

Research Article

ตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกถุงยางอนามัยของประเทศไทย ช่วงสถานการณ์ โควิด-19

Forecasting model for Export Condom Quantity of Thailand on the COVID-19 situation

ปรารถนา มินแสน^{1*}

Pradthana Minsan^{1*}

¹ภาควิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏเชียงใหม่ เชียงใหม่ ประเทศไทย

¹Department of Mathematics and Statistics Faculty of Science and Technology, Chiang Mai Rajabhat University, Chiang Mai
Thailand

*E-mail: pradthana_min@g.cmru.ac.th

Received: 27/05/2021; Revised: 23/09/2021; Accepted: 23/09/2021

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาการเคลื่อนไหว และสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลา ปริมาณการส่งออกถุงยางอนามัยรายเดือนของประเทศไทยช่วงสถานการณ์โควิด-19 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2558 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2564 จำนวน 75 ค่า โดยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด คือ ชุดข้อมูลฝึกฝน ข้อมูลตั้งแต่เดือน มกราคม พ.ศ. 2558 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวน 60 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทาง สถิติ 4 วิธี ได้แก่วิธีการแยกส่วนประกอบ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์และวินเตอร์ วิธีบอซซ์-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์รวม และชุดข้อมูลทดสอบได้แก่ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2563 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2564 จำนวน 15 ค่า สำหรับเปรียบเทียบความคลาดเคลื่อนของวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี โดยใช้เกณฑ์รากของค่า คลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Square Error: RMSE) และ ร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) ผลการวิจัยพบว่า การพยากรณ์ด้วยวิธีการพยากรณ์รวมถ่วงน้ำหนักด้วย สัมประสิทธิ์การถดถอย เป็นตัวแบบที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เนื่องจากให้ค่า RMSE และ MAPE ต่ำ ที่สุด ซึ่งมีตัวแบบสมการพยากรณ์ $\hat{Y}_t = -10,200 + 0.584\hat{Y}_{1t} + 0.597\hat{Y}_{2t} - 0.198\hat{Y}_{3t}$ เมื่อ $\hat{Y}_{1t}, \hat{Y}_{2t}$, และ \hat{Y}_{3t} แทนค่าพยากรณ์เดี่ยวในเวลา t จากวิธีการวิธีการแยกส่วนประกอบ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของ โฮลต์และวินเตอร์ และวิธีบอซซ์-เจนกินส์ ตามลำดับ

คำสำคัญ: การแยกส่วนประกอบ, การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง, บอซ-เจนกินส์, การพยากรณ์รวม, รากของค่าตลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย, ร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย

Abstract

The objectives of this research are to study the movement and construct the most suitable forecasting model for the monthly condoms export volumes of Thailand on the COVID-19 situation. The data in this study gathered from the Thai Customs that recorded in monthly during January 2015 to March 2021 a total of 75 months. Then the data were classified into two sets. The training data set, January 2015 to December 2019, for 60 months were used to construct model by Decomposition, Holt-Winters Exponential Smoothing, Box-Jenkins and Combined method. The test data set, January 2020 to March 2021, a total of 15 months were used to compare forecasting accuracy model the earlier three models via the criteria of Root Mean Square Error (RMSE) and Mean Absolute Percentage Error (MAPE). Research results indicated that the combined forecasting method where the weighted are using a regression analysis method has given the lowest RMSE and MAPE, therefore this method is the most suitable method of monthly export condoms quantity. The forecasting model is:

$\hat{Y}_t = -10,200 + 0.584\hat{Y}_{1t} + 0.597\hat{Y}_{2t} - 0.198\hat{Y}_{3t}$, where \hat{Y}_{1t} , \hat{Y}_{2t} , and \hat{Y}_{3t} represent the single forecast at time t from Decomposition, Holt-Winters Exponential Smoothing and Box-Jenkins method, respectively.

Keywords: Decomposition Holt-Winters, Exponential Smoothing, Box-Jenkins, Root Mean Square, Error Mean, Absolute Percentage Error

บทนำ

ประเทศไทย มาเลเซีย และอินโดนีเซีย เป็นประเทศผู้ผลิตยางพาราธรรมชาติมากกว่าร้อยละ 70 ของโลก แนวโน้มความต้องการยางอนามัยขยายตัวเพิ่มขึ้นในช่วงระบาดของไวรัสโคโรนาสายพันธุ์ใหม่ (โควิด-19) โดยมีการคาดการณ์ว่าในปี พ.ศ. 2564 มูลค่าตลาดยางอนามัยจะมีมูลค่า 9,410 ล้านดอลลาร์สหรัฐ ขยายตัวเพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2562 ถึงร้อยละ 18.07 (Department of International Trade Promotion, 2020) อย่างไรก็ตามจากปัญหาการแพร่ระบาดของโควิด-19 ทั่วโลก ส่งผลให้บางประเทศเลือกใช้มาตรการล็อกดาวน์ (ปิดเมือง) เพื่อควบคุมสถานการณ์ และมีผลกระทบต่อกำลังการผลิตสินค้าในอุตสาหกรรมบางประเภทปรับลดลง โดยในส่วนของอุตสาหกรรมการผลิตยางอนามัยนั้น มีโรงงานของผู้ผลิตรายใหญ่ในต่างประเทศบางแห่งที่ไม่สามารถเดินเครื่องจักรได้อย่างเต็มที่ ทำให้มีความเสี่ยงเกิดภาวะขาดแคลนสินค้า สำหรับประเทศไทย ยางอนามัยถูกจัดเป็นกลุ่มของเครื่องมือทางการแพทย์ ทำให้ถ้ามีการล็อกดาวน์ จะจัดเป็นกลุ่มสุดท้ายที่ต้องปิดโรงงาน จึงทำให้ประเทศไทยมีความเสี่ยงน้อย

ที่สุดในเรื่องการขาดแคลนถุงยางอนามัย และยังสามารถส่งไปตลาดโลกได้ (Phadungkam, 2020) ซึ่งสาเหตุที่คาดว่าความต้องการถุงยางอนามัยเพิ่มขึ้นนั้น อาจสืบเนื่องมาจากภาวะเศรษฐกิจที่มีแนวโน้มหดตัวจากการว่างงานในช่วงที่เกิดวิกฤตการระบาดต่อเนื่องเป็นเวลานาน ทำให้ประชาชนส่วนใหญ่ต้องการมีบุตรน้อยลง ครอบครัวจึงเริ่มวางแผนคุมกำเนิดมากขึ้น (Department of International Trade Promotion, 2020)

จากความไม่แน่นอนในช่วงสถานการณ์ โควิด-19 ที่อาจจะส่งผลกระทบต่อความต้องการถุงยางอนามัยทำให้การพยากรณ์มีบทบาทสำคัญที่จะช่วยในการคาดการณ์เหตุการณ์ที่อาจจะเกิดขึ้น การพยากรณ์เชิงปริมาณที่ใช้ข้อมูลในอดีตที่จัดเก็บอย่างต่อเนื่องจึงเป็นเทคนิคการพยากรณ์ทางสถิติที่นิยมถูกนำมาใช้ วิธีการแยกส่วนประกอบ วิธีการปรับเรียบ วิธีบอซซ์-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์รวม เป็นวิธีการพยากรณ์ที่สามารถใช้พยากรณ์ได้ครอบคลุมข้อมูลอนุกรมเวลาหลากหลายลักษณะและหลากหลายส่วนประกอบของอนุกรมเวลา จึงมีนักวิจัยมากมายนำเทคนิคเหล่านี้มาใช้ในการวิจัยเพื่อการพยากรณ์ เช่น Yonar et al. (2020) ได้มีการวิจัยโดยประยุกต์ใช้ เทคนิคการแยกส่วนประกอบ เมื่อข้อมูลมีส่วนประกอบของแนวโน้ม โดยตัวแบบการประมาณค่าเส้นโค้ง เทคนิคการปรับเรียบด้วยโดยใช้การปรับเรียบเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ และการปรับเรียบเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ รวมทั้งวิธีบอซซ์-เจนกินส์ ในการสร้างและเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์จำนวนของผู้ติดเชื้อไวรัสโควิด -19 ในประเทศตุรกีและบางประเทศในกลุ่ม G8 Riansut (2020) ได้สร้างตัวแบบพยากรณ์เทคนิควิธีการปรับเรียบ 3 วิธี และวิธีบอซซ์-เจนกินส์ ในการพยากรณ์อัตราเร็วลมรายวัน และ Keerativibool (2013) ได้สร้างตัวแบบพยากรณ์เทคนิคการปรับเรียบ วิธีบอซซ์-เจนกินส์ และการวิธีการพยากรณ์รวม ในการพยากรณ์อุณหภูมิเฉลี่ยต่อเดือนในเขตกรุงเทพมหานคร เป็นต้น ดังนั้น ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะนำเทคนิคการพยากรณ์ทางสถิติเป็นเครื่องมือช่วยการพยากรณ์การส่งออกของปริมาณถุงยางอนามัยของประเทศไทยในอนาคต เพื่อเป็นประโยชน์ต่อการการบริหารจัดการทั้งภาครัฐและเอกชนรวมทั้งผู้ที่เกี่ยวข้อง โดยในการวิจัยครั้งนี้ ผู้วิจัยได้สนใจศึกษาวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ทั้งหมด 4 วิธี ได้แก่ วิธีการแยกส่วนประกอบ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์และวินเตอร์ วิธีบอซซ์-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์รวม เพื่อให้ครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับลักษณะข้อมูลปริมาณการส่งออกถุงยางอนามัยของประเทศไทย

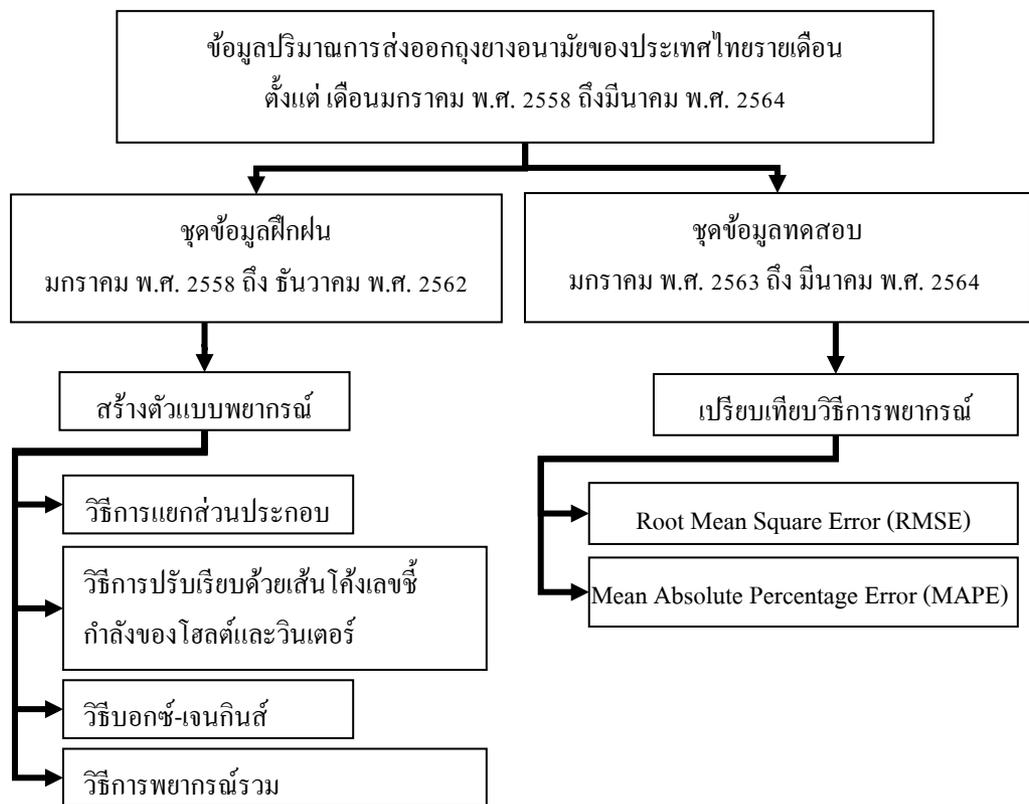
วิธีดำเนินการวิจัย

การศึกษาวิจัยครั้งนี้มีขั้นตอนวิธีการดำเนินการวิจัยดังนี้

1. การจัดเตรียมข้อมูล

การวิจัยครั้งนี้ได้ใช้ข้อมูลปริมาณการส่งออกถุงยางอนามัยรายเดือนของประเทศไทย ช่วงสถานการณ์โควิด-19 จากกรมศุลกากร ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2558 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2564 จำนวน 75 ค่า (Thai Customs, 2020) โดยจัดแบ่งข้อมูลดังกล่าวออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 เป็นชุดข้อมูลฝึกฝน (Training Data Set) ได้แก่ปริมาณการส่งออกถุงยางอนามัย ตั้งแต่เดือน มกราคม พ.ศ. 2558 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวน 60 ค่า คิดเป็นร้อยละ 80

ของจำนวนข้อมูลทั้งหมด เพื่อใช้สำหรับหาตัวแบบที่เหมาะสมของแต่ละเทคนิคการพยากรณ์ ด้วยโปรแกรม Microsoft Excel (2020) และ โปรแกรม Minitab v.18 (2020) ส่วนข้อมูลชุดที่ 2 เป็นชุดข้อมูลทดสอบ (Test Data Set) ได้แก่ ปริมาณการส่งออกถั่วเหลืองของอานามตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2563 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2564 จำนวน 15 ค่า คิดเป็นร้อยละ 20 ของจำนวนข้อมูลทั้งหมด เพื่อใช้ตรวจสอบความแม่นยำ (Accuracy) ของตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างขึ้น โดยใช้เกณฑ์รากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Square Error: RMSE) และ ร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) ที่ต่ำที่สุด ซึ่งได้แสดงกรอบแนวคิดในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกถั่วเหลืองรายเดือนของประเทศไทย ดังรูปที่ 1



รูปที่ 1 กรอบแนวคิดการวิจัยตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกถั่วเหลืองของประเทศไทย

2. การศึกษาความเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา

การศึกษาความเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเป็นการพิจารณาเบื้องต้นว่าอนุกรมเวลานั้นๆ มีลักษณะเป็นแบบใด โดยพิจารณาจากกราฟ (t, Y_t) (Panichkitkosolkul, 2009)

3. การสร้างตัวแบบพยากรณ์

ในการวิจัยครั้งนี้ได้กำหนดสัญลักษณ์ไว้ดังนี้

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

\mathcal{E}_t แทนความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ที่มีเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ ทุกช่วงเวลา

t แทนช่วงเวลา มีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n เมื่อ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดข้อมูลฝึกฝน

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล ($s = 12$)

3.1 วิธีการแยกส่วนประกอบ (Abraham & Ledolter, 1983) เป็นวิธีการที่แยกอนุกรมเวลาออกเป็น ส่วนประกอบต่างๆ คือ แนวโน้ม (Trend: T_t) ฤดูกาล (Seasonal: S_t) วัฏจักร (Cycle: C_t) และส่วนประกอบไม่ปกติ (Irregular: I_t) โดยทั่วไปการพยากรณ์ในระยะสั้น ส่วนประกอบที่มีผลต่อการพยากรณ์จะมีเพียงแนวโน้ม และ ฤดูกาลเท่านั้น เนื่องจากอิทธิพลของวัฏจักรมีผลต่อการพยากรณ์ระยะสั้นน้อย และส่วนประกอบไม่ปกติก็ไม่สามารถที่จะคาดการณ์ได้ว่าจะเกิดขึ้นในช่วงเวลาใด (Mimsan, 2014) วิธีแยกส่วนประกอบแบ่งเป็น 2 รูปแบบ ได้แก่ รูปแบบบวก (Additive Decomposition) เหมาะกับอนุกรมเวลาที่มีความผันแปรของฤดูกาลคงที่ และ รูปแบบคูณ (Multiplicative Decomposition) เหมาะกับอนุกรมเวลาที่มีความผันแปรของฤดูกาลไม่คงที่ สำหรับในการวิจัยครั้งนี้ ใช้วิธีแยกส่วนประกอบรูปแบบบวก เนื่องจากอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางอนามัยของชุดข้อมูลฝึกฝน ดัง ภาพ 2 พบว่ามีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรของฤดูกาล โดยที่ความผันแปรของฤดูกาลค่อนข้าง คงที่ นั่นคือความผันแปรตามฤดูกาล มิได้พึ่งพิงต่อแนวโน้มของข้อมูล (Lorchirachoonkul & Jitthavech, 2005) นอกจากนั้นในงานวิจัยนี้ได้พิจารณาจากการทดสอบความผันแปรของฤดูกาล โดยสถิติทดสอบ Levene's Test (Levene, 1960) (Brown & Forsythe, 1974) ควบคู่ไปด้วย ซึ่งจะได้อธิบายละเอียดในหัวข้อผลการศึกษา ดังนั้นตัวแบบและตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการ (1) และ (2) ตามลำดับ (Ket-iam, 2005)

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + S_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\hat{Y}_t = b_0 + b_1 t + \hat{S}_t \quad (2)$$

เมื่อพารามิเตอร์ β_0, β_1 แทนระดับของข้อมูล และความชัน ตามลำดับ S_t แทนความผันแปรของฤดูกาล ณ เวลา t ส่วน b_0, b_1 และ \hat{S}_t เป็นตัวประมาณของ β_0, β_1 และ S_t ตามลำดับ

3.2 วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์และวินเตอร์ เทคนิคการสร้างสมการพยากรณ์ด้วยการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์และวินเตอร์เหมาะสำหรับอนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวเนื่องจาก แนวโน้มและฤดูกาล ทั้งรูปแบบแนวโน้มฤดูกาลแบบบวกและแบบคูณ วิธีของโฮลต์และวินเตอร์ ใช้ค่าทำให้เรียบ 3 ค่าได้แก่ α, γ และ δ ซึ่งต่างมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1 สำหรับค่าแนวโน้ม ค่าความลาดชัน และค่าวัดอิทธิพลของ ฤดูกาลหรือดัชนีฤดูกาลตามลำดับ (Bowman & O'Connell, 1993) ซึ่งในงานวิจัยครั้งนี้ได้เลือกใช้รูปแบบแนวโน้ม

ฤดูกาลแบบบวก เนื่องจากเหตุผลเดียวกันที่ได้กล่าวไปแล้วในหัวข้อการพยากรณ์โดยวิธีแยกส่วนประกอบ ซึ่งมีตัวแบบดังสมการที่ (1) และตัวแบบพยากรณ์ ดังสมการที่ (3) (Taesombat, 2006)

$$\hat{Y}_{t+k} = \hat{T}_{t+k} + \hat{S}_{t+k-s} \quad \text{สำหรับ } k = 1, 2, \dots \quad (3)$$

เมื่อ

$$\hat{T}_{t+k} = \hat{T}_t + k\hat{\beta}_t$$

\hat{Y}_{t+k} แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t+k$ โดยที่ k แทนจำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปล่วงหน้า

$\hat{T}_t, \hat{\beta}_t$ และ \hat{S}_t แทนค่าประมาณพารามิเตอร์ β_0, β_1 และ S_t ณ เวลา t ตามลำดับ โดยสามารถคำนวณได้ดัง

สมการที่ (4) (5) และ (6) (TirkeS et al., 2017),

$$\hat{T}_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)(\hat{T}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}), \quad (4)$$

$$\hat{\beta}_t = \gamma(\hat{T}_t - \hat{T}_{t-1}) + (1-\gamma)\hat{\beta}_{t-1}, \quad (5)$$

$$\hat{S}_t = \delta(Y_t - \hat{T}_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}. \quad (6)$$

3.3 วิธีบอกซ์-เจนกินส์ (Box et al., 1994) เป็นวิธีที่ให้ค่าพยากรณ์ที่มีความถูกต้องสูงกว่าค่าพยากรณ์จากวิธีการอื่นในการพยากรณ์ระยะสั้น การกำหนดตัวแบบพยากรณ์ทำได้โดยการตรวจสอบฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัว (Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) ของอนุกรมเวลาแบบคงที่ (Stationary Time Series) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยของความแปรปรวนคงที่ (Taesombat, 2006) ตัวแบบทั่วไปวิธีบอกซ์-เจนกินส์ คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average หรือ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s ดังสมการที่ (7)

$$\phi_p(B)\Phi_P(B)(1-B^d(1-B)^D)Y_t = \delta + \theta_q(B)\Theta_Q(B)\varepsilon_t \quad (7)$$

เมื่อ $\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ แทนการถดถอยในตัวแบบไม่มีฤดูกาลอันดับ p (Non-seasonal Autoregressive Operator of Order p : AR(p))

$\Phi_P(B) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_P B^{Ps}$ แทนการถดถอยในตัวแบบมีฤดูกาลอันดับ P (Seasonal Autoregressive: SAR(P))

$(1-B^d)$ แทนอันดับของผลต่างแบบไม่มีฤดูกาล (Non-seasonal Difference)

$(1-B^D)$ แทนอันดับของผลต่างแบบมีฤดูกาล (Seasonal Difference)

$\delta = \phi_p(B)\Phi_P(B)\mu$ 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))

$\Theta_Q(B) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_Q B^{Qs}$ แทนค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาลอันดับ Q (Seasonal Moving Average: SMA(Q))

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

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลของอนุกรมเวลา ตามลำดับ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ โดยวิธี บอซ-เจนกินส์ มีขั้นตอนดังนี้

การตรวจสอบข้อมูล เพื่อพิจารณาว่าอนุกรมเวลาคงที่หรือไม่ โดยพิจารณาจากกราฟอนุกรมเวลา หรือพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF หากพบว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่ (Non-stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ ก่อนขั้นตอนต่อไป เช่นการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or Seasonal Difference)

1) การกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาใหม่ ที่อนุกรมเวลาแบบคงที่ นั่นคือ กำหนดค่า p, q, P และ Q พร้อมทั้ง ประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares Method)

2) การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ที่กำหนด โดยการพิจารณาคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่าเกณฑ์ข้อสนเทศของเบส์ (Bayesian Information Criteria: BIC) (Sawa, 1978) ที่ต่ำที่สุด มีค่าสถิติทดสอบ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ (Ruppert, 2011) และ ตรวจสอบข้อสมมติเกี่ยวกับความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ (e_t) ที่ต้องมีคุณลักษณะความเป็นอิสระกันและมีการแจกแจงปกติด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และมีความแปรปรวนคงที่ นั่นคือ

- ความเป็นอิสระกัน พิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของค่าความคลาดเคลื่อน
- การแจกแจงปกติ โดยสถิติทดสอบ Anderson-Darling (Anderson & Darling, 1954)
- ค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ โดยสถิติทดสอบที (t-test)
- ความแปรปรวนคงที่ โดยสถิติทดสอบ Bartlett (Glaser, 1976)

3) พยากรณ์อนุกรมเวลาโดยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากขั้นตอนที่ 3

3.4 การพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม (Combined Forecasting Method) เป็นวิธีการพยากรณ์ที่ได้จากนำค่าพยากรณ์เดี่ยว (Individual Forecast) จากแต่ละวิธีมาพิจารณาร่วมกัน โดยหาตัวถ่วงน้ำหนักที่เหมาะสมสำหรับแต่ละวิธี ซึ่งค่าพยากรณ์ใหม่ที่ได้นั้นจะให้ความคลาดเคลื่อนต่ำสุด (Sukparungsee, 2003) ซึ่งมีวิธีการพยากรณ์รวมที่เหมาะสมหลายวิธี (Manmin, 2006) ในงานวิจัยนี้จะพิจารณาจากค่าพยากรณ์เดี่ยวจาก 3 วิธี คือ วิธีการแยกส่วนประกอบ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์และวินเตอร์ และวิธีบอซ-เจนกินส์ โดยมีวิธีการที่ใช้ในการถ่วงน้ำหนัก 3 วิธีดังนี้

1) วิธีการถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอย (Regression Analysis Method: Reg) (Keerativibool, 2013)

$$\hat{Y}_{C_t} = \beta_0 + \beta_1 \hat{Y}_{1t} + \beta_2 \hat{Y}_{2t} + \beta_3 \hat{Y}_{3t} \quad (8)$$

เมื่อ \hat{Y}_{C_t} แทนค่าพยากรณ์รวมในเวลา t

\hat{Y}_{1t} , \hat{Y}_{2t} และ \hat{Y}_{3t} แทนค่าพยากรณ์เดี่ยวในเวลา t จากวิธีการวิธีการแยกส่วนประกอบ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์และวินเตอร์ และวิธีบอซซ์-เจนกินส์ ตามลำดับ

$\hat{\beta}_0$ แทนตัวประมาณค่าคงที่ของตัวแบบการวิเคราะห์ถดถอย

$\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ และ $\hat{\beta}_3$ แทนตัวประมาณค่าถ่วงน้ำหนักของแต่ละวิธีการพยากรณ์เดี่ยวด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

(Least Squares Method) (Montgomery et al., 2006)

2) วิธีการถ่วงน้ำหนักค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด (Least Absolute Value: LAV) เป็นวิธีการคำนวณหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักไดนามิกเทคนิคการโปรแกรมเชิงเส้นตรง (Linear Programming Technique) โดยมีสมการเป้าหมายทำให้ผลรวมของค่าสัมบูรณ์ของค่าความคลาดเคลื่อนต่ำสุด (Sukparungsee, 2003)

$$\hat{Y}_{C_t} = w_1 \hat{Y}_{1t} + w_2 \hat{Y}_{2t} + w_3 \hat{Y}_{3t} \quad \text{โดยที่} \quad \sum_{i=1}^3 w_i = 1 \quad (9)$$

เมื่อ w_i แทนน้ำหนักของวิธีการพยากรณ์ที่ i ; $i = 1, 2, 3$ ซึ่งหาได้จากการให้ผลรวมของค่าสัมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อนต่ำสุด โดยใช้คำสั่ง Solver Simplex LP ในโปรแกรม Microsoft Excel

3) วิธีการถ่วงน้ำหนักความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยผกผัน (Inverse of Mean Squares Error Method: Inv) เป็นการนำค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่คำนวณได้จากแต่ละเทคนิคการพยากรณ์มาแปลงเป็นค่าถ่วงน้ำหนัก (Weiss et al., 2018)

$$\hat{Y}_{C_t} = w_1 \hat{Y}_{1t} + w_2 \hat{Y}_{2t} + w_3 \hat{Y}_{3t} \quad (10)$$

$$\text{โดยที่} \quad w_i = \frac{(1/\text{MSE}_i)}{\sum_{i=1}^3 (1/\text{MSE}_i)}; \quad i = 1, 2, 3 \quad (11)$$

$$\text{MSE} = \frac{\sum_{t=1}^{n_2} e_t^2}{n_2} \quad (12)$$

เมื่อ $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$ แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t และ

n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดข้อมูลทดสอบ ($n_2 = 15$)

4. **เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์** การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบพยากรณ์ โดยการเปรียบเทียบปริมาณการส่งออกถุงยางอนามัยของชุดข้อมูลทดสอบ ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2563 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2564 กับค่าพยากรณ์จากวิธีการสร้างตัวแบบทั้ง 4 วิธี ในการวิจัยครั้งนี้ได้พิจารณาใช้เกณฑ์ค่า RMSE ซึ่งเป็นเกณฑ์ที่เหมาะสมในการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์หลายวิธีเมื่อใช้ข้อมูลชุดเดียวกัน ในขณะที่เกณฑ์ MAPE ได้ถูกนำมาพิจารณาเนื่องจากเป็นค่าที่ไม่มีหน่วยและแสดงอยู่ในคำร้อยละ ดังสมการที่ (13) และ (14) ตามลำดับ

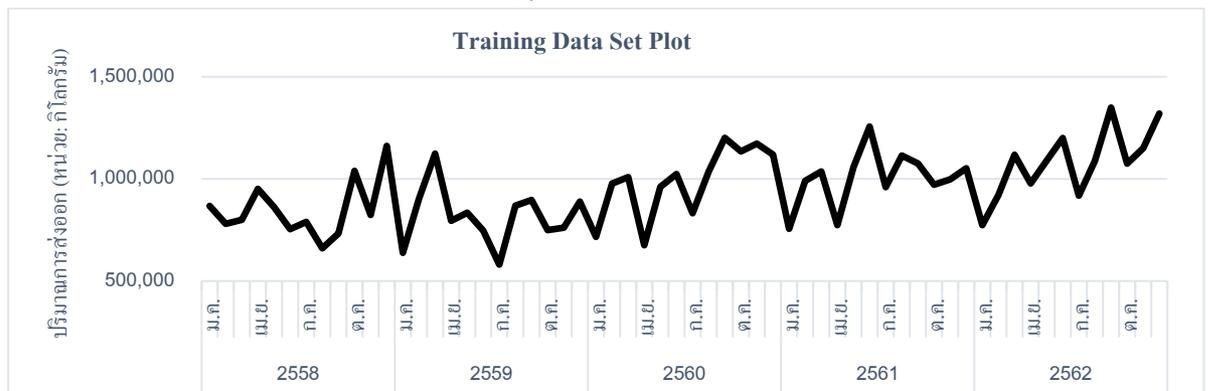
$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{n_2} e_t^2}{n_2}} \quad (13)$$

$$MAPE = \frac{100}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \quad (14)$$

โดยตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุด จะถูกเลือกให้เป็นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดสำหรับพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางอนามัยของประเทศไทย ตั้งแต่เดือน เมษายน พ.ศ. 2564 ถึง เดือน มีนาคม พ.ศ. 2565 ต่อไป

ผลการวิจัย

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางอนามัยของชุดข้อมูลฝึกฝนในภาพที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2558 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวน 60 ค่า พบว่ามีแนวโน้มการเปลี่ยนแปลงค่อนข้างจะคงที่ในช่วงปี 2558 – 2560 จากนั้นแนวโน้มปริมาณการส่งออกเริ่มมีการเพิ่มขึ้นต่อเนื่องในปี 2561 - 2562 และคาดว่าน่าจะมีความผันแปรตามฤดูกาล



รูปที่ 2 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางอนามัย ตั้งแต่ มกราคม พ.ศ. 2558 ถึง ธันวาคม พ.ศ. 2562

ในการนำเสนอผลการวิเคราะห์ด้วยเทคนิควิธีการพยากรณ์ 4 วิธี มีรายละเอียดดังนี้

1. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการแยกส่วนประกอบ

จากการตรวจสอบส่วนประกอบของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดข้อมูลฝึกฝนที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าอนุกรมมีส่วนประกอบของแนวโน้มจากสถิติทดสอบ Runs Test ($Z = -2.344$, $p\text{-value} = 0.019$) (Taesombat, 2006) และส่วนประกอบอิทธิพลของฤดูกาลจากสถิติทดสอบ Kruskal-Wallis Test ($\chi^2 = 24.60$, $p\text{-value} = 0.010$)

(Taesombat, 2006) รวมทั้งผลจากสถิติทดสอบความผันแปรของฤดูกาลโดย Levene's Test = 0.98 (p-value = 0.476) พบว่าฤดูกาลไม่มีการเปลี่ยนแปลงเมื่อเวลาที่มีการเปลี่ยนแปลง ดังนั้นจึงใช้การวิเคราะห์โดยวิธีแยกส่วนประกอบรูปแบบบวก

ค่าประมาณจากโปรแกรม Minitab ได้ว่า $b_0 = 783,442$ และ $b_1 = 5,404$ ในขณะที่ค่าประมาณความผันแปรของฤดูกาล \hat{S}_t แสดงดังตาราง 1

ตาราง 1 ค่าประมาณความผันแปรของฤดูกาลด้วยวิธีการแยกส่วนประกอบ

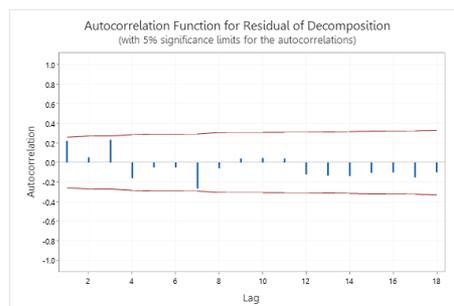
เดือน	\hat{S}_t	เดือน	\hat{S}_t	เดือน	\hat{S}_t	เดือน	\hat{S}_t
ม.ค.	-221,700.9	เม.ย.	- 149,259.1	ก.ค.	-100,391.7	ต.ค.	51,291.3
ก.พ.	6,728.0	พ.ค.	27,187.2	ส.ค.	49,075.2	พ.ย.	- 25,058.0
มี.ค.	109,800.0	มิ.ย.	91,990.1	ก.ย.	77,831.2	ธ.ค.	82,506.8

จากตาราง 1 จะเห็นว่าปริมาณการส่งออกในช่วงเดือนที่ 3 ของแต่ละไตรมาสจะมีค่ามากที่สุด และลดลงในเดือนต่อไป ซึ่งก็คือเดือนแรกของในไตรมาสถัดไป

ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม โดยสามารถแสดงตัวแบบพยากรณ์ได้สมการ (15) ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 783,442 + 5,404t + \hat{S}_t \tag{15}$$

จากนั้นได้ทำการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติจากสถิติทดสอบ Anderson-Darling (AD = 0.430, p-value = 0.299) การเคลื่อนไหวเป็นอิสระกันตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ดังภาพ 3 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ส่วนการทดสอบค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนเท่ากับศูนย์ ($t=0.00$, p-value = 1.00) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลาโดยสถิติทดสอบ Bartlett ($\chi^2 = 9.28$, p-value = 0.596)



รูปที่ 3 กราฟ ACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีแยกส่วนประกอบ

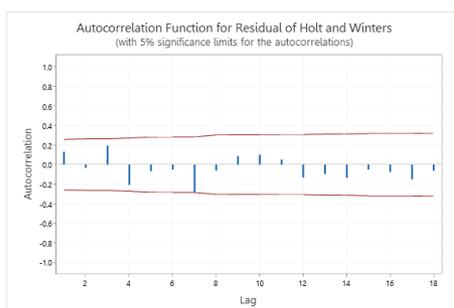
2. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์และวินเทอร์

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์และวินเทอร์ รูปแบบบวก ใช้คำสั่ง Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel ที่ทำให้ได้ค่า RMSE ต่ำที่สุด ได้ค่าทำให้เรียบที่เหมาะสม คือ

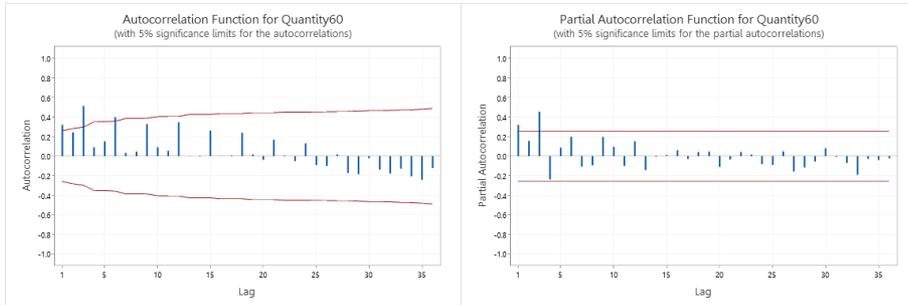
$\alpha = 0.2, \gamma = 0.00001013$ และ $\delta = 0.00005127$ เมื่อการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติจากสถิติทดสอบ Anderson-Darling (AD = 0.416, p-value = 0.323) การเคลื่อนไหวเป็นอิสระกันตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ดังภาพ 4 ซึ่งแสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ส่วนการทดสอบค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนเท่ากับศูนย์ ($t = -2.00, p\text{-value} = 0.05$) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลาโดยสถิติทดสอบ Bartlett ($\chi^2 = 7.02, p\text{-value} = 0.797$)

3. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

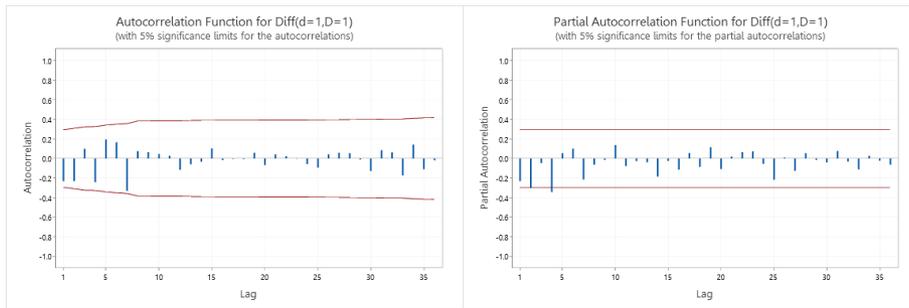
จากการพิจารณากราฟ ACF และ PACF ของปริมาณการส่งออกรายเดือนของถุงยางอนามัยของประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2558 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวน 60 ค่า ดังภาพที่ 5 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าอนุกรมเวลาแบบไม่คงที่ พบว่ากราฟ ACF ในด้านซ้ายมือ ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัว ที่ช่วงเวลาที่ช้ากว่ากัน (lag) ที่ 1, 2, 3, ... มีลักษณะการเคลื่อนไหวลดลง (Die Down) ก่อนข้างช้า เช่นเดียวกับ ที่ lag 12, 24 และ 36 กราฟมีลักษณะเคลื่อนไหวลดลง ซึ่งคาดว่าข้อมูลน่าจะประกอบด้วยอิทธิพลของแนวโน้มและฤดูกาล แต่เมื่อทำการทดสอบสมมติฐานที่ lag 12 จะเห็นว่าอยู่ในช่วง 5% Significance limits for the autocorrelations ซึ่งสรุปว่าข้อมูลไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นผู้วิจัยจึงได้พิจารณาตัวแบบทั้ง 2 กรณี นั่นคือ กรณีแรกข้อมูลอนุกรมเวลาประกอบด้วยอิทธิพลของแนวโน้มและฤดูกาล ซึ่งเป็นอนุกรมเวลาแบบไม่คงที่ (Non-Stationary Time Series) ดังนั้นจึงทำการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 และหาผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 นั่นคือ $d = 1$ และ $D = 1$ โดยกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังภาพที่ 6 ส่วนกรณีที่ 2 ข้อมูลอนุกรมเวลาประกอบด้วยอิทธิพลของแนวโน้มเท่านั้น ดังนั้นจึงทำการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 นั่นคือ $d = 1$ โดยกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังภาพที่ 7



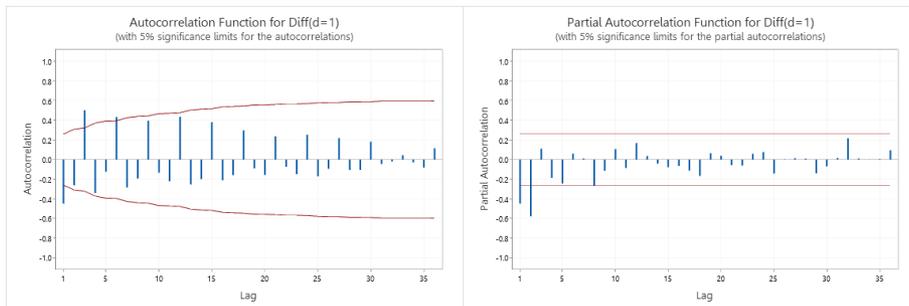
รูปที่ 4 กราฟ ACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการปรับเรียบ ด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ และวินเตอร์ รูปแบบบวก



รูปที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยานยนต์ ของประเทศไทย



รูปที่ 6 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยานยนต์ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่าง ลำดับที่ 1 และหาผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ($d = 1$ และ $D = 1$)



รูปที่ 7 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยานยนต์ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่าง ลำดับที่ 1 ($d = 1$)

จากรูปที่ 6 พบว่าการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 และหาผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ทำให้อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ ผู้วิจัยจึงได้กำหนด 2 ตัวแบบพยากรณ์เริ่มต้นที่คาดว่าเหมาะสมกับอนุกรมเวลา ได้แก่ SARIMA(4,1,0)(0,1,0)₁₂ และ SARIMA(2,1,0)(0,1,0)₁₂ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ ผลดังตาราง 2 เช่นเดียวกับภาพที่ 7 ผลจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 จะเห็นว่ากราฟ ACF ในด้านซ้ายมือ ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัว ที่ช่วงเวลาที่ 12, 24, 36 มีลักษณะการเคลื่อนไหวลดลงเร็ว และค่าสัมประสิทธิ์

สหสัมพันธ์ในตัวบางส่วนในช่วงเวลาที่ช้ากว่ากันที่ lag 12 มีค่าเพิ่มจากช่วงเวลาที่ช้ากว่าข้างเคียง ทำให้คาดว่าข้อมูลของฤดูกาลมีผลต่อการพยากรณ์แบบถดถอยในตัวแบบมีฤดูกาลอันดับ 1 จึงได้กำหนด 4 ตัวแบบพยากรณ์เริ่มต้นที่คาดว่าเหมาะสมกับอนุกรมเวลา ได้แก่ SARIMA(2,1,0)(1,0,0)₁₂ SARIMA(0,1,3)(1,0,0)₁₂ SARIMA(0,1,2)(1,0,0)₁₂ และ SARIMA(0,1,1)(1,0,0)₁₂ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ ผลดังตาราง 2

จากตาราง 2 การตรวจสอบตัวแบบพยากรณ์ เมื่อพิจารณาที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า BIC ต่ำที่สุด คือตัวแบบ SARIMA(0,1,1)(1,0,0)₁₂ ที่ไม่มีพจน์ค่าคงที่ เท่ากับ 23.948 อย่างไรก็ตามเมื่อทำการตรวจสอบลักษณะของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบ SARIMA(0,1,1)(1,0,0)₁₂ จากสถิติทดสอบ Ljung-Box Q ณ lag 18 (Ljung-Box Q lag 18 = 27.508, p-value = 0.036) ซึ่งแสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบพยากรณ์ไม่มีความเป็นอิสระกัน จึงทำการพิจารณาค่า BIC ต่ำสุดอันดับถัดไป ได้แก่ตัวแบบ SARIMA(2,1,0)(1,0,0)₁₂ ที่ไม่มีพจน์ค่าคงที่ เท่ากับ 23.988 เมื่อตรวจสอบลักษณะของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบ SARIMA(2,1,0)(1,0,0)₁₂ ที่ไม่มีพจน์ค่าคงที่ จากสถิติทดสอบ Ljung-Box Q ณ lag 18 (Ljung-Box Q lag 18 = 18.156, p-value = 0.255) ซึ่งแสดงว่าค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบพยากรณ์มีความเป็นอิสระกัน สอดคล้องกับค่า ACF ในภาพที่ 8 ที่มีค่าตกอยู่ภายในช่วงความเชื่อมั่น 95% ของค่า ACF แสดงให้เห็นว่าค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบ SARIMA(2,1,0)(1,0,0)₁₂ ที่ไม่มีพจน์ค่าคงที่ เป็นอิสระกัน

นอกจากนั้น เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติจากสถิติทดสอบ Anderson-Darling (AD = 0.325, p-value = 0.515) ส่วนการทดสอบค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนเท่ากับศูนย์ (t = 0.60, p-value = 0.553) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลาโดยสถิติทดสอบ Bartlett (χ² = 8.62, p-value = 0.657) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(2,1,0)(1,0,0)₁₂ ที่ไม่มีพจน์ค่าคงที่ มีความเหมาะสมซึ่งจากสมการที่ (7) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

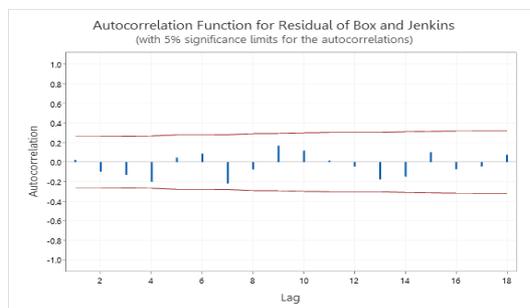
ตาราง 2 ค่าประมาณพารามิเตอร์ ค่า BIC และค่าสถิติ Ljung-Box Q ของตัวแบบ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)₁₂

ค่าประมาณพารามิเตอร์	SARIMA(p,d,q)(P,D,Q) ₁₂									
	SARIMA	SARIMA	SARIMA	SARIMA	SARIMA	SARIMA	SARIMA	SARIMA	SARIMA	SARIMA
	(4,1,0)	(2,1,0)	(2,1,0)	(0,1,3)	(0,1,2)	(0,1,1)	(4,1,0)	(2,1,0)	(2,1,0)	(0,1,1)
	(0,1,0) ₁₂	(0,1,0) ₁₂	(1,0,0) ₁₂	(1,0,0) ₁₂	(1,0,0) ₁₂	(1,0,0) ₁₂	(0,1,0) ₁₂	(0,1,0) ₁₂	(1,0,0) ₁₂	(1,0,0) ₁₂

ไม่มีพจน์ค่าคงที่ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ ไม่มีพจน์ค่าคงที่

ค่าคงที่	ค่าประมาณ	4,382.834	5,470.486	6,940.967	5,381.993	5,294.283	5,889.353				
	p-value	0.664 ^a	0.716 ^a	0.546 ^a	0.002	0.005	0.337 ^a				
AR(1)	ค่าประมาณ	-0.385	-0.357	-0.640				-0.384	-0.358	-0.633	
ϕ_1	p-value	0.009	0.018	0.000				0.008	0.017	0.000	
AR(2)	ค่าประมาณ	-0.478	-0.358	-0.508				-0.478	-0.359	-0.502	
ϕ_2	p-value	0.004	0.015	0.000				0.003	0.013	0.000	
AR(3)	ค่าประมาณ	-0.159						-0.155			
ϕ_3	p-value	0.288 ^a						0.295 ^a			
AR(4)	ค่าประมาณ	-0.423						-0.422			
ϕ_4	p-value	0.005						0.005			
MA(1)	ค่าประมาณ				0.660	0.678	0.787			0.738	
θ_1	p-value				0.585 ^a	0.644 ^a	0.000			0.000	
MA(2)	ค่าประมาณ				0.467	0.320					
θ_2	p-value				0.306 ^a	0.542 ^a					
MA(3)	ค่าประมาณ				-0.129						
θ_3	p-value				0.475 ^a						
SAR(1)	ค่าประมาณ				0.277	0.415	0.445	0.369		0.288	0.403
Φ_1	p-value				0.052 ^a	0.005	0.002	0.009		0.042	0.004
BIC*		24.474	24.394	24.068	24.119	24.046	24.017	24.374	24.293	<u>23.988</u>	<u>23.948</u>
Ljung-Box Q		10.068	14.339	18.159	24.252	27.876	28.792	10.199	14.354	18.156	27.508
	p-value	0.757	0.573	0.254	0.043 ^a	0.022 ^a	0.025 ^a	0.747	0.572	0.255	0.036 ^a

หมายเหตุ: ^aไม่ผ่านการทดสอบการประมาณค่าที่ระดับนัยสำคัญ 0.05



รูปที่ 8 กราฟ ACF ของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบ SARIMA(2,1,0)(1,0,0)₁₂ ที่ไม่มีพจน์ค่าคงที่

$$\phi_2(B)\Phi_1(B^{12})(1-B)Y_t = \varepsilon_t$$

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - \Phi_1 B^{12})(1 - B)Y_t = \varepsilon_t$$

$$Y_t = (\phi_1 + 1)Y_{t-1} + (\phi_2 - \phi_1)Y_{t-2} - \phi_2 Y_{t-3} + \Phi_1 Y_{t-12} - (\phi_1 + 1)\Phi_1 Y_{t-13} - (\phi_2 - \phi_1)\Phi_1 Y_{t-14} + \phi_2 \Phi_1 Y_{t-15} + \varepsilon_t$$

เมื่อแทนค่าประมาณพารามิเตอร์จากตาราง 2 จะได้ตัวแบบ พยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.367490Y_{t-1} + 0.130781Y_{t-2} + 0.501729Y_{t-3} + 0.287854Y_{t-12} - 0.105784Y_{t-13} - 0.037646Y_{t-14} - 0.144425Y_{t-15} \quad (16)$$

4. ผลการสร้างตัวแบบการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ 3 วิธีแรกมาสร้างตัวแบบการพยากรณ์รวม โดยแยกวิธีการได้มาซึ่งตัวถ่วงน้ำหนัก 3 วิธี ได้ผลลัพธ์ดังตารางที่ 3

- 1) วิธีการถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอย

$$\hat{Y}C_t = 9,184.535 + 0.570587\hat{Y}_{1t} + 0.127624\hat{Y}_{2t} + 0.238245\hat{Y}_{3t} \quad (17)$$

- 2) วิธีการถ่วงน้ำหนักค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด

$$\hat{Y}C_t = 1.00\hat{Y}_{1t} + 0.00\hat{Y}_{2t} + 0.00\hat{Y}_{3t} \quad (18)$$

- 3) วิธีการถ่วงน้ำหนักความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยผกผัน

$$\hat{Y}C_t = 0.4566\hat{Y}_{1t} + 0.2511\hat{Y}_{2t} + 0.2924\hat{Y}_{3t} \quad (19)$$

โดย t ของสมการ (17) (18) และ (19) คือ t = 1, 2, 3, 4, ..., 15 เมื่อ t = 1 คือ เดือนมกราคม พ.ศ. 2563

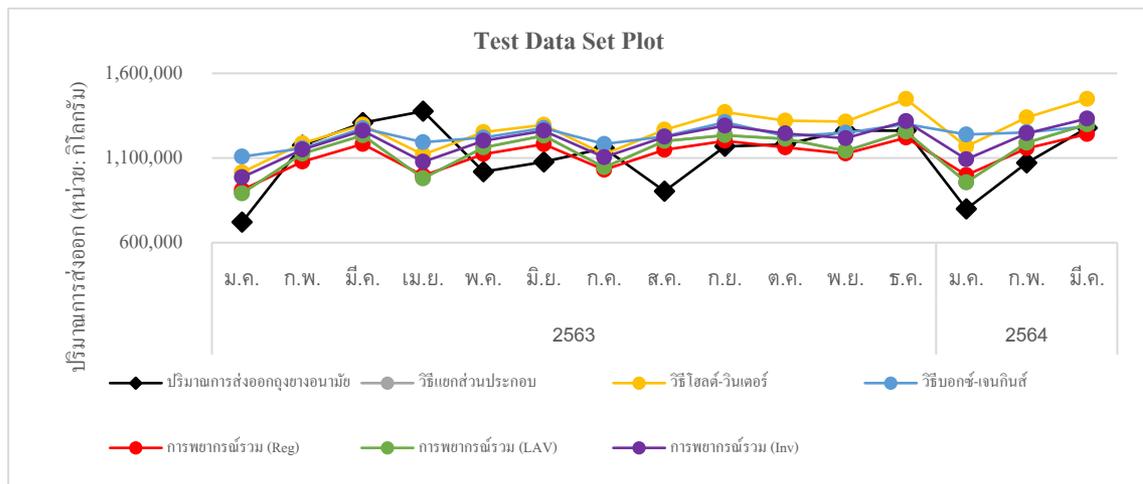
5. ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ 4 วิธี ได้ค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยานยนต์ของประเทศไทยรายเดือน ตั้งแต่ มกราคม พ.ศ. 2563 ถึง มีนาคม พ.ศ. 2564 ในแต่ละวิธีดังตาราง 3 และภาพที่ 9 รวมทั้งค่า RMSE และ MAPE ของวิธีแยกส่วนประกอบ รูปแบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์และวินเตอร์ วิธีบอซซ์-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์รวม โดยวิธีการพยากรณ์รวมถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอย ให้ค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุดสอดคล้องกัน ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยานยนต์รายเดือนของประเทศไทย จะเลือกใช้วิธีการพยากรณ์รวมถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอย

ตาราง 3 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยานยนต์ (กิโลกรัม) รายเดือนของประเทศไทย ตั้งแต่ เดือน มกราคม พ.ศ. 2563 ถึง เดือนมีนาคม พ.ศ. 2564

เดือน	ปริมาณการส่งออก	ปริมาณการส่งออก (หน่วย: กิโลกรัม)					
		แยกส่วนประกอบ	โฮลต์และวินเตอร์	บอซซ์-เจนกินส์	การพยากรณ์รวม (Reg)	การพยากรณ์รวม (LAV)	การพยากรณ์รวม (Inv)
มกราคม-63	721,443	891,359	1,015,238	1,108,334	911,406	891,359	985,897
กุมภาพันธ์-63	1,174,934	1,125,191	1,186,178	1,156,848	1,078,202	1,125,191	1,149,758
มีนาคม-63	1,308,341	1,233,667	1,295,969	1,275,571	1,182,394	1,233,667	1,261,560

เมษายน-63	1,376,297	980,011	1,120,083	1,193,009	995,544	980,011	1,077,451
พฤษภาคม-63	1,018,962	1,161,861	1,253,027	1,220,512	1,122,824	1,161,861	1,201,897
มิถุนายน-63	1,077,018	1,232,068	1,295,477	1,276,502	1,181,640	1,232,068	1,260,978
กรกฎาคม-63	1,157,467	1,045,089	1,122,022	1,182,236	1,030,357	1,045,089	1,104,501
สิงหาคม-63	903,809	1,199,960	1,266,816	1,227,786	1,148,056	1,199,960	1,224,880
กันยายน-63	1,168,557	1,234,119	1,370,735	1,311,552	1,200,766	1,234,119	1,291,057
ตุลาคม-63	1,180,216	1,212,983	1,320,481	1,228,829	1,162,584	1,212,983	1,244,604
พฤศจิกายน-63	1,261,848	1,142,037	1,314,451	1,248,555	1,126,033	1,142,037	1,216,465
ธันวาคม-63	1,261,848	1,255,006	1,448,401	1,300,488	1,219,960	1,255,006	1,316,857
มกราคม-64	798,493	956,202	1,168,180	1,238,615	998,962	956,202	1,091,989
กุมภาพันธ์-64	1,071,237	1,190,034	1,339,120	1,251,580	1,157,289	1,190,034	1,245,457
มีนาคม-64	1,277,441	1,298,510	1,448,911	1,286,874	1,241,604	1,298,510	1,332,867
RMSE		162,883	219,656	203,547	157,956	162,883	178,712
MAPE		12.27314	18.706	16.02937	12.26972	12.27314	14.69836



รูปที่ 9 การเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางอนามัยจากวิธีการทางสถิติ 6 วิธี

6. การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางอนามัย

ในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางอนามัยรายเดือนในเดือนเมษายน พ.ศ. 2564 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2565 จะเลือกใช้วิธีการพยากรณ์รวม โดยถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอย กับข้อมูลอนุกรมเวลาทั้งหมด จำนวน 75 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2558 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2564 ด้วยตัวแบบที่สร้างจากวิธีการพยากรณ์

รวมโดยถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอย $\hat{Y}_{C_t} = -10,200 + 0.584\hat{Y}_{1t} + 0.597\hat{Y}_{2t} - 0.198\hat{Y}_{3t}$ รายละเอียด

ดังตาราง 4

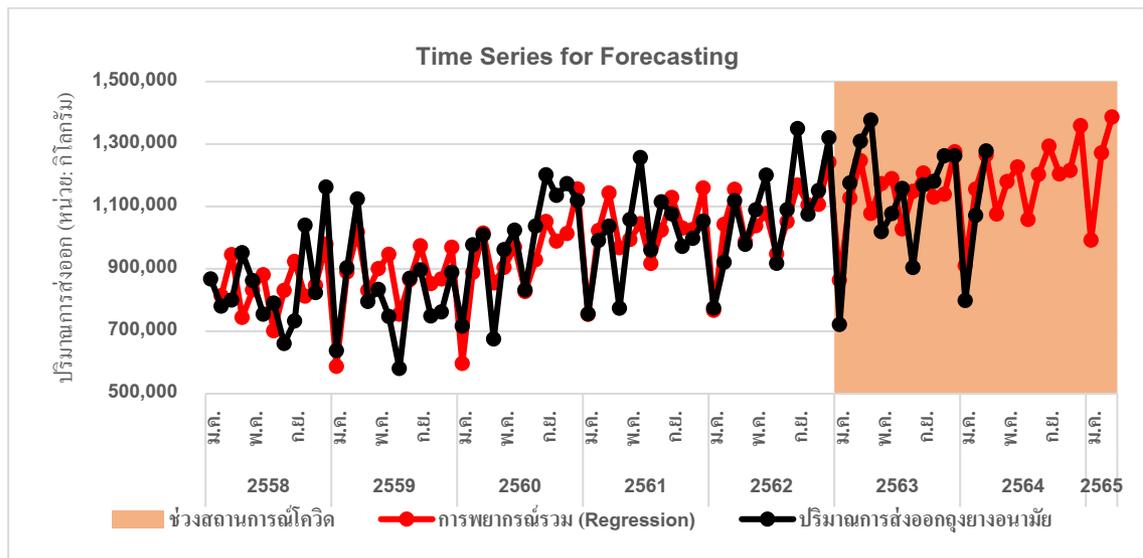
ตาราง 4 ค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งยางอนามัย (กิโลกรัม) ตั้งแต่ เดือนเมษายน พ.ศ. 2564 ถึง เดือนมีนาคม พ.ศ. 2565

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
เมษายน-64	1,075,249	ตุลาคม-64	1,203,816
พฤษภาคม-64	1,179,697	พฤศจิกายน-64	1,215,225
มิถุนายน-64	1,226,588	ธันวาคม-64	1,358,239
กรกฎาคม-64	1,057,790	มกราคม-65	991,777
สิงหาคม-64	1,202,204	กุมภาพันธ์-65	1,270,996
กันยายน-64	1,292,766	มีนาคม-65	1,386,161

วิจารณ์ผลการวิจัย

จากสถานการณ์การแพร่ระบาดของโควิด-19 ในประเทศไทยที่เริ่มตั้งแต่ช่วงต้นปี พ.ศ. 2563 จะเห็นได้ว่า ข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งยางอนามัยของประเทศไทยยังคงไม่ได้รับผลกระทบจากสถานการณ์การแพร่ระบาดดังกล่าวดังภาพที่ 10 สอดคล้องกับ Thairath online (2020) ดังนั้นผลการวิเคราะห์ที่ทำการสร้างตัวแบบเพื่อการพยากรณ์ข้อมูลปริมาณส่งออกกุ้งยางอนามัยทั้ง 6 วิธี จึงสามารถนำไปใช้พยากรณ์หรือทำนายปริมาณการส่งออกกุ้งยางอนามัยได้มีความแม่นยำระดับหนึ่ง เนื่องจากการสร้างตัวแบบพยากรณ์ อยู่ภายใต้ข้อสมมุติที่ว่า “รูปแบบพยากรณ์ได้จากข้อมูลในอดีต เหมือนเดิมหรือไม่มีการเปลี่ยนแปลงในอนาคต” (Rangkakulnuwat, 2019) ซึ่งผลจากการวิจัยครั้งนี้ ตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการพยากรณ์รวมถ่วงน้ำหนักการวิเคราะห์ถดถอย ให้ค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุด เมื่อเปรียบเทียบกับค่าจริง จึงเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดในการใช้ทำนายข้อมูลปริมาณการส่งออกกุ้งยางอนามัยในช่วง เมษายน พ.ศ. 2564 ถึง มีนาคม พ.ศ. 2565 ผลที่ได้แสดงดังภาพที่ 10 ซึ่ง DeLurgio (1998) เคยได้ให้ข้อสังเกตว่าการที่รวมเทคนิคการพยากรณ์เดี่ยวเข้าด้วยกัน อาจเพิ่มความแม่นยำในการพยากรณ์เมื่อประสิทธิภาพของเทคนิคการพยากรณ์เดี่ยวแต่ละวิธีไม่ได้โดดเด่นไปกว่ากัน อย่างไรก็ตามค่าพยากรณ์ที่ได้จากตัวแบบพยากรณ์เดี่ยวโดยวิธีการแยกส่วนประกอบก็เป็นอีกวิธีที่มีความน่าเชื่อถือ เนื่องจากถ้าพิจารณาจากภาพที่ 9 และ ตารางที่ 3 พบว่าค่าพยากรณ์ของตัวแบบพยากรณ์เดี่ยวด้วยวิธีการแยกส่วนประกอบ มีความแตกต่างจากวิธีการพยากรณ์รวม โดยถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยไม่มาก โดยมีค่า RMSE และ MAPE ใกล้เคียงกันมาก อีกทั้งมีค่าพยากรณ์ไปในทิศทางเดียวกัน และค่าพยากรณ์ของตัวแบบพยากรณ์เดี่ยวด้วยวิธีการแยกส่วนประกอบไม่มีความแตกต่างจากวิธีการพยากรณ์รวม โดยวิธีการถ่วงน้ำหนักค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด โดยมีตัวแบบสมการพยากรณ์

จากวิธีแยกตัวประกอบดังนี้ $\hat{Y}_t = 790,781 + 5.059t + \hat{S}_t$ ในขณะที่ค่าประมาณความผันแปรของฤดูกาล \hat{S}_t จากโปรแกรม Minitab แสดงดังตาราง 5



* หมายถึง สถานการณ์การแพร่ระบาดของโควิด-19 ในประเทศไทยเริ่มตั้งแต่ปี พ.ศ. 2563

รูปที่ 10 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางอนามัย และค่าพยากรณ์จากวิธีการทางสถิติ โดยวิธีการพยากรณ์รวมถ่วงน้ำหนักการวิเคราะห์ถดถอย

ตาราง 5 ค่าประมาณความผันแปรของฤดูกาลด้วยวิธีการแยกส่วนประกอบ

เดือน	\hat{S}_t	เดือน	\hat{S}_t	เดือน	\hat{S}_t	เดือน	\hat{S}_t
ม.ค.	-238,127	เม.ย.	-57,028	ก.ค.	-97,894	ต.ค.	-35,536
ก.พ.	38,325	พ.ค.	16,418	ส.ค.	29,901	พ.ย.	-19,925
มี.ค.	126,203	มิ.ย.	52,397	ก.ย.	80,329	ธ.ค.	104,937

สรุป

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอการเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกของยางอนามัยรายเดือนของประเทศไทย ช่วงสถานการณ์ โควิด-19 จากข้อมูลจากกรมศุลกากร พบว่าการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางอนามัยตั้งแต่เดือนเมษายน พ.ศ. 2564 ถึง เดือนมีนาคม พ.ศ. 2565 ด้วยวิธีการพยากรณ์รวมโดยถ่วง

นำหน้าด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยเป็นตัวแทนที่เหมาะสมเนื่องจากให้ค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุด โดยมีตัว

แบบสมการพยากรณ์คือ $\hat{Y}_{C_t} = -10,200 + 0.584\hat{Y}_{1t} + 0.597\hat{Y}_{2t} - 0.198\hat{Y}_{3t}$

ข้อเสนอแนะ

สำหรับการศึกษการสร้างตัวแทนพยากรณ์ปริมาณการส่งออกของยางอนามัยรายเดือนของประเทศนี้ เนื่องจากข้อมูลปริมาณการส่งออกของยางอนามัยไม่ได้ขึ้นอยู่กับปัจจัยทางด้านของเวลาอย่างเดียว ดังนั้นในการศึกษา

ครั้งต่อไป จึงควรมีการศึกษาพิจารณาปัจจัยอื่นๆ เช่นปริมาณน้ำยางธรรมชาติ หรือน้ำยางข้นที่ผลิตได้ รวมไปถึงปริมาณการส่งออกของประเทศคู่แข่งการส่งออกของยางอนามัย ในการพิจารณาสร้างตัวแทนพยากรณ์ด้วย

เอกสารอ้างอิง

Abraham, B., & Ledolter, J. (1983). *Statistical Method for Forecasting*. John Wiley & Sons.

Anderson, T. W., & Darling, D. A. (1954). A test of goodness of fit. *Journal of the American Science Association*, 49, 765-769.

Bowman, B. L., & O'Connell, R. T. (1993). *Forecasting and Time Series: An Applied Approach* (3rd ed.). Duxbury Press, Belmont, California.

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

Brown, M. B., & Forsythe, A. B. (1974). Robust tests for the equality of variance. *Journal of the American Statistical Association*, 69, 364-367.

DeLurgio, S. A. (1998). *Forecasting principles and applications*. McGraw-Hill.

Department of International Trade Promotion. (2020). *Condoms are in short world supply, competition with face masks*. <https://gestyy.com/eu5JdF> (in Thai)

Glaser, R. E. (1976). Exact Critical Values for Bartlett's Test for Homogeneity of Variances. *Journal of the American Statistical Association*, 71(354), 488-490.

Keerativibool, W. (2013). A Comparison of Forecasting Methods between Box-Jenkins, Simple Seasonal Exponential Smoothing, and Combined Forecasting Methods for Predicting Monthly Mean Temperature. *Burapha Science Journal*, 18(2), 149-160.

Ket-iam, S. (2005). *Forecasting technique* (2nd ed.). Thaksin University. (in Thai)

Levene, H. (1960). *Contributions to Probability and Statistics*. Stanford University Press.

- Lorchirachoonkul, V., & Jitthavech, J. (2005). *Forecasting techniques* (3rd ed.). Bangkok: Project to promote academic documents, National Institute of Development Administration (NIDA). (in Thai)
- Manmin, Mookda. (2006). *Time series and forecasting*. Four Prining. (in Thai)
- Microsot. (2016). Microsoft Excel [Computer software]. <https://www.microsoft.com/en-us/microsoft-365/excel>
- Minilab. (2018). Minitab Statistical Software (Version 18) [Computer software]. <https://www.minitab.com/en-us/>
- Minsan, W. (2014). Seasonal index estimation by GRG2 decomposition method. In *the Proceedings of 10th Mahasarakham Research Conference* (pp. 243-249). Mahasarakham University, Mahasarakham. (in Thai)
- Montgomery, D. C., Peck, E. A., & Vining, G. G. (2006). *Introduction to Linear Regression Analysis* (4th ed.). Wiley.
- Panichkitkosolkul, W. (2009). Monthly Rainfall Amount Forecasting of Meteorological Stations and Agrometeorological Stations in Northeastern Thailand. *Thai Science and Technology Journal*, 17(2), 1-12. (in Thai)
- Phadungkarn, S. (2020). *Because of what other products, sales fell due to COVID-19, but the condom sales increase?* <https://www.brandage.com/article/18028/TNR> (in Thai)
- Rangkakulnuwat, P. (2019). *Time Series Analysis for Economics and Business*. <https://gestyy.com/eu6yX5> (in Thai)
- Riansut, W. (2020). Daily Wind Speed Forecast Model at an Altitude of 120 Meters, Pak Phanang District, Nakhon Si Thammarat Province. *The Journal of Applied Science*, 19(1), 95-109.
- Ruppert, D. (2011). *Statistics and Data Analysis for Financial Engineering*. Springer.
- Sawa, T. (1978). Information Criteria for Discriminating among Alternative Regression Model. *Journal of Econometrica*, 46, 1273-1282.
- Sukparungsee, S. (2003). Using the Combined Forecasting Technique by Weighted Average. *Journal of Technical Education Development*, 15(46), 1-7.
- Taesombat, S. (2006). *Quantitative Forecasting*. Kasetsart University Press. (in Thai)
- Thai Customs. (2020). *Statistic Report*. <https://bit.ly/2BXDNiK>
- Tirkes, G., Guray, C., & Celebi, N. E. (2017). Demand forecasting: a comparison between the Holt-Winters, trend analysis and decomposition models. *Tehnicki Vjesnik-Technical Gazette*. 24(2), 503-509.

- Thairath online. (2020). *TNR reveals condoms growing against economic trends in the first 9 months of the year, making a profit of 68 million, growing 70%*. <https://gestyy.com/eu6tuP> (in Thai)
- Weiss, C. E., Raviv, E., & Roetzer, G. (2018). Forecast Combinations in R using the ForecastComb Package. *The R Journal*, 10(2), 262-281.
- Yonar, H., Yonar, A., Tekindal, M. A., & Tekindal, M. (2020). Modeling and Forecasting for the number of cases of the COVID-19 pandemic with the Curve Estimation Models, the Box-Jenkins and Exponential Smoothing Methods. *Eurasian Journal of Medicine and Oncology*, 4(2), 160-165.