

ตัวแบบพยากรณ์จำนวนผู้มีงานทำในประเทศไทย Forecasting Model for the Number of Employed Person in Thailand

วารางคณา กิรติวิบูลย์

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ อ.ป่าพะยอม จ.พัทลุง 93210

Email: warang27@gmail.com.com

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการวิจัยครั้งนี้ คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดของจำนวนผู้มีงานทำในประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของระบบฐานข้อมูลด้านสังคมและคุณภาพชีวิต ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2544 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 56 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2544 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2556 จำนวน 52 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอซ-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 4 ค่า สำหรับการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์เป็น

$$\hat{Y}_t = 1,084.566199 - 0.371898\hat{Y}_{1t} + 1.340197\hat{Y}_{2t}$$

เมื่อ $\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอซ-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ตามลำดับ โดยมีค่าเริ่มต้น คือ ไตรมาสที่ 1 ปี 2557 ($t = 1$)

คำสำคัญ: ผู้มีงานทำ บอซ-เจนกินส์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง การพยากรณ์รวม เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย

Abstract

The purpose of this research was to construct the most suitable forecasting model for the number of employed person in Thailand. Data were gathered from the website of the Social and Quality of Life Database System during the first quarter, 2001 to the fourth quarter, 2014 (56 values) and divided into two categories. The first category had 52 values which were the data from the first quarter, 2001 to the fourth quarter, 2013 for the modelling by the methods of Box-Jenkins, Winters' additive exponential smoothing, and combined forecasting. The second category had 4 values, which were the data from all four quarters in 2014 for checking the accuracy of the forecasting models via the criteria of the lowest mean absolute percentage error and root mean squared error. The results showed that for all forecasting methods that had been studied, combined forecasting method was the most suitable for this time series and the forecasting model was

$$\hat{Y}_t = 1,084.566199 - 0.371898\hat{Y}_{1t} + 1.340197\hat{Y}_{2t}$$

where $\hat{Y}_{1t}$ and $\hat{Y}_{2t}$ represented the single forecasts at time t from Box-Jenkins and Winters' additive exponential smoothing respectively, with the starting value of the first quarter, 2014 ($t = 1$).

Keywords: Employment: Box-Jenkins: Exponential smoothing: Combined forecasting: Mean Absolute Percentage Error (MAPE): Root Mean Squared Error (RMSE)

บทนำ

ประชากรเป็นทรัพยากรกำลังคนของชาติที่มีบทบาทสำคัญต่อความสำเร็จหรือความล้มเหลวในการพัฒนาประเทศ ดังนั้นจึงมีความจำเป็นอย่างยิ่งที่จะต้องวิเคราะห์สถานการณ์ด้านประชากร กำลังคน แรงงาน และการมีงานทำที่เป็นอยู่ในปัจจุบัน เพื่อกำหนดเป็นแนวทางการพัฒนาและการแก้ไขปัญหาต่างๆ [1] จากสถานการณ์การว่างงาน การเลิกจ้าง และความต้องการแรงงานที่สำรวจโดยสำนักงานสถิติแห่งชาติ พบว่า ในเดือนกรกฎาคม 2558 มีกำลังแรงงานประมาณ 38.62 ล้านคน เป็นผู้มีงานทำ 38.10 ล้านคน ผู้ว่างงานจำนวน 3.85 แสนคน และในเดือนสิงหาคม 2558 มีกำลังแรงงานเพิ่มขึ้นเป็น 38.94 ล้านคน จำนวนผู้มีงานทำเพิ่มขึ้นเป็น 38.49 ล้านคน และผู้ว่างงานลดลงเป็น 3.77 แสนคน [2], [3] สำหรับการศึกษาครั้งนี้ ผู้วิจัยต้องการศึกษาถึงการเคลื่อนไหวของจำนวนผู้มีงานทำในอดีต เพื่อนำมาสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดของจำนวนผู้มีงานทำ ถึงแม้ว่าจำนวนผู้มีงานทำในปัจจุบันจะมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น แต่ยังคงมีความผันแปรตามฤดูกาล [4], [5] การได้ทราบถึงจำนวนผู้มีงานทำในอนาคตย่อมส่งผลดีต่อการวางแผนพัฒนาประเทศ ด้วยเหตุผลดังกล่าว ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะศึกษาการสร้างตัวแบบพยากรณ์จำนวนผู้มีงานทำ โดยใช้วิธีการทางสถิติทั้งหมด 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอซ-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม เพื่อเป็นประโยชน์ต่อหน่วยงานต่างๆ ทั้งภาครัฐ ภาคธุรกิจเอกชน ภาคประชาชน และภาคส่วนต่างๆ ที่เกี่ยวข้องต่อไป

วิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์จำนวนผู้มีงานทำ โดยใช้โปรแกรม SPSS (Statistical Package for Social Sciences) รุ่น 17 ซึ่งข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาได้มาจากเว็บไซต์ของระบบฐานข้อมูลด้านสังคมและคุณภาพชีวิต [5] เป็นอนุกรมเวลาจำนวนผู้มีงานทำที่มีอายุตั้งแต่ 15 ปีขึ้นไป (พันคน) ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2544 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 56 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2544 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2556 จำนวน 52 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด ได้แก่ วิธีบอซ-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้

กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม เนื่องจากได้พิจารณาจากค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) ของข้อมูลชุดที่ 1 แล้วพบว่า วิธีการเหล่านี้เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีการพยากรณ์อื่นๆ ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 4 ค่า นำมาใช้สำหรับการตรวจสอบความแม่นยำ (Accuracy) ของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด วิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติทั้ง 3 วิธี แสดงรายละเอียดดังนี้

1. การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอซ-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

วิธีบอซ-เจนกินส์ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีความถูกต้องสูง เนื่องจากได้กำหนดตัวแบบโดยการตรวจสอบคุณสมบัติของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) ซึ่งพิจารณาภายใต้อนุกรมเวลาที่คงที่ (Stationary) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ [6] ตัวแบบทั่วไป (General Model) ของวิธีบอซ-เจนกินส์ คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s แสดงดังสมการที่ (1) [7]

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

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_P(B^s)$ แทนค่าคงที่ โดยที่ μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ 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))

$\Theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$ แทน ตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ 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 ตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาลอันดับที่ Q (Seasonal Moving Average Operator of Order Q: SMA (Q))

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนฤดูกาล

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

B แทนตัวดำเนินการถอยหลัง (Backward Operator) โดยที่ $B^s Y_t = Y_{t-s}$

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกข-เจนกินส์ แสดงรายละเอียดดังนี้

1) พิจารณาอนุกรมเวลาว่าคงที่หรือไม่ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา (Y_t, t) กราฟ ACF และ PACF หากพบว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่ (Non-Stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ก่อนที่จะทำขั้นตอนต่อไป เช่น การแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or Seasonal Difference) การแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมสามัญหรือลอการิทึมธรรมชาติ (Common Logarithm or Natural Logarithm) การแปลงข้อมูลด้วยเลขยกกำลัง เช่น ยกกำลัง 0.5 (Square Root Transformation) หรือยกกำลัง 2 (Square Transformation) เป็นต้น [8]

2) กำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่คงที่ นั่นคือ กำหนดค่า p, q, P และ Q พร้อมทั้งประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ

3) ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจากตัวแบบพยากรณ์ครั้งละ 1 ตัว จากนั้นจึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์และประมาณค่าพารามิเตอร์ใหม่จนกว่าจะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญทั้งหมด

4) คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian Information Criterion: BIC) ที่ต่ำที่สุด มีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญและอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟสเมียร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov's Test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-Test) มีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีนาภายใต้การใช้อำนาจฐาน (Levene's Test based on Median)

5) พยากรณ์อนุกรมเวลา โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากขั้นตอนที่ 4

2. การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing Method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์จัดเป็นเทคนิคการวิเคราะห์ข้อมูลโดยนำอนุกรมเวลาจากอดีตมาวิเคราะห์หองศ์ประกอบ เพื่อกำหนดตัวแบบจำลองสำหรับการพยากรณ์ค่าอนาคต วิธีการนี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเชิงเส้นและความผันแปรตามฤดูกาล ซึ่งแบ่งออกได้เป็น 2 กรณี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีความผันแปรตามฤดูกาลคงที่ กล่าวคือความผันแปรตามฤดูกาลมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีความผันแปรตามฤดูกาลเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป [9] สำหรับการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก เนื่องจากอนุกรมเวลาจำนวนผู้มีงานทำของข้อมูลชุดที่ 1 ในช่วงไตรมาสที่ 1 ปี 2544 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2556 มีความผันแปรตามฤดูกาลคงที่ตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 1) ตัวแบบแสดงดังสมการที่ (2) และตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3) [10]

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

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

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

β_0 , β_1 และ S_t แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล ตามลำดับ

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\hat{Y}_{t+m}$ 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

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

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

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

α , γ และ δ แทนค่าคงที่การปรับเรียบ โดยที่

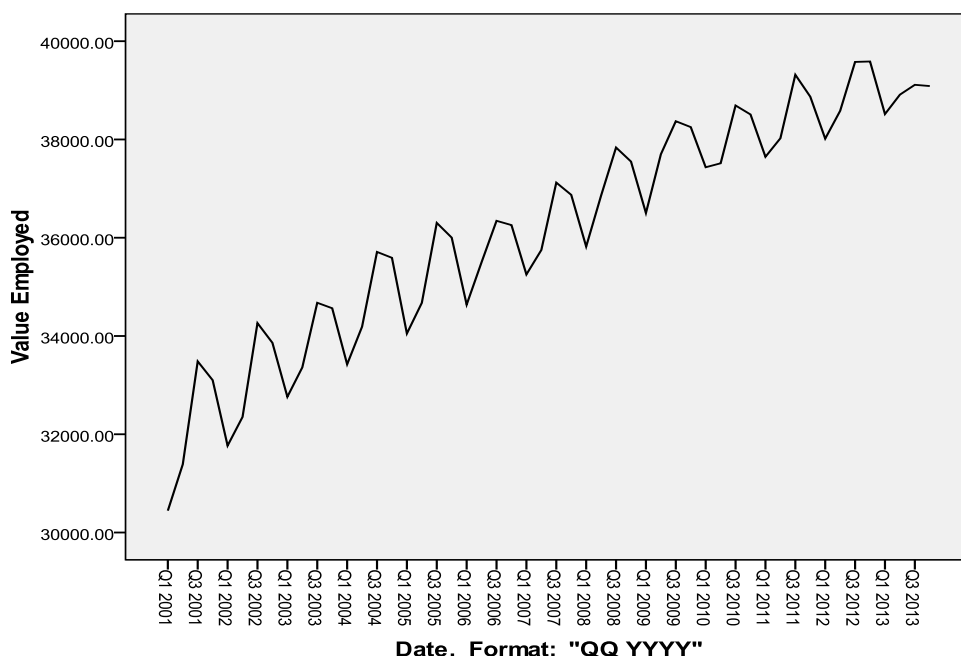
$$0 < \alpha < 1, 0 < \gamma < 1 \text{ และ } 0 < \delta < 1$$

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n

แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนฤดูกาล

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ตามขั้นตอนที่ 4 ของการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์



รูปที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาจำนวนผู้มีงานทำ ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2544 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2556

2.1 การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม (Combined Forecasting Method)

การพยากรณ์รวมเป็นวิธีการประยุกต์ที่มีการรวมค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไป เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุดสามารถใช้ได้ในกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากกว่า 1 วิธี [11] ณ ที่นี้ได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์

และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก เนื่องจากค่าพยากรณ์ของวิธีการเหล่านี้มีความสัมพันธ์กันอย่างมากกับอนุกรมเวลาชุดที่ 1 (สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์มีค่าเท่ากับ 0.9892 และ 0.9937 ตามลำดับ) ดังนั้นตัวแบบของวิธีการพยากรณ์รวมที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้ คือ

$$\hat{Y}_t = b_0 + b_1 \hat{Y}_{1t} + b_2 \hat{Y}_{2t} \quad (4)$$

เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t

$\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ตามลำดับ

b_0 , b_1 และ b_2 แทนค่าถ่วงน้ำหนักของแต่ละวิธีการพยากรณ์เดี่ยวด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Squares Method) [12] ซึ่งคำนวณจากจำนวนข้อมูลพยากรณ์ในอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ณ ที่นี้คือ 47 ค่า เนื่องจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ทำให้ไม่มีค่าพยากรณ์ 5 ค่าแรก (จำนวนฤดูกาลเท่ากับ 4)

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ตามขั้นตอนที่ 4 ของการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

2.2 การตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้ตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์จากวิธีการทั้งหมด 3 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม โดยทำการพยากรณ์จำนวนผู้มีงานทำของข้อมูลชุดที่ 2 คือ อนุกรมเวลาตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 4 ค่า ได้ค่าความแตกต่างระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์ (Error: e_t) เพื่อคำนวณค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) มีสูตรแสดงดังสมการที่ (5) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) มีสูตรแสดงดังสมการที่ (6) [10] โดยวิธีการพยากรณ์ใดมีค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ต่ำที่สุด คือวิธีที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด

$$MAPE = \frac{100}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \quad (5)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} e_t^2} \quad (6)$$

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

Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

2.3 การพยากรณ์จำนวนผู้มีงานทำ

จากการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม เมื่อทราบว่าตัวแบบพยากรณ์ใดมีค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ต่ำที่สุด จะใช้ตัวแบบพยากรณ์นั้นสำหรับการพยากรณ์จำนวนผู้มีงานทำตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2558 ต่อไป

ผลการวิจัย

1. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 คือ จำนวนผู้มีงานทำ ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2544 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2556 จำนวน 52 ค่า ดังรูปที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น และมีความผันแปรตามฤดูกาลคงที่ กล่าวคือ ความผันแปรตามฤดูกาลมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป จากกราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 2 พบว่า อนุกรมเวลาที่ยังไม่คงที่ ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ($d = 1$, $D = 1$, $s = 4$) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังรูปที่ 3 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ ดังแสดงในตารางที่ 1 โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า BIC ต่ำที่สุด และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 คือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 0)(0, 1, 1)₄ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 1.053$, $p\text{-value} = 0.217$) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 4 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -1.587$, $p\text{-value} = 0.119$) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 2.368, $p\text{-value} = 0.084$) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA (1, 1, 0)(0, 1, 1)₄ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$(1-\phi_1 B)(1-B)(1-B^4)Y_t = (1-\Theta_1 B^4)\varepsilon_t$$

$$(1-B-\phi_1 B+\phi_1 B^2)(1-B^4)Y_t = \varepsilon_t - \Theta_1 \varepsilon_{t-4}$$

$$(1-B^4-B+B^5-\phi_1 B+\phi_1 B^5+\phi_1 B^2-\phi_1 B^6)Y_t$$

$$= \varepsilon_t - \Theta_1 \varepsilon_{t-4}$$

$$Y_t = (1+\phi_1)Y_{t-1} - \phi_1 Y_{t-2} + Y_{t-4} - (1+\phi_1)Y_{t-5} + \phi_1 Y_{t-6}$$

$$+ \varepsilon_t - \Theta_1 \varepsilon_{t-4}$$

$$Y_t = (1+\phi_1)(Y_{t-1} - Y_{t-5}) - \phi_1(Y_{t-2} - Y_{t-6}) + Y_{t-4}$$

$$+ \varepsilon_t - \Theta_1 \varepsilon_{t-4}$$

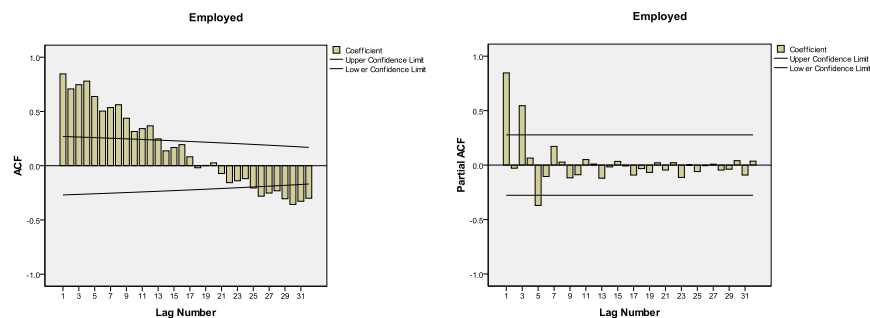
เมื่อแทนค่าประมาณพารามิเตอร์จากตารางที่ 1 จะได้
ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.685891(Y_{t-1} - Y_{t-5}) + 0.314109(Y_{t-2} - Y_{t-6}) + Y_{t-4} - 0.492137\varepsilon_{t-4} \quad (7)$$

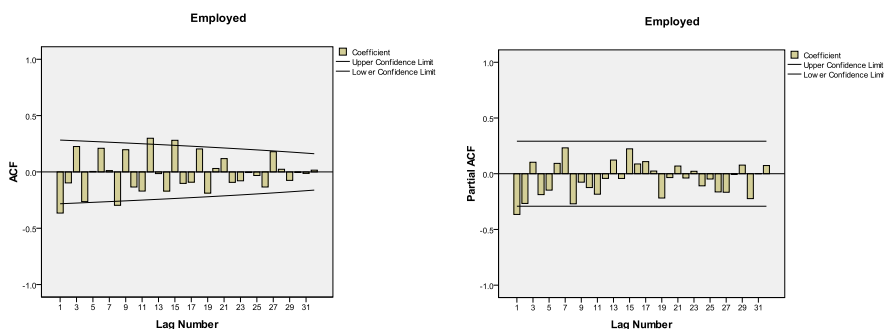
เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา $t-j$

ε_{t-4} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา $t-4$

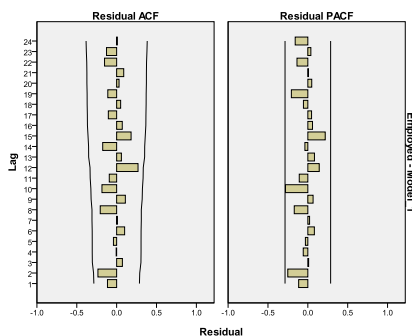


รูปที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาจำนวนผู้มีงานทำ



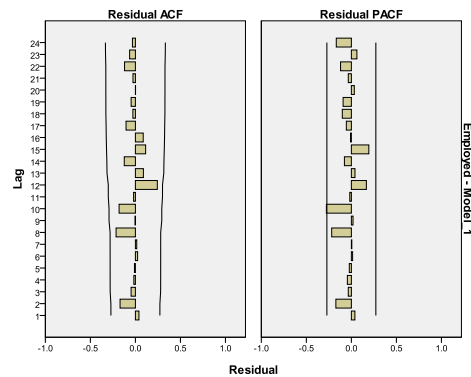
รูปที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาจำนวนผู้มีงานทำ

เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1



รูปที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์

โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ SARIMA (1, 1, 0) (0, 1, 1)₄ ไม่มีพจน์ค่าคงที่



รูปที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์
โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

2. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 11.532 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญ ที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 15.443, p-value = 0.420) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.987, p-value = 0.284) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 5 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -1.601$, p-

value = 0.116) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.614, p-value = 0.2) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = 39,148.810152 + 11.897505(m) + \hat{S}_t \quad (8)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t + m$ โดยที่ $m = 1$ ถึง 4 (ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 4 ค่า)

$\hat{S}_t$ แทนดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า จำนวนผู้มีงานทำของไตรมาสที่ 1 และ 2 ของทุกปี มีค่าน้อยกว่าไตรมาสอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลน้อยกว่า 0

α , γ และ δ มีค่าเท่ากับ 0.42634, 0.17605 และ 0.56078 ตามลำดับ

ตารางที่ 1 ค่าประมาณพารามิเตอร์ ค่า BIC และค่าสถิติ Ljung-Box Q ของตัวแบบ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s

ค่าประมาณพารามิเตอร์		SARIMA(p, d, q)(P, D, Q) _s				
		SARIMA (1, 1, 1)(0, 1, 3) ₄	SARIMA (1, 1, 1)(0, 1, 2) ₄	SARIMA (1, 1, 0)(0, 1, 2) ₄	SARIMA (1, 1, 0)(0, 1, 2) ₄ ไม่มีพจน์ค่าคงที่	SARIMA (1, 1, 0)(0, 1, 1) ₄ ไม่มีพจน์ค่าคงที่
ค่าคงที่	ค่าประมาณ	-20.578608	-14.908320	-27.421000	-	-
	p-value	0.063	0.004	0.139	-	-
AR(1):	ค่าประมาณ	0.102634	0.354390	-0.333061	-0.308350	-0.314109
ϕ_1	p-value	0.757	0.071	0.024	0.037	0.031
MA(1):	ค่าประมาณ	0.615075	0.998380	-	-	-
θ_1	p-value	0.054	0.861	-	-	-
SMA(1):	ค่าประมาณ	0.208758	0.231525	0.274527	0.271026	0.492137
Θ_1	p-value	0.996	0.235	0.125	0.135	0.004
SMA(2):	ค่าประมาณ	0.674936	0.338549	0.276519	0.230890	-
Θ_2	p-value	0.990	0.093	0.126	0.198	-
SMA(3):	ค่าประมาณ	-0.532641	-	-	-	-
Θ_3	p-value	0.982	-	-	-	-
BIC		11.703	11.725	11.770	11.717	11.618
Ljung-Box Q (ณ lag 18)		7.785	13.877	23.885	24.504	21.175
p-value		0.857	0.459	0.067	0.057	0.172

ตารางที่ 2 ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลาจำนวนผู้มีงานทำ จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

ไตรมาสที่	ดัชนีฤดูกาล	ไตรมาสที่	ดัชนีฤดูกาล
1	-971.896671	3	102.194835
2	-610.232694	4	22.891194

3. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

จากการประมาณค่าถ่วงน้ำหนักของแต่ละวิธีการพยากรณ์เดี่ยวโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ได้ตัวแบบพยากรณ์รวมดังนี้

$$\hat{Y}_t = 1,084.566199 - 0.371898\hat{Y}_{1t} + 1.340197\hat{Y}_{2t} \quad (9)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอซ-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ตามลำดับ

ผลการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์รวม พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.768, p-value = 0.597) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (จาก Runs Test: Z = -0.882, p-value =

0.378) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t \approx 0$, p-value ≈ 1) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.526, p-value = 0.221) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมที่ได้มีความเหมาะสม

4. ผลการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอซ-เจนกินส์ ในสมการที่ (7) โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ในสมการที่ (8) และโดยวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (9) สำหรับการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 คือ จำนวนผู้มีงานทำ ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 4 ค่า ได้ค่าพยากรณ์ ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสอง

เฉลี่ย (RMSE) แสดงดังตารางที่ 3 ผลการตรวจสอบพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูล

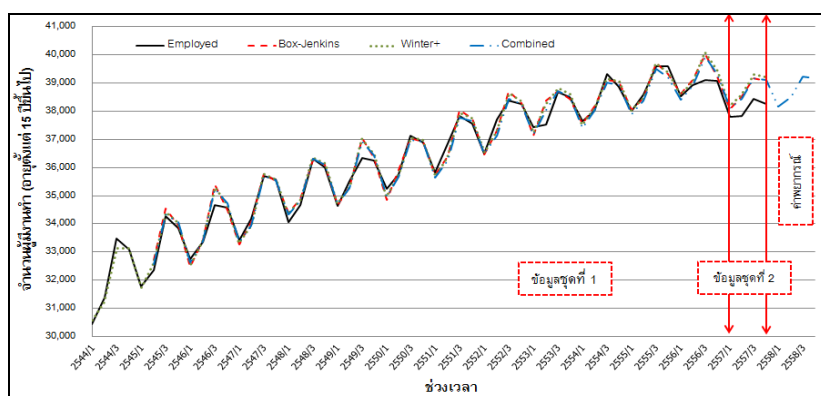
จริงน้อยที่สุด หรือมีค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ต่ำที่สุด จึงมีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ต่อไป

ตารางที่ 3 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของจำนวนผู้มีงานทำ (พันคน) ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

ช่วงเวลา	จำนวนผู้มีงานทำ	จำนวนผู้มีงานทำ จากการพยากรณ์โดยวิธี		
		บอกซ์-เจนกินส์	วินเทอร์	พยากรณ์รวม
ไตรมาสที่ 1 ปี 2557	37,811.60	38,071.42	38,188.81	38,106.43
ไตรมาสที่ 2 ปี 2557	37,815.00	38,537.41	38,562.37	38,433.77
ไตรมาสที่ 3 ปี 2557	38,421.00	39,167.19	39,286.70	39,170.30
ไตรมาสที่ 4 ปี 2557	38,262.10	39,080.88	39,219.29	39,112.06
MAPE		1.6699	1.9322	1.6469
RMSE		673.9033	769.1714	662.1320

ตารางที่ 4 ค่าพยากรณ์จำนวนผู้มีงานทำ (พันคน) ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2558

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
ไตรมาสที่ 1 ปี 2558	38,165.37	ไตรมาสที่ 3 ปี 2558	39,230.77
ไตรมาสที่ 2 ปี 2558	38,494.95	ไตรมาสที่ 4 ปี 2558	39,172.75



รูปที่ 6 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาจำนวนผู้มีงานทำ และค่าพยากรณ์จากวิธีการทางสถิติ 3 วิธี

5. ผลการพยากรณ์จำนวนผู้มีงานทำ

จากการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ซึ่งพบว่า วิธีการพยากรณ์รวมมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด ดังนั้นผู้วิจัยจึงเลือกใช้วิธีการดังกล่าวในการพยากรณ์จำนวนผู้มีงานทำ ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึง

ไตรมาสที่ 4 ปี 2558 รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 4 และรูปที่ 6

สรุปและเสนอแนะ

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาจำนวนผู้มีงานทำ โดยใช้ข้อมูลรายไตรมาสจากเว็บไซต์ของระบบฐานข้อมูลด้านสังคมและคุณภาพชีวิต ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2544 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 56 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2544 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2556 จำนวน 52 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอซ-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวมข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 4 ค่า สำหรับการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษาวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือมีค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ต่ำที่สุด จึงมีความเหมาะสมกับการพยากรณ์จำนวนผู้มีงานทำในอนาคตต่อไป โดยตัวแบบพยากรณ์รวม แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = 1,084.566199 - 0.371898\hat{Y}_{t-1} + 1.340197\hat{Y}_{t-2}$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t-1}$ และ $\hat{Y}_{t-2}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอซ-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ตามลำดับ

ผลการศึกษาในครั้งนี้มีความสอดคล้องกับการศึกษาในอดีตที่พบว่า การพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด [11], [13], [14], [15], [16] แต่ก็มีข้อขัดแย้งกับการศึกษาบางงานที่พบว่า การพยากรณ์รวมไม่ได้เป็นวิธีที่ดีที่สุด [17], [18] เนื่องจากการพยากรณ์รวมจะให้ค่าพยากรณ์ที่มีความถูกต้องน่าเชื่อถือ เมื่อมีการกำหนดค่าถ่วงน้ำหนักที่เหมาะสม ซึ่งการกำหนดค่าถ่วงน้ำหนักสามารถทำได้หลายวิธี เช่น วิธีกำลังสองน้อยที่สุด ที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้ การถ่วงน้ำหนักด้วยการผกผันของรากที่สองของผลรวมของความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (Inverse of Root Sum Squares Error) การถ่วงน้ำหนักด้วยการผกผันของผลรวมของ

ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Inverse of Sum Absolute Error) และการถ่วงน้ำหนักด้วยสัดส่วนของค่าจากเวกเตอร์ลักษณะเฉพาะของการวิเคราะห์ตัวประกอบหลัก (Proportion of the Value in the Eigenvector from the Principal Component Analysis) [19] โดยน้ำหนักถ่วงจากแต่ละวิธีจะมีความเหมาะสมกับข้อมูลที่แตกต่างกัน

เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์รวมในการพยากรณ์จำนวนผู้มีงานทำตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2558 ดังตารางที่ 4 และรูปที่ 6 พบว่า จำนวนผู้มีงานทำมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น โดยไตรมาสที่ 1 ถึง 4 ของปี 2558 มีค่าประมาณจำนวนผู้มีงานทำเป็น 38,165,370 คน 38,494,950 คน 39,230,770 คน และ 39,172,750 คน ตามลำดับ อย่างไรก็ตาม จำนวนผู้มีงานทำมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ ดังนั้นเมื่อมีข้อมูลที่เป็นปัจจุบัน ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบ เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

เอกสารอ้างอิง

- [1] สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ. 2558. “ประชากร กำลังคน การ มี งาน ทำ และ ค่า จ้าง”. http://www.nesdb.go.th/portals/0/news/plan/p4/m2_5.doc. 11 เมษายน.
- [2] กองวิจัยตลาดแรงงาน. 2558. “สถานการณ์การว่างงาน การเลิกจ้างและความต้องการแรงงาน (สิงหาคม 2558)”. <http://lmi.doe.go.th/index.php/2012-07-22-09-50-12/476-unemployment-0858>. 29 กันยายน.
- [3] กองวิจัยตลาดแรงงาน. 2558. “สถานการณ์การว่างงาน การเลิกจ้างและความต้องการแรงงาน (กันยายน 2558)”. <http://lmi.doe.go.th/index.php/2012-07-22-09-50-12/481-unemployment-0958>. 29 กันยายน.
- [4] กองวิจัยตลาดแรงงาน กรมการจัดหางาน. 2557. “แนวโน้มสถานการณ์กำลังแรงงาน การมีงานทำ และการว่างงาน ปี 2557”. <http://www.sskcat.ac.th/doc/labormarket57.pdf>. 11 เมษายน.

- [5] ระบบฐานข้อมูลด้านสังคมและคุณภาพชีวิต. 2558. “ผู้มีงานทำ (อายุ 15 ปีขึ้นไป) จำแนกตามกลุ่มอายุ ทัวราชอาณาจักร ปี พ.ศ. 2544-2557”. http://social.nesdb.go.th/SocialStat/StatReport_FullScreen.aspx?reportid=403&template=2R2C&yeartype=M&subcatid=8. 9 เมษายน.
- [6] ทรงศิริ แด่สมบัติ. 2549. การพยากรณ์เชิงปริมาณ. กรุงเทพฯ: มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- [7] Box, G.E.P., Jenkins, G.M. and Reinsel, G.C. 1994. **Time Series Analysis: Forecasting and Control**. 3rd Edition. New Jersey: Prentice Hall.
- [8] Bowerman, B.L. and O'Connell, R.T. 1993. **Forecasting and Time Series: An Applied Approach**. 3rd Edition. California: Duxbury Press.
- [9] Winters, P. 1960. “Forecasting Sale by Exponentially Weighted Moving Average”. **Management Science**. 6 (3): 324-342.
- [10] สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. 2548. **เทคนิคการพยากรณ์**. พิมพ์ครั้งที่ 2. สงขลา: มหาวิทยาลัยทักษิณ.
- [11] มุกดา แม้นมินทร์. 2549. **อนุกรมเวลาและการพยากรณ์**. กรุงเทพฯ: โพรพรินติ้ง.
- [12] Montgomery, D.C., Peck, E.A. and Vining, G.G. 2006. **Introduction to Linear Regression Analysis**. 4th Edition. New York: Wiley.
- [13] ยิ่งยง แสนเดช นิดา ชาญบรยง และประสิทธิ์ พยัคฆพงษ์. 2554. “การศึกษาตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง”. **วารสารมหาวิทยาลัยศรีนครินทรวิโรฒ (สาขาวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี)**. 3 (ฉบับพิเศษที่ 2): 32-44.
- [14] วรางคณา กิริติวิบูลย์. 2556. “ตัวแบบพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่มาท่องเที่ยวในประเทศไทย”. **วารสารวิทยาศาสตร์ มศว**. 29 (2): 9-26.
- [15] วรางคณา กิริติวิบูลย์. 2556. “การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีบอซ-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียลที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และวิธีการพยากรณ์รวมสำหรับการพยากรณ์อุณหภูมิเฉลี่ยต่อเดือนในเขตกรุงเทพมหานคร”. **วารสารวิทยาศาสตร์บูรพา**. 18 (2): 149-160.
- [16] วรางคณา กิริติวิบูลย์. 2557. “ตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกาแฟคั่วและบด”. **วารสารวิทยาศาสตร์ มศว**. 30 (1): 55-73
- [17] วรางคณา กิริติวิบูลย์. 2558. “ตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของประเทศไทย”. **วารสารวิทยาศาสตร์ มข**. 43 (1): 148-162.
- [18] วราฤทธิ์ พานิชกิจโกศลกุล. 2549. “การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ราคาทองคำรูปพรรณรายวันระหว่างวิธีการพยากรณ์ของโอลด์ วิธีการพยากรณ์ของบอซ-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์รวม”. **วารสารมหาวิทยาลัยนเรศวร**. 14 (2): 9-16.
- [19] วรางคณา กิริติวิบูลย์ และเจี๊ยะอัฐพาน มาหิละ. 2556. “ตัวแบบพยากรณ์ความเร็วลมตามแนวชายฝั่งอำเภอท่าศาลา จังหวัดนครศรีธรรมราช”. **วารสารวิจัย มข**. 18 (1): 32-50