



การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิด ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

Forecasting of the Number of Patients for Tetanus and Tetanus Neonatorum with Box-Jenkins Method

จตุภัทร เมฆพ่าย¹, กิดากกร สายธนู¹ และ พจนา พจนวิชัยกุล^{2*}

Jatupat Mekpanyup¹, Kidakan Saithanu¹ and Phodjana Phodjanawichaikul^{2*}

¹ภาควิชาคณิตศาสตร์ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยบูรพา

²แผนกการบริหารทรัพยากรสุขภาพ โรงพยาบาลบีเอ็นเอช

¹Department of Mathematics, Faculty of Science, Burapha University

²Utilization Management, BNH Hospital

Received : 11 March 2019

Revised : 12 Decmber 2019

Accepted : 2 February 2020

บทคัดย่อ

งานวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิจากสำนักระบาดวิทยา ซึ่งเก็บรวบรวมจำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดตั้งแต่เดือนพฤษภาคมปี พ.ศ. 2551 จนถึงเดือนเมษายนปี พ.ศ. 2561 เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์จากนั้นทำการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดของเดือนพฤษภาคมปี พ.ศ. 2561 และเมษายนปี พ.ศ. 2562 สำหรับการตรวจสอบความแม่นยำของการพยากรณ์จะใช้รากที่สองของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย ค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย ค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยทำให้เป็นบรรทัดฐาน และค่าปัจจัยสอง ผลการวิจัยพบว่าได้ตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ที่ไม่มีค่าคงตัวทั้งหมด 5 ตัวแบบ ได้แก่ $ARIMA(1,0,1) \times (2,1,1)_{12}$ $ARIMA(0,1,1) \times (2,1,1)_{12}$ $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_{12}$ $ARIMA(1,0,1) \times (1,0,2)_{12}$ และ $ARIMA(0,1,1) \times (1,0,2)_{12}$ ตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ที่ไม่มีค่าคงตัวที่เหมาะสมที่สุดสำหรับพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิด คือ $ARIMA(1,0,1) \times (2,1,1)_{12}$ โดยมีค่ารากที่สองของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยเท่ากับ 2.8997 ค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยเท่ากับ 1.8734 ค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยทำให้เป็นบรรทัดฐานเท่ากับ 0.1282 และค่าปัจจัยสองเท่ากับ 0.9630

คำสำคัญ : โรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิด ; การพยากรณ์ ; วิธีบอกซ์-เจนกินส์

*Corresponding author. E-mail : Phodjana.p@hotmail.com



Abstract

The objective of this research is to forecast the number of patients for Tetanus and Tetanus Neonatorum with Box-Jenkins method using secondary data from the Bureau of Epidemiology, Department of Disease Control. The number of patients for Tetanus and Tetanus Neonatorum were collected since May, 2008 to April, 2018 to generate forecasting model then predict the number of patients for Tetanus and Tetanus Neonatorum from May, 2018 to April, 2019. The accuracy of forecasting was monitored by root mean squared error (RMSE), mean absolute error (MAE), normalized mean square error (NMSE) and factor of two (FA_2). The research results revealed that 5 models from Box-Jenkins method with no constant are built; ARIMA(1,0,1)x(2,1,1)₁₂, ARIMA(0,1,1)x(2,1,1)₁₂, ARIMA(1,0,1)x(1,1,1)₁₂, ARIMA(1,0,1)x(1,0,2)₁₂ and ARIMA(0,1,1)x(1,0,2)₁₂. The most appropriate model from Box-Jenkins method with no constant for forecasting the number of patients of Tetanus and Tetanus Neonatorum is ARIMA(1,0,1)x(2,1,1)₁₂ with RMSE of 2.8997, MAE of 1.8734 and NMSE of 0.1282 and FA_2 of 0.9630.

Keywords : Tetanus and Tetanus Neonatorum ; forecasting ; Box-Jenkins method

บทนำ

ปัจจุบันถึงแม้ว่าวิทยาการทางการแพทย์จะเจริญขึ้นมากจากอดีตแต่ก็ยังมีโรคระบาดอีกหลายโรคที่ทำให้คนล้มป่วยและเสียชีวิต ดังนั้นทางการแพทย์ยังคงต้องพยายามหาแนวทางป้องกัน ฝ้าระวัง และควบคุมโรคระบาดไม่ให้เกิดความรุนแรงมากขึ้น โรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดเป็นโรคระบาดอีกประเภทหนึ่งที่ทำให้ประชากรล้มป่วยรวมถึงเสียชีวิตเป็นจำนวนมาก โรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิด เกิดจากการติดเชื้อแบคทีเรียคลอสตริเดียม เตตานี (Clostridium tetani) ซึ่งพบได้ทั่วไป แบคทีเรียชนิดนี้สามารถเข้าสู่ร่างกายได้หลายทาง เช่นแผลสด ผ่านทางสายสะดือในเด็กแรกเกิดที่มารดาไม่เคยได้รับการฉีดวัคซีนบาดทะยัก เป็นต้นเมื่อเชื้อแบคทีเรียดังกล่าวเข้าสู่ร่างกายจะมีระยะฟักตัวโดยเฉลี่ยประมาณ 3-21 วัน (Pothisamutyothin, 2015) หลังจากนั้นจะมีการสร้างสารพิษ (Toxin) ที่ออกฤทธิ์ต่อระบบประสาทที่ควบคุมการทำงานของกล้ามเนื้อทำให้ผู้ติดเชื้อมีอาการหดเกร็งของกล้ามเนื้อ กล้ามเนื้อที่ช่วยในการหายใจจะไม่สามารถทำงานได้ตามปกติ เกิดภาวะหัวใจล้มเหลว และเสียชีวิตในที่สุด นอกจากนี้ยังพบว่าคนที่เคยเป็นโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดสามารถกลับมาเป็นซ้ำได้อีก (Siriodompak, 2019) ปัจจุบันทางการแพทย์ได้พัฒนาวัคซีนเพื่อป้องกันโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดส่งผลให้จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดลดลงในช่วง 10 ปี ที่ผ่านมาตั้งแต่ปี พ.ศ. 2548 จนถึงปี พ.ศ. 2557 (Samjai, 2014) ถึงแม้ว่าจำนวนผู้ป่วยมีแนวโน้มลดลงแต่ยังคงพบผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิด (Samjai, 2015) ทำให้มีงานวิจัยที่ศึกษาเกี่ยวกับโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดเป็นจำนวนมาก อาทิเช่น การศึกษาโรคบาดทะยักด้วยสถิติเชิงพรรณนา (Descriptive Statistics) (Teerapiboon, Tanphaichitr & Sununliganon, 2008 Deesomchok, 2010; Saritsiri & Katanyoothita, 2012) การศึกษาโรคบาดทะยักในเด็กแรกเกิดด้วยการวิเคราะห์การถดถอยโลจิสติก (Logistic regression Analysis) (Lambo *et al.*, 2011) เป็นต้น จากการ



ทบทวนวรรณกรรมงานวิจัยเกี่ยวกับโรคบาดทะยัก และบาดทะยักในเด็กแรกพบว่างานวิจัยที่ศึกษาเกี่ยวกับโรคบาดทะยัก และบาดทะยักในเด็กแรกเกิดด้วยเทคนิคการพยากรณ์ (Forecasting Techniques) ยังมีจำนวนน้อย แต่งานวิจัยที่ใช้เทคนิคการพยากรณ์ในการศึกษาการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคต่าง ๆ มีอยู่จำนวนมาก อาทิเช่น การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคไข้เลือดออก (Mekpanyup, Kornpetanee & Saithanu, 2015; Mekpanyup & Saithanu, 2015a-2015f; Mekpanyup & Saithanu, 2016; Mekpanyup, Saithanu & Treewong, 2015; Songkasri, 2012) การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคมาลาเรีย (Mekpanyup, Khamrod, & Saithanu, 2015) การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคสுகไส (Charoensiri, Sophonpimol & Thanapala, 2015) การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคปอดบวม (Keeratavibool, 2016) เป็นต้น

จากเหตุผลที่ได้กล่าวมาข้างต้นผู้วิจัยจึงสนใจศึกษาการใช้เทคนิคการพยากรณ์กับโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกสำหรับเทคนิคการพยากรณ์ที่นำมาใช้วิจัยคือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins method) เนื่องจากวิธีดังกล่าวมีความแม่นยำในการพยากรณ์ช่วงเวลาสั้น ๆ หรือระยะยาวค่อนข้างสูง เพื่อสร้างตัวแบบการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดรายเดือนของประเทศไทย

วิธีดำเนินการวิจัย

การเก็บรวบรวมข้อมูล

การวิจัยนี้ใช้ข้อมูลทุติยภูมิจำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดรายเดือนของประเทศไทยจากสำนักโรคบาดทะยัก กรมควบคุมโรค (Bureau of Epidemiology, Department of disease control, 2019) ข้อมูลเก็บรวบรวมตั้งแต่เดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2562 โดยแบ่งข้อมูลเป็น 2 ชุด ประกอบด้วย ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2561 รวมทั้งหมด 120 เดือนใช้สำหรับสร้างตัวแบบพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิด และชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2561 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2562 รวมทั้งหมด 12 เดือน ใช้สำหรับการตรวจสอบความแม่นยำของการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิด

การวิเคราะห์ข้อมูล

งานวิจัยเลือกใช้เทคนิคการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ สำหรับขั้นตอนการวิเคราะห์ข้อมูลมีดังนี้

1. การสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เป็นหนึ่งในเทคนิคการพยากรณ์ที่ความเหมาะสมกับการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลา (Time series) ที่มีลักษณะเคลื่อนไหวทุกประเภท (Bowerman & O'Connell, 1993) ตัวแบบพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีการแปรผันตามฤดูกาล (Seasonal variation) หรือตัวแบบพยากรณ์ทั่วไปของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ คือ Multiplicative seasonal autoregressive integrated moving average model of order $(p,d,q)(P,D,Q)_s$ หรือเรียกว่า ตัวแบบ ARIMA $(p,d,q) \times (P,D,Q)_s$ (Box & Jenkins, 1976) สามารถเขียนได้ดังสมการที่ 1



$$\Phi_p(B^S)\phi_p(B)(1-B^S)^D(1-B)^d x_t = \delta + \Theta_Q(B^S)\theta_q(B)\varepsilon_t \quad (1)$$

โดยที่ B แทนตัวดำเนินการย้อนหลัง (Backward operator)

t แทนคาบเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ $1, 2, \dots, n$

S แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

δ แทนค่าคงที่

d และ D แทนอันดับของผลต่างของอนุกรมเวลา

x_t แทนข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนค่าคลาดเคลื่อนของอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\Phi_p(B^S)$ แทนตัวดำเนินการถดถอยในตัวตามฤดูกาลอันดับที่ P (Seasonal autoregressive operator of order P)

หรือตัวแบบ SAR(P) สามารถเขียนได้ดังสมการที่ 2

$\phi_p(B)$ แทนตัวดำเนินการถดถอยในตัวไม่ตามฤดูกาลอันดับที่ p (Non-Seasonal autoregressive operator of order p)

หรือตัวแบบ AR(p) สามารถเขียนได้ดังสมการที่ 3

$\Theta_Q(B^S)$ แทนตัวดำเนินการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ตามฤดูกาลอันดับที่ Q (Seasonal moving average operator of order

Q) หรือตัวแบบ SMA(Q) สามารถเขียนได้ดังสมการที่ 4

$\theta_q(B)$ แทนตัวดำเนินการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ไม่ตามฤดูกาลอันดับที่ q (Non-seasonal moving average operator of order

q) หรือตัวแบบ MA(q) สามารถเขียนได้ดังสมการที่ 5

$$\Phi_p(B^S) = 1 - \Phi_1 B^S - \Phi_2 B^{2S} - \dots - \Phi_p B^{pS} \quad (2)$$

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \quad (3)$$

$$\Theta_Q(B^S) = 1 - \Theta_1 B^S - \Theta_2 B^{2S} - \dots - \Theta_Q B^{QS} \quad (4)$$

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \quad (5)$$

ขั้นตอนของการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เริ่มต้นจากการตรวจสอบคุณสมบัติคงที่ (Stationary) ของอนุกรมเวลาด้วยฟังก์ชันอัตโนมัติสหสัมพันธ์ (Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชันอัตโนมัติสหสัมพันธ์บางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) หากอนุกรมเวลามีคุณสมบัติคงที่แล้วค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของอนุกรมเวลาจะคงที่เช่นกัน ในกรณีอนุกรมเวลาไม่มีคุณสมบัติคงที่ที่ต้องทำการแปลงอนุกรมดังกล่าวด้วยการหาผลต่างของอนุกรมเวลาเพื่อให้อนุกรมเวลามีคุณสมบัติคงที่ก่อนนำข้อมูลดังกล่าวไปทำการวิเคราะห์จากนั้นทำการกำหนดตัวแบบพยากรณ์ให้กับอนุกรมเวลาโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และกราฟ PACF ของอนุกรมเวลาที่มีคุณสมบัติคงที่ และทำการประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบพยากรณ์ที่เลือกไว้



2. การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์

ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากข้อ 1 ด้วยฟังก์ชันอัตโนมัติสหสัมพันธ์ของส่วนเหลือ (Residuals) โดยใช้ตัวสถิติทดสอบ Q ดังสมการที่ 6

$$Q = \{(n - d)[(n - d) + 2]\} \sum_{j=1}^k \frac{r_j^2}{(n - d) - j} \tag{6}$$

โดยที่ k แทนช่วงเวลาที่ยาวกว่ากัน (lag) k

r_j แทนค่าอัตโนมัติสหสัมพันธ์ ณ ช่วงเวลาของข้อมูลที่ j

n แทนจำนวนข้อมูลหรืออนุกรมเวลา

d แทนอันดับของผลต่างของอนุกรมเวลา

ตัวสถิติ Q จะประมาณด้วยการแจกแจงไคกำลังสองด้วยองศาเสรีเท่ากับ $k - p - q$ เมื่อข้อมูลมีขนาดใหญ่ (Ljung & Box, 1979)

3. การตรวจสอบข้อสมมุติของตัวแบบพยากรณ์

ข้อสมมุติของตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์มีดังนี้

3.1 ค่าคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกัน ตรวจสอบด้วยตัวสถิติทดสอบ Q

3.2 ค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบด้วยการทดสอบแอนเดอร์สัน-ดาร์ลิง (Anderson & Darling, 1954) (Anderson-Darling Test)

3.3 ค่าคลาดเคลื่อนมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ตรวจสอบด้วยการทดสอบที (T-test)

3.4 ค่าคลาดเคลื่อนมีความแปรปรวนคงที่ ตรวจสอบด้วยการทดสอบของเลวีเน (Levene, 1960) (Levene's test)

4. การตรวจสอบความแม่นยำของการพยากรณ์

ดัชนีที่ใช้ตรวจสอบความแม่นยำของการพยากรณ์สำหรับงานวิจัยนี้มีดังนี้

4.1 รากที่สองของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root mean squared error: RMSE)

$$RMSE (\hat{y}) = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2} \tag{7}$$

4.2 ค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean absolute error: MAE)

$$MAE (\hat{y}) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |e_t| \tag{8}$$

4.3 ค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยทำให้เป็นบรรทัดฐาน (Normalized mean square error: NMSE)

$$NMSE (\hat{y}) = \frac{\overline{(\hat{X}_t - X_t)^2}}{\overline{X_t \cdot \hat{X}_t}} = \frac{RMSE^2}{\overline{X_t \cdot \hat{X}_t}} \tag{9}$$

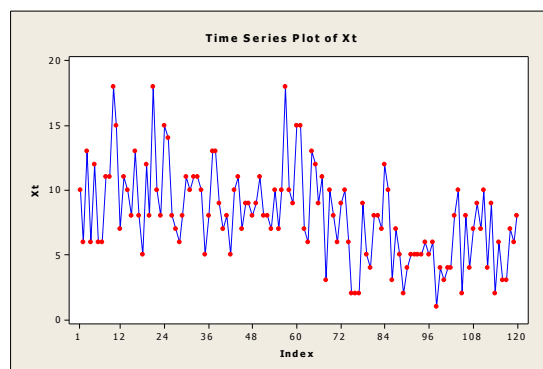
4.4 ปัจจัยสอง (Factor of two: FA₂)

$$FA_2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n k_t, k_t = \begin{cases} 1; & 0.5 \leq \frac{\hat{x}_t}{x_t} < 2 \\ 0; & \text{อื่น ๆ} \end{cases} \quad (10)$$

โดยที่ \bar{x}_t แทนค่าเฉลี่ยของค่าจริง ณ เวลา t \hat{x}_t แทนค่าเฉลี่ยของค่าพยากรณ์ ณ เวลา t
 \hat{x}_t แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t n แทนจำนวนทั้งหมดของ e_t
 $e_t = x_t - \hat{x}_t$ แทนส่วนเหลือที่ได้จากผลต่างระหว่างค่าจริง (x_t) และค่าพยากรณ์ (\hat{x}_t) ณ เวลา t

ผลการวิจัย

เมื่อทำการวิเคราะห์ข้อมูลจำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดตั้งแต่เดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2551 จนถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2561 รวมทั้งหมด 120 เดือน ด้วยแผนภาพอนุกรมเวลาพบว่าข้อมูลมีรูปแบบเชิงฤดูกาล หรือลักษณะการเกิดโรคเป็นแบบ Cyclical Epidemic Trend ซึ่งได้รับผลกระทบโดยตรงจากอิทธิพลของฤดูกาลอนุกรมเวลาจะมีการเปลี่ยนแปลงตามช่วงเวลาแสดงว่าการกำหนดตัวแบบสำหรับข้อมูลชุดนี้ควรเป็นตัวแบบอนุกรมเวลาที่มีฤดูกาลเท่ากับ 12 หรือ S=12 แสดงดังภาพที่ 1



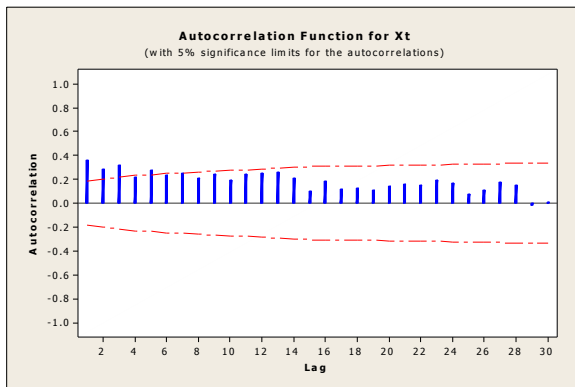
ภาพที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของจำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิด

1. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

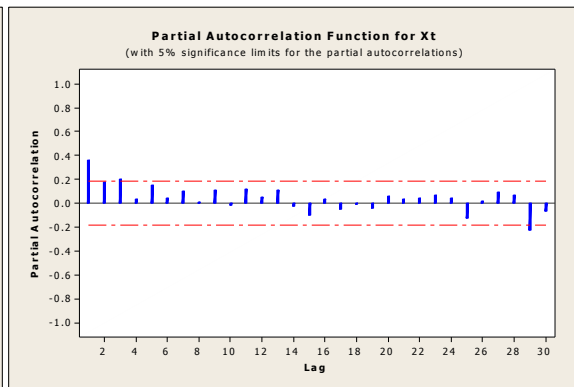
การสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์พิจารณาตามขั้นตอนดังนี้

1.1 พิจารณาคุณสมบัติคงที่ของอนุกรมเวลา

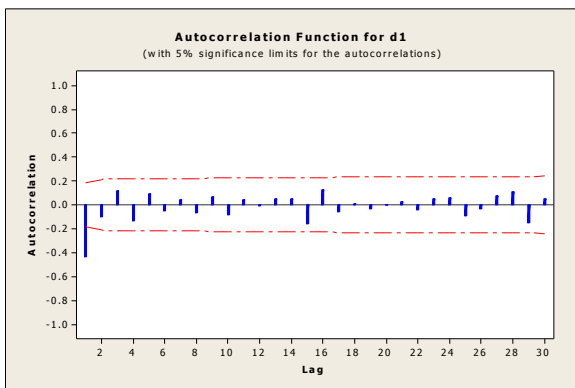
เมื่อพิจารณากราฟ ACF และกราฟ PACF ของจำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิด แสดงดังภาพที่ 2(a) และภาพที่ 2(b) พบว่า ข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะการเคลื่อนไหวเข้าสู่ศูนย์ค่อนข้างช้า แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีสมบัติไม่คงที่ จึงทำการหาผลต่างของอนุกรมเวลาอันดับที่ 1 ของจำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิด จะได้กราฟ ACF และกราฟ PACF ซึ่งมีลักษณะการเคลื่อนไหวเข้าสู่ศูนย์ค่อนข้างรวดเร็ว แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีสมบัติคงที่แสดงดังภาพที่ 3(a) และภาพที่ 3(b)



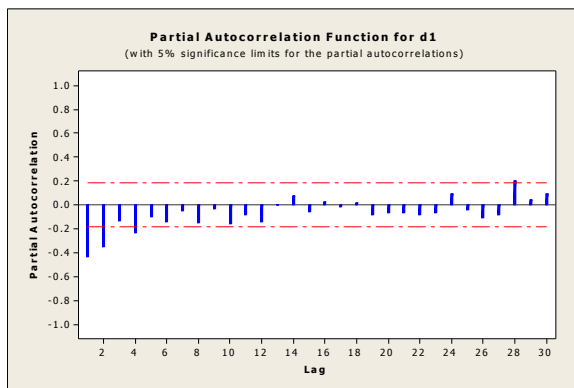
ภาพที่ 2(a) กราฟ ACF ของจำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยัก และบาดทะยักในเด็กแรกเกิด



ภาพที่ 2(b) กราฟ PACF ของจำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยัก และบาดทะยักในเด็กแรกเกิด



ภาพที่ 3(a) กราฟ ACF ของจำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยัก และบาดทะยักในเด็กแรกเกิดของผลต่างอันดับที่ 1



ภาพที่ 3(b) กราฟ PACF ของจำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยัก และบาดทะยักในเด็กแรกเกิดของผลต่างอันดับที่ 1



1.2 พิจารณาตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลา

เมื่อข้อมูลอนุกรมเวลามีคุณสมบัติคงที่แล้วจึงทำการสร้างตัวแบบ ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q)_s โดยประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบดังกล่าว ผลการวิจัยพบว่า ได้ตัวแบบพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดที่ไม่มีค่าคงตัวและมีความเหมาะสมทั้งหมด 5 ตัวแบบ (พิจารณาจากค่าพีที่น้อยกว่าระดับนัยสำคัญ 0.05) ซึ่งค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์ทั้ง 5 ตัวแบบ แสดงดังตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

Forecasting model ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q) _s	Parameter estimation					
	AR(1)	SAR(12)	SAR(24)	MA(1)	SMA(12)	SMA(24)
	$\hat{\phi}_1$	$\hat{\Phi}_1$	$\hat{\Phi}_2$	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\Theta}_1$	$\hat{\Theta}_2$
ARIMA(1,0,1)x(2,1,1) ₁₂	0.9964 (0.0000)	-0.3036 (0.0008)	-0.2344 (0.0420)	0.8526 (0.0000)	0.8439 (0.0000)	- -
ARIMA(0,1,1)x(2,1,1) ₁₂	- -	-0.3224 (0.0060)	-0.2699 (0.0210)	0.8462 (0.0000)	0.8162 (0.0000)	- -
ARIMA(1,0,1)x(1,1,1) ₁₂	0.9932 (0.0000)	-0.2240 (0.0380)	- -	0.8551 (0.0000)	0.8591 (0.0000)	- -
ARIMA(1,0,1)x(1,0,2) ₁₂	0.9997 (0.0000)	-0.9731 (0.0000)	- -	0.9013 (0.0000)	-1.1113 (0.0000)	-0.2274 (0.0260)
ARIMA(0,1,1)x(1,0,2) ₁₂	- -	-0.9724 (0.0000)	- -	0.8982 (0.0000)	-1.1062 (0.0000)	-0.2194 (0.0330)

ค่าในวงเล็บคือ ค่าพี (P-value)

ตัวแบบที่ 1 ARIMA(1,0,1)x(2,1,1)₁₂ ไม่มีค่าคงตัวมีค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์คือ $\hat{\phi}_1 = 0.9964$, $\hat{\Phi}_1 = -0.3036$, $\hat{\Phi}_2 = -0.2344$, $\hat{\theta}_1 = 0.8526$ และ $\hat{\Theta}_1 = 0.8439$ แทนค่าประมาณทุกตัวในสมการที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์ดังนี้ $\hat{X}_t = -0.3036(X_{t-12} - X_{t-24}) - 0.2344(X_{t-24} - X_{t-36}) + 0.9964(X_{t-1} - X_{t-13}) + 0.3025(X_{t-13} - X_{t-25}) + 0.2336(X_{t-25} - X_{t-35}) + X_{t-12} - 0.8526e_{t-1} + e_t + 0.8439(0.8526 e_{t-13} - e_{t-12})$

ตัวแบบที่ 2 ARIMA(0,1,1)x(2,1,1)₁₂ ไม่มีค่าคงตัวมีค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์คือ $\hat{\Phi}_1 = -0.3224$, $\hat{\Phi}_2 = -0.2699$, $\hat{\theta}_1 = 0.8462$ และ $\hat{\Theta}_1 = 0.8162$ แทนค่าประมาณทุกตัวในสมการที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์ดังนี้ $\hat{X}_t = -0.3224(X_{t-12} - X_{t-25}) - 0.2699(X_{t-24} - X_{t-37}) + X_{t-13} - 0.8462e_{t-1} + e_t - 0.8162(e_{t-12} - 0.8462e_{t-13})$



ตัวแบบที่ 3 ARIMA(1,0,1)x(1,1,1)₁₂ ไม่มีค่าคงตัวมีค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์คือ $\hat{\phi}_1 = 0.9932$, $\hat{\theta}_1 = -0.2240$, $\hat{\theta}_1 = 0.8551$ และ $\hat{\theta}_1 = 0.8591$ แทนค่าประมาณทุกตัวในสมการที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{X}_t = -0.2240(X_{t-12} - X_{t-24}) + 0.9932(X_{t-1} - X_{t-13}) + 0.2225(X_{t-13} - X_{t-25}) - 0.8591e_{t-12} + e_t - 0.8551(e_{t-1} - 0.8591e_{t-13})$$

ตัวแบบที่ 4 ARIMA(1,0,1)x(1,0,2)₁₂ ไม่มีค่าคงตัวมีค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์คือ $\hat{\phi}_1 = 0.9997$, $\hat{\theta}_1 = -0.9731$, $\hat{\theta}_1 = 0.9013$, $\hat{\theta}_1 = -1.1113$ และ $\hat{\theta}_2 = -0.2274$ แทนค่าประมาณทุกตัวในสมการที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์ดังนี้ $\hat{X}_t = 0.9997(X_{t-12} + X_{t-1}) - 0.9731(X_{t-12} - 0.9997X_{t-13}) + 1.1113(e_{t-12} - 0.9013e_{t-13}) + 0.2274(e_{t-24} - 0.9013e_{t-25}) + 0.9013e_{t-1} + e_t$

ตัวแบบที่ 5 ARIMA(0,1,1)x(1,0,2)₁₂ ไม่มีค่าคงตัวมีค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์คือ $\hat{\phi}_1 = -0.9724$, $\hat{\theta}_1 = 0.8982$, $\hat{\theta}_1 = -1.1062$ และ $\hat{\theta}_2 = -0.2194$ แทนค่าประมาณทุกตัวในสมการที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์ดังนี้ $\hat{X}_t = X_{t-1} - 0.9724(X_{t-12} - X_{t-13}) + 1.1062e_{t-12} + e_t + 0.2194e_{t-24} - 0.8982(e_{t-1} + 1.1062e_{t-13} + 0.2194e_{t-25})$

2. ผลการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดทั้ง 5 ตัวแบบจากนั้นทำการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ทั้งหมดด้วยฟังก์ชันอัตโนมัติสหสัมพันธ์ของส่วนเหลือดังตารางที่ 2

ตารางที่ 2 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

Forecasting model	Lag								
	12			24			36		
ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q) _s	χ^2	df	P-value	χ^2	df	P-value	χ^2	df	P-value
ARIMA(1,0,1)x(2,1,1) ₁₂	11.0	7	0.140	22.6	19	0.256	37.2	31	0.205
ARIMA(0,1,1)x(2,1,1) ₁₂	10.3	8	0.246	22.7	20	0.305	38.6	32	0.197
ARIMA(1,0,1)x(1,1,1) ₁₂	13.5	8	0.096	22.4	20	0.320	34.2	32	0.361
ARIMA(1,0,1)x(1,0,2) ₁₂	3.6	7	0.820	13.2	19	0.826	36.6	31	0.225
ARIMA(0,1,1)x(1,0,2) ₁₂	3.7	8	0.883	13.1	20	0.873	36.8	32	0.255



จากผลการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ดังตารางที่ 2 สามารถสรุปได้ดังนี้
ตัวแบบที่ 1 ARIMA(1,0,1)x(2,1,1)₁₂ ไม่มีค่าคงตัว พบว่าส่วนเหลือเป็นอิสระที่ lag 12, lag 24 และ lag 36 นั่นคือ
ตัวแบบที่ 1 เป็นตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสม

ตัวแบบที่ 2 ARIMA(0,1,1)x(2,1,1)₁₂ ไม่มีค่าคงตัว พบว่าส่วนเหลือเป็นอิสระที่ lag 12, lag 24 และ lag 36 นั่นคือ
ตัวแบบที่ 2 เป็นตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสม

ตัวแบบที่ 3 ARIMA(1,0,1)x(1,1,1)₁₂ ไม่มีค่าคงตัว พบว่าส่วนเหลือเป็นอิสระที่ lag 12, lag 24 และ lag 36 นั่นคือ
ตัวแบบที่ 3 เป็นตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสม

ตัวแบบที่ 4 ARIMA(1,0,1)x(1,0,2)₁₂ ไม่มีค่าคงตัว พบว่าส่วนเหลือเป็นอิสระที่ lag 12, lag 24 และ lag 36 นั่นคือ
ตัวแบบที่ 4 เป็นตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสม

ตัวแบบที่ 5 ARIMA(0,1,1)x(1,0,2)₁₂ ไม่มีค่าคงตัว พบว่าส่วนเหลือเป็นอิสระที่ lag 12, lag 24 และ lag 36 นั่นคือ
ตัวแบบที่ 5 เป็นตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสม

3. ผลการตรวจสอบข้อสมมุติของตัวแบบพยากรณ์

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมทั้ง 5 ตัวแบบแล้วจากนั้นทำการตรวจสอบข้อสมมุติของตัวแบบพยากรณ์จากส่วนเหลือ (ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05) ให้ผลดังนี้

ตัวแบบที่ 1 ARIMA(1,0,1)x(2,1,1)₁₂ ไม่มีค่าคงตัว มีค่าสถิติทดสอบ Q สำหรับการทดสอบความเป็นอิสระ ณ lag 12 เท่ากับ 11.0 (P-value = 0.14) ค่าสถิติทดสอบแอนเดอร์สัน-ดาร์ลิงสำหรับการทดสอบการแจกแจงปกติมีค่าเท่ากับ 0.688 (P-value = 0.07) ค่าสถิติทดสอบที่สำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยมีค่าเท่ากับ 0.33 (P-value = 0.742) และค่าสถิติของ เลวิน สำหรับการทดสอบความแปรปรวนมีค่าเท่ากับ 1.06 (P-value = 0.306) สรุปได้ว่าตัวแบบที่ 1 เป็นไปตามข้อสมมุติ

ตัวแบบที่ 2 ARIMA(0,1,1)x(2,1,1)₁₂ ไม่มีค่าคงตัว มีค่าสถิติทดสอบ Q สำหรับการทดสอบความเป็นอิสระ ณ lag 12 เท่ากับ 10.3 (P-value = 0.246) ค่าสถิติทดสอบแอนเดอร์สัน-ดาร์ลิงสำหรับการทดสอบการแจกแจงปกติมีค่าเท่ากับ 0.656 (P-value = 0.084) ค่าสถิติทดสอบที่สำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยมีค่าเท่ากับ 1.02 (P-value = 0.309) และค่าสถิติของ เลวิน สำหรับการทดสอบความแปรปรวนมีค่าเท่ากับ 0.37 (P-value = 0.545) สรุปได้ว่าตัวแบบที่ 2 เป็นไปตามข้อสมมุติ

ตัวแบบที่ 3 ARIMA(1,0,1)x(1,1,1)₁₂ ไม่มีค่าคงตัว มีค่าสถิติทดสอบ Q สำหรับการทดสอบความเป็นอิสระ ณ lag 12 เท่ากับ 13.5 (P-value = 0.096) ค่าสถิติทดสอบแอนเดอร์สัน-ดาร์ลิงสำหรับการทดสอบการแจกแจงปกติมีค่าเท่ากับ 0.538 (P-value = 0.164) ค่าสถิติทดสอบที่สำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยมีค่าเท่ากับ -1.39 (P-value = 0.168) และค่าสถิติของ เลวิน สำหรับการทดสอบความแปรปรวนมีค่าเท่ากับ 0.5 (P-value = 0.481) สรุปได้ว่าตัวแบบที่ 3 เป็นไปตามข้อสมมุติ

ตัวแบบที่ 4 ARIMA(1,0,1)x(1,0,2)₁₂ ไม่มีค่าคงตัว มีค่าสถิติทดสอบ Q สำหรับการทดสอบความเป็นอิสระ ณ lag 12 เท่ากับ 3.6 (P-value = 0.82) ค่าสถิติทดสอบแอนเดอร์สัน-ดาร์ลิงสำหรับการทดสอบการแจกแจงปกติมีค่าเท่ากับ 0.372 (P-value = 0.417) ค่าสถิติทดสอบที่สำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยมีค่าเท่ากับ -0.98 (P-value = 0.328) และค่าสถิติของ เลวิน สำหรับการทดสอบความแปรปรวนมีค่าเท่ากับ 1.21 (P-value = 0.273) สรุปได้ว่าตัวแบบที่ 4 เป็นไปตามข้อสมมุติ



และตัวแบบที่ 5 ARIMA(0,1,1)x(1,0,2)₁₂ ไม่มีค่าคงตัว มีค่าสถิติทดสอบ Q สำหรับการทดสอบความเป็นอิสระ ณ lag 12 เท่ากับ 3.7 (P-value = 0.883) ค่าสถิติทดสอบแอนเดอร์สัน-ดาร์ลิงสำหรับการทดสอบการแจกแจงปกติมีค่าเท่ากับ 0.387 (P-value = 0.384) ค่าสถิติทดสอบที่สำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยมีค่าเท่ากับ -0.98 (P-value = 0.328) และค่าสถิติของเลวินสำหรับการทดสอบความแปรปรวนมีค่าเท่ากับ 1.59 (P-value = 0.21) สรุปได้ว่าตัวแบบที่ 5 เป็นไปตามข้อสมมุติ

4. ผลการตรวจสอบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์

การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดตั้งแต่เดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2561 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2562 ด้วยตัวแบบพยากรณ์ทั้ง 5 ตัวแบบแสดงดังตารางที่ 3

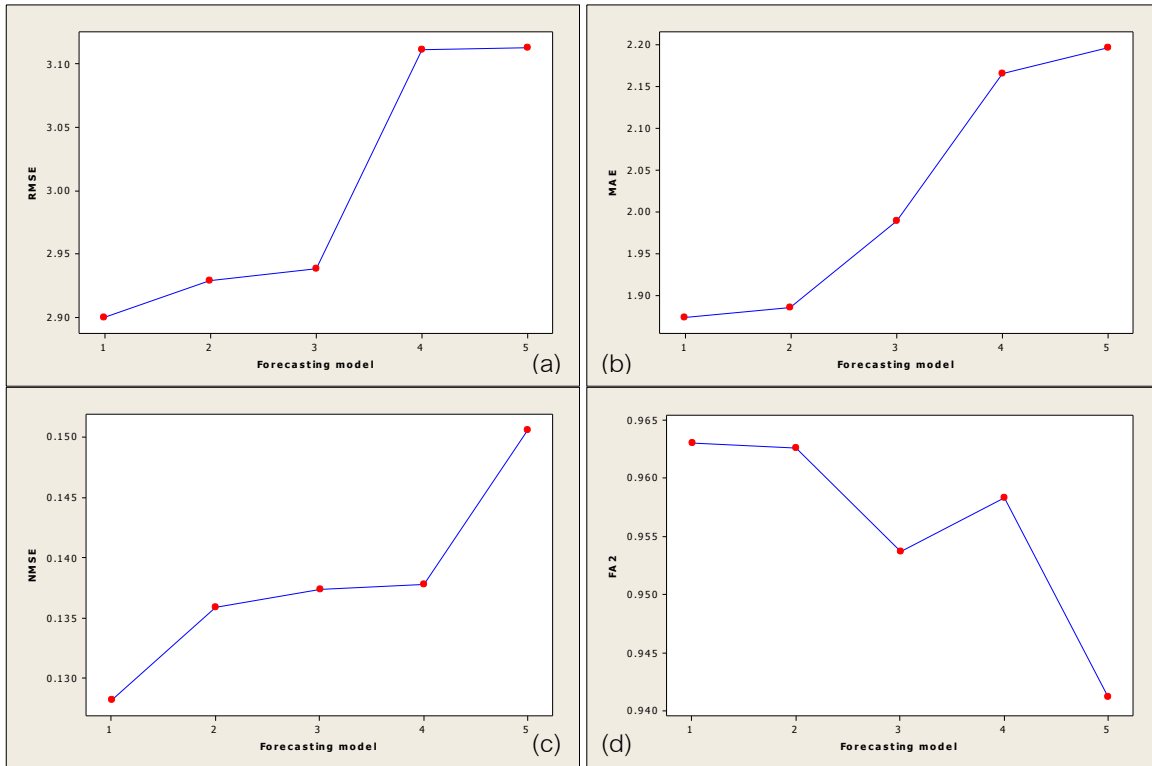
ตารางที่ 3 ค่าจริงและค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิด (คน)

Forecasting model ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q) _s		Time t											
		May 2018	Jun 2018	Jul 2018	Aug 2018	Sep 2018	Oct 2018	Nov 2018	Dec 2018	Jan 2019	Feb 2019	Mar 2019	Apr 2019
Real value		4	10	4	10	7	2	0	4	5	2	6	3
ARIMA(1,0,1)x(2,1,1) ₁₂	Predictive value	7	3	2	3	2	4	4	3	7	5	4	5
ARIMA(0,1,1)x(2,1,1) ₁₂	Predictive value	7	3	2	3	1	3	3	3	7	4	3	5
ARIMA(1,0,1)x(1,1,1) ₁₂	Predictive value	7	3	3	4	3	4	5	5	6	6	4	6
ARIMA(1,0,1)x(1,0,2) ₁₂	Predictive value	5	5	5	3	5	6	5	6	5	7	6	7
ARIMA(0,1,1)x(1,0,2) ₁₂	Predictive value	5	5	5	3	5	6	5	6	5	7	6	7

เมื่อตรวจสอบความแม่นยำของการพยากรณ์จากตัวแบบพยากรณ์ทั้งหมด 5 ตัวแบบ ด้วย RMSE MAE NMSE และ FA₂ แสดงดังตารางที่ 4 และภาพที่ 4(a) – (d)

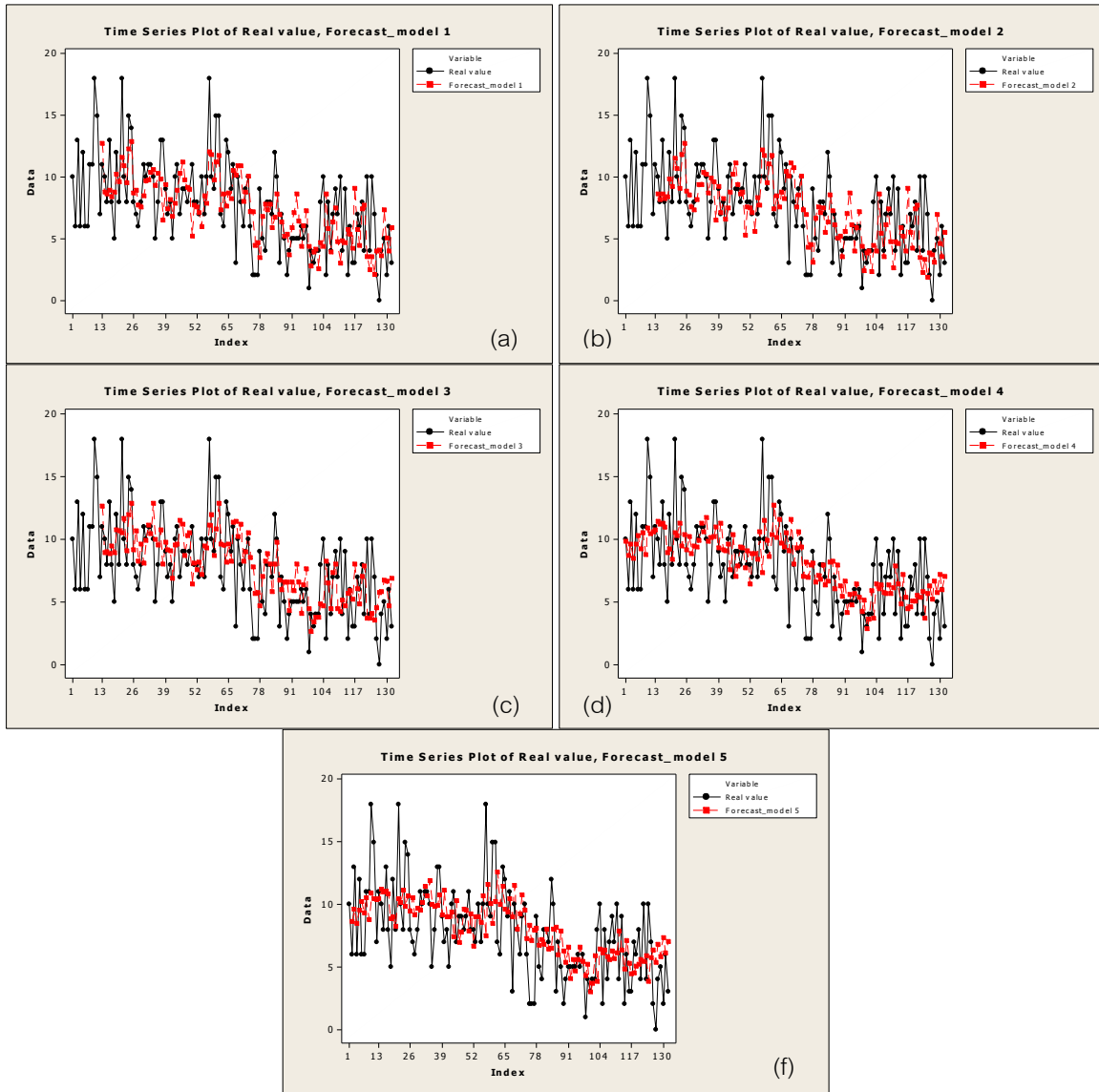
ตารางที่ 4 การเปรียบเทียบความแม่นยำของการพยากรณ์

Forecasting model	Accuracy index			
	RMSE	MAE	NMSE	FA ₂
ARIMA(1,0,1)x(2,1,1) ₁₂	2.8997	1.8734	0.1282	0.9630
ARIMA(0,1,1)x(2,1,1) ₁₂	2.9287	1.8848	0.1359	0.9626
ARIMA(1,0,1)x(1,1,1) ₁₂	2.9384	1.9891	0.1374	0.9537
ARIMA(1,0,1)x(1,0,2) ₁₂	3.1113	2.1658	0.1378	0.9583
ARIMA(0,1,1)x(1,0,2) ₁₂	3.1129	2.1960	0.1506	0.9412



ภาพที่ 4 การตรวจสอบความแม่นยำของการพยากรณ์ด้วยค่า (a) RMSE (b) MAE (c) NMSE (d) FA₂

จากการตรวจสอบความแม่นยำของการพยากรณ์ทั้ง 5 ตัวแบบ พบว่า ตัวแบบที่ 1 ARIMA (1,0,1)×(2,1,1)₁₂ ไม่มีค่าคงตัว มีความแม่นยำของการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากให้ค่า RMSE MAE และ NMSE น้อยที่สุด นอกจากนี้ยังให้ค่า FA₂ เข้าใกล้ 1 มากที่สุด สำหรับการเปรียบเทียบระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดตั้งแต่เดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2562 แสดงดังภาพที่ 5 (a)-(f)



ภาพที่ 5 แผนภาพอนุกรมเวลาระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดของแบบ

- (a) ตัวแบบ $ARIMA(1,0,1) \times (2,1,1)_{12}$ ไม่มีค่าคงตัว
- (b) ตัวแบบ $ARIMA(0,1,1) \times (2,1,1)_{12}$ ไม่มีค่าคงตัว
- (c) ตัวแบบ $ARIMA(1,0,1) \times (1,1,1)_{12}$ ไม่มีค่าคงตัว
- (d) ตัวแบบ $ARIMA(1,0,1) \times (1,0,2)_{12}$ ไม่มีค่าคงตัว
- (f) ตัวแบบ $ARIMA(0,1,1) \times (1,0,2)_{12}$ ไม่มีค่าคงตัว

วิจารณ์ผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ใช้ข้อมูลทุติยภูมิของจำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดตั้งแต่เดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2562 จากสำนักโรคบาดทะยัก กรมควบคุมโรคสำหรับสร้างตัวแบบพยากรณ์ผลการวิจัยได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ไม่มีค่าคงตัวทั้งหมด 5 ตัวแบบ ได้แก่ ตัวแบบที่ 1 ARIMA(1,0,1)x(2,1,1)₁₂ ตัวแบบที่ 2 ARIMA(0,1,1)x(2,1,1)₁₂ ตัวแบบที่ 3 ARIMA(1,0,1)x(1,1,1)₁₂ ตัวแบบที่ 4 ARIMA(1,0,1)x(1,0,2)₁₂ และ ตัวแบบที่ 5 ARIMA(0,1,1)x(1,0,2)₁₂

เมื่อตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ทั้ง 5 ตัวแบบ พบว่า ตัวแบบทั้งหมดมีความเหมาะสมและเป็นไปตามข้อสมมุติ จากนั้นทำการเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์ด้วยค่า RMSE MAE NMSE และ FA₂ พบว่าตัวแบบที่ 1 ARIMA(1,0,1)x(2,1,1)₁₂ ไม่มีค่าคงตัวมีความแม่นยำมากที่สุด โดยตัวแบบพยากรณ์คือ

$$\hat{X}_t = -0.3036(X_{t-12} - X_{t-24}) - 0.2344(X_{t-24} - X_{t-36}) + 0.9964(X_{t-1} - X_{t-13}) + 0.3025(X_{t-13} - X_{t-25}) \\ + 0.2336(X_{t-25} - X_{t-35}) + X_{t-12} - 0.8526e_{t-1} + e_t + 0.8439(0.8526e_{t-13} - e_{t-12})$$

ตัวแบบพยากรณ์ดังกล่าวสามารถพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดของเดือน พฤษภาคม 2562 ซึ่งมีค่าเท่ากับค่าจริง คือ 6 คน และยังสามารถนำไปใช้เป็นเครื่องมือหนึ่งในการพยากรณ์เพื่อป้องกันโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดโดยการป้องกันด้วยการวางแผนการฉีดวัคซีนป้องกันโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดที่ควรให้ความสำคัญทั้งการฉีดให้มารดา และเด็กที่มีอายุตามเกณฑ์ รวมทั้งการรณรงค์ให้เกิดการปฏิบัติตัวอย่างถูกสุขลักษณะเพื่อป้องกันการติดเชื้อจนเกิดโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิด ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Lambo *et al.* (2011)

สรุปผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้ตัวแบบที่มีความเหมาะสมมากที่สุดที่เป็นไปตามข้อสมมุติ และมีค่าความแม่นยำ RMSE MAE NMSE และ FA₂ มากที่สุด คือตัวแบบ ARIMA(1,0,1)x(2,1,1)₁₂ ไม่มีค่าคงตัว โดยตัวแบบพยากรณ์คือ

$$\hat{X}_t = -0.3036(X_{t-12} - X_{t-24}) - 0.2344(X_{t-24} - X_{t-36}) + 0.9964(X_{t-1} - X_{t-13}) + 0.3025(X_{t-13} - X_{t-25}) \\ + 0.2336(X_{t-25} - X_{t-35}) + X_{t-12} - 0.8526e_{t-1} + e_t + 0.8439(0.8526e_{t-13} - e_{t-12})$$

นอกจากนี้การนำตัวแบบพยากรณ์ดังกล่าวไปใช้พยากรณ์ครั้งต่อไปควรมีการปรับปรุงข้อมูลให้มีความทันสมัยอยู่เสมอเพื่อให้ค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดมีความแม่นยำยิ่งขึ้นทั้งนี้เพื่อให้เกิดประโยชน์สูงสุดในการวางแผน ควบคุม และลดจำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดเพื่อป้องกันการระบาดของโรคได้อย่างมีประสิทธิภาพ ซึ่งค่าพยากรณ์ที่ได้จากตัวแบบการพยากรณ์ควรนำมาใช้ร่วมกับข้อมูลสถานการณ์ทางระบาดวิทยาเพื่อใช้เป็นอีกทางเลือกเพื่อช่วยรณรงค์และป้องกันโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิด อย่างไรก็ตามตัวแบบการพยากรณ์ดังกล่าวก็ยังมีข้อจำกัดในเรื่องการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและบาดทะยักในเด็กแรกเกิดได้แม่นยำในช่วงระยะเวลาสั้น ๆ อีกทั้งข้อมูลที่น่ามาศึกษามีเพียงปัจจัยเดียวเท่านั้นคือ จำนวนผู้ป่วยโรคบาดทะยักและ



บาดทะยักในเด็กแรกเกิด ในการศึกษาครั้งต่อไปอาจพิจารณาปัจจัยอื่นที่เกี่ยวข้องรวมถึงการหาวิธีการวิเคราะห์อื่น อาทิเช่น การวิเคราะห์การถดถอย การวิเคราะห์ด้วยข่ายงานระบบประสาท (Neural networks) การวิเคราะห์หลายตัวแปร (Multivariate analysis) เป็นต้น

กิตติกรรมประกาศ

ผู้วิจัยขอขอบคุณสำนักกระบวนวิชา กรมควบคุมโรคเป็นอย่างสูงที่ได้ให้ความอนุเคราะห์ข้อมูลในการศึกษาครั้งนี้

เอกสารอ้างอิง

- Anderson, T. W., & Darling, D. A. (1954). A test of goodness of fit. *Journal of the American statistical association*, 49(268), 765-769.
- Bureau of Epidemiology, Department of disease control. (2019). *National disease surveillance (report506)*. Retrieved May 5, 2019, from: <http://www.boe.moph.go.th/boedb/surdata/disease.php?ds=90>. (in Thai)
- Bowerman, B.L., & O'Connell, R.T. (1993). *Forecasting and time series: An Applied Approach*. 3rd ed. California: Duxbury Press.
- Box, G. E., & Jenkins, G. M. (1976). *Time series analysis forecasting and control*. 2nd ed. San Francisco: Holden-day.
- Charoensiri, T., Soponpimol, C., & Thanapala, D. (2015). Forecasting the number of chicken pox in Chiang mai with box-Jenkins method. *Burapha journal of medicine*, 2(2), 41-49. (in Thai)
- Deesomchok, A. (2010). Tetanus neonatorum. *Buddhachinaraj medical journal*, 27(2), 233-242. (in Thai)
- Keerativibool, W. (2016). Forecasting model for the number of patients with pneumonia in Thailand. *The public health journal of Burapha university*, 11(1), 24-38. (in Thai)
- Lambo, J. A., Memon, M. I., Khahro, Z. H., & Lashari, M. I. (2011). Epidemiology of Neonatal Tetanus in Rural Pakistan. *Journal of the Pakistan Medical Association*, 61(11), 1099-1103.
- Levene, H. (1960). *Robust tests for equality of variances*. In Ingram Olkin; Harold Hotelling; et al. (eds.). Contributions to Probability and Statistics: Essays in Honor of Harold Hotelling. Stanford University Press, 278-292.
- Ljung, G. M., & Box, G. E. (1979). The likelihood function of stationary autoregressive moving average models. *Biometrika*, 66(2), 265-270.
- Mekpariyup, J., Khamrod, S., & Saithanu, K. (2015). Estimation of Malaria cases with MLR method in Prajuab Kirikhan, Thailand. *Global Journal of Pure and Applied Mathematics*, 11(1), 519-522.



- Mekpanyup, J., Kornpetpanee, S., & Saithanu, K. (2015). Forecasting the Dengue Hemorrhagic Fever cases using seasonal ARIMA model in Chonburi, Thailand. *Global Journal of Pure and Applied Mathematics*, 11(1), 401-407.
- Mekpanyup, J., & Saithanu, K. (2015a). Hybrid methods to forecast epidemic of Dengue Hemorrhagic Fever. *Global Journal of Pure and Applied Mathematics*, 11(4), 2155-2160.
- Mekpanyup, J., & Saithanu, K. (2015b). Combining seasonal ARIMA model and adjusted Tukey's control chart with interpretation rules for monitoring epidemic of Dengue Hemorrhagic Fever. *Global Journal of Pure and Applied Mathematics*, 11(4), 2151-2154.
- Mekpanyup, J., & Saithanu, K. (2015c). Monitoring epidemic of DHF using time series model and robustness control chart. *Global Journal of Pure and Applied Mathematics*, 11(4), 2145-2149.
- Mekpanyup, J., & Saithanu, K. (2015d). An approach model to forecast the number of DHF cases in Chanthaburi Province, Thailand. *Global Journal of Pure and Applied Mathematics*, 11(3), 341-347.
- Mekpanyup, J., & Saithanu, K. (2015e). Modeling and forecasting the Dengue Hemorrhagic Fever cases in Trat, Thailand. *Global Journal of Pure and Applied Mathematics*, 11(2), 837-841.
- Mekpanyup, J., & Saithanu, K. (2015f). A seasonal ARIMA model for forecasting the dengue hemorrhagic fever patients in Rayong, Thailand. *Global Journal of Pure and Applied Mathematics*, 11(2), 175-181.
- Mekpanyup, J., & Saithanu, K. (2016). A new approach to detect epidemic of DHF combining ARIMA model and adjusted Tukey's control chart with interpretation rules. *Interventional Medicine and Applied Science*, 8(3), 118-120.
- Mekpanyup, J., Saithanu, K., & Treewong, N. (2015). Analysis of effect of meteorological factors on the number of Dengue Fever patients with multiple linear regression. *Global Journal of Pure and Applied Mathematics*, 11(3), 1393-1397.
- Pothisamutyothin, K. (2015). Vaccine prevention of tetanus and tetanus neonatorum. *R&D newsletter 2015*, 22(1): 18-19. (in Thai)
- Samjai, P. (2014). Tetanus and tetanus neonatorum. *Annual epidemiological surveillance report 2014*, 52-53. (in Thai)
- Samjai, P. (2015). Tetanus and tetanus neonatorum. *Annual epidemiological surveillance report 2015*, 56-57. (in Thai)
- Saritsiri, S., & Katanyoothita, S. (2012). Case investigation of tetanus death in May 2011, Taweewattana district, Bangkok. *Weekly epidemiological surveillance report, Thailand*, 43(12), 177-183. (in Thai)
- Siriudompak, S. (2019). *Tetanus*. Retrieved March 15, 2019, from <http://www.haamor.com/th/บาดทะยัก>. (in Thai)



- Songkasri, C. (2012). Model forecasting of dengue haemorrhagic fever diseases in office of diseases prevention and control 6 Khonkaen province, 2012. *Journal of the office of DPC 7 Khon kaen*, 20(1), 65-81. (in Thai)
- Teerapiboon, P., Tanphaichitr, A., & Sununliganon, L. (2008). Tetanus in adult diseases that still need to be thought. *Journal of Thammasat university medical school*, 8(3), 402-408. (in Thai)