

ตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ Forecasting Model for Export Value of Squid and Products

วารางคณา เรียนสุทธิ*

Warangkhan Riansut*

Received:10 June 2019, Revised: 15 July 2019, Accepted: 15 October 2019

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนพฤศจิกายน 2561 จำนวน 95 ค่า ข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 84 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤศจิกายน 2561 จำนวน 11 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด คือ วิธีการพยากรณ์รวม (MAPE = 8.9626, RMSE = 109,522,371) ซึ่งมีสมการพยากรณ์เป็น

$$\hat{Y}_t = 155,724,048 + 0.1144\hat{Y}_{1t} + 0.82902\hat{Y}_{2t} - 0.09094\hat{Y}_{3t}$$

เมื่อ $\hat{Y}_{1t}$, $\hat{Y}_{2t}$ และ $\hat{Y}_{3t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ

คำสำคัญ: ปลาหมึกและผลิตภัณฑ์, บ็อกซ์-เจนกินส์, การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก, การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ, การพยากรณ์รวม

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ วิทยาเขตพัทลุง ตำบลบ้านพร้าว อำเภอป่าพะยอม จังหวัดพัทลุง 93210
Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University, Phattalung Campus, Ban Prao, Papayom, Phattalung 93210, Thailand.

* ผู้รับผิดชอบประสานงาน ไปรษณีย์อิเล็กทรอนิกส์ (Corresponding author, e-mail): warang27@gmail.com Tel: 08 8790 8476

ABSTRACT

The objective of this study was to construct the appropriate forecasting model for the export value of squid and products. The data was gathered from the website of the Office of Agricultural Economics from January 2011 to November 2018. It consisted of 95 values and was divided into 2 sets. The first set had 84 values from January 2011 to December 2017 for constructing the forecasting model by Box-Jenkins method, Winters' additive exponential smoothing method, Winters' multiplicative exponential smoothing method, and combined forecasting method. The second set had 11 values from January to November 2018 for comparing forecast accuracy via the criteria of the lowest mean absolute percentage error (MAPE) and root mean squared error (RMSE). Research findings indicated that the most accurate method is the combined forecasting method (MAPE = 8.9626, RMSE = 109,522,371) and the forecasting equation is

$$\hat{Y}_t = 155,724,048 + 0.1144\hat{Y}_{1t} + 0.82902\hat{Y}_{2t} - 0.09094\hat{Y}_{3t}$$

where $\hat{Y}_{1t}$, $\hat{Y}_{2t}$ and $\hat{Y}_{3t}$ represent the single forecasts at time t from Box-Jenkins method, Winters' additive exponential smoothing method, and Winters' multiplicative exponential smoothing method, respectively.

Key words: squid and products, Box-Jenkins, Winters' additive exponential smoothing, Winters' multiplicative exponential smoothing, combined forecasting

บทนำ

ปัจจุบันอาหารทะเลนับเป็นส่วนสำคัญของอาหารของมนุษย์และมีความสำคัญทางเศรษฐกิจมากยิ่งขึ้น โดย 10 ประเทศที่มีการส่งออกผลิตภัณฑ์อาหารทะเลจำนวนมาก รวมทั้งปลา กุ้ง เปลือกหอย และอื่นๆ ได้แก่ ประเทศจีน นอร์เวย์ เวียดนาม สหรัฐอเมริกา อินเดีย แคนาดา ซิลิ สวีเดน เนเธอร์แลนด์ และอินโดนีเซีย ตามลำดับ (Shanghai Yangqi อุตสาหกรรมและการค้า Corp., ม.ป.ป.) ปลาหมึกเป็นสัตว์น้ำที่มีความสำคัญทางเศรษฐกิจของประเทศไทยรองลงมาจากกุ้ง และมีความสำคัญในระบบนิเวศวิทยา โดยถูกจัดเป็นผู้ล่า (Active Predator) ในวงจรห่วงโซ่อาหาร สำหรับการส่งออกปลาหมึกผ่านทางด่านตรวจสัตว์ทำอากาศยานสุวรรณภูมิในปี 2560 ส่วนใหญ่มีการส่งออกปลาหมึกสดแช่เย็นมากที่สุด คิดเป็นปริมาณรวม

1,353,038.04 กิโลกรัม มูลค่ารวม 295,372,069.14 บาท และส่งออกไปยังประเทศเกาหลีใต้มากที่สุด คิดเป็น ปริมาณ 1,314,296.50 กิโลกรัม มูลค่า 278,903,717.09 บาท (กรมประมง, ม.ป.ป.) จากการศึกษามูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์เฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรย้อนหลังตั้งแต่ปี 2554 ถึงปัจจุบันพบว่ามูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์มีแนวโน้มลดลงและมีความผันผวนสูง (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2561) อุตสาหกรรมการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์จะยังคงมีมูลค่าการส่งออกลดลงและมีความผันผวนสูงเช่นนี้ตลอดไปหรือไม่ การพยากรณ์ทางสถิตินับเป็นเครื่องมือหนึ่งที่ช่วยตอบคำถามนี้ได้ เนื่องจากการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ในอนาคตจะเป็นประโยชน์อย่างยิ่งต่อผู้ประกอบการเรือประมงในการเพิ่มศักยภาพและขีด

ความสามารถของการส่งออก ทำให้ประเทศไทยสามารถแข่งขันกับประเทศอื่นๆ ได้มากยิ่งขึ้น อีกทั้งยังช่วยให้ภาครัฐสามารถออกนโยบายในการสนับสนุนการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ได้อย่างเหมาะสม ซึ่งจะนำรายได้มาสู่ประเทศไทยมากยิ่งขึ้น และทำให้เกิดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศ ส่วนผู้ที่เกี่ยวข้องกับการประมงก็สามารถนำผลการพยากรณ์ไปใช้ในการบริหารจัดการได้ การพยากรณ์จึงเป็นวิธีหนึ่งที่ช่วยให้ผู้ที่เกี่ยวข้องได้นำข้อมูลมาใช้ตัดสินใจสำหรับสถานการณ์ต่างๆ ที่อาจจะเกิดขึ้นในอนาคต โดยถ้าค่าพยากรณ์มีความคลาดเคลื่อนสูงอาจส่งผลกระทบต่อหลายๆ ฝ่ายได้ ด้วยเหตุผลดังกล่าว จึงเป็นที่น่าสนใจที่ควรมีการศึกษาการพยากรณ์ข้อมูลในอนาคตโดยใช้วิธีการทางสถิติ สำหรับการศึกษาครั้งนี้ผู้วิจัยจะให้ความสนใจกับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ จึงเริ่มต้นที่การทบทวนวรรณกรรม ซึ่งพบว่า ยังไม่เคยมีนักวิจัยท่านใดได้ทำการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์โดยใช้วิธีการทางสถิติ แต่พบการศึกษาที่ใกล้เคียง ได้แก่ การศึกษาของสุกัญญา และ พรธิกา (2553) ได้ศึกษาการพยากรณ์ปริมาณการนำเข้ากุ้งขาวแฉ่งแห่งของประเทศสหรัฐอเมริกาด้วยเทคนิควิเคราะห์อนุกรมเวลา ผลการศึกษาพบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing Method) โดยใช้ข้อมูลรายไตรมาสมีความเหมาะสมมากที่สุด และการศึกษาของสุภาภรณ์ (2558) ได้ศึกษาการส่งออกปลาหมึกแห้งไปยังสาธารณรัฐประชาธิปไตยประชาชนลาว โดยการศึกษาครั้งนี้ไม่ได้ใช้วิธีการพยากรณ์ทางสถิติในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ แต่เป็นเพียงการเก็บรวบรวมข้อมูลเชิงคุณภาพเท่านั้น ดังนั้นผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะศึกษาการสร้างตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการส่งออก

ปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ด้วยวิธีการทางสถิติ ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing Method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม (Combined Forecasting Method) เนื่องจากได้พิจารณาจากลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 และผลการตรวจสอบส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาลแล้วพบว่าวิธีการเหล่านี้เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีการพยากรณ์อื่นๆ เช่น วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ (Holt's Exponential Smoothing Method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ (Brown's Exponential Smoothing Method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก (Damped Trend Exponential Smoothing Method) และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย (Simple Seasonal Exponential Smoothing Method) อีกทั้งยังมีหลายงานวิจัยที่ยืนยันผลว่าวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีการที่มีความเหมาะสมกับการพยากรณ์อนุกรมเวลาต่างๆ (วรารคนา, 2561ก; วรารคนา, 2561ข) หลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์แล้ว ผู้วิจัยจะคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีประสิทธิภาพสูงสุด 1 ตัวแบบ ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) ที่ต่ำที่สุดเพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์สำหรับการพยากรณ์

มูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ในอนาคตต่อไป

วิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยโปรแกรม SPSS Version 17 ที่มีลิขสิทธิ์ของโปรแกรมจากสาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ (2552) สำหรับอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ (บาท) ที่ใช้ในการศึกษาได้มาจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2561) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนพฤศจิกายน 2561 จำนวน 95 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 84 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 4 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤศจิกายน 2561 จำนวน 11 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด

1. การตรวจสอบส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล

การตรวจสอบว่าอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์มีส่วนประกอบของแนวโน้มหรือไม่ ดำเนินการตามขั้นตอนดังนี้ (สมเกียรติ, 2548; วรางคณา, 2561ข)

1. ตรวจสอบข้อสมมุติ (Assumption) คือ อนุกรมเวลาในแต่ละปีมีการแจกแจงปกติโดยใช้การทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมิรโนฟ (Kolmogorov-Smirnov Test) และตรวจสอบความเท่ากันของความ

แปรปรวนโดยใช้การทดสอบของเลวินภายใต้การใช้มัธยฐาน (Levene's Test Based on Median)

2. คัดเลือกสถิติสำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละปี โดยถ้าอนุกรมเวลาในแต่ละปีมีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนเท่ากัน ให้ทดสอบค่าเฉลี่ยโดยใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ (Parametric Statistics) ซึ่งคือการวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว (One-way analysis of variance: ANOVA) แต่ถ้าอนุกรมเวลาในแต่ละปีไม่มีการแจกแจงปกติหรือมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ให้ทดสอบมัธยฐานโดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric Statistics) ซึ่งคือการวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของครัสคาล-วอลลิส (Kruskal-Wallis's One-Way Analysis of Variance by Rank) ถ้าผลการทดสอบค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละปีมีนัยสำคัญ หมายความว่า ในแต่ละปีอนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานแตกต่างกัน นั่นคือ อนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้ม ซึ่งอาจเป็นแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลงก็ได้

การตรวจสอบว่าอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาลหรือไม่ ดำเนินการตามขั้นตอนดังนี้ (สมเกียรติ, 2548; วรางคณา, 2561ข)

1. พิจารณาว่าอนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้มหรือไม่ ถ้ามีต้องกำจัดแนวโน้มออกก่อนที่จะทดสอบค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือน ซึ่งวิธีการกำจัดแนวโน้มมี 2 วิธี คือ ถ้าพิจารณาที่กราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาแล้วพบว่า อนุกรมเวลามีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวที่ค่อนข้างคงที่เมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไปกล่าวได้ว่า อนุกรมเวลามีความเหมาะสมกับตัวแบบบวก ควรกำจัดแนวโน้มออกด้วยการลบ แต่ถ้าอนุกรมเวลามีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวที่

เพิ่มขึ้นหรือลดลงเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป กล่าวได้ว่า อนุกรมเวลาที่มีความเหมาะสมกับตัวแบบคูณ ควร กำจัดแนวโน้มออกด้วยการหาร

2. ตรวจสอบข้อสมมุติ คือ อนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้วมีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนเท่ากันหรือไม่ เช่นเดียวกับข้อ 1 ของการตรวจสอบแนวโน้ม

3. คัดเลือกสถิติสำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ย หรือมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้วเช่นเดียวกับข้อ 2 ของการตรวจสอบแนวโน้ม โดยถ้าผลการทดสอบค่าเฉลี่ย หรือมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้วมีนัยสำคัญ หมายความว่า ในแต่ละเดือนอนุกรมเวลาที่ไม่มีแนวโน้มมีค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานแตกต่างกัน นั่นคือ อนุกรมเวลามีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล

2. การพัฒนาตัวแบบพยากรณ์

สัญลักษณ์ที่ใช้สำหรับวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ในหัวข้อที่ 2.1 - 2.4 แสดงดังนี้

Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกันด้วย

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

เมื่อ $\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_p(B^s)$ แทนค่าคงตัว (Constant) โดยที่ μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่ (Stationary)

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองอันดับที่ p กรณีไม่มีฤดูกาล (Non-Seasonal Autoregressive Operator of Order p : AR(p))

$\Phi_p(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps}$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองอันดับที่ P

ค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา

$\hat{Y}_t$ และ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t และเวลา $t + m$ ตามลำดับ โดยที่ m แทนจำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า

a_t , b_t และ $\hat{S}_t$ แทนค่าประมาณ ณ เวลา t แสดงระยะตัดแกน Y , ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล ตามลำดับ

α , γ และ δ แทนค่าคงตัวการปรับเรียบ โดยที่ $0 < \alpha < 1$, $0 < \gamma < 1$ และ $0 < \delta < 1$

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_t เมื่อ n_t แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

2.1 การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล มีตัวแบบในรูปทั่วไป (General Model) คือ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s แสดงดังสมการที่ (1) (Box *et al.*, 1994)

กรณีมีฤดูกาล (Seasonal Autoregressive Operator of Order P : SAR(P))

$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ q กรณีไม่มีฤดูกาล (Non-Seasonal Moving Average Operator of Order q : MA(q))

$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_Q B^{Qs}$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ Q กรณีมี

ฤดูกาล (Seasonal Moving Average Operator of Order Q: SMA(Q))

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ แสดงดังนี้

1) พิจารณานุกรมเวลาว่ามีลักษณะคงที่หรือไม่จากกราฟของอนุกรมเวลา Y_t เทียบกับเวลา ถ้า อนุกรมเวลาเป็นแนวโน้มหรือมีความผันแปรตามฤดูกาล หมายความว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่ (Non-Stationary) หรือพิจารณาจากกราฟสหสัมพันธ์ในตัวตัวอย่าง (Sample Autocorrelation Function: SACF) และกราฟสหสัมพันธ์ในตัวบางส่วนจากตัวอย่าง (Sample Partial Autocorrelation Function: SPACF) ถ้าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวจากกราฟ SACF และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวบางส่วนจากกราฟ SPACF ตกอยู่นอกขอบเขต $\pm 2/\sqrt{n}$ หมายความว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่ ดังนั้นต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ก่อนที่จะทำขั้นตอนต่อไป เช่น การแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่าง (Difference: $d = 1, 2, \dots$) หรือการหาผลต่างฤดูกาล (Seasonal Difference: $D = 1, 2, \dots$)

2) กำหนดค่าพารามิเตอร์ p, q, P และ Q จากกราฟ SACF และ SPACF ของอนุกรมเวลาที่คงที่ พร้อมทั้งประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ

3) ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจากตัวแบบพยากรณ์ครั้งละ 1 ตัว จากนั้นจึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์และประมาณค่าพารามิเตอร์ใหม่

จนกว่าจะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญทั้งหมด

4) คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมจากการพิจารณาที่ค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian Information Criterion: BIC) ต่ำสุด มีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ และอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ ซึ่งสามารถตรวจสอบโดยใช้การทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมิธโนฟ มีการเลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบรันส์ (Runs Test) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-Test) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวินภายใต้การใช้มัธยฐาน

2.2 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing Method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีส่วนประกอบของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรง และมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยที่อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าคงที่ กล่าวคือ อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (2) (สมเกียรติ, 2548) เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ เช่นเดียวกับวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

$$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m) + \hat{S}_t \quad (2)$$

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

2.3 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วย เส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing Method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง
ของวินเทอร์แบบคูณมีความเหมาะสมกับอนุกรม
เวลาที่มีส่วนประกอบของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรง
และมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยที่อัตราส่วนของ

ความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าเพิ่มขึ้น
หรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ตัวแบบ
พยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3) (สมเกียรติ, 2548) เมื่อ
ได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบ
ความเหมาะสมของตัวแบบเช่นเดียวกับวิธีบ็อกซ์-
เจนกินส์

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

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

2.4 การพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม (Combined Forecasting Method)

การพยากรณ์รวมเป็นวิธีการประยุกต์ที่มี
การรวมค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2
วิธีขึ้นไป เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความ
คลาดเคลื่อนน้อยที่สุด สามารถใช้ได้ดีในกรณีที่
วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมีความเหมาะสมกับอนุกรม
เวลามากกว่า 1 วิธี (มุกดา, 2549) ณ ที่นี้ได้พิจารณา
วิธีการพยากรณ์เดี่ยว 3 วิธี คือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์
วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์

แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลข
กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ดำเนินการสร้างตัวแบบ
พยากรณ์รวมโดยกำหนดให้ค่าพยากรณ์ของวิธีการ
พยากรณ์ทั้ง 3 วิธีเป็นตัวแปรอิสระ และใช้ข้อมูล
มูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ตั้งแต่เดือน
มกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 84 ค่า
เป็นตัวแปรตาม ตัวแบบของวิธีการพยากรณ์รวมที่ใช้
ในการวิจัยครั้งนี้แสดงดังสมการที่ (4) เมื่อได้ตัวแบบ
พยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบความเหมาะสม
ของตัวแบบเช่นเดียวกับวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

$$\hat{Y}_t = b_0 + b_1 \hat{Y}_{1t} + b_2 \hat{Y}_{2t} + b_3 \hat{Y}_{3t} \quad (4)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{1t}$, $\hat{Y}_{2t}$ และ $\hat{Y}_{3t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ
เวลา t จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วย
เส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการ
ปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบ
คูณ ตามลำดับ

b_0 , b_1 , b_2 และ b_3 แทนค่าสัมประสิทธิ์
การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Squares
Method) (Montgomery *et al.*, 2006)

3. การเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่
เหมาะสมกับอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกปลาหมึก

และผลิตภัณฑ์ โดยการเปรียบเทียบค่าจริงของข้อมูล
ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤศจิกายน 2561
กับค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ 4 วิธี ได้แก่ วิธี
บ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลข
กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้น
โค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการ
พยากรณ์รวม จากนั้นนำค่าความแตกต่างระหว่างค่า
จริงและค่าพยากรณ์มาคำนวณค่า MAPE และ RMSE
ซึ่งวิธีการพยากรณ์ที่มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด
จัดเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด จึงมีความเหมาะสม
กับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เกณฑ์ MAPE และ

RMSE แสดงดังสมการที่ (5) (สมเกียรติ, 2548) อย่างไรก็ตาม ในกรณีที่ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ MAPE และ RMSE ไม่เป็นไปในทิศทางเดียวกัน กล่าวคือ มี

วิธีการพยากรณ์หนึ่งให้ค่า MAPE ต่ำ แต่อีกวิธีพยากรณ์หนึ่งให้ค่า RMSE ต่ำ ผู้วิจัยแนะนำให้พิจารณาเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบเพียงเกณฑ์ใดเกณฑ์หนึ่งเท่านั้น

$$MAPE = \frac{100}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \text{ และ } RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} e_t^2} \quad (5)$$

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

Y_t และ $\hat{Y}_t$ แทนอนุกรมเวลาและค่าพยากรณ์ ณ เวลา t ตามลำดับ

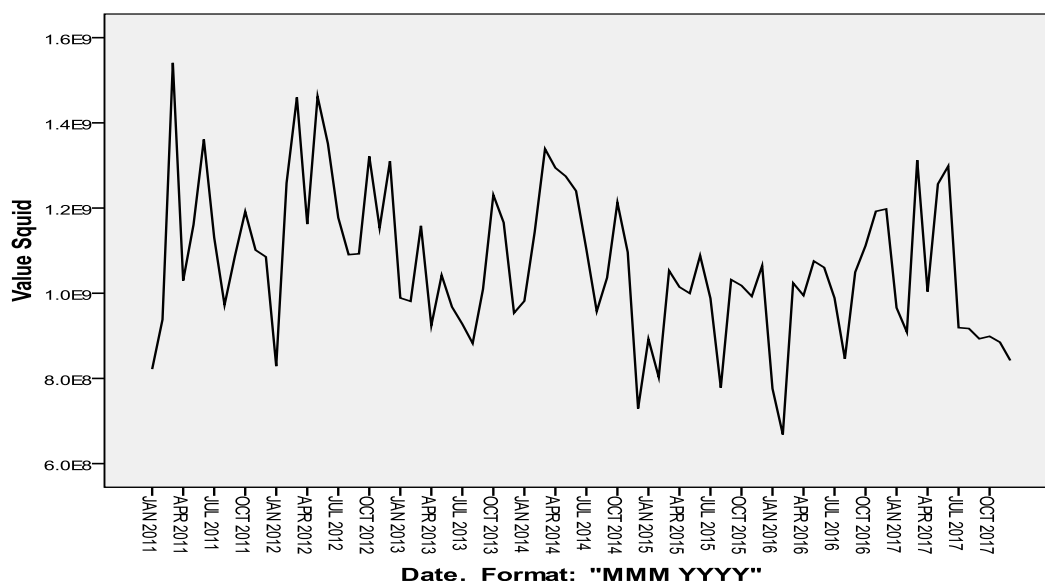
t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

ผลการวิจัยและวิจารณ์ผล

1. ผลตรวจสอบส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ซึ่งคือ มูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 84 ค่า ดังภาพที่ 1 พบว่ามูลค่าการส่งออกมีแนวโน้มลดลง แต่เมื่อพิจารณามูลค่าการส่งออกในช่วงเดือนมกราคม 2554 ถึงเดือน

กุมภาพันธ์ 2559 พบว่า มูลค่าการส่งออกมีแนวโน้มลดลง หลังจากนั้นแนวโน้มเป็นไปในลักษณะเพิ่มขึ้นเล็กน้อย โดยมูลค่าการส่งออกยังมีความผันแปรตามฤดูกาลรวมอยู่ด้วย นอกเหนือจากการพิจารณากราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาแล้ว ผู้วิจัยยังได้ตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาลจริงหรือไม่ ดังนี้



ภาพที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2560

มูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ในแต่ละปีไม่มีการแจกแจงปกติ แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงทดสอบมัธยฐานในแต่ละปีโดยใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว โดยลำดับที่ของครัสคอล-วอลลิส พบว่า มูลค่าการส่งออกในแต่ละปีมีมัธยฐานแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Kruskal-Wallis: $\chi^2 = 19.288$, $p\text{-value} = 0.004$) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม ซึ่งอาจเป็นแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลงก็ได้

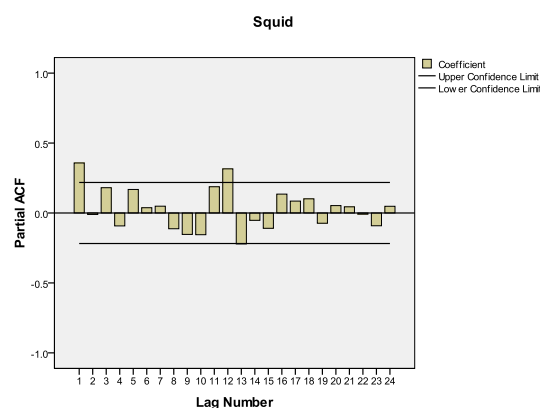
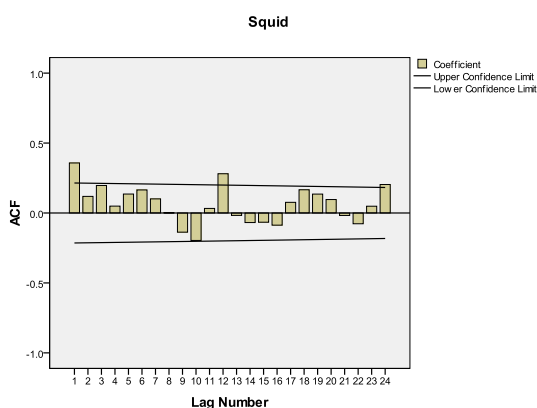
มูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ในแต่ละเดือนเมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการหามีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงทดสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละเดือนโดยใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว พบว่า มูลค่าการส่งออกในแต่ละเดือนเมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการหามีค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างมี

นัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (ANOVA: $F = 5.439$, $p\text{-value} < 0.0001$) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล

2. ผลการพัฒนาตัวแบบพยากรณ์

2.1 ผลการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

จากกราฟ SACF และกราฟ SPACF ของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ดังภาพที่ 2 พบว่า อนุกรมเวลายังไม่คงที่ เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวจากกราฟ SACF และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวบางส่วนจากกราฟ SPACF ตกอยู่นอกขอบเขต $\pm 2/\sqrt{n_1}$ ใน lag ที่ 1 และ lag ของฤดูกาลสอดคล้องกับผลการตรวจสอบส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาลด้วยการทดสอบสมมติฐานที่พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล



ภาพที่ 2 SACF และ SPACF ของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์

เนื่องจากอนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล ผู้วิจัยจึงกำจัดแนวโน้มออกโดยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) และกำจัดความผันแปรตามฤดูกาลออกโดยการผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ($D = 1$) ได้กราฟ SACF และ

กราฟ SPACF หลังจากการแปลงข้อมูลแสดงดังภาพที่ 3 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น คือ ตัวแบบ SARIMA(2, 1, 3)(1, 1, 0)₁₂ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์

ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 มีค่า BIC ต่ำที่สุด (BIC = 37.814) และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 11.801, $p\text{-value} = 0.622$) คือ ตัวแบบ SARIMA(2, 1, 1)(1, 1, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.674,

$p\text{-value} = 0.754$) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs Test: Z = -1.074, $p\text{-value} = 0.283$) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -0.419$, $p\text{-value} = 0.677$) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 2.418, $p\text{-value} = 0.015$) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(2, 1, 1)(1, 1, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว มีความเหมาะสมซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแทนได้ดังนี้

$$\begin{aligned} (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - \Phi_1 B^{12})(1 - B)(1 - B^{12})Y_t &= (1 - \theta_1 B)\varepsilon_t \\ (1 - \Phi_1 B^{12} - \phi_1 B + \phi_1 \Phi_1 B^{13} - \phi_2 B^2 + \phi_2 \Phi_1 B^{14})(1 - B^{12} - B + B^{13})Y_t &= \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \\ (1 - B^{12} - B + B^{13} - \Phi_1 B^{12} + \Phi_1 B^{24} + \Phi_1 B^{13} - \Phi_1 B^{25} - \phi_1 B + \phi_1 B^{13} \\ + \phi_1 B^2 - \phi_1 B^{14} + \phi_1 \Phi_1 B^{13} - \phi_1 \Phi_1 B^{25} - \phi_1 \Phi_1 B^{14} + \phi_1 \Phi_1 B^{26} - \phi_2 B^2 \\ + \phi_2 B^{14} + \phi_2 B^3 - \phi_2 B^{15} + \phi_2 \Phi_1 B^{14} - \phi_2 \Phi_1 B^{26} - \phi_2 \Phi_1 B^{15} + \phi_2 \Phi_1 B^{27})Y_t &= \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \\ Y_t = (1 + \phi_1)Y_{t-1} - (\phi_1 - \phi_2)Y_{t-2} - \phi_2 Y_{t-3} + (1 + \Phi_1)Y_{t-12} - (1 + \phi_1)(1 + \Phi_1)Y_{t-13} \\ + (\phi_1 - \phi_2)(1 + \Phi_1)Y_{t-14} + \phi_2(1 + \Phi_1)Y_{t-15} - \Phi_1 Y_{t-24} + (1 + \phi_1)\Phi_1 Y_{t-25} - (\phi_1 - \phi_2)\Phi_1 Y_{t-26} \\ - \phi_2 \Phi_1 Y_{t-27} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \end{aligned}$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแทนพยากรณ์แสดงดังนี้

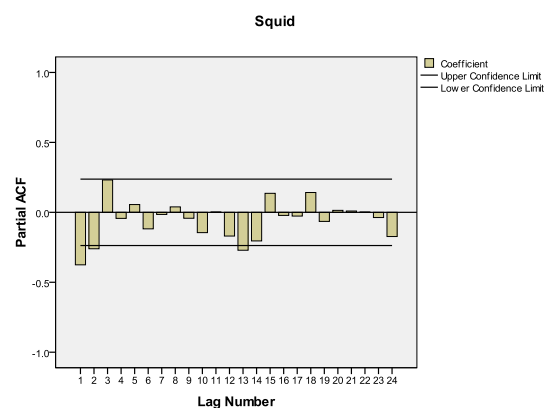
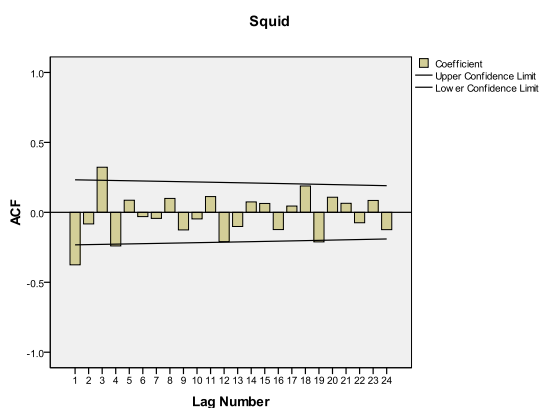
$$\begin{aligned} \hat{Y}_t = &-0.092Y_{t-1} + 0.51034Y_{t-2} + 0.58166Y_{t-3} + 0.59276Y_{t-12} + 0.05453Y_{t-13} - 0.30251Y_{t-14} \\ &- 0.34478Y_{t-15} + 0.40724Y_{t-24} + 0.03747Y_{t-25} - 0.20783Y_{t-26} - 0.23688Y_{t-27} + 0.64313e_{t-1} \quad (6) \end{aligned}$$

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

Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t-j

e_{t-j} แทนความคลาดเคลื่อนจากการ

พยากรณ์ ณ เวลา t-j



ภาพที่ 3 SACF และ SPACF ของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยผลต่างลำดับที่ 1 และผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1

2.2 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 37.237 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 29.112, $p\text{-value} = 0.016$) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า

$$\hat{Y}_{t+m} = (883,576,067.41946 - 2,438,887.21174m) + \hat{S}_t \quad (7)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t + m$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2561

$\hat{S}_t$ แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 1 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า มูลค่าการส่งออก

ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.575$, $p\text{-value} = 0.896$) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs Test: $Z = -0.439$, $p\text{-value} = 0.661$) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -0.010$, $p\text{-value} = 0.992$) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.184, $p\text{-value} = 0.318$) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

ปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ของเดือนมีนาคม พฤษภาคม มิถุนายน ตุลาคม และพฤศจิกายนของทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 0

ตารางที่ 1 ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล
มกราคม	-185,698,018	พฤษภาคม	111,964,915	กันยายน	-31,323,786
กุมภาพันธ์	-119,542,317	มิถุนายน	128,166,395	ตุลาคม	83,330,085
มีนาคม	195,101,779	กรกฎาคม	-31,187,838	พฤศจิกายน	28,826,594
เมษายน	-11,499,063	สิงหาคม	-141,708,631	ธันวาคม	-26,429,338

2.3 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 37.318 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 23.725, $p\text{-value} = 0.070$) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาด

เคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.690$, $p\text{-value} = 0.728$) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs Test: $Z = 0.659$, $p\text{-value} = 0.510$) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -0.116$, $p\text{-value} = 0.908$) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.167, $p\text{-value} = 0.329$) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (875,005,755.47190 - 2,465,998.36033m)\hat{S}_t \quad (8)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t + m$ โดยที่ m
= 1 แทนเดือนมกราคม 2561

$\hat{S}_t$ แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดัง
ตารางที่ 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า มูลค่าการส่งออก

ปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ของเดือนมีนาคม พฤษภาคม
มิถุนายน ตุลาคม และพฤศจิกายนของทุกปี มีค่า
มากกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า
1

ตารางที่ 2 ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้ง
เลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล
มกราคม	0.80600	พฤษภาคม	1.08710	กันยายน	0.96959
กุมภาพันธ์	0.87597	มิถุนายน	1.10323	ตุลาคม	1.08630
มีนาคม	1.18633	กรกฎาคม	0.96556	พฤศจิกายน	1.02905
เมษายน	0.98051	สิงหาคม	0.86554	ธันวาคม	0.96467

2.4 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ รวม

จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การ
ถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด โดยกำหนดให้ค่า
พยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ในสมการที่ (6)
วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์

แบบบวก ในสมการที่ (7) และวิธีการปรับเรียบด้วย
เส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ในสมการที่
(8) เป็นตัวแปรอิสระ และใช้ข้อมูลมูลค่าการส่งออก
ปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึง
เดือนธันวาคม 2560 จำนวน 84 ค่า เป็นตัวแปรตาม
จะ ได้ ตัว แบบ พยากรณ์ รวม ดัง นี้

$$\hat{Y}_t = 155,724,048 + 0.1144\hat{Y}_{1t} + 0.82902\hat{Y}_{2t} - 0.09094\hat{Y}_{3t} \quad (9)$$

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

$\hat{Y}_{1t}$, $\hat{Y}_{2t}$ และ $\hat{Y}_{3t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ
เวลา t จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ในสมการที่ (6) วิธีการ
ปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบ
บวก ในสมการที่ (7) และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้น
โค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ในสมการที่ (8)
ตามลำดับ

เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความ
คลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01
พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ

(Kolmogorov-Smirnov $Z = 0.571$, $p\text{-value} = 0.900$)
มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs Test: $Z =$
 -0.596 , $p\text{-value} = 0.551$) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t \approx 0$,
 $p\text{-value} \approx 1$) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุก
ช่วงเวลา (Levene Statistic = 1.327, $p\text{-value} = 0.233$)
ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมที่ได้มีความเหมาะสม

3. ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-
เจนกินส์ ในสมการที่ (6) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้น
โค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ในสมการที่ (7)

วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ในสมการที่ (8) และวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (9) ในการพยากรณ์อนุกรมเวลาชุดที่ 2 ซึ่งคือ มูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤศจิกายน 2561 พบว่า ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์ ได้ว่าวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด เนื่องจากมีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด หรือให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่าง

กับข้อมูลจริงน้อยที่สุด รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 3 โดยวิธีการพยากรณ์รวมมีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ร้อยละ 8.9626 (MAPE = 8.9626) หรือมีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ 109,522,371 บาท (RMSE = 109,522,371) ซึ่งทั้ง 2 เกณฑ์ที่ใช้ในการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ให้ผลเป็นไปในทิศทางเดียวกัน จึงทำให้น่าเชื่อถือได้มากยิ่งขึ้นว่าวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด

ตารางที่ 3 MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 2

เกณฑ์	วิธีการพยากรณ์			
	บ็อกซ์-เจนกินส์	วินเทอร์แบบบวก	วินเทอร์แบบคูณ	พยากรณ์รวม
MAPE	19.4055	10.4818	10.8047	8.9626
RMSE	212,628,517	129,169,343	128,951,916	109,522,371

สำหรับผลการศึกษาครั้งนี้พบว่า วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด อาจเนื่องมาจากวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่รวมค่าพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไป เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด ซึ่งจะสามารถใช้ได้ดีในกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากกว่า 1 วิธี (มุกดา, 2549) สอดคล้องกับการศึกษาของวรารचना และ เกศรินทร์ (2560) ที่ศึกษาการพยากรณ์ราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทยด้วยวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลา 4 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วย

เส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก และวิธีการพยากรณ์รวม ผลการศึกษาพบว่า ตัวแบบพยากรณ์รวมมีความถูกต้องในการพยากรณ์มากที่สุด

สรุป

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลา มูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ ผลการศึกษาพบว่า วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด โดยมีตัวแบบพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 155,724,048 + 0.1144\hat{Y}_{1t} + 0.82902\hat{Y}_{2t} - 0.09094\hat{Y}_{3t}$$

เมื่อ $\hat{Y}_{1t}$, $\hat{Y}_{2t}$ และ $\hat{Y}_{3t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการ

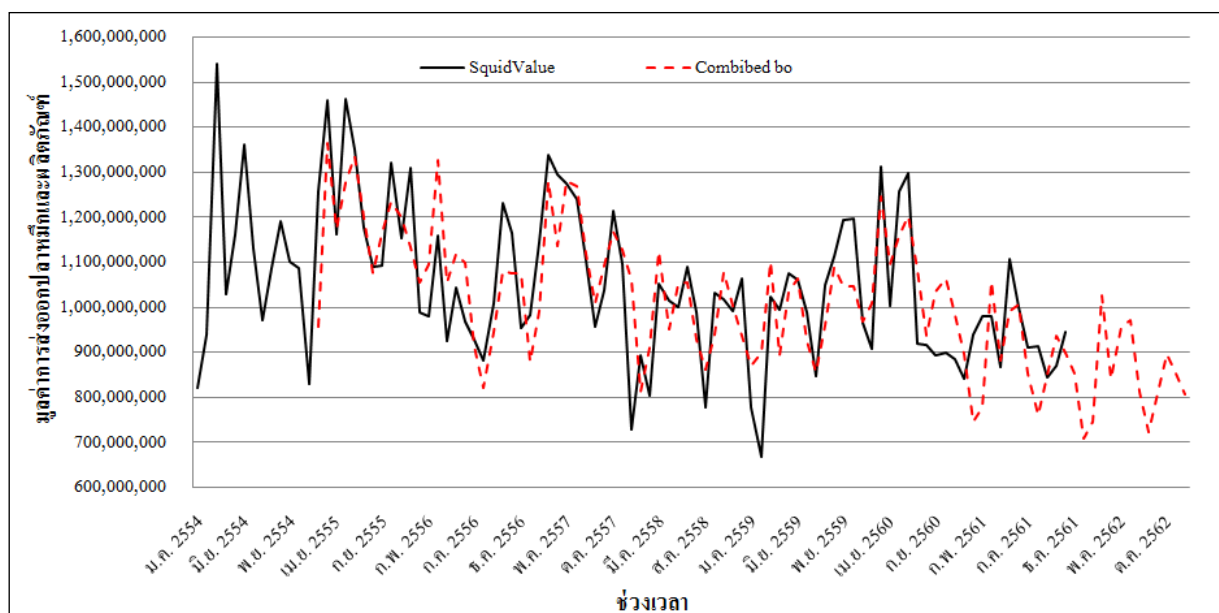
ปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ

เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์รวมในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ ตั้งแต่เดือนธันวาคม 2561 ถึงเดือนธันวาคม 2562 ได้ผลแสดงดังตารางที่ 4 และภาพที่ 4 ซึ่งพบว่า มูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ยังคงมีแนวโน้มลดลง อย่างไรก็ตาม การเปลี่ยนแปลงของมูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์อาจเกิดจากหลายสาเหตุ เช่น สถานการณ์ตลาด ปริมาณความต้องการบริโภคภายในและต่างประเทศ สภาวะเศรษฐกิจ การนำเข้า

และส่งออกระหว่างประเทศ หรือปัจจัยอื่นๆ ที่เกี่ยวข้อง ดังนั้นจึงควรพิจารณาตัวแปรเหล่านี้เพื่อใช้ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ให้มีประสิทธิภาพมากยิ่งขึ้น อีกทั้งเมื่อมีมูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ที่เป็นปัจจุบันมากยิ่งขึ้นหรือมูลค่าการส่งออกมีความผันผวนเพิ่มขึ้น ผู้วิจัยควรนำข้อมูลมาปรับปรุงตัวแบบ เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

ตารางที่ 4 ค่าพยากรณ์ของมูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ ตั้งแต่เดือนธันวาคม 2561 ถึงเดือนธันวาคม 2562 จากวิธีการพยากรณ์รวม

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
ธ.ค. 2561	852,452,865	พ.ค. 2562	956,646,243	ต.ค. 2562	894,823,964
ม.ค. 2562	708,678,965	มิ.ย. 2562	971,618,207	พ.ย. 2562	853,255,691
ก.พ. 2562	744,674,467	ก.ค. 2562	812,954,849	ธ.ค. 2562	807,017,761
มี.ค. 2562	1,025,484,249	ส.ค. 2562	722,428,803		
เม.ย. 2562	842,037,851	ก.ย. 2562	808,532,340		



ภาพที่ 4 การเปรียบเทียบมูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์และค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์รวม

เอกสารอ้างอิง

- กรมประมง. ม.ป.ป. การวิเคราะห์เส้นทางการส่งออกปลาหมึกสดแช่เย็นไปยังประเทศเกาหลีใต้. แหล่งที่มา : https://www4.fisheries.go.th/local/file_document/20180226115600_1_file.pdf, 4 มกราคม 2562.
- มุกดา แม้นมิตร. 2549. อนุกรมเวลาและการพยากรณ์. โพรพรินต์, กรุงเทพฯ.
- วรางคณา เรียนสุทธิ และ เกศรินทร์ ทองฤทธิ์. 2560. การพยากรณ์ราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของประเทศไทย. วารสารวิชาการและวิจัย มทร.พระนคร 11(1): 1-14.
- วรางคณา เรียนสุทธิ. 2561ก. การเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับราคาข้าวเปลือกเหนียวเมล็ดขาว. วารสารวิทยาศาสตร์บูรพา 23(3): 1779-1792.
- วรางคณา เรียนสุทธิ. 2561ข. การเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์ราคาส้มเขียวหวาน โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง. Thai Journal of Science and Technology 7(5): 460-470.
- สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. 2548. เทคนิคการพยากรณ์. พิมพ์ครั้งที่ 2. มหาวิทยาลัยทักษิณ, สงขลา.
- สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ. 2552. SPSS Version 17. โปรแกรมคอมพิวเตอร์. บริษัท เอสพีเอสเอส (ไทยแลนด์) จำกัด, กรุงเทพมหานคร.
- สุกัญญา ของประยูร และ พรธิภา องค์คุณารักษ์. 2553. การพยากรณ์ปริมาณการนำเข้ากุ้ง

ขาวแช่แข็งของประเทศสหรัฐอเมริกาด้วยเทคนิควิเคราะห์อนุกรมเวลา. แหล่งที่มา: https://kukr.lib.ku.ac.th/proceedings/index.php?/KUCON/search_detail/result/12182, 12 พฤษภาคม 2562.

- สุภาภรณ์ กอสูงเนิน. 2558. การส่งออกปลาหมึกแห้งไปยังสาธารณรัฐประชาธิปไตยประชาชนลาว. วิทยานิพนธ์ปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต, มหาวิทยาลัยบูรพา.
- สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. 2561. สถิติการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ (รวม) ตั้งแต่ปี 2554 ถึง 2561. แหล่งที่มา : http://impepexp.oae.go.th/service/export.php?S_YEAR=2554&E_YEAR=2561&PRODUCT_GROUP=5368&PRODUCT_ID=&wf_search=&WF_SEARCH=Y, 4 มกราคม 2562.
- Box, G.E.P., Jenkins, G.M. and Reinsel, G.C. 1994. Time Series Analysis: Forecasting and Control: 3rd ed. Prentice Hall, New Jersey.
- Montgomery, D.C., Peck, E.A. and Vining, G.G. 2006. Introduction to linear regression analysis: 4th ed. John Wiley and Sons, New York.
- Shanghai Yangqi อุตสาหกรรมและการค้า Corp. ม.ป.ป. 10 ประเทศที่มีชื่อเสียงในการส่งออกอาหารทะเล. แหล่งที่มา: <http://th.fishroe.net/news/10-famous-seafood-exporting-countries-11005161.html>, 4 มกราคม 2562.