

การพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าสำหรับบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือน กรณีศึกษา: พื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา

ญาดา พรภักดี* ณรงค์ศักดิ์ บุญศรี วาสนา ม่วงกระโทก และ ปารีชาติ จุลพล
สาขาวิชาสถิติประยุกต์ คณะวิทยาศาสตร์และศิลปศาสตร์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน

* ผู้นิพนธ์ประสานงาน โทรศัพท์ 08 9620 9407 อีเมล: yada.po@rmuti.ac.th DOI: 10.14416/j.kmutnb.2022.10.008

รับเมื่อ 30 เมษายน 2564 แก้ไขเมื่อ 7 กรกฎาคม 2564 ตอรับเมื่อ 9 กรกฎาคม 2564 เผยแพร่ออนไลน์ 12 ตุลาคม 2565

© 2023 King Mongkut's University of Technology North Bangkok. All Rights Reserved.

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาและเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์สำหรับการพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือน กรณีศึกษา: พื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา โดยใช้ข้อมูลจากสำนักงานสถิติจังหวัดนครราชสีมา ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2556 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2563 จำนวน 90 ค่า โดยแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2556 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2562 จำนวน 78 ค่า เพื่อนำมาสร้างตัวแบบ โดยในงานวิจัยนี้ใช้ตัวแบบการพยากรณ์ 3 ตัวแบบ คือ ตัวแบบอาร์มีมา ตัวแบบวินเทอร์เชิงคุณ และตัวแบบแยกส่วนประกอบ สำหรับข้อมูลชุดที่ 2 ใช้ในการเปรียบเทียบและตรวจสอบความแม่นยำ เพื่อคัดเลือกตัวแบบที่เหมาะสมที่สุด โดยใช้ข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2562 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2563 จำนวน 12 ค่า และเกณฑ์ที่ใช้ในการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ของแต่ละตัวแบบคือ เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ผลการศึกษาพบว่า ตัวแบบวินเทอร์เชิงคุณเหมาะสมกับการพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าบ้านที่อยู่อาศัย โดยเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2564 มีปริมาณการใช้ไฟฟ้ามากที่สุดถึง 30,990,834.92 กิโลวัตต์/ชั่วโมง และเดือนกุมภาพันธ์ พ.ศ. 2564 มีปริมาณการใช้ไฟฟ้าต่ำที่สุด เท่ากับ 19,452,248.85 กิโลวัตต์/ชั่วโมง

คำสำคัญ: การพยากรณ์ ตัวแบบอาร์มีมา ตัวแบบวินเทอร์เชิงคุณ ตัวแบบแยกส่วนประกอบ ปริมาณการใช้ไฟฟ้า



Forecasting of Electricity Consumption for Residential Houses Monthly Case Study: Muang District, Nakhon Ratchasima Province

Yada Pornpakdee*, Narongsak Boonsri, Wasana Mungkrathok and Parichat Jullapol

Department of Applied Statistics, Faculty of Sciences and Liberal Arts, Rajamangla University of Technology Isan, Nakhon Ratchasima, Thailand

* Corresponding Author, Tel. 08 9620 9407, E-mail: yada.po@rmuti.ac.th DOI: 10.14416/j.kmutnb.2022.10.008

Received 30 April 2021; Revised 7 July 2021; Accepted 9 July 2021; Published online: 12 October 2022

© 2023 King Mongkut's University of Technology North Bangkok. All Rights Reserved.

Abstract

The purpose of this research is to study and compare forecasting methods for forecasting monthly electricity consumption of residential houses at Muang District, Nakhon Ratchasima. Data during January 2013 to June 2020 from Nakhon Ratchasima Provincial Statistical Office was collected with the amount of 90 values. The researcher divided the data into 2 sets. The first data set from January 2013 to June 2019 of 78 values was used to prepare three forecast models, i.e. the ARIMA model, the Multiplicative Winter model, and the Decomposition model. The second data set from July 2019 to June 2020 of 12 value was used to compare and verify the accuracy to select the most suitable criteria to compare and forecast errors of each model which are Mean Absolute Percentage Error (MAPE) and Root Mean Square Error (RMSE). The results of the study showed that the Multiplicative Winter model is suitable for forecasting residential household electricity consumption. The highest electricity consumption was in May 2021 of 30,990,834.92. KW / hour while the lowest electricity consumption was in February, 2021 of 19,452,248.85. KW/hour.

Keywords: Forecasting, ARIMA Model, Multiplicative Winter Model, Decomposition Model, Electricity Consumption

Please cite this article as: Y. Pornpakdee, N. Boonsri, W. Mungkrathok, and P. Jullapol, "Forecasting of electricity consumption for residential houses monthly case study: Muang district, Nakhon Ratchasima province," *The Journal of KMUTNB*, vol. 33, no. 2, pp. 563–574, Apr.–Jun. 2023 (in Thai).

1. บทนำ

ปัจจุบันการขยายตัวทางด้านการค้าและการพาณิชย์ได้มีการขยายตัวจากเมืองหลวงไปยังหัวเมืองต่างๆ ซึ่งไม่ได้รวมตัวอยู่ที่เมืองหลวงอีกต่อไป การลงทุนของภาครัฐ เอกชน และรัฐวิสาหกิจ ได้ขยายตัวออกมาสู่หัวเมืองของแต่ละภูมิภาคมากขึ้น ซึ่งจังหวัดนครราชสีมาถือเป็นอันดับต้นๆ ของภาคที่กำลังเป็นเมืองเปิดที่พร้อมรองรับการขยายตัวและโครงการขนาดใหญ่อีกหลายโครงการ จึงทำให้เหล่านักลงทุนทั้งภาครัฐ เอกชน และรัฐวิสาหกิจ ได้เข้ามากว้านซื้อที่ดินและเข้ามาลงทุนในโครงสร้างพื้นฐานอย่างถนนและทางรถไฟ รวมไปถึงสิ่งอำนวยความสะดวกสบายอย่างห้างสรรพสินค้า ปลีกส่งยักษ์ใหญ่และด้านอสังหาริมทรัพย์ [1]

เนื่องจากจังหวัดนครราชสีมาเป็นเมืองที่มีพื้นที่มากที่สุด ในประเทศไทยและมีจำนวนประชากรมากเป็นอันดับ 2 ของประเทศ [2] จะเห็นได้จากการเพิ่มของจำนวนประชากรและการขยายตัวของเศรษฐกิจได้ดำเนินไปตลอดเวลา ในช่วงระยะเวลา 1-2 ปี มานี้พบว่า ในพื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา มีการเติบโตทางด้านที่อยู่อาศัย ธุรกิจ และโรงงานอุตสาหกรรมมากขึ้นตามไปด้วย ดังนั้นสิ่งเหล่านี้ถือเป็นสาธารณูปโภคและบริโภคที่ต้องใช้ไฟฟ้าในการขับเคลื่อนกระบวนการผลิต ซึ่งพลังงานไฟฟ้าเป็นสิ่งจำเป็นในการดำรงชีวิตประจำวัน และเป็นสิ่งสำคัญพื้นฐานในการขับเคลื่อนทางเศรษฐกิจ [3] แต่เนื่องจากไฟฟ้าเป็นสิ่งที่ไม่สามารถกักเก็บได้เหมือนถ่านหินหรือน้ำมัน ดังนั้นจึงจำเป็นที่จะต้องมีการวางแผนผลิตพลังงานไฟฟ้าให้เพียงพอต่อความต้องการของผู้บริโภค ทั้งนี้ถ้าการพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าที่ต่ำกว่าความเป็นจริงจะส่งผลให้ไฟฟ้าไม่เพียงพอต่อความต้องการของผู้บริโภค เกิดปัญหาไฟตกและไฟดับ ซึ่งส่งผลกระทบต่อโรงงานอุตสาหกรรม ธุรกิจและบริการรวมถึงบ้านเรือนของประชาชนในจังหวัด แต่ถ้าหากพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าสูงกว่าความเป็นจริงจะทำให้มีการวางแผนผลิตพลังงานไฟฟ้าที่มากเกินไป [4] ทำให้เกิดผลเสียตามมาคือ รัฐบาลจะต้องสิ้นเปลืองงบประมาณในการจัดหาเชื้อเพลิงที่ใช้ในการผลิตกระแสไฟฟ้า ทำให้ค่าใช้จ่ายในการผลิตกระแสไฟฟ้าสูงเกินความจำเป็น โดยการจัดทำค่าพยากรณ์ความต้องการ

ใช้ไฟฟ้าจะมีความน่าเชื่อถือต้องอาศัยวิธีการพยากรณ์ที่มีความแม่นยำ หากนำเทคนิคการพยากรณ์อนุกรมเวลา มาช่วยพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าสำหรับบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือน กรณีศึกษา: พื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา ได้จะทำให้ทราบถึงแนวโน้มความต้องการใช้ไฟฟ้าในอนาคต

ซึ่งคณะผู้วิจัยได้ศึกษางานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับการพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าพบว่า มีการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าจากมหาวิทยาลัยราชภัฏอุบลราชธานี กับตัวแบบ 3 วิธี ได้แก่ วิธีการพยากรณ์ด้วยวิธีของวินเทอร์ วิธีการพยากรณ์ของบอซ-เจนกินส์ แบบฤดูกาล และวิธีการพยากรณ์รวม โดยใช้ข้อมูลรายเดือนของมหาวิทยาลัย ผลการศึกษาพบว่า ตัวแบบการพยากรณ์ของบอซ-เจนกินส์ แบบมีฤดูกาลเป็นตัวแบบที่มีค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ต่ำที่สุด ดังนั้น ตัวแบบวิธีการพยากรณ์ของบอซ-เจนกินส์ แบบฤดูกาล จึงเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่สุด [5] นอกจากนี้ได้มีการพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าของประเทศไทย โดยใช้ตัวแบบ SARIMA และตัวแบบการถดถอยที่มีความคลาดเคลื่อนเป็นตัวแบบ ARIMA โดยใช้ข้อมูลรายเดือน ผลการศึกษาพบว่า ตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าของประเทศไทยคือ ตัวแบบการถดถอยที่มีความคลาดเคลื่อนเป็นตัวแบบ ARIMA (2,(6,20)) โดยตัวแบบที่ได้มีค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ล่วงหน้าเมื่อวัดด้วยค่า MAPE ต่ำที่สุดเท่ากับ 1.7898% [6] และการพยากรณ์ปริมาณหน่วยจำหน่ายไฟฟ้าจังหวัดพิษณุโลก ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาคือ ข้อมูลปริมาณหน่วยจำหน่ายไฟฟ้ารายเดือน โดยศึกษาตัวแบบการพยากรณ์ ด้วยวิธีการปรับให้เรียบแบบฮอลท์ วินเทอร์เชิงคูณ และวิธีบอซ-เจนกินส์ และเปรียบเทียบ ตัวแบบสำหรับการพยากรณ์ โดยใช้ค่าความคลาดเคลื่อน กำลังสองเฉลี่ย (MSE) น้อยที่สุด ผลการศึกษาพบว่าวิธีบอซ-เจนกินส์ เป็นวิธีที่เหมาะสมที่สุด สำหรับการพยากรณ์ปริมาณหน่วยจำหน่ายไฟฟ้า มีตัวแบบ ARIMA (1,1,1)(0,1,1)₁₂ [7]

ดังนั้นคณะผู้วิจัยจึงสนใจและต้องการที่จะพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าสำหรับบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือน กรณีศึกษา: พื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา โดยการเปรียบเทียบ



ตัวแบบพยากรณ์ 3 ตัวแบบ ได้แก่ ตัวแบบอาร์มา ตัวแบบวินเทอร์ และตัวแบบวิธีการแยกส่วนประกอบ เพื่อทำการคัดเลือกตัวแบบที่ดีที่สุดและพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าในอนาคตจะเพิ่มขึ้นหรือลดลงและมีปริมาณเท่าใด ซึ่งจะเป็นประโยชน์ต่อการไฟฟ้าส่วนภูมิภาคเขต 3 ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ จังหวัดนครราชสีมา และนำไปวางแผนการผลิตไฟฟ้าให้เพียงพอต่อความต้องการใช้ไฟฟ้าของผู้บริโภคในอำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา ต่อไป

2. วัสดุ อุปกรณ์และวิธีการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการใช้ไฟฟ้าสำหรับบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือน กรณีศึกษา: พื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนจากสำนักงานสถิติจังหวัดนครราชสีมา ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2556 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2563 จำนวน 90 ค่า ได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2556 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2562 จำนวน 78 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด ได้แก่ วิธีบอซ-เจนกินส์ วิธีวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2562 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2563 จำนวน 12 ค่า สำหรับการตรวจสอบความแม่นยำ (Accuracy) ของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด โดยแบ่งวิธีการสร้างตัวแบบออกเป็น 3 วิธี พร้อมทั้งวิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ ได้แก่ Microsofe Excel, SPSS และ EViews แสดงรายละเอียดได้ดังนี้

2.1 ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอซ-เจนกินส์

วิธีการพยากรณ์ ARIMA เป็นวิธีการพยากรณ์ของบอซ-เจนกินส์ ด้วยตัวแบบอาร์มา มีชื่อเต็มว่า Autoregressive Integrated Moving Average วิธีนี้เป็นวิธีการเลือกตัวแบบเพื่อใช้ในการพยากรณ์ จากการนำอนุกรมเวลามาพิจารณากราฟฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function;

ACF) และกราฟฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function; PACF) และตัวแบบที่ได้อาจมีได้มากกว่า 1 ตัวแบบ โดยอนุกรมเวลามีลักษณะคงที่คือ มีค่าเฉลี่ยคงที่ และความแปรปรวนคงที่ หากอนุกรมเวลาไม่มีลักษณะคงที่อาจจะเป็นข้อมูลที่มีแนวโน้มหรือความผันแปรตามฤดูกาลต้องทำให้ข้อมูลนั้นมีลักษณะคงที่ก่อนโดยการหาผลต่าง หรือการเปลี่ยนแปลงโดยลอการิทึม [8] ซึ่งตัวแบบอาร์มา $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_{s=12}$ สามารถแสดงตัวแบบได้ดังสมการที่ (1)

$$\begin{aligned} \phi_p(B)\Phi_P(B^S)(1-B)^d(1-B^L)^D \\ Y_t = \delta + \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)\varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

เมื่อ $\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$ แทน ตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ p (Non - Seasonal Autoregressive Operator of Order p ; AR(p))

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

$(1 - B)^d$ แทน ลำดับที่ d ของการหาผลต่างไม่มีฤดูกาล $(1 - B^S)^D$ แทน ลำดับที่ D ของการหาผลต่างมีฤดูกาล

$\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)$ แทน ตัวดำเนินการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ q (Non - Seasonal Moving Average Operator of Order q ; MA(q))

$\Theta_Q(B^S) = (1 - \Theta_1 B^S - \Theta_2 B^{2S} - \dots - \Theta_Q B^{QS})$ แทน ตัวดำเนินการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาลอันดับที่ Q (Seasonal Moving Average Operator of Order Q ; SMA(Q))

$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_Q(B^S)$ แทน ค่าคงที่ โดยที่ μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะคงที่ (Stationary)

Y แทน อนุกรมเวลา ณ เวลา t

t แทน ช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n

n แทน จำนวนข้อมูลในอนุกรมชุดที่ 1

S แทน จำนวนฤดูกาล

B แทน ตัวดำเนินการถอยหลัง (Backward Operator)

เมื่อ $B^S Y_t = Y_{t-S}$

ε_t แทน อนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

2.2 ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์

วิธีการพยากรณ์ของวินเทอร์ เป็นวิธีการที่ใช้ในการพยากรณ์ระยะสั้นจนถึงปานกลางเป็นวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวทั้งจากแนวโน้มและส่วนประกอบของฤดูกาล ทั้งนี้ไม่จำกัดว่าจะเป็นตัวแบบฤดูกาลเชิงบวกหรือตัวแบบฤดูกาลเชิงคูณ โดยตัวแบบพยากรณ์อาจอยู่ในรูปแบบบวกหรือรูปแบบคูณขึ้นอยู่กับลักษณะการกระจายของอนุกรมเวลา [9] สำหรับการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้วิธีการปรับให้เรียบเอกซ์โพเนนเชียล ด้วยวิธีของวินเทอร์แบบคูณ เนื่องจากอนุกรมเวลาปริมาณการใช้ไฟฟ้าสำหรับบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือนกรณีศึกษา: พื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา ของข้อมูลชุดที่ 1 ในช่วงเดือนมกราคม พ.ศ. 2556 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2562 มีความผันแปรตามฤดูกาลตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ตัวแบบแสดงดังสมการที่ (2) และสมการการพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3)

$$Y_t = (\beta_0 + \beta_1 t) S_t \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\hat{Y}_{t+m} = \begin{cases} (a_t + b_t(m)) \hat{S}_t & ; t \leq S \\ (a_t + b_t(m)) \hat{S}_{t-S+m} & ; t > S \end{cases} \quad (3)$$

เมื่อ Y_t แทน อนุกรมเวลา ณ เวลา t

β_0, β_1 และ S_t แทน พารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาลตามลำดับ

\hat{Y}_{t+m} แทน ค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t + m$ โดยที่ m แทน จำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า

a_t, b_t และ \hat{S}_t แทน ค่าประมาณ ณ เวลาที่ t ของพารามิเตอร์ β_0, β_1 และ S_t ตามลำดับ

$$a_t = \begin{cases} \alpha \frac{Y_t}{\hat{S}_t} + (1-\alpha)[a_{t-1} + b_{t-1}] & ; t \leq S \\ \alpha \frac{Y_t}{\hat{S}_{t-S}} + (1-\alpha)[a_{t-1} + b_{t-1}] & ; t > S \end{cases}$$

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

$$\hat{S}_t = \delta\left(\frac{Y_t}{a_t}\right) + (1-\delta)\hat{S}_{t-S}$$

เมื่อ α, β และ δ แทน ค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าระดับความชันและฤดูกาล โดยมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

t แทน ช่วงเวลาซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_1 โดยที่ n_1 แทน จำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

S แทน จำนวนฤดูกาล

2.3 ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีแยกส่วนประกอบ

วิธีแยกส่วนประกอบเป็นวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่น่าสนใจการแยกแต่ละส่วนประกอบของอนุกรมเวลาออกจากกันและอธิบายแต่ละส่วนประกอบในเทอมของสมการแต่ละส่วนประกอบที่แยกออกมาได้จะทำให้เห็นลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาแต่ละส่วนอย่างชัดเจน สำหรับการวิจัยครั้งนี้จะสร้างตัวแบบโดยวิธีสัดส่วนกับค่าแนวโน้มฤดูกาลแบบคูณ [10] เนื่องจากอนุกรมเวลาปริมาณการใช้ไฟฟ้าสำหรับบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือนกรณีศึกษา: พื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา ของข้อมูลชุดที่ 1 ในช่วงเดือนมกราคม พ.ศ. 2556 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2562 มีความผันแปรตามฤดูกาลตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ตัวแบบแสดงดังสมการที่ (4) และสมการการพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (5)

$$Y_t = \beta_0 \beta_1' S_t \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\hat{Y}_t = b_0 b_1' \hat{S}_t \quad (5)$$

เมื่อ Y_t แทน อนุกรมเวลา ณ เวลา t

β_0, β_1' และ S_t แทน พารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตาม



ฤดูกาล ตามลำดับ

ε_t แทน อนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อน

\hat{Y}_t แทน ค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

b_0, b_1' และ S_t แทน ค่าประมาณ ณ เวลาที่ t ของ พารามิเตอร์ β_0, β_1' และ S_t ตามลำดับ

t แทน ช่วงเวลาซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_1 โดยที่ n_1 แทน จำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

2.4 เกณฑ์การวัดความแม่นยำของการพยากรณ์

เกณฑ์การวัดความแม่นยำของการพยากรณ์จะใช้หาความคลาดเคลื่อนที่เกิดขึ้นระหว่างค่าจริงกับค่าที่ได้จากการพยากรณ์ โดยค่าความคลาดเคลื่อนจะต้องมีค่าน้อยที่สุด ซึ่งในงานวิจัยนี้เลือกใช้เกณฑ์ *MAPE* เนื่องจากเป็นตัวชี้วัดที่สามารถเปรียบเทียบค่าให้อยู่ในรูปเปอร์เซ็นต์ ซึ่งสามารถคำนวณได้จากสมการที่ (6) ดังนี้

$$MAPE = \frac{\sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right|}{n} \times 100 \tag{6}$$

เมื่อ Y_t แทน ค่าจริงของอนุกรมเวลา ณ เวลา t

\hat{Y}_t แทน ค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

n แทน จำนวนข้อมูลที่นำมาพยากรณ์

เกณฑ์ *RMSE* เป็นวิธีการวัดค่าความคลาดเคลื่อนที่เกิดขึ้นระหว่างค่าจริงกับค่าที่ได้จากการพยากรณ์ หากค่า *RMSE* มีค่าน้อยแสดงว่าแบบจำลองสามารถประมาณค่าใกล้เคียงกับค่าจริง ซึ่งหน่วยค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จะมีค่าหน่วยเดียวกับค่าพยากรณ์ สามารถคำนวณได้จากสมการที่ (7) ดังนี้

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{Y}_t)^2}{n}} \tag{7}$$

เมื่อ Y_t แทน ค่าจริงของอนุกรมเวลา ณ เวลา t

\hat{Y}_t แทน ค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

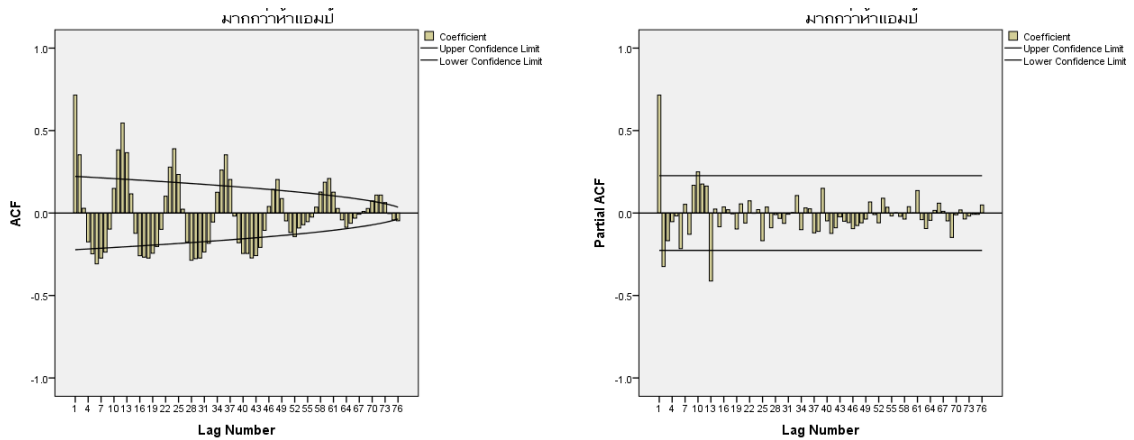
n แทน จำนวนข้อมูลที่นำมาพยากรณ์

3. ผลการทดลอง

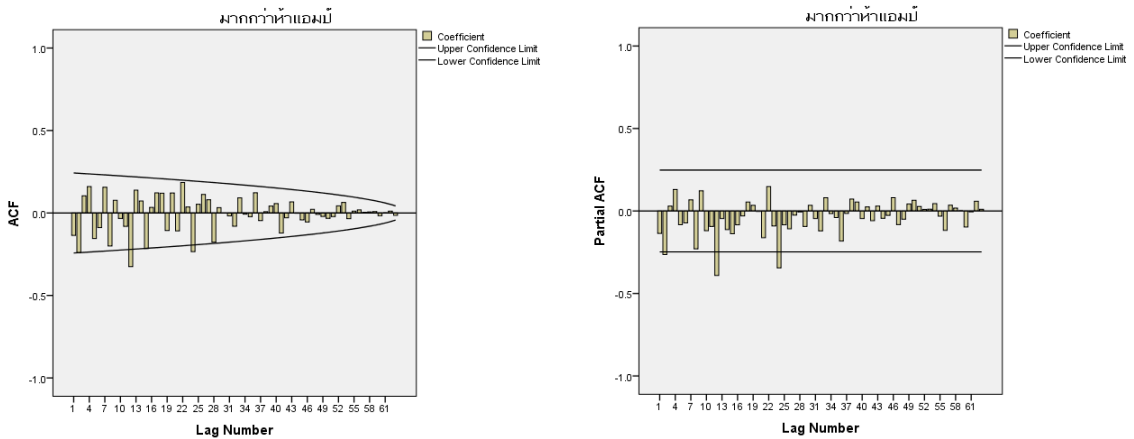
3.1 ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา ชุดที่ 1 สำหรับปริมาณการใช้ไฟฟ้าบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือนกรณีศึกษา: พื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2556 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2562 จำนวน 78 ค่า พบว่า อนุกรมเวลาของชุดข้อมูลมีแนวโน้มที่เพิ่มขึ้นเล็กน้อยแต่มีความผันแปรตามฤดูกาลเพิ่มขึ้นตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไปจากกราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลายังไม่คงที่ ดังนั้นจึงทำการแปลงข้อมูลด้วยวิธี Natural Log 1 ครั้ง ($d = 1, D = 1, s = 12$) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังรูปที่ 2 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบแรกของการพยากรณ์โดยพิจารณาจากกราฟ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์แสดงดังตารางที่ 1 โดยพารามิเตอร์ทุกตัวให้ค่า Sig. < 0.05 และค่าสถิติ Ljung-Box Q ของตัวแบบมีความเหมาะสม ดังนั้นตัวแบบที่ดีที่สุดคือ ARIMA (0, 1, 0) (2, 1, 0)12 ไม่มีพจน์ค่าคงที่ เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ มีคุณสมบัติครบทุกข้อตามทฤษฎี คือ การแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.098, p\text{-value} = 0.198$) มีความเป็นอิสระกัน (Runs - Test = -0.373, $p\text{-value} = 0.709$) ค่าเฉลี่ยไม่แตกต่างจากศูนย์ ($t = 0.088, p\text{-value} = 0.930$) และความแปรปรวนคงที่ (Levene's $s = 1.526, p\text{-value} = 0.150$) ซึ่งสามารถเขียนเป็นสมการพยากรณ์ได้ดังนี้

$$\begin{aligned} &\phi_p(B)\Phi_p(B^L)(1-B)^d(1-B^L)^D Y_t = \delta + \theta_q(B)\Theta_q(B^L)\varepsilon_t \\ &\Phi_p(B^L)(1-B)^d(1-B^L)^D Y_t = \varepsilon_t \\ &(1-\Phi_1 B^L - \Phi_2 B^{2L})(1-B)^d(1-B^L)^D Y_t = \varepsilon_t \\ &(1-\Phi_1 B^{12} - \Phi_2 B^{24})(1-B)(1-B^{12})Y_t = \varepsilon_t \\ &(1-\Phi_1 B^{12} - \Phi_2 B^{24})(1-B^{12} - B + B^{13})Y_t = \varepsilon_t \\ &Y_t - Y_t B^{12} - Y_t B + Y_t B^{13} - \Phi_1 Y_t B^{12} + \Phi_1 Y_t B^{24} + \\ &\Phi_1 Y_t B^{13} - \Phi_1 Y_t B^{25} - \Phi_2 Y_t B^{24} + \Phi_2 Y_t B^{36} + \Phi_2 Y_t B^{25} \\ &- \Phi_2 Y_t B^{37} = \varepsilon_t \\ &Y_t - Y_{t-12} - Y_{t-1} + Y_{t-13} - \Phi_1 Y_{t-12} + \Phi_1 Y_{t-24} + \Phi_1 Y_{t-13} - \\ &\Phi_1 Y_{t-25} - \Phi_2 Y_{t-24} + \Phi_2 Y_{t-36} + \Phi_2 Y_{t-25} - \Phi_2 Y_{t-37} = \varepsilon_t \end{aligned}$$



รูปที่ 1 กราฟสหสัมพันธ์ในตัว ACF และสหสัมพันธ์ในตัวบางส่วน PACF ยังไม่ได้ทำการแปลงข้อมูล



รูปที่ 2 กราฟสหสัมพันธ์ในตัว ACF และสหสัมพันธ์ในตัวบางส่วน PACF หลังจากการแปลงข้อมูลด้วยวิธี Natural Log

$$Y_t = Y_{t-12} + Y_{t-1} - Y_{t-13} + \Phi_1 Y_{t-12} - \Phi_1 Y_{t-24} - \Phi_1 Y_{t-13} + \Phi_1 Y_{t-25} + \Phi_2 Y_{t-24} - \Phi_2 Y_{t-36} - \Phi_2 Y_{t-25} + \Phi_2 Y_{t-37} + \epsilon_t$$

Y_{t-j} แทน อนุกรมเวลา ณ เวลา $t-j$

ϵ_t แทน ความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t

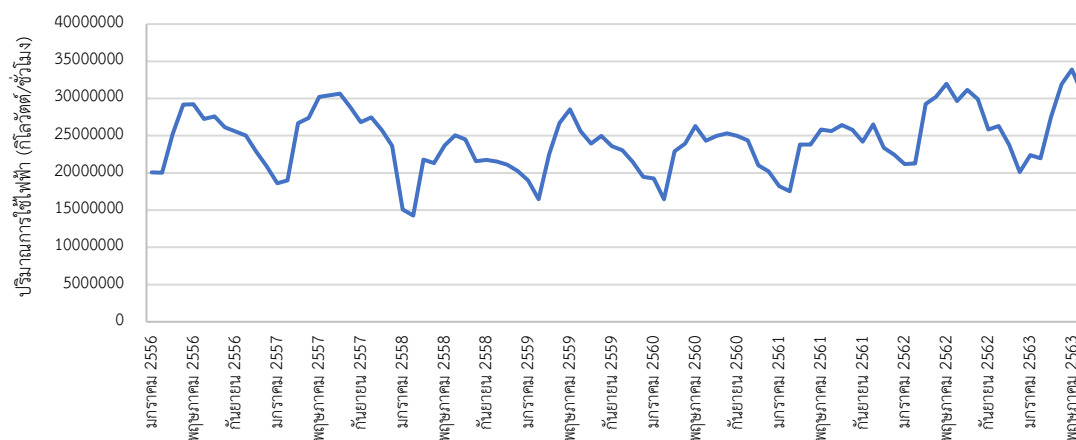
เมื่อแทนค่าประมาณพารามิเตอร์จากตารางที่ 1 จะได้สมการพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = Y_{t-12} + Y_{t-1} - Y_{t-13} - 0.526Y_{t-12} + 0.526Y_{t-24} + 0.526Y_{t-13} - 0.526Y_{t-25} - 0.525Y_{t-24} + 0.525Y_{t-36} - 0.525Y_{t-25} - 0.525Y_{t-37} + \epsilon_t$$

เมื่อ \hat{Y}_t แทน ค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

3.2 ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

เมื่อนำข้อมูลชุดที่ 1 ปริมาณการใช้ไฟฟ้าบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือนมาเขียนกราฟเทียบกับเวลา เพื่อศึกษาลักษณะทั่วไปของปริมาณการใช้ไฟฟ้ารายเดือน แสดงดังรูปที่ 3 พบว่าอนุกรมเวลามีความแปรผันตามฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้องเนื่องจากมีรอบของการเกิดฤดูกาลซ้ำกันในทุกๆ ปี และในเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2563 มีปริมาณการใช้ไฟฟ้าสูงสุด



รูปที่ 3 ปริมาณการใช้ไฟฟ้าบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือนในพื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา

ตารางที่ 1 ค่าประมาณพารามิเตอร์ และค่าสถิติ Ljung-Box Q ของตัวแบบ ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)s

ค่าประมาณพารามิเตอร์		ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)s			
		ARIMA (1,1,0)(2,1,2)	ARIMA (1,1,0)(2,1,1)	ARIMA (1,1,0)(2,1,0)	ARIMA (0,1,0)(2,1,0) ไม่มีพจน์ค่าคงที่
ค่าคงที่	ค่าประมาณ p-value	0.001	0.002	0.002	-
		0.707	0.647	0.622	-
AR(1): ϕ_1	ค่าประมาณ p-value	-0.146	-0.146	-0.129	-
		0.285	0.281	0.330	-
SAR(1): Φ_1	ค่าประมาณ p-value	-0.707	0.047	-0.532	-0.526
		0.101	0.854	0.000*	0.000*
SAR(2): Φ_2	ค่าประมาณ p-value	-0.177	-0.301	-0.516	-0.525
		0.633	0.089	0.000*	0.000*
SMA(1): Θ_1	ค่าประมาณ p-value	0.011	0.992	-	-
		0.999	0.958	-	-
SMA(2): Θ_2	ค่าประมาณ p-value	0.971	-	-	-
		0.961	-	-	-
Q18	p-value	-	-	-	0.253

*มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

33,895,718 กิโลวัตต์/ชั่วโมง และเดือนกุมภาพันธ์ พ.ศ. 2558 มีปริมาณการใช้ไฟฟ้าน้อยที่สุด 14,270,887 กิโลวัตต์/ชั่วโมง สามารถคำนวณค่าดัชนีฤดูกาลแสดงดังตารางที่ 2 เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า มีคุณสมบัติครบทุกข้อตามทฤษฎี นั่นคือ

การแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.074$, $p\text{-value} = 0.200$) มีความเป็นอิสระ (Runs - Test = -0.228 , $p\text{-value} = 0.820$) มีค่าเฉลี่ยไม่แตกต่างจากศูนย์ ($t = -0.129$, $p\text{-value} = 0.898$) และความแปรปรวนคงที่ (Levene's $s = 0.881$, $p\text{-value} = 0.563$)

ญาติ และคณะ, “การพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าสำหรับบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือน กรณีศึกษา: พื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา.”

ตารางที่ 2 ค่าดัชนีฤดูกาลเชิงคุณสำหรับผู้ใช้ไฟฟ้าบ้านที่อยู่อาศัย ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2562 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2563

ปี	เดือน	ดัชนีฤดูกาล
2562	กรกฎาคม	112.53
	สิงหาคม	108.75
	กันยายน	103.67
	ตุลาคม	104.23
	พฤศจิกายน	94.08
	ธันวาคม	88.38
2563	มกราคม	79.73
	กุมภาพันธ์	74.03
	มีนาคม	101.60
	เมษายน	105.40
	พฤษภาคม	114.79
	มิถุนายน	112.81
รวม		1,200.00

พ.ศ. 2563 มีค่าต่ำที่สุด คือ 0.753

ตารางที่ 3 ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาล ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2562 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2563

ปี	เดือน	ค่าวัดอิทธิพล
2562	กรกฎาคม	1.112
	สิงหาคม	1.073
	กันยายน	1.034
	ตุลาคม	1.040
	พฤศจิกายน	0.954
	ธันวาคม	0.892
2563	มกราคม	0.794
	กุมภาพันธ์	0.753
	มีนาคม	1.039
	เมษายน	1.099
	พฤษภาคม	1.181
	มิถุนายน	1.135

3.3 ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีแยกส่วนประกอบ

จากการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า มีคุณสมบัติครบทุกข้อตามทฤษฎี นั่นคือ การแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.079$, $p\text{-value} = 0.187$) มีความเป็นอิสระ (Runs-Test = -0.211 , $p\text{-value} = 0.775$) ค่าเฉลี่ยไม่แตกต่างจากศูนย์ ($t = -0.132$, $p\text{-value} = 0.708$) และความแปรปรวนคงที่ (Levene's $s = 0.781$, $p\text{-value} = 0.676$) ดังนั้นตัวแบบที่ได้มีความเหมาะสมสามารถเขียนเป็นสมการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (23,189,771.2)(1.000)S_t^*$$

เมื่อ \hat{Y}_t คือ ค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

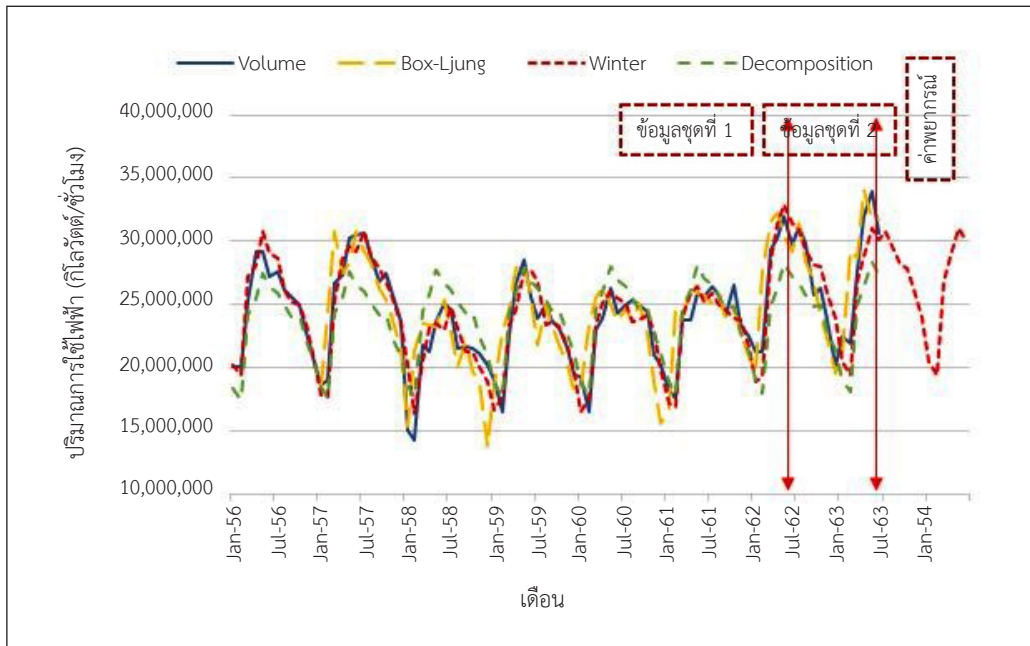
t คือ ช่วงเวลา ณ เวลา t

S_t^* คือ ค่าวัดอิทธิพลฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 3 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่าค่าวัดอิทธิพลฤดูกาลในแต่ละเดือนมีค่าแตกต่างกัน โดยเฉพาะในเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2563 มีค่าสูงที่สุด คือ 1.181 และในเดือนกุมภาพันธ์

3.4 ผลการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์

จากตัวแบบพยากรณ์ของทั้ง 3 วิธี สำหรับการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 คือปริมาณการใช้ไฟฟ้าบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือนกรณีศึกษา: พื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2562 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2563 จำนวน 12 ค่า ได้ค่าพยากรณ์ ค่า $MAPE$ และค่า $RMSE$ แสดงได้ดังตารางที่ 4 ผลการตรวจสอบพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณเป็นวิธีที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่แตกต่างจากข้อมูลจริงน้อยที่สุด โดยมีค่า $MAPE$ และ $RMSE$ ต่ำที่สุด จึงมีความเหมาะสมที่จะนำไปพยากรณ์ต่อไป ทั้งนี้ สามารถเขียนกราฟเปรียบเทียบค่าจริงกับค่าพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือนของทั้ง 3 วิธี ดังรูปที่ 4

จากรูปที่ 4 สามารถคำนวณค่าพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าสำหรับบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือน กรณีศึกษา: พื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2563 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2564 ได้ดังตารางที่ 5



รูปที่ 4 เปรียบเทียบค่าจริงกับค่าพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือนสำหรับวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีวินเทอร์เชิงคุณ และวิธีการแยกส่วนประกอบ

ตารางที่ 4 การเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าจริงและค่าพยากรณ์ของปริมาณการใช้ไฟฟ้าบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือน (กิโลวัตต์/ชั่วโมง) ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2562 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2563

ปี	เดือน	ค่าจริง	วิธีการพยากรณ์		
			บ็อกซ์-เจนกินส์	วินเทอร์แบบคุณ	แยกส่วนประกอบ
2562	กรกฎาคม	31,145,641	31,427,653	30,804,970	26,777,203
	สิงหาคม	29,909,306	29,354,374	29,305,798	25,850,869
	กันยายน	25,818,403	29,229,108	28,143,016	24,917,863
	ตุลาคม	26,293,266	26,341,578	27,893,150	25,073,975
	พฤศจิกายน	23,754,281	24,202,432	25,820,101	22,997,212
	ธันวาคม	20,109,092	24,403,041	23,865,893	21,519,420
2563	มกราคม	22,403,951	23,881,042	20,509,268	19,165,141
	กุมภาพันธ์	21,969,681	29,790,402	19,452,249	18,171,132
	มีนาคม	27,546,195	32,043,542	26,798,646	25,104,294
	เมษายน	31,949,828	34,131,094	28,779,596	26,554,563
	พฤษภาคม	33,895,718	32,551,293	30,990,835	28,535,069
	มิถุนายน	30,609,191	28,342,452	30,108,421	27,435,611
MAPE			7.47140	0.28353	9.631244
RMSE			3,383,605.68	2,161,220.73	3,406,033.46

ญาติพร กักดี และคณะ, “การพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าสำหรับบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือน กรณีศึกษา: พื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา.”

ตารางที่ 5 ค่าพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือน ระหว่างเดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2563 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2564 โดยวิธีวินเทอร์เซจคูลม

ปี	เดือน	ค่าพยากรณ์ (กิโลวัตต์/ชั่วโมง)	ปี	เดือน	ค่าพยากรณ์ (กิโลวัตต์/ชั่วโมง)
2563	กรกฎาคม	30,804,970	2564	มกราคม	20,509,268
	สิงหาคม	29,305,798		กุมภาพันธ์	19,452,249
	กันยายน	28,143,016		มีนาคม	26,798,646
	ตุลาคม	27,893,150		เมษายน	28,779,596
	พฤศจิกายน	25,820,101		พฤษภาคม	30,990,835
	ธันวาคม	23,865,893		มิถุนายน	30,108,421

4. อภิปรายผลและสรุป

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการใช้ไฟฟ้าสำหรับบ้านที่อยู่อาศัยรายเดือน กรณีศึกษา: พื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลา รายเดือน จากสำนักงานสถิติจังหวัดนครราชสีมา ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2556 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2563 จำนวน 90 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2556 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2562 จำนวน 78 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลา ชุดนี้มากที่สุด ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2562 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2563 จำนวน 12 ค่า สำหรับการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ *MAPE* และ *RMSE* ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีวินเทอร์เซจคูลม เป็นวิธีที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือมีค่า *MAPE* และ *RMSE* ต่ำที่สุด จึงมีความเหมาะสมกับการพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านที่อยู่อาศัย โดยให้ค่า *MAPE* ต่ำที่สุดเท่ากับร้อยละ 0.28 และให้ค่า *RMSE* ที่ต่ำที่สุดเท่ากับ 2,161,220.73 ซึ่งค่าพยากรณ์เดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2564 มียอดค่าใช้ไฟฟ้าสูงที่สุด เท่ากับ 30,990,834.92 กิโลวัตต์/ชั่วโมง และเดือนกุมภาพันธ์ พ.ศ.

2564 มียอดค่าใช้ไฟฟ้าต่ำที่สุด เท่ากับ 19,452,248.85 กิโลวัตต์/ชั่วโมง และค่าพยากรณ์จากวิธี การทางสถิติทั้ง 3 วิธี พบว่า ค่าพยากรณ์ค่อนข้างใกล้เคียงกับค่าจริง และการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบการพยากรณ์เหมาะสมที่จะนำไปพยากรณ์ปริมาณการใช้ไฟฟ้าบ้านที่อยู่อาศัยในพื้นที่อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมาต่อไป ดังนั้น ผู้ที่นำตัวแบบพยากรณ์ไปใช้ประโยชน์ควรระมัดระวังอาจจะมีผลกระทบที่เกิดจากความไม่แน่นอน เช่น ภัยธรรมชาติ การเมือง เศรษฐกิจ เมื่อมีข้อมูลที่เป็นปัจจุบัน ควรนำมาปรับปรุงและสร้างตัวแบบการพยากรณ์ใหม่อยู่เสมอ เพื่อให้การพยากรณ์ถูกต้องแม่นยำและเป็นปัจจุบันหรือหากต้องการนำข้อมูลไปต่อยอด ควรทำการพยากรณ์ใหม่เป็นระยะๆ โดยอ้างอิงจากข้อมูลจริงที่เป็นปัจจุบันมากที่สุด

เอกสารอ้างอิง

- [1] Economic base. (2021). 21 Korat boom that surged 80,000,000 per rai of motorway - high speed fireworks center ERA. [Online]. Available: <http://www.thansettakij.com>
- [2] Nakhon Ratchasima Provincial Statistical Office. (2013). *Nakhon Ratchasima population data Report*. [Online]. Available: <http://nkrat.nso.go.th/>
- [3] National Housing Authority. (2018). *Population data Report*. [Online]. Available: <http://nhic.nha.go.th/>



- [4] S. Suphacan, "Forecasting electricity consumption in Thailand using the SARIMA – GP hybrid model with new kernel function," Ph.D. thesis, College of Research Methodology and Cognitive Science, Burapha University, Chonburi, Thailand, 2018 (in Thai).
- [5] T. Sutthison, "A comparison of the forecasting methods of the electricity consumption of Ubon Ratchathani Rajabhat university," *Journal of Industrial Ubon Ratchathani Rajabhat University*, vol. 7, no. 1, pp. 58–74, 2018 (in Thai).
- [6] N. Kaewhawong, "Forecasting electricity consumption of Thailand by using SARIMA and regression model with ARIMA error," *Thai Journal of Science and Technology*, vol. 4, no. 1, pp. 24–36, 2015 (in Thai).
- [7] N. Konkrua and K. Boonlha, "Forecasting power units quantity distributed Phitsanulok province," *Journal of Science Ladkrabang*, vol. 25, no. 2, pp. 54–56, 2016 (in Thai).
- [8] G. E. P. Box, G. M. Jenkins, G. C. Reinsel, and G. M. Ljung, *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, 5th ed. New Jersey, John Wiley & Sons, 2016.
- [9] V. Sysunam and N. Nanthasamroeng, "Electricity demand forecasting for Champasak province in Lao PDR using Winter's method with optimizing level, trend and seasonality smoothing constant," *Thai Industrial Engineering Network Journal*, vol. 4, no. 2, pp. 51–58, 2018 (in Thai).
- [10] C. Theeraviriya, "A comparison of the forecasting method for electric energy demand in Nakhonphanom province," *Naresuan University Journal*, vol. 25, no. 4, pp. 124–137, 2017 (in Thai).