

แบบจำลองการพยากรณ์สำหรับปริมาณการส่งออกเครื่องเทศของประเทศไทย

Forecasting model for spice export volume in Thailand

สุภาวินี ชันคำ¹ และ สิโรรัตน์ จันงาม^{2*}
Supawinee Khankham¹ and Sirorath Channgam^{2*}

Received: 20 April 2023; Revised: 9 June 2023; Accepted: 30 June 2023

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาในครั้งนี้ คือ การสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ที่เหมาะสมของปริมาณการส่งออกเครื่องเทศของประเทศไทย โดยใช้วิธีการทางสถิติทั้งหมด 4 วิธี คือ วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์รวม โดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุดสามัญในการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอย ข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกเครื่องเทศได้มาจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่ เดือนมกราคม 2560 ถึง เดือนธันวาคม 2565 แบบรายเดือน จำนวน 72 ค่า และได้แบ่งข้อมูลออกเป็นสองชุด ชุดแรก จำนวน 66 ค่า คือ ข้อมูลเดือนมกราคม 2560 ถึง เดือนมิถุนายน 2565 และชุดที่สอง จำนวน 6 ค่า คือ ข้อมูลเดือนกรกฎาคม 2565 ถึง เดือนธันวาคม 2565 โดยที่ข้อมูลชุดแรกใช้สำหรับสร้างแบบจำลองในการพยากรณ์ และข้อมูลชุดสองใช้สำหรับการตรวจสอบความแม่นยำของแบบจำลองการพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (mean absolute percentage error: MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (root mean square error: RMSE) ที่มีค่าต่ำที่สุด ผลการวิจัย พบว่าแบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด (MAPE = 28.93, RMSE = 222,979.17)

คำสำคัญ: แบบจำลองการพยากรณ์, การปรับให้เรียบ, บอกซ์-เจนกินส์, การพยากรณ์รวม

Abstract

The purpose of this study is to create a suitable forecasting model of the spice export volume for Thailand by 4 statistical methods: Holt's exponential smoothing method, Brown's exponential smoothing method, Box-Jenkins method, and combined forecast method approach using the ordinary least squares method to estimate the regression coefficient. Time series of monthly spice export volume (which were gathered from the website of the office of agricultural economics from January 2017 to December 2022 comprising 72 observations) were divided into two datasets. The first dataset had 66 observations from January 2017 to June 2022. The second dataset had 6 observations from July 2022 to December 2022. The first dataset was used for creating the forecasting model. The second dataset was used for checking the accuracy of the forecasting models *via* the criterion of the lowest of mean absolute percentage error and the lowest root mean square error. The results showed that Brown's exponential Method is most suitable for this time series (MAPE = 28.93, RMSE = 222,979.17).

Keywords: forecasting model, exponential smoothing, Box-Jenkins, combined forecast

^{1,2} อาจารย์ประจำหลักสูตรคณิตศาสตร์ประยุกต์ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏวไลยอลงกรณ์ ในพระบรมราชูปถัมภ์ จังหวัดปทุมธานี 13180

^{1,2} Lecturer, Department of Applied Mathematics, Faculty of Science and Technology, Valaya Alongkorn Rajabhat University under the royal patronage, Pathumthani, Thailand 13180

* Correspondent author: sirorath@vru.ac.th

บทนำ

เครื่องเทศเป็นพืชเศรษฐกิจของประเทศไทย และสามารถสร้างรายได้ให้กับเกษตรกรได้เป็นอย่างดี เครื่องเทศเป็นพืชที่มีการใช้ประโยชน์กับคนไทย และคนทั่วโลก ทั้งรูปอาหารและยารักษาโรค เครื่องเทศบางชนิดช่วยลดอาการจุกเสียด แน่นท้อง ควบคุมระดับไขมันในเส้นเลือด ซึ่งเป็นสิ่งสำคัญในการดูแลสุขภาพ ดังนั้นจึงมีการใช้สมุนไพรหลายชนิดสร้างภูมิคุ้มกันให้แก่วัยรุ่นเพิ่มมากขึ้น อีกทั้งยังช่วยรักษาแผลสด แผลเรื้อรังได้ ช่วยป้องกันโรคหัวใจ และช่วยยับยั้งการเกิดโรคมะเร็ง นอกจากนี้ยังมีการนำเอาเครื่องเทศมาใช้เสริมความงาม บำรุงสุขภาพ แสดงให้เห็นว่าเครื่องเทศมีประโยชน์ต่อสุขภาพของมนุษย์ อีกทั้งยังมีการนำสมุนไพรมาใช้ในการเพาะเลี้ยงสัตว์น้ำเพื่อเพิ่มการเจริญเติบโต ช่วยเสริมภูมิคุ้มกัน และป้องกันโรคได้ เช่น ในการเพาะเลี้ยงปลาเพื่อทดแทนการใช้ยาปฏิชีวนะ และสารเคมี (โณมนันต์โพธิวิรัช และคณะ, 2020)

ในไตรมาสแรกของปี 2564 ประเทศไทยส่งออกสินค้าเกษตรมูลค่า 5,748 ล้านดอลลาร์สหรัฐ มีการขยายตัวถึงร้อยละ 13 โดยเทียบกับปี 2563 สินค้าเกษตรส่งออกสำคัญของไทย ไตรมาสแรก คือ เครื่องเทศและสมุนไพร ผักสด แซ่เหียน แซ่แข็ง แบบแห้ง และอื่นๆ โดยที่เครื่องเทศและสมุนไพรมีการขยายตัวสูงเป็นอันดับแรก เท่ากับร้อยละ 93.35 อันดับที่สอง คือ ผักสด แซ่เหียน แซ่แข็ง และแบบแห้ง เท่ากับร้อยละ 29.23 (ศูนย์สารสนเทศการเจรจาการค้าระหว่างประเทศ กรมเจรจาการค้าระหว่างประเทศ, 2564) เครื่องเทศและสมุนไพร กลายเป็นสินค้าที่ส่งออกที่สำคัญอันดับแรกที่สร้างรายได้ให้กับประเทศไทย จึงควรได้รับการส่งเสริมและสนับสนุนจากหน่วยงานที่เกี่ยวข้องทั้งทางด้านการเพาะปลูก และการตลาด จากการศึกษาปริมาณการส่งออกเครื่องเทศของประเทศไทย จากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2566) ย้อนหลังตั้งแต่ปี 2560 ถึงปัจจุบัน พบว่าปริมาณเครื่องเทศมีแนวโน้มการส่งออกเพิ่มขึ้นจากอดีตอย่างชัดเจน อย่างไรก็ตามปริมาณเครื่องเทศมีการเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นและลดลงเป็นช่วงเวลา เช่น ในปี 2563 ช่วงเดือนเมษายน ปริมาณการส่งออกเครื่องเทศขยับขึ้นสูงถึง 648,874 กิโลกรัม ต่อมาเดือนพฤษภาคมในปีเดียวกัน ปริมาณกลับลดลงเป็น 592,427 กิโลกรัม และกลับเพิ่มขึ้นมาเป็น 728,594 กิโลกรัม และในปี 2564 ช่วงเดือนเมษายน ปริมาณการส่งออกเครื่องเทศ ขยับขึ้นสูงถึง 1,396,112 กิโลกรัม ต่อมาเดือนพฤษภาคมในปีเดียวกัน ปริมาณกลับลดลงเป็น 683,212 กิโลกรัม และกลับเพิ่มขึ้นมาเป็น 849,464 กิโลกรัม จะเห็นว่าปริมาณการส่งออกมีความผันผวนตลอดเวลา และยังคงผันผวนเช่นนี้ตลอดไปหรือไม่ ปัจจัยอะไรบ้างที่ส่งผลให้ปริมาณการส่งออกมีจำนวนสูงขึ้นหรือลดลง การพยากรณ์

ทางสถิตินับเป็นเครื่องมือหนึ่งที่ช่วยตอบคำถามเหล่านี้ได้

ด้วยเหตุผลดังกล่าวผู้วิจัยจึงเริ่มศึกษางานวิจัยที่เกี่ยวกับการพยากรณ์โดยใช้วิธีการทางสถิติ พบว่าในปี 2560 วรจกณา เรียนสุทธิ และน้ำอ้อย นิสนัน (2560) ศึกษาการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป วัดดูประสงศ์ คือ การสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป โดยใช้วิธีการพยากรณ์คือวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ผลการศึกษาพบว่า วิธีบอกซ์-เจนกินส์ มีความถูกต้องแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด ด้วยเกณฑ์ร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (mean absolute percentage error: MAPE) เท่ากับ 4.9640 ในปี 2563 โยนาร์ (Yonar, 2020) ศึกษาการสร้างแบบจำลองและการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยจากการระบาดใหญ่ของ COVID-19 ด้วยแบบจำลองการพยากรณ์บอกซ์-เจนกินส์ และการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง มีวัดดูประสงศ์คือ กำหนดแบบจำลองพยากรณ์เพื่อนำเสนอข้อมูลทางสถิติโดยสรุปโครงสร้างทั่วไปเกี่ยวกับผลกระทบ และกระบวนการของการติดเชื้อในทุกประเทศทั่วโลกจากข้อมูลที่ได้รับ โดยใช้วิธีการพยากรณ์บอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ผลการวิจัยพบว่าวิธีการพยากรณ์บอกซ์-เจนกินส์มีความเหมาะสมกับข้อมูลผู้ป่วย COVID-19 ของประเทศตุรกี เยอรมนี ฝรั่งเศส วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์มีความเหมาะสมกับข้อมูลผู้ป่วย COVID-19 ของประเทศรัสเซีย และวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์มีความเหมาะสมกับข้อมูลผู้ป่วย COVID-19 ของประเทศอิตาลี ญี่ปุ่น แคนาดา และในปี 2564 ลิป (Lip, 2021) เปรียบเทียบแบบจำลองการพยากรณ์วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังและวิธีบอกซ์-เจนกินส์ในการพยากรณ์อัตราการว่างงานในมาเลเซีย มีวัดดูประสงศ์คือ เพื่อตรวจสอบประโยชน์ของวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง และวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และประมาณการอัตราการว่างงานในประเทศมาเลเซีย ผลการวิจัยพบว่าวิธีบอกซ์-เจนกินส์มีความถูกต้องและแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด ด้วยเกณฑ์ร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยเท่ากับ 2.9976

นอกจากวิธีดังกล่าวแล้ว ผู้วิจัยยังได้ศึกษาวิธีการพยากรณ์รวมเพื่อทำการเปรียบเทียบเพิ่มเติม เช่น เมธาสีทธิ ธีรรัตนศรีสกุล (2562) ศึกษาเรื่องการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ราคาทุเรียนขาวแว่นนาไมรายเดือน ณิชาวีร์ ภาโสภะ (2564) ศึกษาการพยากรณ์การจำหน่ายพลังงานไฟฟ้าของการไฟฟ้านครหลวง โดยผลการวิจัยพบว่าวิธีการพยากรณ์

รวมมีเกณฑ์ร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยต่ำที่สุด กัลยา บุญหล้า และ เมทินี ชมภูสว่ง (2564) ได้ศึกษาเรื่อง ความแกร่งในการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุคูณสำหรับ ค่าผิดปกติ โดยทำการเปรียบเทียบวิธีประมาณค่า 3 วิธี คือ วิธีกำลังสองน้อยที่สุดสามัญ (ordinary least squares : OLS) วิธี M เมื่อใช้ฟังก์ชันถ่วงน้ำหนักของ Andrews และ วิธี ตัวประมาณ GM - Huber เกณฑ์ที่ใช้ในการเปรียบเทียบคือ ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) ผลการศึกษา พบว่าวิธีกำลังสองน้อยที่สุดสามัญ ให้ค่าความคลาดเคลื่อน กำลังสองเฉลี่ยต่ำที่สุด โดยมีหลายงานวิจัยนำเสนอวิธีการ พยากรณ์ที่เหมาะสมในหลากหลายวิธี

จากการศึกษาที่ผ่านมาพบว่ายังไม่เคยมีการ ศึกษาการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกเครื่องเทศของ ประเทศไทย ยิ่งไปกว่านั้นเครื่องเทศยังเป็นสินค้าเกษตรที่ส่ง ออก และสร้างรายได้ให้กับประเทศไทยในอันดับแรก ดังนั้น การคาดคะเนปริมาณการส่งออกเครื่องเทศล่วงหน้าทีใกล้เคียง ค่าจริงจึงเป็นสิ่งสำคัญ ด้วยเหตุผลดังกล่าว ผู้วิจัยจึงมีความ สนใจที่จะศึกษาการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกเครื่องเทศ ของประเทศไทยในอนาคต

ด้วยวิธีพยากรณ์ที่เหมาะสม โดยใช้วิธีการทางสถิติ เพื่อนำค่าพยากรณ์ที่ได้ไปใช้เป็นแนวทางในการเพิ่มศักยภาพ และขีดความสามารถของหน่วยงานที่ดูแลการส่งออกเครื่อง เทศของประเทศไทย เช่น การสนับสนุนส่งเสริมให้เกษตรกร ปลูกพืชเครื่องเทศให้เพิ่มมากขึ้น หรือ ชะลอการปลูกพืช เครื่องเทศให้น้อยลงสอดคล้องกับการส่งออกที่ลดน้อยลง รวมถึงใช้เป็นแนวทางให้รัฐบาลสามารถออกนโยบายในการ สนับสนุนให้มีการปลูกพืชที่นำมาทำเครื่องเทศในปริมาณ ที่เหมาะสม ส่งผลให้เศรษฐกิจของประเทศมีความก้าวหน้า ยิ่งขึ้นต่อไป

วิธีดำเนินการวิจัย

จากการศึกษาปริมาณการส่งออกเครื่องเทศตั้งแต่ เดือนมกราคม 2560 ถึงเดือนมิถุนายน 2565 พบว่า ปริมาณ การส่งออกมีอิทธิพลของแนวโน้มเป็นแบบเชิงเส้น (linear trend) แต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลและยังคงมีความผันผวน ในแต่ละเดือนอีกด้วย แสดงดัง Figure 1 การศึกษาครั้งนี้ ดำเนินการสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ ด้วยโปรแกรม SPSS และ Excel โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออก เครื่องเทศ (กิโลกรัม) อนุกรมเวลาที่นำมาศึกษาได้มาจาก เว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือน มกราคม 2560 ถึงเดือนธันวาคม 2565 จำนวน 72 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือข้อมูลตั้งแต่ เดือนมกราคม 2560 ถึงเดือนมิถุนายน 2565 จำนวน 66 ค่า สำหรับการสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธี การทางสถิติที่เหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีอิทธิพล ของแนวโน้มเป็นแบบเชิงเส้น แต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล ผู้วิจัยเลือกใช้ 4 วิธี ได้แก่ วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้น โค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ (Holt's Exponential Smoothing Method) วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง ของบราวน์ (Brown's exponential smoothing method) วิธีบอกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins method) และวิธีการ พยากรณ์รวม (combined forecast method) สำหรับข้อมูล ชุดที่ 2 ผู้วิจัยพิจารณาจากการเคลื่อนไหวของข้อมูลที่มีการ เพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง และเป็นข้อมูลในช่วงเวลาปัจจุบันจึงมี ความเหมาะสมสำหรับการเลือกแบบจำลองการพยากรณ์ใน ช่วงเวลานี้ คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2565 ถึงเดือน ธันวาคม 2565 จำนวน 6 ค่าสำหรับการเลือกแบบจำลอง การพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมมากที่สุด โดยใช้เกณฑ์ร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และเกณฑ์รากที่สองของ ความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่มีค่าต่ำที่สุด แบบจำลอง การพยากรณ์โดยใช้วิธีการทางสถิติทั้งหมด 4 วิธี แสดง รายละเอียดดังต่อไปนี้

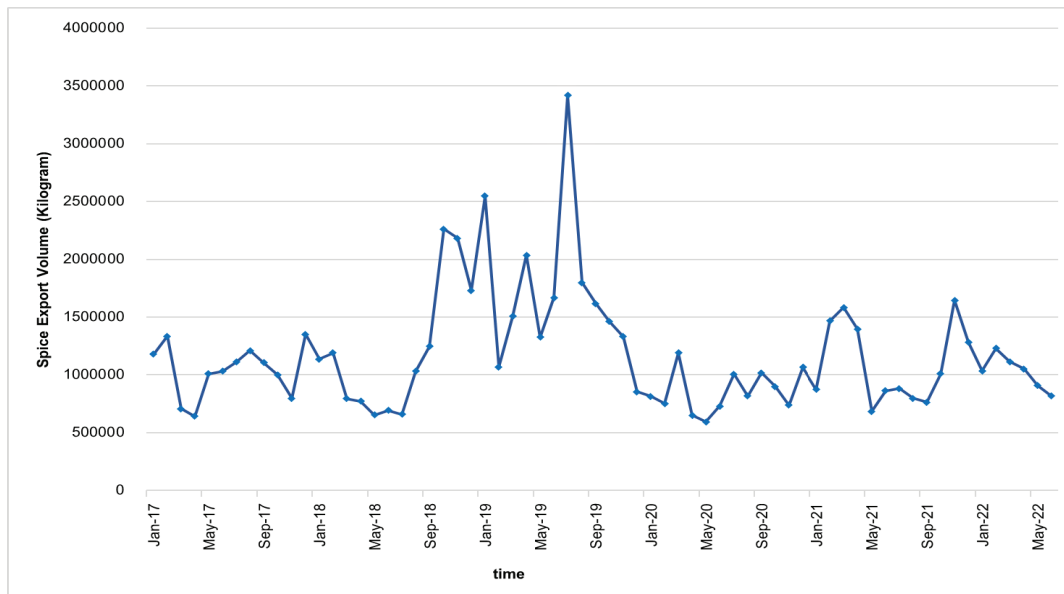


Figure 1 Movement of spice export volume time series from January 2017 to June 2022.

1. การสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ (ทิวดา วาลมุลตรี, 2563; อีสริยพร หลวงหาญ, 2562) เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีลักษณะเป็นแนวโน้มเชิงเส้นตรง และไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล มีค่าคงที่ 2 ตัว คือ ค่าคงตัวสำหรับปรับให้เรียบของค่าระดับ (α) และค่าคงตัวสำหรับการปรับให้เรียบของค่าความชัน (γ) แบบจำลองการพยากรณ์ แสดงดังสมการ (1)

$$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t m \quad (1)$$

เมื่อ

$$a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$$

$$b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)(b_{t-1})$$

$$\hat{Y}_{t+m} \text{ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา } t+m$$

$$Y_t \text{ แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา } t$$

$$m \text{ แทนจำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ล่วงหน้า}$$

$$a_t \text{ แทนค่าประมาณ ณ เวลา } t \text{ แสดงระยะตัดแกน}$$

Y

$$b_t \text{ แทนค่าประมาณ ณ เวลา } t \text{ แสดงความชันของ}$$

แนวโน้ม

$$\alpha \text{ และ } \gamma \text{ แทนค่าคงตัวของการปรับให้เรียบ โดยที่}$$

$$0 < \alpha < 1 \text{ และ } 0 < \gamma < 1$$

$$t \text{ แทนช่วงเวลาของอนุกรมเวลา มีค่าตั้งแต่ 1 ถึง } n$$

$$\text{โดยที่ } n \text{ แทนจำนวนข้อมูลอนุกรมเวลา}$$

การตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลองการพยากรณ์ที่ได้จากแบบจำลองการพยากรณ์ข้อมูลปริมาณการส่งออกเครื่องเทศของประเทศไทย พิจารณาจากเกณฑ์สารสนเทศของเบย์เซียน (Bayesian information criterion: BIC) ที่มีค่าต่ำที่สุด แสดงถึงความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีค่าต่ำด้วย สำหรับการตรวจสอบแบบจำลองการพยากรณ์นี้จะกำหนดระดับนัยสำคัญที่ 0.05 และได้พิจารณาพร้อมกับค่าสถิติของบ็อกซ์และจุง (Ljung-Box Q) ที่ไม่มีนัยสำคัญ แบบจำลองการพยากรณ์ที่ได้ต้องมีความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ผ่านตามข้อสมมติ คือ ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยการทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov's test) ความคลาดเคลื่อนต้องมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยการทดสอบที (t-test) ความคลาดเคลื่อนมีความเป็นอิสระต่อกันตรวจสอบโดยการทดสอบรัน (Runs test) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลาตรวจสอบโดยการทดสอบของเลวีเนภายใต้การใช้นัยฐาน (Levene's test based on median)

2. การสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบรวาน์

วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบรวาน์ (วรารคณา เรียนสุทธิ์, 2556) เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีลักษณะเป็นแนวโน้มเชิงเส้นตรง และไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล มีค่าคงที่ของการปรับเรียบของค่าระดับ และค่าคงที่การปรับเรียบของค่าความชันเท่ากัน แบบจำลองการพยากรณ์แสดงดังสมการ (2)

$$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t \left[(m-1) + \frac{1}{\alpha} \right] \quad (2)$$

เมื่อ

$$a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)a_{t-1}$$

$$b_t = \alpha(a_t + a_{t-1}) + (1-\alpha)b_{t-1}$$

$\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t+m$

Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

m แทนจำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ล่วงหน้า

α แทนค่าคงตัวในการปรับให้เรียบ โดยที่ $0 < \alpha < 1$

t แทนช่วงเวลาของอนุกรมเวลา n_t มีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_t โดยที่ n_t แทนจำนวนข้อมูลอนุกรมเวลาชุดที่ 1 สำหรับการตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลองการพยากรณ์จะพิจารณาเหมือนกับวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

3. การสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธีการบอกซ์-เจนกินส์

วิธีการบอกซ์-เจนกินส์ (มุกดา แหม่มมินทร์, 2549) เป็นวิธีที่ได้รับความนิยมอย่างมาก เนื่องจากมีการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาว่ามีสหสัมพันธ์อย่างไร เนื่องจากในการกำหนดแบบจำลองการพยากรณ์มีการตรวจสอบฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) ของอนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวแบบคงที่ (stationary time series) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ตลอดเวลา หากพบว่าอนุกรมเวลาที่มีความเคลื่อนไหวแบบไม่คงที่ (non-stationary time series) จะต้องแปลงอนุกรมเวลานั้นให้เป็นอนุกรมเวลาที่คงที่ก่อนการกำหนดแบบจำลอง หากอนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยไม่คงที่ควรแปลงอนุกรมเวลาโดยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (difference or seasonal difference) หากอนุกรมเวลาที่มีความแปรปรวนไม่คงที่ควรแปลงอนุกรมเวลาโดยใช้ลอการิทึมธรรมชาติ (natural logarithm) หรือรากที่สอง (square root) เป็นต้น การสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ มีขั้นตอนที่สำคัญ 4 ขั้นตอนมีรายละเอียดดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 กำหนดแบบจำลองการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่มีการปรับให้เป็นอนุกรมเวลาที่คงที่ จากแบบจำลองทั่วไปของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ คือ Seasonal Autoregressive Integrated

Moving Average: SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s แสดงได้ดังสมการ

(3) แต่ในกรณีที่อนุกรมเวลาได้รับอิทธิพลของแนวโน้มเพียงอย่างเดียว แบบจำลองจะลดรูปเหลือเพียง Autoregressive Integrated Moving Average: ARIMA(p, d, q)

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^s)(1-B^s)^d Y_t = \delta + \theta_q(B)\Theta_q(B^s)\varepsilon_t \quad (3)$$

เมื่อ

$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_p(B^s)$ ค่าคงตัว μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่ $\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองอันดับที่ p แบบไม่มีฤดูกาล $\Phi_p(B^s) = 1 - \Phi_1(B^s) - \dots - \Phi_p(B^s)$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองอันดับที่ P แบบมีฤดูกาล $\theta_p(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_p B^p$ แทนตัวดำเนินการเคลื่อนที่ อันดับที่ q แบบไม่มีฤดูกาล $\Theta_q(B^s) = 1 - \Theta_1(B^s) - \Theta_2(B^s) - \dots - \Theta_q(B^s)$ แทนตัวดำเนินการเคลื่อนที่ อันดับที่ Q แบบมีฤดูกาล

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

S แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

B แทนตัวดำเนินการถอยหลัง โดยที่ $B^s T_t = Y_{t-s}$

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อน โดยที่มีคุณสมบัติตามข้อสมมติ คือ ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ มีความเป็นอิสระต่อกัน และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา

ขั้นตอนที่ 2 กำหนดค่าพารามิเตอร์จากการพิจารณากราฟของ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่คงที่และประมาณค่าพารามิเตอร์ของแบบจำลอง

ขั้นตอนที่ 3 ตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลองการพยากรณ์ที่กำหนด โดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนหรือจากการทดสอบสหสัมพันธ์ในตัวเองของสถิติบอกซ์และจู ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 หรือใช้การทดสอบอื่น เพื่อตรวจสอบความเป็นอิสระต่อกันสำหรับการตรวจสอบความคลาดเคลื่อนมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์ด้วยการทดสอบที และความแปรปรวนคงที่ด้วยการทดสอบของเลวิน ภายใต้การใช้มาตรฐาน ถ้าไม่ผ่านการตรวจสอบต้องกลับไปดำเนินการตามขั้นตอนที่ 1 ใหม่อีกครั้ง เพื่อให้ได้แบบจำลองการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสม ในกรณีที่แบบจำลองที่มีความเหมาะสมมากกว่าหนึ่งแบบ สามารถพิจารณาจากเกณฑ์สารสนเทศของเบย์เซียนที่มีค่าต่ำที่สุด

ขั้นตอนที่ 4 พยากรณ์อนุกรมเวลาล่วงหน้า ด้วยแบบจำลองการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมมากที่สุด

4. วิธีการพยากรณ์รวม

การพยากรณ์รวมเป็นวิธีการรวมค่าพยากรณ์โดยการประยุกต์จากการรวมวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไปเพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุดสามารถใช้ได้ดีในกรณีที่มีการพยากรณ์เดี่ยว มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากกว่า 1 วิธี (มุกดา แม้นมิตร, 2549) ซึ่งรูปแบบทั่วไปของแบบจำลองการพยากรณ์รวมแสดงได้ดังสมการ (4)

$$\hat{Y}_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jt} \quad (4)$$

เมื่อ

$\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t

X_{jt} แทนค่าพยากรณ์จากวิธีเดี่ยว ณ เวลา t

β_k แทนค่าสัมประสิทธิ์การถดถอย

t แทนช่วงเวลาของอนุกรมเวลา มีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n

โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลอนุกรมเวลา

โดยในการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอย $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ จะใช้วิธีการประมาณแบบกำลังสองน้อยที่สุดสามัญ ซึ่งการหาค่าประมาณสามารถทำได้โดยการหาอนุพันธ์ของ $\sum e_t^2$, $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$ เทียบกับ $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ แล้วกำหนดให้เท่ากับศูนย์ (กัลยา วาณิชยปัญญา, 2545) จะได้สมการปกติเขียนในรูปเมทริกซ์ดังสมการ (5)

$$(X^T X)\beta = X^T Y \quad (5)$$

ถ้า $X^T X$ เป็นเมทริกซ์ซึ่งมีใช้เอกฐาน (nonsingular matrix) ค่าสัมประสิทธิ์การถดถอย $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ หาได้จาก $\beta = (X^T X)^{-1} X^T Y$ แบบจำลองการถดถอยเขียนในรูปเมทริกซ์ดังสมการ (6)

$$Y = X\beta \quad (6)$$

เมื่อ

Y แทน เมทริกซ์ของตัวแปรตาม ขนาด $n \times 1$

X แทน เมทริกซ์ของตัวแปรอิสระ ขนาด $n \times (k+1)$

β แทน เมทริกซ์ของพารามิเตอร์ ขนาด $(k+1) \times 1$

โดยที่

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix}, \beta = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & \cdots & X_{1k} \\ 1 & X_{21} & \cdots & X_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{n1} & \cdots & X_{nk} \end{bmatrix}$$

การเปรียบเทียบความเหมาะสมของแบบจำลองการพยากรณ์

การศึกษารัั้งนี้ได้เลือกแบบจำลองการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกเครื่องเทศ โดยการเปรียบเทียบปริมาณการส่งออกเครื่องเทศของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2565 ถึงเดือนธันวาคม 2565 กับค่าพยากรณ์จากวิธีการทางสถิติทั้ง 4 วิธี เพื่อคำนวณค่า MAPE และ RMSE โดยตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่า MAPE และ RMSE น้อยที่สุด จะเป็นแบบจำลองที่เหมาะสมที่สุด เกณฑ์ MAPE และ RMSE แสดงได้ดังสมการ (7) และสมการ (8) ตามลำดับ

$$MAPE = \frac{100}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \quad (7)$$

และ

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2} \quad (8)$$

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

ผลการวิจัย

จากการสร้างแบบจำลองการพยากรณ์โดยใช้ข้อมูลชุดแรก คือ ปริมาณการส่งออกเครื่องเทศ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2560 ถึงเดือนมิถุนายน 2565 จำนวน 66 ค่า มีรายละเอียดดังนี้

1. ผลการสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

จากการสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์พบว่า BIC = 26.130 และค่าสถิติของบ็อกซ์และจุง ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag18 = 19.555, p-value

= 0.241) แสดงว่าแบบจำลองที่ได้มีความเหมาะสมกับข้อมูลชุดนี้ จากการประมาณค่าพารามิเตอร์จะได้ $\alpha = 0.5$, $\gamma = 0.0000033$, $a_t = 1057245$ และ $b_t = 3.49$ ณ เวลา $t = 66$ (มิถุนายน 2565) แทนค่าในสมการ (1) จะได้แบบจำลองการพยากรณ์ แสดงดังสมการ (9)

$$\hat{Y}_{t+m} = 1057245 + 3.49(m) \quad (9)$$

หลังจากนั้นตรวจสอบค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.113$, p-value = 0.138) มีการเลื่อนไหวแบบอิสระ (Z-test = -1.489, p-value = 0.137) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t-test = -0.4, p-value = 0.968) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.405, p-value = 0.948) แสดงว่าแบบจำลองการพยากรณ์นี้มีความเหมาะสม

2. ผลการสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์

จากการสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ พบว่า BIC = 26.168 และค่าสถิติของบ็อกซ์และจุง ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 23.307, p-value = 0.140) แสดงว่าแบบจำลองที่ได้มีความเหมาะสมกับข้อมูลชุดนี้ จากการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้ $\alpha = 0.232$, $a_t = 1009866$ และ $b_t = -18750.4$ ณ เวลา $t = 66$ (มิถุนายน 2565) แทนค่าในสมการ (2) จะได้แบบจำลองการพยากรณ์ แสดงดังสมการ (10)

$$\hat{Y}_{t+m} = 1009866 - 18750.4 \left[(m-1) + \frac{1}{0.232} \right] \quad (10)$$

หลังจากนั้นตรวจสอบค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.083$, p-value = 0.2) มีการเลื่อนไหวแบบอิสระ (Z-test = -2.481, p-value = 0.13) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t-test = -0.061, p-value = 0.952) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.982, p-value = 0.474) แสดงว่าแบบจำลองการพยากรณ์นี้มีความเหมาะสม

3. ผลการสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธีการบ็อกซ์-เจนกินส์

เมื่อพิจารณากราฟของ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกเครื่องเทศไม่คงที่ยังมีส่วนประกอบของแนวโน้ม แต่ไม่มีส่วนประกอบของฤดูกาล ทำให้ค่าเฉลี่ยไม่คงที่ แสดงดัง Figure 2 ดังนั้นจึงต้องแปลงข้อมูลด้วยการลอการิทึมธรรมชาติ และหาผลต่าง ($d = 1$) เมื่ออนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกเครื่องเทศ มีลักษณะที่คงที่แล้ว แสดงดัง Figure 3 ดังนั้นสามารถกำหนดแบบจำลองการพยากรณ์ที่เป็นไปได้ จากการสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธีการบ็อกซ์-เจนกินส์ พบว่า BIC = 26.264 และค่าสถิติของบ็อกซ์และจุง ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q lag 18 = 14.509, p-value = 0.631) แสดงว่าแบบจำลองที่ได้มีความเหมาะสมกับข้อมูลชุดนี้ จากการประมาณค่าพารามิเตอร์ พบว่า $\theta_1 = 0.343$ เมื่อแทนค่าพารามิเตอร์ในสมการ (3) จะได้แบบจำลองการพยากรณ์ ARIMA (0,1,1) ไม่มีพจน์ของค่าคงตัว แสดงดังสมการ (11)

$$\hat{Z}_t = Z_{t-1} + 0.343e_{t-1} \quad (11)$$

$$\text{เมื่อ } Z_t = \ln(Y_t)$$

หลังจากนั้นตรวจสอบค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่าค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.094$, p-value = 0.2) มีการเลื่อนไหวแบบอิสระ (Z-test = -0.129, p-value = 0.118) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t-test = -0.437, p-value = 0.664) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.442, p-value = 0.928) แสดงว่าแบบจำลองการพยากรณ์นี้มีความเหมาะสม

4. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

วิธีการพยากรณ์รวมนี้ใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยว 3 วิธี ได้แก่ วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ และวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ จากการประมาณค่าโดยกำหนดให้ค่าพยากรณ์ของวิธีการทั้ง 3 วิธีข้างต้น เป็นตัวแปรอิสระตัว และใช้ข้อมูลค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกเครื่องเทศ ตั้งแต่เดือนกุมภาพันธ์ 2560 ถึงเดือนมิถุนายน 2565 จำนวน 65 ค่า (เนื่องจากการผลต่างของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ทำให้ค่าพยากรณ์เดือนมกราคม 2560 หายไป 1 ค่า ส่งผลให้ค่าพยากรณ์ของวิธีพยากรณ์รวมหายไป 1 ค่าด้วย) จากการจับคู่แบบจำลองการพยากรณ์ที่ละคู่ จะได้ทั้งหมด 3 คู่ คู่ที่ 1 คือ วิธีการปรับให้

เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์และวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ คู่ที่ 2 คือ วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์และวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และคู่ที่ 3 คือ วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์และวิธีบอกซ์-เจนกินส์ เมื่อได้แบบจำลองการพยากรณ์ของทั้งสามคู่ จึงทำการตรวจสอบคุณสมบัติของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่าแบบจำลองการพยากรณ์รวมที่เหมาะสม คือ แบบจำลองการพยากรณ์รวมระหว่างวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์และวิธีบอกซ์-เจนกินส์มีความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ที่ผ่านคุณสมบัติ ดังนั้นผู้วิจัยจะแสดงผลการวิจัยเฉพาะแบบจำลองการพยากรณ์รวมระหว่างวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์และวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และกำหนดให้ตัวแปรอิสระ คือ ค่าพยากรณ์ของวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ (X_{1t}) และค่าพยากรณ์ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ (X_{2t}) จำนวน 65 ค่า จากการประมาณค่าพารามิเตอร์ $\beta_1 = -0.115$ และ $\beta_2 = 1.026$ ดังนั้นจากสมการ (4) จะได้แบบจำลองการพยากรณ์รวม แสดงได้ดังสมการ (12)

$$\hat{Y}_t = -0.115X_{1t} + 1.026X_{2t} \quad (12)$$

เมื่อ

$\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t

X_{1t}, X_{2t} แทนค่าพยากรณ์จากวิธีเดี่ยว ณ เวลา t

จากวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของ บราวน์ และวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ตามลำดับ

หลังจากนั้นตรวจสอบความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.105$, $p\text{-value} = 0.071$) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ($Z\text{-test} = -0.873$, $p\text{-value} = 0.382$) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = 0.77$, $p\text{-value} = 0.444$) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.335, $p\text{-value} = 0.974$) ดังนั้นแบบจำลองการพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม

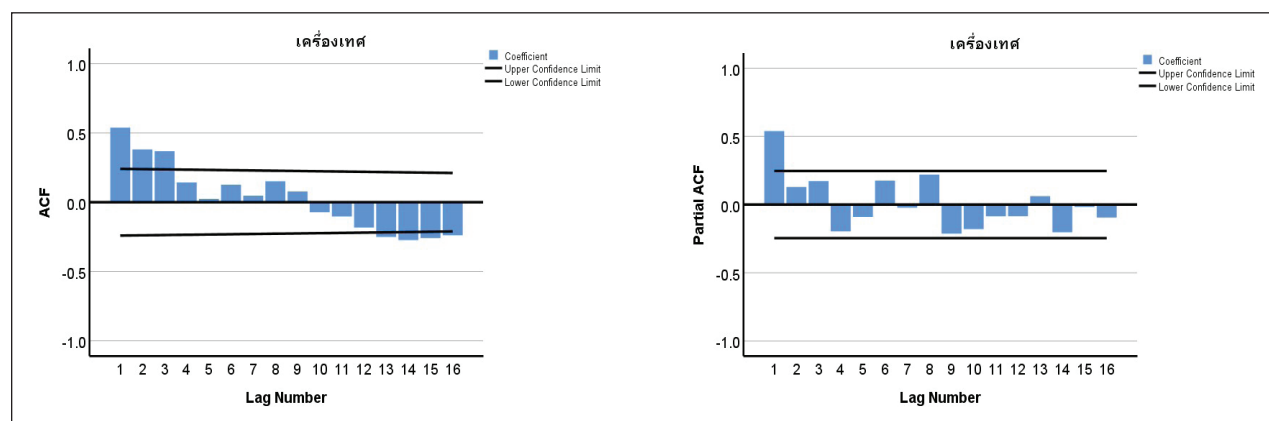


Figure 2 ACF and PACF graph of instability volume of exported spice.

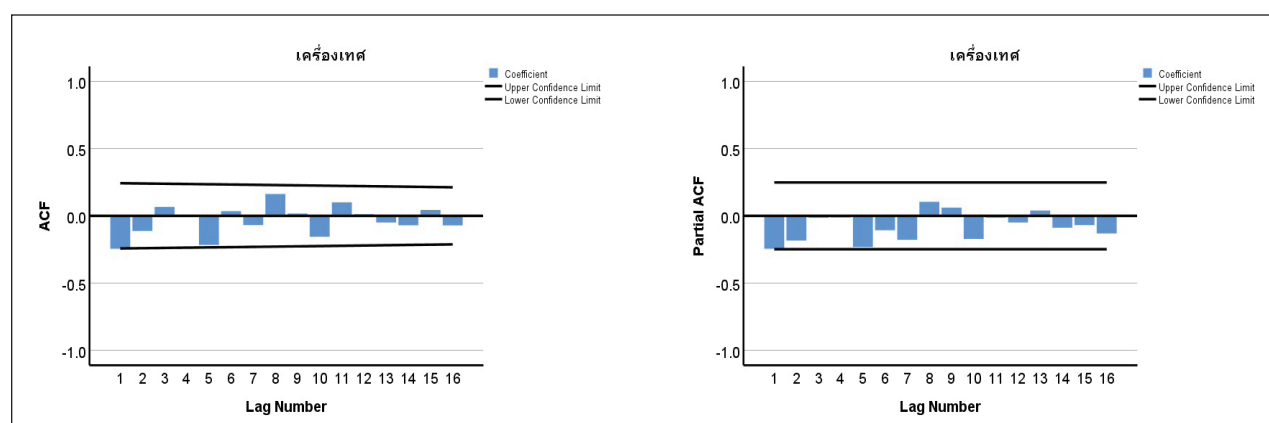


Figure 3 ACF and PACF graph of stability volume of exported spice.

ผลการเปรียบเทียบความแม่นยำของแบบจำลอง

จากการเปรียบเทียบระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์ จากทั้ง 4 วิธี พบว่า แบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของ บราวน์ ให้ค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าจริงมากที่สุด แสดงได้ดัง Table 2 และเมื่อพิจารณาค่า MAPE และ RMSE พบว่า แบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ ให้ค่าต่ำที่สุด (MAPE = 28.93, RMSE = 222,979.17) แสดงว่าวิธีการพยากรณ์ให้ความแม่นยำมากที่สุดในการพยากรณ์ข้อมูลชุดนี้ แสดงได้ดัง Table 2 เนื่องจาก MAPE และ RMSE มีค่าสูง เมื่อพิจารณาข้อมูลชุดที่ 2 เดือนกรกฎาคม และเดือนตุลาคม 2565 พบว่าค่าพยากรณ์ที่ได้มีความแตกต่างจากค่าจริงมากจนทำให้ MAPE และ RMSE มีค่าสูง

สรุปผลและอภิปรายผล

จากการใช้แบบจำลองการพยากรณ์ของวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ในสมการ (9) วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ในสมการ (10) วิธีบอซ-เจนกินส์ในสมการ (11) และวิธีการพยากรณ์รวมในสมการ (12) ได้ค่าพยากรณ์เพื่อนำมาเปรียบเทียบกับอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ผลการเปรียบเทียบความแม่นยำระหว่างค่าจริง และค่าพยากรณ์ พบว่า วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด มีค่า MAPE = 24.22 และ RMSE = 436,107.35 ผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกเครื่องเทศ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2565 ถึง เดือนมิถุนายน 2565 แสดงดัง Table 1 และได้ค่าพยากรณ์เพื่อนำมาเปรียบเทียบกับอนุกรมเวลาชุดที่ 2 คือ ปริมาณการส่งออกเครื่องเทศ ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2565 ถึงเดือนธันวาคม 2565 ผลการเปรียบเทียบความแม่นยำระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์

พบว่า วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ เป็นวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด มีค่า MAPE = 28.93 และ RMSE = 222,979.17 ผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกเครื่องเทศ ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2565 ถึง เดือนธันวาคม 2565 แสดงดัง Table 2 และ Figure 4 เมื่อพิจารณาผลการเปรียบเทียบความแม่นยำของแบบจำลองจากข้อมูลทั้งสองชุด พบว่า ผลการเปรียบเทียบไม่สอดคล้องกัน เนื่องจากจำนวนข้อมูลมีความแตกต่างกันมาก ทำให้ค่าพยากรณ์ต่างจากค่าจริงมีค่ามากขึ้น แสดงดัง Figure 4 ข้อมูลชุดที่ 1 จำนวน 66 ค่า สำหรับวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ และจำนวน 65 ค่า สำหรับวิธีบอซ-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์รวม ข้อมูลชุดที่ 2 จำนวน 6 ค่า จากการพยากรณ์ล่วงหน้าด้วยวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ แสดงดัง Table 3 พบว่า ปริมาณการส่งออกเครื่องเทศ มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง จากเดือนมกราคม 2566 ปริมาณการส่งออกเครื่องเทศมีค่าประมาณ 1,465,735 กิโลกรัม เดือนกุมภาพันธ์ 2566 ปริมาณการส่งออกยังคงเพิ่มขึ้นประมาณ 1,497,197 กิโลกรัม และเพิ่มขึ้นทุกเวลาจนถึงเดือนมิถุนายน 2566

ผลการศึกษาครั้งนี้พบว่าแบบจำลองการพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์มีความแม่นยำมากที่สุดและเหมาะสมกับข้อมูลนี้ แบบจำลองที่ใช้ในการพยากรณ์การส่งออกเครื่องเทศมีลักษณะคล้ายกับผลการวิจัยการส่งออกน้ำตาลที่ใช้ตัวแปรเดียวกัน พบว่าวิธีการทำให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ มีความเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำตาล (วรารคนา เรือนสุทธิ์, 2565)

Table 1 MAPE and RMSE values of the forecasting method studied for the export quantity of spices (in kilograms) from January 2560 to December 2565.

	Forecasting method			
	Holt eq.	Brown eq.	Box-Jenkins	Combined forecast
MAPE	25.93	105.56	112.47	24.22*
RMSE	436213.50	462109.82	449930.73	436107.35*

* Show the lowest value

Table 2 The actual and forecasted values of the export quantity of spices (in kilograms) from July to December 2565, along with the MAPE and RMSE values of the studied forecasting method.

Time	Actual value	The quantity of spice exports from the forecasting method			
		Holt eq.	Brown eq.	Box-Jenkins	Combined forecast
JUL 2022	514,020.00	907,159.42	929,074.43	921,826.30	839,351.60
AUG2022	833,871.00	905,033.61	910,330.71	952,390.20	872,866.40
SEP 2022	777,748.00	902,907.80	891,586.99	985,357.00	908,846.90
OCT 2022	552,219.00	900,781.99	872,843.28	1,020,905.00	947,475.70
NOV 2022	812,504.00	898,656.17	854,099.56	1,059,228.00	988,953.20
DEC 2565	887,438.00	896,530.36	835,355.85	1,100,542.00	1,033,500.00
	MAPE	29.31	28.93 [*]	43.25	32.43
	RMSE	225,199.44	222,979.17 [*]	302,601.65	235,670.81

* Show the lowest value

Table 3 The forecasted values of spice export quantities (in kilograms) from January to June 2566.

Time	Forecasting value	Time	Forecasting value
JAN 2023	1,465,735.00	APR 2566	1,560,119.00
FEB 2023	1,497,197.00	MAY 2566	1,591,580.00
MAR2566	1,528,658.00	JUN 2566	1,623,042.00

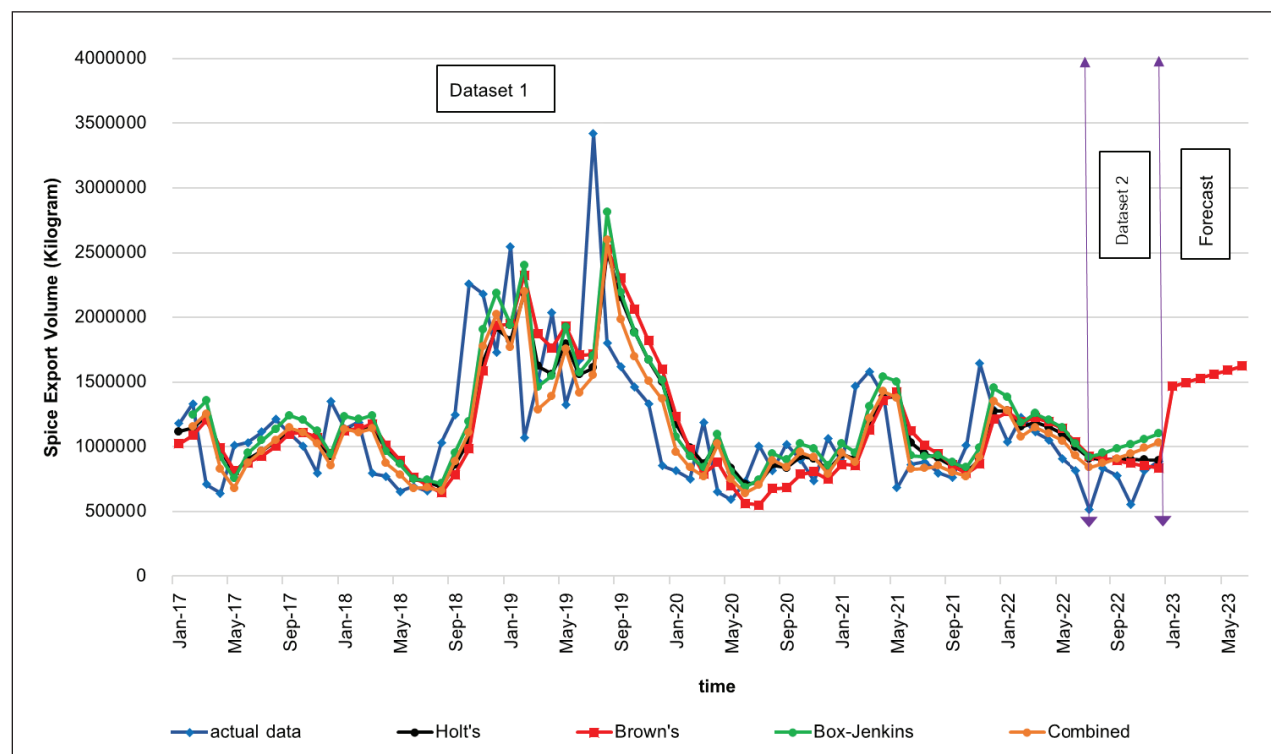


Figure 4 Comparing the actual and forecasted values of spice export quantities (in kilograms) among four forecasting methods.

อย่างไรก็ตามปริมาณการส่งออกเครื่องเทศของประเทศไทยมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ อาจเนื่องมาจากพื้นที่ในการเพาะปลูกเครื่องเทศ ปริมาณการผลิตเครื่องเทศ ปริมาณความต้องการบริโภคทั้งภายในและภายนอกประเทศ ปริมาณการส่งออกเครื่องเทศจากหน่วยงานของภาคเอกชน ในรูปของสมาคม เช่น สมาคมผู้ส่งออก ดังนั้นในการศึกษาครั้งต่อไปควรนำปัจจัยดังกล่าวมาประกอบการวิเคราะห์เพื่อให้ผลการพยากรณ์ที่ได้มีความแม่นยำมากขึ้น และควรคำนึงถึงปัจจัยอื่นๆ ในการสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกเครื่องเทศของประเทศไทย เช่น ผลผลิตที่ได้และความต้องการนำเข้าของแต่ละประเทศ เป็นต้น โดยใช้เทคนิคการวิเคราะห์การถดถอย (regression analysis) รวมถึงควรพิจารณาปริมาณการส่งออกเครื่องเทศที่เป็นปัจจุบัน เพื่อนำมาปรับปรุงแบบจำลองการพยากรณ์ให้มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

เอกสารอ้างอิง

- กัลยา บุญหล้า และ เมทินี ชมภูสว่าง. (2564). ความแกร่งในการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นพหุคูณสำหรับค่าผิดปกติในตัวแปรตาม. *วารสารวิทยาศาสตร์ลาดกระบัง*, 30(1), 81-92.
- โหมอนันต์ โพธิ์วงศ์ ชาญวิทย์ สุวรรณ พงศกร น้อยมูล ภคธีรมา ยวิชัย สายสุรีย์จิตมโนวรรณและชนกันต์จิตมโน. (2563). ผลของพืชสมุนไพรต่อภูมิคุ้มกันและการเจริญเติบโตของปลา. *วารสารวิทยาศาสตร์บูรพา*, 25(2), 595-616.
- ณิชาวีร์ ภาโสภะ, ธัญชนิต แก้วแป้น, และวรกานต์ สินอุปการะ. (2562). การพยากรณ์การจำหน่ายพลังงานไฟฟ้าของการไฟฟ้านครหลวง. *การประชุมวิชาการเสนอผลงานวิจัยระดับชาติ ครั้งที่ 4*. (น. 309-316). คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏจันทรเกษม
- ทิพรดา วาลมูลตรี. (2563). การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวในปราสาทเมืองต่ำ อำเภอประโคนชัย จังหวัดบุรีรัมย์. *วารสารวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยีมหาวิทยาลัยราชภัฏอุดรธานี*, 8(1), 119-132.
- มุกดา แม้นมินทร์. (2549). *อนุกรมเวลาและการพยากรณ์*. โพรพรินต์.
- เมธาสิทธิ์ ธัญรัตนศรีสกุล. (2562). การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีพยากรณ์รวม สำหรับพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไม่รายเดือน. *RMUTSB Academic Journal (Humanities and Social Sciences)*, 7(1), 72-86.

วรจกณา เรียนสุทธิ และน้ำอ้อย นิสัน. (2560). การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป. *วารสารมหาวิทยาลัยนเรศวร*, 25(2), 140-152.

วรจกณา เรียนสุทธิ. (2556). ตัวแบบพยากรณ์ราคาขายปลีกน้ำมันแก๊สโซฮอล์ 91 ในเขตกรุงเทพมหานครและปริมณฑล. *วารสารมหาวิทยาลัยทักษิณ*, 16(3), 1-10.

วรจกณา เรียนสุทธิ. (2565). ปริมาณการส่งออกน้ำตาลด้วยวิธีการทางสถิติ. *PBRU Science Journal*, 19(1), 1-12.

ศูนย์สารสนเทศการเจรจาการค้าระหว่างประเทศ กรมเจรจาการค้าระหว่างประเทศ. (2564, พฤษภาคม). *การส่งออกสินค้าเกษตรของไทยกับประเทศคู่ FTA ในไตรมาสแรก*. <https://api.dtn.go.th/filesv3/60b707f7ef41408df1294252/download>

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. (2566). *สถิติการส่งออกเครื่องเทศปี 2559-2566*. <https://impexpth.oae.go.th/export>

อิสริยพร หลวงหาญ. (2562). ตัวแบบสำหรับการพยากรณ์การจำหน่ายผลิตภัณฑ์นมยูเอชทีที่เหมาะสมด้วยวิธีปรับเรียบแบบเอกโพเนนเชียล. *การประชุมวิชาการช่างงานวิศวกรรมอุตสาหกรรม* (น. 583-587). คณะวิศวกรรมศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

Lip, N. M., Rizuan, N. L. N. M., Iezudin, N. I., Mohamad, N. A., Rasyid, N. R. M. R., Hassan, F. A., Ithnin, H. (2021). Comparative study of smoothing methods and Box-Jenkins model in forecasting unemployment rate in malaysia. *GADING Journal of Science and Technology*, 4(1), 1-8.

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. <https://DOI: 10.14744/ejmo.2020.28273>