



ตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมะม่วงของประเทศไทย

บุญฤทธิ์ ชูประดิษฐ์¹ และเสาวภา ชัยพิทักษ์^{2*}

Forecasting Model for Mango Export Volumes of Thailand

Boonyarit Choopradit¹ and Saowapa Chaipitak^{2*}

¹คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยีอุตสาหกรรม มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์ วิทยาเขตสุราษฎร์ธานี 84000

²ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ กรุงเทพฯ 10900

¹Faculty of Science and Industrial Technology, Prince of Songkla University, Surat Thani Campus, Surat Thani 84000

²Department of Statistics, Faculty of Science, Kasetsart University, Bangkok 10900

* Corresponding author. E-mail address: fscispc@ku.ac.th

Received: 4 July 2017; Accepted: 13 September 2017

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกมะม่วงรายเดือนของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลจากสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร กรมส่งเสริมการเกษตร กระทรวงเกษตรและสหกรณ์ ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2550 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 จำนวนทั้งสิ้น 120 ค่า โดยแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ส่วน ส่วนแรกร้อยละ 90 และส่วนหลังร้อยละ 10 โดยส่วนแรกนำมาสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการพยากรณ์ 3 วิธีได้แก่ วิธีแยกองค์ประกอบ วิธีโฮลต์-วินเตอร์ และวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และส่วนหลังนำมาตรวจสอบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ค่าร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยและเกณฑ์ค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยต่ำที่สุด ผลจากการวิจัยพบว่าวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่มีความถูกต้องมากที่สุดโดยมีตัวแบบเป็น SARIMA(0,1,2)(0,1,1)₁₂

คำสำคัญ: บ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีโฮลต์-วินเตอร์ วิธีแยกตัวประกอบ ปริมาณการส่งออกมะม่วง

Abstract

The objective of this research was to construct the most suitable forecasting model for the monthly mango export volumes of Thailand. The monthly export volumes were gathered from the Office of Agricultural Economics, Department of Agricultural Extension, Ministry of Agriculture and Cooperatives from January 2007 to December 2016 (120 values) and divided into two parts (90% and 10%). The first part was applied for constructing the forecasting models by three methods consisting of decomposition, Holt-Winters and Box-Jenkins methods. The second part was used for comparing the accuracy of the forecasts by considering the mean absolute percentage error (MAPE) and root mean squared error (RMSE). The results have been shown that Box-Jenkins is the best method to predict the mango export volumes with the lowest MAPE and RMSE and the appropriate forecasting model is SARIMA(0,1,2)(0,1,1)₁₂.

Keywords: Box-Jenkins, Holt-Winters method, Decomposition method, Mango export volumes

บทนำ

มะม่วงเป็นพืชที่มีถิ่นกำเนิดในอินเดีย และมีการกระจายตัวอยู่ตามประเทศในเขตร้อนตั้งแต่อินเดียไปจนถึงฟิลิปปินส์ สายพันธุ์มะม่วงที่รู้จักกันอย่างแพร่หลาย เช่น เขียวเสวย ฟาลัน แรด น้ำดอกไม้ โชคอนันต์ อกร่อง ผลมะม่วงนำมารับประทานได้ทั้งดิบและสุก อีกทั้งมีการนำไปแปรรูป เช่น มะม่วงแก้ว มะม่วงตอง มะม่วงแช่อิ่ม

มะม่วงเค็ม แยมมะม่วง พายมะม่วง มะม่วงเป็นผลไม้เศรษฐกิจที่มีความสำคัญต่อเศรษฐกิจของประเทศไทย เพราะเป็นสินค้าส่งออก 1 ใน 5 ของประเทศไทยในกลุ่มของผลไม้ที่ทำรายได้สูงที่สุด (Kaewhawong, 2013) ในปี 2555 ประเทศไทยมีเนื้อที่ให้ผล 2,046,280 ไร่ มีผลผลิต 2,985,530 ตัน และส่งออกมะม่วง 74,061 ตัน มูลค่าการส่งออกรวม 2,406 ล้านบาท โดยมูลค่าการส่งออกมะม่วงไทยไปอาเซียนมีอัตราการเจริญเติบโต

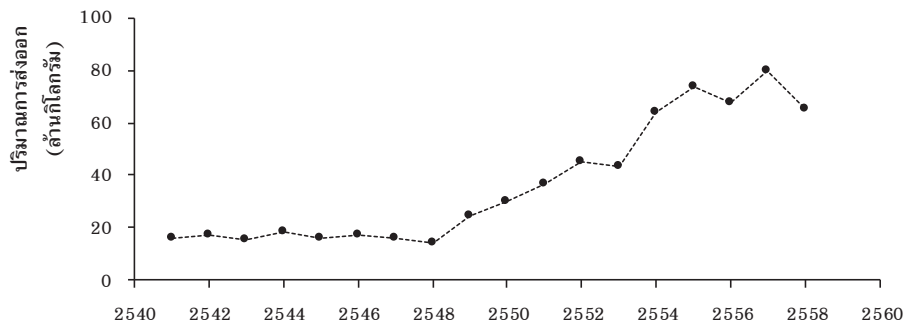


ร้อยละ 24.90 (Bureau of Farmers Development, 2017) เมื่อพิจารณาข้อมูลปริมาณการส่งออกมะม่วงรายปีระหว่างปี พ.ศ. 2541 ถึง พ.ศ. 2558 ดังตารางที่ 1 และรูปที่ 1 พบว่าปริมาณการส่งออกมะม่วงรายปีของประเทศไทยมีการเปลี่ยนแปลงค่อนข้างคงที่ในช่วงปี พ.ศ. 2541 ถึง พ.ศ. 2548 จากนั้นมีแนวโน้มปริมาณการส่งออกที่เพิ่มสูงขึ้นต่อเนื่องจนถึงปี พ.ศ. 2555 และ

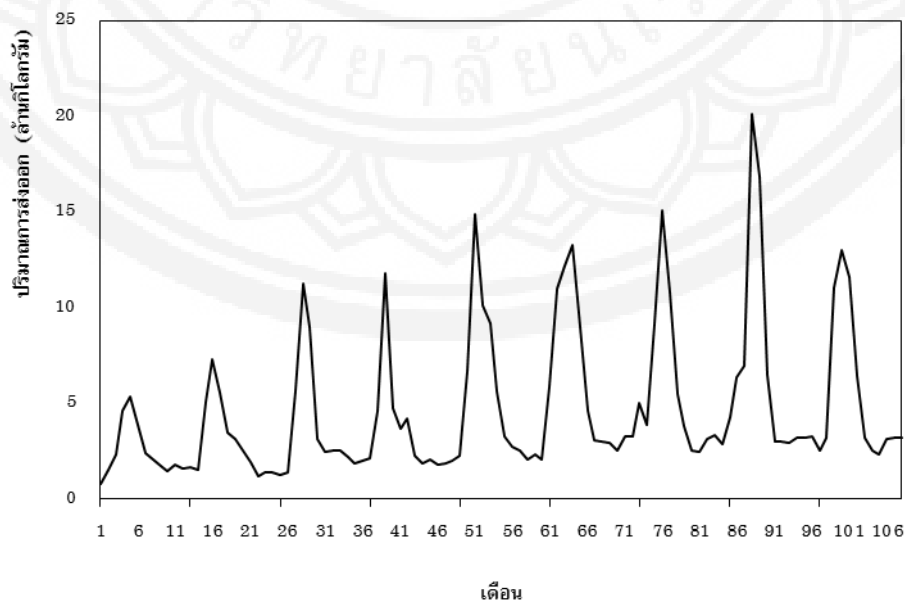
ปริมาณการส่งออกมะม่วงเริ่มมีความผันผวนในระหว่างปี พ.ศ. 2555 ถึง พ.ศ. 2558 ด้วยลักษณะข้อมูลดังกล่าว และเพื่อความทันสมัยของข้อมูล ผู้วิจัยจึงมุ่งความสนใจลงรายละเอียดไปที่ปริมาณการส่งออกรายเดือนระหว่างเดือนมกราคม พ.ศ. 2550 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 ซึ่งมีจำนวน 108 ค่า (เดือน) แสดงดังรูปที่ 2

ตารางที่ 1 ปริมาณการส่งออกมะม่วงรายปีของประเทศไทยระหว่างปี พ.ศ. 2541 ถึง พ.ศ. 2558 (หน่วย : กิโลกรัม)

ปี	ปริมาณ	ปี	ปริมาณ	ปี	ปริมาณ
2541	15,735,035	2547	15,603,396	2553	43,042,132
2542	16,788,103	2548	14,180,637	2554	63,807,496
2543	15,429,965	2549	24,498,635	2555	74,061,268
2544	18,315,416	2550	29,619,210	2556	67,602,051
2545	16,129,060	2551	36,377,124	2557	79,622,890
2546	17,158,049	2552	45,409,434	2558	65,423,080



รูปที่ 1 ปริมาณการส่งออกมะม่วง (รายปี) ของประเทศไทยระหว่างปี พ.ศ. 2541 ถึง พ.ศ. 2558



รูปที่ 2 อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกมะม่วง (รายเดือน) ระหว่างเดือนมกราคม พ.ศ. 2550 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2558

เพื่อเป็นประโยชน์ในการวางแผนนโยบายที่เกี่ยวข้องกับพื้นที่เพาะปลูก การผลิต รวมถึงการส่งออกมะม่วง อันจะส่งผลถึงความสามารถในการแข่งขันกับประเทศผู้ส่งออกมะม่วงรายอื่นๆ ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะนำปริมาณการส่งออกมะม่วงของประเทศไทยมาสร้างตัวแบบพยากรณ์ โดยการนำเทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่เหมาะสมมาใช้ ซึ่งเมื่อพิจารณารูปที่ 2 พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกมะม่วงของประเทศไทยมีแนวโน้มเป็นแบบเชิงเส้น (linear trend) ซึ่งได้แสดงรายละเอียดไว้ในหัวข้อผลของการศึกษา นอกจากนี้ปริมาณการส่งออกมะม่วงดังกล่าวยังมีความผันแปรของฤดูกาล (seasonal variation) ที่ไม่คงที่ (ในที่นี้มีความผันแปรของฤดูกาลเพิ่มขึ้นเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป) โดยพิจารณาจากความถี่สำคัญของค่าฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตนเอง (autocorrelation function, ACF) ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ดังรูปที่ 3 ซึ่งมีค่าของ ACF ที่อยู่นอกเส้นช่วงความเชื่อมั่น 95% ของค่า ACF ณ lag 1, 11, 12, 13 และ 24 ซึ่ง ณ lag 12 และ 24 แสดงให้เห็นถึงความผันแปรของฤดูกาล เนื่องจากแนวโน้มเป็นแบบเชิงเส้นและความผันแปรของฤดูกาลไม่คงที่และมีค่าเพิ่มขึ้น ดังนั้นการสร้างตัวแบบการพยากรณ์สำหรับรูปแบบของข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวจึงควรเป็นแบบคูณ และวิธีที่สามารถนำมาวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มและฤดูกาลได้แก่วิธีแยกองค์ประกอบ (Decomposition method) และวิธีโฮลต์-วินเตอร์ (Holt-Winters method) (Bowerman & O'Connell, 1993) รวมทั้งวิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins method) ซึ่งเป็นวิธีที่ได้รับความนิยมและใช้กันอย่างแพร่หลาย (Sopipan, 2015; Riansut, 2016; Riansut & Nisan, 2017)

วิธีการศึกษาและวัสดุอุปกรณ์

ในงานวิจัยนี้การสร้างตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมะม่วงรายเดือนของประเทศไทยมีขั้นตอนดังนี้

1. การจัดเตรียมข้อมูล

ข้อมูลปริมาณการส่งออกมะม่วงรายเดือนของประเทศไทยได้มาจากการรวบรวมโดยสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร กรมส่งเสริมการเกษตร กระทรวงเกษตรและสหกรณ์ โดยปริมาณการส่งออกมะม่วงราย

เดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2550 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 จำนวนทั้งสิ้น 120 ค่า (Office of Agricultural Economics, 2017) โดยผู้วิจัยแบ่งข้อมูลดังกล่าวออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 คือปริมาณการส่งออกมะม่วงตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2550 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 108 ค่า เพื่อใช้สำหรับหาตัวแบบที่เหมาะสมของแต่ละวิธี ด้วยโปรแกรม Minitab รุ่น 17 และข้อมูลชุดที่ 2 คือปริมาณการส่งออกมะม่วงตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2559 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 จำนวน 12 ค่า เพื่อใช้สำหรับเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์

2. วิธีการพยากรณ์

ในงานวิจัยนี้ได้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมะม่วงของประเทศไทย ด้วยวิธีการพยากรณ์ 3 วิธี ได้แก่ วิธีแยกองค์ประกอบ (decomposition) วิธีโฮลต์-วินเตอร์ (Holt-Winters) และวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins) วิธีการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธีแสดงรายละเอียดดังนี้

2.1 วิธีแยกองค์ประกอบ (Decomposition method) (Abraham & Ledolter, 1983) เป็นวิธีที่แยกส่วนประกอบต่างๆ ของอนุกรมเวลาออกจากกัน โดยที่จะทำให้เกิดการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาและนำไปสร้างตัวแบบพยากรณ์ได้ ส่วนประกอบของอนุกรมเวลาประกอบได้แก่ แนวโน้ม (trend) ความผันแปรของฤดูกาล (seasonal) ความผันแปรตามวัฏจักร (cyclical) และส่วนประกอบที่ผิดปกติหรือความคลาดเคลื่อน (irregular or error) วิธีแยกองค์ประกอบสามารถแบ่งเป็น 2 แบบ ได้แก่ วิธีแยกองค์ประกอบแบบบวก (additive decomposition) ซึ่งเหมาะกับลักษณะอนุกรมเวลาที่ความผันแปรของฤดูกาลคงที่ และวิธีแยกองค์ประกอบแบบคูณ (multiplicative decomposition) ซึ่งเหมาะกับลักษณะอนุกรมเวลาที่ความผันแปรของฤดูกาลไม่คงที่ เนื่องจากปริมาณการส่งออกมะม่วงรายเดือนของประเทศไทยดังแสดงในรูปที่ 2 มีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรของฤดูกาลมีค่าไม่คงที่ อีกทั้งยังมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป ดังนั้นวิธีแยกองค์ประกอบแบบคูณเป็นวิธีที่เหมาะสมสำหรับอนุกรมเวลานี้และมีตัวแบบดังสมการที่ (1)

$$y_t = TR_t \times S_t \times \varepsilon_t \quad (1)$$



เมื่อ y_t แทนข้อมูลของอนุกรมเวลา ณ เวลา t , TR_t , และ S_t แทนพารามิเตอร์แนวโน้มและความผันแปรของฤดูกาล ณ เวลา t ตามลำดับ และ ε_t แทนความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลา ณ เวลา t โดยที่ $TR_t = \beta_0 + \beta_1 t$ สำหรับแนวโน้มเชิงเส้น โดยที่ β_0 และ β_1 แทนพารามิเตอร์แสดงระดับของข้อมูล ความชันของแนวโน้ม สำหรับค่าพยากรณ์ของข้อมูล ณ เวลา t แสดงดังสมการที่ (2)

$$\hat{y}_t = tr_t \times s_t \quad (2)$$

เมื่อ \hat{y}_t , tr_t และ s_t แทนค่าพยากรณ์ของข้อมูล ตัวประมาณแนวโน้มเชิงเส้น และตัวประมาณความผันแปรของฤดูกาล ณ เวลา t ตามลำดับ ตัวประมาณแนวโน้มเชิงเส้นด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (least square method) คำนวณจากสูตร $tr_t = b_0 + b_1 t$ โดยที่ $b_0 = \bar{y} - b_1 \bar{t}$ และ $b_1 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})(t - \bar{t})}{\sum_{t=1}^n (t - \bar{t})^2}$ เป็นตัวประมาณของ β_0 และ β_1 ตามลำดับ โดยที่ $\bar{y} = (\sum_{t=1}^n y_t) / n$ และ $\bar{t} = (\sum_{t=1}^n t) / n = (n+1) / 2$ สำหรับการทดสอบว่าแนวโน้มของอนุกรมเวลาเป็นแนวโน้มเชิงเส้นหรือไม่ ทำได้โดยการทดสอบสมมติฐานว่า $\beta_0 = 0$ และ $\beta_1 = 0$ หรือไม่ โดยใช้สถิติทดสอบที และพิจารณาจากค่าพี (P-value) หากค่าพีมีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ แสดงว่าพารามิเตอร์นั้น ๆ ไม่เท่ากับ 0 (Taesombat, 2006)

2.2 วิธีโฮลต์-วินเตอร์ (Holt-Winters method) เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับอนุกรมเวลาที่มีส่วนประกอบแนวโน้มแบบเชิงเส้น (linear trend) และความผันแปรของฤดูกาล ซึ่งในงานวิจัยนี้จะเลือกใช้วิธีโฮลต์-วินเตอร์แบบคูณ (multiplicative Holt-Winters method) ซึ่งเป็นวิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกมะม่วงของประเทศไทยที่มีความผันแปรของฤดูกาลเพิ่มขึ้น ตัวแบบแสดงดังสมการที่ (3) (Bowerman & O'Connell, 1993)

$$y_t = (\beta_0 + \beta_1 t) \times S_t \times \varepsilon_t \quad (3)$$

เมื่อ β_0 , β_1 และ S_t แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระดับของข้อมูล ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรของฤดูกาล ณ เวลา t ตามลำดับ และ ε_t แทนความคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลา ณ เวลา t โดยที่ประมาณค่าพารามิเตอร์ β_0 , β_1 และ S_t ดังกล่าวด้วย l_t , b_t และ s_t ตามลำดับ ดังสูตรต่อไปนี้

$$l_t = \alpha(y_t / s_{t-L}) + (1-\alpha)(l_{t-1} + b_{t-1}),$$

$$b_t = \gamma(l_t + l_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1},$$

$$\text{และ } s_t = \delta(y_t / l_t) + (1-\delta)s_{t-L}$$

และ L แทนจำนวนคาบของฤดูกาล โดยที่ α , γ และ δ เป็นค่าคงที่ปรับให้เรียบซึ่งเป็นค่าคงที่ที่มีค่าอยู่ระหว่าง 0 และ 1 ดังนั้นค่าพยากรณ์ m เวลาล่วงหน้า โดยใช้ข้อมูล ณ เวลา t แสดงดังสมการที่ (4)

$$\hat{y}_{t+m}(t) = (l_t + mb_t) s_{t+m-L}, \quad m = 1, 2, \dots \quad (4)$$

เมื่อ s_{t+m-L} เป็นตัวประมาณสำหรับปัจจัยฤดูกาลในฤดูกาลที่อยู่ใกล้กับเวลา $t+m$ มากที่สุด

2.3 วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins method) (Box, Jenkins, Reinsel, & Ljung, 2016) เป็นวิธีที่ได้รับความนิยมอย่างมากเนื่องจากให้ผลการพยากรณ์ระยะสั้น ๆ ที่แม่นยำวิธีการหนึ่ง เป็นวิธีการกำหนดตัวแบบพยากรณ์จากการตรวจสอบฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตนเอง และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตนเอง บางส่วนของอนุกรมเวลาแบบคงที่ (stationary time series) หรืออนุกรมเวลาที่ค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ตลอดเวลา หากพบว่าอนุกรมเวลาที่มีความเคลื่อนไหวแบบไม่คงที่ (non-stationary time series) จะต้องแปลงอนุกรมเวลานั้นให้เป็นอนุกรมเวลาที่คงที่ก่อนการกำหนดตัวแบบ หากอนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยไม่คงที่ควรแปลงอนุกรมเวลาโดยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (difference or seasonal difference) หากอนุกรมเวลาที่มีความแปรปรวนไม่คงที่ ควรแปลงอนุกรมเวลาโดยใช้ลอการิทึมธรรมชาติ (natural logarithm) รากที่สอง (square root) หรือรากที่สี่ (quartic root) เป็นต้น (Bowerman & O'Connell, 1993)

การสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ มีขั้นตอนที่สำคัญ 4 ขั้นตอนดังต่อไปนี้

ขั้นตอนที่ 1 กำหนดตัวแบบพยากรณ์ โดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาแบบคงที่ (Bowerman & O'Connell, 1993) โดยตัว

แบบทั่วไปของวิธีบอกซ์-เจนกินส์คือ seasonal autoregressive integrated moving average หรือ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_L แสดงดังสมการที่ (5)

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^L)(1-B)^d(1-B^L)^D y_t = \delta + \theta_q(B)\Theta_Q(B^L)\varepsilon_t \quad (5)$$

เมื่อ

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ แทนการถดถอยในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาลอันดับ p (non-seasonal autoregressive, AR(p))

$\Phi_P(B^L) = 1 - \Phi_1 B^L - \Phi_2 B^{2L} - \dots - \Phi_P B^{PL}$ แทนการถดถอยในตัวเองแบบมีฤดูกาลอันดับ P (seasonal autoregressive, SAR(P))

$(1-B)^d$ แทนอันดับของผลต่างแบบไม่มีฤดูกาล (non-seasonal difference)

$(1-B^L)^D$ แทนอันดับของผลต่างแบบมีฤดูกาล (seasonal difference)

โดยที่ d และ D แทนอันดับของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

$\delta = \phi_p(B)\Phi_P(B^L)\mu$ แทนค่าคงที่ โดยที่ μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่

$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$ แทนค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับ q (non-seasonal moving average, MA(q))

$\Theta_Q(B^L) = 1 - \Theta_1 B^L - \Theta_2 B^{2L} - \dots - \Theta_Q B^{QL}$ แทนค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาลอันดับ Q (seasonal moving average, SMA(Q))

B แทนตัวดำเนินการถดถอยหลัง (backward shift operator) โดยที่ $B^k y_t = y_{t-k}$

ε_t คือ Gaussian white noise ณ เวลา t ที่มีความเป็นอิสระต่อกันและมีการแจกแจงปกติด้วยค่าเฉลี่ยศูนย์และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Bowerman & O'Connell, 1993)

ขั้นตอนที่ 2 ประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (ordinary least squares method)

ขั้นตอนที่ 3 ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ โดยการตรวจสอบข้อสมมติเกี่ยวกับความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ที่ต้องมีความเป็นอิสระต่อ

กันและมีการแจกแจงปกติด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และมีความแปรปรวนคงที่ การตรวจสอบความเป็นอิสระต่อกันจะพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF และสถิติทดสอบของ Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-square ส่วนการตรวจสอบการแจกแจงปกติด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนคงที่ พิจารณาจากแผนภาพความน่าจะเป็นแบบปกติ (Normal probability plot) ฮิสโตแกรมและแผนภาพการกระจายระหว่างค่าพยากรณ์ (fitted value) กับค่าความคลาดเคลื่อน หากข้อสมมติไม่เป็นจริง ผู้วิจัยต้องกำหนดตัวแบบใหม่โดยกลับไปทำขั้นตอนที่ 1 ถึง 3 ใหม่อีกครั้ง เพื่อให้ได้ตัวแบบในการพยากรณ์ที่เหมาะสม หากอนุกรมเวลาใดมีตัวแบบที่เหมาะสมหลายตัวแบบ ผู้วิจัยสามารถใช้เกณฑ์สารสนเทศ Akaike (Akaike Information Criterion: AIC) หรือเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian Information Criterion: BIC) ก็ได้ในการคัดเลือกตัวแบบ ซึ่งทั้งสองเกณฑ์จะให้ค่าที่สอดคล้องกัน และตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดจะมีค่า AIC และ BIC ต่ำที่สุด ในงานวิจัยในครั้งนี้ได้ผลของ AIC และ BIC ที่สอดคล้องและให้ผลสรุปเดียวกัน ผู้วิจัยจึงขอเสนอเพียง BIC เกณฑ์เดียว

ขั้นตอนที่ 4 พยากรณ์อนุกรมเวลาโดยใช้ตัวแบบพยากรณ์สุดท้ายที่เหมาะสมที่สุด

3. การเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์

การเปรียบเทียบตัวแบบใช้เกณฑ์ในการเลือกตัวแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมโดยการเปรียบเทียบปริมาณการส่งออกมะม่วงของประเทศไทยในข้อมูลชุดที่ 2 จำนวน 12 ค่า ($n_2 = 12$) กับค่าที่ได้จากการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมะม่วงของประเทศไทยทั้ง 3 วิธีที่ได้กล่าวมาแล้วข้างต้น โดยตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้จะให้ค่าร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (mean absolute percentage error, MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลัง



สองเฉลี่ย (root mean squared error, RMSE) ต่ำที่สุด ได้จาก
โดยที่ MAPE และ RMSE (Ket-iam, 2005) คำนวณ

$$MAPE = \frac{100}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} \left| \frac{e_i}{Y_i} \right| \quad \text{และ} \quad RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n_2} e_i^2}{n_2}}$$

ตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่า MAPE และค่า RMSE ต่ำที่สุด จะถูกเลือกให้เป็นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดสำหรับพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมะม่วงของประเทศไทย ตั้งแต่เดือน มกราคม พ.ศ. 2560 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 ต่อไป

ผลการศึกษาและอภิปรายผลการศึกษา

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกมะม่วงตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2550 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 108 ค่า แสดงดังรูปที่ 2 พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหวของแนวโน้ม และความแปรผันของฤดูกาลเพิ่มขึ้น ผลจากการวิเคราะห์ด้วยวิธีการพยากรณ์ 3 วิธี เป็นดังนี้

ตารางที่ 2 ค่าประมาณความผันแปรตามฤดูกาลด้วยวิธีแยกองค์ประกอบ

เดือน	s_t	เดือน	s_t	เดือน	s_t	เดือน	s_t
มกราคม	0.5832	เมษายน	2.4446	กรกฎาคม	0.6634	ตุลาคม	0.5046
กุมภาพันธ์	0.8507	พฤษภาคม	1.9160	สิงหาคม	0.5238	พฤศจิกายน	0.5247
มีนาคม	1.8883	มิถุนายน	1.0456	กันยายน	0.5546	ธันวาคม	0.5005

ซึ่งผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมะม่วงของประเทศไทยปี พ.ศ. 2559 ด้วยวิธีแยกองค์ประกอบรูปแบบคูณแสดงดังรูปที่ 8

2. ผลการพยากรณ์โดยวิธีโฮสต์-วินเตอร์แบบคูณ

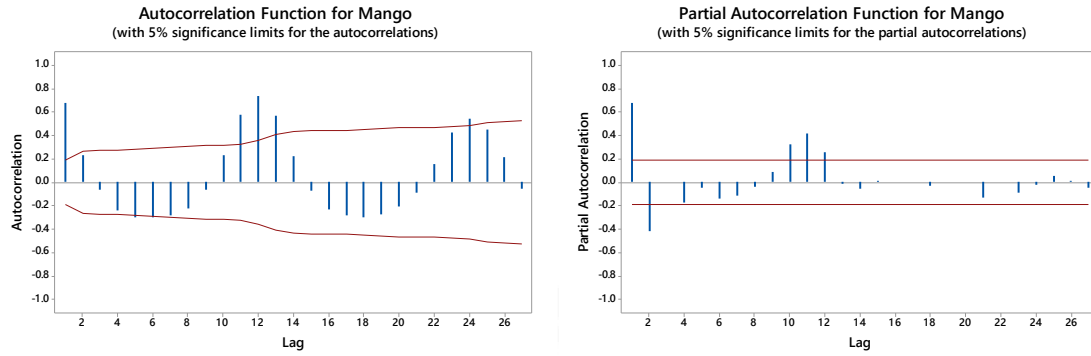
สำหรับวิธีโฮสต์-วินเตอร์แบบคูณนั้น ผู้วิจัยหาค่าคงที่ปรับให้เรียบ 3 ตัวได้แก่ α γ และ δ โดยอาศัยคำสั่ง Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel ที่ทำให้ได้ค่า MAPE ต่ำที่สุด ค่าคงที่ที่เหมาะสมคือ $\alpha = 0.09$, $\gamma = 0.09$ และ $\delta = 0.09$ และผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมะม่วงของประเทศไทยปี พ.ศ. 2559 แสดงดังรูปที่ 8

3. ผลการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

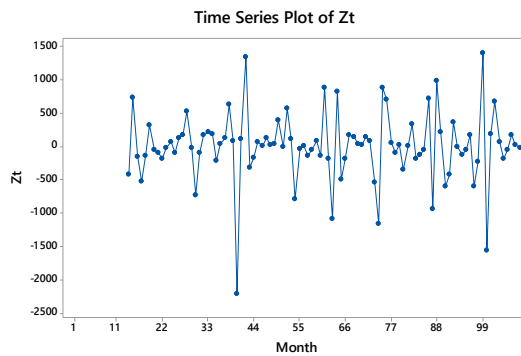
1. ผลการพยากรณ์โดยวิธีแยกองค์ประกอบรูปแบบคูณ

วิธีแยกองค์ประกอบรูปแบบคูณ มีค่าพยากรณ์ของข้อมูล ณ เวลา t คือ $\hat{y}_t = tr_t \times s_t$ เพื่อทดสอบว่าแนวโน้มของอนุกรมเวลาเป็นแนวโน้มเชิงเส้นหรือไม่พบว่าได้ค่าสถิติที่เท่ากับ 3.94 และ 3.00 ตามลำดับ และมีค่าพีเท่ากับ 0.000 และ 0.003 ตามลำดับ ซึ่งมีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ (0.05) จึงสามารถสรุปได้ว่า $\beta_0 \neq 0$ และ $\beta_1 \neq 0$ และค่าประมาณของ β_0 และ β_1 ที่ได้จากโปรแกรมได้ค่า b_0 และ b_1 เท่ากับ 2,718,895.1133 และ 36,358.3243 ตามลำดับ ดังนั้นตัวประมาณแนวโน้มเชิงเส้นจึงเท่ากับ $tr_t = 2,718,895.1133 + 36,358.3243t$ และมีค่าประมาณความผันแปรตามฤดูกาล (s_t) ที่ได้จากโปรแกรม Minitab แสดงดังตารางที่ 2

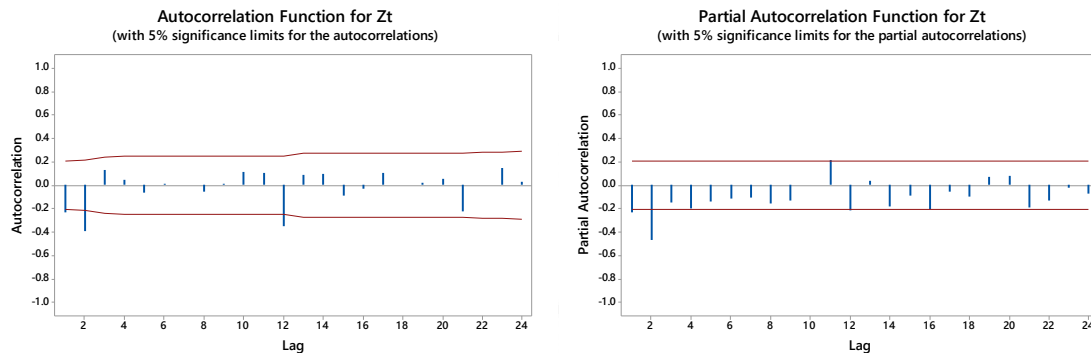
จากการพิจารณารูป ACF และ PACF ของปริมาณการส่งออกมะม่วงรายเดือน ดังรูปที่ 3 แสดงให้เห็นว่าอนุกรมเวลาที่มีความไม่คงที่ ประกอบกับการพิจารณารูปที่ 1 ซึ่งแสดงการมีส่วนประกอบของแนวโน้มที่เพิ่มขึ้น และรูปที่ 2 แสดงให้เห็นถึงความผันแปรของฤดูกาลที่ไม่คงที่ ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลโดยแปลงอนุกรมเวลาให้เป็นค่ารากที่สอง หาผลต่าง ($d = 1$) หาผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 และเนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นรายเดือนจึงมีจำนวนคาบของฤดูกาลเท่ากับ 12 ($D = 1$ และ $L = 12$) ดังนั้น จะได้ $z_t = (1-B)(1-B^{12})y_t^* = y_t^* - y_{t-1}^* - y_{t-12}^* + y_{t-13}^*$ เมื่อ $y_t^* = y^{1/2}$



รูปที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของปริมาณการส่งออกมะม่วง (Mango) ของประเทศไทย



รูปที่ 4 กราฟอนุกรมเวลาของ $z_t = y_t^* - y_{t-1}^* - y_{t-12}^* + y_{t-13}^*$ เมื่อ $y_t^* = y^{1/2}$



รูปที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของ $z_t = y_t^* - y_{t-1}^* - y_{t-12}^* + y_{t-13}^*$ เมื่อ $y_t^* = y^{1/2}$

จากรูปที่ 4 และรูปที่ 5 พบว่าการแปลงด้วยวิธีรากที่สองและหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลอันดับที่ 1 ทำให้อนุกรมเวลามีความผันแปรอย่างคงที่ เมื่อพิจารณากราฟ ACF และ PACF ในรูปที่ 5 พบว่าค่า ACF ณ lag 1 และ 2 มีนัยสำคัญ และเมื่อพิจารณาที่ฤดูกาลพบว่า ACF ณ lag 12 มีนัยสำคัญ และค่า PACF มีลักษณะค่อยๆ ลดลง ดังนั้นตัวแบบที่เหมาะสมจึงควรเป็นตัวแบบที่มีส่วนประกอบจากค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ภายในฤดูกาล และค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ระหว่างฤดูกาล ดังนั้นผู้วิจัยจึงกำหนด

ค่าพารามิเตอร์ q และ Q ที่คาดว่าจะเป็นไปได้ให้กับตัวแบบ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_L การตรวจสอบตัวแบบในตารางที่ 3 เมื่อพิจารณาที่ระดับนัยสำคัญทั้ง 0.05 และ 0.01 พบว่าตัวแบบที่สามารถใช้งานได้ มี 2 ตัวแบบได้แก่ SARIMA(0,1,2)(0,1,1)₁₂ มีค่าคงที่ และ SARIMA(0,1,2)(0,1,1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ ซึ่งทั้ง 2 ตัวแบบให้ค่า BIC ให้ค่าเท่ากับ 1117.713 และ 1120.243 ตามลำดับ แต่เนื่องจากตัวแบบ SARIMA(0,1,2)(0,1,1)₁₂ มีค่า BIC ต่ำกว่ากรณีของ



ตัวแบบ SARIMA(0,1,2)(0,1,1)₁₂ ไม่มีพจน์ของ SARIMA(0,1,2)(0,1,1)₁₂ และเขียนเป็นสมการได้ดังนี้
 ค่าคงที่ ดังนั้น ตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดคือ

$$(1-B)(1-B^{12})y_t^* = -3.143 + (1-0.4624B-0.5541B^2)(1-0.7989B^{12})\varepsilon_t$$

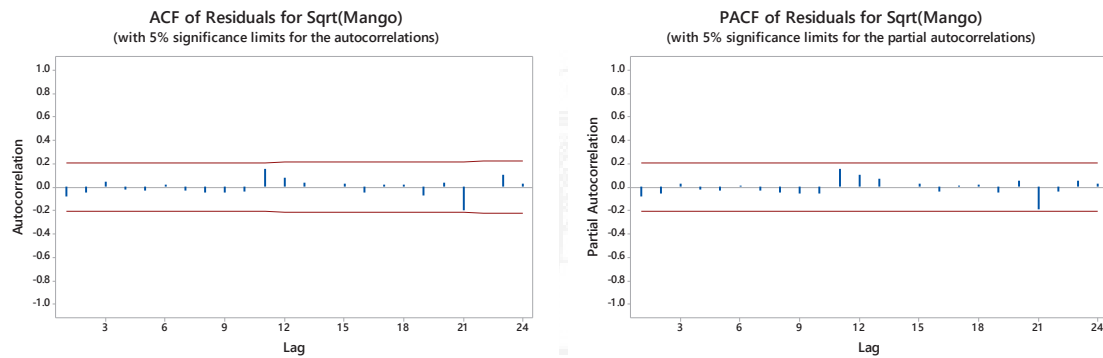
หรือเขียนในอีกรูปหนึ่งเป็น $z_t = -3.143 + \varepsilon_t - 0.4624\varepsilon_{t-1} - 0.5541\varepsilon_{t-2} - 0.7989\varepsilon_{t-12} + 0.3694\varepsilon_{t-13} + 0.4427\varepsilon_{t-14}$

ตารางที่ 3 การตรวจสอบตัวแบบ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)₁₂ สำหรับ $y_t^* = y^{1/2}$

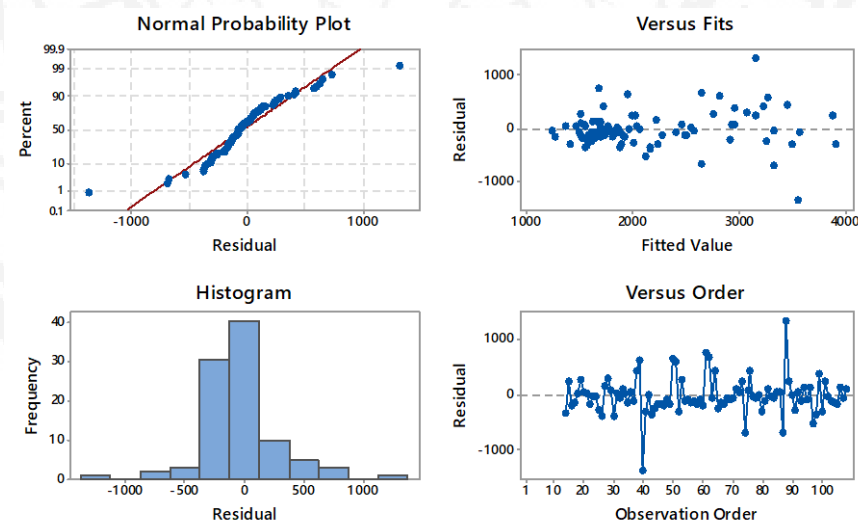
		SARIMA(p,d,q)(P,D,Q) ₁₂						
ค่าประมาณพารามิเตอร์		SARIMA (0,1,1)	SARIMA (0,1,1)	SARIMA (0,1,1)	SARIMA (0,1,2)	SARIMA (0,1,2)	SARIMA (0,1,3)	SARIMA (0,1,2)
		(0,1,1) ₁₂	(0,1,2) ₁₂	(0,1,3) ₁₂	(0,1,1) ₁₂	(0,1,2) ₁₂	(0,1,1) ₁₂	(0,1,1) ₁₂
MA(1): θ_1	ค่าประมาณ	0.9835	1.0218	0.9136	0.4624	0.3846	0.4425	0.4791
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
MA(2): θ_2	ค่าประมาณ	-	-	-	0.5541	0.5337	0.5988	0.8889
	p-value	-	-	-	0.000	0.000	0.000	0.000
MA(3): θ_3	ค่าประมาณ	-	-	-	-	-	-0.0952	-
	p-value	-	-	-	-	-	0.375	-
SMA(1): Θ_1	ค่าประมาณ	0.8017	0.6928	0.4278	0.7989	0.7464	0.7883	0.7590
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
SMA(2): Θ_2	ค่าประมาณ	-	0.2048	-0.3638	-	0.1020	-	-
	p-value	-	0.067	0.003	-	0.414	-	-
SMA(3): Θ_3	ค่าประมาณ	-	-	0.6645	-	-	-	-
	p-value	-	-	0.000	-	-	-	-
ค่าคงที่	ค่าประมาณ	-3.4243	-3.7608	-3.139	-3.143	-2.668	-2.599	-
	p-value	0.000	0.000	0.047	0.004	0.045	0.014	-
BIC		1134.711	1124.798	1116.376	1117.713	1122.947	1126.645	1120.243
Ljung-Box ณ lag 24		35.4	27.9	25.5	16.7	15.9	15.7	11.5
p-value		0.026	0.111	0.145	0.673	0.661	0.676	0.952

เมื่อตรวจสอบลักษณะของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบ SARIMA(0,1,2)(0,1,1)₁₂ โดยการพิจารณาจากสถิติทดสอบ Modified Box-Pierce (Ljung-Box) คำนวณ ณ lag 24 มีค่า p-value เท่ากับ 0.673 ซึ่งมีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่าค่าคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบพยากรณ์นี้มีความเป็นอิสระต่อกัน ซึ่งมีผลสอดคล้องกับค่า ACF และ PACF ในรูปที่ 6 ที่มีค่าตกอยู่ภายในเส้นของช่วงความเชื่อมั่น 95% ของ ACF และ PACF แสดงให้เห็นว่าค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบ SARIMA(0,1,2)(0,1,1)₁₂ เป็นอิสระต่อกัน เมื่อพิจารณาแผนภาพความน่าจะเป็นแบบปกติและฮิสโตแกรม แสดงดังรูปที่ 7 พบว่าค่าความคลาดเคลื่อนมีการ

แจกแจงปกติ มีค่าเฉลี่ยรอบ ๆ ศูนย์ ซึ่งสอดคล้องกับแผนภาพการกระจายระหว่างค่าพยากรณ์กับค่าความคลาดเคลื่อนที่พบว่าค่าความคลาดเคลื่อนมีการกระจายอย่างสม่ำเสมอ ค่าเฉลี่ยศูนย์ และเมื่อค่าพยากรณ์เพิ่มขึ้นค่าความคลาดเคลื่อนไม่แสดงรูปแบบการกระจายใดๆ แต่ยังคงกระจายอย่างสม่ำเสมอค่าศูนย์ แสดงให้เห็นว่าค่าความคลาดเคลื่อนมีความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เลือกนี้จึงมีความเหมาะสมผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมะม่วงของประเทศไทย ปี พ.ศ. 2559 ด้วยตัวแบบ SARIMA(0,1,2)(0,1,1)₁₂ แสดงดังรูปที่ 8



รูปที่ 6 กราฟ ACF และ PACF ของค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ SARIMA(0,1,2)(0,1,1)₁₂



รูปที่ 7 กราฟแสดงการกระจายของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์จากตัวแบบของ SARIMA(0,1,2)(0,1,1)₁₂



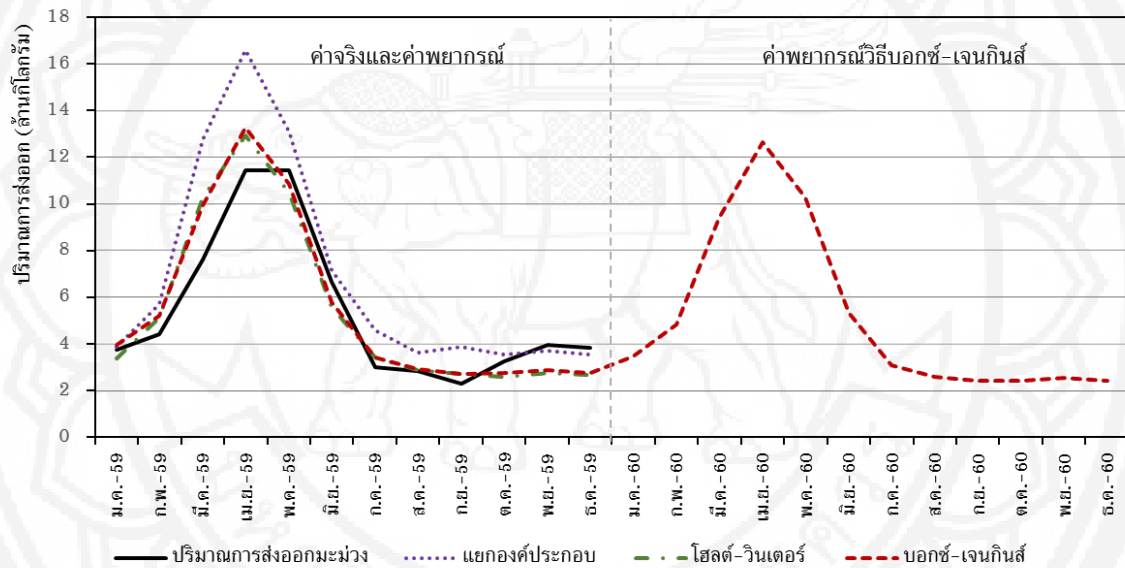
4. ผลการการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ 3 วิธี ได้แก่ วิธีแยกองค์ประกอบรูปแบบคูณ วิธีไฮลด์-วินเตอร์แบบคูณ และวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ได้ค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมะม่วงรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2559 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 จำนวน 12 ค่า แสดงดังรูปที่ 8 และผลการเปรียบเทียบความถูกต้องระหว่างค่าจริงกับค่าพยากรณ์ของตัวแบบพยากรณ์วิธีแยกองค์ประกอบรูปแบบคูณ วิธีไฮลด์-วินเตอร์แบบคูณ และวิธีบอกซ์-เจนกินส์ พบว่าค่า MAPE เท่ากับ 28.31 17.81 และ 16.04 ตามลำดับ ส่วนค่า RMSE เท่ากับ 2,302,650.40 1,141,078.10 และ 1,055,041.15

ตามลำดับ ดังนั้นวิธีบอกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่มีความถูกต้องมากที่สุด เนื่องจากให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด

5. ผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมะม่วงของประเทศไทย

ดังที่กล่าวไว้แล้วการพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ด้วยตัวแบบ SARIMA(0,1,2)(0,1,1)₁₂ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด ดังนั้นผู้วิจัยจะใช้ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีดังกล่าวในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมะม่วงรายเดือนของประเทศไทยตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2560 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 ผลการพยากรณ์แสดงดังรูปที่ 8



รูปที่ 8 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกมะม่วงรายเดือน (ค่าจริง) ของประเทศไทยและค่าพยากรณ์จากตัวแบบพยากรณ์ 3 วิธีในปี พ.ศ. 2559 และค่าพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ สำหรับปี พ.ศ. 2560

สรุปผล อภิปรายผลการศึกษาและข้อเสนอแนะ

งานวิจัยนี้นำเสนอการสร้างและการเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกมะม่วงรายเดือนของประเทศไทย ได้ข้อมูลจากการรวบรวมโดยสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร กรมส่งเสริมการเกษตร กระทรวงเกษตรและสหกรณ์ โดยลักษณะ

ของอนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหวของแนวโน้มและความแปรผันของฤดูกาลที่เพิ่มขึ้น ผลการวิจัยพบว่าการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมะม่วงรายเดือนตั้งแต่เดือนม.ค. ถึง ธ.ค. พ.ศ. 2559 ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมคือ SARIMA(0,1,2)(0,1,1)₁₂ เขียนได้เป็น

$$(1-B)(1-B^{12})y_t^* = -3.143 + (1-0.4624B-0.5541B^2)(1-0.7989B^{12})\varepsilon_t$$

เมื่อ $y_i^* = y_i^{1/2}$ ให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด จึงเป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด ผลการศึกษาครั้งนี้ สอดคล้องกับผลการศึกษาของ Riansut & Nisan (2017) ซึ่งศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 4 วิธี คือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวมของข้อมูลปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป พบว่าวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่เหมาะสมกับลักษณะของข้อมูลนี้มากที่สุด สาเหตุของผลการศึกษาที่ได้วิธีการพยากรณ์ที่ สอดคล้องกัน เนื่องจากรูปแบบลักษณะของข้อมูลของการวิจัยทั้งสองมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น และยังคงมีความแปรผันของฤดูกาล เพื่อเป็นประโยชน์ในการวางแผนนโยบายที่เกี่ยวข้องกับการผลิต รวมถึงการส่งออกมะม่วง ทางผู้วิจัยเห็นว่าหน่วยงานต่างๆ ที่เกี่ยวข้องสามารถนำตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ของอนุกรมเวลา ปริมาณการส่งออกมะม่วงรายเดือนของประเทศไทย ไปใช้วางแผนงานในส่วนของตนเองได้ เช่น เกษตรกรจะหา หน้าทีปลูกสามารถใช้ตัวแบบพยากรณ์ในการตัดสินใจ เพิ่มหรือลดพื้นที่ปลูกและดูแลผลผลิตจนถึงการเก็บเกี่ยวให้มีคุณภาพตรงตามมาตรฐานเพื่อที่จะสามารถ ส่งออกไปต่างประเทศได้ ผู้ส่งออกอาจใช้ตัวแบบพยากรณ์ในการวางแผนกำลังคนเพื่อส่งเจ้าหน้าที่ของบริษัทไปตัดแยกมะม่วงที่สวนหรือกลุ่มเกษตรกร รวมทั้งวางแผนจำนวนคนงานในการการบรรจุมะม่วงลงในบรรจุภัณฑ์ โดยจะต้องวางแผนให้สอดคล้องกับปริมาณการส่งออกมะม่วง

ข้อเสนอแนะสำหรับการศึกษาก่อสร้างตัวแบบพยากรณ์ ปริมาณการส่งออกมะม่วงรายเดือนของประเทศไทยควร พิจารณาปริมาณการส่งออกมะม่วงรายเดือนที่เป็น ปัจจุบัน เพื่อนำมาปรับปรุงตัวแบบพยากรณ์ให้มีความเหมาะสม และใช้เทคนิคการวิเคราะห์การถดถอย โดยผู้วิจัยควรพิจารณาปัจจัยอื่นๆ ร่วมด้วย เช่น ต้นทุนการผลิต ต้นทุนด้านบรรจุภัณฑ์ ต้นทุนโลจิสติกส์ สภาพภูมิอากาศ ปริมาณความต้องการของประเทศผู้นำเข้า เป็นต้น

กิตติกรรมประกาศ

ผู้วิจัยขอขอบพระคุณผู้ทรงคุณวุฒิในการอ่านงานวิจัย และให้ข้อเสนอแนะในการปรับปรุงงานวิจัย งานวิจัยนี้ ได้รับ ทุน อุดหนุน การวิจัย จาก กอง ทุน วิจัย มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์ วิทยาเขตสุราษฎร์ธานี ปีงบประมาณ 2558

เอกสารอ้างอิง

- Abraham, B., & Ledolter, J. (1983). *Statistical Method for Forecasting*. New York: John Wiley & Sons.
- 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., & Ljung, G. M. (2016). *Time series analysis: forecasting and control* (5th ed.). New Jersey: John Wiley & Sons.
- Bureau of Farmers Development. (2017). *The situation of agricultural production and export of Thailand*. Retrieved from <http://www.farmdev.doae.go.th/data/4-h/NewFarmers2013/0527-302013Smart%20Farmer/>
- Kaewhawong, N. (2013). A comparison of Pegels, ARIMA and Pegels-ARIMA hybrid models in forecasting Thailand's mango export value. *Science and Technology Journal*, 21(6), 578-593.
- Ket-iam, S. (2005). *Forecasting technique* (2nd ed.). Songkla: Thaksin University.



- Office of Agricultural Economics. (2017). *Export volume of mango*. Retrieved from http://www.oae.go.th/oae_report/export_import/export.php
- Riansut, W. (2016). Forecasting model for the export values of rubber wood and furniture of Thailand. *Naresuan University Journal: Science and Technology*, 24(3), 108-122.
- Riansut, W., & Nisan, N. (2017). Forecasting the export volume of processed chicken. *Naresuan University Journal: Science and Technology*, 25(2), 140-152.
- Sopipan, N. (2015). Statistical model for forecasting rain fall in Nakhon Ratchasima province. *Naresuan University Journal: Science and Technology*, 23(2), 56-65.
- Taesombat, S. (2006). *Quantitative Forecasting*. Bangkok: Kasetsart University.

