การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์จำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ตด้วย วิธีของบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีของโฮลต์

A Comparison of Forecasting Method of Number of Customer Accounts that use the Service Internet Banking using Box-Jenkins Method and Holt's method

กัญญา บวรโชคชัย[1], สมฤดี พงษ์เสนา[1], ฒาลิศา เนียมมณี[2]

Kanya Bowornchockchai[1], Somruedee Pongsena[1], Talisa Niemmanee[2]

Received: 20 February 2019; Revised: 18 April 2019; Accepted: 8 May 2019

บทคัดย่อ

การวิจัยนี้เป็นการศึกษาและเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์จำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ต ด้วยวิธีของบอกซ์-เจนกินส์และวิธีการปรับให้เรียบแบบโฮลต์ ผู้วิจัยแบ่งข้อมูลเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 เดือนมีนาคม พ.ศ.2553 ถึง เดือน เมษายน พ.ศ.2560 จำนวน 86 เดือน เพื่อนำไปสร้างตัวแบบการพยากรณ์ทั้ง 2 วิธี ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนพฤษภาคม พ.ศ.2560 ถึง เดือนเมษายน พ.ศ. 2561 จำนวน 12 เดือน เพื่อเปรียบเทียบความแม่นยำในการพยากรณ์จากตัวแบบที่สร้างโดยใช้ข้อมูลชุดที่ 1 การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์พิจารณาจากค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย(Mean Absolute Percentage Error : MAPE) โดยใช้เกณฑ์ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยต่ำสุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีของบอกซ์-เจนกินส์มีค่า MAPE ต่ำกว่า วิธีของโฮลต์ ซึ่งได้ตัวแบบคือ ARIMA (0,1,1) สมการพยากรณ์ คือ $\ln Z_t = 0.0197 + \ln Z_t + a_t + 0.4034a_{t-1}$

คำสำคัญ: ผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ต วิธีของบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีของโฮลต์

Abstract

The purpose of this research was to study and compare the forecasting methods for number of customer accounts that use the service internet banking by using Box-Jenkins method and Holt's method. Time series data were divided into two groups, the first group was monthly from March 2010 to April 2017 of 86 value for identification models. The second group was monthly from May 2017 to April 2018 of 12 value for checking the accuracy of the forecasting models via the criterion of the lowest mean absolute percentage error (MAPE). The lowest MAPE was used as the criteria of each period. Results show that Box-Jenkins method gives mean absolute percent error (MAPE) lower than Holt's method. The suitable forecasting model is ARIMA (0,1,1) and the forecasting equation is $\ln Z_t = 0.0197 + \ln Z_t + a_t + 0.4034a_{t-1}$

Keywords: Number of customer accounts that use the service internet banking, Box-Jenkins method, Holt's method

[1] อาจารย์, สาขาวิชาสถิติประยุกต์ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏสวนสุนันทา

[2] อาจารย์, สาขาวิชาวิทยาศาสตร์สิ่งแวดล้อม คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏสวนสุนันทา

[1] Lecture, Department of Applied Statistics, Faculty of Science and Technology, Suan Sunandha Rajabhat University

[2] Lecture, Department of Environmental Statistics, Faculty of Science and Technology, Suan Sunandha Rajabhat University

*[*1]Corresponding author. E-mail : kunya.bo@ssru.ac.th, kunya_tu@yahoo.com*

บทนำ

ท่ามกลางการพัฒนาของเทคโนโลยีด้านต่าง ๆ ได้เข้ามามีบทบาทต่อพฤติกรรมในการใช้ชีวิตประจำวันของคนในประเทศไทยเป็นอย่างมากรวมไปถึงการทำธุรกรรมกับธนาคารก็ได้มีการเปลี่ยนแปลงและพัฒนารูปแบบใหม่เป็นธนาคารอินเตอร์เน็ต (Internet Banking) อาจเรียกด้วยชื่ออื่น เช่น ธนาคารออนไลน์ (Online Banking), ธนาคารอิเล็กทรอนิกส์ (Electronic Banking), ธนาคารไซเบอร์ (Cyber Banking) เป็นต้น ซึ่งก็คือ การให้บริการธุรกรรมทางการเงินที่ทำได้ทุกที่ ทุกเวลา ผ่านทางอุปกรณ์อิเล็กนิกส์ เช่น คอมพิวเตอร์ โทรศัพท์มือถือ ในการทำธุรกรรมทางด้านการเงิน เช่น เช็คยอด, โอนเงิน, จ่ายบิลต่าง ๆ ได้อย่างรวดเร็ว ประหยัดเวลา โดยไม่ต้องเดินทางไปธนาคาร โดยธนาคารแห่งแรกที่ได้รับการอนุมัติให้สามารถเปิดใช้บริการธนาคารอิเล็กทรอนิกส์ คือธนาคารเอเซีย จำกัด (มหาชน) ในปี พ.ศ.2543

ธนาคารแห่งประเทศไทยได้เล็งเห็นถึงความสำคัญของการทำธุรกรรมออนไลน์ จึงได้ขยายวงเงินการโอนผ่านช่องทางออนไลน์ เพื่ออำนวยความสะดวกแก่ประชาชนที่ทำธุรกรรมผ่าน Internet Banking และ Mobile Banking จากวงเงินเดิมที่กำหนดไว้ไม่เกิน 50,000 บาทต่อรายการ เป็นไม่เกิน 699,999 บาทต่อรายการ ซึ่งเริ่มตั้งแต่เดือนตุลาคม 2561 เป็นต้นไป สำหรับการขยายวงเงินดังกล่าวเป็นผลมาจากการทำธุรกรรมโอนเงินทางอิเล็กทรอนิกส์ที่มีปริมาณเพิ่มขึ้นมาก[1] โดยธนาคารแห่งประเทศไทยพบว่าผู้ใช้บริการส่วนใหญ่นิยมใช้โทรศัพท์มือถือในการโอนเงิน โดยคิดเป็นสัดส่วนมูลค่ากว่า 81% ของมูลค่าธุรกรรมทั้งหมด และมีอัตราเติบโตเฉลี่ย 31% ต่อเดือน ซึ่งถ้าจะกล่าวในปัจจุบันแล้วนั้น ธนาคารพาณิชย์ก็จัดได้ว่าเป็นสถาบันการเงินที่มีความสำคัญเป็นอย่างยิ่งของประเทศ ทั้งนี้เพราะธนาคารพาณิชย์ นั้นถูกจัดได้ว่าเป็นแหล่งเงินกู้รายใหญ่ที่สุดของประเทศ เพื่อเพิ่มประสิทธิภาพการจัดการงานด้านเทคโนโลยีสารสนเทศของธนาคาร ให้ตอบโจทย์ กลยุทธ์ในการรักษาความสามารถด้านการแข่งขัน และเป็นผู้นำการให้บริการ ท่ามกลางการเปลี่ยนแปลง อย่างรวดเร็วของพฤติกรรมผู้บริโภค และความท้าทายจากการแข่งขันรูปแบบใหม่ในธุรกิจที่เกี่ยวข้องกับภาคการเงิน และการธนาคารที่มีเทคโนโลยีเป็นตัวนำ

ศิริเทพ จันทร์บุญแก้ว[2] ได้ทำการวิจัยเรื่อง การพยากรณ์ปริมาณสายโทรศัพท์เข้าสำหรับศูนย์บริการลูกค้าธนาคารพาณิชย์ เพื่อการพยากรณ์ปริมาณสายโทรเข้าของธนาคารพาณิชย์รายเดือนและรายวันของกลุ่มบริการ 5 กลุ่มบริการ ได้แก่ กลุ่มบริการบัตรเครดิต กลุ่มบริการอิเล็กทรอนิกส์และบัตรกดเงินสด กลุ่มบริการข้อมูลบัญชีเงินฝาก กลุ่มบริการอายัดบัญชี และกลุ่มบริการสำหรับกลุ่มลูกค้าพิเศษ ด้วยวิธีเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่าย (Simple Moving Average) วิธีปรับให้เรียบเอ็กโปเนนเชียล (Exponential Smoothing Methods) วิธีการของบอกซ์-เจนกินส์ (ARIMA) และวิธีปัจจุบันของธนาคาร ผลการวิจัยพบว่าวิธีการพยากรณ์แบบบอกซ์-เจนกินส์ให้ค่าพยากรณ์ที่ดีที่สุดเกือบทุกกรณี

ตวงพร หัชชะวนิช[3] ได้ทำการศึกษาเรื่อง การเปรียบเทียบตัวแบบการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภครายเดือนด้วยตัวแบบบอกซ์-เจนกินส์และตัวแบบปรับให้เรียบเอซ์โพเนสเชียล พบว่า ดัชนีราคาผู้บริโภคภาคใต้วิธีแบบบอกซ์-เจนกินส์ให้ผลดีกว่าวิธีปรับให้เรียบเอซ์โพเนสเชียล ส่วนภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ภาคเหนือ และข้อมูลรวมของประเทศวิธีปรับให้เรียบเอซ์โพเนสเชียลให้ผลดีกว่าวิธีแบบบอกซ์-เจนกินส์ เมื่อพิจารณาเปรียบเทียบความแม่นยำด้วยวิธี RMSE และ MAPE วรางคณา เรียนสุทธิ์และน้าอ้อย นิสัน[4] ได้ทำวิจัยเรื่องการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป โดย วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบ คูณ และวิธีการพยากรณ์รวม โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีบอกซ์- เจนกินส์ มีความถูกต้องแม่นยำ ในการพยากรณ์มากที่สุด

ดังนั้นในงานวิจัยครั้งนี้ ผู้วิจัยมุ่งศึกษาเพื่อหาเทคนิคการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับลักษณะข้อมูลจำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ต โดยหาตัวแบบอนุกรมเวลาสำหรับการพยากรณ์จำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ต และเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 2 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์–เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของโฮลท์ ซึ่งผลจากการวิจัยในครั้งนี้นอกจากจะได้ตัวแบบในการพยากรณ์ที่เหมาะสมแล้ว ทำให้ทราบถึงจำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ตที่จะเพิ่มขึ้นในอนาคต เพื่อที่ธนาคารพาณิชย์และผู้เกี่ยวข้องจะได้เตรียมความพร้อมรับมือกับการแข่งขันที่สูงขึ้น และขยายฐานลูกค้ากลุ่มใหม่ ๆ โดยเฉพาะ ลูกค้าที่จะเข้ามาสู่ผลิตภัณฑ์ internet banking ที่จะเพิ่มขึ้นในอนาคต

วิธีการศึกษา

การศึกษาวิจัยครั้งนี้เพื่อเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์จำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ต ด้วยวิธีของบอกซ์-เจนกินส์และวิธีการปรับให้เรียบแบบโฮลต์ ผู้วิจัยใช้ข้อมูลทุติยภูมิคือ จำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ตจากธนาคารแห่งประเทศไทย สืบค้นจากเว็บไซต์ https://www.

bot. or.th จำแนกเป็นรายเดือน ตั้งแต่เดือนมีนาคม พ.ศ.2553 ถึง เดือน เมษายน พ.ศ.2561 รวมทั้งสิ้น 98 เดือน โดยทำการแบ่งข้อมูลเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 เดือนมีนาคม พ.ศ.2553 ถึง เดือน เมษายน พ.ศ.2560 จำนวน 86 เดือน เพื่อนำไปสร้างตัวแบบการพยากรณ์ทั้ง 2 วิธี ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือน พฤษภาคม พ.ศ.2560 ถึง เดือน เมษายน พ.ศ.2561 จำนวน 12 เดือน ใช้เพื่อเปรียบเทียบความแม่นยำในการพยากรณ์จากตัวแบบที่สร้างโดยใช้ข้อมูลชุดที่ 1 การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์พิจารณาจากค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error : MAPE) วิธีการพยากรณ์ที่ ให้ค่า MAPE ต่ำกว่าแสดงว่าวิธีการพยากรณ์นั้นมีความแม่นยำมากกว่า ซึ่งวิธีการพยากรณ์อนุกรมเวลาทั้ง 2 วิธี มีรายละเอียด ดังนี้

วิธีของบอกซ์-เจนกินส์

วิธีของบอกซ์-เจนกินส์ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่อาศัยขบวนการสโตคาสติก (Stochastic Process) มีการกำหนดตัวแบบโดยพิจารณาจากค่าฟังก์ชันก์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function : ACF) และ ฟังก์ชันก์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function : PACF) ตามขั้นตอน[5] ดังนี้

1. ตรวจสอบอนุกรมเวลาว่ามีคุณสมบัติสเตชันนารี (Stationary Time Series) หรือไม่ ถ้าอนุกรมเวลาไม่มีคุณสมบัติสเตชันนารี (Non-Stationary Time Series) จะต้องแปลงอนุกรมเวลาดังกล่าวให้มีคุณสมบัติสเตชันนารี

2. การแปลงอนุกรมเวลาให้มีคุณสมบัติสเตชันนารี ในกรณีที่ค่าเฉลี่ยไม่คงที่หรือมีแนวโน้มจะทำการแปลงโดยการหาผลต่างของอนุกรมเวลา (Difference) ของค่าสังเกตที่อยู่ติดกัน ในกรณีที่ความแปรปรวนไม่คงที่ ให้แปลงอนุกรมเวลาเดิมด้วย ลอการิทึม ($\ln Y_t$) หรือ แปลงด้วยรากที่สอง $\sqrt{Y_t}$ หรือแปลงด้วยฟังก์ชัน $\frac{1}{Y_t}$ และ ทดสอบอนุกรมเวลามีคุณสมบัติสเตชันนารี โดยใช้การทดสอบ Unit root ด้วยวิธี augmented Dickey-Fuller (ADF)[6] and Phillips-Perron (PP)[7].

3. การกำหนดตัวแบบจะทำโดยการเปรียบเทียบลักษณะของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของตัวอย่าง (Sample Autocorrelation Function ; SACF และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของตัวอย่าง (Sample Partial Autocorrelation Function ; SPACF) ของค่าสังเกต กับลักษณะของ SACF และ SPACF ตามทฤษฎีของตัวแบบ ARIMA อันดับต่าง ๆ ซึ่งเสนอโดย Box-Jenkins (1976)

4. การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบจะใช้การวิเคราะห์ตัวเลข (Numerical Analysis) ซึ่งจะประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด โดยค่าประมาณที่ได้จะทำให้ผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อน ($\sum e_t^2$) มีค่าต่ำที่สุด

5. ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ (Diagnostic Checking) ต้องมีการตรวจสอบว่าตัวแบบที่เลือกมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาหรือไม่ โดยใช้การทดสอบวิธีของ Box-Ljung Test ซึ่งเป็นการทดสอบว่าตัวแบบที่กำหนดเหมาะสมดีแล้ว

6. เมื่อได้มีการตรวจสอบแล้วว่าอนุกรมเวลามีความเหมาะสมจะได้อนุกรมเวลา คือตัวแบบ ARIMA (p,d,q) มีรูปแบบดังนี้

$$\phi_p (B)(1-B)^d Z_t = \theta_0 + \theta_q (B) a_p$$

เมื่อ $\phi_p (B) = 1-\phi_1 B - \phi_2 B^2 - \ldots \phi_p B^p$

$\theta_q (B) = 1-\theta_1 B - \theta_2 B^2 - \ldots \theta_q B^q$

θ_0 = ค่าคงที่

$\phi_1, \phi_2, \ldots, \phi_p$ คือ สัมประสิทธิ์การถดถอย (Autoregressive Coefficients)

$\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_q$ คือ สัมประสิทธิ์ค่าเฉลี่ย (Moving Average Coefficients)

B คือ ตัวดำเนินการถอยหลังเวลา (Backward Shift Operator) นั่นคือ $B_m Y_t = Y_{t-m}$

d คือ จำนวนครั้งของการทำผลต่างเพื่อให้อนุกรมเวลา $\{Z_t\}$ เป็นอนุกรมเวลาที่อยู่ในสาวะคงที่ในค่าเฉลี่ย

p คือ อันดับของตัวแบบการถดถอย

q คือ อันดับของตัวแบบค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่

a_t คือ ตัวแปรสุ่มอิสระและมีการแจกแจงปกติ ซึ่งมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนคงที่ให้เท่ากับ σ^2_a

การพยากรณ์ด้วยวิธีของโฮลต์

พิจารณาส่วนประกอบของอนุกรมเวลา ว่ามีอิทธิพลของแนวโน้มและฤดูกาลหรือไม่ โดยการทดสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีส่วนประกอบของค่าแนวโน้มหรือไม่ ใช้สถิติทดสอบรัน (Run test) และ มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาลหรือไม่ โดยใช้สถิติทดสอบ Kruskal-Wallis

วิธีของโฮลต์เป็นวิธีการปรับให้เรียบที่เหมาะกับข้อมูลที่มีลักษณะเป็นแนวโน้มเชิงเส้นตรงมีค่าคงที่สำหรับปรับระดับ 2 ค่า คือ α และ β (มีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1)[8] ดังสมการ

สมการแสดงค่าปรับให้เรียบ

$$I_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)(I_{t-1} + b_{t-1})$$

สมการแสดงค่าแนวโน้ม

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

สมการแสดงค่าพยากรณ์ล่วงหน้า h คาบ

$\hat{y}_{t+h} = l_t + p_t h$

โดยที่

L_t = ระดับของข้อมูลที่เวลา t

α = ค่าคงที่ทำให้เรียบสำหรับข้อมูล ($0 < \alpha < 1$)

y_t = ค่าของข้อมูลจริง ณ ช่วงเวลา t

β = ค่าคงที่ทำให้เรียบสำหรับตัวประมาณแนวโน้ม ($0 < \alpha < 1$)

T_t = ความชันของข้อมูล

h = คาบเวลาที่ต้องการพยากรณ์ล่วงหน้า

$\hat{y}_{t+h}$ = ค่าพยากรณ์ล่วงหน้า h คาบ

การเปรียบเทียบประสิทธิภาพวิธีการพยากรณ์

การเปรียบเทียบประสิทธิภาพวิธีการ พยากรณ์ ในการศึกษาครั้งนี้ เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 2 วิธีดังกล่าว โดยพิจารณาจากค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error : MAPE) ซึ่งการวัดความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์ ค่า MAPE นี้ไม่มีหน่วย และมีค่าเป็นบวกเสมอ คำนวณได้ดังนี้จากสูตร

$$MAPE = \frac{\sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_i} \right| \times 100}{n_2}$$

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\hat{y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

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

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

เลือกตัวแบบพยากรณ์ของแต่ละวิธีที่มีค่า MAPE ต่ำที่สุด เป็นตัวแบบที่ดีที่สุด

ผลการศึกษา

การวิเคราะห์หตัวแบบการพยากรณ์จำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ต จำแนกเป็นรายเดือน ตั้งแต่เดือนมีนาคม พ.ศ.2553 ถึง เดือน เมษายน พ.ศ.2561 รวมทั้งสิ้น 98 เดือน โดยทำการแบ่งข้อมูลเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 เดือนมีนาคม พ.ศ.2553 ถึง เดือน เมษายน พ.ศ.2560 จำนวน 86 เดือน เพื่อนำไปสร้างตัวแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีของบอกซ์-เจนกินส์และวิธีของโฮลต์ ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนพฤษภาคม พ.ศ.2560 ถึง เดือน เมษายน พ.ศ.2561 จำนวน 12 เดือน ผู้วิจัยได้วิเคราะห์และนำเสนอแบ่งเป็น 3 ตอน ดังนี้

ตอนที่ 1 ผลการวิเคราะห์ตัวแบบการพยากรณ์จำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ต ด้วยวิธีของบอกซ์-เจนกินส์

(1) ตรวจสอบอนุกรมเวลาว่ามีคุณสมบัติสเตชันนารี (Stationary) หรือไม่ พบว่า จาก Figure 1 กราฟจำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ตมีแนวโน้มเชิงเส้น หรืออยู่ในภาวะค่าเฉลี่ยไม่คงที่ และ SACF ของจำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ตลดลงช้า จึงแปลงข้อมูลโดยการหาผลต่างอันดับที่ 1

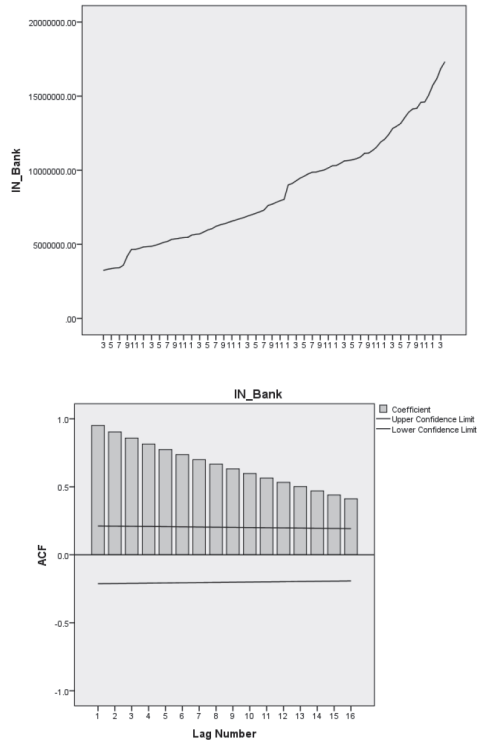

Figure 1 Movement of number of customer accounts that use the service internet banking from March 2010 to April 2017and SACF graph of number of customer accounts that use the service internet banking.

(2) การแปลงอนุกรมเวลาให้มีคุณสมบัติ สเตชันนารี จากนั้นสร้างกราฟของจำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ต เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ดัง Figure 2 แสดงความแปรปรวนไม่คงที่ชัดเจน เพราะฉะนั้นจึงแปลงข้อมูลด้วยฟังก์ชันลอการิทึม

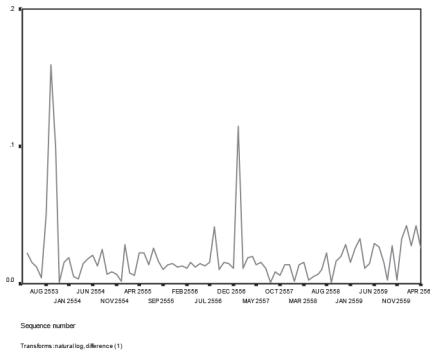

Figure 2 Number of customer accounts that use the service internet banking when transform by the first difference.

Table1 Unit Root Test for Naira-Dollar Exchange Rate.

Data	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	t - statistic	Prob.
Number of customer accounts that use the service internet banking	-6.433***	.000

*** The mean difference is significant at the 0.01 level.

จากผลการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller ของข้อมูลจำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ตเมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 และแปลงข้อมูลด้วยฟังก์ชันลอการิทึม สามารถสรุปได้ว่าข้อมูลมีคุณสมบัติสเตชันนารี (Stationary Time Series)

(3) การกำหนดตัวแบบโดยพิจารณาจากกราฟ SACF และ SPACF ของอนุกรมเวลาที่สเตชันนารีแล้ว ดัง Figure 3 พบว่าตัวแบบที่เหมาะสมคือ ARIMA (0,1,1)

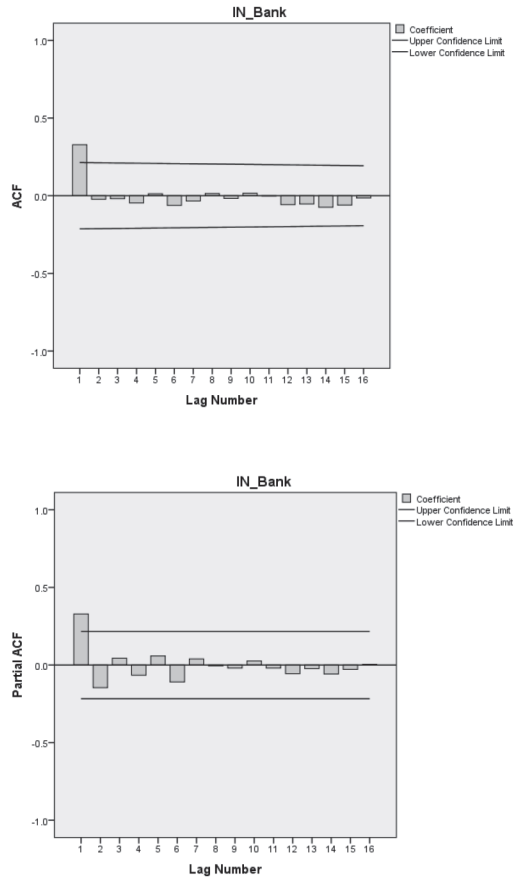

Figure 3 SACF and SPACF graph of number of customer accounts that use the service internet bankingwhen transform by the first difference.

(4) การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จากตารางที่ 2 ค่าประมาณของพารามิเตอร์ตัวแบบ เท่ากับ 0.813ซึ่งค่าแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ ($p< 0.05$) ดังนั้นสมการพยากรณ์ได้ดังนี้

$$(1-B)\ln Z_t = \theta_0 + (1-\theta B)a_t$$

$$\ln Z_t = \theta_0 + \ln Z_t + a_t - \theta a_{t-1}$$

$$\ln Z_t = 0.0197 + \ln Z_t + a_t + 0.4034 a_{t-1}$$

Table 2 Parameters estimator in ARIMA (0,1,1) of customer accounts that use the service internet banking.

Variable	Coefficient	T-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.4034	-4.0049	.0001
Constant	0.0197	6.0427	.0000
Log Likelihood	206.6081		
Standard error	0.0215		
Aic	-409.2162		
Sbc	-404.3309		

(5) ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ พิจารณา SACF ของความคลาดเคลื่อนจาก Figure 4 พบว่าฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนทั้ง 16 lag อยู่ภายในขอบเขตช่วงความเชื่อมั่นร้อยละ 95 และ ค่าทดสอบสถิติ Box – Ljung Chi-square = 2.828 ค่า P-Value = 1.00 ซึ่งมากกว่า 0.05 สรุปได้ว่าตัวแบบ ARIMA (0,1,1) มีความเหมาะสม

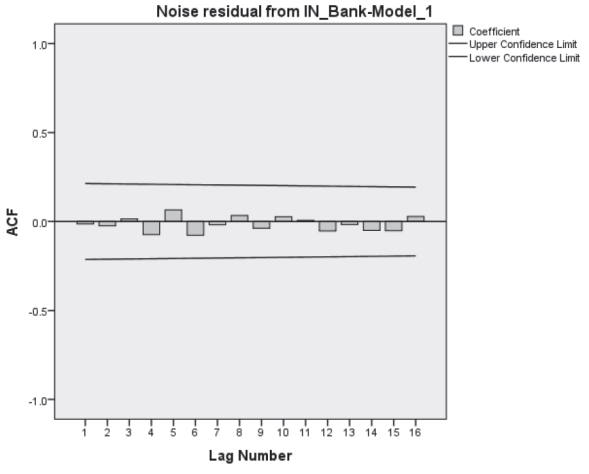

Figure 4 Movement of SACF graph.

Table 3 Results of trend and season test in time series of customer accounts that use the service internet banking.

เดือน/ปี	จำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ตจริง	จำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ต	
		วิธีบอกซ์-เจนกินส์	วิธีโฮลต์
พ.ค.-60	17,921,942	17,650,077	17,757,928
มิ.ย.-60	18,523,590	18,001,695	18,193,934
ก.ค.-60	18,600,781	18,360,317	18,629,940
ส.ค.-60	19,070,332	18,726,084	19,065,945
ก.ย.-60	19,084,612	19,099,138	19,501,951
ต.ค.-60	19,417,684	19,479,623	19,937,957
พ.ย.-60	19,827,422	19,867,688	20,373,963
ธ.ค.-60	20,466,619	20,263,484	20,809,969
ม.ค.-61	20,657,240	20,667,165	21,245,975
ก.พ.-61	21,036,412	21,078,888	21,681,981
มี.ค.-61	21,556,193	21,498,813	22,117,986
เม.ย.-61	21,958,420	21,927,103	22,553,992
MAPE		0.81	1.95

จาก Table 3 ผลการวิเคราะห์การเปรียบเทียบความแม่นยำของการพยากรณ์จำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ต พบว่าวิธีของบอกซ์-เจนกินส์มีค่า MAPE ต่ำกว่าวิธีของโฮลต์

วิจารณ์ผล

ผลการวิเคราะห์การเปรียบเทียบความแม่นยำของการพยากรณ์จำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ต พบว่าวิธีของบอกซ์-เจนกินส์มีค่า MAPE ต่ำกว่าวิธีของโฮลต์ และเมื่อนำข้อมูลชุดที่ 2 ที่แบ่งไว้จำนวน 12 ค่า ไปรวมกับอนุกรมเวลาชุดที่ 1 แล้ว หาตัวแบบที่เหมาะสมใหม่ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ พบว่าตัวแบบที่เหมาะสมยังคงเป็นตัวแบบเดิมคือ ARIMA(0,1,1) โดยที่ค่าพารามิเตอร์ เปลี่ยนแปลงไปจากเดิมเล็กน้อย ได้สมการ คือ

$$\ln Z_t = 0.0197 + \ln Z_t + a_t + 0.4034a_{t-1}$$

สำหรับผู้ที่สนใจศึกษาเพื่อพยากรณ์จำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ตครั้งต่อไป อาจจะใช้วิธีการพยากรณ์ที่ได้ในครั้งนี้เปรียบเทียบกับวิธีการพยากรณ์แบบอื่น เช่น วิธีการพยากรณ์รวม การวิเคราะห์อินเตอร์เวนชัน วิธีการวิเคราะห์การถดถอย เป็นต้นในการศึกษาเพิ่มเติม

สรุปผล

การเปรียบเทียบประสิทธิภาพวิธีการพยากรณ์จำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ต ตั้งแต่เดือน พฤษภาคม พ.ศ.2560 ถึง เดือน เมษายน พ.ศ.2561 จำนวน 12 เดือน โดยใช้การพยากรณ์ 2 วิธี คือวิธีของบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีของโฮลต์ พิจารณาเปรียบเทียบความแม่นยำจากค่าเฉลี่ยของเปอร์เซ็นต์สัมบูรณ์ของค่าความคลาดเคลื่อน (Mean Absolute Percentage Error : MAPE) ต่ำที่สุด พบว่า วิธีที่เหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์จำนวนบัญชีผู้ใช้บริการธนาคารทางอินเตอร์เน็ต คือวิธีของบอกซ์-เจนกินส์ เนื่องจากมีค่าค่าเฉลี่ยของเปอร์เซ็นต์สัมบูรณ์ของค่าความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 0.81 ซึ่งมีค่าต่ำกว่าวิธีของโฮลต์ มีค่าค่าเฉลี่ยของเปอร์เซ็นต์สัมบูรณ์ของค่าความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 1.95

เอกสารอ้างอิง

1. THE STANDARD TEAM.(2018).THE STANDARD. Retrieved Dec 18, 2015, from https://thestandard.co/extend-online-transfer-limit-to-699999/
2. ศิริเทพ จันทร์บุญแก้ว. การพยากร์ปริมาณสายโทรศัพท์เข้าสำหรับศูนย์บริการลูกค้าธนาคารพาณิชย์. วิทยานิพนธ์วิศวกรรมศาสตรมหาบัณฑิต จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย: 2560.
3. ตวงพร หัชชะวนิช.การเปรียบเทียบตัวแบบการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภครายเดือนด้วยตัวแบบบอกซ์-เจนกินส์และตัวแบบปรับให้เรียบเอซ์โพเนสเชียล. วารสารวิชาการมหาวิทยาลัยหอการค้าไทย 2556; 33(2):100-113.
4. วรางคณา เรียนสุทธิ์ และ น้าอ้อย นิสัน. การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป.วารสารมหาวิทยาลัยนเรศวร: วิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี ; 2017 : 25(2)
5. Hanke, J. E., Wichern, D. W., & Reitsch, A. G.. Business forecasting (7th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.2001.
6. Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1981), Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica, 49(4), 1057-1072.
7. Phillips, P.C.B., Perron, P. (1998), Testing for a unit root in time series regression. Biometrika, 75, 335-346.
8. Wei, W.W.S. (2006). Time Series Analysis: univariate and multivariate methods,2nd edn. Pearson Addison Wesley, New York.