

การพยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงิน FORECASTING ELECTRONIC MONEY SPENDING FOR NON-BANK

สุภาณี วุฒิระวัฒน์, อภิษฐา วงศ์หลวง, ชยานิศ ผลบรรจง, ศิริประภา มโนมัย*

*Supanee Wuttirawat, Apitchaya Wongluang, Chayanich Ponbanjong, Siraprapa Manomat**

คณะวิทยาศาสตร์ประยุกต์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ

Faculty of Applied Science, King Mongkut's University of Technology North Bangkok.

*Corresponding author, e-mail: siraprapa.m@sci.kmutnb.ac.th

Received: 4 July 2022; **Revised:** 7 December 2022; **Accepted:** 29 December 2022

บทคัดย่อ

การวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมและเปรียบเทียบวิธีที่ใช้พยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงิน โดยเก็บรวบรวมข้อมูลมูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์จากธนาคารแห่งประเทศไทย ตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2558 ถึง เดือนตุลาคม พ.ศ. 2564 แบ่งข้อมูลเป็นสองชุดสำหรับสร้างตัวแบบพยากรณ์ (ตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2558 ถึง เดือนตุลาคม พ.ศ. 2563) และสำหรับตรวจสอบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ (ตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2563 ถึง เดือนตุลาคม พ.ศ. 2564) วิธีการพยากรณ์ประกอบด้วยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ วิธีบอซ-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์รวมที่ใช้ค่าถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี ได้แก่ วิธีถ่วงน้ำหนักเท่ากัน และถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด เกณฑ์การเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมพิจารณาจากค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percentage : MAPE) และรากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean squared Error : RMSE) ผลการวิจัยพบว่า ตัวแบบการพยากรณ์รวมที่ถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุดมีความเหมาะสมที่สุดสำหรับการพยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงินที่ศึกษา งานวิจัยนี้เป็นประโยชน์กับผู้ประกอบการ และสถาบันทางการเงินในการวางแผนและกำหนดกลยุทธ์ในการออกแบบผลิตภัณฑ์ทางการเงินเพื่อรองรับการเพิ่มขึ้นของผู้ใช้ระบบการเงินอิเล็กทรอนิกส์

คำสำคัญ: เงินอิเล็กทรอนิกส์; วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์; วิธีบอซ-เจนกินส์; การพยากรณ์รวม

Abstract

This article aimed to develop a forecasting model for electronic money spending in non-bank. The monthly data was collected from the Bank of Thailand website from November 2015 to October 2021. The data were separated into 2 groups for training models (November 2015 – October 2020) and testing accuracy models (November 2020 – October 2021). The forecasting methods consist of Winter's exponential smoothing

method, the Box-Jenkins method and two combined forecasting methods consisting of the equal-weighted method and weight based on the ordinary least square coefficients method. The mean absolute percentage error (MAPE) and root mean square error (RMSE) were used to compare the accuracy of the models. The results show that the combined forecasting method using weight based on ordinary least square regression coefficients is the most appropriate model for forecasting electronic money for non-bank. This research is helpful to entrepreneurs and financial institutions in strategic plans and financial products designed to support the increase of electronic financial users.

Keywords: Electronic Money; Winter's Exponential Smoothing; Box-Jenkins Method; Combined Forecasting

บทนำ

ในปัจจุบันเงินอิเล็กทรอนิกส์ (Electronic Money หรือ E-money) เริ่มเข้ามามีบทบาทในการใช้จ่ายในชีวิตประจำวันของคนไทย ทั้งการใช้บัตรแทนเงินสดซื้อสินค้าในร้านสะดวกซื้อ การใช้บริการขนส่งมวลชนหรือบัตรโดยสารรถไฟฟ้า บัตรชมภาพยนตร์ รวมถึงบัญชีเงินสดบนเครือข่ายอินเทอร์เน็ตสำหรับการซื้อสินค้าออนไลน์ ผู้ประกอบการในอุตสาหกรรมต่าง ๆ เริ่มนำเทคโนโลยีเงินอิเล็กทรอนิกส์เข้ามารองรับการซื้อสินค้าและบริการของลูกค้า และเพิ่มประสิทธิภาพในการทำงานของระบบการซื้อขายสินค้าให้รวดเร็วและแม่นยำมากขึ้น

เงินอิเล็กทรอนิกส์ คือ มูลค่าเงินที่บันทึกในสื่ออิเล็กทรอนิกส์ ซึ่งผู้ใช้บริการได้ชำระล่วงหน้าแก่ผู้ให้บริการเงินอิเล็กทรอนิกส์ สามารถใช้ชำระค่าสินค้าและบริการได้ตามร้านค้าที่รับชำระ[1] ผู้ใช้บริการสามารถเลือกเติมเงินผ่านร้านสะดวกซื้อ แอปพลิเคชันของทางธนาคาร ทำให้ความสะดวกรวดเร็วไม่ต้องพกเงินสด และไม่เสียเวลาถอนเงิน ผู้ใช้บริการสามารถตรวจสอบการเติมเงินได้จากใบเสร็จรับเงิน ข้อความบนโทรศัพท์มือถือ หรืออีเมลล์ (e-mail) จากข้อมูลของธนาคารแห่งประเทศไทย พบว่าจำนวนบัตร/บัญชีเงินอิเล็กทรอนิกส์ของประเทศไทยในปี พ.ศ. 2564 มีทั้งสิ้น 116.25 ล้านบัญชี โดยแบ่งเป็นบัญชีของผู้ให้บริการที่เป็นสถาบันการเงิน (Bank) จำนวน 22.01 ล้านบัญชี และบัญชีของผู้ให้บริการที่ไม่มีสถาบันการเงิน (Non-bank) จำนวน 94.24 ล้านบัญชี ซึ่งมูลค่าการใช้จ่ายรวมทั้งสิ้น 467,179.74 ล้านบาท เติบโตจากปี 2563 กว่าร้อยละ 50.09 โดยมูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีสถาบันการเงินมีจำนวนสูงถึง 412,014.77 ล้านบาท หรือคิดเป็นร้อยละ 88.19 ของมูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์ทั้งหมด ซึ่งข้อมูลที่ศึกษาผู้ให้บริการที่เป็นสถาบันการเงินทั้งหมด 8 ราย และผู้ให้บริการที่ไม่มีสถาบันการเงิน (Nonbank) ทั้งหมด 22 ราย [2] จากการศึกษาและพิจารณามูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีสถาบันการเงินของผู้วิจัย พบว่า มูลค่าการใช้จ่ายมีแนวโน้มที่เพิ่มขึ้น การพยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่ไม่มีสถาบันการเงินในอนาคตสามารถชี้ให้เห็นถึงแนวโน้มการเติบโตและการเปลี่ยนแปลงของการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์ และย่อมส่งผลดีให้กับผู้ประกอบการอย่างมากในเชิงธุรกิจ ซึ่งในอุตสาหกรรมทางการเงินมีการแข่งขันสูงและมีแนวโน้มสูงขึ้นอีกในอนาคต เนื่องจากผู้ประกอบการทางการเงินพยายามที่จะนำเสนอช่องทางการใช้บริการเพิ่มมากขึ้น ทำให้ผู้ใช้บริการมีตัวเลือกมากขึ้น แต่ในด้านการยอมรับ เทคโนโลยีเงินอิเล็กทรอนิกส์บนโทรศัพท์มือถือของผู้บริโภคยังคงเป็นไปอย่างช้า ๆ ในช่วงก่อนสถานการณ์การระบาดของไวรัสโคโรนา ปัจจัยที่ส่งผลต่อทัศนคติในการใช้งานเงินอิเล็กทรอนิกส์บนโทรศัพท์มือถือทางบวกได้แก่ การรับรู้ประโยชน์ในการใช้งานและความปลอดภัย [3] การศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อการยอมรับการใช้บริการชำระเงินทางอิเล็กทรอนิกส์ในพื้นที่กรุงเทพมหานครและปทุมธานีพบว่า ปัจจัยด้านทัศนคติ การรับรู้ความเสี่ยงและความเชื่อมั่นในการดำเนินการออนไลน์มีผลต่อการใช้บริการชำระเงินทางอิเล็กทรอนิกส์ [4] นอกจากนี้ Widayat et al. [5] ศึกษาปัจจัยที่ส่งผลต่อการใช้เงินอิเล็กทรอนิกส์ในประเทศอินโดนีเซียเพื่อใช้ในการออกแบบนวัตกรรมทางการเงิน พบว่าการใช้จ่ายเงินได้จริง การประหยัดเวลา ความสะดวกสบาย เป็นปัจจัยที่ส่งผลให้ผู้ใช้บริการการยอมรับการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์

บุญยกส์ ชวรัตน์รังษี [6] ได้ทำการพยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันทางการเงินโดยการวิเคราะห์อนุกรมเวลาด้วยเทคนิคเหมือนข้อมูลในช่วงมกราคม 2553 ถึง มิถุนายน 2558 นอกจากนี้ได้มีการนำเทคนิคอนุกรมเวลา พยากรณ์ปริมาณการชำระเงินผ่านระบบอิเล็กทรอนิกส์ แอปพลิเคชันโมบายแบงก์กิ้งซึ่งใช้ข้อมูลรายการการทำธุรกรรมทางการเงินตั้งแต่เดือนมกราคม 2553 ถึงเดือนธันวาคม 2562 โดยการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์เดี่ยวสองวิธีได้แก่วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง กับวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ [7] ซึ่งในช่วงเวลาดังกล่าวการยอมรับการใช้บริการเงินอิเล็กทรอนิกส์ยังไม่เป็นที่นิยมด้วยปัจจัยที่กล่าวไว้ข้างต้น [3-4] โดยทั่วไปผู้ใช้บริการจะยอมรับและไว้วางใจกับผู้ให้บริการที่เป็นสถาบันการเงิน ได้แก่ ธนาคารเป็นส่วนใหญ่ อย่างไรก็ตามหลังจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของไวรัสโคโรนา 2019 ทำให้เกิดการรับรู้ประโยชน์เกี่ยวกับการใช้งานเงินอิเล็กทรอนิกส์จากผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันทางการเงิน ซึ่งส่วนใหญ่เป็นผู้ประกอบการเอกชน และร้านค้า และเกิดความไว้วางใจด้านความปลอดภัย มีความสะดวกสบายในการจ่ายเงินมากขึ้น ส่งผลให้มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์มีแนวโน้มสูงขึ้นและแตกต่างไปจากเดิม การนำตัวแบบพยากรณ์ที่พัฒนาจากก่อนหน้าสถานการณ์การแพร่ระบาดของไวรัสโคโรนา 2019 มาใช้เพื่อพยากรณ์มูลค่าในอนาคตจึงอาจคลาดเคลื่อน

ด้วยเหตุผลดังกล่าว ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะศึกษาและสร้างตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงินโดยใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวและการพยากรณ์รวมที่มีวิธีถ่วงน้ำหนัก แบบวิธีถ่วงน้ำหนักเท่ากัน (Equal Weighted Method: EW) และวิธีถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Weight based on ordinary least square coefficients method: LS) ผลการวิจัยจะเป็นแนวทางที่ใช้ในการวางแผน และสร้างกลยุทธ์ให้กับผู้ประกอบการธุรกิจที่กำลังตัดสินใจเพิ่มช่องทางการให้บริการแก่ผู้ใช้ในอนาคต

วัตถุประสงค์ของการวิจัย

1. เพื่อสร้างตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงิน
2. เพื่อเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์สำหรับการพยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงิน

วิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงิน โดยเก็บข้อมูลอนุกรมเวลามูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงินที่ใช้ในการศึกษาจากเว็บไซต์ธนาคารแห่งประเทศไทย [8] โดยใช้ข้อมูลย้อนหลัง 6 ปี ตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2558 ถึง เดือนตุลาคม พ.ศ.2564 จำนวน 72 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่1 ตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน พ.ศ.2558 ถึง เดือนตุลาคม พ.ศ.2563 จำนวน 60 ค่า (ในช่วง ธันวาคม 2562 ได้เริ่มมีสถานการณ์การระบาดของไวรัสโคโรนา และช่วงมีนาคม 2563 เริ่มมีการทำงานที่บ้าน) นำข้อมูลมาสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีพยากรณ์เดี่ยว ได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์รวม ได้แก่ วิธีถ่วงน้ำหนักเท่ากัน และถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุดโดยใช้ค่าถ่วงน้ำหนัก 3 แบบ ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน พ.ศ.2563 ถึง เดือนตุลาคม พ.ศ.2564 จำนวน 12 ค่า สำหรับเปรียบเทียบความถูกต้องและความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์ค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (MAPE) และรากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด และได้ทำการพยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงิน

อิเล็กทรอนิกส์ล่วงหน้าจนถึงเดือนตุลาคม 2565 การสร้างตัวแบบและการเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์ แสดงรายละเอียดดังนี้

การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์

วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ (Winter's exponential smoothing Method) เป็นวิธีที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล วิธีการพยากรณ์นี้แบ่งออกเป็น 2 กรณี คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winter's additive exponential smoothing method) ซึ่งใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winter's multiplicative exponential smoothing Method) ซึ่งใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ในงานวิจัยนี้เลือกใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก [9] โดยมีตัวแบบดังนี้

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

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

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

β_0, β_1 และ S_t แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล ตามลำดับ

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับ ศูนย์และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t+m$ โดยที่ m แทนจำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า a_t, b_t และ $\hat{S}_t$ แทนค่าประมาณ ณ เวลา t ของพารามิเตอร์ β_0, β_1 และ S_t ตามลำดับ โดยที่

$$a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1}) \quad (3)$$

$$b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1} \quad (4)$$

$$\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s} \quad (5)$$

เมื่อ α, γ และ δ คือ ค่าคงที่ที่ทำให้เรียบ โดยที่ $0 \leq \alpha \leq 1, 0 \leq \gamma \leq 1, 0 \leq \delta \leq 1$

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนฤดูกาล

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์

1. นำข้อมูลอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ไปวิเคราะห์เพื่อดูแนวโน้มและฤดูกาล และรูปแบบความสัมพันธ์
2. เมื่อทราบรูปแบบความสัมพันธ์ของแนวโน้มและฤดูกาลแล้ว จึงทำการเลือกวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้ โดยทางผู้วิจัยเลือกใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

3. ประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์และหาตัวแบบสำหรับการพยากรณ์

4. เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนคงที่โดยสามารถดูได้จากค่าความคลาดเคลื่อนที่มีการกระจายอย่างสม่ำเสมออยู่รอบ ๆ ศูนย์ ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้สถิติทดสอบโคโมโกรอฟ-สเมอร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov) ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกัน ตรวจสอบโดยใช้สถิติ Box-Ljung

การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอซ-เจนกินส์

วิธีบอซ-เจนกินส์ เป็นวิธีการพยากรณ์โดยพิจารณาจากลักษณะอัตโนมัติสหสัมพันธ์ (Autocorrelation) และอัตโนมัติสหสัมพันธ์บางส่วน (Partial Autocorrelation) ซึ่งพิจารณาภายใต้อนุกรมเวลาที่คงที่หรือมีความนิ่ง (Stationary) กล่าวคืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ โดยตัวแบบทั่วไปของวิธีบอซ-เจนกินส์ คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA (p,d,q) (P,D,Q)_L แสดงดังสมการที่ (6) [10]

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^S)(1-B^S)^d Y_t = \delta + \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)\varepsilon_t \quad (6)$$

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนอนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา

$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_P(B^S)$ แทนค่าคงที่ (Constant) และ μ แทนค่าเฉลี่ยอนุกรมเวลาที่คงที่

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในลำดับที่ p กรณีไม่มีฤดูกาล (Non-Seasonal Autoregressive Operator of Order p : AR(p))

$\Phi_P(B^S) = 1 - \Phi_1 B^S - \Phi_2 B^{2S} - \dots - \Phi_P B^{PS}$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในลำดับที่ P กรณีมีฤดูกาล (Seasonal Autoregressive Operator of Order P : SAR(P))

$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่ลำดับที่ q กรณีไม่มีฤดูกาล (Non-Seasonal Moving Average Operator of Order q : MA(q))

$\Theta_Q(B^S) = 1 - \Theta_1 B^S - \Theta_2 B^{2S} - \dots - \Theta_Q B^{QS}$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่ลำดับที่ Q กรณีมีฤดูกาล (Seasonal Moving Average Operator of Order q : SMA(Q))

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_t เมื่อ n_t แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

S แทนจำนวนคาบเวลาของฤดูกาล

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

B แทน ตัวดำเนินการถอยหลัง (Backward-shift Operator) โดยที่ $B^S Y_t = Y_{t-S}$, $B^S \varepsilon_t = \varepsilon_{t-S}$

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอซ-เจนกินส์

1. การตรวจสอบความเหมาะสมของข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่งวิธีบอซ-เจนกินส์เป็นวิธีที่ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีลักษณะคงที่ ในการพิจารณาข้อมูลที่มีลักษณะคงที่นั้น ดูได้จากการพล็อตกราฟของอนุกรมเวลา ถ้ามีการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มหรือฤดูกาล หรือมีทั้งแนวโน้มและฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะไม่คงที่ และดูจากการพหุสัมพันธ์ของอนุกรมเวลา ถ้ากราฟพหุสัมพันธ์ของอนุกรมเวลานั้นมีลักษณะลดลงเข้าสู่ศูนย์อย่างรวดเร็วแสดงว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ หรือใช้วิธีการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller [11]

2. แปลงข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่คงที่ให้เป็นข้อมูลลักษณะคงที่ โดยการหาผลต่างค่าเฉลี่ย หรือหาผลต่างฤดูกาล หรือทั้งสองกรณี

3. กำหนดตัวแบบ โดยพิจารณาจากฟังก์ชันอัตโนมัติสหสัมพันธ์ (Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชันอัตโนมัติสหสัมพันธ์บางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) แล้วเลือกตัวแบบที่มีค่า BIC ต่ำที่สุด และทำการประมาณค่าพารามิเตอร์

4. เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนคงที่โดยสามารถดูได้จากค่าความคลาดเคลื่อนที่มีการกระจายอย่างสม่ำเสมออยู่รอบ ๆ ศูนย์ ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้สถิติทดสอบโคโมโกรอฟ-สเมอร์โนฟ (Kolmogorov-Smirnov) ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกัน ตรวจสอบโดยใช้สถิติ Box-Ljung

การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยการวิธีพยากรณ์รวม

การพยากรณ์รวม หมายถึง การหาค่าพยากรณ์ใหม่จากการรวมกันของค่าพยากรณ์เดี่ยวแต่ละวิธีการที่ใช้ในการศึกษา โดยการหาค่าตัวถ่วงน้ำหนักที่เหมาะสมสำหรับแต่ละวิธีการพยากรณ์นั้น ๆ ในงานวิจัยนี้ใช้วิธีถ่วงน้ำหนักเท่ากัน (Equal Weighted Method: EW) และวิธีถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Weight based on ordinary least square coefficients method: LS)

วิธีถ่วงน้ำหนักเท่ากัน (EW)

การหาค่าพยากรณ์รวม (Combined Forecast: CF) ที่ใช้วิธีถ่วงน้ำหนักเท่ากันมีตัวแบบดังสมการที่ (7)

$$CF_t = \sum_{j=1}^m w_j \hat{Y}_{jt} \quad (7)$$

โดยที่ w_j คือ ตัวถ่วงน้ำหนักของวิธีพยากรณ์ที่ j
 $\hat{Y}_{jt}$ คือ ค่าพยากรณ์ของวิธีการพยากรณ์ ที่ j ณ คาบเวลาที่ t
 j คือ วิธีพยากรณ์ที่ j ; $j=1,2,\dots,m$
 t คือ คาบเวลาที่ t ; $t=1,2,\dots,m$

วิธีนี้ให้ความสำคัญแก่วิธีการพยากรณ์แต่ละวิธีที่นำมารวมกันเท่า ๆ กัน ดังนั้นสูตรในการคำนวณหาตัวถ่วงน้ำหนัก คือ

$$w_j = \frac{1}{m} \quad (8)$$

โดยที่ w_j คือ ตัวถ่วงน้ำหนักของวิธีพยากรณ์ที่ j
 m คือ จำนวนวิธีการพยากรณ์ที่นำมารวมกัน

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีถ่วงน้ำหนักเท่ากัน

1. หาตัวแบบพยากรณ์จากวิธีต่าง ๆ ได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์และวิธีบอกซ์-เจนกินส์

2. หาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักเท่ากันในทุกตัวแบบพยากรณ์แล้วนำไปถ่วงน้ำหนักของทุกวิธีในการพยากรณ์เดี่ยวจะได้ค่าพยากรณ์ของวิธีถ่วงน้ำหนักเท่ากัน

3. เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจึงทำการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์

วิธีถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (LS)

การคำนวณหาตัวถ่วงน้ำหนักของวิธีนี้ อาศัยเทคนิคสมการการถดถอยเชิงเส้นอย่างง่ายด้วยการประมาณค่าวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ซึ่งงานวิจัยนี้ได้ทดลองสร้างตัวแบบวิธีพยากรณ์รวมตามวิธีถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด 3 ตัวแบบ แสดงดังสมการที่ (9) ถึง (11) [12]

ตัวแบบพยากรณ์รวมด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบที่ 1 คือ

$$\hat{Y}_t = b_0 + b_1 \hat{Y}_{1t} + b_2 \hat{Y}_{2t} + \epsilon_t \quad (9)$$

ตัวแบบพยากรณ์รวมด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบที่ 2 คือ

$$\hat{Y}_t = b_3 \hat{Y}_{1t} + b_4 \hat{Y}_{2t} + \epsilon_t \quad (10)$$

ตัวแบบพยากรณ์รวมด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบที่ 3 คือ

$$\hat{Y}_t = w_1 \hat{Y}_{1t} + w_2 \hat{Y}_{2t} + \epsilon_t \quad (11)$$

โดยที่ Y_t คือ อนุกรมเวลา ณ เวลา t

E_t คือ อนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา

$\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ คือ ค่าพยากรณ์จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ ณ เวลา t และค่าพยากรณ์ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ณ เวลา t ตามลำดับ

b_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Square Method) เมื่อ $i = 0, 1, \dots, 4$

w_1 และ w_2 คือ ค่าถ่วงน้ำหนักที่มีสูตรการคำนวณดังนี้

$$w_1 = \frac{b_3}{b_3 + b_4} \text{ และ } w_2 = \frac{b_4}{b_3 + b_4} \quad (12)$$

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

1. หาตัวแบบพยากรณ์จากวิธีต่าง ๆ ได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ และวิธีบอกซ์-เจนกินส์

2. หาค่าสัมประสิทธิ์การถดถอย เพื่อใช้เป็นค่าถ่วงน้ำหนักจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุดทั้ง 3 ตัวแบบ โดยกำหนดให้ค่าพยากรณ์วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์และวิธีบอกซ์-เจนกินส์ เป็นตัวแปรอิสระ และใช้มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงิน เป็นตัวแปรตาม เมื่อได้ค่าถ่วงน้ำหนักแล้วจึงนำไปเป็นค่าถ่วงน้ำหนักของวิธีการพยากรณ์เดียว

3. เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจึงทำการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์

การเปรียบเทียบความถูกต้องและความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ถูกต้องและเหมาะสมกับข้อมูลมูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงิน โดยการนำข้อมูลชุดที่ 2 มาพยากรณ์และทำการเปรียบเทียบกับค่าจริง เพื่อคำนวณค่าค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) โดยตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด ดังสมการที่ (13) และ (14)

$$MAPE = \frac{100}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \quad (13)$$

$$RMPE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2} \quad (14)$$

เมื่อ $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$ แทนค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลาที่ t

Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลาที่ t

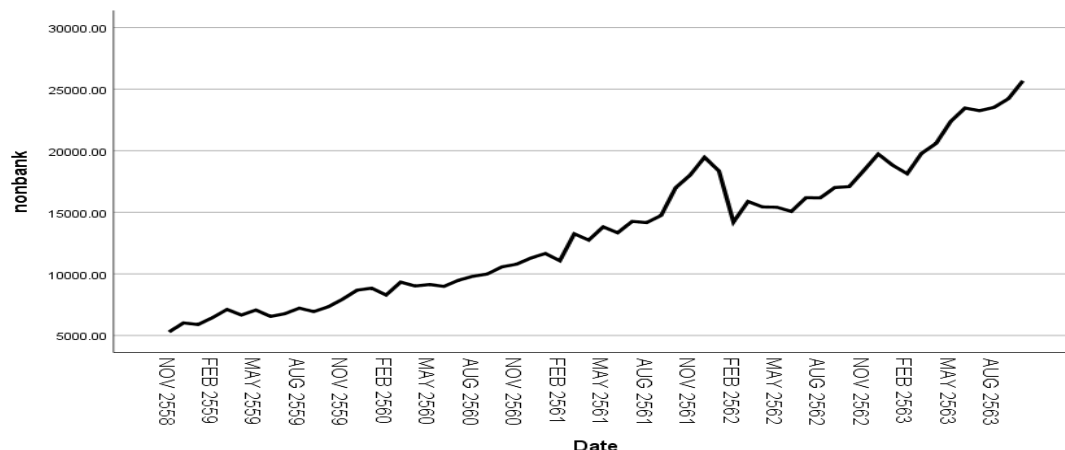
$\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลาที่ t

ทำการพยากรณ์ล่วงหน้า

เมื่อได้ตัวแบบที่เหมาะสมมากที่สุดสำหรับข้อมูลอนุกรมเวลาแล้ว นำตัวแบบที่ได้มาพยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงินต่อไปอีก 12 คาบเวลา (ตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2564 ถึง เดือนตุลาคม พ.ศ. 2565)

ผลการวิจัย

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลามูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงินชุดที่ 1 ตั้งแต่พฤศจิกายน พ.ศ. 2558 ถึง เดือนตุลาคม พ.ศ. 2563 จำนวน 60 ค่า ดังภาพที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลามีแนวโน้มเพิ่มขึ้นและมีความผันแปรตามฤดูกาล



ภาพที่ 1 การเคลื่อนไหวของข้อมูลมูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงิน (พฤศจิกายน พ.ศ. 2558 ถึง ตุลาคม พ.ศ. 2563)

ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์

การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์พบว่า ค่าคงที่ปรับให้เรียบระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์ (α) มีค่าเท่ากับ 0.9988 ค่าคงที่ปรับให้เรียบระหว่างค่าแนวโน้มจริงกับค่าประมาณของแนวโน้ม (γ) มีค่าเท่ากับ 0.000002 และค่าคงที่ปรับให้เรียบระหว่างค่าฤดูกาลจริงกับค่าประมาณฤดูกาล (δ) มีค่าเท่ากับ 0.001

ดังนั้นตัวแบบการพยากรณ์ในการวิเคราะห์ด้วยวิธีปรับให้เรียบแบบเอกซ์โปเนนเชียลโดยวิธีของวินเทอร์ คือ

$$\hat{Y}_{t+m} = 25227.758 + 141.458(m) + \hat{S}_{t+s+m} ; m=1,2,3,\dots \quad (15)$$

โดยที่ $\hat{S}_{t+p+m}$ คือ สมประสิทธิ์ฤดูกาลคำนวณตามสมการที่ (5)

t คือ คาบเวลาที่ $t=1,2,\dots,n$

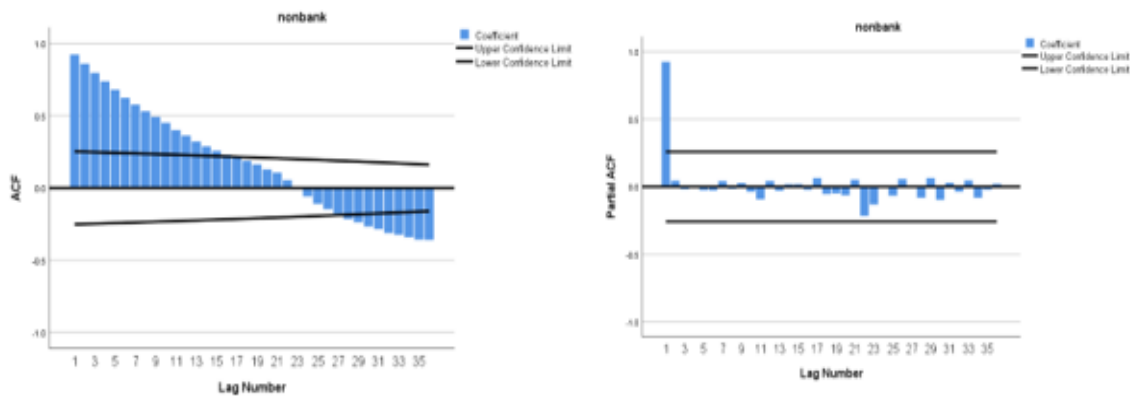
s คือ จำนวนฤดูกาล โดยที่ $s=12$ เมื่อข้อมูลเป็นรายเดือน

m คือ จำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์

เมื่อทำการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากตัวแบบพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า ความคลาดเคลื่อนที่มีการกระจายอย่างสม่ำเสมออยู่รอบ ๆ ศูนย์ ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov sig = 0.097) ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกัน เมื่อเปรียบเทียบค่า sig. แต่ละค่าพบว่ามีความมากกว่าระดับนัยสำคัญ 0.05

ผลการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

จากกราฟ ACF และ PACF (ภาพที่ 2) พบว่า อนุกรมเวลายังไม่คงที่ เนื่องจากมีส่วนประกอบของแนวโน้มและฤดูกาล



ภาพที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของข้อมูลมูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่ไม่มีใช้สถาบันการเงิน

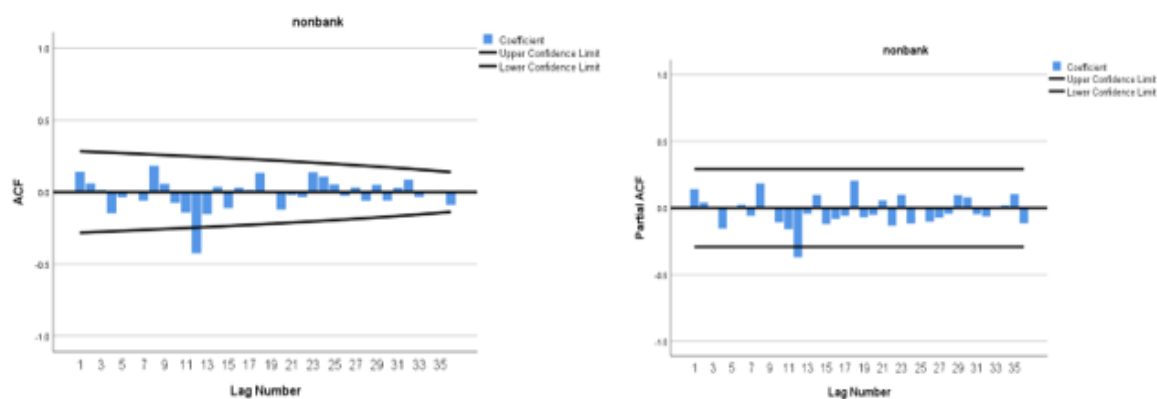
ทดสอบความคงที่ของข้อมูลด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller พบว่าผลการทดสอบความคงที่ของข้อมูล ที่ลำดับ 0 (order of integration; $I(0)$) ค่าสถิติที่คำนวณได้มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤติ MacKinnon ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01, 0.05 และ 0.1 แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะไม่คงที่ (nonstationary) แสดงดังตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ผลการทดสอบความคงที่ของข้อมูล

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.4066	0.9817
Test critical values:	1% level	-3.5461	
	5% level	-2.9117	
	10% level	-2.5936	

* MacKinnon one-sided p-values.

ดังนั้นจึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d=1$) และผลต่างฤดูกาล ลำดับที่ 1 ($D=1$) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังภาพที่ 3



ภาพที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของข้อมูลมูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่ไม่มีใช้สถาบันการเงิน เมื่อทำการหาผลต่างค่าเฉลี่ย 1 ครั้ง ($d=1$) และผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง ($D=1$)

เมื่อนำมาทดสอบความคงที่ของข้อมูลด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller ได้ค่าสถิติที่ค่าน้อยกว่าค่าวิกฤต MacKinnon ณ ระดับนัยสำคัญข้างต้น แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง แสดงดังตารางที่ 2 จึงนำไปสร้างตัวแบบพยากรณ์ในขั้นต่อไป

ตารางที่ 2 ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลหลังแปลงข้อมูล

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.1867	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.5421	
5% level	-2.9126	
10% level	-2.5940	

เมื่อข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะคงที่แล้วจึงทำการกำหนดตัวแบบ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 มีค่า BIC ต่ำที่สุด ได้ตัวแบบ SARIMA(0,1,0)(1,1,0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ แสดงดังสมการที่ (16)

$$\hat{Y}_t = -0.534Y_{t-12} + Y_{t-12} + 0.534Y_{t-24} + Y_{t-1} + 0.543Y_{t-13} - Y_{t-13} - 0.534Y_{t-25} \quad (16)$$

เมื่อทำการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากตัวแบบพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าความคลาดเคลื่อนที่มีการกระจายอย่างสม่ำเสมออยู่รอบ ๆ ศูนย์ ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov sig = 0.053) ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกัน ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(0,1,0)(1,1,0)₁₂ มีความเหมาะสม

ผลการพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์รวม

วิธีถ่วงน้ำหนักเท่ากัน

ด้วยวิธีค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักเท่ากันจะได้ $w_1=0.5$, $w_2=0.5$ ดังนั้นตัวแบบการพยากรณ์รวมโดยวิธีถ่วงน้ำหนักเท่ากันของการพยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงิน คือ

$$\hat{Y}_t = 0.5\hat{Y}_{1t} + 0.5\hat{Y}_{2t}$$

โดยที่ $\hat{Y}_{1t}$ คือ ค่าพยากรณ์จากวิธีปรับให้เรียบแบบเอกซ์โปเนนเชียลด้วยวิธีของโฮลต์

$\hat{Y}_{2t}$ คือ ค่าพยากรณ์ของวิธีบอซ-เจนกินส์

เมื่อทำการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากตัวแบบพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าความคลาดเคลื่อนที่มีการกระจายอย่างสม่ำเสมออยู่รอบ ๆ ศูนย์ ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov sig = 0.052) ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกัน

วิธีถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่น่าสนใจวิเคราะห์หาค่าสัมประสิทธิ์และค่าถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด เป็นข้อมูลตั้งแต่เดือนธันวาคม พ.ศ.2558 ถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2563 จำนวน 47 ค่า เนื่องจากมีการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างค่าเฉลี่ยและฤดูกาล ของวิธีบอซ-เจนกินส์ ทำให้ไม่มีค่าพยากรณ์ 13 ค่าแรก เมื่อทำการหาค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยและค่าถ่วงน้ำหนักจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุดแล้วนำมาเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

ตัวแบบพยากรณ์รวมด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบที่ 1 คือ $\hat{Y}_t = 195.70368 + 1.31321\hat{Y}_{1t} - 0.32514\hat{Y}_{2t}$

ตัวแบบพยากรณ์รวมด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบที่ 2 คือ $\hat{Y}_t = 1.31928\hat{Y}_{1t} - 0.31956\hat{Y}_{2t}$

ตัวแบบพยากรณ์รวมด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบที่ 3 คือ $\hat{Y}_t = 1.31965\hat{Y}_{1t} - 0.31965\hat{Y}_{2t}$

โดยที่ $\hat{Y}_{1t}$ คือ ค่าพยากรณ์จากวิธีปรับให้เรียบแบบเอกซ์โปเนนเชียลโดยวิธีของวินเทอร์

$\hat{Y}_{2t}$ คือ ค่าพยากรณ์ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์

เมื่อทำการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากตัวแบบพยากรณ์ทั้ง 3 รูปแบบ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าความคลาดเคลื่อนที่มีการกระจายอย่างสม่ำเสมออยู่รอบ ๆ ศูนย์ ความคลาดเคลื่อนของตัวแบบที่ 2 และ 3 มีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov sig = 0.073 และ 0.076 ตามลำดับ) ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เนื่องจากตัวแบบที่ 1 ค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีการแจกแบบปกติ (Kolmogorov-Smirnov sig = 0.009) จึงไม่นำมาพิจารณา

ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องและความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์

จากการเปรียบเทียบค่าจริงและค่าพยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงินของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2563 ถึง เดือนตุลาคม พ.ศ. 2564 จำนวน 12 ค่า โดยการคำนวณค่า MAPE และ RMSE ได้ผลแสดงดังตารางที่ 3

ตารางที่ 3 การเปรียบเทียบค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 2

	Winter's	Box-Jenkins	EW	LS2	LS3
MAPE	6.748	11.853	9.155	5.751	5.739
RMSE	2786.249	4702.326	3707.259	2284.419	2278.347

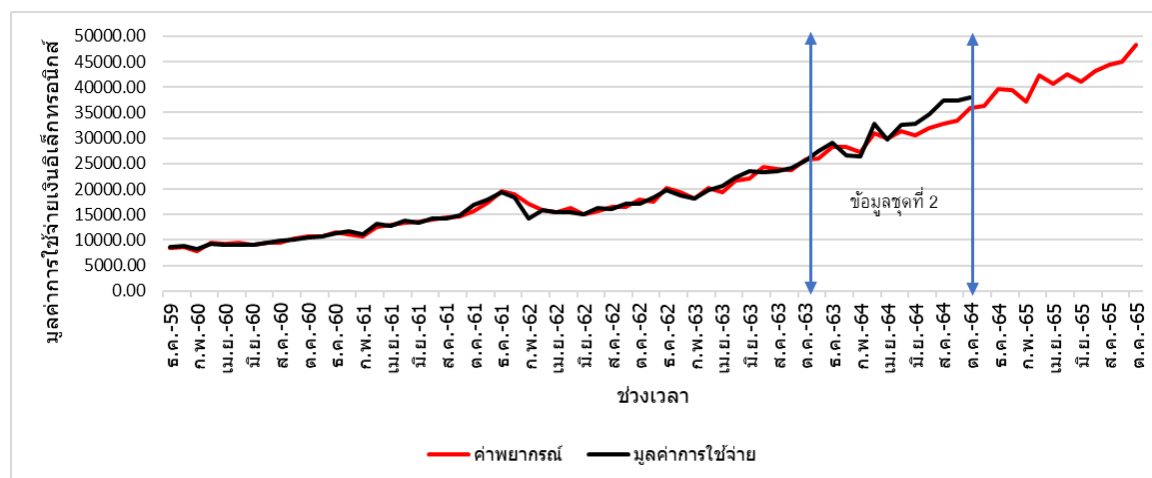
จากตารางที่ 3 พบว่าเมื่อพิจารณาค่า MAPE และ RMSE ของวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธี และวิธีพยากรณ์รวม 2 วิธี ค่าพยากรณ์ของตัวแบบวิธีพยากรณ์รวมโดยใช้วิธีถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบที่ 3 มีค่า MAPE และ RMSE เท่ากับ 5.739 และ 2278.347 ตามลำดับ ซึ่งมีค่าต่ำที่สุด จึงสรุปได้ว่าเป็นวิธีพยากรณ์ที่เหมาะสมและแม่นยำที่สุดในการพยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงิน

สรุปและอภิปรายผล

จากการศึกษาข้อมูลและทำการสร้างตัวแบบด้วยวิธีการพยากรณ์เดี่ยวและวิธีพยากรณ์รวม โดยใช้ข้อมูลย้อนหลัง 5 ปี ตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2558 ถึง เดือนตุลาคม พ.ศ. 2563 จำนวน 60 ค่า และนำตัวแบบที่ได้จากวิธีพยากรณ์ทั้งหมดที่ทำการศึกษามาพยากรณ์จำนวน 12 คาบเวลา (เดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2563 ถึง เดือนตุลาคม พ.ศ. 2564) และเปรียบเทียบกับค่าจริงเพื่อหาตัวแบบที่มีความแม่นยำที่สุด โดยพิจารณาค่า MAPE และ RMSE ซึ่งตัวแบบจากวิธีพยากรณ์รวมโดยใช้วิธีถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบที่ 3 มีค่า MAPE เท่ากับ 5.739 และค่า RMSE เท่ากับ 2278.347 ซึ่งต่ำที่สุด ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงินที่เหมาะสมคือ

$$\hat{Y}_t = 1.31965\hat{Y}_{1t} - 0.31965\hat{Y}_{2t}$$

ผู้วิจัยได้ทดลองทำการพยากรณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์ล่วงหน้าจนถึงเดือนตุลาคม 2565 ค่าพยากรณ์ที่ได้แสดงดังภาพที่ 4



ภาพที่ 4 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลามูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์สำหรับผู้ให้บริการที่มีใช้สถาบันการเงิน กับค่าพยากรณ์จากวิธีพยากรณ์รวมวิธีกำลังสองน้อยที่สุดตัวแบบที่ 3

ในงานวิจัยก่อนหน้านี้เป็นการศึกษาก่อนสถานการณ์การแพร่ระบาดของไวรัสโคโรนา 2019 มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์ยังมีการยอมรับน้อยการเพิ่มขึ้นเป็นแบบค่อยเป็นค่อยไป หลังจากสถานการณ์ดังกล่าวการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์เพิ่มขึ้นอย่างเห็นได้ชัด ตัวแบบที่พัฒนาในงานวิจัยนี้เป็นการคาดการณ์มูลค่าการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์เมื่อเกิดสถานการณ์ที่มีการให้ทำงานที่บ้าน หลีกเลี่ยงการเดินทางไปแหล่งต่าง ๆ และมีการซื้อขายสินค้าและบริการทางระบบออนไลน์มากขึ้น ผลการพยากรณ์นี้จะประโยชน์กับผู้ประกอบการ และสถาบันทางการเงินในการวางแผนและกำหนดกลยุทธ์ ออกแบบนวัตกรรมทางเงินเพื่อรองรับการใช้จ่ายเงินอิเล็กทรอนิกส์ที่เพิ่มขึ้นได้

เอกสารอ้างอิง

- [1] Financial Consumer Protection Center, Bank of Thailand. (2021). *Electronic Money*. Retrieved October 2021, from <https://www.1213.or.th/th/serviceunderbot/payment/Pages/e-money.aspx>
- [2] Bank of Thailand. (2010). *e-money*. Retrieved October 2021, from https://www.bot.or.th/App/BTWS_STAT/statistics/BOTWEBSTAT.aspx?reportID=694&language=TH
- [3] Tippiyawong, K. (2016). *A study of problems and stimuli to use mobile e-money in Thailand* [Unpublished master's thesis]. Thammasat University.
- [4] Kaewtan, J. (2014). *Factor Influencing the Acceptance of Electronic Payment Using Smartphone Devices: In Case of Bangkok and Pathum Thani* [Unpublished master's thesis]. Rajamangala University of Technology Thanyaburi.
- [5] Widayat, W., Masudin, I., and Satiti, N. R. (2020). E-Money payment: Customers' adopting factors and the implication for open innovation. *Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity*, 6(3), Article 57.

- [6] Chavaratthanarungsee, P. (2016). *Forecasting the value of using electronic money transection (e-money) by using time series data mining technique*. Retrieved October 2021, from <http://e-research.siam.edu>
- [7] Chearnkaitpradab, J., and Akarapin, T. (2021). Applying the technical time series model for forecasting payment transaction volume through on mobile banking application. *Management Sciences Valaya Alongkorn Review*, 2(2), 36-54. (in Thai).
- [8] Bank of Thailand. (2021). *Electronic Money Service Transaction Information (e-Money)*. Retrieved October 2021, from https://data.go.th/dataset/item_48172184-b2c6-4dad-b9f4-7442be87e1a2
- [9] Manmin, M. (2006). *Time Series and Forecasting*. Foreprinting, Bangkok. (in Thai).
- [10] Box, G. E. P., Jenkins, G. M., and Reinsel, G. C. (1994). *Time Series Analysis: Forecasting and Control* (3rd Edition). New Jersey. Prentice Hall. p. 332.
- [11] Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366), 427-431.
- [12] Montgomery, D. C., Peck, E. A., and Vining, G. G. (2006). *Introduction to Linear Regression Analysis* (4th edition). New York. Wiley.