

การเปรียบเทียบวิธีพยากรณ์เพื่อเพิ่มความแม่นยำในการพยากรณ์ระหว่างวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์
วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้ง
เลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ สำหรับการพยากรณ์ปริมาณการจำหน่ายเยื่อกระดาษ
Comparison of Forecasting Methods to Improve Forecasting Accuracy Between
the Box-Jenkins Method, the Additive Holt-Winters Exponential Smoothing
Method, and the Multiplicative Holt-Winters Exponential Smoothing Method for
Pulp Sales Volume

สิโรรัตน์ จันทงาม

Sirorath Channgam

สาขาวิชาวิทยาการข้อมูล, คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี, มหาวิทยาลัยราชภัฏวไลยอลงกรณ์ ในพระบรมราชูปถัมภ์,
ปทุมธานี, 13180, ประเทศไทย

Data Science Program, Faculty of Science and Technology, Valaya Alongkorn Rajabhat University under the
Royal Patronage, Phatumthani, 13180, Thailand

Corresponding Author E-mail: Sirorath@vru.ac.th

รับบทความ (Received) : March 20, 2025 /ปรับแก้ไข (Revised) : June 5, 2025 /ตอบรับบทความ (Accepted) : June 17, 2025

บทคัดย่อ

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับปริมาณการจำหน่ายเยื่อกระดาษ โดยนำเทคนิคการพยากรณ์มาช่วยในการวิเคราะห์ข้อมูล ซึ่งประกอบด้วย วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ทั้งนี้พิจารณาวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมจากค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่มีค่าต่ำที่สุด ข้อมูลที่ใช้ได้มาจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 ถึงเดือนมกราคม 2568 จำนวน 85 ค่า และได้แบ่งข้อมูลออกเป็นสองชุด ชุดแรก จำนวน 77 ค่า คือ ข้อมูลเดือนมกราคม 2561 ถึง เดือนพฤษภาคม 2567 และชุดที่สอง จำนวน 8 ค่า คือ ข้อมูลเดือนมิถุนายน 2567 ถึงเดือนมกราคม 2568 โดยที่ข้อมูลชุดแรกใช้สำหรับสร้างตัวแบบพยากรณ์ และข้อมูลชุดสองใช้สำหรับการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ ผลการวิจัย พบว่าตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด (MAPE = 11.775 และ RMSE = 3921.166)

คำสำคัญ : เยื่อกระดาษ, ตัวแบบพยากรณ์, ปริมาณการจำหน่าย, การปรับเรียบ

Abstract

This research aims to develop an appropriate forecasting model for pulp sales volume by utilizing various forecasting techniques for data analysis. The techniques examined include the Box-Jenkins method, the additive Holt-Winters exponential smoothing method, and the multiplicative Holt-Winters exponential smoothing method. The most appropriate forecasting method is determined based on the Mean Absolute Percentage Error (MAPE) and the Root Mean Squared Error (RMSE), with the lowest values deemed optimal. The data used for this research was obtained from the Office of Industrial Economics website, encompassing the period from January 2018 to January 2025, which includes 85 data points. The data is divided into two sets: the first set contains 77 data points from January 2018 to May 2024, while the second set includes 8 data points from June 2024 to January 2025. The first set is utilized to develop the forecasting model, and the second set is employed to validate the model's accuracy. The research findings indicate that the forecasting model using the multiplicative Holt-Winters exponential smoothing method is the most suitable for this time series, yielding a MAPE of 11.775 and an RMSE of 3921.166.

Keywords : Pulp, Forecasting model, Sales volume, Smoothing

บทนำ

เยื่อกระดาษเป็นวัตถุดิบหลักที่มีบทบาทสำคัญในอุตสาหกรรมการผลิตกระดาษ ซึ่งครอบคลุมตั้งแต่กระดาษสำหรับการเขียน การพิมพ์ ไปจนถึงบรรจุภัณฑ์รูปแบบต่าง ๆ ไม่เพียงเท่านั้น เยื่อกระดาษยังเกี่ยวข้องกับกระบวนการผลิตสินค้าหลากหลายประเภท ทั้งในเชิงอุตสาหกรรม นวัตกรรม และสิ่งแวดล้อม ความสำคัญของเยื่อกระดาษจึงไม่ได้จำกัดอยู่แค่การเป็นวัตถุดิบเพื่อผลิตกระดาษ แต่ยังสะท้อนถึงการพัฒนาอย่างยั่งยืน การรีไซเคิล และการอนุรักษ์ทรัพยากรธรรมชาติอีกด้วย เยื่อกระดาษเป็นหัวใจสำคัญของการผลิตกระดาษ ซึ่งมีหลากหลายประเภท เช่น กระดาษปอนด์ กระดาษอาร์ต กระดาษกราฟ และกระดาษลูกฟูก กลายเป็นสินค้าที่มีมูลค่าทางเศรษฐกิจสูง โดยมีการผลิตและการจำหน่ายในระดับสากล เยื่อกระดาษถูกนำไปใช้ในหลากหลายอุตสาหกรรม ได้แก่ อุตสาหกรรมกระดาษ: สำหรับผลิตกระดาษเขียน พิมพ์ ถ่ายเอกสาร และกระดาษพิเศษ เช่น กระดาษกันน้ำ กระดาษกรอง อุตสาหกรรมบรรจุภัณฑ์: ผลิตกล่องกระดาษลูกฟูก ถุงกระดาษ กล่องใส่อาหาร งานศิลปะและหัตถกรรม: ใช้ทำกระดาษทำมือ กระดาษสา หรือกระดาษศิลปะอื่น ๆ นวัตกรรมชีวภาพ: นำไปพัฒนาผลิตภัณฑ์ใหม่ เช่น เส้นใยเซลลูโลสสำหรับสิ่งทอ หรือวัสดุชีวภาพอื่น ๆ ด้วยความหลากหลายในการใช้ประโยชน์ เยื่อกระดาษจึงเป็นทรัพยากรที่ขาดไม่ได้ทั้งในด้านอุตสาหกรรม เศรษฐกิจ และการอนุรักษ์สิ่งแวดล้อม ดังนั้น การส่งเสริมการผลิตและการใช้งานเยื่อกระดาษอย่างยั่งยืนจึงเป็นเป้าหมายสำคัญที่ทุกภาคส่วนควรร่วมมือกันเพื่ออนาคตที่ดีกว่า จากแนวโน้มอุตสาหกรรมเยื่อกระดาษ กระดาษ และสิ่งพิมพ์ ไตรมาสที่ 2 ปี 2567 [1] คาดว่าอุตสาหกรรมเยื่อกระดาษ กระดาษ และผลิตภัณฑ์สำหรับบรรจุภัณฑ์มีการขยายตัวต่อเนื่องในไตรมาสที่ 2 ปี 2567 โดยได้รับอิทธิพลจากการบริโภคภายในประเทศ โดยเฉพาะในกลุ่มบรรจุภัณฑ์อาหารและสินค้าอุปโภคบริโภค ขณะเดียวกัน การส่งออกเยื่อกระดาษไปยังประเทศจีน ซึ่งเป็นตลาดหลัก ยังคงเติบโตอย่างต่อเนื่องตั้งแต่ต้นปี สะท้อนถึงความต้องการวัตถุดิบที่เพิ่มขึ้นเพื่อรองรับการผลิตบรรจุภัณฑ์และกระดาษในภูมิภาคเอเชีย อย่างไรก็ตาม กลุ่มหนังสือและสิ่งพิมพ์ยังคงเผชิญกับภาวะชะลอตัว อันเนื่องมาจากความต้องการที่ลดลงในตลาดนำเข้า เช่น ฮองกงและสหรัฐอเมริกา ซึ่งปรับตัวเข้าสู่ยุคดิจิทัล ส่งผลให้ความนิยมในการใช้สิ่งพิมพ์ลดลงอย่างต่อเนื่อง การคาดการณ์หรือพยากรณ์ปริมาณการจำหน่ายเยื่อกระดาษจึงเป็นกระบวนการที่ขาดไม่ได้ เพราะช่วยให้ผู้ประกอบการสามารถวางแผนและบริหารจัดการธุรกิจได้อย่างมีประสิทธิภาพการพยากรณ์ที่แม่นยำช่วยให้โรงงานผลิตสามารถเตรียมความพร้อมด้านวัตถุดิบ กำหนดแผนการผลิต และจัดการซัพพลายเชนได้อย่างเหมาะสม

นอกจากนี้ยังเป็นเครื่องมือสำคัญในการกำหนดกลยุทธ์ทางการตลาด ไม่ว่าจะเป็นการตั้งราคา การขยายตลาดส่งออก หรือการปรับตัวตามความต้องการของผู้บริโภค โดยเฉพาะในช่วงที่ตลาดมีความผันผวนตลอดเวลา ดังนั้นการพยากรณ์ยังมีบทบาทในการบริหารความเสี่ยงทางธุรกิจ ช่วยให้ผู้ประกอบการรับมือกับความเปลี่ยนแปลงของตลาด เช่น การลดลงของความต้องการกระดาษสิ่งพิมพ์ในยุคดิจิทัล หรือการเพิ่มขึ้นของความต้องการบรรจุภัณฑ์อาหารและสินค้าอุปโภคบริโภค ตลอดจนสนับสนุนนโยบายของภาครัฐในการควบคุมคุณภาพผลิตภัณฑ์และส่งเสริมการผลิตอย่างยั่งยืน ดังนั้น การพยากรณ์ปริมาณการจำหน่ายเยื่อกระดาษจึงไม่ได้เป็นเพียงการคาดการณ์ตัวเลขทางธุรกิจ แต่ยังเป็นรากฐานสำคัญในการเสริมสร้างความแข็งแกร่งให้กับอุตสาหกรรมกระดาษและบรรจุภัณฑ์

ผู้วิจัยจึงมุ่งศึกษาวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมและสามารถนำมาประยุกต์ใช้เพื่อเพิ่มความแม่นยำในการพยากรณ์ ซึ่งจะส่งผลโดยตรงต่อการวางแผนการผลิตและการขาย ด้วยการปรับปรุงกระบวนการผลิตให้สอดคล้องกับยอดจำหน่าย เสริมสร้างศักยภาพการแข่งขันขององค์กร และสนับสนุนการทำการตลาดเชิงรุก นอกจากนี้ ยังมุ่งเน้นการพัฒนาบุคลากร ยกระดับทักษะและความสามารถ รวมถึงการนำเทคโนโลยีที่ทันสมัยมาปรับใช้ เพื่อเพิ่มประสิทธิภาพการผลิตและการจัดจำหน่ายให้เกิดผลลัพธ์สูงสุด การศึกษาในครั้งนี้จึงเป็นประโยชน์อย่างยิ่งในการช่วยให้ธุรกิจสามารถวางกลยุทธ์การผลิตและการขายได้อย่างสอดคล้องกัน เสริมสร้างความแข็งแกร่งให้กับอุตสาหกรรมเยื่อกระดาษ และช่วยขับเคลื่อนเศรษฐกิจให้เติบโตอย่างยั่งยืน

1. วัตถุประสงค์การวิจัย

เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมของปริมาณการจำหน่ายเยื่อกระดาษโดยใช้วิธีการทางสถิติจำนวน 3 วิธี คือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

2. เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

พรธนิภา คุมสิน และสมศรี บัณฑิตวิไล [2] การเปรียบเทียบตัวแบบการพยากรณ์ยอดขายเครื่องปรับอากาศโดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โพเนนเชียลแบบไฮลท์-วินเทอร์, วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีโครงข่ายประสาทเทียม ผลการศึกษาพบว่าวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โพเนนเชียลแบบไฮลท์-วินเทอร์มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ยอดขายเครื่องปรับอากาศรุ่น A-3 มากที่สุด (RMSE = 4,252.7092, MAPE = 27.964%)

วรางคณา เรียนสุทธิ [3] ศึกษาตัวแบบพยากรณ์ราคาขายส่งกล้วยไม้แคทลียาที่ตลาดสีมูมเมือง ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ผลการศึกษาพบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกเป็นวิธีที่มีความเหมาะสมมากที่สุด ให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด (MAPE = 16.4736, RMSE = 32.6572)

Melike Nur Ince และ Çagatay Tasmemir [4] นำเสนอการวิเคราะห์การพยากรณ์ความต้องการสำหรับการขายเฟอร์นิเจอร์ปลีกในสหรัฐอเมริกาในช่วง 36 เดือนข้างหน้า โดยใช้วิธีการ Multiple Linear Regression (MLR) และ Holt-Winters ผลการวิจัยพบว่า วิธี MLR ได้ค่า MAPE เท่ากับ 3.47% และวิธี Holt-Winters ได้ค่า MAPE เท่ากับ 4.21% แสดงว่าวิธี MLR มีความเหมาะสมในการพยากรณ์

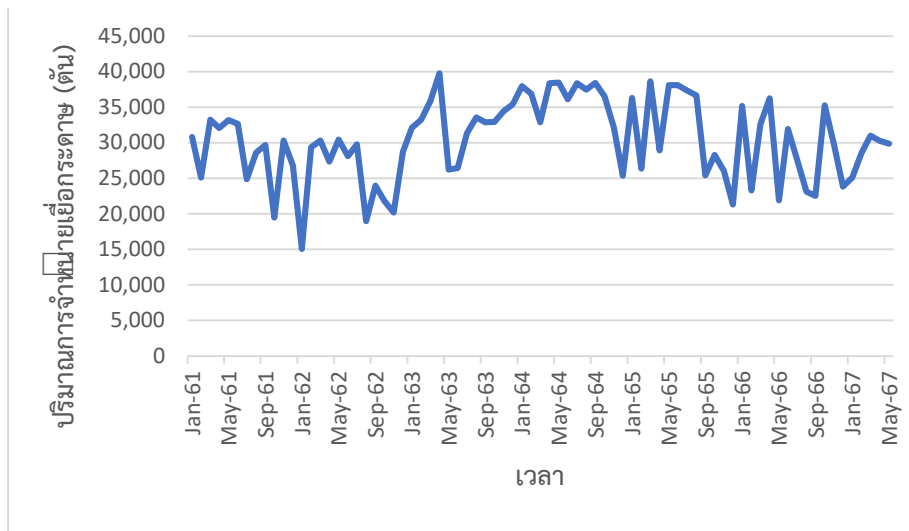
Sulaeman Nurman และคณะ [5] ศึกษาวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ที่ใช้ในการพยากรณ์ข้อมูลปริมาณการผลิตข้าวในเขตमारอส ผลการวิเคราะห์พบว่า แบบจำลอง ARIMA(0,2,1) เป็นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมในการพยากรณ์ปริมาณการผลิตข้าวในเขตमारอส จากการค่าประมาณของ AIC = 368.12

Uppala Meena Sirisha และคณะ [6] เปรียบเทียบความแม่นยำในการพยากรณ์ของ ตัวแบบ ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) ตัวแบบ SARIMA (Seasonal ARIMA) และวิธีการเรียนรู้เชิงลึกผ่านแบบจำลองโครงข่ายประสาท

เทียบ LSTM (Long Short-Term Memory) สำหรับการพยากรณ์อนุกรมเวลาข้อมูลทางการเงิน ข้อมูลถูกปรับให้เป็นอนุกรมเวลานิ่งสำหรับตัวแบบ ARIMA แต่ไม่ได้ปรับสำหรับ SARIMA และ ตัวแบบ LSTM จากการทดสอบความแม่นยำ พบว่า MAPE ของ ARIMA เท่ากับ 93.84% SARIMA เท่ากับ 94.378% และ LSTM เท่ากับ 97.01% แสดงให้เห็นว่าตัวแบบ LSTM มีความแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด

วิธีดำเนินการวิจัย

ในการวิจัยครั้งนี้ได้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการจำหน่ายเยื่อกระดาษ โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม [7] ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 ถึงเดือนมกราคม 2568 จำนวน 85 ค่า และได้แบ่งข้อมูลออกเป็นสองชุด ชุดแรก จำนวน 77 ค่า คือ ข้อมูลเดือนมกราคม 2561 ถึงเดือนพฤษภาคม 2567 และชุดที่สอง จำนวน 8 ค่า คือ ข้อมูลเดือนมิถุนายน 2567 ถึงเดือนมกราคม 2568 โดยที่ข้อมูลชุดแรกสำหรับการสร้างตัวแบบการพยากรณ์ และชุดสองสำหรับการเลือกตัวแบบการพยากรณ์ที่มีความแม่นยำและเหมาะสม โดยพิจารณาจากค่าที่ต่ำที่สุดด้วยค่าเปอร์เซ็นต์ของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (mean absolute percentage error : MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) จากการศึกษาข้อมูลชุดแรก (เดือนมกราคม 2561 ถึง เดือนพฤษภาคม 2567) จำนวน 77 ค่า พบว่าข้อมูลมีอิทธิพลของแนวโน้มและฤดูกาล ดังรูปที่ 1



รูปที่ 1 การเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณการจำหน่ายเยื่อกระดาษ (ตัน) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 ถึงเดือนพฤษภาคม 2567 [7]

การศึกษานี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ด้วยโปรแกรมคอมพิวเตอร์ทางสถิติ ผู้วิจัยเลือกใช้ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอซเจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ สำหรับการเลือกตัวแบบการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมมากที่สุด โดยใช้เกณฑ์ร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย ที่มีค่าต่ำที่สุด ตัวแบบพยากรณ์โดยใช้วิธีการทางสถิติทั้งหมด 3 วิธี แสดงรายละเอียดดังต่อไปนี้

1. วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins method)

วิธีการบ็อกซ์-เจนกินส์ [8] เป็นวิธีที่ได้รับความนิยมอย่างมากเนื่องจากใช้ผลการพยากรณ์ในระยะสั้นที่มีความแม่นยำในการกำหนดตัวแบบการพยากรณ์จากการตรวจสอบฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตนเอง (autocorrelation function : ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตนเองบางส่วน (partial autocorrelation function : PACF) ของอนุกรมเวลาแบบคงที่ (stationary time series) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ตลอดเวลา หากพบว่าอนุกรมเวลาที่มีความเคลื่อนไหวแบบไม่คงที่ (non-stationary time series) จะต้องแปลงอนุกรมเวลานั้นให้เป็นอนุกรมเวลาที่คงที่ก่อนการกำหนดตัวแบบ หากอนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยไม่คงที่ควรแปลงอนุกรมเวลาโดยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (difference or seasonal difference) หากอนุกรมเวลาที่มีความแปรปรวนไม่คงที่ ควรแปลงอนุกรมเวลาโดยใช้ลอการิทึมธรรมชาติ (natural logarithm) หรือ รากที่สอง (square root) เป็นต้น การสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ มีขั้นตอนที่สำคัญ 4 ขั้นตอนมีรายละเอียดดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 กำหนดตัวแบบการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่มีการปรับให้เป็นอนุกรมเวลาที่คงที่ จากตัวแบบทั่วไปของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ คือ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s แสดงได้ดังสมการที่ (1)

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

เมื่อ

Y_t แทน อนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายเยื่อกระดาษ ณ เวลา t

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ แทน กระบวนการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ p กรณีไม่มีฤดูกาล

$\Phi_P(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_P B^{Ps}$ แทน กระบวนการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ P กรณีมีฤดูกาล

$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$ แทน กระบวนการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ อันดับ q กรณีไม่มีฤดูกาล

$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_Q B^{Qs}$ แทน กระบวนการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ อันดับ Q กรณีมีฤดูกาล

ε_t แทน Gaussian white noise ณ เวลา t โดยที่เป็นอิสระต่อกัน และมีการแจกแจงปกติที่มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่ในทุกเวลา t

$(1-B)^d$ แทน ผลต่าง อันดับ d กรณีไม่มีฤดูกาล

$(1-B^s)^D$ แทน ผลต่าง อันดับ D กรณีมีฤดูกาล

$\delta = \phi_p(B)\Phi_P(B^s)\mu$ แทน ค่าคงตัว

μ แทน ค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่

s แทน จำนวนฤดูกาล

d และ D แทน ลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

B แทน ตัวดำเนินการถอยหลัง (Backward operator) โดยที่ $B^s Y_t = Y_{t-s}$

ขั้นตอนที่ 2 กำหนดค่าพารามิเตอร์ จากการพิจารณากราฟของ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่คงที่และประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ

ขั้นตอนที่ 3 ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 โดยตัวแบบพยากรณ์ที่ได้ต้องมีความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ที่ผ่านตามข้อสมมติ คือ ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยการทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมิร์นอฟ(Kolmogorov-Smirnov test) ความคลาดเคลื่อนต้องมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยการทดสอบที (t-test) มีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยการทดสอบของเลวีเน่ภายใต้การใช้มัธยฐาน (Levene's test based on median) และความคลาดเคลื่อนมีความเป็นอิสระต่อกัน ตรวจสอบโดยการทดสอบรัน (Runs test) ถ้าไม่ผ่านการตรวจสอบจะต้องกลับไปดำเนินการตามขั้นตอนที่ 1 ใหม่อีกครั้ง เพื่อให้ได้ตัวแบบการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสม ในกรณีที่ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมมากกว่าหนึ่งตัวแบบพยากรณ์ สามารถพิจารณาจาก (Bayesian Information Criterion : BIC) ที่มีค่าต่ำที่สุด

ขั้นตอนที่ 4 พยากรณ์อนุกรมเวลาล่วงหน้า ด้วยตัวแบบการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมมากที่สุด

2. วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing Method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก [9] มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรงและมีส่วนประกอบของฤดูกาล โดยที่อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าคงที่ โดยที่อัตราส่วนนี้มีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนไป ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการ (2)

$$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t m + \hat{S}_t \quad (2)$$

เมื่อ

a_t แทน ค่าประมาณระยะตัดแกน Y ณ เวลา t, $a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$

b_t แทน ค่าประมาณความชันของแนวโน้ม ณ เวลา t, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$

\hat{S}_t แทน ค่าประมาณความผันแปรตามฤดูกาล ณ เวลา t, $\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$

\hat{Y}_t และ \hat{Y}_{t+m} แทน ค่าพยากรณ์ ณ เวลา t และ t+m ตามลำดับ โดยที่ m แทน จำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ล่วงหน้า

α, γ แทน ค่าคงตัวการปรับเรียบ โดยที่ $0 < \alpha < 1$, $0 < \gamma < 1$

t แทน ช่วงเวลาของอนุกรมเวลา

สำหรับการคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสม และการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ที่ผ่านตามข้อสมมติ ผู้วิจัยทำการตรวจสอบเช่นเดียวกับการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

3. วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing Method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ [9] มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรงและมีส่วนประกอบของฤดูกาล โดยที่อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนไป และมีค่าคงที่ของการปรับให้เรียบ 3 ตัว คือ ค่าคงที่ของการปรับเรียบของค่าระดับ ค่าคงที่ของการปรับเรียบของค่าความชัน และค่าคงที่ของการปรับเรียบของค่าฤดูกาล ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการ (3)

$$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m) \hat{S}_t \quad (3)$$

เมื่อ

$$a_t \quad \text{แทน ค่าประมาณ ณ เวลา } t \text{ แสดงระยะตัดแกน } Y, \quad a_t = \alpha \frac{Y_t}{S_{t-s}} + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$$

$$b_t \quad \text{แทน ค่าประมาณ ณ เวลา } t \text{ แสดงความชันของแนวโน้ม,} \quad b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$$

$$\hat{S}_t \quad \text{แทน ค่าประมาณความผันแปรตามฤดูกาล ณ เวลา } t, \quad \hat{S}_t = \delta \left(\frac{Y_t}{a_t} \right) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$$

\hat{Y}_t และ \hat{Y}_{t+m} แทน ค่าพยากรณ์ ณ เวลา t และ $t+m$ ตามลำดับ โดยที่ m แทน จำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ล่วงหน้า

α, γ, δ แทน ค่าคงตัวการปรับเรียบ โดยที่ $0 < \alpha < 1, 0 < \gamma < 1, 0 < \delta < 1$

t แทน ช่วงเวลาของอนุกรมเวลา

สำหรับการคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสม และการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ที่ผ่านตามข้อสมมติ ผู้วิจัยทำการตรวจสอบเช่นเดียวกับการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

4. การเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์

สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์จะใช้ข้อมูลชุดสอง คือ ข้อมูลเดือนมิถุนายน 2567 ถึงเดือนมกราคม 2568 จำนวน 8 ค่า กับค่าพยากรณ์ที่ได้จากตัวแบบการพยากรณ์จากวิธีที่กล่าวมาข้างต้น โดยพิจารณา ค่าร้อยละความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error : MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) ที่มีค่าต่ำที่สุด แสดงดังสมการ (4) และ (5)

$$MAPE = \frac{100}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \quad (4)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2} \quad (5)$$

เมื่อ

$$e_t = Y_t - \hat{Y}_t \quad \text{แทน ความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา } t$$

$$Y_t \quad \text{แทน อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกเนื้อปลาแช่แข็ง ณ เวลา } t$$

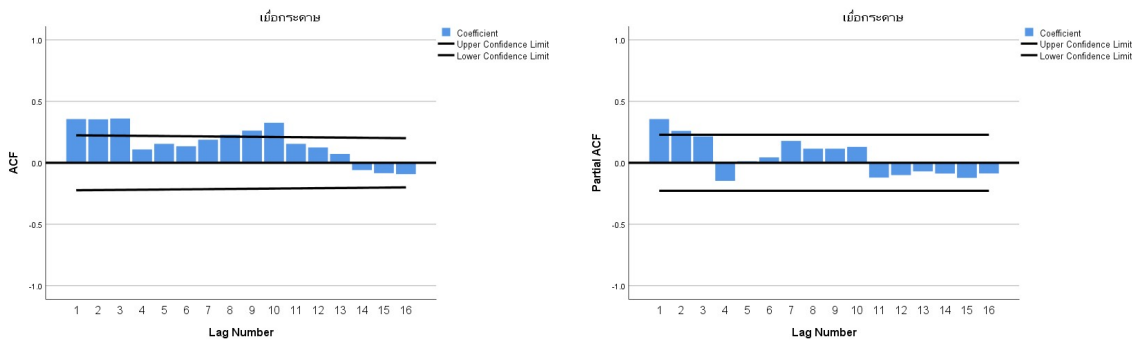
$$\hat{Y}_t \quad \text{แทน ค่าพยากรณ์ ณ เวลา } t$$

ผลการวิจัย

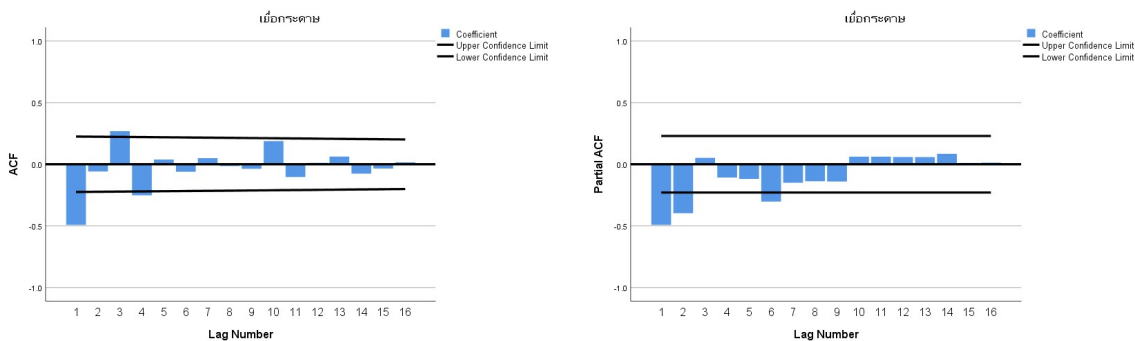
1. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ใช้ข้อมูลชุดแรก คือ ปริมาณการจำหน่ายเห็อกระดาด ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 ถึงเดือนพฤษภาคม 2567 จำนวน 77 ค่า มีรายละเอียดดังนี้

1. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์



รูปที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของการจำหน่ายเยื่อกระดาษ



รูปที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของปริมาณจำหน่ายเยื่อกระดาษที่คงที่จากการแปลงข้อมูลด้วยการลอการิทึมธรรมชาติ
ผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) และผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ($D = 1$)

เมื่อพิจารณารูปของ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายเยื่อกระดาษไม่คงที่ ยังมีส่วนประกอบของแนวโน้มและส่วนประกอบของฤดูกาล แสดงดังรูปที่ 2 ดังนั้นจึงต้องแปลงข้อมูลด้วยการลอการิทึมธรรมชาติ ผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) และผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ($D = 1$) แสดงดังรูปที่ 3 ซึ่งพบว่าอนุกรมเวลามีลักษณะที่คงที่ ดังนั้นสามารถกำหนดแบบจำลองการพยากรณ์ที่เป็นไปได้ คือ ตัวแบบ SARIMA(1,1,1)(1,1,1)₁₂ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ และได้กำหนดตัวแบบพยากรณ์ในรูปแบบอื่น และประมาณค่าพารามิเตอร์ แสดงดังตารางที่ 1 โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 มีค่า BIC ต่ำที่สุด และค่าสถิติของบอกซ์และจุง (Ljung-Box Q) ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

ตารางที่ 1 ค่าประมาณพารามิเตอร์ ของตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s ค่าสถิติ Ljung-Box Q (18) และค่า BIC

SARIMA (p,d,q)(P,D,Q) _s	ค่าประมาณพารามิเตอร์						
	ค่าคงที่ p-value	AR(1): ϕ_1 p-value	MA(1): θ_1 p-value	SAR(1): Φ_1 p-value	SMA(1): Θ_1 p-value	Ljung-Box Q (ณ lag 18) p-value	BIC
(1,1,1)(1,1,1) ₁₂	-0.005 (0.746)	-0.098 (0.593)	0.756 (0.000)	0.069 (0.816)	0.995 (0.959)	22.428 (0.070)	18.022
(1,1,1)(1,1,1) ₁₂	-	-0.094 (0.607)	0.750 (0.000)	0.060 (0.836)	0.984 (0.878)	22.736 (0.065)	17.939
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว							
(0,1,1)(0,1,0) ₁₂	0.007 (0.861)	-	0.774 (0.000)	-	-	30.974 (0.020)	18.154
(0,1,1)(0,1,0) ₁₂	-	-	0.775 (0.000)	-	-	30.38 (0.024)	18.069
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว							
(0,1,1)(0,1,1) ₁₂	0.001 (0.941)	-	0.790 (0.000)	-	0.936 (0.285)	20.147 (0.214)	17.855
(0,1,1)(0,1,1) ₁₂	-	-	0.790 (0.000)	-	0.958 (0.477)	20.058 (0.218)	17.658
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว							
(0,1,0)(0,1,1) ₁₂	0.037 (0.341)	-	-	-	0.676 (0.000)	24.134 (0.116)	18.396
(0,1,1)(0,1,1) ₁₂	-	-	-	-	0.667 (0.000)	24.968 (0.095)	18.273
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว							

จากตารางที่ 1 พบว่า คือ ตัวแบบ SARIMA(0,1,1)(0,1,0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว (BIC = 18.069, Ljung-Box Q ณ lag 18 = 30.38, p-value = 0.024) แสดงว่าตัวแบบที่ได้มีความเหมาะสมกับข้อมูลชุดนี้ จากการประมาณค่าพารามิเตอร์ พบว่า $\theta_1 = 0.775$ แทนค่าในสมการ (1) สามารถเขียนตัวแบบพยากรณ์ได้ดังสมการ (6)

$$\hat{Z}_t = Z_{t-1} + Z_{t-12} - Z_{t-13} + \varepsilon_t - 0.775\varepsilon_{t-1} \quad (6)$$

เมื่อ $Z_t = \ln(Y_t)$

หลังจากนั้นตรวจสอบค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.081, p-value=0.200) มีการเคลื่อนไหวแบบบวกระยะ (Z-test = -2.520, p-value = 0.012) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t-test = 0.516, p-value = 0.608) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.571, p-value = 0.843) แสดงว่าตัวแบบพยากรณ์นี้มีความเหมาะสม

2. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์ พบว่า BIC = 17.209 และค่าสถิติของบ็อกซ์และจุง (Ljung-Box Q) ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 30.144, p-value = 0.012) แสดงว่าตัวแบบที่ได้มีความเหมาะสมกับข้อมูลชุดนี้ จากการประมาณค่าพารามิเตอร์จะได้ $\alpha = 0.084$, $\gamma = 0.647$, $\delta = 0.01$, $a_t = 27287.223$ และ $b_t = 320.614$ ณ เวลา t แทนค่าในสมการ (2) จะได้ตัวแบบพยากรณ์ แสดงดังสมการ (7)

$$\hat{Y}_{t+m} = 27287.223 + 320.614m + \hat{S}_t \quad (7)$$

เมื่อ \hat{S}_t แทน ดัชนีฤดูกาล โดยที่ค่าของดัชนีฤดูกาล แสดงดังตารางที่ 2

ตารางที่ 2 ดัชนีฤดูกาล

เดือน	ค่าประมาณ ของดัชนีฤดูกาล	เดือน	ค่าประมาณ ของดัชนีฤดูกาล	เดือน	ค่าประมาณ ของดัชนีฤดูกาล
มกราคม	208.103	พฤษภาคม	83.589	กันยายน	-217.351
กุมภาพันธ์	70.311	มิถุนายน	85.3669	ตุลาคม	-204.119
มีนาคม	325.289	กรกฎาคม	-1.2769	พฤศจิกายน	-215.606
เมษายน	270.967	สิงหาคม	-142.051	ธันวาคม	-303.136

หลังจากนั้นตรวจสอบค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.063, p-value=0.2) มีการเคลื่อนไหวแบบอิสระ (Z-test = -0.802, p-value = 0.423) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t-test = 0.455, p-value = 0.65) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.417, p-value = 0.943) แสดงว่าตัวแบบพยากรณ์มีความเหมาะสม

3. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์ พบว่า BIC = 17.346 และค่าสถิติของบ็อกซ์และจุง (Ljung-Box Q) ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 21.313, p-value = 0.127) แสดงว่าตัวแบบที่ได้มีความเหมาะสมกับข้อมูลชุดนี้ จากสมการ (3) จากการประมาณค่าพารามิเตอร์จะได้ $\alpha = 0.201$, $\gamma = 0.001$, $\delta = 0.198$, $a_t = 25149.550$ และ $b_t = 23.223$ ณ เวลา t แทนค่าในสมการ (2) จะได้ตัวแบบพยากรณ์ แสดงดังสมการ (8)

$$\hat{Y}_{t+m} = (25149.550 + 23.223m)\hat{S}_t \quad (8)$$

เมื่อ \hat{S}_t แทน ดัชนีฤดูกาล โดยที่ค่าของดัชนีฤดูกาล แสดงดังตารางที่ 3

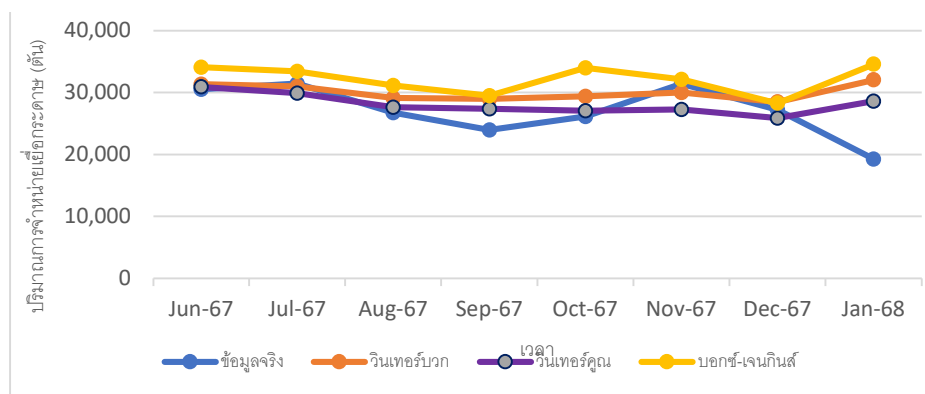
ตารางที่ 3 ดัชนีฤดูกาล

เดือน	ค่าประมาณ ของดัชนีฤดูกาล	เดือน	ค่าประมาณ ของดัชนีฤดูกาล	เดือน	ค่าประมาณ ของดัชนีฤดูกาล
มกราคม	1.396	พฤษภาคม	1.121	กันยายน	1.003
กุมภาพันธ์	1.167	มิถุนายน	1.153	ตุลาคม	1.054
มีนาคม	1.283	กรกฎาคม	1.110	พฤศจิกายน	1.009
เมษายน	1.234	สิงหาคม	1.042	ธันวาคม	0.947

หลังจากนั้นตรวจสอบค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.125$, $p\text{-value} = 0.045$) มีการเคลื่อนไหวแบบอิสระ ($Z\text{-test} = 0.346$, $p\text{-value} = 0.730$) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t\text{-test} = -0.312$, $p\text{-value} = 0.756$) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.715, $p\text{-value} = 0.720$) แสดงว่าตัวแบบพยากรณ์นี้มีความเหมาะสม

4. ผลการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์

จากการเปรียบเทียบระหว่างค่าจริงของปริมาณการจำหน่ายเยื่อกระดาษและค่าพยากรณ์จากทั้ง 3 วิธี พบว่าค่าพยากรณ์จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณให้ค่าใกล้เคียงกับค่าจริงมากที่สุด แสดงดังรูปที่ 4 และเมื่อพิจารณาค่า MAPE และ RMSE พบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณมีค่าต่ำสุด (MAPE = 11.775%, RMSE = 3921.166) แสดงว่าวิธีนี้มีความแม่นยำมากที่สุดในการพยากรณ์ และวิธีการพยากรณ์ที่มีความแม่นยำรองลงมา คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (MAPE = 15.251%, RMSE = 5115.36) และบอซ-เจนกินส์ (MAPE = 21.674%, RMSE = 6756.037) ตามลำดับ แสดงดังตารางที่ 4



รูปที่ 4 การเปรียบเทียบระหว่างค่าจริงของปริมาณการจำหน่ายเยื่อกระดาษ (ตัน) และค่าพยากรณ์จาก 3 วิธี ตั้งแต่เดือนมิถุนายน 2567 ถึง เดือนมกราคม 2568

ตารางที่ 4 ค่าจริง ค่าพยากรณ์ MAPE และ RMSE ของวิธีการพยากรณ์ 3 วิธี

ระยะเวลา	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์		
		วิธีบอกซ์-เจนกินส์	วิธีการปรับเรียบด้วยเส้น โค้งเลขชี้กำลังของวิน เทอร์แบบบวก	วิธีการปรับเรียบด้วยเส้น โค้งเลขชี้กำลังของวิน เทอร์แบบคูณ
มิถุนายน 2567	30,526	34112.41	31331.65	30916.1
กรกฎาคม 2567	31,444	33419.36	30985.42	29881.07
สิงหาคม 2567	26,735	31131.19	29114.42	27639.29
กันยายน 2567	23,953	29500.12	28967.12	27385.86
ตุลาคม 2567	26,137	34007.23	29367.53	27041.67
พฤศจิกายน 2567	31,450	32138.78	29985.24	27264.82
ธันวาคม 2567	27,218	28294.65	28503.64	25893.05
มกราคม 2568	19,271	34590.99	32055.15	28636.85
MAPE		21.6742	15.2512	11.7751
RMSE		6756.0307	5115.3600	3921.1659

สรุปผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้เปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการจำหน่ายเยื่อกระดาษ โดยใช้ข้อมูลจากจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 ถึงเดือนมกราคม 2568 จำนวน 85 ค่า และได้แบ่งข้อมูลออกเป็นสองชุด ชุดแรก จำนวน 77 ค่า คือ ข้อมูลเดือนมกราคม 2561 ถึง เดือนพฤษภาคม 2567 และชุดที่สอง จำนวน 8 ค่า คือ ข้อมูลเดือนมิถุนายน 2567 ถึงเดือนมกราคม 2568 ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ทางสถิติทั้งหมด 3 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ในการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่มีค่าต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เป็นวิธีที่มีความแม่นยำและประสิทธิภาพมากที่สุด ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์ คือ $\hat{Y}_{t+m} = (25149.550 + 23.223m)\hat{S}_t$

อภิปรายผล

จากผลการศึกษาที่พบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ มีประสิทธิภาพสูงสุดในการจับลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลที่มีแนวโน้มเชิงเส้นตรงและส่วนประกอบของฤดูกาล นั้นแสดงให้เห็นว่าวิธีนี้เหมาะสมกับข้อมูลที่มีลักษณะการเปลี่ยนแปลงที่ค่อนข้างคงที่ในระยะยาว โดยไม่ว่าจะเป็นการเพิ่มขึ้นหรือลดลงของแนวโน้ม ซึ่งในกรณีนี้ เส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ สามารถจับการเคลื่อนไหวได้อย่างแม่นยำ เนื่องจากมันใช้ข้อมูลทั้งในระดับช่วงเวลาและฤดูกาลมาเป็นองค์ประกอบในการคำนวณพยากรณ์ นอกจากนี้ ผลการศึกษายังชี้ให้เห็นถึงความสามารถในการปรับตัวให้เข้ากับความผันผวนของข้อมูล ซึ่งทำให้ค่าพยากรณ์ ที่ได้จากการใช้วิธีนี้มีความใกล้เคียงกับค่าจริงมากที่สุด และการคำนวณในเชิงตัวเลขของ MAPE และ RMSE ที่ได้ค่าต่ำสุดแสดงถึงความแม่นยำสูงในการพยากรณ์ ซึ่งแสดงให้เห็นถึงการลดลงของความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์เมื่อเปรียบเทียบกับวิธีการอื่นๆ ผลลัพธ์ที่ได้สอดคล้องกับงานวิจัยของ I Komang Arya Ganda Wiguna และคณะ [10] ซึ่งได้ศึกษาถึง

การใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคุณในการพยากรณ์ข้อมูลที่มีฤดูกาลและแนวโน้มที่ชัดเจน เช่นเดียวกับงานวิจัยของ I Made Subrata Sandhiyasa และคณะ [11] ที่พบว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคุณก็สามารถจับลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลได้ดีในกรณีที่ข้อมูลมีการเปลี่ยนแปลงอย่างต่อเนื่องและมีฤดูกาลที่มีความสม่ำเสมอ การเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์การจำหน่ายเยื่อกระดาษเป็นสิ่งสำคัญ เนื่องจากการพยากรณ์ที่แม่นยำสามารถช่วยให้ธุรกิจสามารถวางแผนการผลิต การจัดจำหน่าย และการบริหารสินค้าคงคลังได้อย่างมีประสิทธิภาพ การพยากรณ์ที่แม่นยำยังช่วยให้ธุรกิจสามารถปรับตัวได้ดีต่อความผันผวนของตลาด ลดต้นทุนในการผลิตและจัดเก็บสินค้า และเพิ่มประสิทธิภาพในการวางแผนกลยุทธ์ทางธุรกิจ เช่น การขยายกำลังการผลิตหรือการจัดซื้อวัตถุดิบในช่วงเวลาที่มีความต้องการสูง ซึ่งส่งผลให้สามารถตอบสนองความต้องการของตลาดได้ตรงเวลาและเพิ่มความสามารถในการแข่งขันในอุตสาหกรรม

เอกสารอ้างอิง

- [1] รายงานภาวะเศรษฐกิจอุตสาหกรรม สำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม. (2567). เข้าถึงได้จาก https://www.oie.go.th/assets/portals/1/fileups/2/files/Industry%20conditions/Q1_2567forQ2_2567.pdf
- [2] พรณิภา คุมสิน และสมศรี บัณฑิตวีโล. (2561). การเปรียบเทียบตัวแบบการพยากรณ์ยอดขายเครื่องปรับอากาศโดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โพเนนเชียลแบบไฮลท์-วินเทอร์, วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีโครงข่ายประสาทเทียม. วารสารวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี, 26(3), (363-376).
- [3] วรางคณา เรียนสุทธิ. (2562). ตัวแบบพยากรณ์ราคาขายส่งกล้วยไม้แคทลียาที่ตลาดสี่มุมเมือง. วารสารวิจัยราชภัฏพระนคร สาขาวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี, 14(2), (76-92).
- [4] Ince, M. N and Tasdemir, Ç. (2024). Forecasting Retail Sales for Furniture and Furnishing Items through the Employment of Multiple Linear Regression and Holt-Winters Models. Systems, 12(219), (64-73).
- [5] Nurman, S., Nusrang, M and Sudarmin. (2022) Analysis of Rice Production Forecast in Maros District Using the Box-Jenkins Method with the ARIMA Model. ARRUS Journal of Mathematics and Applied Science, 2(1), (36-48).
- [6] Sirisha, U. M., Belavagi, M. C., and Attigeri, G. (2022). Profit Prediction Using ARIMA, SARIMA and LSTM Models in Time Series Forecasting: A Comparison. IEEE Access, 10, (124715-124727).
- [7] สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. (2567). เข้าถึงได้จาก <https://www.oie.go.th>
- [8] มุกดา แม่นมินทร์. (2549). อนุกรมเวลาและการพยากรณ์. ปรกาศพริก.กรุงเทพมหานคร
- [9] สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. (2546). เทคนิคการพยากรณ์. ภารกิจเอกสารและตำรา มหาวิทยาลัยทักษิณ. สงขลา.
- [10] Wiguna, I. K. A. G., Utami, N. L. P. A. C., Parwita, W. G. S., Udayana, I. P. A. E. D., and Sudipa, I. G. I. (2023). Rainfall Forecasting Using the Holt-Winters Exponential Smoothing Method. Jurnal Info Sains, 13(1), (15-23).
- [11] Sandhiyasa, I. M. S., Negara, I. G. B. A., Sarasvananda, I. B. G., Atmaja, K. J., & Sudipa, I. G. I. (2024). Modeling of Forecasting the Number of Passenger Departures at I Gusti Ngurah Rai Airport Using the Double Exponential Smoothing and Triple Exponential Smoothing Methods. ISAR Journal of Science and Technology, 2(8), (47-58).