การพยากรณ์มูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีน โดยวิธีแยกส่วนประกอบ, วิธีปรับให้เรียบ และวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์

Forecasting the Export Values from Thailand to China by Decomposition Method, Smoothing Method and Box–Jenkins Method

ธนาภรณ์ โมลิพันธ์* และ สมศรี บัณฑิตวิไล

ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง

Thanapohn Moliphan* and Somsri Banditvilai

Department of Statistics, Faculty of Science, King Mongkut's Institute of Technology Ladkrabang

Received: November 10, 2020; Accepted: January 18, 2021

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อหาตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีน ซึ่งเก็บรวบรวมข้อมูลโดยศูนย์เทคโนโลยีสารสนเทศและการสื่อสาร สำนักงานปลัดกระทรวงพาณิชย์ โดยความร่วมมือจากกรมศุลกากร กระทรวงการคลัง เป็นข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 รวมทั้งสิ้น 144 เดือน โดยแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน132 เดือน ใช้ในการวิเคราะห์หาตัวแบบการพยากรณ์ ชุดที่ 2 ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ 2562 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ 2562 จำนวน 12 เดือน ใช้ในการตรวจสอบความถูกต้องของตัวแบบการพยากรณ์โดยวิธีที่นำมาใช้ในการพยากรณ์ ได้แก่ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีปรับให้เรียบ และวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ โดยใช้ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ในการเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมและใช้เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ในการแสดงเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าจริงกับค่าพยากรณ์ ผลการวิจัยพบว่าวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกสินค้าจากระเทศไทยไปยังประเทศจีนคือ วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ลซึ่งมีค่า MSE=7,922,026.37 และค่า MAPE=7.6556 %

คำสำคัญ : การพยากรณ์; มูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีน; วิธีแยกส่วนประกอบ; วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์–วินเทอร์; วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล; วิธีบ็อกซ์–เจนกินส์

**Corresponding author: thanamoli14@gmail.com*

Abstract

This research objective is to find the appropriate forecast model for the export values from Thailand to China. The data were collected by Information and Communication Technology Center, Office of Permanent Secretary Ministry of Commerce, in cooperation with the Thai Customs Department, Ministry of Finance. The monthly data from January 2008 to December 2019, 144 months, were divided into two sets. The first set of 132 months, from January 2008 to December 2018, is used to find the forecast models. The second set of 12 months, from January 2019 to December 2019, is used to check the accuracy of the forecast model. The forecast techniques employed in this research are decomposition method, smoothing method and Box–Jenkins method. Mean square error (MSE) is used to select the appropriate forecasting model and mean absolute percentage error (MAPE) is used to show the percentage of errors between the actual values and the forecast values. The result shows that triple exponential smoothing method is the appropriate forecast method for forecasting the export values from Thailand to China, which the MSE is 7,922,026.37 and the MAPE is 7.6556%

Keywords: forecasting; export values from Thailand to China; decomposition method; Holt–Winters exponential smoothing method; triple exponential smoothing method; Box–Jenkins method

1. บทนำ

การส่งออกสินค้าของประเทศไทยนั้นถือได้ว่าเป็นกุญแจสำคัญในการขับเคลื่อนเศรษฐกิจไทยให้เจริญเติบโตไปข้างหน้าและสร้างรายได้มหาศาลให้กับประเทศรวมถึงยังเป็นกลไกสำคัญที่ทำให้โครงสร้างการผลิตของประเทศมีการพัฒนาอย่างรวดเร็ว โดยผ่านการดึงดูดเม็ดเงินลงทุนโดยตรงจากต่างชาติที่เข้ามาใช้ประเทศไทยเป็นฐานการผลิตเพื่อการส่งออก โดยส่งผลให้เกิดการยกระดับผลิตภาพแรงงานผ่านการผลิตและการจ้างงานในภาคอุตสาหกรรมแทนภาคเกษตรกรรม ซึ่งประเทศไทยได้มีการส่งออกสินค้าจำนวนมากมายหลากหลายประเภทไปยังประเทศต่าง ๆ ทั่วโลก และประเทศที่มีมูลค่าการส่งออกสินค้ามากที่สุดคือ ประเทศจีน โดยประเทศไทยกับประเทศจีนนั้นได้สถาปนาความสัมพันธ์ทางการทูตระหว่างกันอย่างเป็นทางการเมื่อวันที่ 1 กรกฎาคม ค.ศ.1975 โดยทั้งสองฝ่ายได้ร่วมมือกันทั้งในด้านการเมือง เศรษฐกิจ การค้า การทหาร การศึกษาวิทยาศาสตร์เทคโนโลยี และด้านอื่น ๆ บนพื้นฐานของมิตรภาพ ความเสมอภาค การเอื้อประโยชน์และการเกื้อกูลซึ่งกันและกัน (Ling, 2000) ซึ่งในช่วงปี 2551–2560 มูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีนมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องจาก 532,319.10 ล้านบาท ในปี 2551 เป็น 997,982.90 ล้านบาท ในปี 2560 และลดลงจาก 971,437.00 ล้านบาท ในปี 2561 เป็น 902,273.73 ล้านบาท ในปี 2562 ตามลำดับในอนาคตเราไม่สามารถคาดการณ์ได้ว่ามูลค่าการส่งออกสินค้านั้นจะเพิ่มขึ้นหรือลดลง ซึ่งการพยากรณ์ก็เป็นอีกวิธีการหนึ่งที่มีบทบาทสำคัญในการตัดสินใจและวางแผนการผลิตเพื่อการส่งออกที่จะเกิดขึ้นในอนาคตได้ ถ้าการพยากรณ์มีความถูกต้องและแม่นยำสูงก็จะทำให้ธุรกิจการส่งออกนั้นได้รับรายได้ตามที่คาดการณ์ไว้ แต่ถ้าหากการพยากรณ์นั้นมีความคลาดเคลื่อนสูง

ก็จะส่งผลให้เกิดการตัดสินใจและการวางแผนการผลิตที่ผิดพลาดซึ่งก่อให้เกิดการสูญเสียรายได้ โดยงานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อหาตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีน จากการวิเคราะห์ข้อมูลเบื้องต้นและทดสอบสมมติฐานพบว่าอนุกรมเวลามีแนวโน้มและมีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้องสำหรับรูปแบบบวก แต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้องสำหรับรูปแบบคูณ ซึ่งปกติอนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลของฤดูกาลมักจะมีทั้งรูปแบบบวกและรูปแบบคูณ ดังนั้นงานวิจัยนี้จะทำการวิเคราะห์อนุกรมเวลาทั้ง 2 กรณีคือ กรณีที่อนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล และกรณีที่อนุกรมเวลามีแนวโน้มแต่ไม่มีอิทธิของฤดูกาล

นิตินัย และศรัณย์ (Rungjindarat and Thatsakaniwet, 2019) ได้ศึกษาการพยากรณ์อนุกรมเวลาด้วยวิธีแบบคลาสสิค : การส่งออกข้าวหอมมะลิของไทย ซึ่งผลการศึกษาพบว่าตัวแบบที่ใช้ในการพยากรณ์มีความแม่นยำสูงมาก โดยค่า MAPE ของข้อมูลที่สร้างตัวแบบคือ 6.42 และค่า MAPE ของข้อมูลทดสอบตัวแบบคือ 3.09

วรางคณา (Keerativibool, 2016) ได้ศึกษาตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกแป้งมันสำปะหลัง โดยใช้วิธีการพยากรณ์ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลา ซึ่งผลการศึกษาพบว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณเป็นวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด

บุญฤทธิ์ และเสาวภา (Choopradit and Chaipitak, 2018) ได้ศึกษาตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมะม่วงของประเทศไทย โดยใช้วิธีการพยากรณ์ 3 วิธี ได้แก่ วิธีแยกองค์ประกอบ วิธีโฮลท์–วินเทอร์ และวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ ซึ่งผลการศึกษาพบว่าวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ เป็นวิธีที่มีความถูกต้องมากที่สุด โดยมีตัวแบบเป็น $SARIMA(0,1,2)(0,1,1)_{12}$

จากงานวิจัยที่กล่าวข้างต้นจะพบว่า วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีปรับให้เรียบ และวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ เป็นวิธีที่ให้ค่าพยากรณ์ถูกต้องและมีความแม่นยำมากที่สุด ดังนั้นงานวิจัยนี้จะใช้วิธีการพยากรณ์ 3 วิธี ได้แก่ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีปรับให้เรียบและวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ โดยใช้ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ในการเลือกตัวแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสม และใช้เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ในการแสดงเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าจริงกับค่าพยากรณ์ เพื่อหาตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีน

2. วิธีการ

2.1 การเก็บรวบรวมข้อมูล

งานวิจัยนี้ใช้ข้อมูลมูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีนซึ่งเก็บรวบรวมโดยศูนย์เทคโนโลยีสารสนเทศและการสื่อสาร สำนักงานปลัดกระทรวงพาณิชย์ โดยความร่วมมือจากกรมศุลกากร กระทรวงการคลัง เป็นข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 รวมทั้งสิ้น 144 เดือน โดยแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 132 เดือน ใช้ในการวิเคราะห์หาตัวแบบการพยากรณ์ ชุดที่ 2 ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ 2562 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ 2562 จำนวน 12 เดือน ใช้ในการตรวจสอบความถูกต้องของตัวแบบการพยากรณ์

2.2 การวิเคราะห์ข้อมูลทางสถิติ

2.2.1 การทดสอบ Anderson–Darling

เป็นการทดสอบว่าข้อมูลตัวอย่างที่สุ่มได้จากประชากรมีการแจกแจงปกติหรือไม่ โดยการทดสอบมีขั้นตอนดังนี้ (Ang, 2017)

1. H_0 : อนุกรมเวลามีการแจกแจงปกติ
   H_1 : อนุกรมเวลาไม่มีการแจกแจงปกติ
2. ตัวสถิติทดสอบ คือ

$$AD = -n\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\Big[(2i-1)\Big\{lnF_x(x_i) + ln\Big[1-F_x(x_{n-i+1})\Big]\Big\}\Big]$$

โดยที่ $F_x(x_i)$ คือ ฟังก์ชันความน่าจะเป็นสะสม (Cumulative probability function), x_i คือ ข้อมูลลำดับที่ i เมื่อข้อมูลเรียงลำดับจากน้อยไปหามากแล้ว, n คือ ขนาดตัวอย่าง

ภายหลังจากการคำนวณค่าสถิติทดสอบ AD แล้วจะทำการปรับค่าตัวสถิติทดสอบเป็น AD^* โดยสูตรในการปรับค่าตัวสถิติทดสอบจะขึ้นอยู่กับขนาดตัวอย่าง n ซึ่งสูตรในการคำนวณเป็นดังสมการที่ (1) [6]

$$AD^* = AD\left(1+\frac{0.75}{n}+\frac{2.25}{n^2}\right) \quad (1)$$

3. เกณฑ์การตัดสินใจ คือ

$$c_\alpha = a_\alpha\left(1+\frac{b_0}{n}+\frac{b_1}{n^2}\right)$$

โดยที่ c_α คือ ค่าวิกฤตสำหรับการทดสอบการแจกแจงปกติ, a_α, b_0 และ b_1 คือ ค่าที่เปิดจากตารางค่าวิกฤตของการทดสอบ Anderson–Darling ที่ระดับนัยสำคัญ α และบริเวณวิกฤต คือ $AD^* \geq c_\alpha$

2.2.2 การทดสอบอิทธิพลของฤดูกาลแบบใช้พารามิเตอร์

การทดสอบอิทธิพลของฤดูกาลแบบใช้พารามิเตอร์จะใช้การทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง ซึ่งเป็นการทดสอบแบบใช้พารามิเตอร์ โดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองที่ช่วง L เมื่อ L เป็นจำนวนของฤดูกาลต่อปีคือ พิจารณาว่าค่าสังเกตที่ห่างกัน L ช่วงเวลา มีความสัมพันธ์กันหรือไม่ กรณีที่มีสหสัมพันธ์กันเชิงบวกแสดงว่าอนุกรมเวลานั้นมีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยการทดสอบมีขั้นตอนดังนี้ (Taesombat, 2006)

1. $H_0 : \rho_{12} = 0$
   $H_1 : \rho_{12} > 0$
2. ตัวสถิติทดสอบ r_{12} เมื่อ

$$r_{12} = \frac{\sum_{t=1}^{n}\left(Y_t-\overline{Y}\right)\left(Y_{t-12}-\overline{Y}\right)}{\sum_{t=1}^{n}\left(Y_t-\overline{Y}\right)^2}$$

3. บริเวณวิกฤตคือ $r_{12} \geq \frac{Z_\alpha}{\sqrt{n}}$

โดยที่ Z_α คือ ค่าวิกฤตที่เปิดจากตารางการแจกแจงปกติมาตรฐาน ที่ระดับนัยสำคัญ α

2.2.3 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยวิธีแยกส่วนประกอบ

วิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลานี้จะทำการแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลาออกเป็นส่วนประกอบต่าง ๆ ซึ่งมีทั้งหมด 4 ส่วน ได้แก่ แนวโน้ม (Trend) อิทธิพลของฤดูกาล (Seasonal Variation) อิทธิพลของวัฏจักร (Cyclical Variation) และเหตุการณ์ที่ผิดปกติ (Irregular Variation) ส่วนประกอบทั้ง 4 ส่วน จะรวมกันทำให้เกิดอนุกรมเวลา โดยมีรูปแบบพื้นฐาน 2 รูปแบบคือ รูปแบบบวก (Additive Model) และรูปแบบคูณ (Multiplicative Model) โดยงานวิจัยนี้จะใช้วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ในกรณีที่อนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล และใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุดในการวิเคราะห์แนวโน้มกรณีที่อนุกรมเวลามีแนวโน้มแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล (Taesombat, 2006)

2.2.4 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยวิธีปรับให้เรียบ

2.2.4.1 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์–วินเทอร์ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งแนวโน้มเส้นตรงและอิทธิพลของฤดูกาลโดยใช้ค่าสังเกตของข้อมูลในอดีตบางส่วนมาใช้ในการหาค่าเริ่มต้น วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์–วินเทอร์มีค่าปรับน้ำหนัก 3 ค่า คือ α เป็นค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าแนวโน้ม (β_0), γ เป็นค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าความชัน (β_1) และ δ เป็นค่าปรับน้ำหนักสำหรับอิทธิพลของฤดูกาล (S_t) สำหรับการพยากรณ์ด้วยวิธีนี้มี 2 รูปแบบ คือ รูปแบบบวก (Additive Model) และรูปแบบคูณ (Multiplicative Model) (Taesombat, 2006)

วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์–วินเทอร์สำหรับรูปแบบบวก มีรูปแบบสมการพยากรณ์ ดังสมการที่ (2)

$$\hat{Y}_{t+p}(t) = \hat{T}_t(t) + p\hat{\beta}_1(t) + \hat{S}_{t+p}(t); p = 1,2,... \quad (2)$$

โดยที่ $\hat{T}_t(t)$ คือ ค่าประมาณแนวโน้ม ณ เวลา t เมื่อคำนวณจากข้อมูล t ค่า, $\hat{\beta}_1(t)$ คือ ค่าประมาณความชัน เมื่อคำนวณจากข้อมูล t ค่า, $\hat{S}_t(t)$ คือ ค่าประมาณอิทธิพลของฤดูกาล ที่ i เมื่อคำนวณ จากข้อมูล t ค่า

ค่า$\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t)$ และ$\hat{S}_t(t)$ หาได้จากสมการที่ (3), (4) และ (5) ตามลำดับ

$$\hat{T}_t(t) = \hat{T}_t(t-1) + \alpha e_t \quad (3)$$

$$\hat{\beta}_1(t) = \hat{\beta}_1(t-1) + \alpha\gamma e_t \quad (4)$$

$$\hat{S}_i(t) = \hat{S}_i(t-1) + \delta(1-\alpha)e_t \quad (5)$$

วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์–วินเทอร์สำหรับรูปแบบคูณ มีรูปแบบสมการพยากรณ์ ดังสมการที่ (6)

$$\hat{Y}_{t+p}(t) = \left[\hat{T}_t(t) + p\hat{\beta}_1(t)\right] \times \hat{S}_{t+p}(t) \quad ; p = 1,2,... \quad (6)$$

ค่า $\hat{T}_t(t), \hat{\beta}_1(t)$ และ$\hat{S}_t(t)$ หาได้จากสมการที่ (7), (8) และ (9) ตามลำดับ

$$\hat{T}_t(t) = \hat{T}_t(t-1) + \frac{\alpha e_t}{\hat{S}_t(t-1)} \quad (7)$$

$$\hat{\beta}_1(t) = \hat{\beta}_1(t-1) + \frac{\alpha e_t}{\hat{S}_t(t-1)} \quad (8)$$

$$\hat{S}_i(t) = \hat{S}_i(t-1) + \frac{\delta(1-\alpha)e_t}{\hat{T}_t(t)} \quad (9)$$

การสร้างสมการพยากรณ์ต้องทำการกำหนดค่าเริ่มต้นของค่า$\hat{T}_t(t)$, $\hat{\beta}_1(t)$และ$\hat{S}_i(t)$ และกำหนดค่าปรับให้เรียบ α, γ และ β ที่เหมาะสมที่ทำให้การพยากรณ์ให้ค่า MSE ต่ำที่สุด ซึ่งงานวิจัยนี้ได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุดคือ ชุดที่ 1 จำนวน 132 เดือน ใช้สำหรับสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์และชุดที่ 2 จำนวน 12 เดือน ใช้สำหรับเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบพยากรณ์โดยผู้วิจัยนี้จะนำข้อมูลชุดที่ 1 มาหาค่าเริ่มต้นซึ่งจะใช้ข้อมูลตั้งแต่ 24, 36, 48, 60 เดือนแรกในการหาค่าเริ่มต้นแล้วใช้คำสั่ง Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel ในการปรับค่าพารามิเตอร์ α, γ และ β โดยตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะเป็นตัวแบบที่ให้ค่า MSE ต่ำที่สุด จากนั้นนำตัวแบบพยากรณ์ที่ได้ไปพยากรณ์เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบกับข้อมูลชุดที่ 2

2.2.4.2 วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล เป็นวิธีที่ใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มแบบควอดราติกแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลจากรูปแบบแนวโน้มควอดราติก ดังสมการที่ (10) (Taesombat, 2006)

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \varepsilon_t \quad (10)$$

ซึ่ง $\beta_2' = \frac{\beta_2}{2}$ จะมีสมการพยากรณ์ ณ เวลา t สำหรับ p ช่วงเวลาล่วงหน้า ดังสมการที่ (11)

$$\hat{Y}_{t+P} = a_0(t) + a_1(t)\,p + \frac{1}{2}a_2(t)\,p^2 \quad (11)$$

การสร้างสมการพยากรณ์จะเกี่ยวข้องกับค่าเริ่มต้น โดยทั่วไปจะหา $a_0(0), a_1(0)$ และ $a_2(0)$ จากอนุกรมเวลาที่มีอยู่โดยใช้เพียงบางช่วงของค่าสังเกตหรือทั้งหมดแล้วใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุดในการหาแนวโน้มควอดราติก จากนั้นหา A_0, A_0' และ A_0'' ดังสมการที่ (12), (13) และ (14) ตามลำดับ

$$A_0(0) = a_0(0) - \left(\frac{(1-\alpha)}{\alpha}\right)a_1(0) + \left(\frac{(1-\alpha)(2-\alpha)}{2\alpha^2}\right)a_2(0) \quad (12)$$

$$A_0'(0) = a_0(0) - \left(\frac{2(1-\alpha)}{\alpha}\right)a_1(0) + \left(\frac{2(1-\alpha)(3-\alpha)}{2\alpha^2}\right)a_2(0) \quad (13)$$

$$A_0''(0) = a_0(0) - \left(\frac{3(1-\alpha)}{\alpha}\right)a_1(0) + \left(\frac{3(1-\alpha)(4-\alpha)}{2\alpha^2}\right)a_2(0) \quad (14)$$

เมื่อได้ A_0, A_0' และ A_0'' แล้วจะหา A_t, A_t' และ A_t'' สำหรับค่า t ต่อ ๆ ไปได้ดังสมการที่ (15), (16) และ (17) ตามลำดับ

$$A_t = (1-\alpha)A_{t-1} + \alpha Y_t \quad ; \quad 0<\alpha<1 \quad (15)$$

$$A_t' = (1-\alpha)A_{t-1}' + \alpha A_t \quad ; \quad 0<\alpha<1 \quad (16)$$

$$A_t'' = (1-\alpha)A_{t-1}'' + \alpha A_t' \quad ; \quad 0<\alpha<1 \quad (17)$$

โดยที่ A_t คือ ค่าปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล ณ เวลา t, A_t' คือ ค่าปรับให้เรียบครั้งที่สองแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล ณ เวลา t, A_t'' คือ ค่าปรับให้เรียบครั้งที่สามแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล ณ เวลา t และสามารถเขียนสมการพยากรณ์ในเทอมของ A_t, A_t' และ A_t'' ได้ดังสมการที่ (18)

$$\hat{Y}_{t+P} = \left(6(1-\alpha)^2 + (6-5\alpha)\alpha p + \alpha^2 p^2\right)\left(\frac{A_t}{2(1-\alpha)^2}\right) - \left(6(1-\alpha)^2 + 2(5-4\alpha)\alpha p + 2\alpha^2 p^2\right)\left(\frac{A_t'}{2(1-\alpha)^2}\right) + \left(2(1-\alpha)^2 + (4-3\alpha)\alpha p + \alpha^2 p^2\right)\left(\frac{A_t''}{2(1-\alpha)^2}\right)$$

; p = 1,2,... (18)

2.2.5 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์

เป็นวิธีการที่เหมาะสมสำหรับนำไปประยุกต์ใช้กับข้อมูลจริง เนื่องจากข้อมูลมีการเปลี่ยนแปลงไปเรื่อย ๆ ตามรูปแบบของธุรกิจและเศรษฐกิจ ซึ่งในการวิเคราะห์ต้องมีการกำหนดตัวแบบโดยต้องตรวจสอบคุณสมบัติของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง (Autocorrelation Function : ACF) และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function : PACF) ซึ่งพิจารณาภายใต้อนุกรมเวลาที่ต้องมีความคงที่ (Stationary) โดยต้องไม่มีแนวโน้มและความผันแปรของฤดูกาล กล่าวคืออนุกรมเวลาต้องมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ หากในกรณีที่อนุกรมเวลาไม่มีความคงที่ (Nonstationary) ต้องทำการแปลงอนุกรมเวลาให้มีความคงที่ก่อนที่จะกำหนดตัวแบบ จากนั้นผู้วิจัยใช้โปรแกรม Minitab 18 [8] ในการวิเคราะห์โดยมีขั้นตอนดังนี้

2.2.5.1 พิจารณาคอเรลโรแกรม ACF และ PACF ของข้อมูลชุดที่ 1 ว่าอนุกรมเวลามีการเคลื่อนไหวของข้อมูลคงที่หรือไม่ พบว่าอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีนมีแนวโน้มและความผันแปรของฤดูกาล จึงทำการแปลงอนุกรมเวลาให้มีความคงที่โดยการหาผลต่าง 1 ครั้ง และหาผลต่างฤดูกาล 1 ครั้ง

2.2.5.2 กำหนดตัวแบบที่คาดว่าจะเหมาะสมให้กับอนุกรมเวลาโดยพิจารณาจากคอเรลโรแกรม ACF และ PACF

2.2.5.3 ประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอนุกรมเวลาที่เลือกไว้ด้วยวิธีภาวะน่าจะเป็นสูงสุด

2.2.5.4 ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยการตรวจสอบค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกัน มีการแจกแจงปกติที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และมีความแปรปรวนคงที่ โดยตัวแบบที่ใช้ในการพยากรณ์ของงานวิจัยนี้คือ

$$ARIMA(p,d,q)\times SARIMA(P,D,Q)_L$$

มีรูปแบบดังนี้

$$\phi_p(B)\phi_P(B^L)Z_t=\theta_0+\theta_q(B)\theta_Q(B^L)\varepsilon_t$$

$$\phi_p(B)=\left(1-\phi_1B-\phi_2B^2-...-\phi_pB^p\right)$$

$$\phi_P(B^L)=\left(1-\phi_{1L}B^L-\phi_{2L}B^{2L}-...-\phi_{PL}B^{PL}\right)$$

$$\theta_q(B)=\left(1-\theta_1B-\theta_2B^2-...-\theta_qB^q\right)$$

$$\theta_Q(B^L)=\left(1-\theta_{1L}B^L-\theta_{2L}B^{2L}-...-\theta_{QL}B^{QL}\right)$$

โดยที่

Z_t คือ ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ เวลา t ซึ่ง

$$Z_t=\left(1-B^L\right)^D(1-B)^dY_t$$

B คือ ค่า Backward shift operator

θ_0 คือ ค่าคงที่ของพารามิเตอร์

ϕ_i คือ ค่าพารามิเตอร์ของการถดถอยในตัวเอง ตัวที่ i โดยที่ $i=1,2,...,p$

ϕ_{iL} คือ ค่าพารามิเตอร์ของการถดถอยในตัวเองในส่วนฤดูกาล ตัวที่ i โดยที่ $i=1,2,...,P$

θ_i คือ ค่าพารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ ตัวที่ i โดยที่ $i=1,2,...,q$

θ_{iL} คือ ค่าพารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ในส่วนฤดูกาล ตัวที่ i โดยที่ $i=1,2,...,Q$

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t ซึ่ง ε_t มีการแจกแจงแบบปกติ ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ค่าความแปรปรวนเท่ากับ σ_ε^2 และเป็นอิสระต่อกัน

p คือ อันดับที่ของการถดถอยในตัวเอง

P คือ อันดับที่ของการถดถอยในตัวเองในส่วนฤดูกาล

d คือ จำนวนครั้งของการหาผลต่างเพื่อแปลงอนุกรมเวลาที่ไม่มีความคงที่เนื่องจากแนวโน้ม

D คือ จำนวนครั้งของการหาผลต่างฤดูกาลเพื่อแปลงอนุกรมเวลาที่ไม่มีความคงที่เนื่องจากฤดูกาล

q คือ อันดับที่ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่

Q คือ อันดับที่ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ในส่วนของฤดูกาล

L คือ ช่วงของการเกิดฤดูกาล

2.2.5.5 หาตัวแบบที่เหมาะสมไปใช้ในการพยากรณ์ หากมีตัวแบบที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสมหลายตัวแบบจะใช้เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยเลือกตัวแบบที่ให้ค่า Akaike's Information Criterion (AIC) ต่ำที่สุดเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่สุด ซึ่งมีสูตรในการคำนวณค่า AIC เป็นดังสมการที่ (19) [10]

$$AIC=n\cdot ln\left(\frac{SSE}{n}\right)+2p \qquad (19)$$

โดยที่ n คือ ขนาดตัวอย่าง, SSE คือ ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองของตัวแบบการถดถอย, p คือ จำนวนพารามิเตอร์ในตัวแบบถดถอย, ln คือ ลอกาลิทึมฐาน e

2.2.5.6 นำตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดไปพยากรณ์เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบกับข้อมูลชุดที่ 2

2.3 การคัดเลือกและตรวจสอบประสิทธิภาพของตัวแบบ

การตรวจสอบความถูกต้องของการพยากรณ์เป็นการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าจริง (Y_t) กับค่าพยากรณ์ $(\hat{Y}_t)$ โดยจะพิจารณาเลือกตัวแบบที่เหมาะสมจากการหาตัวแบบด้วยข้อมูลชุดที่ 1 ซึ่งจะเลือกตัวแบบที่ให้ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำที่สุด จากนั้นตรวจสอบประสิทธิภาพของตัวแบบที่เลือกด้วยข้อมูลชุดที่ 2 เพื่อพิจารณาว่าค่าพยากรณ์ที่ได้มีความใกล้เคียงกับค่าจริงมากน้อยเพียงใด โดยพิจารณาจากค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ซึ่งสูตรในการหาค่า MSE และ MAPE เป็นดังสมการที่ (20) และ (21) ตามลำดับ (Taesombat, 2006)

$$MSE = \frac{\sum_{t=1}^{n} e_t^2}{n} \tag{20}$$

$$MAPE = \frac{\sum_{t=1}^{n} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right|}{n} \times 100 \tag{21}$$

โดยที่ Y_t คือ ข้อมูลหรือค่าสังเกต ณ เวลา t, n ขนาดของอนุกรมเวลา, e_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ณ เวลา t ซึ่ง $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$

3. ผลการวิจัยและวิจารณ์ผล

อนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีนมีลักษณะที่เพิ่มขึ้นเรื่อย ๆ ซึ่งจะเห็นว่ามีแนวโน้มที่ชัดเจน แต่เมื่อพิจารณาอิทธิพลของฤดูกาลพบว่ามีลักษณะของอิทธิพลของฤดูกาลที่ไม่ชัดเจนแสดงใน Fig. 1. จึงนำอนุกรมเวลามาทำการทดสอบการแจกแจงปกติเพื่อเลือกแบบทดสอบอิทธิพลของฤดูกาล

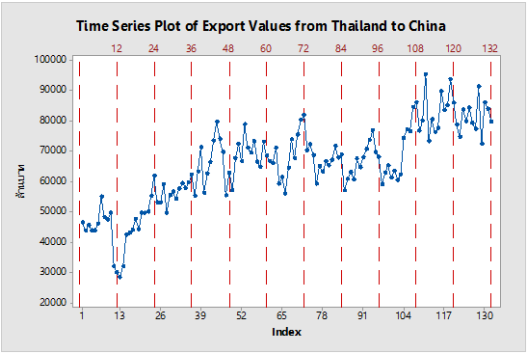

Fig. 1. The time series plot of export values from thailand to china (million bath)

การทดสอบการแจกแจงปกติของมูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีนโดยใช้การทดสอบ Anderson–Darling พบว่าอนุกรมเวลามีการแจกแจงปกติ เนื่องจาก $p-value > 0.05$ ซึ่งแสดงค่าใน Fig. 2. เมื่ออนุกรมเวลามีการแจกแจงปกติจึงเลือกการทดสอบอิทธิพลของฤดูกาลแบบใช้พารามิเตอร์คือ

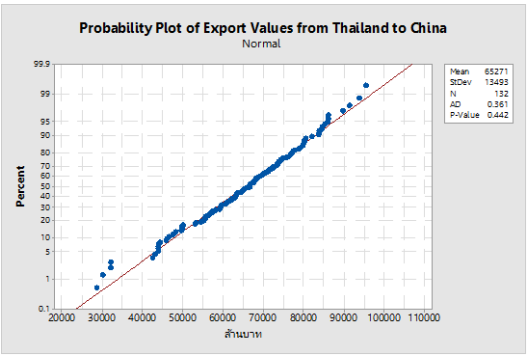

Fig. 2. The normality test of export values from thailand to china (million bath)

การทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง ซึ่งผลการทดสอบสมมติฐานพบว่าอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีนมีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้องสำหรับรูปแบบบวก แต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้องสำหรับรูปแบบคูณ การทดสอบการแจก

แจงปกติของมูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีน

โดยใช้การทดสอบ Anderson–Darling พบว่าอนุกรมเวลามีการแจกแจงปกติ เนื่องจาก $p-value > 0.05$ ซึ่งแสดงค่าใน Fig. 2. เมื่ออนุกรมเวลามีการแจกแจงปกติจึงเลือกการทดสอบอิทธิพลของฤดูกาลแบบใช้พารามิเตอร์คือ การทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตนเอง ซึ่งผลการทดสอบสมมติฐานพบว่าอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีนมีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้องสำหรับรูปแบบบวก แต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้องสำหรับรูปแบบคูณ

3.1 ผลการวิเคราะห์โดยวิธีแยกส่วนประกอบ

การสร้างตัวแบบพยากรณ์ในกรณีที่อนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลจะทำการวิเคราะห์โดยวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ทั้งรูปแบบบวกและรูปแบบคูณ ส่วนกรณีที่อนุกรมเวลามีแนวโน้มแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลจะทำการวิเคราะห์โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ซึ่งการวิเคราะห์จะพิจารณาที่ค่า MSE ของรูปแบบแนวโน้มทั้ง 3 รูปแบบคือ เส้นตรง ควอดราติก และเอ็กซ์โปเนนเชียล โดยผลการวิเคราะห์พบว่าวิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณในกรณีที่อนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลซึ่งรูปแบบแนวโน้มควอดราติกให้ค่า MSE ต่ำที่สุด (MSE=49,501,440.35) ซึ่งแสดงค่าใน Table 1. และได้ตัวแบบพยากรณ์ดังสมการที่ (22)

Table 1. The accuracy values of predicted by decomposition method

กรณีของอนุกรมเวลา	วิธีการพยากรณ์	รูปแบบของแนวโน้ม	ค่า MSE
กรณีที่อนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล	วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบบวก	เส้นตรง	52,855,398.09
		ควอดราติก	49,832,917.85
		เอ็กซ์โปเนนเชียล	57,193,041.55
	วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบคูณ	เส้นตรง	52,821,987.42
		ควอดราติก	49,501,440.35
		เอ็กซ์โปเนนเชียล	57,294,087.35
กรณีที่อนุกรมเวลามีแนวโน้ม แต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล	วิธีกำลังสองน้อยที่สุด	เส้นตรง	61,973,940.00
		ควอดราติก	58,943,198.00
		เอ็กซ์โปเนนเชียล	66,474,507.00

Table 2. The seasonal influence values

$\hat{S}_1^* = 0.9097$	$\hat{S}_2^* = 0.9559$	$\hat{S}_3^* = 1.0461$	$\hat{S}_4^* = 0.9226$	$\hat{S}_5^* = 0.9960$	$\hat{S}_6^* = 0.9620$
$\hat{S}_7^* = 1.0059$	$\hat{S}_8^* = 1.0655$	$\hat{S}_9^* = 1.0383$	$\hat{S}_{10}^* = 1.0519$	$\hat{S}_{11}^* = 1.0202$	$\hat{S}_{12}^* = 1.0259$

$$\hat{Y}_t = (42{,}473 + 464.4t - 1.380t^2) \times \hat{S}_i^* \quad (22)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2550, t มีหน่วยเป็นรายเดือน)

เมื่อ $\hat{Y}_t$ คือ ค่าพยากรณ์ ณ เวลา t , $\hat{S}_t^*$ คือ ค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลแสดงค่าใน Table 2.

3.2 ผลการวิเคราะห์โดยวิธีปรับให้เรียบ

การสร้างตัวแบบพยากรณ์ในกรณีที่อนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลจะทำการวิเคราะห์โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์–วินเทอร์ทั้งรูปแบบบวกและรูปแบบคูณ โดยค่าสังเกตในการหาค่าเริ่มต้นพร้อมทั้งค่าพารามิเตอร์ α, γ, δ และค่า MSE ผลการวิเคราะห์พบว่าค่าสังเกต 48 เดือนแรกให้ค่า MSE ต่ำที่สุดทั้งรูปแบบบวกและรูปแบบคูณ แสดงค่าใน Table 3. ส่วนกรณีที่อนุกรมเวลามีแนวโน้มแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลจะทำการวิเคราะห์โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล ใช้คำสั่ง Solver ในโปรแกรม Microsoft Excel ในการปรับค่าพารามิเตอร์ α ที่เหมาะสมที่ทำให้ค่า MSE ต่ำที่สุด ซึ่งได้ค่าพารามิเตอร์ $\alpha = 0.3347$ จากการวิเคราะห์พบว่าวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ลในกรณีที่อนุกรมเวลามีแนวโน้มแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลให้ค่า MSE ต่ำที่สุด (MSE=7,922,026.37) แสดงค่าใน Table 4. และได้ตัวแบบพยากรณ์ดังสมการที่ (23)

$$\hat{Y}_{t+p}(t) = 81{,}293.19 - 317.35p - 25.68p^2 \quad (23)$$

(Origin เดือนธันวาคม พ.ศ. 2550, p มีหน่วยเป็นรายเดือน)

เมื่อ $\hat{Y}_{t+p}$ คือ ค่าพยากรณ์ ณ เวลา t โดยที่ p เป็นหน่วยเวลาที่พยากรณ์ล่วงหน้า $p = 1, 2, \ldots$

Table 3. The observations values and calculate default, α, γ, δ and MSE values

รูปแบบการพยากรณ์	ค่าสังเกต	α	γ	δ	ค่า MSE
รูปแบบบวก	24	0.5017	0	1.0000	40,239,925.99
	36	0.7183	0	0.9178	31,905,867.12
	48	0.6280	0.0050	0.6250	26,612,008.92
	60	0.6903	0	1.0000	32,759,348.31
รูปแบบคูณ	24	0.3906	0	1.0000	48,856,879.46
	36	0.6575	0	1.0000	35,867,773.78
	48	0.6460	0.0041	0.6676	26,490,310.48
	60	0.6893	0	1.0000	35,605,169.64

Table 4 The accuracy values of predicted by smoothing method

กรณีของอนุกรมเวลา	วิธีการพยากรณ์	ค่า MSE
กรณีที่อนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล	วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์–วินเทอร์สำหรับรูปแบบบวก	26,612,008.92
	วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์–วินเทอร์สำหรับรูปแบบคูณ	26,490,310.48
กรณีที่อนุกรมเวลามีแนวโน้มแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล	วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล	7,922,026.37

3.3 ผลการวิเคราะห์โดยวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์

การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ พิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีน โดยใช้ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวน 132 เดือนแสดงดัง Fig. 1. และพบว่าอนุกรมเวลายังไม่มีความคงที่ เนื่องจากมีแนวโน้มและความผันแปรของฤดูกาลจึงทำการแปลงอนุกรมเวลาให้มีความคงที่ก่อน โดยการหาผลต่าง 1 ครั้ง และหาผลต่างฤดูกาลอีก 1 ครั้ง แล้วพบว่าอนุกรมเวลามีความคงที่ จึงนำอนุกรมเวลาที่มีความคงที่แล้วมาพล็อตคอเรลโรแกรม ACF และ PACF แสดงใน Fig. 3.

จาก Fig. 3. จะเห็นได้ว่าคอเรลโรแกรม ACF ลดลงอย่างรวดเร็ว และคอเรลโรแกรมของ PACF ลดลงอย่างรวดเร็ว จึงได้ตัวแบบเป็น $ARIMA(1,1,1)$ ในส่วนของอิทธิพลของฤดูกาล พบว่าคอเรลโรแกรมของ ACF cut off ที่ lag 12 และคอเรลโรแกรมของ PACF ที่ lag 12, 24, 36, 48,... ลดลงอย่างรวดเร็ว จึงได้ตัวแบบเป็น $SARIMA(0,1,1)_{12}$ ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมคือ

$$ARIMA(1,1,1)\times SARIMA(0,1,1)_{12}$$

ไม่มีพจน์ค่าคงที่ แสดงดังรูปที่ 4 เมื่อทำการทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า ϕ_1, θ_1 และ θ_{12} มีค่าแตกต่างจาก 0 เนื่องจาก $p-value<0.05$ และจากค่าสถิติ Box–Ljung พบว่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบเป็นอิสระกัน เนื่องจาก $p-value>0.05$ ในทุก lag และทำการทดสอบการแจกแจงปกติโดยใช้การทดสอบ Anderson–Darling พบว่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบมีการแจกแจงปกติ เนื่องจาก $p-value>0.05$ แสดงในFig. 5. ดังนั้นตัวแบบ

$$ARIMA(1,1,1)\times SARIMA(0,1,1)_{12}$$

ไม่มีพจน์ค่าคงที่ เป็นตัวแบบที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้

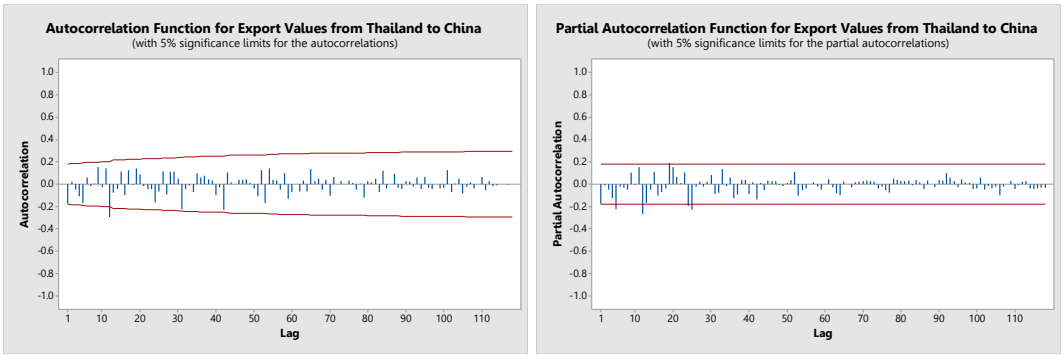

Fig. 3. The correlogram ACF and PACF of export values from thailand to china

นอกจากตัวแบบ

$$ARIMA(1,1,1)\times SARIMA(0,1,1)_{12}$$

ไม่มีพจน์ค่าคงที่ ยังมีตัวแบบที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสมคือ

$$ARIMA(2,1,1)\times SARIMA(0,1,1)_{12}$$

ไม่มีพจน์ค่าคงที่ จึงพิจารณาเลือกตัวแบบโดยใช้เกณฑ์ AIC จาก Table 5. พบว่าตัวแบบ $ARIMA(1,1,1)\times SARIMA(0,1,1)_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ ให้ค่า AIC ต่ำที่สุด ดังนั้นแสดงว่าตัวแบบพยากรณ์ที่เลือกมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้

$$ARIMA(1,1,1)\times SARIMA(0,1,1)_{12}$$

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	0.5506	0.1419	3.8801	0.0002
MA 1	0.8264	0.0960	8.6106	0.0000
SMA 12	0.8317	0.0815	10.2070	0.0000

Differencing: 1 regular, 1 seasonal of order 12

Number of observations: Original series 132, after differencing 119

Residuals: SS = 3000444281.06 (backforecasts excluded) MS = 25865898.97

DF = 116

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square Statistic

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	9.7226	31.4909	42.1632	49.3488
DF	9	21	33	45
P-Value	0.3734	0.0659	0.1317	0.3036

Fig. 4. The parameter estimation and testing hypothesis

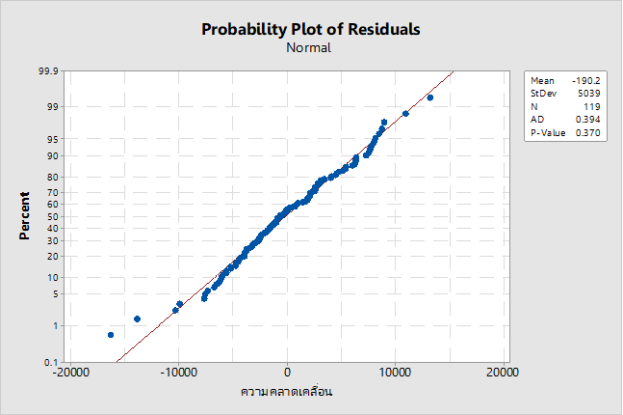

Fig. 5. The normality test for residual

Table 5. The model for predicted by Box–Jenkins method

ตัวแบบ	พจน์ค่าคงที่	MSE	SSE	AIC
$ARIMA(1,1,1)\times SARIMA(0,1,1)_{12}$	ไม่มี	25,865,898.97	3,000,444,281.06	883.44
$ARIMA(2,1,1)\times SARIMA(0,1,1)_{12}$	ไม่มี	27,000,200.50	3,105,023,057.22	887.21

นอกจากตัวแบบ

$$ARIMA(1,1,1)\times SARIMA(0,1,1)_{12}$$

ไม่มีพจน์ค่าคงที่ ยังมีตัวแบบที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสมคือ

$$ARIMA(2,1,1)\times SARIMA(0,1,1)_{12}$$

ไม่มีพจน์ค่าคงที่ จึงพิจารณาเลือกตัวแบบโดยใช้เกณฑ์ AIC จาก Table 5. พบว่าตัวแบบ

$$ARIMA(1,1,1)\times SARIMA(0,1,1)_{12}$$

ไม่มีพจน์ค่าคงที่ ให้ค่า AIC ต่ำที่สุด ดังนั้นแสดงว่าตัวแบบพยากรณ์ที่เลือกมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้

ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี แสดงค่าใน Table 6. พบว่าตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ลในกรณีที่อนุกรมเวลามีแนวโน้มแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลเป็นวิธีที่มีความถูกต้องในการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากให้ค่า MSE ต่ำที่สุด (MSE=7,922,026.37) และเมื่อนำตัวแบบที่ได้ไปพยากรณ์เปรียบเทียบกับข้อมูลชุดที่ 2 พบว่ามีค่า MAPE=7.6556 %

Table 6. MSE values of the model for export values from thailand to china

วิธีการพยากรณ์	MSE
1. วิธีแยกส่วนประกอบ : วิธีสัดส่วนกับค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สำหรับรูปแบบ	49,501,440.35
2. วิธีปรับให้เรียบ : วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ล	7,922,026.37
3. วิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ $ARIMA(1,1,1)\times SARIMA(0,1,1)_{12}$	25,865,898.97

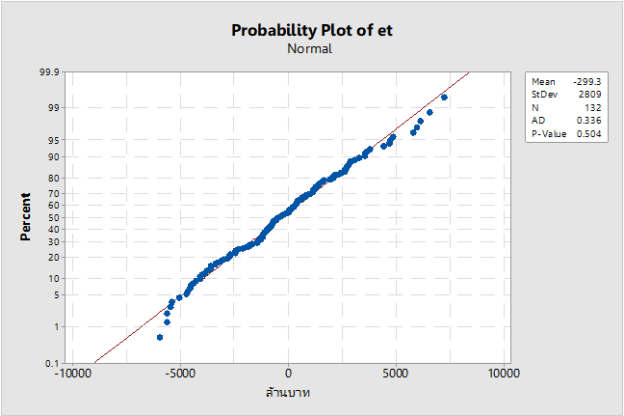

Fig. 6. The normality test for residual of the model by triple exponential smoothing method

เมื่อนำความคลาดเคลื่อนของตัวแบบการพยากรณ์โดยวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ลไปทดสอบการแจกแจงปกติซึ่งใช้การทดสอบ Anderson–Darling พบว่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์มีการแจกแจงแบบปกติ เนื่องจาก $p-value > 0.05$ ซึ่งแสดงค่าใน Fig. 6. ดังนั้นตัวแบบนี้จึงมีความเหมาะสมที่จะนำไปใช้ในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกจากประเทศไทยไปยังประเทศจีน

4. สรุป

งานวิจัยนี้ได้นำเสนอวิธีในการหาตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีน (ล้านบาท) โดยใช้ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 ซึ่งผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 ใช้ในการวิเคราะห์หาตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมโดยใช้เกณฑ์ค่า MSE ในการพิจารณาเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ได้แก่ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีปรับให้เรียบ และวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ ส่วนข้อมูลชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2562 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 ใช้ในการตรวจสอบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์โดยพิจารณาที่ค่า MAPE จากการเปรียบเทียบการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี พบว่าวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ลเป็นวิธีที่มีความถูกต้องในการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากให้ค่า MSE ต่ำที่สุด และเมื่อผู้วิจัยนำตัวแบบที่ได้ไปพยากรณ์เปรียบเทียบกับข้อมูลชุดที่ 2 พบว่าค่าจริงมีค่าใกล้เคียงกับค่าพยากรณ์ โดยมีค่า MAPE=7.6556 % จึงสรุปได้ว่าวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ลมีประสิทธิภาพในการพยากรณ์ที่แม่นยำและเหมาะสมในการนำไปใช้พยากรณ์มูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีน

จากอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกสินค้าจากประเทศไทยไปยังประเทศจีนจะเห็นว่าอนุกรมเวลามีแนวโน้มที่ชัดเจนแต่อิทธิพลของฤดูกาลไม่ชัดเจน จึงทำการทดสอบอิทธิพลของฤดูกาล ซึ่งผลการทดสอบพบว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้องสำหรับรูปแบบบวก แต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้องสำหรับรูปแบบคูณ โดยปกติแล้วอนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลของฤดูกาลมักจะมีทั้งรูปแบบบวกและรูปแบบคูณ ซึ่งจากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจะเห็นว่าวิธีแยกส่วนประกอบให้

ผลลัพธ์ดีที่สุดในกรณีที่อนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิของฤดูกาล ส่วนวิธีปรับให้เรียบให้ผลลัพธ์ดีที่สุดในกรณีที่อนุกรมเวลามีแนวโน้มแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล ฉะนั้นเมื่อพบข้อมูลในกรณีเช่นนี้ควรจะทำการวิเคราะห์ทั้ง 2 กรณี จากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาชุดนี้จะเห็นได้ว่าวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบทริปเปิ้ลให้ผลลัพธ์ดีที่สุด ถึงแม้ว่าวิธีนี้จะเป็นวิธีที่ง่ายและไม่ซับซ้อนเท่ากับวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ แต่ในบางกรณีก็ให้ผลลัพธ์ที่ถูกต้องและแม่นยำกว่า ดังนั้นวิธีปรับให้เรียบก็เป็นอีกหนึ่งวิธีที่เหมาะสมสำหรับการนำไปใช้ในการพยากรณ์

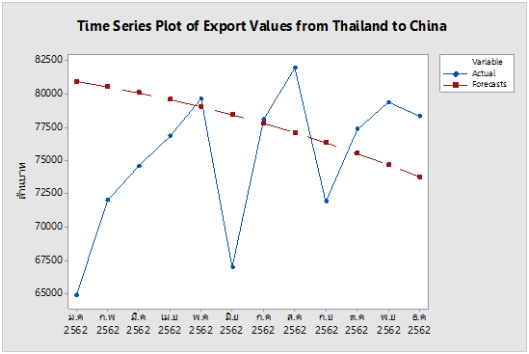

Fig. 7. The actual and predicted values of export values from thailand to china

6. References

Ling, R., 2000, Relations between Thailand and China, Available Source: https://www.baanjomyut.com/library_3/extension-3/relations_between_thailand_china/index.html, September 14, 2019.(in Thai)

Information and Communication Technology Center, Office of Permanent Secretary Ministry of Commerce, 2019, Thailand export markets, AvailableSource: http://tradereport.moc.go.th/TradeThai.aspx, September 14, 2019.(in Thai)

Rungjindarat, N. and Thatsakaniwet, S., 2019, Time Series Forecasting with Classical Decomposition Method: Jasmine Rice Exportation of Thailand, Dusit Thani College. J. 13(2): 283–293.(in Thai)

Keerativibool, W., 2016, Forecasting Model for the Export Volumes of Cassava, Thaksin. J. 19(1): 31–43. (in Thai)

Choopradit, B. and Chaipitak, S., 2018, Forecasting Model for Mango Export Volumes of Thailand, Naresuan. J. Sci. Tech. 26(2): 74–85.(in Thai)

Ang, A. H-S. and Tang, W. H., 2017, Probability Conceots in Engineering: Emphasis on Applications to Civil and Environmental Engineering, 2nd Ed. John Wiley and sons, New York, 406 p.

Taesombat, S., 2006, Quantitative Forecasting, Kasetsart University, Bangkok, 487 p.(in Thai)

Minitab 17 Statistical Software (2010). [Computer software]. State College, PA: Minitab, Inc.(www.minitab.com)

Box, G.E.P., Jenkins G.M., Reinsel G.C., 1994, Time series analysis forecasting and control, Prentice hall.

Harvey, M. and Arthur, U., 2004, Fitting Models to Biological Data Using Linear and Nonlinear Regression:
A Practical Guide to Curve Fitting, Oxford University Press, New York, 352 p.