

การศึกษาตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับปริมาณการส่งออก
ปลาสดหรือแช่เย็นของประเทศไทย
A Study of Suitable Forecasting Model for the Export Quantity of
Fresh or Chilled Fish in Thailand

วารางคณา เรียนสุทธิ์^{1*}Warangkhan Riansut^{1*}

Received date: 1 มี.ค. 65 Revised date: 19 มิ.ย. 66 Accepted date: 22 ก.ค. 66

DOI: <https://doi.org/10.55003/kmaj.2024.08.16.006>

บทคัดย่อ

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับปริมาณการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นของประเทศไทยด้วยวิธีการทางสถิติ 7 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ โดยใช้ปริมาณการส่งออกเฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ข้อมูลชุดที่ใช้สร้างตัวแบบคือ ปริมาณการส่งออกตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2563 จำนวน 120 เดือน ข้อมูลชุดที่ใช้เปรียบเทียบความแม่นยำคือ ปริมาณการส่งออกตั้งแต่เดือนมกราคม ถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 12 เดือน โดยใช้เกณฑ์ร้อยละค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุดคือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก

คำสำคัญ: ปลา การส่งออก การพยากรณ์ บ็อกซ์-เจนกินส์ การทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลัง

Abstract

The aim of this study was to find a suitable forecasting model for the export quantity of fresh or chilled fish in Thailand using seven statistical methods including Box-Jenkins method, Holt's exponential smoothing method, Brown's exponential smoothing method, damped trend exponential smoothing method, simple seasonal exponential smoothing method, Winters' additive exponential smoothing method, and Winters' multiplicative exponential smoothing method. The average monthly export quantity from the website of the Office of Agricultural Economics was used for data analysis. The data set used to create the models was the export quantity from January 2011 to December 2020 for 120 months. The data set used to compare the accuracy was the export quantity from January to December 2021 for 12 months using the lowest mean absolute percentage error. The results indicated that the most accurate method was the damped trend exponential smoothing method.

Keywords: fish, export, forecast, Box-Jenkins, exponential smoothing

คำนำ

ปัจจัยที่ช่วยให้เศรษฐกิจของแต่ละประเทศเกิดการขยายตัวมีหลายปัจจัย เช่น การบริโภคของประชาชน การลงทุน การใช้จ่ายเงินงบประมาณของรัฐบาล และการค้าระหว่างประเทศ สำหรับประเทศไทยภาคการส่งออกมีบทบาทสำคัญในการนำเงินตราต่างประเทศเข้าสู่ประเทศ ซึ่งเป็นรายได้หลักที่จะทำให้เศรษฐกิจขยายตัวเพิ่มขึ้น ปัจจุบันประเทศไทยเป็นประเทศผู้ผลิตและส่งออกสินค้าประมงที่มีคุณภาพดีแห่งหนึ่งของโลก โดยอาหารทะเลของประเทศไทยได้รับความนิยมในตลาดโลกเป็นอย่างมาก ประกอบกับประเทศไทยมีความอุดมสมบูรณ์ในด้านทรัพยากรทางธรรมชาติ มีศักยภาพของผู้ประกอบการที่สามารถพัฒนาคุณภาพและรูปแบบของสินค้าให้เป็นที่ไปตามความต้องการของตลาด ด้วยปัจจัยสนับสนุนดังกล่าว ส่งผลให้ประเทศไทยมีอาหารทะเลที่

¹ สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ จ.พัทลุง 93210

¹ Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University, Phatthalung 93210

* Corresponding author: email warang27@gmail.com

หลากหลายและมีปริมาณการผลิตมากเพียงพอที่จะส่งออกได้ (Noppasao, 2013) การศึกษานี้ผู้วิจัยให้ความสนใจกับการส่งออกพลาสติกหรือแผ่น ไม่รวมเนื้อพลาสติกแบบฟิล์มและแบบอื่น ซึ่งจากรายงานของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ที่สรุปว่าท่ามกลางวิกฤตการณ์ของโรคติดเชื้อไวรัส โควิด-19 ในปี 2564 แม้ว่าจะมีผลกระทบต่อเศรษฐกิจโลก แต่สถิติภาพรวมการส่งออกสินค้าเกษตรของไทยไปยังประเทศต่าง ๆ ทั่วโลกในช่วง 11 เดือนของปี 2564 (มกราคม – พฤศจิกายน 2564) ยังคงแข็งแกร่ง โดยภาพรวมการค้าไทยกับทั่วโลก คิดเป็นมูลค่า 1,273,761 ล้านบาท เพิ่มขึ้นเมื่อเทียบกับช่วงเดียวกันของปี 2563 ที่มีมูลค่า 1,098,475 ล้านบาท หรือเพิ่มขึ้นร้อยละ 15.96 (OAE, 2022a) ขณะที่ปริมาณการส่งออกพลาสติกหรือแผ่นของประเทศไทยกลับมีแนวโน้มลดลง โดยปี 2554 มีปริมาณการส่งออก 6,186,233 กิโลกรัม และลดลงทุกปีจนกระทั่งปี 2559 มีปริมาณการส่งออกต่ำที่สุดเท่ากับ 4,288,616 กิโลกรัม อีกทั้งปริมาณการส่งออกพลาสติกหรือแผ่นยังมีความผันผวนตามฤดูกาลค่อนข้างสูง (OAE, 2022b) อาจเป็นเหตุผลมาจากค่าเงินที่แข็งค่าขึ้น จึงทำให้ปริมาณการส่งออกลดลง แต่ยังคงมีมูลค่าการส่งออกที่สูงขึ้น ด้วยเหตุผลของความขัดแย้งดังกล่าว จึงนำมาสู่วัตถุประสงค์ของการศึกษานี้ เพื่อสร้างตัวแบบสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกพลาสติกหรือแผ่นของประเทศไทยในอนาคตว่าเป็นอย่างไร ซึ่งจากการศึกษาที่ผ่านมา พบว่ามีการศึกษาพยากรณ์เกี่ยวกับปริมาณการส่งออก เช่น Keerativibool (2016) ได้ศึกษาการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกเนื้อไก่แช่แข็งและแช่เย็น Riansut & Nisan (2017) ได้ศึกษาการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป Riansut (2019) ได้ศึกษาการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์และ Riansut (2020) ได้ศึกษาการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง แต่ยังไม่เคยมีการศึกษาการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกพลาสติกหรือแผ่น ดังนั้นการศึกษานี้ ผู้วิจัยมีความสนใจที่จะสร้างตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกพลาสติกหรือแผ่นด้วยวิธีการทางสถิติ โดยผลการวิจัยที่ได้จะทำให้ทราบการเคลื่อนไหว แนวโน้ม และฤดูกาลของปริมาณการส่งออกพลาสติกหรือแผ่น รวมทั้งนำตัวแบบพยากรณ์ที่ได้ไปพยากรณ์ปริมาณการส่งออกในอนาคต เพื่อเป็นแนวทางในการตัดสินใจวางแผนการผลิตและการส่งออกสำหรับกลุ่มผู้ผลิตและส่งออกพลาสติกหรือแผ่นให้มีประสิทธิภาพมากยิ่งขึ้น ทั้งยังนำข้อมูลไปเป็นแนวทางในการกำหนดนโยบายในการส่งเสริมการลงทุนและการตลาดของพลาสติกหรือแผ่นของภาครัฐได้อีกด้วย

วิธีการศึกษา

ขั้นตอนการศึกษา

- 1) ข้อมูลที่ศึกษาคือ ปริมาณการส่งออกเฉลี่ยต่อเดือนของพลาสติกหรือแผ่นของประเทศไทย (กิโลกรัม) จากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (OAE, 2022b) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 132 เดือน แบ่งออกเป็นข้อมูลชุดสร้างตัวแบบพยากรณ์คือ ปริมาณการส่งออกตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2563 จำนวน 120 เดือน และข้อมูลชุดเปรียบเทียบความแม่นยำคือ ปริมาณการส่งออกตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 12 เดือน เปรียบเทียบโดยใช้เกณฑ์ร้อยละค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (mean absolute percentage error: MAPE) ที่ต่ำที่สุด
- 2) ตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกพลาสติกหรือแผ่นชุดแรก ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของครัสคาล-วอลล์ลิส (Kruskal-Wallis's one-way analysis of variance by rank) โดยการตรวจสอบแนวโน้มเป็นการวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวจำแนกข้อมูลเป็นรายปี ถ้าพบว่าอนุกรมเวลาแต่ละปีมีค่ามัธยฐานแตกต่างกัน จะสรุปว่าอนุกรมเวลามีแนวโน้ม แต่ยังไม่สามารถสรุปได้ว่าเป็นแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลง ต้องพิจารณาเพิ่มเติมจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา ขณะที่การตรวจสอบอิทธิพลของฤดูกาลจะเป็นการวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวจำแนกข้อมูลเป็นรายเดือน (ข้อมูลหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้ว) ถ้าพบว่าอนุกรมเวลาแต่ละเดือนมีค่ามัธยฐานแตกต่างกัน จะสรุปว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล ถ้าผลการตรวจสอบพบว่าอนุกรมเวลามีเฉพาะแนวโน้ม ควรใช้วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ autoregressive integrated moving average: ARIMA(p, d, q) วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบเดม อนุกรมเวลามีเฉพาะอิทธิพลของฤดูกาล ควรใช้วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย อนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ควรใช้วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ seasonal autoregressive integrated moving average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Box et al., 1994; Ket-iam, 2005; Manmin, 2006) จากผลการตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลในผลการวิจัยแสดงว่าปริมาณการส่งออกพลาสติกหรือแผ่นมีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล อย่างไรก็ตาม การศึกษานี้จะพิจารณาวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ทางสถิติที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาทุกรูปแบบ เพื่อให้ครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่ดีที่สุด
- 3) ตรวจสอบข้อสมมุติ (assumptions) ของตัวแบบพยากรณ์คือ อนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ ด้วยการทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมิรโนฟ (Kolmogorov-Smirnov test: KS test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน

ด้วยการทดสอบรันส์ (runs test) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ด้วยการทดสอบที (t-test) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา ด้วยการทดสอบของเลวินภายใต้การใช้อัมยฐาน (Levene's test based on median) ถ้าข้อสมมุติไม่เป็นจริง หมายความว่า ตัวแบบพยากรณ์ไม่เหมาะสม ไม่ควรนำไปใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

4) เปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ โดยการเปรียบเทียบปริมาณการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นตั้งแต่เดือน มกราคมถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 12 เดือน ($n_2 = 12$) กับค่าพยากรณ์ เพื่อคำนวณค่า MAPE โดยตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่า MAPE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความแม่นยำมากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด สูตร MAPE แสดงดังนี้ (Ket-iam, 2005)

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

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

Y_t แทนค่าจริงหรือค่าสังเกต ณ เวลา t

\hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

ผลการศึกษาและวิจารณ์

ผลการพิจารณาจากกราฟลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นชุดแรกตั้งแต่ เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2563 จำนวน 120 เดือน พบว่าปริมาณการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นมีแนวโน้มลดลง และ เมื่อใช้การทดสอบที (t-test) เพื่อทดสอบสมมติฐาน พบว่าปริมาณการส่งออกมีการลดลงอย่างมีนัยสำคัญ 0.05 ($t = -5.1234$, $p\text{-value} < 0.0001$) โดยเมื่อแยกพิจารณาปริมาณการส่งออกเป็น 2 ช่วงเวลาคือ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนสิงหาคม 2559 จำนวน 68 เดือน พบว่าปริมาณการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นมีแนวโน้มลดลงอย่างมีนัยสำคัญ 0.05 ($t = -5.3986$, $p\text{-value} < 0.0001$) ขณะที่ช่วงเวลาเดือนกันยายน 2559 ถึงเดือนธันวาคม 2563 จำนวน 52 เดือน พบว่าปริมาณการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างมีนัยสำคัญ 0.05 ($t = 2.4691$, $p\text{-value} = 0.017$) รวมถึงปริมาณการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นมี อิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้องด้วย (Figure 1) ผลการทดสอบสมมติฐานเพื่อตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล พบว่า ปริมาณการส่งออกมีค่ามัธยฐานในแต่ละปีแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ 0.05 ($\chi^2 = 52.829$, $p\text{-value} < 0.0001$) นั่นคือ อนุกรม เวลา มีแนวโน้ม และปริมาณการส่งออกหลังจากกำจัดแนวโน้มมีค่ามัธยฐานในแต่ละเดือนแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ 0.05 ($\chi^2 = 38.209$, $p\text{-value} < 0.0001$) นั่นคือ อนุกรมเวลา มีอิทธิพลของฤดูกาล ซึ่งการศึกษานี้ใช้วิธีการกำจัดแนวโน้มออกด้วยการหาร เนื่องจากอนุกรมเวลา มีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวไม่คงที่เมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป (Figure 1)

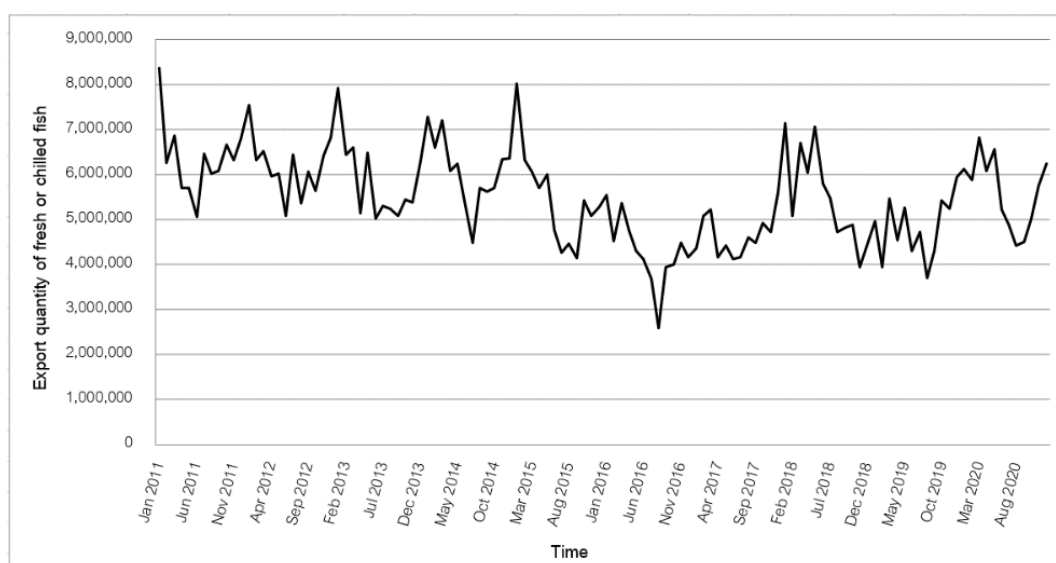


Figure 1 Run plot for the export quantity of fresh or chilled fish during January 2011 to December 2020.

ผลการตรวจสอบที่พบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกพลาสติกหรือแชนยีนมีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล จึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) เพื่อกำจัดแนวโน้ม และหาผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ($D = 1$) เพื่อกำจัดอิทธิพลของฤดูกาล แล้วสร้างกราฟฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (autocorrelation function: ACF) และกราฟฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (partial autocorrelation function: PACF) เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ พบว่าอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูลมีลักษณะคงที่ เนื่องจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) และสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) อยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นที่กำหนด ยกเว้นช่วงเวลา 1, 5, 11, 12 ของกราฟ ACF ที่มีสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองเกินขอบเขตความเชื่อมั่นที่กำหนด จึงกำหนดให้ $q = 2$ และ $Q = 1$ และช่วงเวลา 1, 11, 12, 24 ของกราฟ PACF ที่มีสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองเกินขอบเขตความเชื่อมั่นที่กำหนด จึงกำหนดให้ $p = 1$ และ $P = 2$ (Figure 2) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้นคือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 2)(2, 1, 1)₁₂ ผลการคัดเลือกตัวแบบให้เหลือเฉพาะพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 พบว่าตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมคือ ตัวแบบ SARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อแทนค่าประมาณพารามิเตอร์จากโปรแกรม SPSS จะได้ตัวแบบพยากรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ (Table 1) และค่าดัชนีฤดูกาล (Table 2) ซึ่งสามารถอธิบายความหมายของค่าดัชนีฤดูกาลได้ดังนี้ จากวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายและวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก พบว่าปริมาณการส่งออกพลาสติกหรือแชนยีนจะสูงในช่วงเดือนมกราคมถึงมีนาคม พฤษภาคม และธันวาคม เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 0 และจากวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ พบว่าปริมาณการส่งออกพลาสติกหรือแชนยีนจะสูงในช่วงเดือนมกราคมถึงมีนาคม พฤษภาคม และธันวาคม เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 1

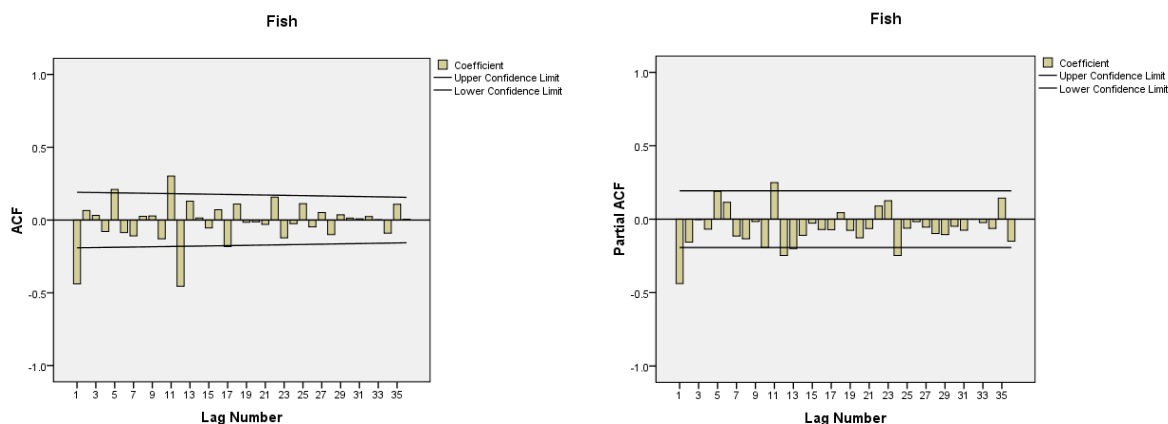


Figure 2 ACF and PACF of the transformed data ($d = 1$ and $D = 1$).

Table 1 Results of the forecasting model

No.	Forecasting methods	Forecasting model
1	Box-Jenkins	$\text{SARIMA}(p, d, q)(P, D, Q)_s :$ $\hat{\phi}_p(B)\hat{\phi}_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D\hat{Y}_t$ $= \hat{\delta} + \hat{\theta}_q(B)\hat{\theta}_q(B^s)e_t$ $\text{SARIMA}(0, 1, 0)(0, 1, 1)_s :$ $\hat{Y}_t = Y_{t-1} + Y_{t-12} - Y_{t-13} - 0.44007e_{t-1}$ $- 0.72388e_{t-12} + 0.31856e_{t-13}$ <p>where Y_{t-j} represents the time series at time $t-j$ and e_{t-j} represents the error at time $t-j$</p>
2	Holt	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t(m) \text{ where}$ $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1}),$ $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$ $\hat{Y}_{t+m} = 5,888,238.46430$ $+ 12,594.25986(m)$
3	Brown	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t \left[(m-1) + \frac{1}{\alpha} \right] \text{ where}$ $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)a_{t-1},$ $b_t = \alpha(a_t - a_{t-1}) + (1-\alpha)b_{t-1}$ $\hat{Y}_{t+m} = 5,605,240.23093$ $+ 154,716.84076 \left[(m-1) + \frac{1}{0.37052} \right]$
4	damped	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t \sum_{i=1}^m \phi^i \text{ where}$ $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + \phi b_{t-1}),$ $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)\phi b_{t-1}$ $\hat{Y}_{t+m} = 5,825,257.48347$ $+ 588,862.80669 \sum_{i=1}^m (0.41505)^i$
5	simple seasonal	$\hat{Y}_t = a_t + \hat{S}_t \text{ where}$ $a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)a_{t-1},$ $\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$ $\hat{Y}_t = 5,793,050.63142 + \hat{S}_t$
6	Winters' additive	$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m) + \hat{S}_t \text{ where}$ $a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1}),$ $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1},$ $\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$ $\hat{Y}_{t+m} = (5,728,010.80788 - 11,825.71457 m)$ $+ \hat{S}_t$
7	Winters' multiplicative	$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m)\hat{S}_t \text{ where}$ $a_t = \alpha \frac{Y_t}{\hat{S}_{t-s}} + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1}),$ $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1},$ $\hat{S}_t = \delta \frac{Y_t}{a_t} + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$ $\hat{Y}_{t+m} = (5,725,496.72864 - 11,558.68445 m)$ $\times \hat{S}_t$

where $m = 1$ represents January 2021 and \hat{S}_t is shown in Table 2.

Table 1 มีความหมายของสัญลักษณ์ต่าง ๆ ดังนี้

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

$\hat{\delta} = \hat{\mu}\hat{\phi}_p(B)\hat{\phi}_p(B^s)$ แทนค่าคงตัว (constant) โดยที่ $\hat{\mu}$ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่ (stationary)

$\hat{\phi}_p(B) = 1 - \hat{\phi}_1 B - \hat{\phi}_2 B^2 - \dots - \hat{\phi}_p B^p$ แทนตัวดำเนินการถดถอยในตัวเองอันดับที่ p กรณีไม่มีฤดูกาล (non-seasonal autoregressive operator of order p : AR(p))

$\hat{\phi}_p(B^s) = 1 - \hat{\phi}_1 B^s - \hat{\phi}_2 B^{2s} - \dots - \hat{\phi}_p B^{ps}$ แทนตัวดำเนินการถดถอยในตัวเองอันดับที่ P กรณีมีฤดูกาล (seasonal autoregressive operator of order P : SAR(P))

$\hat{\theta}_q(B) = 1 - \hat{\theta}_1 B - \hat{\theta}_2 B^2 - \dots - \hat{\theta}_q B^q$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ q กรณีไม่มีฤดูกาล (non-seasonal moving average operator of order q : MA(q))

$\hat{\Theta}_Q(B^s) = 1 - \hat{\Theta}_1 B^s - \hat{\Theta}_2 B^{2s} - \dots - \hat{\Theta}_Q B^{Qs}$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ Q กรณีมีฤดูกาล (seasonal moving average operator of order Q: SMA(Q))

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_1 โดยที่ n_1 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดแรก ($n_1 = 120$)

s แทนจำนวนฤดูกาล ซึ่งอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นเป็นข้อมูลรายเดือน ดังนั้น $s = 12$

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

B แทนตัวดำเนินการถอยหลัง (backward operator) โดยที่ $B^s Y_t = Y_{t-s}$

a_t และ b_t แทนค่าประมาณระยะตัดแกน Y และความชันของแนวโน้ม ณ เวลา t ตามลำดับ

α , γ , ϕ และ δ แทนค่าคงตัวการทำให้เรียบ โดยที่ $0 < \alpha < 1$, $0 < \gamma < 1$, $0 < \phi < 1$ และ $0 < \delta < 1$

Table 2 Seasonal index from simple seasonal exponential smoothing method, Winters' additive exponential smoothing method, and Winters' multiplicative exponential smoothing method

Month	\hat{S}_t from simple seasonal	\hat{S}_t from Winters' additive	\hat{S}_t from Winters' multiplicative
JAN	1,240,550	1,175,498	1.20628
FEB	162,258	109,024	1.02584
MAR	796,481	755,073	1.14173
APR	-67,518	-97,096	0.96062
MAY	319,088	301,341	1.01824
JUN	-594,150	-600,066	0.85838
JUL	-497,208	-491,292	0.87740
AUG	-801,789	-784,042	0.83250
SEP	-578,617	-549,040	0.90518
OCT	-172,663	-131,258	0.99020
NOV	-116,284	-63,054	0.98957
DEC	309,843	374,884	1.06587

ผลการตรวจสอบข้อสมมติของตัวแบบพยากรณ์ พบว่าตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างขึ้น 6 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแตร วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ มีข้อสมมติเป็นจริงทุกข้อที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 กล่าวคือ อนุกรมเวลาของค่าตลาดเคลื่อนไหวจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ เคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา ขณะที่วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ มีค่าตลาดเคลื่อนไหวไม่เป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 (p-value = 0.028) นั่นคือ ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ไม่เหมาะสมและไม่ควรนำไปใช้ในการพยากรณ์ (Table 3) ดังนั้นการศึกษานี้จะไม่นำวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ไปเปรียบเทียบความแม่นยำในการพยากรณ์

Table 3 The results of checking the assumptions of the forecasting models

No.	Forecasting methods	KS test	p-value	Runs test	p-value	t-test	p-value	Levene statistic	p-value
1	Box-Jenkins	0.439	0.991	-0.291	0.771	0.564	0.574	1.017	0.438
2	Holt	0.710	0.695	-2.200	0.028*	-0.034	0.973	0.862	0.579
3	Brown	0.596	0.869	-0.367	0.714	0.397	0.692	1.002	0.451
4	damped	0.630	0.822	-0.733	0.463	-0.184	0.854	0.933	0.512
5	simple seasonal	0.647	0.797	-1.467	0.142	-0.263	0.793	0.862	0.579
6	Winters' additive	0.607	0.854	-1.467	0.142	0.109	0.913	0.862	0.579
7	Winters' multiplicative	0.514	0.954	-1.100	0.271	0.259	0.796	0.766	0.672

* Significant at the 0.05 level.

เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างขึ้น (Table 1) พยากรณ์ปริมาณการส่งออกพลาสติกหรือแช่เย็นตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2564 เพื่อเปรียบเทียบกับค่าจริงโดยการคำนวณค่า MAPE พบว่าวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุดคือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก (MAPE = 8.4696) รองลงมาคือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ (MAPE = 12.6880) (Table 4)

Table 4 Accuracy comparison

time	export quantity	Box-Jenkins	Brown	damped	simple seasonal	Winters' additive	Winters' multiplicative
Jan 2021	6,473,351	6,721,500	6,022,810	6,069,665	7,033,601	6,891,683	6,892,623
Feb 2021	6,556,253	5,877,511	6,177,527	6,171,107	5,955,309	5,813,384	5,849,708
Mar 2021	7,697,704	6,798,271	6,332,243	6,213,210	6,589,531	6,447,607	6,497,384
Apr 2021	7,060,539	5,984,788	6,486,960	6,230,685	5,725,533	5,583,612	5,455,605
May 2021	5,488,553	6,475,015	6,641,677	6,237,938	6,112,139	5,970,224	5,771,106
Jun 2021	6,198,910	5,482,012	6,796,394	6,240,948	5,198,900	5,056,990	4,855,103
Jul 2021	5,832,243	5,410,789	6,951,111	6,242,198	5,295,843	5,153,939	4,952,568
Aug 2021	6,811,500	4,948,800	7,105,828	6,242,716	4,991,262	4,849,363	4,689,489
Sep 2021	5,951,651	5,198,311	7,260,545	6,242,931	5,214,433	5,072,539	5,088,437
Oct 2021	6,163,091	5,712,757	7,415,261	6,243,021	5,620,387	5,478,496	5,554,951
Nov 2021	6,647,335	5,777,083	7,569,978	6,243,058	5,676,767	5,534,874	5,539,943
Dec 2021	7,476,901	6,263,581	7,724,695	6,243,073	6,102,894	5,960,986	5,954,784
MAPE		12.8751	<u>12.6880</u>	8.4696	14.0591	15.4561	15.8357

จากผลการตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกพลาสติกหรือแช่เย็นชุดแรก ที่พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมควรจะเป็นวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ SARIMA วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Ket-iam, 2005; Manmin, 2006) ขัดแย้งกับผลการศึกษานี้ที่พบว่าวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉกมีความเหมาะสมมากที่สุด เนื่องจากมีค่า MAPE ต่ำที่สุด (MAPE = 8.4696) รองลงมาคือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ (MAPE = 12.6880) ซึ่งทั้ง 2 วิธีการพยากรณ์นี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีเพียงแนวโน้มเท่านั้น ขณะที่กลุ่มของวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล เช่น วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ SARIMA วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณมีค่า MAPE สูงกว่า (MAPE = 12.8751, 15.4561 และ 15.8357 ตามลำดับ) (Table 4) ซึ่งสาเหตุที่เป็นเช่นนี้ อาจเนื่องมาจากช่วงเดือนมิถุนายนถึงธันวาคม 2564 วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณให้ค่าพยากรณ์ต่ำกว่าค่าจริง ขณะที่วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ให้ค่าพยากรณ์สูงกว่าค่าจริง แต่มีเพียงวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉกเท่านั้นที่ให้ค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าจริง (Figure 3) ดังนั้นการศึกษเกี่ยวกับการพยากรณ์ทุกครั้งควรพิจารณาวิธีการพยากรณ์ที่หลากหลาย เพื่อให้ครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสม ผลการศึกษานี้สอดคล้องกับ Keerativibool (2016) ที่พบว่าวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉกมีความเหมาะสมมากที่สุด แต่ไม่สอดคล้องกับ Riansut & Nisan (2017) และ Riansut (2019) ที่พบว่าวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์มีความเหมาะสมมากที่สุด และไม่สอดคล้องกับ Riansut (2020) ที่พบว่าวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีความเหมาะสมมากที่สุด อาจเนื่องมาจากการศึกษาข้อมูลต่างประเภทกัน

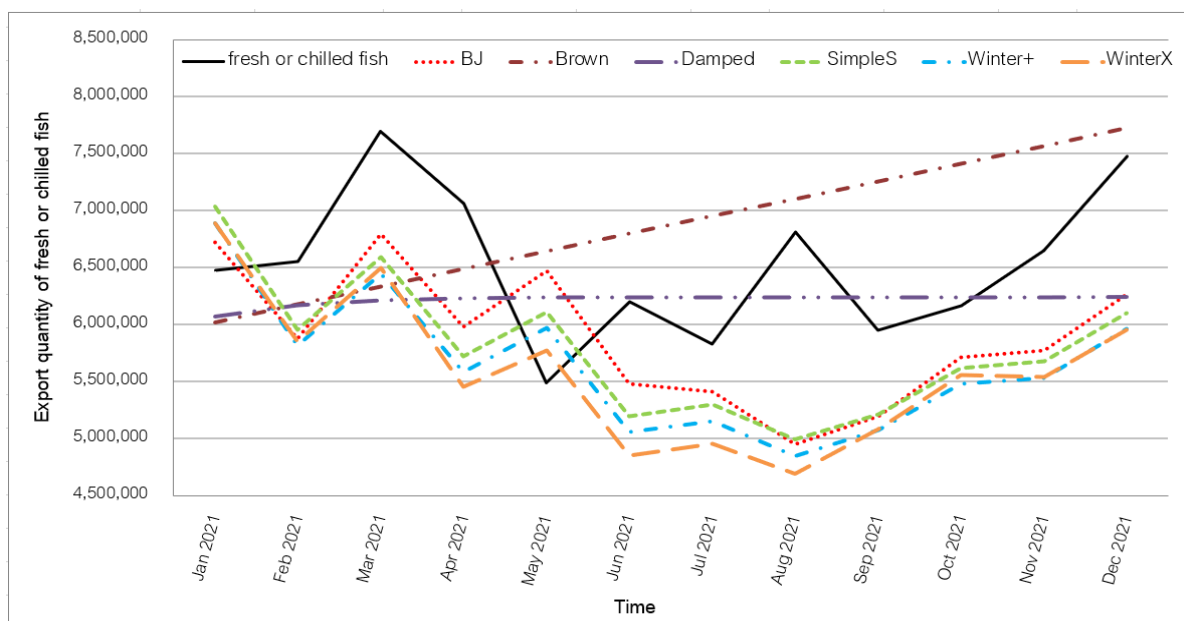


Figure 3 Comparison of the export quantity of fresh or chilled fish and its forecasts during January to December 2021.

สรุปผลการศึกษา

การศึกษานี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นของประเทศไทยด้วยวิธีการทางสถิติ 7 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ผลการศึกษาพบว่าวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุดคือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก โดยมีตัวแบบพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = 5,825,257.48347 + 588,862.80669 \sum_{i=1}^m (0.41505)^i$$

เมื่อ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2564

เมื่อใช้วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉกในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2565 พบว่าปริมาณการส่งออกมีแนวโน้มคงที่ มีค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นเป็น 6,243,084 กิโลกรัม อย่างไรก็ตาม การศึกษานี้ได้พิจารณาเพียงปัจจัยเวลาเท่านั้นในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ซึ่งปริมาณการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ และการเปลี่ยนแปลงอาจเกิดจากปัจจัยอื่น ๆ นอกเหนือจากปัจจัยเวลาดังนั้นเมื่อมีปัจจัยที่มีผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณการส่งออกหรือมีข้อมูลที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบเพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความแม่นยำยิ่งขึ้น สำหรับใช้ในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นในอนาคต ซึ่งค่าพยากรณ์ที่ได้สามารถนำไปใช้เป็นแนวทางวางแผนการผลิตและส่งออกสำหรับกลุ่มผู้ผลิตและส่งออกปลาสดหรือแช่เย็น และยังใช้เป็นแนวทางให้รัฐบาลกำหนดนโยบายส่งเสริมการลงทุนและการตลาดของปลาสดหรือแช่เย็น เช่น ในเดือนที่คาดว่าจะมีการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นปริมาณมาก รัฐบาลควรมีนโยบายส่งเสริมให้กลุ่มผู้ผลิตเพิ่มปริมาณการผลิตให้สอดคล้องกัน เป็นต้น

เอกสารอ้างอิง

- Box, G. E. P., Jenkins, G. M., & Reinsel, G. C. (1994). **Time Series Analysis: Forecasting and Control**. 3rd ed. Prentice Hall.
- Keerativibool, W. (2016). Forecasting the export quantity of frozen and chilled chicken. **RMUTP Research Journal**, 10(1), 37-50. (in Thai).
- Ket-iam, S. (2005). **Forecasting Technique**. 2nd ed. Thaksin University. (in Thai).
- Manmin, M. (2006). **Time Series and Forecasting**. Fore Printing. (in Thai).
- Noppasao, J. (2013). **An Export Trending Analysis of Thai Chilled and Frozen Fresh Fishes**. Master's thesis. Sukhothai Thammathirat Open University. (in Thai).
- Office of Agricultural Economics (OAE). (2022a). **Thai Agricultural Products are still Strong in the Global Market, Office of Agricultural Economics Reveals that in 2021, Exports are still Growing, both FTA and ASEAN Trading Partners**. Retrieved from <https://www.oae.go.th/view/1/รายละเอียดข่าว/ข่าว%20สศก./38149/TH-TH>. (in Thai).
- Office of Agricultural Economics (OAE). (2022b). **Export Statistics of Fresh or Chilled Fish, excluding Fillets and other Fillets**. Retrieved from: http://impexp.oae.go.th/service/export.php?S_YEAR=2554&E_YEAR=2564&PRODUCT_GROUP=5257&PRODUCT_ID=4095&wf_search=&WF_SEARCH=Y#export. (in Thai).
- Riansut, W., & Nisan, N. (2017). Forecasting the export volume of processed chicken. **Naresuan University Journal Science and Technology**, 25(2), 140-152. (in Thai).
- Riansut, W. (2019). Forecasting the export quantity of squid and products. **UTK Research Journal**, 13(2), 131-143. (in Thai).
- Riansut, W. (2020). Model for forecasting the quantity of frozen shrimp exports. **RMUTSB Academic Journal**, 8(1), 70-82. (in Thai).