



ตัวแบบพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบิดในประเทศไทย วารางคณา กীরติวิบูลย์

Forecasting Model for the Number of Patients with Dysentery in Thailand

Warangkha Keerativibool

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ จังหวัดพัทลุง 93210

Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University, Phatthalung, Thailand 93210

Corresponding author. E-mail address: warang27@gmail.com

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการวิจัยครั้งนี้ คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดของจำนวนผู้ป่วยโรคบิดในประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของระบบฐานข้อมูลด้านสังคมและคุณภาพชีวิต ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2546 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 48 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2546 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2556 จำนวน 44 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 4 ค่า สำหรับการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษาวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์เป็น $\hat{Y}_t = 0.185060\hat{Y}_{1t} + 0.814940\hat{Y}_{2t}$ เมื่อ \hat{Y}_{1t} และ \hat{Y}_{2t} แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ

คำสำคัญ: โรคบิด บ็อกซ์-เจนกินส์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง การพยากรณ์รวม เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย

Abstract

The purpose of this research was to construct the most suitable forecasting model for the number of patients with dysentery in Thailand. The data gathered from the website of Social and Quality of Life Database System during the first quarter, 2003 to the fourth quarter, 2014 (48 values) were used and divided into two categories. The first category had 44 values, which were the data during the first quarter, 2003 to the fourth quarter, 2013 for construction of forecasting model by three methods, Box-Jenkins, Winters' multiplicative 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 criterion of the lowest mean absolute percentage 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 $\hat{Y}_t = 0.185060\hat{Y}_{1t} + 0.814940\hat{Y}_{2t}$ where \hat{Y}_{1t} and \hat{Y}_{2t} represented the single forecasts at time t from Box-Jenkins and Winters' multiplicative exponential smoothing, respectively.

Keywords: Dysentery, Box-Jenkins, Exponential Smoothing, Combined Forecasting, Mean Absolute Percentage Error (MAPE)

บทนำ

โรคบิดเป็นโรคติดต่อที่พบได้ทุกแห่ง โดยเฉพาะชุมชนที่ยากจน การสุขาภิบาลไม่ดี และเกิดได้กับทุกเพศทุกวัย โดยมีอาการของการติดเชื้อในระบบทางเดิน

อาหาร มักเกิดการอักเสบของลำไส้ใหญ่ ทำให้มีอาการปวดท้องแบบปวดเบ่งและบิด ถ่ายอุจจาระบ่อย ถ่ายแต่ละครั้งจำนวนไม่มาก และรู้สึกเหมือนอยากเบ่งถ่ายตลอดเวลา แต่ถ่ายไม่ออก ลักษณะอุจจาระเป็นมูก บางครั้งมีเลือดปน บางรายมีอาการไข้ คลื่นไส้ และ



อาเซียนร่วมด้วย ในรายที่เป็นโรคบิดไม่มีตัวจะมีอาการ ไข้สูงอย่างรวดเร็ว และปวดศีรษะมาก สำหรับรายที่เป็น โรคบิดมีตัว อุจจาระจะมีกลิ่นเหม็นคาวและเหม็นเน่า ซึ่งเชื่ออาจเข้าสู่กระแสโลหิต ทำให้เกิดอาการอักเสบที่ตับ ปอด หรือสมองได้ สาเหตุของโรคบิด คือ เกิดจากเชื้อ แบคทีเรีย ได้แก่ เชื้อชิเกลลา (Shigella Dysenteriae) ซึ่งทำให้เกิดโรคบิดมีตัว และเกิดจากเชื้อโปรโตซัว ได้แก่ เชื้ออมีบา (Entamoeba Histolytica) ซึ่งทำให้เกิด โรคบิดมีตัว การติดต่อของโรคบิดสามารถติดต่อได้โดย การดื่มน้ำหรือกินอาหารที่มีเชื้อบิด โรคบิดไม่มีตัวจะมี ระยะฟักตัวประมาณ 1 – 7 วัน และโรคบิดมีตัวจะมี ระยะฟักตัวประมาณ 2 – 4 สัปดาห์ เชื้อบิดเมื่อเข้าสู่ ร่างกายแล้วจะเจริญเติบโตและเพิ่มจำนวนอย่างรวดเร็ว ที่ลำไส้ใหญ่ แทรกตัวทำลายเนื้อเยื่อและผนังลำไส้ใหญ่ แพร่กระจายเชื้อออกมากับอุจจาระไปปนเปื้อนกับอาหาร และน้ำ ด้วยมือที่ไม่สะอาด หรือโดยการนำอุจจาระมารด ผัก จึงแพร่เชื้อไปสู่ผู้อื่น (พวงแก้ว วิวัฒน์เจษฎาวุฒิ, ม.ป.ป.) เนื่องจากโรคบิดเป็นโรคหนึ่งที่มีแนวโน้ม การรายงานผู้ป่วยเพิ่มขึ้นในปี 2558 นอกเหนือจากโรค ที่ต้องจับตามองอื่นๆ (สำนักข่าว Hfocus เจาะลึกระบบ สุขภาพ, 2558) ดังนั้นการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบิด ในอนาคต จึงเป็นการเตรียมพร้อมรับมือกับโรคและ ภัยที่คาดว่าจะเกิดขึ้น ด้วยเหตุผลดังกล่าว ผู้วิจัยจึงมี ความสนใจที่จะศึกษาการสร้างตัวแบบพยากรณ์จำนวน ผู้ป่วยโรคบิด โดยใช้วิธีการทางสถิติทั้งหมด 3 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้ กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม เพื่อกำหนดมาตรการที่เหมาะสม สำหรับการเตือนภัย การระบาดของโรคแก่ประชาชนและหน่วยงานที่เกี่ยวข้อง ได้ป้องกัน ควบคุม และลดการระบาดของโรคที่อาจ เกิดขึ้น ต่อไป

วิธีการศึกษาและวัสดุอุปกรณ์

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ จำนวนผู้ป่วยโรคบิด โดยใช้โปรแกรม SPSS (Statistical Package for Social Sciences) รุ่น 17 ซึ่งข้อมูลที่ใช้ใน การศึกษาได้มาจากเว็บไซต์ของระบบฐานข้อมูลด้านสังคม และคุณภาพชีวิต (ระบบฐานข้อมูลด้านสังคมและ

คุณภาพชีวิต, 2558) เป็นอนุกรมเวลาจำนวนผู้ป่วย โรคบิด (คน) ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2546 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 48 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2546 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2556 จำนวน 44 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบ พยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ที่มีความเหมาะสม กับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม เนื่องจากอนุกรมเวลา ชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม และความผันแปร ตามฤดูกาล รวมถึงได้พิจารณาจากค่าเปอร์เซ็นต์ ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) ของข้อมูลชุดที่ 1 แล้วพบว่า วิธีการเหล่านี้เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลา ชุดนี้มากกว่าวิธีการพยากรณ์อื่น ๆ ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 4 ค่า นำมาใช้สำหรับการตรวจสอบความแม่นยำ (Accuracy) ของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ MAPE ที่ต่ำที่สุด

1. การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่มี ความถูกต้องสูง เนื่องจากได้กำหนดตัวแบบโดยการ ตรวจสอบคุณสมบัติของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) ซึ่งพิจารณาภายใต้ อนุกรมเวลาที่คงที่ (Stationary) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและ ความแปรปรวนคงที่ (ทรงศิริ แต่สมบัติ, 2539, น. 248) ตัวแบบทั่วไป (General Model) ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s แสดงดังสมการที่ (1) (Box, Jenkins, & Reinsel, 1994, pp. 332; Bowerman, & O'Connell, 1993, pp. 570) ขั้นตอนการสร้างตัวแบบ พยากรณ์แสดงรายละเอียดใน วารสารคณา กิรติวิบูลย์ (2558, น. 148-162)

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

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t



ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

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

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1B - \phi_2B^2 - \dots - \phi_pB^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ p (Non-Seasonal Autoregressive Operator of Order p : AR(p))

$\Phi_p(B^s) = 1 - \Phi_1B^s - \Phi_2B^{2s} - \dots - \Phi_pB^{ps}$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบมีฤดูกาลอันดับที่ P (Seasonal Autoregressive Operator of Order P : SAR(P))

$\theta_q(B) = 1 - \theta_1B - \theta_2B^2 - \dots - \theta_qB^q$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ q (Non-Seasonal Moving Average Operator of Order q : MA(q))

$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1B^s - \Theta_2B^{2s} - \dots - \Theta_QB^{Qs}$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาลอันดับที่ 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 $B^s Y_t = Y_{t-s}$

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov's Test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน หรือการทดสอบวิ่ง (Runs Test) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t -Test) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวิน

ภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene's Test based on Median)

2. การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing Method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์จัดเป็นเทคนิคการวิเคราะห์ข้อมูลโดยนำอนุกรมเวลาจากอดีตมาวิเคราะห์หาค่าประกอบ เพื่อกำหนดตัวแบบจำลองสำหรับการพยากรณ์ค่าอนาคต วิธีการนี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเชิงเส้นและมีความผันแปรตามฤดูกาล ซึ่งแบ่งออกได้เป็น 2 กรณี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีความผันแปรตามฤดูกาลคงที่ กล่าวคือความผันแปรตามฤดูกาลมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีความผันแปรตามฤดูกาลเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (Winters, 1960, pp. 324-342) สำหรับการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เนื่องจากอนุกรมเวลาจำนวนผู้ป่วยโรคบิดของข้อมูลชุดที่ 1 ในช่วงไตรมาสที่ 1 ปี 2546 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2556 มีความผันแปรตามฤดูกาลลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 1) ตัวแบบแสดงดังสมการที่ (2) และตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3) (สมเกียรติ เกตุเยี่ยม, 2548, น. 119)

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

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

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

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

$$b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1} \text{ และ } \hat{S}_t = \delta \frac{Y_t}{a_t} + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$$

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

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ตามวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

3. การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม (Combined Forecasting Method)

การพยากรณ์รวมเป็นวิธีการประยุกต์ที่มีการรวมค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไป เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด สามารถใช้ได้กับกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากกว่า 1 วิธี (มุกดาแมนน์มินทร์, 2549, น. 413) ณ ที่นี้ได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เนื่องจากค่าพยากรณ์ของวิธีการเหล่านี้มีความสัมพันธ์กันอย่างมากกับอนุกรมเวลาชุดที่ 1 (สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์มีค่าเท่ากับ 0.8435 และ 0.9257 ตามลำดับ) ดังนั้นตัวแบบของวิธีการพยากรณ์รวมที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้ คือ

$$\hat{Y}_t = w_1 \hat{Y}_{1t} + w_2 \hat{Y}_{2t} \tag{4}$$

เมื่อ \hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t

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

w_1 และ w_2 แทนค่าถ่วงน้ำหนักของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ โดยที่

$$w_1 = \frac{b_1}{b_1 + b_2} \text{ และ } w_2 = \frac{b_2}{b_1 + b_2} \tag{5}$$

b_1 และ b_2 แทนค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Squares Method) (Montgomery, Peck, & Vining, 2006, pp. 71-80) ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ เมื่อกำหนดให้ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากทั้ง 2 วิธีเป็นตัวแปรอิสระ และจำนวนผู้ป่วยโรคบิดเป็นตัวแปรตาม ซึ่งค่า b_1 และ b_2 จะคำนวณจากจำนวนข้อมูลพยากรณ์ในอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ณ ที่นี้คือ 39 ค่า เนื่องจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ทำให้ไม่มีค่าพยากรณ์ 5 ค่าแรก (จำนวนฤดูกาลเท่ากับ 4)

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ตามวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

4. การตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์การวิจัยครั้งนี้ได้ตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์จากวิธีการทั้งหมด 3 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม โดยทำการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบิดของข้อมูลชุดที่ 2 คือ อนุกรมเวลาตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 4 ค่า ได้ค่าความแตกต่างระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์ (Error: e_t) เพื่อคำนวณค่า MAPE มีสูตรแสดงดังสมการที่ (6) (สมเกียรติ เกตุเอี่ยม, 2548, น. 9) โดยวิธีการพยากรณ์ใดมีค่า MAPE ต่ำที่สุด คือ วิธีที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด

$$MAPE = \frac{100}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \tag{6}$$

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



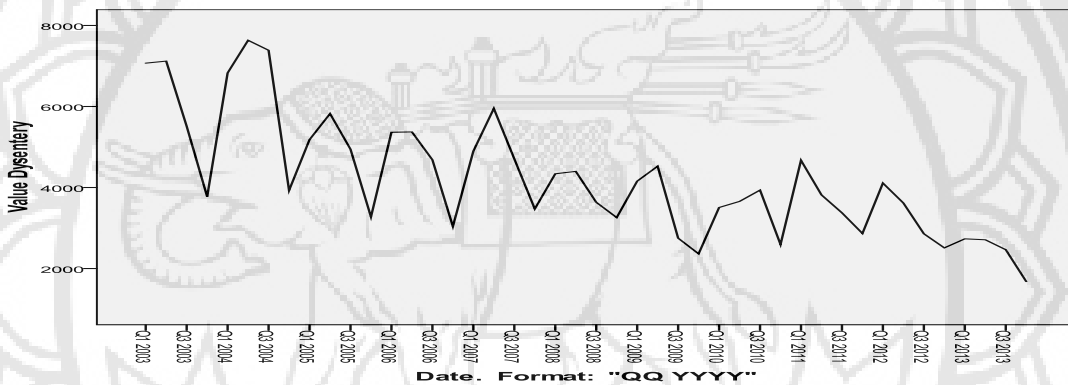
Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t
 \hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t
 t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่
 n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

5. การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบิด

จากการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม เมื่อทราบว่าตัวแบบพยากรณ์ใดมีค่า MAPE ต่ำที่สุด จะใช้ตัวแบบพยากรณ์นั้นสำหรับการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบิด ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2558 ต่อไป

ผลการศึกษา

1. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์
 จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 คือ จำนวนผู้ป่วยโรคบิด ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2546 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2556 จำนวน 44 ค่า ดังรูปที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้มลดลง และมีความผันแปรตามฤดูกาลไม่คงที่ กล่าวคือ ความผันแปรตามฤดูกาลมีค่าลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป



รูปที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาจำนวนผู้ป่วยโรคบิด ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2546 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2556

จากกราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 2 พบว่า อนุกรมเวลายังไม่คงที่ 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 0.01 คือ ตัวแบบ SARIMA(0, 1, 0)(0, 1, 1)₄ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.439$, $p\text{-value} = 0.990$) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 4 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์

สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง บางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -0.018$, $p\text{-value} = 0.986$) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.115, $p\text{-value} = 0.951$) ดังนั้น ตัวแบบ SARIMA (0, 1, 0)(0, 1, 1)₄ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$(1-B)(1-B^4)Y_t = (1-\theta_1 B^4)\varepsilon_t$$

$$(1-B^4 - B + B^5)Y_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-4}$$

$$Y_t = Y_{t-1} + Y_{t-4} - Y_{t-5} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-4}$$

เมื่อแทนค่าประมาณพารามิเตอร์จากตารางที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้



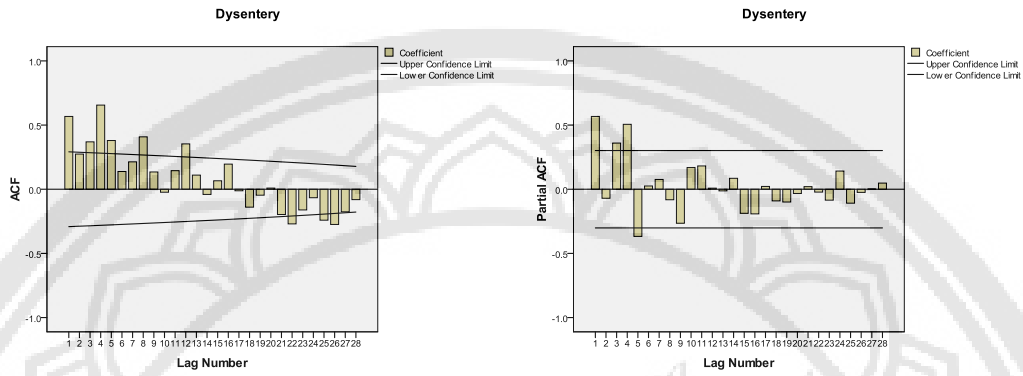
$$\hat{Y}_t = Y_{t-1} + Y_{t-4} - Y_{t-5} - 0.579823e_{t-4} \quad (7)$$

e_{t-4} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์

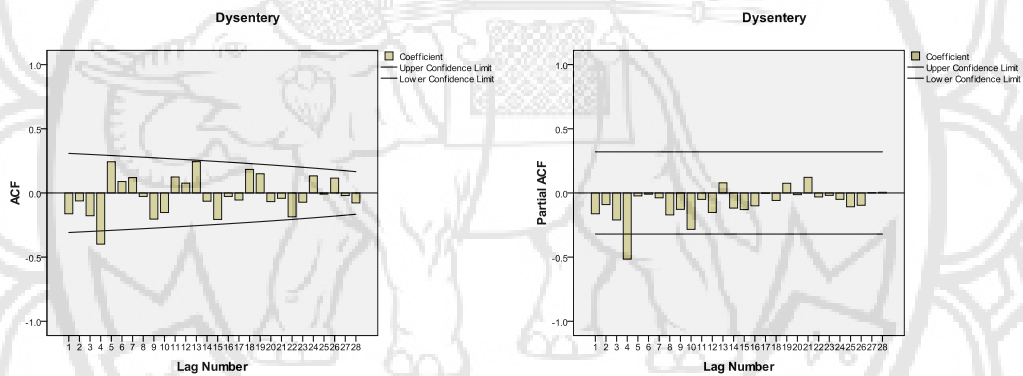
ณ เวลา $t - 4$

เมื่อ \hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

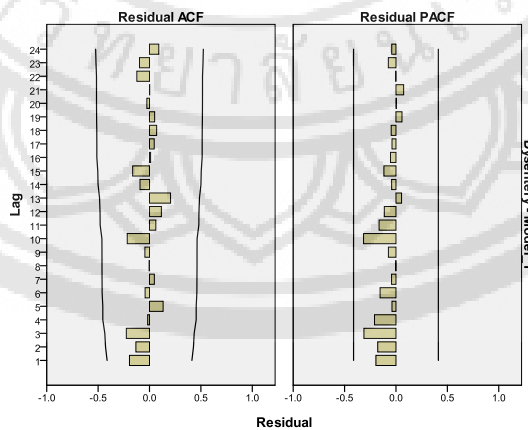
Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา $t - j$



รูปที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาจำนวนผู้ป่วยโรคบิด



รูปที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาจำนวนผู้ป่วยโรคบิด เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1



รูปที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ SARIMA(0, 1, 0) (0, 1, 1)₄ ไม่มีพจน์ค่าคงที่



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 (0, 1, 0)(1, 1, 1) ₄	SARIMA (0, 1, 0)(1, 1, 1) ₄ ไม่มีพจน์ค่าคงที่	SARIMA (0, 1, 0)(0, 1, 1) ₄ ไม่มีพจน์ค่าคงที่
ค่าคงที่	ค่าประมาณ	5.372275	-	-
	p-value	0.933	-	-
SAR(1): φ ₁	ค่าประมาณ	-0.226823	-0.226571	-
	p-value	0.431	0.425	-
SMA(1): θ ₁	ค่าประมาณ	0.435629	0.434865	0.579823
	p-value	0.123	0.118	0.001
BIC		13.692	13.571	13.448
Ljung-Box Q (ณ lag 18)		15.160	15.138	14.797
p-value		0.513	0.515	0.610

2. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับ
เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ
ด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ พบว่า BIC
มีค่าเท่ากับ 12.966 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q
ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 =
24.271, p-value = 0.061) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะ
ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า
ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-
Smirnov Z = 0.719, p-value = 0.680) มีการ
เคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดใน
รูปที่ 5 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและ
สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความ
คลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99)
มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.524, p-value = 0.603)

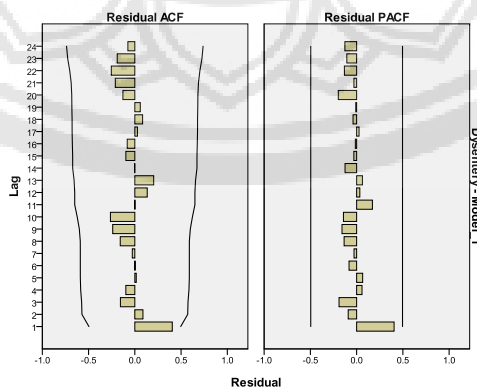
และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic
= 0.390, p-value = 0.761) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์
ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (2,289.507231 - 84.369575m)\hat{S}_t \quad (8)$$

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 รายละเอียดแสดงดัง
ตารางที่ 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า จำนวนผู้ป่วยโรคบิด
ของไตรมาสที่ 4 ของทุกปี มีค่าน้อยกว่าไตรมาสอื่น ๆ
เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลน้อยกว่า 1

α , γ และ δ มีค่าเท่ากับ 0.03769,
0.00010 และ 0.04139 ตามลำดับ



รูปที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์
โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ



ตารางที่ 2 ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลาจำนวนผู้ป่วยโรคบิด จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

ไตรมาสที่	ดัชนีฤดูกาล	ไตรมาสที่	ดัชนีฤดูกาล
1	1.147582	3	1.059620
2	1.224473	4	0.744338

3. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยของวิธีพยากรณ์เดี่ยวทั้ง 2 วิธี ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ได้ว่า $b_1 = 0.185084$ และ $b_2 = 0.815046$ ดังนั้นจากสมการที่ (5) สามารถคำนวณค่าถ่วงน้ำหนักของแต่ละวิธีการพยากรณ์เดี่ยวได้เป็น $w_1 = 0.185060$ และ $w_2 = 0.814940$ เพราะฉะนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมเขียนได้ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.185060\hat{Y}_{1t} + 0.814940\hat{Y}_{2t} \quad (9)$$

เมื่อ \hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t

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

ผลการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์รวม พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 1.067$, $p\text{-value} = 0.205$) มีการ

เคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (จาก Runs Test: $Z = -0.970$, $p\text{-value} = 0.332$) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = 0.352$, $p\text{-value} = 0.727$) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.361, $p\text{-value} = 0.782$) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมที่ได้มีความเหมาะสม

4. ผลการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ในสมการที่ (7) โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ในสมการที่ (8) และโดยวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (9) สำหรับการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 คือ จำนวนผู้ป่วยโรคบิด ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 4 ค่า ได้ค่าพยากรณ์ และค่า MAPE แสดงดังตารางที่ 3 ผลการตรวจสอบพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือมีค่า MAPE ต่ำที่สุด จึงมีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ต่อไป

ตารางที่ 3 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของจำนวนผู้ป่วยโรคบิด (คน) ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557

ช่วงเวลา	จำนวนผู้ป่วยโรคบิด	จำนวนผู้ป่วยโรคบิด จากการพยากรณ์โดยวิธี		
		บอกซ์-เจนกินส์	วินเทอร์	พยากรณ์รวม
Q1 2557	2,318	2,603	2,531	2,544
Q2 2557	2,229	2,408	2,597	2,562
Q3 2557	2,031	1,938	2,158	2,117
Q4 2557	1,441	1,249	1,453	1,415
MAPE		9.5572	8.1961	7.6850

5. ผลการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบิด

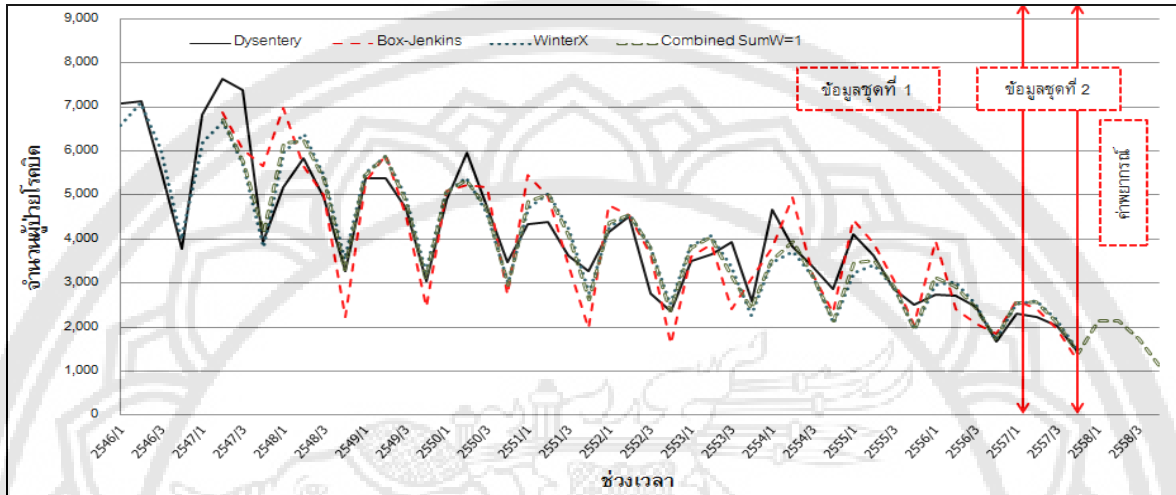
จากการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ ซึ่งพบว่า วิธีการพยากรณ์รวมมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด ดังนั้น

ผู้วิจัยจึงเลือกใช้วิธีการดังกล่าวในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบิด ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2558 รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 4 และรูปที่ 6



ตารางที่ 4 ค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบิด (คน) ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2558

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
Q1 2558	2,149	Q3 2558	1,746
Q2 2558	2,146	Q4 2558	1,131



รูปที่ 6 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาจำนวนผู้ป่วยโรคบิด และค่าพยากรณ์จากวิธีการทางสถิติ 3 วิธี

สรุปผล อภิปรายผลการศึกษา และข้อเสนอแนะ

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาจำนวนผู้ป่วยโรคบิด โดยใช้อนุกรมเวลารายไตรมาสจากเว็บไซต์ของระบบฐานข้อมูลด้านสังคมและคุณภาพชีวิต ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2546 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 48 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2546 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2556 จำนวน 44 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2557 จำนวน 4 ค่า สำหรับการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ MAPE ที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือมีค่า MAPE ต่ำที่สุด จึงมีความเหมาะสมกับการพยากรณ์จำนวน

ผู้ป่วยโรคบิดในอนาคตต่อไป โดยตัวแบบพยากรณ์รวมแสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.185060\hat{Y}_{t-1} + 0.814940\hat{Y}_{2t}$$

เมื่อ \hat{Y}_{t-1} และ \hat{Y}_{2t} แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ

ผลการศึกษาในครั้งนี้มีความสอดคล้องกับการศึกษาในอดีตที่พบว่า การพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด (มุกดาแมนน์มินทร์, 2549, น. 413; ยิ่งยง แสนเดช, นิตา ชาญบรรจง และประสิทธิ์ พัทธ์คมพงษ์, 2554, น. 32-44; วรางคณา กิรติวิบูลย์, 2556ก, น. 9-26; 2556ข, น. 149-160; 2557, น. 55-73) แต่ก็มีขีดจำกัดกับการศึกษาบางงานที่พบว่า การพยากรณ์รวมไม่ได้เป็นวิธีที่ดีที่สุด (วรางคณา กิรติวิบูลย์, 2558, น. 148-162; วราฤทธิ์ พานิชกิจโกศลกุล, 2549, น. 9-16) เนื่องจากการพยากรณ์รวมจะให้ค่าพยากรณ์ที่มีความถูกต้องน่าเชื่อถือ เมื่อมีการกำหนดค่าถ่วงน้ำหนักที่เหมาะสม



ซึ่งการกำหนดค่าถ่วงน้ำหนักสามารถทำได้หลายวิธี เช่น วิธีกำลังสองน้อยที่สุด ที่ได้ใช้ในการวิจัยครั้งนี้ การถ่วงน้ำหนักด้วยการผกผันของรากที่สองของผลรวมของความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (Inverse of Root Sum Squares Error) การถ่วงน้ำหนักด้วยการผกผันของผลรวมของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Inverse of Sum Absolute Error) และการถ่วงน้ำหนักด้วยสัดส่วนของค่าจากเวกเตอร์ลักษณะเฉพาะของการวิเคราะห์ตัวประกอบหลัก (Proportion of the Value in the Eigenvector from the Principal Component Analysis) (วารงคณา กิรติวิบูลย์ และเจ๊ะอัฐพาน มาหิละ, 2556, น. 32-50) โดยน้ำหนักถ่วงจากแต่ละวิธีจะมีความเหมาะสมกับข้อมูลที่แตกต่างกัน ดังนั้นผู้วิจัยควรพิจารณาการพยากรณ์รวมหลาย ๆ วิธี รวมถึงข้อจำกัดของการศึกษาครั้งนี้ คือ มีข้อมูลรายไตรมาสเพียง 48 ค่า ทำให้ผลการสร้างตัวแบบอาจมีความถูกต้องน้อย ดังนั้น การศึกษาครั้งต่อไป ควรพิจารณาจำนวนข้อมูลที่มากกว่านี้ และควรพิจารณาวิธีการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์เพิ่มเติม เช่น เกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) (สมเกียรติ เกิดเยี่ยม, 2548, น. 10), เกณฑ์สารสนเทศอาไกกิ (Akaike Information Criterion: AIC) (Akaike, 1973, pp. 267-281) และเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian Information Criterion: BIC) (Schwarz, 1978, pp. 461-464) เป็นต้น

จากการใช้วิธีการพยากรณ์รวมในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบิดตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2558 ดังตารางที่ 4 และรูปที่ 6 พบว่า จำนวนผู้ป่วยโรคบิดมีแนวโน้มลดลง โดยไตรมาสที่ 1 ถึง 4 ของปี 2558 มีค่าประมาณจำนวนผู้ป่วยโรคบิดเป็น 2,149, 2,146, 1,746 และ 1,131 คน ตามลำดับ อย่างไรก็ตาม จำนวนผู้ป่วยโรคบิดอาจเกิดการเปลี่ยนแปลงจากปัจจัยอื่นๆ ดังนั้นเมื่อมีข้อมูลที่เป็นปัจจุบัน ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบ เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

เอกสารอ้างอิง

ทรงศิริ แต่สมบัติ. (2539). *เทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณ*. กรุงเทพฯ: ฟิสิกส์เซ็นเตอร์.

พวงแก้ว วิวัฒน์เจษฎาวุฒิ. (ม.ป.ป.). โรคบิด. ค้นเมื่อ 19 เมษายน 2558, จาก http://www.ipesp.ac.th/learning/poungkaew/chapter5/Unti5_2.html

มุกดา มั่นมินทร์. (2549). *อนุกรมเวลาและการพยากรณ์*. กรุงเทพฯ: โพรฟรินติ้ง.

ยิ่งยง แสนเดช, นิดา ชาญบรรยง, และประสิทธิ์ พยัคฆพงษ์. (2554). การศึกษาตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง. *วารสารมหาวิทยาลัยศรีนครินทรวิโรฒ (สาขาวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี)*, 3(ฉบับพิเศษที่ 2), 32-44.

ระบบฐานข้อมูลด้านสังคมและคุณภาพชีวิต. (2558). จำนวนและอัตราผู้ป่วยด้วยโรคเฝ้าระวัง ปี พ.ศ. 2546-2557. ค้นเมื่อ 9 เมษายน 2558, จาก http://social.nesdb.go.th/SocialStat/StatReport_Final.aspx?reportid=303&template=1R2C&yeartype=M&subcatid=17

วารงคณา กิรติวิบูลย์. (2556ก). ตัวแบบพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่มาท่องเที่ยวในประเทศไทย. *วารสารวิทยาศาสตร์ มศว*, 29(2), 9-26.

วารงคณา กิรติวิบูลย์. (2556ข). การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียลที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และวิธีการพยากรณ์รวม สำหรับการพยากรณ์อุณหภูมิเฉลี่ยต่อเดือนในเขตกรุงเทพมหานคร. *วารสารวิทยาศาสตร์บูรพา*, 18(2), 149-160.

วารงคณา กิรติวิบูลย์. (2557). ตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกาแฟคั่วและบด. *วารสารวิทยาศาสตร์ มศว*, 30(1), 55-73.



- วรางคณา กীরติวิบูลย์. (2558). ตัวแบบพยากรณ์มูลค่า การส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของประเทศไทย. *วารสารวิทยาศาสตร์ มข*, 43(1), 148-162.
- วรางคณา กীরติวิบูลย์ และเจ๊ะอัฐพาน มาหิละ. (2556). ตัวแบบพยากรณ์ความเร็วลมตามแนวชายฝั่ง อำเภอ ท่าศาลา จังหวัดนครศรีธรรมราช. *วารสารวิจัย มข*, 18(1), 32-50.
- วราฤทธิ์ พานิชกิจโกศลกุล. (2549). การเปรียบเทียบ วิธีการพยากรณ์ราคาทองคำรูปพรรณรายวันระหว่าง วิธีการพยากรณ์ของโสมล์ วิธีการพยากรณ์ของบอกรี-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์รวม. *วารสารมหาวิทยาลัย นครสวรรค์*, 14(2), 9-16.
- สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. (2548). *เทคนิคการพยากรณ์ (พิมพ์ครั้งที่ 2)*. สงขลา: มหาวิทยาลัยทักษิณ.
- สำนักข่าว Hfocus เจาะลึกระบบสุขภาพ. กรมควบคุมโรคทำนาย 6 โรคต้องจับตาปี 58. ค้นเมื่อ 19 เมษายน 2558, จาก <http://www.hfocus.org/content/2015/01/8992>
- Akaike, H. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. *In the Proceedings of the 2nd International Symposium on Information Theory* (pp. 267-281). Akademia Kiado: Budapest.
- Bowerman, B. L., & O'Connell, R. T. (1993). *Forecasting and time series: an applied approach* (3rd ed.). California: Duxbury Press.
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M., & Reinsel, G. C. (1994). *Time series analysis: forecasting and control* (3rd ed.). New Jersey: Prentice Hall.
- Montgomery, D. C., Peck, E. A., & Vining, G. G. (2006). *Introduction to linear regression analysis* (4th ed.). New York: John Wiley & Son.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461-464.
- Winters, P. (1960). Forecasting sale by exponentially weighted moving average. *Management Science*, 6(3), 324-342.

Translated Thai Reference

Hfocus. (2015). Department of Disease Control predict six diseases in year 2015. Retrieved April 19, 2015, from <http://www.hfocus.org/content/2015/01/8992> [in Thai]

Keerativibool, W., & Mahileh, J. (2013). Forecasting model of wind speed along the coast of Tha Sala district, Nakhon Si Thammarat province. *KKU Research Journal*, 18(1), 32-50. [in Thai]

Keerativibool, W. (2013a). Forecasting model for the number of international tourist arrivals to Thailand. *Srinakharinwirot Science Journal*, 29(2), 9-26. [in Thai]

Keerativibool, W. (2013b). A Comparison of forecasting methods between Box-Jenkins, simple seasonal exponential smoothing, and combined forecasting methods for predicting monthly mean temperature in Bangkok. *Burapha Science Journal*, 18(2), 149-160. [in Thai]



- Keerativibool, W. (2014). Forecasting model for the export quantity of roast and ground coffee. *Srinakharinwirot Science Journal*, 30(1), 55-73. [in Thai]
- Keerativibool, W. (2015). Forecasting model for the export values for fresh frozen shrimp of Thailand. *KKU Science Journal*, 43(1), 148-162. [in Thai]
- Ket-iam, S. (2005). *Forecasting Technique*. (2nd ed.). Songkhla: Thaksin University. [in Thai]
- Manmin M. (2006). *Time series and forecasting*. Bangkok: Foreprinting. [in Thai]
- Panichkitkosolkul, W. (2006). A comparison of forecasting method of daily jewellery gold prices: Holt's forecast method, Box-Jenkins method and combined forecast method. *Naresuan University Journal*, 14(2), 9-16. [in Thai]
- Sandate, Y., Chanbanyong, N., & Payakk, P. (2011). The study forecasting models of export quantity of frozen shrimp. *Srinakharinwirot University Journal of Science and Technology*, 3(Special Issue 2), 32-44. [in Thai]
- Social and Quality of Life Database System. (2015). Number and rate of patients with disease surveillance in year 2003-2014. Retrieved April 9, 2015, from http://social.nesdb.go.th/SocialStat/StatReport_Final.aspx?reportid=303&template=1R2C&yeartype=M&subcatid=17 [in Thai]
- Taesombut, S. (1996). *Quantitative forecasting techniques*. Bangkok: Physic Center. [in Thai]
- Wiwatjetsadawut, P. (n.d.). Dysentery. Retrieved April 19, 2015, from http://www.ipesp.ac.th/learning/poungkaew/chapter5/Unti5_2.html [in Thai]