

Research Article

การพยากรณ์ราคาลองกองด้วยวิธีการทางสถิติ

Forecasting of Wollongong Prices via the Use of Statistical Methods

วารงคณา เรียนสุทธิ^{1*}

Warangkhan Riansut^{1*}

¹สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ อำเภอป่าพะยอม จังหวัดพัทลุง 93210 ประเทศไทย

¹Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University, Pa Phayom, Phatthalung 93210 Thailand

*E-mail: warang27@gmail.com

Received: 11/07/2020; Revised: 09/11/2020; Accepted: 06/12/2020

บทคัดย่อ

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อพยากรณ์ราคาลองกองด้วยวิธีการทางสถิติ โดยใช้ข้อมูลค่าเฉลี่ยรายเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนพฤษภาคม 2562 จำนวน 185 เดือน ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2562 จำนวน 180 เดือน สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติทั้งหมด 10 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโสลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราร์น วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ วิธีการแยกแบบบวก วิธีการแยกแบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2563 จำนวน 5 เดือน นำมาใช้ในการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์รากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด คือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

คำสำคัญ: ลองกอง, บ็อกซ์-เจนกินส์, การทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลัง, การแยก, การพยากรณ์รวม

Abstract

The objective of this study was to forecast the wollongong prices via the use of statistical methods. The monthly average data, which were gathered from the website of the Office of Agricultural Economics during January 2005 to May 2020 of 185 months were divided into 2 datasets. The first dataset, which consisted of 180 months from January 2005 to December 2019 was used for constructing the forecasting models via the use of 10 statistical methods, namely, Box-Jenkins method, Holt's exponential smoothing method, Brown's exponential smoothing method, damped trend exponential smoothing method, simple seasonal exponential smoothing method, Winters' additive exponential smoothing method, Winters' multiplicative exponential smoothing method, additive decomposition method, multiplicative decomposition method, and combined forecasting method. The second dataset, which consisted of 5 months from January to May 2020 was used for comparing the accuracy of the forecasting model via the lowest root mean square error. The results indicated that the most accurate method was the Winters' additive exponential smoothing method.

Keywords: Wollongong, Box-Jenkins, Exponential Smoothing, Decomposition, Combined Forecasting

บทนำ

ลองกองมีถิ่นกำเนิดอยู่ในแถบประเทศเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ เช่น อินโดนีเซีย มาเลเซีย และไทย ซึ่งลองกองเป็นไม้ผลที่มีประโยชน์มากมาย เช่น ผลสุกใช้รับประทานเป็นผลไม้ที่มีเนื้อฉ่ำน้ำ และให้รสหวาน เนื้อผลนำมาแปรรูปเป็นผลิตภัณฑ์ผลไม้ เช่น ไวน์ลองกอง น้ำลองกอง แยมจากลองกอง และยังสามารถสกัดสารที่ใช้เป็นส่วนผสมของเครื่องสำอางประเภทลดการอักเสบของผิว ลดรอยด่างดำ และรอยเกะ ผ่าบนใบหน้า เปลือกใช้ทำ น้ำหมักชีวภาพ เมล็ดนำมาบดแช่น้ำหรือต้มน้ำใช้สำหรับฉีดพ่นพืชผัก ช่วยป้องกัน โรคราและแมลงกัดกินใบ (Puechkaset, 2016)

ในปี 2563 สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรได้พยากรณ์ผลไม้เศรษฐกิจในพื้นที่ภาคตะวันออก ประกอบด้วย จังหวัดจันทบุรี ระยอง และตราด พบว่า ผลผลิตลองกองจะเพิ่มขึ้นร้อยละ 8.10 (Exim Knowledge Center, 2019) แต่ผลผลิตลองกองในพื้นที่ภาคใต้ 14 จังหวัด กลับลดลงร้อยละ 7.55 (Exim Knowledge Center, 2020) และเมื่อพิจารณาถึงราคาดลองกอง พบว่า ตั้งแต่ปี 2561 ราคามีแนวโน้มลดลงจนถึงปัจจุบัน รวมถึงมีความผันผวนของราคา สูงมาก (The Office of Agricultural Economics, 2020) เกษตรกรผู้ปลูกลองกองอาจมีคำถามว่าแนวโน้มของราคาจะ ยังคงลดลงและผันผวนเช่นนี้ตลอดไปหรือไม่ การพยากรณ์ทางสถิตินับเป็นเครื่องมือหนึ่งที่ช่วยตอบคำถามนี้ได้ ด้วยเหตุผลดังกล่าว ผู้วิจัยจึงเริ่มสืบค้นงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับการพยากรณ์ราคาดลองกอง พบว่ายังไม่เคยมีนักวิจัย ท่านใดทำการศึกษาไว้ แต่พบการศึกษาการพยากรณ์ราคาผลไม้อื่น ๆ เช่น การศึกษาของ Riansut (2018a) ได้ศึกษา

การพยากรณ์ราคาลำไยด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม ผลการศึกษาพบว่า วิธีการพยากรณ์รวมมีความเหมาะสมมากที่สุด การศึกษาของ Riansut (2018b) ได้ศึกษาการพยากรณ์ราคาส้มเขียวหวานด้วยวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ผลการศึกษาพบว่า วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉกมีความเหมาะสมมากที่สุด การศึกษาของ Riansut (2020a) ได้ศึกษาการพยากรณ์ราคากล้วยหอมทองด้วยวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก และวิธีการพยากรณ์รวม ผลการศึกษาพบว่า วิธีการพยากรณ์รวมมีความเหมาะสมมากที่สุด และการศึกษาของ Riansut (2020b) ได้ศึกษาการพยากรณ์ราคามะม่วงเขียวเสวยด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ผลการศึกษาพบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์มีความเหมาะสมมากที่สุด

จากการศึกษาที่ผ่านมาพบว่า ยังไม่เคยมีการศึกษาเกี่ยวกับการพยากรณ์ราคาลองกอง ดังนั้นการศึกษานี้ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะศึกษาการพยากรณ์ราคาลองกองด้วยวิธีการทางสถิติ เพื่อนำค่าพยากรณ์ที่ได้ไปใช้เป็นแนวทางในการเพิ่มศักยภาพและขีดความสามารถของหน่วยงานที่ดูแลผลผลิตลองกอง เช่น สนับสนุนส่งเสริมให้เกษตรกรปลูกลองกองเพิ่มขึ้นในฤดูกาลที่มีราคาสูง หรือชะลอการการปลูกลองกองให้น้อยลงในฤดูกาลที่มีราคาตกต่ำ ผู้วิจัยมีความคาดหวังเป็นอย่างยิ่งว่า ผลการศึกษานี้จะสามารถใช้เป็นจุดเริ่มต้นของการวางแผนการปลูกลองกอง โดยจะส่งผลต่อการตัดสินใจของเกษตรกร รวมถึงผู้ประกอบการทั้งภาครัฐและภาคเอกชน ได้ทราบการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลของราคาลองกอง เพื่อช่วยในการบริหารจัดการลดความเสี่ยงจากราคาที่ผันผวน

วิธีการทดลอง

การศึกษานี้จะดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ราคาลองกอง (บาท/กิโลกรัม) โดยใช้ราคาลองกองเฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (The Office of Agricultural Economics, 2020) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนพฤษภาคม 2563 จำนวน 185 เดือน ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2562 จำนวน 180 เดือน สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2563 จำนวน 5 เดือน สำหรับเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์รากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Square Error: RMSE) ที่ต่ำที่สุด

ดำเนินการตรวจสอบการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลของอนุกรมเวลาราคา
ลองกองชุดที่ 1 ดังนี้ ถ้าอนุกรมเวลาไม่มีการแจกแจงปกติ (ตรวจสอบการแจกแจงปกติด้วยการทดสอบชาปิโร-วิลค์:
Shapiro-Wilk Test เนื่องจากข้อมูลในแต่ละกลุ่มที่จะตรวจสอบมีจำนวนไม่เกิน 50 ค่า) และมีความแปรปรวนเท่ากัน
(ตรวจสอบความแปรปรวนเท่ากันด้วยการทดสอบของเลวินภายใต้การใช้มัธยฐาน: Levene's Test Based on
Median) จะใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ (Parametric Statistics) คือ การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว (One-Way
Analysis of Variance: ANOVA) แต่ถ้าอนุกรมเวลาไม่มีการแจกแจงปกติหรือมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน จะใช้
สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric Statistics) คือ การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของครัสคาล-
วอลลิส (Kruskal-Wallis's One-Way Analysis of Variance by Rank) ถ้าผลการตรวจสอบพบว่า อนุกรมเวลามี
เฉพาะการเคลื่อนไหวจากแนวโน้ม วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ Autoregressive
Integrated Moving Average: ARIMA(p, d, q) วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลข
ชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก อนุกรมเวลามีเฉพาะอิทธิพลของ
ฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม ได้แก่ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และอนุกรมเวลาที่มีทั้ง
การเคลื่อนไหวจากแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มี
ตัวแบบ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s วิธีการทำให้เรียบด้วย
เลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ วิธีการแยกแบบบวก วิธีการ
แยกแบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม (Ket-iam, 2005; Manmin, 2006) จากผลการตรวจสอบการเคลื่อนไหวจาก
แนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลในผลและวิจารณ์ผลการทดลองแสดงว่า ราคาลองกองมีการเคลื่อนไหวจาก
แนวโน้มและมีอิทธิพลของฤดูกาล อย่างไรก็ตาม การศึกษาครั้งนี้จะพิจารณาวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการ
พยากรณ์ทางสถิติที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาทุกรูปแบบ ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ SARIMA(p,
d, q)(P, D, Q)_s วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้
เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบ
ด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ วิธีการแยกแบบบวก
วิธีการแยกแบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม เพื่อให้ครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่ดีที่สุด (Riansut, 2018b) ตัวแบบ
พยากรณ์ทั้ง 10 วิธีดังกล่าว แสดงรายละเอียดดังตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ตัวแบบพยากรณ์

วิธี ที่	วิธีพยากรณ์	ตัวแบบพยากรณ์	ลักษณะ อนุกรมเวลา
1	บ็อกซ์- เจนกินส์	$SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s :$ $\hat{\phi}_p(B)\hat{\phi}_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D\hat{Y}_t = \hat{\delta} + \hat{\theta}_q(B)\hat{\theta}_q(B^s)e_t$ (Box <i>et al.</i> , 1994)	มีแนวโน้ม และฤดูกาล
2	โฮลต์	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t(m)$ โดยที่ $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$ (Manmin, 2006)	มีเพียง แนวโน้ม
3	บรวาน์	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t \left[(m-1) + \frac{1}{\alpha} \right]$ โดยที่ $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)a_{t-1}$, $b_t = \alpha(a_t - a_{t-1}) + (1-\alpha)b_{t-1}$ (Ket-iam, 2005)	มีเพียง แนวโน้ม
4	แดม	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t \sum_{i=1}^m \phi^i$ โดยที่ $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + \phi b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)\phi b_{t-1}$ (Manmin, 2006)	มีเพียง แนวโน้ม
5	ฤดูกาล อย่างง่าย	$\hat{Y}_t = a_t + \hat{S}_t$ โดยที่ $a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)a_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$ (Ket-iam, 2005)	มีเพียงฤดูกาล
6	วินเทอร์ แบบบวก	$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m) + \hat{S}_t$ โดยที่ $a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$ (Ket-iam, 2005)	มีแนวโน้ม และฤดูกาล
7	วินเทอร์ แบบคูณ	$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m)\hat{S}_t$ โดยที่ $a_t = \alpha \frac{Y_t}{\hat{S}_{t-s}} + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta \frac{Y_t}{a_t} + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$ (Ket-iam, 2005)	มีแนวโน้ม และฤดูกาล
8	แยกแบบบวก	$\hat{Y}_t = \hat{T}_t + \hat{S}_t$ (Ket-iam, 2005)	มีแนวโน้ม และฤดูกาล
9	แยกแบบคูณ	$\hat{Y}_t = \hat{T}_t \hat{S}_t$ (Ket-iam, 2005)	มีแนวโน้ม และฤดูกาล
10	พยากรณ์รวม	$\hat{Y}_t = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i \hat{Y}_{it}$ (Manmin, 2006) โดยที่ $\hat{Y}_{it}$ แทนค่าพยากรณ์ของวิธีที่ i เมื่อ $i = 1, 2, \dots, 9$ และ b_i แทนค่าประมาณสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสอง น้อยที่สุด (Least Squares Method) เมื่อ $i = 1, 2, \dots, 9$ (Montgomery <i>et al.</i> , 2006)	มีแนวโน้ม และฤดูกาล

ความหมายของสัญลักษณ์ต่างๆ ในตารางที่ 1 แสดงดังนี้

$\hat{Y}_t$ และ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t และเวลา $t+m$ ตามลำดับ โดยที่ m แทนจำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า

$\hat{\mu} = \hat{\mu}_p(B)\hat{\phi}_p(B^s)$ แทนค่าคงตัว (Constant) โดยที่ $\hat{\mu}$ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่ (Stationary)

$\hat{\phi}_p(B) = 1 - \hat{\phi}_1B - \hat{\phi}_2B^2 - \dots - \hat{\phi}_pB^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ p กรณีไม่มีฤดูกาล (Non-Seasonal Autoregressive Operator of Order p : AR(p))

$\hat{\phi}_p(B^s) = 1 - \hat{\phi}_1B^s - \hat{\phi}_2B^{2s} - \dots - \hat{\phi}_pB^{ps}$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ P กรณีมีฤดูกาล (Seasonal Autoregressive Operator of Order P : SAR(P))

$\hat{\theta}_q(B) = 1 - \hat{\theta}_1B - \hat{\theta}_2B^2 - \dots - \hat{\theta}_qB^q$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ q กรณีไม่มีฤดูกาล (Non-Seasonal Moving Average Operator of Order q : MA(q))

$\hat{\theta}_Q(B^s) = 1 - \hat{\theta}_1B^s - \hat{\theta}_2B^{2s} - \dots - \hat{\theta}_QB^{Qs}$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ Q กรณีมีฤดูกาล (Seasonal Moving Average Operator of Order Q : SMA(Q))

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_1 โดยที่ n_1 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ($n_1 = 180$)

s แทนจำนวนฤดูกาล ซึ่งอนุกรมเวลาราคาลองกองเป็นข้อมูลรายเดือน ดังนั้น $s = 12$

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

a_t และ b_t แทนค่าประมาณระยะตัดแกน Y และความชันของแนวโน้ม ณ เวลา t ตามลำดับ

$\hat{T}_t$ และ $\hat{S}_t$ แทนค่าประมาณส่วนประกอบของแนวโน้ม และอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา t ตามลำดับ

α , γ , ϕ และ δ แทนค่าคงตัวการทำให้เรียบ โดยที่ $0 < \alpha < 1$, $0 < \gamma < 1$, $0 < \phi < 1$ และ $0 < \delta < 1$

ดำเนินการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ โดยการเปรียบเทียบราคาลองกองของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2563 กับค่าพยากรณ์ เพื่อคำนวณค่า RMSE โดยตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่า RMSE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความแม่นยำมากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์ RMSE (Ket-iam, 2005) แสดงดังนี้

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{j=1}^{n_2} e_j^2}$$

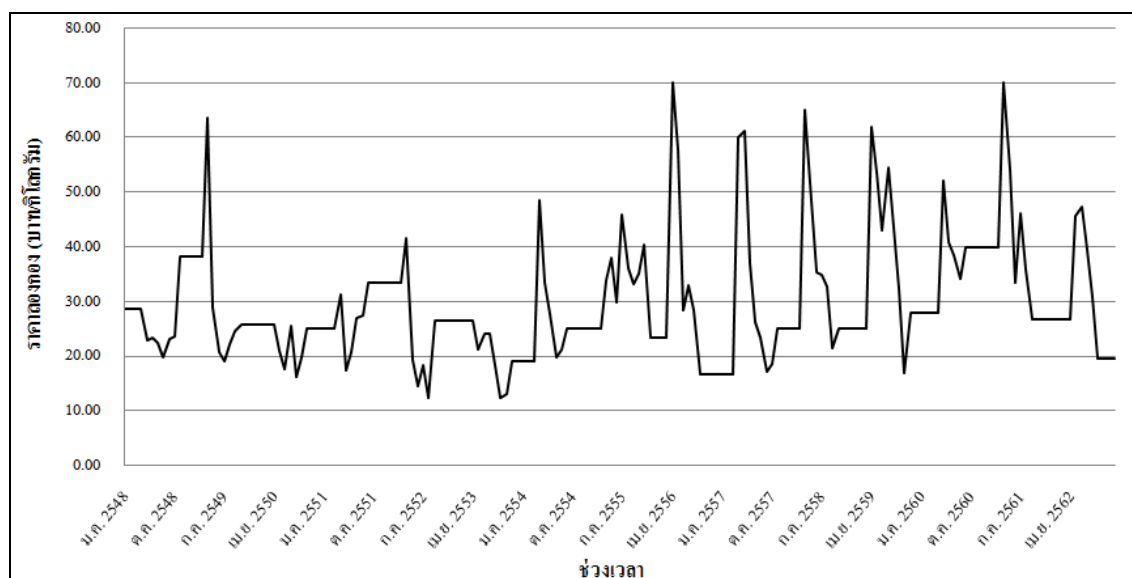
เมื่อ $e_j = Y_j - \hat{Y}_j$ แทนค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา j

Y_j และ $\hat{Y}_j$ แทนอนุกรมเวลาและค่าพยากรณ์ ณ เวลา j ตามลำดับ

j แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2 ($n_2 = 5$)

ผลและวิจารณ์ผลการทดลอง

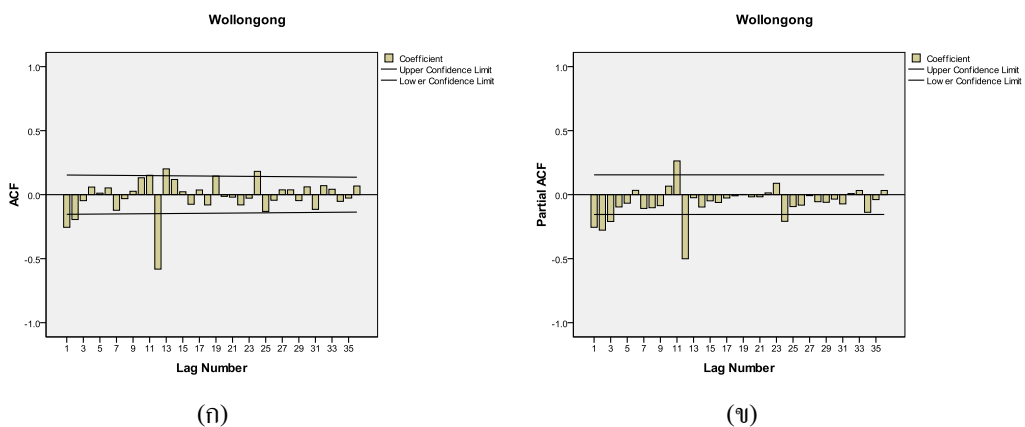
จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาลองกองชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2562 จำนวน 180 เดือน ดังรูปที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มทั้งในทิศทางเพิ่มขึ้นและลดลง โดยในช่วงปี 2548 – 2553 ราคาของกองมีแนวโน้มลดลง ($t = -2.401$, $p\text{-value} = 0.019$) ปี 2554 – 2560 ราคาของกองมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ($t = 2.153$, $p\text{-value} = 0.0343$) และปี 2561 – 2562 ราคาของกองมีแนวโน้มลดลงอีกครั้งหนึ่ง ($t = -3.257$, $p\text{-value} = 0.0036$) รวมถึงราคายังมีความผันผวนจากอิทธิพลของฤดูกาล



รูปที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาลองกอง ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2562

จากการทดสอบสมมติฐานเพื่อตรวจสอบการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล พบว่า อนุกรมเวลาราคาลองกองในแต่ละปีไม่มีการแจกแจงปกติ แต่มีความแปรปรวนเท่ากันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ดังนั้นจึงใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของคริสต์ศักราช-วอลลิสในการตรวจสอบการเคลื่อนไหวจากแนวโน้ม พบว่า อนุกรมเวลามีค่ามัธยฐานในแต่ละปีแตกต่างกัน ($\chi^2 = 44.988$, $p\text{-value} < 0.0001$) นั่นคือ อนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวจากแนวโน้ม และอนุกรมเวลาราคาลองกองในแต่ละเดือนมีการแจกแจงปกติ แต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ดังนั้นจึงใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของคริสต์ศักราช-วอลลิสในการตรวจสอบอิทธิพลของฤดูกาล พบว่า อนุกรมเวลามีค่ามัธยฐานในแต่ละเดือนแตกต่างกัน ($\chi^2 = 26.952$, $p\text{-value} = 0.005$) นั่นคือ อนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลของฤดูกาล เนื่องจากอนุกรมเวลาราคาลองกองมีการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) และผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ($D = 1$) เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ได้กราฟ Autocorrelation

Function (ACF) และกราฟ Partial Autocorrelation Function (PACF) ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังรูปที่ 2 (ก) และ (ข) ตามลำดับ ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ เพราะค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวของกราฟ ACF รูปที่ 2 (ก) และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวของส่วนจากกราฟ PACF รูปที่ 2 (ข) ตกอยู่ภายในขอบเขตความเชื่อมั่นที่กำหนด ยกเว้นเฉพาะ Lag ที่ 1, 2, 12, 24 ของกราฟ ACF รูปที่ 2 (ก) มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเกินขอบเขต จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น มีค่า $q = 2$ และ $Q = 2$ และ Lag ที่ 1, 2, 3, 12, 24 ของกราฟ PACF รูปที่ 2 (ข) มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเกินขอบเขต จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น มีค่า $p = 3$ และ $P = 2$ ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์เริ่มต้น คือ ตัวแบบ SARIMA(3, 1, 2)(2, 1, 2)₁₂



รูปที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาสองกองเมื่อแปลงข้อมูลด้วยผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1

ค่าประมาณค่าพารามิเตอร์และการคัดเลือกตัวแบบให้เหลือเฉพาะพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 แสดงดังตารางที่ 2 พบว่า ตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 คือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 0)(2, 1, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว ซึ่งสามารถเขียนเป็นตัวของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ได้ดังนี้

$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_1 B^{12} - \Phi_2 B^{24})(1 - B)(1 - B^{12})Y_t = \varepsilon_t$$

$$(1 - \Phi_1 B^{12} - \Phi_2 B^{24} - \phi_1 B + \phi_1 \Phi_1 B^{13} + \phi_1 \Phi_2 B^{25})(1 - B^{12} - B + B^{13})Y_t = \varepsilon_t$$

$$(1 - B^{12} - B + B^{13} - \Phi_1 B^{12} + \Phi_1 B^{24} + \Phi_1 B^{13} - \Phi_1 B^{25} - \Phi_2 B^{24} + \Phi_2 B^{36} + \Phi_2 B^{25} - \Phi_2 B^{37}$$

$$- \phi_1 B + \phi_1 B^{13} + \phi_1 B^2 - \phi_1 B^{14} + \phi_1 \Phi_1 B^{13} - \phi_1 \Phi_1 B^{25} - \phi_1 \Phi_1 B^{14} + \phi_1 \Phi_1 B^{26} + \phi_1 \Phi_2 B^{25} - \phi_1 \Phi_2 B^{37} - \phi_1 \Phi_2 B^{26} + \phi_1 \Phi_2 B^{38})Y_t = \varepsilon_t$$

$$Y_t = (1 + \phi_1)Y_{t-1} - \phi_1 Y_{t-2} + (1 + \Phi_1)Y_{t-12} - (1 + \phi_1)(1 + \Phi_1)Y_{t-13} + \phi_1(1 + \Phi_1)Y_{t-14} - (\Phi_1 - \Phi_2)Y_{t-24}$$

$$+ (1 + \phi_1)(\Phi_1 - \Phi_2)Y_{t-25} - \phi_1(\Phi_1 - \Phi_2)Y_{t-26} - \Phi_2 Y_{t-36} + (1 + \phi_1)\Phi_2 Y_{t-37} - \phi_1 \Phi_2 Y_{t-38} + \varepsilon_t$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์และวิธีการพยากรณ์อื่นๆ แสดงดังตารางที่ 3 และค่าดัชนีฤดูกาลจากวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและแบบคูณ วิธีการแยกแบบบวกและแบบคูณ แสดงดังตารางที่ 4

ตารางที่ 2 ค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s

SARIMA (p, d, q)(P, D, Q) _s	ค่าประมาณพารามิเตอร์									
	ค่าคงที่	AR(1):	AR(2):	AR(3):	MA(1):	MA(2):	SAR(1):	SAR(2):	SMA(1):	SMA(2):
		ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	θ_1	θ_2	Φ_1	Φ_2	Θ_1	Θ_2
(3, 1, 2)(2, 1, 2) ₁₂	-0.00034 (0.994)	-0.11810 (0.825)	0.53666 (0.110)	-0.04055 (0.662)	0.22007 (0.952)	0.77967 (0.790)	-1.51478 (0.000)	-0.73935 (0.000)	-0.89521 (0.000)	-0.03376 (0.822)
(3, 1, 2)(2, 1, 2) ₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	- (0.832)	-0.11438 (0.832)	0.53688 (0.110)	-0.03858 (0.676)	0.22456 (0.970)	0.77539 (0.866)	-1.51945 (0.000)	-0.74053 (0.000)	-0.89881 (0.000)	-0.03238 (0.828)
(3, 1, 1)(2, 1, 2) ₁₂	-	0.65878	-0.02719	0.04551	0.99903	-	-1.50717	-0.72544	-0.90488	-0.02125
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	-	(0.000)	(0.777)	(0.587)	(0.005)	-	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.885)
(3, 1, 1)(2, 1, 1) ₁₂	-	0.65511	-0.02040	0.03959	0.99831	-	-1.51033	-0.72487	-0.89930	-
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	-	(0.000)	(0.830)	(0.635)	(0.000)	-	(0.000)	(0.000)	(0.000)	-
(2, 1, 1)(2, 1, 1) ₁₂	-	0.67630	0.00540	-	0.99995	-	-1.59636	-0.78693	-0.99972	-
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	-	(0.000)	(0.947)	-	(0.769)	-	(0.000)	(0.000)	(0.983)	-
(2, 1, 1)(2, 1, 0) ₁₂	-	0.62516	-0.00402	-	0.99878	-	-0.77970	-0.24869	-	-
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	-	(0.000)	(0.960)	-	(0.000)	-	(0.000)	(0.005)	-	-
(1, 1, 1)(2, 1, 0) ₁₂	-	0.62663	-	-	0.99968	-	-0.77827	-0.24757	-	-
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	-	(0.000)	-	-	(0.197)	-	(0.000)	(0.005)	-	-
(1, 1, 0)(2, 1, 0) ₁₂	-	-0.18324	-	-	-	-	-0.79764	-0.23510	-	-
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	-	(0.018)	-	-	-	-	(0.000)	(0.006)	-	-

หมายเหตุ ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง p-value

ตารางที่ 3 ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์

วิธีที่	วิธีพยากรณ์	ตัวแบบพยากรณ์
1	บ็อกซ์-เจนกินส์ (BJ)	SARIMA(1, 1, 0)(2, 1, 0) ₁₂ $\hat{Y}_t = 0.81676Y_{t-1} + 0.18324Y_{t-2} + 0.20236Y_{t-12} - 0.16528Y_{t-13}$ $- 0.03708Y_{t-14} + 0.56254Y_{t-24} - 0.45946Y_{t-25} - 0.10308Y_{t-26}$ $+ 0.23510Y_{t-36} - 0.19202Y_{t-37} - 0.04308Y_{t-38}$ โดยที่ Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา $t-j$ ตามลำดับ
2	โฮลต์ (Holt)	$\hat{Y}_{t+m} = 19.69942 + 0.05511(m)$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2563
3	บราวน์ (Brown)	$\hat{Y}_{t+m} = 32.69478 + 0.02744 \left[(m-1) + \frac{1}{0.02764} \right]$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2563
4	แดม (Damped)	$\hat{Y}_{t+m} = 19.66871 - 0.25903 \sum_{i=1}^m (0.00013)^i$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2563
5	ฤดูกาลอย่างง่าย (SimpleS)	$\hat{Y}_t = 22.71702 + \hat{S}_t$ โดยที่ $\hat{S}_t$ แสดงดังตารางที่ 4
6	วินเทอร์แบบบวก (WinterAdd)	$\hat{Y}_{t+m} = (23.04274 + 0.05863m) + \hat{S}_t$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2563 และ $\hat{S}_t$ แสดงดังตารางที่ 4
7	วินเทอร์แบบคูณ (WinterMul)	$\hat{Y}_{t+m} = (30.99475 + 0.04014m)\hat{S}_t$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2563 และ $\hat{S}_t$ แสดงดังตารางที่ 4
8	แยกแบบบวก (DecomAdd)	$\hat{Y}_t = (24.40797 + 0.05886t) + \hat{S}_t$ โดยที่ $t = 181$ แทนเดือนมกราคม 2563 และ $\hat{S}_t$ แสดงดังตารางที่ 4
9	แยกแบบคูณ (DecomMul)	$\hat{Y}_t = (25.30409 + 0.05028t)\hat{S}_t$ โดยที่ $t = 181$ แทนเดือนมกราคม 2563 และ $\hat{S}_t$ แสดงดังตารางที่ 4
10	พยากรณ์รวม* (Combined)	$\hat{Y}_t = 3.01549 + 0.16873BJ + 2.57333SimpleS$ $- 2.10578WinterAdd + 0.25996WinterMul$

* รวมค่าพยากรณ์ของวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย (SimpleS) วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (WinterAdd) วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (BJ) และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (WinterMul) เนื่องจากมีค่า RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ต่ำที่สุด 4 อันดับแรก คือ 8.0596, 8.0663, 8.2860 และ 8.7941 ตามลำดับ

ตารางที่ 4 คำนวณฤดูกาลของอนุกรมเวลาราคาลองกอง จากวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและแบบคูณ และวิธีการแยกแบบบวกและแบบคูณ

เดือน	$\hat{S}_t$ ของวิธี ฤดูกาลอย่างง่าย	$\hat{S}_t$ ของวิธี วินเทอร์ แบบบวก	$\hat{S}_t$ ของวิธี วินเทอร์ แบบคูณ	$\hat{S}_t$ ของวิธีแยก แบบบวก	$\hat{S}_t$ ของวิธีแยก แบบคูณ
มกราคม	-2.65380	-2.32802	0.75969	-3.57750	0.86986
กุมภาพันธ์	-2.65378	-2.38698	0.76474	-4.26080	0.85538
มีนาคม	-2.65378	-2.44622	0.77086	-4.56170	0.85791
เมษายน	15.68222	15.83049	1.26327	18.93000	1.58937
พฤษภาคม	8.79889	8.88785	1.40371	10.63600	1.33033
มิถุนายน	-0.15711	-0.12746	1.10354	0.03230	1.01440
กรกฎาคม	1.89289	1.86324	1.09408	1.53210	1.04955
สิงหาคม	-2.91644	-3.00541	0.88530	-3.38400	0.89104
กันยายน	-4.94978	-5.09804	0.68832	-4.70000	0.86021
ตุลาคม	-5.01511	-5.22267	0.66047	-4.66400	0.86180
พฤศจิกายน	-2.12310	-2.38989	0.71316	-2.39120	0.93768
ธันวาคม	-3.25108	-3.57678	0.71320	-3.59120	0.88247

จากตารางที่ 4 พบว่า วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายและวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก แสดงว่า ราคาลองกองมีค่าตกต่ำในเดือนมกราคมถึงมีนาคม มิถุนายน และสิงหาคมถึงธันวาคม เนื่องจากดัชนีฤดูกาลมีค่าต่ำกว่า 0 ขณะที่วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณและวิธีการแยกแบบคูณ แสดงว่า ราคาลองกองมีค่าตกต่ำในเดือนมกราคมถึงมีนาคม และสิงหาคมถึงธันวาคม เนื่องจากดัชนีฤดูกาลมีค่าต่ำกว่า 1 และวิธีการแยกแบบบวก แสดงว่า ราคาลองกองมีค่าตกต่ำในเดือนมกราคมถึงมีนาคม และสิงหาคมถึงธันวาคม เนื่องจากดัชนีฤดูกาลมีค่าต่ำกว่า 0

เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างขึ้นในตารางที่ 3 สำหรับการพยากรณ์ราคาลองกองชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2563 จากนั้นเปรียบเทียบค่าพยากรณ์กับค่าจริงโดยการคำนวณค่า RMSE ได้ผลแสดงดังตารางที่ 5 ผลการเปรียบเทียบพบว่า ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก มีความแม่นยำมากที่สุดในการพยากรณ์ราคาลองกอง เนื่องจากมีค่า RMSE ต่ำที่สุด (RMSE = 5.1359) หรือมีความผิดพลาดในการพยากรณ์ราคาลองกอง 5.14 บาท/กิโลกรัม และตัวแบบพยากรณ์ที่มีความแม่นยำรองลงมา คือ

ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย (RMSE = 5.4564) หรือมีความผิดพลาดในการพยากรณ์ราคาดองกอก 5.46 บาท/กิโลกรัม

ตารางที่ 5 ค่า RMSE ของข้อมูลชุดที่ 2

วิธีพยากรณ์	BJ	Holt	Brown	Damped	SimpleS
RMSE	6.1134	15.0795	13.1652	15.2390	5.4564
วิธีพยากรณ์	WinterAdd	WinterMul	DecomAdd	DecomMul	Combined
RMSE	5.1359	6.9355	10.2470	9.4696	6.3851

จากผลการตรวจสอบการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลของอนุกรมเวลาราคาดองกอกชุดที่ 1 ที่พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมควรจะเป็นวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ วิธีการแยกแบบบวก วิธีการแยกแบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม (Ket-iam, 2005; Manmin, 2006) สอดคล้องกับผลการศึกษารั้งนี้ที่พบว่า วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกให้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความแม่นยำมากที่สุด อย่างไรก็ตาม เป็นที่น่าสังเกตว่าวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายให้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความแม่นยำรองลงมา ทั้งที่วิธีการพยากรณ์นี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีเฉพาะอิทธิพลของฤดูกาลเท่านั้น อาจเนื่องมาจากราคาดองกอกมีแนวโน้มทั้งเพิ่มขึ้นและลดลง จึงทำให้เห็นแนวโน้มได้ไม่ชัดเจนนัก ขณะที่วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก เป็นกลุ่มของวิธีการที่มีค่า RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 และ 2 สูงที่สุด นั่นคือ เป็นกลุ่มของวิธีการที่ให้ตัวแบบพยากรณ์มีความแม่นยำต่ำที่สุด อาจเนื่องมาจากวิธีการพยากรณ์เหล่านี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีเฉพาะการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มเท่านั้น สำหรับผลการศึกษารั้งนี้ที่พบว่า วิธีการพยากรณ์รวมไม่ได้เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด ขัดแย้งกับการศึกษาของ Riansut (2018a) และ Riansut (2020a) แต่สอดคล้องกับการศึกษาของ Riansut (2020b) ที่พบว่า วิธีการพยากรณ์อื่นมีความเหมาะสมมากกว่าวิธีการพยากรณ์รวม อย่างไรก็ตาม วิธีการพยากรณ์รวมที่สร้างขึ้นให้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ต่ำที่สุด ดังแสดงในตารางที่ 6

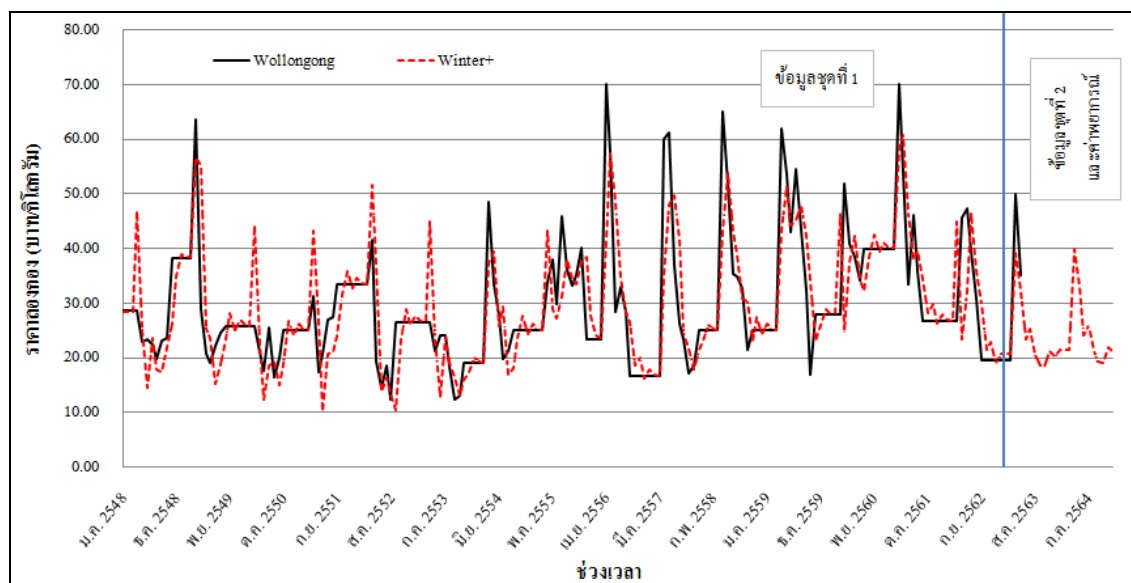
ตารางที่ 6 ค่า RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1

วิธีพยากรณ์	BJ	Holt	Brown	Damped	SimpleS
RMSE	8.2860	10.2206	11.0125	10.2190	8.0595
วิธีพยากรณ์	WinterAdd	WinterMul	DecomAdd	DecomMul	Combined
RMSE	8.0663	8.7941	9.2090	9.0328	7.1267

การศึกษานี้ได้ใช้เกณฑ์ RMSE ในการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างขึ้นทั้ง 10 วิธี สำหรับเกณฑ์การเปรียบเทียบความแม่นยำนั้นยังคงมีเกณฑ์อื่นๆ อีก เช่น เกณฑ์ร้อยละค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) ซึ่งการใช้เกณฑ์การเปรียบเทียบความแม่นยำแตกต่างกันอาจส่งผลให้การคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ดีที่สุดเหมือนหรือแตกต่างกันได้ อย่างไรก็ตาม ผลการใช้เกณฑ์ RMSE ในการศึกษานี้ พบว่า ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีความแม่นยำมากที่สุดในการพยากรณ์ราคาลองกอง หรืออาจกล่าวได้ว่าวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีประสิทธิภาพสูงที่สุด เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์ดังกล่าวในการพยากรณ์ราคาลองกอง ตั้งแต่เดือนมิถุนายน 2563 ถึงเดือนธันวาคม 2564 ได้ผลแสดงดังตารางที่ 7 และรูปที่ 3 ซึ่งพบว่า ราคาลองกองยังคงมีการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มในทิศทางลดลง และมีความแปรปรวนของข้อมูลสูง

ตารางที่ 7 ค่าพยากรณ์ของราคาลองกอง (บาท/กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนมิถุนายน 2563 ถึงเดือนธันวาคม 2564

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
มิ.ย. 2563	23.27	พ.ย. 2563	21.30	เม.ย. 2564	39.81	ก.ย. 2564	19.18
ก.ค. 2563	25.32	ธ.ค. 2563	20.17	พ.ค. 2564	32.93	ต.ค. 2564	19.11
ส.ค. 2563	20.51	ม.ค. 2564	21.48	มิ.ย. 2564	23.97	พ.ย. 2564	22.00
ก.ย. 2563	18.47	ก.พ. 2564	21.48	ก.ค. 2564	26.02	ธ.ค. 2564	20.87
ต.ค. 2563	18.41	มี.ค. 2564	21.48	ส.ค. 2564	21.21		



รูปที่ 3 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาราคาลองกองกับค่าพยากรณ์

จากวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

จากรูปที่ 3 พบว่า ค่าพยากรณ์ของวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีความแตกต่างจากข้อมูลจริงอยู่บ้าง อาจเนื่องมาจากการศึกษาครั้งนี้ได้พิจารณาเพียงปัจจัยเวลาเท่านั้นในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ซึ่งราคาลองกองมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ และการเปลี่ยนแปลงอาจเกิดจากปัจจัยอื่นๆ นอกเหนือจากปัจจัยเวลา เช่น เนื้อที่ให้ผลผลิตของลองกอง ต้นทุนผันแปร และความต้องการของลูกค้า เป็นต้น ดังนั้นเมื่อมีข้อมูลที่เป็นปัจจุบันมากขึ้นหรือมีปัจจัยที่มีผลกระทบต่อเปลี่ยนแปลงของราคาลองกอง ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบเพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมและมีค่าคลาดเคลื่อนต่ำ สำหรับใช้ในการพยากรณ์ราคาลองกองในอนาคตต่อไป

สรุปผลการทดลอง

การศึกษาครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาลองกอง โดยใช้ราคาลองกองเฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนพฤษภาคม 2563 จำนวน 185 เดือน ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2562 จำนวน 180 เดือน สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ วิธีการแยกแบบบวก วิธีการแยกแบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2563 จำนวน 5 เดือน สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์รากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีความแม่นยำมากที่สุด ซึ่งสามารถเขียนเป็นสมการพยากรณ์ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (23.04274 + 0.05863m) + \hat{S}_t$$

โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2563 และ $\hat{S}_t$ แทนดัชนีฤดูกาล แสดงดังตารางที่ 4

เอกสารอ้างอิง

Box, G. E. P., Jenkins, G. M., & Reinsel, G. C. (1994). *Time Series Analysis: Forecasting and Control* (3rd ed.).

Prentice Hall.

Exim Knowledge Center. (2019). *The Office of Agricultural Economics has predicted the output of Wollongong in the Eastern region year 2020*. <https://kmc.exim.go.th/detail/economy-news/20191223140440> (in Thai)

- Exim Knowledge Center. (2020). *The Office of Agricultural Economics has predicted the output of Wollongong in the South region year 2020*. <https://kmc.exim.go.th/detail/economy-news/20200331123414> (in Thai)
- Ket-iam, S. (2005). *Forecasting Technique* (2nd ed.). Thaksin University. (in Thai)
- Manmin, M. (2006). *Time Series and Forecasting*. Foreprinting. (in Thai)
- Montgomery, D. C., Peck, E. A., & Vining, G. G. (2006). *Introduction to Linear Regression Analysis* (4th ed.). John Wiley and Sons.
- Puechkaset. (2016). *Wollongong properties and cultivation of wollongong*. <https://puechkaset.com/longkong/>. (in Thai)
- Riansut, W. (2018). A comparison of forecasting models of longan price. *Journal of Agricultural Research and Extension*, 35(3), 73-83. (in Thai)
- Riansut, W. (2018). Comparison of tangerine prices forecast model by exponential smoothing methods. *Thai Journal of Science and Technology*, 7(5), 460-470. (in Thai)
- Riansut, W. (2020). Selection of the appropriate banana gold prices forecasting models. *Thai Science and Technology Journal*, 28(1), 14-25. (in Thai)
- Riansut, W. (2020). Selection of forecasting models for the mango prices. *Journal of Srinakharinwirot Research and Development*, 12(23), 52-62. (in Thai)
- The Office of Agricultural Economics. (2020). *Table 3 prices of agricultural products that farmers can sell at farmland*. [https://www.oae.go.th/view/1/ Price and output index/TH-TH](https://www.oae.go.th/view/1/Price%20and%20output%20index/TH-TH). (in Thai)