวิธีการศึกษาด้วยทุกครั้ง

Table 2 Validation of the forecasting models.

forecasting method	Ljung-Box Q / verification of assumptions
Holt	Ljung-Box Q at lag 18=47.52, p-value $\approx$ 0
Brown	Ljung-Box Q at lag 18=47.49, p-value $\approx$ 0
damped	Ljung-Box Q at lag 18=54.47, p-value $\approx$ 0
simple seasonal	Ljung-Box Q at lag 18=232.85, p-value $\approx$ 0
Winters' additive	Ljung-Box Q at lag 18=175.46, p-value $\approx$ 0
Winters' multiplicative	Ljung-Box Q at lag 18=128.83, p-value $\approx$ 0
combined:	Kolmogorov-Smirnov Z=1.39, p-value=0.04 (nonnormal), Levene statistic=2.03, p-value=0.03 (nonconstant variance)
$\hat{Y}_t = w_1 BJ1 + w_2 BJ3 + w_3 BJLN1$	
where $w_i = b_i / (b_1 + b_2 + b_3)$	
and b_i represents regression coefficient	

สรุป

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคามะพร้าว โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 164 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2561 จำนวน 162 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ชุดที่ 2

คือข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคมถึงเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 2 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ AR(2) I(2) MA(2, 13, 15) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เป็นวิธีที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด ซึ่งสามารถเขียนเป็นสมการพยากรณ์ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_t = \text{Exp} \{ 2Z_{t-1} - 0.653291Z_{t-2} - 0.693418Z_{t-3} + 0.346709Z_{t-4} - 0.707430e_{t-2} + 0.214585e_{t-13} - 0.432797e_{t-15} \}$$

เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์นี้ในการพยากรณ์ราคามะพร้าว ตั้งแต่เดือนกันยายนถึงเดือนธันวาคม 2561 พบว่า ราคามะพร้าวยังคงมีแนวโน้มเป็นไปในทิศทางลดลง อย่างไรก็ตาม การเปลี่ยนแปลงของราคา

มะพร้าวอาจเกิดจากหลายสาเหตุ เช่น สถานการณ์การผลิต สถานการณ์ตลาด ปริมาณความต้องการบริโภคภายในและต่างประเทศ สภาวะเศรษฐกิจ การนำเข้าและส่งออกระหว่างประเทศ หรือปัจจัยอื่นๆ ที่เกี่ยวข้อง

ดังนั้นจึงควรพิจารณาตัวแปรเหล่านี้เพื่อใช้ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ให้มีความถูกต้องเหมาะสมมากยิ่งขึ้น โดยการสร้างเป็นแบบถดถอย (regression model) ซึ่งผู้อ่านสามารถศึกษาวิธีการสร้างตัวแบบลักษณะนี้ได้จาก Montgomery, Peck, & Vining (2006) อีกทั้งเมื่อมีราคามะพร้าวที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบ เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

เอกสารอ้างอิง

- ณรงค์ โคมเจลา. (2560). มะพร้าว สรรพคุณและประโยชน์ของมะพร้าว น้ำมะพร้าว 81 ข้อ !. สืบค้น 29 กันยายน 2561, จาก <https://medthai.com/มะพร้าว/>
- دنصورณ์ ธนะपालะ, ธันวา เจริญศิริ, และชนาธิป ไสภณพิมล. (2559). การพยากรณ์ราคาสับปะรดที่ส่งเข้าโรงงานด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์. *วารสารวิทยาศาสตร์บูรพา*, 21(1), 110-118.
- ไทยรัฐ. (2561). ลังมะพร้าวครวญ ราคาแกว่งต้นทุนสูง เหลือ 6 บาท ชาวสวนอยู่ไม่ได้. สืบค้น 29 กันยายน 2561, จาก <https://www.thairath.co.th/content/1287547>
- วรางคณา กิริติวิบูลย์. (2557). การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์. *วารสารวิทยาศาสตร์ มศว*, 30(2), 41-56.
- วรางคณา เรียนสุทธิ, และน้ำอ้อย นิสัน. (2560). การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป. *วารสารมหาวิทยาลัยนเรศวร: วิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี*, 25(2), 140-152.
- สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. (2548). *เทคนิคการพยากรณ์* (พิมพ์ครั้งที่ 2). สงขลา: ศูนย์หนังสือมหาวิทยาลัยทักษิณ.
- สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. (2561). *ราคาสินค้าเกษตรที่เกษตรกรขายได้ ณ ไร่นา*. สืบค้น 28 กันยายน 2561, จาก <http://www.oae.go.th/view/1/ดัชนีราคาและผลผลิต/TH-TH>
- Bowerman, B. L., & O'Connell, R. T. (1993). *Forecasting and time series: An applied approach* (3rd ed.). California: Duxbury Press.
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M., & Reinsel, G. C. (1994). *Time series analysis: Forecasting and control* (3rd ed.). New Jersey: Prentice Hall.
- Montgomery, D. C., Peck, E. A., & Vining, G. G. (2006). *Introduction to linear regression analysis* (4th ed.). New York: John Wiley and Sons.