

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์อนุกรมเวลาสำหรับ
มูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา
Comparison of Time Series Forecasting Methods for
the Export Value through Thailand and
Cambodia Border Crossing Points

เพ็ญพลอย เชาวานาพันธุ์*, ธิดาพร ศุภภากร,

มินา ปทุมสูตร และประสิทธิ์ พยัคฆพงษ์

ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ วิทยาเขตบางเขน

แขวงลาดยาว เขตจตุจักร กรุงเทพมหานคร 10900

Piengploy Chaowanapun*, Thidaporn Supapakorn,

Mena Patummasut and Prasit Payakkapong

Department of Statistics, Faculty of Science, Kasetsart University, Bangkok Campus,

Ladyao, Chatuchak, Bangkok 10900

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาและเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์อนุกรมเวลา สำหรับการพยากรณ์มูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา ด้วยวิธีการพยากรณ์ 3 วิธี คือ วิธีปรับให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์-วินเทอร์ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธี ARIMA ปรับปรุง ซึ่งการเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมพิจารณาจากค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด การวิเคราะห์ข้อมูลทำโดยแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ส่วน ส่วนที่ 1 เป็นข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม ปี พ.ศ. 2552 ถึงเดือนธันวาคม ปี พ.ศ. 2558 เพื่อกำหนดตัวแบบ และส่วนที่ 2 เป็นข้อมูลรายเดือนของปี พ.ศ. 2559 เพื่อหาช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้าที่เหมาะสม ผลการวิจัยพบว่าอนุกรมเวลาของมูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชามีลักษณะการเคลื่อนไหวที่มีแนวโน้มและมีอิทธิพลของฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดสำหรับการพยากรณ์มูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา คือ วิธี ARIMA ปรับปรุง เนื่องจากให้ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยและค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยต่ำที่สุด นอกจากนั้นเมื่อนำตัวแบบที่ได้ไปหาช่วงเวลาที่เหมาะสมของการพยากรณ์ล่วงหน้า พบว่าตัวแบบ ARIMA ปรับปรุง มีช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้า 3 เดือน เป็นช่วงเวลาที่เหมาะสมที่สุดของการพยากรณ์

คำสำคัญ : การพยากรณ์อนุกรมเวลา; วิธีปรับให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์-วินเทอร์; วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์; วิธี ARIMA ปรับปรุง

Abstract

The objective of this research is to study and compare time series forecasting methods for export value through Thailand and Cambodia border crossing points by using Exponential smoothing, Box-Jenkins and Improved ARIMA methods. The suitable forecasting methods are chosen by considering the smallest values of Mean absolute percentage error and Mean square error. The time series data is divided into two groups. The first monthly group is from January 2009 to December 2015 for model identification. The second monthly group in 2016 is used for finding the most suitable forecasting period. The results of study are as follows: time series of export value through Thailand and Cambodia border crossing points has trend and seasonal variation. The Improved ARIMA is the best method for forecasting export value through Thailand and Cambodia border crossing points because it displays the smallest values of Mean absolute percentage error and Mean square error. Lastly, the result of the second time series data shows that the 3 month forecasting is suitable for the Improved ARIMA method.

Keywords: time series forecasting; exponential smoothing of Holt Winters method; Box-Jenkins method; improved ARIMA method

1. บทนำ

การค้าชายแดนเป็นการค้าที่มีแนวโน้มการเติบโตอย่างต่อเนื่องในปัจจุบัน และเป็นตัวแปรสำคัญที่จะช่วยภาพรวมภาวะเศรษฐกิจของประเทศ ภายใต้สถานการณ์เศรษฐกิจโลกปัจจุบันแม้จะประสบภาวะถดถอย เศรษฐกิจของหลายประเทศเติบโตต่ำ การส่งออกหดตัว ซึ่งรวมถึงการส่งออกของประเทศไทยในปี พ.ศ. 2558 หดตัวถึง 5.8 % [1] แต่หากพิจารณาในส่วนของการค้าระหว่างไทยกับประเทศเพื่อนบ้านยังคงมีแนวโน้มที่ดี โดยเฉพาะอย่างยิ่งการค้าชายแดนซึ่งมีการเติบโตอย่างต่อเนื่อง ในช่วงปี พ.ศ. 2553 ถึงปี พ.ศ. 2557 มูลค่าการค้าชายแดนของไทยกับประเทศเพื่อนบ้านมีอัตราการเติบโตเฉลี่ย 9.55 % ต่อปี คิดเป็น 72 % ของมูลค่าการค้าระหว่างไทยกับประเทศเพื่อนบ้าน ดังนั้นช่องทางการค้าชายแดนถือว่ามีความสำคัญเป็นอย่างยิ่ง [2] ประเทศไทยมีมูลค่าการค้าชายแดนกับประเทศเพื่อนบ้านเพิ่มขึ้นทุกปี

ดังนั้นทางกรมศุลกากรจึงได้มีการอำนวยความสะดวกทางด้านการค้าตามด่านศุลกากร รวมทั้งการควบคุมทางศุลกากรอย่างต่อเนื่องและตามนโยบายขององค์การศุลกากรโลกหรือ WCO (World Customs Organization) ในปี พ.ศ. 2558 ที่เน้นการบริหารจัดการชายแดนร่วมกัน (CBM, Coordinated Border Management) ทำให้เกิดการพัฒนาด้านทางการค้าที่เป็นเขตเศรษฐกิจพิเศษซึ่งถือว่าเป็นกลไกสำคัญของประเทศไทยเพื่อรองรับการเข้าสู่ AEC [3] ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 จนถึงปัจจุบัน พบว่ามูลค่าการค้าชายแดนไทย-กัมพูชาเป็นไปในลักษณะที่ประเทศไทยเกินดุลการค้าเพิ่มขึ้นเรื่อย ๆ เนื่องจากมูลค่าการส่งออกชายแดนของไทยขยายตัวเพิ่มขึ้นมากกว่ามูลค่าการนำเข้า [4] อย่างไรก็ตาม มูลค่าการส่งออกสินค้าผ่านชายแดนไทย-กัมพูชามีการเปลี่ยนแปลงได้อยู่ตลอดเวลา ซึ่งอาจเป็นเพราะภาวะเศรษฐกิจ นโยบายด้านการค้าชายแดน ตลอดจนปัจจัยอื่น ๆ ที่เกี่ยวข้อง ประชาชนผู้ทำการค้า

ชายแดนในท้องถิ่น ผู้ประกอบการ และนักธุรกิจของ ไทยที่จะลงทุนการค้าชายแดนไทย-กัมพูชาจึงควร วิเคราะห์ทิศทางการค้าให้สอดคล้องกับความต้องการ ของตลาด เพื่อวางแผนและกำหนดกลยุทธ์ในการค้า ต่อไป นอกจากการวิเคราะห์ทิศทางการค้าแล้ว การ วิเคราะห์แนวโน้มมูลค่าการส่งออกระหว่างประเทศก็ เป็นสิ่งสำคัญ ซึ่งปัจจุบันได้มีการพัฒนาเทคนิคการ พยากรณ์ขึ้นมามากมาย เพื่อช่วยให้การพยากรณ์มี ความถูกต้องแม่นยำ น่าเชื่อถือและสามารถนำไปใช้ ประโยชน์ในการวางแผนประกอบการตัดสินใจ การ คาดการณ์ในอนาคต ทำให้สามารถกำหนดแนวทางใน การปรับปรุงนโยบายเดิม หรือการแก้ไขปัญหาที่เกิดขึ้น ซึ่งความถูกต้องของการพยากรณ์จะมีมากน้อยเพียงใด นอกจากจะขึ้นกับวิธีการพยากรณ์แล้ว ยังขึ้นอยู่กับ ปัจจัยอื่น ๆ ได้แก่ ขนาดของอนุกรมเวลาที่นำมา วิเคราะห์ และช่วงเวลาการพยากรณ์ ซึ่งเทคนิคการ พยากรณ์ดังกล่าว จะใช้ข้อมูลในอดีตเพื่อคาดการณ์ ข้อมูลในอนาคต ดังนั้นการพยากรณ์มูลค่าสินค้า ส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา สามารถใช้เทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยใช้ ข้อมูลเป็นเครื่องมือในการศึกษาความเคลื่อนไหวของ ลักษณะการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าการส่งออกสินค้า ผ่านชายแดนไทย-กัมพูชาในแต่ละช่วงเวลา และการ พยากรณ์หาแนวโน้มมูลค่าการส่งออกสินค้าซึ่งมี ผลกระทบต่อการพัฒนาเศรษฐกิจในอนาคต ผู้วิจัยจึงมี ความสนใจศึกษาตัวแบบการพยากรณ์มูลค่าสินค้า ส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา ในช่วง ปี พ.ศ. 2552 ถึงปี พ.ศ. 2559 โดยศึกษาวิธีการ พยากรณ์ 3 วิธี คือ

วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีปรับให้เรียบด้วยเลขชี้ กำลังของโฮลต์-วินเทอร์ และวิธี ARIMA ปรับปรุง เพื่อ ศึกษาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาของ มูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-

กัมพูชา และหาวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับข้อมูล ชุดนี้ต่อไป

2. วิธีการวิจัย

งานวิจัยนี้ได้ศึกษาวิธีการพยากรณ์อนุกรมเวลา สำหรับมูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากร ไทย-กัมพูชา ข้อมูลที่นำมาวิเคราะห์เป็นข้อมูลส่วนที่ 1 คือ อนุกรมเวลารายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม ปี พ.ศ. 2552 ถึงเดือนธันวาคม ปี พ.ศ. 2559 [5] ซึ่งเกณฑ์ที่ใช้ ในการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์พิจารณาจากค่า เบอร์เช็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และค่า คลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของข้อมูลส่วนที่ 2 ซึ่ง คือ อนุกรมเวลารายเดือนของ ปี พ.ศ. 2559 วิธีการที่ให้ค่า ดังกล่าวต่ำที่สุดแสดงถึงความเหมาะสมของวิธีการ พยากรณ์ วิธีการพยากรณ์ที่ศึกษามี 3 วิธี ได้แก่ วิธี ปรับให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์-วินเทอร์ วิธี บ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธี ARIMA ปรับปรุง แสดงราย ละเอียดดังต่อไปนี้

2.1 วิธีปรับให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์-วินเทอร์ (exponential smoothing of Holt Winters) [6,7]

2.1.1 รูปแบบแนวโน้มฤดูกาลเชิงบวก สมการพยากรณ์ p ช่วงเวลาล่วงหน้า ณ เวลา t คือ $\hat{Y}_{t+p} = \hat{L}_t + p\hat{T}_t + \hat{S}_{t-s+p}$; $p = 1, 2, 3, \dots$ เมื่อ $\hat{L}_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)(\hat{L}_{t-1} + \hat{T}_{t-1})$, $\hat{T}_t = \beta(\hat{L}_t - \hat{L}_{t-1}) + (1-\beta)\hat{T}_{t-1}$, $\hat{S}_t = \gamma(Y_t - \hat{L}_t) + (1-\gamma)\hat{S}_{t-s}$

2.1.2 รูปแบบแนวโน้มฤดูกาลเชิงคูณที่มี แนวโน้มเส้นตรง สมการพยากรณ์ p ช่วงเวลา ล่วงหน้า ณ เวลา t คือ $\hat{Y}_{t+p} = (\hat{L}_t + p\hat{T}_t)\hat{S}_{t-s+p}$; $p = 1, 2, 3, \dots$ เมื่อ $\hat{L}_t = \alpha \frac{Y_t}{\hat{S}_{t-s}} + (1-\alpha)(\hat{L}_{t-1} + \hat{T}_{t-1})$, $\hat{T}_t = \beta(\hat{L}_t - \hat{L}_{t-1}) + (1-\beta)\hat{T}_{t-1}$, $\hat{S}_t = \gamma \frac{Y_t}{\hat{L}_t} + (1-\gamma)\hat{S}_{t-s}$

โดยที่ $\hat{Y}_{t+p}$ คือ ค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t + p$, $\hat{L}_t$ คือ ค่าประมาณของค่าระดับ (level estimate) ณ เวลา t , $\hat{T}_t$ คือ ค่าประมาณของค่าแนวโน้ม (trend estimate) ณ เวลา t , $\hat{S}_t$ คือ ค่าประมาณของค่าวัฏธิตีพลของฤดูกาล (seasonality estimate) ณ เวลา t , α คือ ค่าคงตัวทำให้เรียบสำหรับค่าประมาณของค่าระดับ (smoothing constant for level estimate), β คือ ค่าคงตัวทำให้เรียบสำหรับค่าประมาณของค่าแนวโน้ม (smoothing constant for trend estimate), γ คือ ค่าคงตัวทำให้เรียบสำหรับค่าประมาณของค่าอิทธิพลของฤดูกาล (smoothing constant for seasonality estimate), p คือ ช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้า, s คือ คาบของฤดูกาล

2.2 วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins)

เป็นวิธีที่ได้รับความนิยมอย่างมาก เนื่องจากวิธีนี้ให้ผลการพยากรณ์ที่ค่อนข้างแม่นยำ

$$(1-B)^d(1-B)^D(1-\phi_1B-\phi_2B^2-\dots-\phi_pB^p)(1-\phi_sB^s-\phi_{2s}B^{2s}-\dots-\phi_{ps}B^{Ps})Y_t = \theta_0 + (1-\theta_1B-\theta_2B^2-\dots-\theta_qB^q)(1-\theta_sB^s-\theta_{2s}B^{2s}-\dots-\theta_{qs}B^{Qs})\varepsilon_t$$

เมื่อ Y_t คือ ค่าจริง (actual value) หรือค่าเป้าหมาย (target value) ณ เวลา t , ε_t คือ ค่าคลาดเคลื่อน ณ เวลา t , s คือ คาบของฤดูกาล, d และ D คือ ลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ, B คือ ตัวดำเนินการถอยหลัง (backward operator) โดยที่ $B^s Y_t = Y_{t-s}$

2.2.2 กำหนดตัวแบบอนุกรมเวลา โดยการพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (r_k) และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (r_{kk}) จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาแบบคงที่ ตามลำดับ

2.2.3 ประเมินค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด โดยค่าประมาณพารามิเตอร์ในตัวแบบที่ได้จากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด เป็นค่าประมาณที่ให้ผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่มีค่าน้อยที่สุด

สำหรับการพยากรณ์ระยะสั้นและสามารถใช้ได้กับข้อมูลที่มีลักษณะการเคลื่อนไหวทุกประเภท ซึ่งมีขั้นตอนดังนี้ [7]

2.2.1 พิจารณาอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะคงที่ (stationary) หรือไม่ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา กราฟฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (autocorrelation function, ACF) และกราฟฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (partial autocorrelation function, PACF) หรือที่เรียกว่าแผนภาพสหสัมพันธ์ (correlogram) เมื่อพบว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่ ต้องแปลงอนุกรมเวลาเดิมให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่เป็นอนุกรมเวลาแบบคงที่ โดยการกำจัดแนวโน้มฤดูกาล และแปลงอนุกรมเวลาให้มีค่าความแปรปรวนคงที่ ตัวแบบทั่วไปของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ คือ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s แสดงได้ดังนี้ [9]

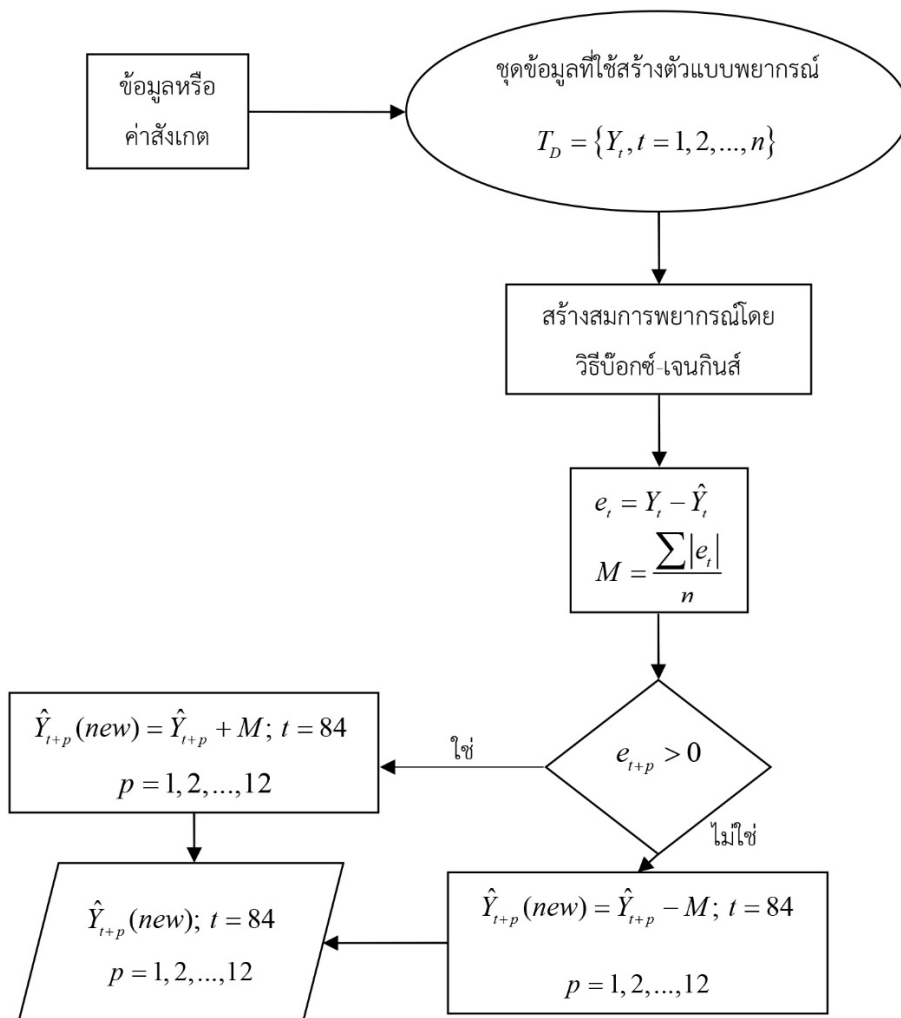
2.2.4 ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยการพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของ ε_t หรือทดสอบสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อน เมื่อพบว่าตัวแบบที่กำหนดมีความเหมาะสมจะสร้างสมการพยากรณ์จากตัวแบบดังกล่าว แต่ถ้าพบว่าตัวแบบที่กำหนดไม่เหมาะสมต้องกลับไปกำหนดตัวแบบใหม่ให้กับอนุกรมเวลา

2.3 วิธี ARIMA ปรับปรุง (improved ARIMA)

[8]

เป็นวิธีที่ปรับปรุงประสิทธิภาพของตัวแบบ ARIMA โดยการนำค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนของการประมาณค่า (mean of estimation error) มาใช้ในกระบวนการพยากรณ์ เพื่อปรับปรุงประสิทธิภาพของตัวแบบ ARIMA โดยการปรับค่าพยากรณ์ด้วยค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนของการประมาณค่า ซึ่ง

วิธีการพยากรณ์แสดงขั้นตอนได้ดังรูปที่ 1



รูปที่ 1 ผังแสดงขั้นตอนของวิธี ARIMA ปรับปรุง

2.3.1 รวบรวมข้อมูลอนุกรมเวลาและแบ่งข้อมูลเป็น 2 ส่วน คือ ชุดข้อมูลที่ใช้สร้างตัวแบบพยากรณ์ (training data set, T_D) และชุดข้อมูลสำหรับการทดสอบ (testing data set) ซึ่งชุดข้อมูลที่ใช้สร้างตัวแบบพยากรณ์ แสดงได้ดังนี้

$$T_D = \{Y_t, t=1, 2, \dots, n\}$$

เมื่อ n คือ จำนวนข้อมูลหรือค่าสังเกต

2.3.2 สร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เพื่อหาค่าพยากรณ์

2.3.3 หาความคลาดเคลื่อนของการประมาณค่า (estimation error) จาก $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$ โดยที่ Y_t คือ ค่าจริง (actual value) หรือค่าเป้าหมาย (target value) ณ เวลา t , $\hat{Y}_t$ คือ ค่าพยากรณ์ (forecasting value) ณ เวลา t

ค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนของการประมาณค่า หาได้จาก $M = \frac{\sum |e_t|}{n}$ โดยที่ n คือ จำนวนข้อมูลหรือค่าสังเกต และ e_t คือ ความคลาด-

เคลื่อนของการประมาณค่า

2.3.4 นำค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนของการประมาณค่า (M) มาปรับค่าพยากรณ์ ดังนี้

$$\text{ถ้า } e_{t+p} > 0 \text{ แล้ว } \hat{Y}_{t+p}(\text{new}) = \hat{Y}_{t+p} + M$$

$$\text{ถ้า } e_{t+p} < 0 \text{ แล้ว } \hat{Y}_{t+p}(\text{new}) = \hat{Y}_{t+p} - M$$

โดยที่ $\hat{Y}_{t+p}(\text{new})$ คือ ค่าพยากรณ์ด้วยวิธี ARIMA ปรับปรุง เมื่อ $t = 84$ และ $p = 1, 2, \dots, 12$

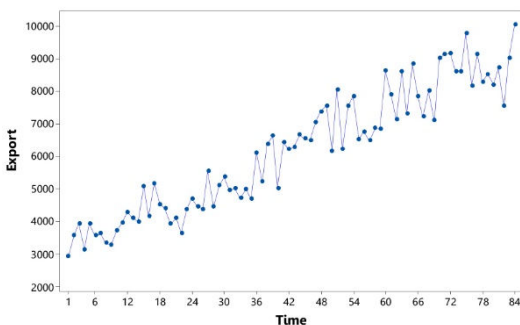
2.4 การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการพยากรณ์ [9]

งานวิจัยนี้ได้เปรียบเทียบความแม่นยำของวิธีพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) แสดงได้ดังนี้

$$2.4.1 \text{ MAPE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|e_t|}{Y_t} \times 100$$

$$2.4.2 \text{ MSE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2$$

โดยที่ e_t คือ ความคลาดเคลื่อนของการประมาณค่า ณ เวลา t , Y_t คือ ค่าจริง (actual value) หรือค่าเป้าหมาย (target value) ณ เวลา t , n คือ จำนวนข้อมูลหรือค่าสังเกตส่วนที่ 2 ซึ่งมีทั้งหมด 12 ค่า



รูปที่ 2 ลักษณะการเคลื่อนไหวของมูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชารายเดือนเทียบกับเวลา

3. ผลการวิจัย

ผลการวิเคราะห์ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2552 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 โดยแผนภาพการกระจายดังแสดงในรูปที่ 2 พบว่าการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา มีลักษณะการเคลื่อนไหวที่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นและมีอิทธิพลของฤดูกาล ผลการวิเคราะห์ด้วยวิธีพยากรณ์ 3 วิธี ได้ผลดังนี้

3.1 วิธีปรับให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์-วินเทอร์

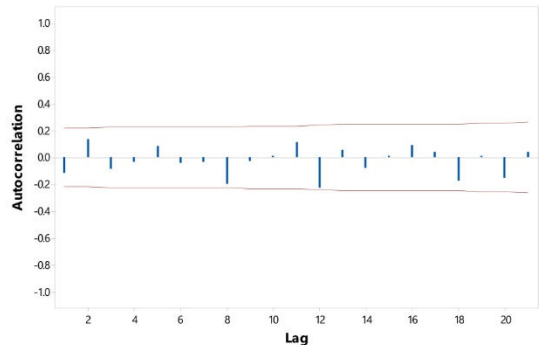
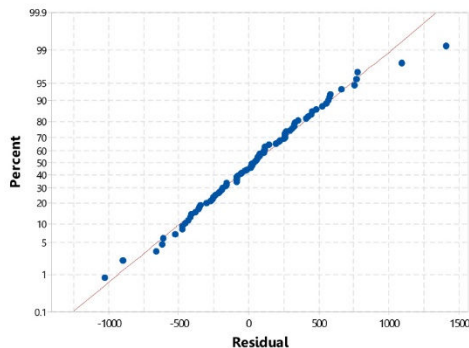
3.1.1 กรณีที่เป็นรูปแบบแนวโน้มฤดูกาลเชิงบวก การกำหนดค่าเริ่มต้นของค่า $\hat{L}_t$, $\hat{T}_t$ และ $\hat{S}_t$ สามารถคำนวณได้จากการวิเคราะห์การถดถอยของข้อมูลทั้งหมด และใช้ solver ในโปรแกรม MS-Excel ช่วยในการคำนวณหาค่าคงตัวการทำให้เรียบที่ดีที่สุด คือ $\alpha = 0.2721$, $\beta = 0.001$ และ $\gamma = 0.001$ ซึ่งค่าทำให้เรียบดังกล่าวให้ค่า MSE ต่ำที่สุด

การวิเคราะห์ข้อมูล จะได้ค่าอิทธิพลของฤดูกาลดังตารางที่ 1 และนำมาสร้างสมการพยากรณ์ p ช่วงเวลาล่วงหน้า ณ เวลา t คือ $\hat{Y}_{t+p} = 9,024.83 + 57.1937p + \hat{S}_{t-s+p}$ โดยที่ $\hat{S}_{t-s+p}$ คือค่าอิทธิพลของฤดูกาล ดังตารางที่ 1

เมื่อได้สมการพยากรณ์ จึงทดสอบการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติดังแสดงในรูปที่ 3ก เนื่องจากค่าพีของตัวสถิติทดสอบ Anderson-Darling มีค่าเท่ากับ 0.843 ซึ่งมีค่ามากกว่า $\alpha = 0.05$ และพบว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกันดังแสดงในรูปที่ 3ข เนื่องจาก r_k ของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95 จึงสรุปได้ว่าตัวแบบพยากรณ์มีความเหมาะสม

ตารางที่ 1 ค่าอิทธิพลของฤดูกาลรายเดือน (ล้านบาท) ของอนุกรมเวลามูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา

เดือน	ม.ค.	ก.พ.	มี.ค.	เม.ย.	พ.ค.	มิ.ย.
ค่าอิทธิพลของฤดูกาล	54.449	- 97.272	882.890	-496.299	526.862	95.412
เดือน	ก.ค.	ส.ค.	ก.ย.	ต.ค.	พ.ย.	ธ.ค.
ค่าอิทธิพลของฤดูกาล	- 280.716	-301.503	-513.010	-396.863	-74.044	602.873



ก. normal probability plot ของความคลาดเคลื่อน ข. แผนภาพสหสัมพันธ์ของ r_k สำหรับความคลาดเคลื่อน

รูปที่ 3 การทดสอบค่าความคลาดเคลื่อนที่พยากรณ์ด้วยวิธีปรับให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์-วินเทอร์เชิงบวก

ตารางที่ 2 ค่าดัชนีฤดูกาลรายเดือนของอนุกรมเวลามูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา

เดือน	ม.ค.	ก.พ.	มี.ค.	เม.ย.	พ.ค.	มิ.ย.
ดัชนีฤดูกาล	0.952	0.940	1.111	0.894	1.072	1.012
เดือน	ก.ค.	ส.ค.	ก.ย.	ต.ค.	พ.ย.	ธ.ค.
ดัชนีฤดูกาล	0.961	0.966	0.941	0.970	1.031	1.150

3.1.2 กรณีที่เป็นรูปแบบแนวโน้มฤดูกาลเชิงคูณ การกำหนดค่าเริ่มต้นของค่า $\hat{L}_t$, $\hat{T}_t$ และ $\hat{S}_t$ สามารถคำนวณได้จากการวิเคราะห์การถดถอยของข้อมูลทั้งหมด และใช้ solver ในโปรแกรมไมโครซอฟท์ เอ็กเซล ช่วยในการคำนวณหาค่าคงตัวการทำให้เรียบที่ดีที่สุด คือ $\alpha = 0.3156$, $\beta = 0.0001$ และ $\gamma = 0.0001$ ที่ให้ค่า MSE ต่ำที่สุด

การวิเคราะห์ข้อมูลจะได้ค่าดัชนีฤดูกาลดังตารางที่ 2 และนำมาสร้างสมการพยากรณ์

p ช่วงเวลาล่วงหน้า ณ เวลา t คือ $\hat{Y}_{t+p} = (8,726.60 + 56.2329p)\hat{S}_{t-s+p}$ โดยที่ $\hat{S}_{t-s+p}$ คือ ค่าดัชนีฤดูกาลดังตารางที่ 2

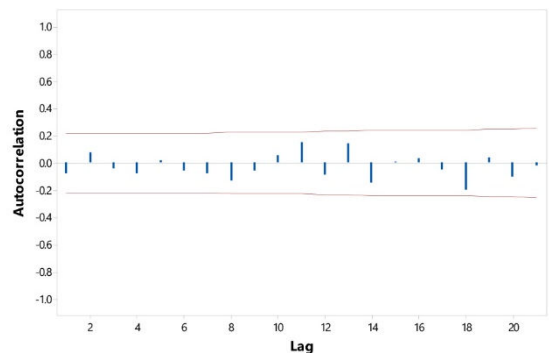
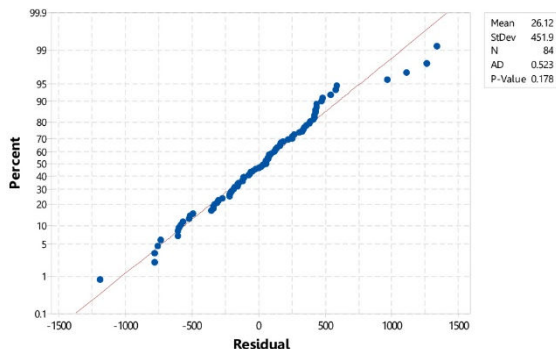
เมื่อได้สมการพยากรณ์ นำมาทดสอบการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติดังแสดงในรูปที่ 4ก เนื่องจากค่าพีของตัวสถิติทดสอบ Anderson-Darling มีค่าเท่ากับ 0.178 ซึ่งมีความมากกว่า $\alpha = 0.05$ และพบว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกันดังแสดงในรูป

ที่ 4x เนื่องจาก r_k ของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95 จึงสรุปได้ว่าตัวแบบพยากรณ์มีความเหมาะสม

3.2 วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

3.2.1 ตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาโดยพิจารณาจากกราฟ ACF ของอนุกรมเวลา ดังแสดงใน

รูปที่ 5ก พบว่าค่า r_k มีค่ามากในช่วงแรกและค่อย ๆ ลดลงเมื่อช่วงเวลามีค่าเพิ่มขึ้น แสดงว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่เนื่องจากมีส่วนประกอบของแนวโน้มที่ชัดเจน จึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d=1$) พบว่า r_k มีค่ามากที่ $k = 1, 12, 24, \dots$ ดังแสดงในรูปที่ 5ข แสดงว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่เนื่องจากมีอิทธิพลของฤดูกาล

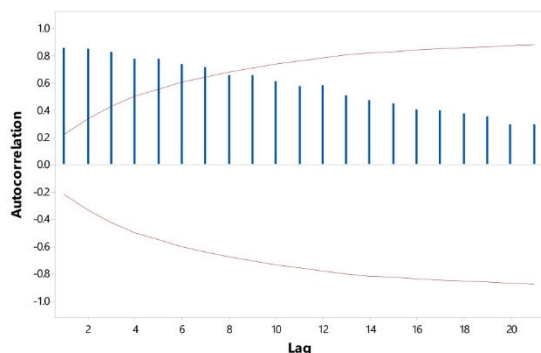


ก. normal probability plot ของความคลาดเคลื่อน ข. แผนภาพสหสัมพันธ์ของ r_k สำหรับความคลาดเคลื่อน

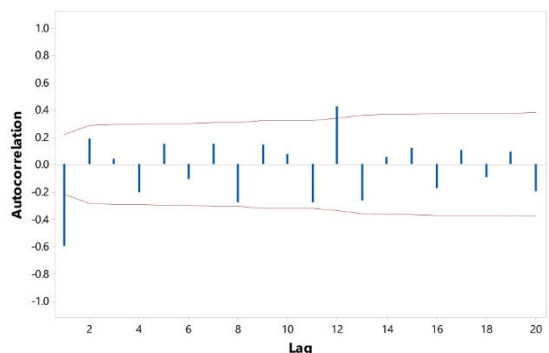
รูปที่ 4 การทดสอบค่าความคลาดเคลื่อนที่พยากรณ์ด้วยวิธีปรับให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์-วินเทอร์เชิงคูณ

ตารางที่ 3 ค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ SARIMA(0,1,1)(0,1,1)₁₂

พารามิเตอร์	ค่าประมาณ	ค่าความคลาดเคลื่อน	ตัวสถิติทดสอบ t	ค่าพี
θ_1	0.7415	0.0796	9.31	0.000
θ_{12}	0.744	0.131	5.67	0.000

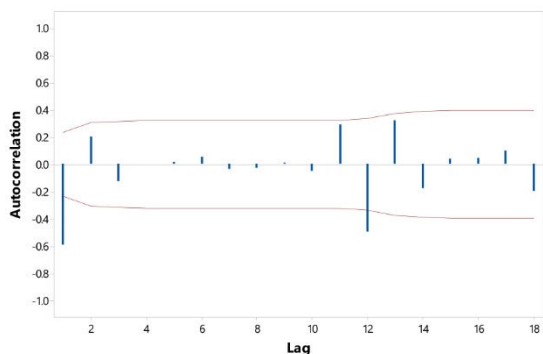


ก. แผนภาพสหสัมพันธ์ของ r_k สำหรับมูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา

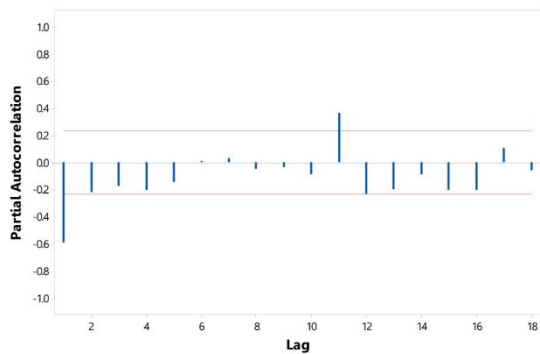


ข. แผนภาพสหสัมพันธ์ของ r_k สำหรับมูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชาที่แปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1

รูปที่ 5 แผนภาพสหสัมพันธ์ของ r_k สำหรับมูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา



ก. แผนภาพสหสัมพันธ์ของ r_k สำหรับมูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชาที่แปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1



ข. แผนภาพสหสัมพันธ์ของ r_{kk} สำหรับมูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชาที่แปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1

รูปที่ 6 แผนภาพสหสัมพันธ์ของ r_k และ r_{kk} สำหรับมูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา

กาล ดังนั้นจึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ($D=1$) พบว่าอนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ ดังแสดงในรูปที่ 6ก และรูปที่ 6ข จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมต่อไป

3.2.2 กำหนดตัวแบบให้กับอนุกรมเวลา ผลการพิจารณาได้ตัวแบบ SARIMA(0,1,1)(0,1,1)₁₂ ซึ่งมีรูปแบบ คือ $Z_t = \theta_0 + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_{12} \varepsilon_{t-12} + \theta_{12} \theta_1 \varepsilon_{t-13}$ และได้สมการพยากรณ์ดังนี้ $\hat{Z}_t = \varepsilon_t - 0.7415 \varepsilon_{t-1} - 0.744 \varepsilon_{t-12} + (0.7415)(0.744) \varepsilon_{t-13}$ โดยที่ $Z_t = Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-12} + Y_{t-13}$

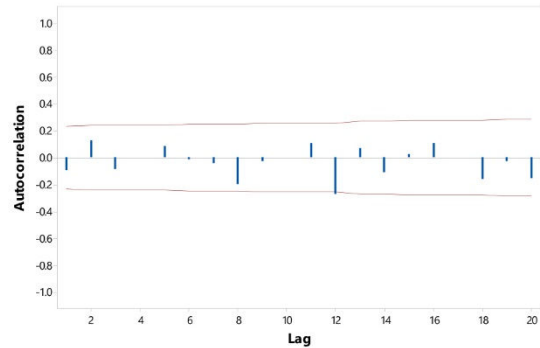
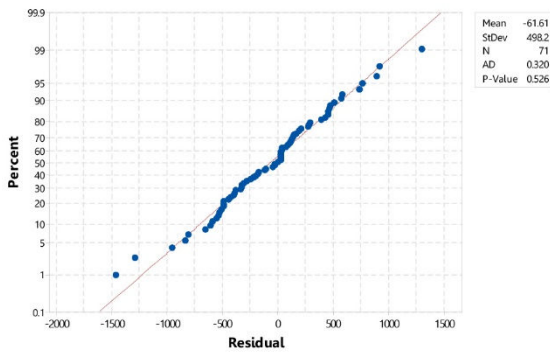
3.2.3 ประเมินค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ได้ดังตารางที่ 3

ตารางที่ 3 การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ SARIMA(0,1,1)(0,1,1)₁₂ พบว่าไม่มีพจน์ของค่าคงตัวในตัวแบบและค่าประมาณของ θ_1 มีค่าเท่ากับ 0.7415 (ค่าพีเท่ากับ 0.000) ค่าประมาณของ θ_{12} มีค่าเท่ากับ 0.744 (ค่าพีเท่ากับ 0.000) ซึ่งจากการทดสอบพารามิเตอร์แต่ละตัวในตัวแบบพบว่าค่าพารามิเตอร์ไม่เท่ากับ 0 ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์มี

ความเหมาะสม จากการทดสอบสหสัมพันธ์ในตัวของความคลาดเคลื่อนด้วยตัวสถิติทดสอบ Ljung-Box ในตารางที่ 4 พบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวของความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระจากกัน (ค่าพีมีค่ามากกว่า 0.05) และในรูปที่ 7ก พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ เนื่องจากค่าพีของตัวสถิติทดสอบ Anderson-Darling มีค่าเท่ากับ 0.526 ซึ่งมีค่ามากกว่า $\alpha = 0.05$ และความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกันดังแสดงในรูปที่ 7ข เนื่องจาก r_k ของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95 จึงสรุปได้ว่าตัวแบบพยากรณ์มีความเหมาะสม

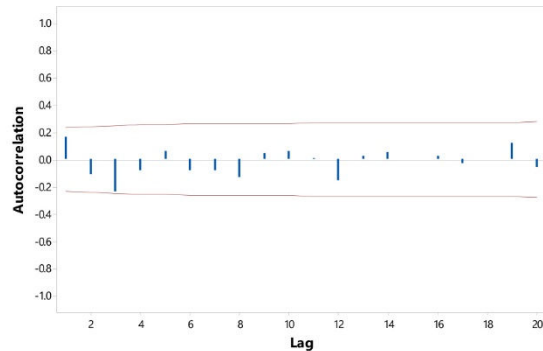
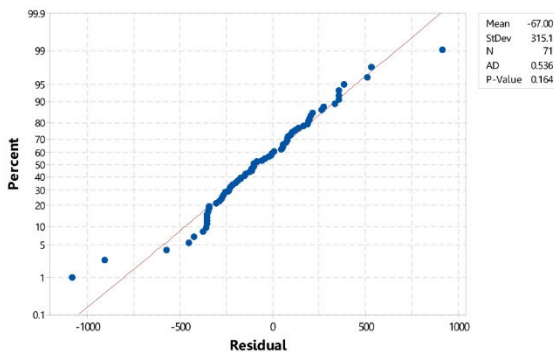
ตารางที่ 4 ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวของความคลาดเคลื่อนด้วยตัวสถิติทดสอบ Ljung-Box

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	13.74	21.37	41.63	49.93
DF	10	22	34	46
ค่าพี	0.185	0.498	0.173	0.320



ก. normal probability plot ของความคลาดเคลื่อน ข. แผนภาพสหสัมพันธ์ของ r_k สำหรับความคลาดเคลื่อน

รูปที่ 7 การทดสอบความคลาดเคลื่อนที่พยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์



ก. normal probability plot ของความคลาดเคลื่อน ข. แผนภาพสหสัมพันธ์ของ r_k สำหรับความคลาดเคลื่อน

รูปที่ 8 การทดสอบค่าความคลาดเคลื่อนที่พยากรณ์ด้วยวิธี ARIMA ปรับปรุง

3.2.4 ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยพิจารณาจากการทดสอบการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน และทดสอบสหสัมพันธ์ในตัวของความคลาดเคลื่อนด้วยตัวสถิติทดสอบ Ljung-Box

3.3 วิธี ARIMA ปรับปรุง

3.3.1 ใช้สมการพยากรณ์จากตัวแบบ SARIMA(0,1,1)(0,1,1)₁₂ ที่ได้จาก 3.2.2 ซึ่งมีสมการพยากรณ์ คือ $\hat{Z}_t = \varepsilon_t - 0.7415_1 \varepsilon_{t-1} - 0.744 \varepsilon_{t-12} + (0.7415)(0.744) \varepsilon_{t-13}$

3.3.2 หาคความคลาดเคลื่อนของการประมาณค่าในแต่ละเดือน สามารถคำนวณหาค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนของการประมาณค่าที่คำนวณได้

จาก 3.3.1 จะได้ $M = 382.26$

3.3.3 นำค่า M ที่ได้มาปรับค่าพยากรณ์ที่คำนวณได้จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

3.3.4 ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยพิจารณาจากการทดสอบการแจกแจงของความคลาดเคลื่อนและทดสอบสหสัมพันธ์ในตัวของความคลาดเคลื่อน

จากการทดสอบความคลาดเคลื่อน พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติดังแสดงในรูปที่ 8ก เนื่องจากค่าพีของตัวสถิติทดสอบ Anderson-Darling มีค่าเท่ากับ 0.164 ซึ่งมีค่ามากกว่า $\alpha = 0.05$ และพบว่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกันดังแสดง

ในรูปที่ 8x เนื่องจาก r_k ของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95 จึงสรุปได้ว่าตัวแบบพยากรณ์มีความเหมาะสม

3.4 การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ที่ดีที่สุด

ผลการหาตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดจาก 3 วิธีการพยากรณ์แสดงดังตารางที่ 5 ซึ่งสรุปได้ดังนี้

พิจารณาจากค่า MAPE พบว่าวิธี ARIMA ปรับปรุง ให้ค่าต่ำที่สุดเท่ากับ 4.00 % วิธีปรับให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์-วินเทอร์เชิงบวก ให้ค่าเท่ากับ 5.41 % วิธีปรับให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์-วิน

เทอร์เชิงคูณ ให้ค่าเท่ากับ 5.71 % และวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ให้ค่าเท่ากับ 5.95 %

พิจารณาจากค่า MSE พบว่าวิธี ARIMA ปรับปรุง ให้ค่าต่ำที่สุดเท่ากับ 102,392.05 (ล้านบาท) วิธีปรับให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์-วินเทอร์เชิงบวก ให้ค่าเท่ากับ 176,150.70 (ล้านบาท) วิธีปรับให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์-วินเทอร์เชิงคูณให้ค่าเท่ากับ 202,486.27 (ล้านบาท) และวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ให้ค่าเท่ากับ 248,514.78 (ล้านบาท)

ตารางที่ 5 ค่าเปรียบเทียบประสิทธิภาพจากวิธีพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลามูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา

วิธีการพยากรณ์	ค่าเปรียบเทียบประสิทธิภาพ	
	MAPE (%)	MSE (ล้านบาท ²)
1. วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์	5.95	248,514.78
2. วิธีปรับให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์-วินเทอร์เชิงบวก	5.41	176,150.70
3. วิธีปรับให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์-วินเทอร์เชิงคูณ	5.71	202,486.27
4. วิธี ARIMA ปรับปรุง	4.00	102,392.05

ตารางที่ 6 ผลการเปรียบเทียบช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้า 3, 6 และ 12 เดือน สำหรับอนุกรมเวลามูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา ด้วยวิธี ARIMA ปรับปรุง

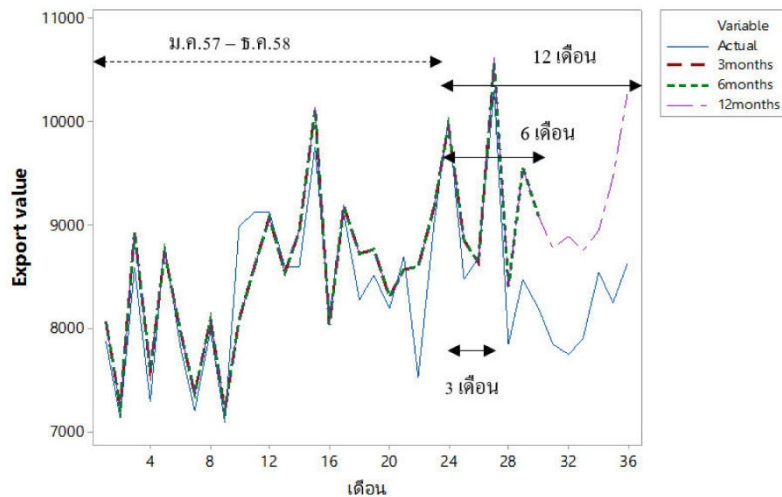
ช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้า (เดือน)	ค่าวัดความถูกต้อง	
	MAPE (%)	MSE (ล้านบาท ²)
3	2.50	72,352.70
6	6.40	419,803.16
12	9.52	813,291.24

การวิเคราะห์ช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้า 3, 6 และ 12 เดือน สำหรับอนุกรมเวลามูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา ด้วยวิธี ARIMA ปรับปรุง ผลการวิเคราะห์แสดงดังตารางที่ 6 มีดังนี้

พิจารณาจากค่า MAPE พบว่าช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้า 3 เดือน ให้ค่าต่ำที่สุดเท่ากับ 2.50 % ช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้า 6 เดือน ให้ค่าเท่ากับ 6.40 % ช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน ให้ค่าเท่ากับ 9.52 %

พิจารณาจากค่า MSE พบว่าช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้า 3 เดือน ให้ค่าต่ำที่สุดเท่ากับ 72,352.70 (ล้านบาท) ช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้า

6 เดือน ให้ค่าเท่ากับ 419,803.16 (ล้านบาท) ช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้า 12 เดือน ให้ค่าเท่ากับ 813,291.24 (ล้านบาท)



รูปที่ 9 กราฟอนุกรมเวลาแสดงมูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชาในช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้า 3, 6 และ 12 เดือน ด้วยวิธี ARIMA ปรับปรุง เมื่อเดือนที่ 1 ถึงเดือนที่ 36 แทนเดือนมกราคม ปี พ.ศ. 2557 ถึงเดือนธันวาคม ปี พ.ศ. 2559 ตามลำดับ

เมื่อพิจารณารูปที่ 9 พบว่ากราฟแสดงมูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชาของช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้า 3 เดือน มีความใกล้เคียงกับกราฟของข้อมูลจริงมากที่สุด แต่เมื่อเพิ่มช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้าขึ้นเป็น 6 และ 12 เดือน กราฟแสดงมูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา จะมีความคลาดเคลื่อนจากกราฟข้อมูลจริงเพิ่มมากขึ้น

4. วิจัย

การศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์อนุกรมเวลา 3 วิธี คือ วิธีปรับให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์-วินเทอร์ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และ วิธี ARIMA ปรับปรุง สำหรับข้อมูลรายเดือนของมูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา ตั้งแต่

เดือนมกราคม ปี พ.ศ. 2552 ถึงเดือนธันวาคม ปี พ.ศ. 2559 พบว่า วิธี ARIMA ปรับปรุงเป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีประสิทธิภาพค่อนข้างดีกว่าวิธีการพยากรณ์อื่น ๆ ที่นำมาเปรียบเทียบอย่างชัดเจนและเป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับลักษณะข้อมูลมากที่สุด ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Mehrmolaei และ Keyvanpour [8] นอกจากนี้ยังได้ว่าช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้า 3 เดือน มีความเหมาะสมที่สุดสำหรับการวิเคราะห์ด้วยวิธี ARIMA ปรับปรุง ซึ่งสอดคล้องกับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่เหมาะสมกับการพยากรณ์ระยะสั้น

5. สรุป

การศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์อนุกรมเวลา 3 วิธี สำหรับมูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา พบว่ามูลค่าสินค้า

ส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา มีลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาที่มีส่วนประกอบของแนวโน้มและมีอิทธิพลของฤดูกาล สำหรับการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ พบว่าวิธี ARIMA ปรับปรุง เป็นวิธีที่ปรับปรุงประสิทธิภาพของการพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ โดยนำค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนของการประมาณค่าซึ่งมีค่าเท่ากับ 382.26 มาปรับค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ซึ่งกำหนดตัวแบบให้กับอนุกรมเวลาเป็น SARIMA $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ มีสมการพยากรณ์ คือ $\hat{Z}_t = \varepsilon_t - 0.7415_1 \varepsilon_{t-1} - 0.744 \varepsilon_{t-12} + (0.7415)(0.744) \varepsilon_{t-13}$ เป็นวิธีที่ให้ค่า MAPE และ MSE ต่ำที่สุด จึงเป็นวิธีที่เหมาะสมที่สุด และจากการหาช่วงเวลาการพยากรณ์ล่วงหน้าที่เหมาะสมที่สุด พบว่าการพยากรณ์ล่วงหน้าในระยะเวลา 3 เดือน มีความเหมาะสมที่สุดสำหรับการพยากรณ์มูลค่าสินค้าส่งออกผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา

6. ข้อเสนอแนะ

น่าจะมีการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์โดยวิธีอื่น ๆ เพิ่มเติม เช่น วิธี improved Holt-Winters [10] วิธี multiple ARIMA subsequences aggregate time series model [11]

7. รายการอ้างอิง

- [1] ธนาคารเพื่อการส่งออกและนำเข้าแห่งประเทศไทย, ส่องตลาดส่งออกมาแรงปี 2559 โอกาสขยายตลาดของ SMEs, แหล่งที่มา: <http://www.exim.go.th/doc/newsCenter/46909.pdf>, 6 มีนาคม 2560.
- [2] อิศระ ว่องกุศลกิจ, 2558, โอกาสการค้าและการลงทุนระหว่างไทยกับประเทศเพื่อนบ้าน, ว. การค้าชายแดน 1(4): 4-7.
- [3] ฐานิตดา ชัยวรรณ, บทบาทของกรมศุลกากรในการบริหารจัดการชายแดนร่วมกัน (CBM), แหล่งที่มา : <http://www.freightmaxad.com/magazine/?p=8701>, 6 มีนาคม 2560.
- [4] ศูนย์ข้อมูลการค้า การลงทุน และการค้าชายแดนจังหวัดสระแก้ว, การค้าชายแดนระหว่างไทยกับกัมพูชา, แหล่งที่มา : <http://sips.sakaeo.buu.ac.th/sips>, 6 มีนาคม 2560.
- [5] ธนาคารแห่งประเทศไทย, มูลค่าสินค้าส่งออกและนำเข้าผ่านด่านพรมแดนศุลกากรไทย-กัมพูชา, แหล่งที่มา : <https://www.bot.or.th>, 3 มีนาคม 2560.
- [6] Hanke, J.E. and Wichern, D.W., 2005, Business Forecasting, 8th Ed., Pearson Education, Inc., New Jersey, 535 p.
- [7] ทรงศิริ แต้สมบัติ, 2549, การพยากรณ์เชิงปริมาณ, สำนักพิมพ์มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, กรุงเทพฯ, 487 น.
- [8] Mehrmolaei, S. and Keyvanpour, M.R., 2016, Time series forecasting using improved ARIMA, Proceedings of the 6th Joint Conference on Artificial Intelligence & Robotics and the 8th RoboCup Iran Open International Symposium, Islamic Azad University, Qazvin Branch, Iran.
- [9] สมเกียรติ เกตุเอี่ยม, 2548, เทคนิคการพยากรณ์, มหาวิทยาลัยทักษิณ, สงขลา, 328 น.
- [10] Liljana, F.T., 2013, Improved Holt-Winters method: a case of overnight stays of tourists in Republic of Slovenia, Econ. Bus. Rev. 16(1): 5-17.
- [11] Khanarsa, P. and Krung, S., 2017, Multiple ARIMA subsequences aggregate time

series model to forecast cash in ATM,
Knowledge and Smart Technology (KST) ,

pp. 83-88, 9th International Conference
on IEEE.