

ตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแช่เย็นของประเทศไทย

วรางคณา เรียนสุทธิ^{1*}

¹สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ อำเภอป่าพะยอม จังหวัดพัทลุง 93210 ประเทศไทย

* ผู้นิพนธ์ประสานงาน อีเมล: warang27@gmail.com DOI: 10.14416/JASET.KMUTNB.2025.01.009

รับเมื่อ 7 พฤศจิกายน 2566 แก้ไขเมื่อ 31 ธันวาคม 2567 ตอรับเมื่อ 21 มกราคม 2568

บทคัดย่อ

การศึกษารังนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแช่เย็นของประเทศไทยด้วยวิธีการทางสถิติ โดยใช้ข้อมูลค่าเฉลี่ยรายเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 132 เดือน ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2563 จำนวน 120 เดือน สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ด้วยวิธีการทางสถิติทั้งหมด 7 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 12 เดือน นำมาใช้ในการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ร้อยละค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยและเกณฑ์รากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด คือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก

คำสำคัญ: พลา, การส่งออก, การพยากรณ์, บ็อกซ์-เจนกินส์, การทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลัง

Model for Forecasting the Value of Fresh or Chilled Fish Exports in Thailand

Warangkhan Riansut^{1*}

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

* Corresponding Author, E-mail: warang27@gmail.com DOI: 10.14416/JASET.KMUTNB.2025.01.009

Received 7 November 2023; Revised 31 December 2024; Accepted 21 January 2025

ABSTRACT

This study aims to construct the appropriate forecasting model for the export values of fresh or chilled fish in Thailand via statistical methods. The monthly average data gathered from the Office of Agricultural Economics website from January 2011 to December 2021, 132 months, were divided into 2 datasets. The first dataset, which consisted of 120 months from January 2011 to December 2020, was used for constructing the forecasting models via the use of 7 statistical methods, namely, 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 second dataset, which consisted of 12 months from January to December 2021, was used to compare the accuracy of the forecasting model via the lowest mean absolute percentage error and root mean square error. The results indicated the most accurate method was the damped trend exponential smoothing method.

KEYWORDS: Fish, Export, Forecast, Box-jenkins, Exponential smoothing

1. บทนำ

สถานการณ์การค้ำระหว่างประเทศภายใต้สถานการณ์การแพร่ระบาดของโรคติดเชื้อไวรัสโคโรนา -19 ในปี 2564 พบว่า ท่ามกลางวิกฤตการณ์แพร่ระบาดดังกล่าว แม้ว่าจะมีผลกระทบต่อเศรษฐกิจโลก แต่สถิติภาพรวมการส่งออกสินค้าเกษตรของไทยไปยังประเทศต่าง ๆ ทั่วโลก ในช่วง 11 เดือนของปี 2564 (มกราคม – พฤศจิกายน 2564) ยังคงแข็งแกร่ง โดยภาพรวมการค้าไทยกับทั่วโลก คิดเป็นมูลค่า 1,273,761 ล้านบาท เพิ่มขึ้นเมื่อเทียบกับช่วงเดียวกันของปี 2563 ที่มีมูลค่า 1,098,475 ล้านบาท หรือเพิ่มขึ้นร้อยละ 15.96 (Office of Agricultural Economics, 2022a) อย่างไรก็ตาม มูลค่าการส่งออกยังคงมีความผันผวนเนื่องจากความผันแปรตามฤดูกาล จึงนำมาสู่วัตถุประสงค์ของการศึกษารุ่นนี้ เพื่อสร้างตัวแบบสำหรับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นของประเทศไทยในอนาคตว่าเป็นอย่างไร ซึ่งจากการศึกษาที่ผ่านมา พบว่ามีการศึกษาพยากรณ์เกี่ยวกับมูลค่าการส่งออก เช่น Rodbang (2006) ได้ศึกษาการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาหมึกกระป๋องโดยวิธีอาร์มา (autoregressive integrated moving average: ARIMA) Keerativibool (2015) ได้ศึกษาการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของประเทศไทย และ Riansut (2020) ได้ศึกษาการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ แต่ยังไม่เคยมีการศึกษาการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นในประเทศไทย ดังนั้น การศึกษารุ่นนี้ ผู้วิจัยมีความสนใจที่จะสร้างตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นด้วยวิธีการทางสถิติ โดยผลการวิจัยที่ได้จะทำให้ทราบการเคลื่อนไหวแนวโน้ม และฤดูกาลของมูลค่าการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็น รวมทั้งนำตัวแบบพยากรณ์ที่ได้ไปพยากรณ์มูลค่าการส่งออกในอนาคต เพื่อเป็นแนวทางในการตัดสินใจวางแผนการผลิตและการส่งออกสำหรับกลุ่มผู้ผลิตและส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นให้มีประสิทธิภาพมากยิ่งขึ้น ทั้งยังนำข้อมูลไปเป็นแนวทางในการกำหนดนโยบายในการส่งเสริมการลงทุน และการตลาดของปลาสดหรือแช่เย็นของภาครัฐได้อีกด้วย

2. วัสดุและวิธีการ

2.1 การรวบรวมข้อมูล

รวบรวมข้อมูลมูลค่าการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นของประเทศไทย (บาท) โดยใช้ค่าเฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (Office of Agricultural Economics, 2022b) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 132 เดือน หลังจากนั้นแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2563 จำนวน 120 เดือน สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 12 เดือน สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ร้อยละ ค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (mean absolute percentage error: MAPE) และเกณฑ์รากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (root mean square error: RMSE) ที่ต่ำที่สุด

2.2 การตรวจสอบแนวโน้ม การตรวจสอบอิทธิพลของฤดูกาล และการสร้างตัวแบบพยากรณ์

ตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นชุดที่ 1 ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของครัสคัล-วอลลิส (Kruskal-Wallis's one-way analysis of variance by rank) โดยการตรวจสอบแนวโน้มจะเป็นการวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวจำแนกข้อมูลเป็นรายปี เพื่อพิจารณาว่าอนุกรมเวลาแต่ละปีมีค่ามัธยฐานแตกต่างกันหรือไม่ ถ้าพบความแตกต่างจะสรุปว่าอนุกรมเวลามีแนวโน้ม แต่ยังไม่สามารถสรุปได้ว่าเป็นแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลง ต้องพิจารณาเพิ่มเติมจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา ขณะที่การตรวจสอบอิทธิพลของฤดูกาลจะเป็นการวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวจำแนกข้อมูลเป็นรายเดือน (ข้อมูลหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้ว) เพื่อพิจารณาว่าอนุกรมเวลาแต่ละเดือนมีค่ามัธยฐานแตกต่างกันหรือไม่ ถ้าพบความแตกต่างจะสรุปว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล ถ้าผลการตรวจสอบพบว่า อนุกรมเวลามีเฉพาะแนวโน้ม วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบอาร์มา วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบผสม อนุกรมเวลามีเฉพาะอิทธิพลของฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม ได้แก่ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และอนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจน

ตารางที่ 1 ตัวแบบพยากรณ์

วิธีที่	วิธีพยากรณ์	ตัวแบบพยากรณ์	ลักษณะอนุกรมเวลา
1	บ็อกซ์-เจนกินส์	SARIMA(p, d, q)(P, D, Q) _s : $\hat{\phi}_p(B)\hat{\phi}_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D\hat{Y}_t = \hat{\delta} + \hat{\theta}_q(B)\hat{\theta}_q(B^s)\epsilon_t$	มีแนวโน้มและฤดูกาล
2	โฮลต์	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t(m)$ โดยที่ $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$	มีเพียงแนวโน้ม
3	บราวน์	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t\left[(m-1) + \frac{1}{\alpha}\right]$ โดยที่ $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)a_{t-1}$, $b_t = \alpha(a_t - a_{t-1}) + (1-\alpha)b_{t-1}$	มีเพียงแนวโน้ม
4	แดม	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t \sum_{i=1}^m \phi^i$ โดยที่ $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + \phi b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)\phi b_{t-1}$	มีเพียงแนวโน้ม
5	ฤดูกาลอย่างง่าย	$\hat{Y}_t = a_t + \hat{S}_t$ โดยที่ $a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)a_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$	มีเพียงฤดูกาล
6	วินเทอร์แบบบวก	$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m) + \hat{S}_t$ โดยที่ $a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$ $, b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$	มีแนวโน้มและฤดูกาล
7	วินเทอร์แบบคูณ	$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m)\hat{S}_t$ โดยที่ $a_t = \alpha \frac{Y_t}{\hat{S}_{t-s}} + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta \frac{Y_t}{a_t} + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$	มีแนวโน้มและฤดูกาล

กินส์ ที่มีตัวแบบซาร์มา (seasonal autoregressive integrated moving average: SARIMA) วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Box et al., 1994; Ket-iam, 2005; Manmin, 2006) จากผลการตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลในผลการวิจัยแสดงว่ามูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแช่เย็นมีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล อย่างไรก็ตาม การศึกษาครั้งนี้จะพิจารณาวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ทางสถิติที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาทุกรูปแบบ เพื่อให้ครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่ดีที่สุด (ตารางที่ 1) โดยพิจารณาค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ในการคัดเลือกวิธีที่จะนำมาพยากรณ์ และพิจารณาค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 2 ในการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ ซึ่งเกณฑ์ MAPE และ RMSE จะพิจารณาความแตกต่างระหว่างข้อมูลจริงและค่าพยากรณ์ ผู้วิจัยเชื่อว่าจะมีความน่าเชื่อถือมากกว่าการตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล เนื่องจากการตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลจะพิจารณาข้อมูลทั้งหมด โดยบางช่วงเวลาข้อมูลอาจมีแนวโน้มหรือมีอิทธิพล

ของฤดูกาล แต่เมื่อตรวจสอบข้อมูลทั้งหมดอาจตรวจไม่พบแนวโน้ม/อิทธิพลของฤดูกาลได้

ตารางที่ 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) โดยที่แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่ (stationary)

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

$\hat{\Phi}_p(B^s) = 1 - \hat{\phi}_1 B^s - \hat{\phi}_2 B^{2s} - \dots - \hat{\phi}_p B^{ps}$ แทนตัวดำเนินการถดถอยในตัวอันดับที่ 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 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ($n_1 = 120$)

s แทนจำนวนฤดูกาล ซึ่งอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแช่เย็นเป็นข้อมูลรายเดือน ดังนั้น $s = 12$

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

B แทนตัวดำเนินการถอยหลัง (backward operator) โดยที่

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 $0 < \delta < 1$

2.3 การตรวจสอบข้อสมมุติ

ตรวจสอบข้อสมมุติ (assumption) ของตัวแบบพยากรณ์ คือ อนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมิรโนฟ (Kolmogorov-Smirnov test: KS test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบรันส์ (runs test) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-test) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีเนียนใต้การใช้มัธยฐาน (Levene's test based on median) หากพบว่าข้อสมมุติข้อใดข้อหนึ่งไม่เป็นจริงจะสรุปว่าตัวแบบพยากรณ์ไม่เหมาะสม และไม่สมควรนำไปใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

2.4 การเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์

เปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ โดยการเปรียบเทียบมูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแช่เย็นของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 12 เดือน ($n_2 = 12$) กับค่าพยากรณ์ เพื่อคำนวณค่า MAPE และ RMSE โดยตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความแม่นยำมากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด สูตร MAPE และ RMSE แสดงดังนี้ (Ket-iam, 2005)

$$MAPE = \frac{100}{n_2} \sum_{i=1}^n \left| \frac{e_i}{Y_i} \right| \quad \text{และ} \quad RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^n e_i^2}$$

เมื่อ $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$ แทนค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t

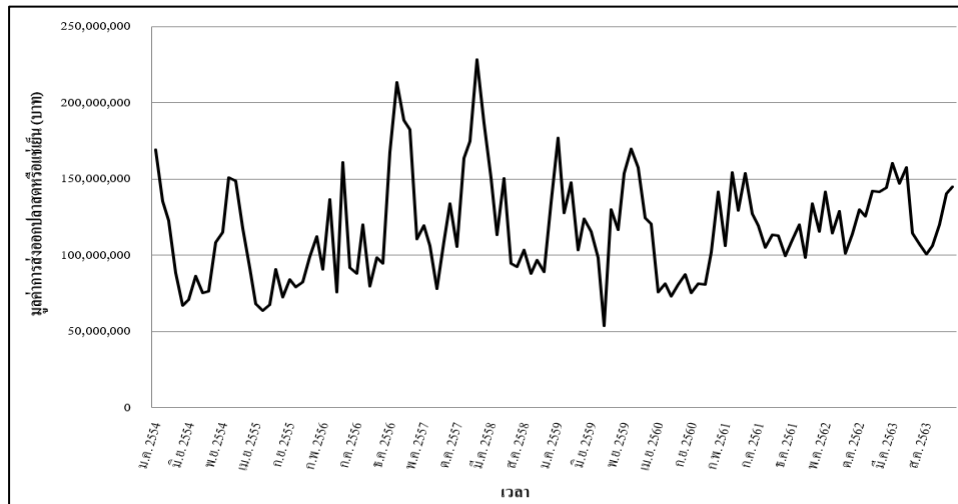
Y_i และ $\hat{Y}_i$ แทนอนุกรมเวลาและค่าพยากรณ์ ณ เวลา t ตามลำดับ

3. ผลลัพธ์

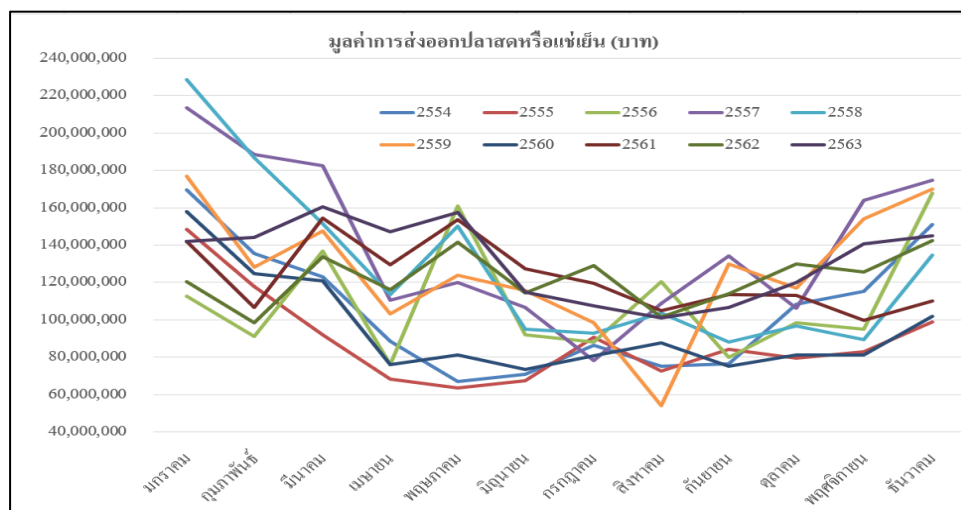
3.1 ผลการตรวจสอบข้อมูลและการสร้างตัวแบบพยากรณ์

ผลการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแช่เย็นชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2563 จำนวน 120 เดือน พบว่า มูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแช่เย็นมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเพียงเล็กน้อยและมีอิทธิพลของฤดูกาล (รูปที่ 1) โดยมูลค่าการส่งออกจะสูงในช่วงต้นและปลายปี ขณะที่กลางปีจะมีมูลค่าการส่งออกต่ำ (รูปที่ 2) ผลการทดสอบสมมุติฐานเพื่อตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล พบว่า มูลค่าการส่งออกมีค่ามัธยฐานในแต่ละปีแตกต่างกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ($t = 29.974$, $p\text{-value} = 0.0004$) นั่นคือ อนุกรมเวลามีแนวโน้ม และมูลค่าการส่งออกหลังจากกำจัดแนวโน้มมีค่ามัธยฐานในแต่ละเดือนแตกต่างกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ($t = 47.066$, $p\text{-value} < 0.0001$) นั่นคือ อนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล ซึ่งการศึกษาครั้งนี้ใช้วิธีการกำจัดแนวโน้มออกด้วยการหารเนื่องจากอนุกรมเวลามีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวไม่คงที่เมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป กล่าวคือ ในช่วงปี 2561 – 2563 มูลค่าการส่งออกมีการแกว่งตัวต่ำกว่าช่วงปี 2554 – 2560 (รูปที่ 1)

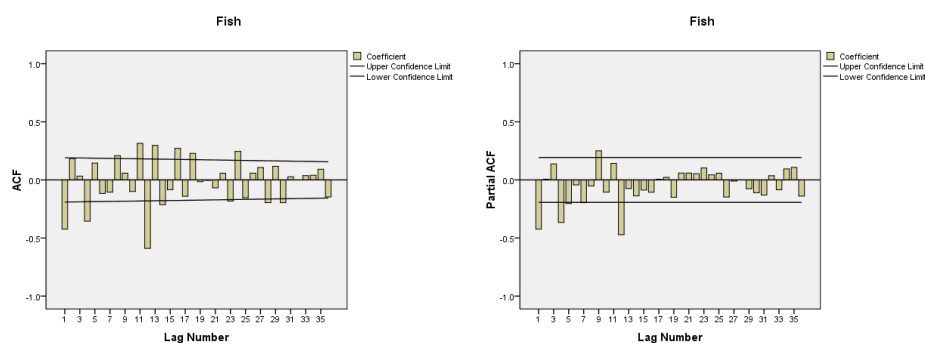
ผลการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแช่เย็นที่พบว่า อนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นวิธีการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสม คือ วิธีบีโอกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)s วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ อย่างไรก็ตาม เมื่อพิจารณาค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 พบว่า วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย ซึ่งเหมาะสมกับอนุกรมเวลามีเฉพาะอิทธิพลของฤดูกาล มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด (MAPE = 14.9950, RMSE = 20,897,637) (ตารางที่ 2) ดังนั้นการศึกษาครั้งนี้จะพิจารณาวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาทุกรูปแบบ เพื่อให้ครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่ดีที่สุด



รูปที่ 1 การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแชนตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2563



รูปที่ 2 การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแชนปี 2554 – 2563 เปรียบเทียบรายเดือน



รูปที่ 3 ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลด้วย $d = 1$ และ $D = 1$

ผลการตรวจสอบที่พบว่า อนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแชนมีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล จึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) เพื่อกำจัดแนวโน้ม และหาผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ($D = 1$) เพื่อกำจัดอิทธิพลของฤดูกาล แล้วสร้างกราฟฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (autocorrelation function: ACF) และกราฟฟังก์ชัน

สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (partial auto-correlation function: PACF) เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ พบว่า อนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูลมีลักษณะคงที่ (รูปที่ 3) จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น คือ ตัวแบบ SARIMA(2, 1, 2)(1, 1, 2)₁₂ ผลการคัดเลือกตัวแบบให้เหลือเฉพาะพารามิเตอร์ที่มี

ตารางที่ 2 MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1

วิธีพยากรณ์	MAPE	RMSE
บ็อกซ์-เจนกินส์	15.2154	23,848,983
โฮลต์	19.3544	28,141,401
บราวน์	21.4162	31,283,613
แดม	19.2017	28,001,718
ฤดูกาลอย่างง่าย	14.9950	20,897,637
วินเทอร์แบบบวก	15.0305	20,903,638
วินเทอร์แบบคูณ	15.7558	22,868,660

ตัวหนา หมายถึง ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด

ตารางที่ 3 ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์

วิธีที่	วิธีพยากรณ์	ตัวแบบพยากรณ์
1	บ็อกซ์-เจนกินส์	$\hat{Y}_t = 0.68697(Y_{t-1} - Y_{t-13}) + 0.31303(Y_{t-2} - Y_{t-14}) + Y_{t-12} - 0.83508e_{t-12}$ โดยที่ Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา $t-j$ และ e_{t-12} แทนค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา $t-12$
2	โฮลต์	$\hat{Y}_{t+m} = 143,166,070.72835 + 174,750.13313(m)$
3	บราวน์	$\hat{Y}_{t+m} = 135,218,956.63088 + 6,751,883.31270 \left[(m-1) + \frac{1}{0.46822} \right]$
4	แดม	$\hat{Y}_{t+m} = 141,418,959.50412 + 10,476,480.90980 \sum_{i=1}^m (0.30040)^i$
5	ฤดูกาลอย่างง่าย	$\hat{Y}_t = 127,471,782.79413 + \hat{S}_t$
6	วินเทอร์แบบบวก	$\hat{Y}_{t+m} = (128,586,498.69519 + 202,622.60464m) + \hat{S}_t$
7	วินเทอร์แบบคูณ	$\hat{Y}_{t+m} = (134,957,897.44357 + 197,504.98813m)\hat{S}_t$

โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2564 และ $\hat{S}_t$ แสดงดังตารางที่ 4

ตารางที่ 4 ดัชนีฤดูกาลจากวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

เดือน	$\hat{S}_t$ ของวิธีฤดูกาลอย่างง่าย	$\hat{S}_t$ ของวิธีวินเทอร์แบบบวก	$\hat{S}_t$ ของวิธีวินเทอร์แบบคูณ
มกราคม	44,011,308.07	45,125,728.07	1.37032
กุมภาพันธ์	15,027,549.62	15,939,662.85	1.13450
มีนาคม	23,110,371.19	23,819,879.89	1.20509
เมษายน	-14,257,743.82	-13,750,929.48	0.84064
พฤษภาคม	4,847,630.38	5,151,723.45	0.92019
มิถุนายน	-19,388,637.26	-19,287,272.99	0.73615
กรกฎาคม	-20,074,720.72	-20,176,087.22	0.74315
สิงหาคม	-24,217,559.92	-24,521,657.02	0.71556
กันยายน	-16,969,796.55	-17,476,622.97	0.79601
ตุลาคม	-12,078,879.02	-12,788,430.05	0.85666
พฤศจิกายน	-2,454,504.79	-3,366,762.35	0.92729
ธันวาคม	22,444,849.91	21,329,947.55	1.14687

ตัวหนา หมายถึง มูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแชนสูงกว่ช่วงเดือนอื่น ๆ

นัยสำคัญที่ระดับ 0.05 พบว่า ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมคือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 0)(0, 1, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อแทนค่าประมาณพารามิเตอร์จากโปรแกรม SPSS จะได้ตัวแบบพยากรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ (ตารางที่ 3) และค่าดัชนีฤดูกาล (ตารางที่ 4) ซึ่งสามารถอธิบายความหมายของค่าดัชนีฤดูกาลได้ดังนี้ จากวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายและวิธีการทำให้เรียบ

ด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก พบว่า มูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแชนจะสูงในช่วงเดือนมกราคมถึงมีนาคม พฤษภาคม และธันวาคม เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 0 และจากวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ พบว่า มูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแชนจะสูงในช่วงเดือนมกราคมถึงมีนาคม และธันวาคม เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 1

ตารางที่ 5 ผลการตรวจสอบข้อสมมุติของตัวแบบพยากรณ์

วิธีที่	วิธีพยากรณ์	KS test	p-value	Runs test	p-value	t-test	p-value	Levene statistic	p-value
1	บ็อกซ์-เจนกินส์	0.728	0.664	-0.485	0.628	0.275	0.784	0.714	0.723
2	โพลต์	0.548	0.925	0.733	0.463	-0.159	0.874	1.115	0.358
3	บราวน์	0.665	0.768	0.000	1.000	0.331	0.741	1.089	0.379
4	แดม	0.621	0.835	0.733	0.463	-0.052	0.959	1.194	0.302
5	ฤดูกาลอย่างง่าย	0.793	0.556	-1.283	0.199	0.035	0.972	1.272	0.252
6	วินเทอร์แบบบวก	0.788	0.564	-1.283	0.199	-0.101	0.920	1.272	0.252
7	วินเทอร์แบบคูณ	0.917	0.370	-3.117	0.002*	-0.129	0.898	1.272	0.252

* หมายถึง มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

ตารางที่ 6 ผลการเปรียบเทียบความแม่นยำในการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2

เวลา	มูลค่าการส่งออก	บ็อกซ์-เจนกินส์	โพลต์	บราวน์	แดม	ฤดูกาลอย่างง่าย	วินเทอร์แบบบวก
ม.ค. 2564	154,471,058	170,379,290	143,340,821	149,639,267	144,566,130	171,483,091	173,914,849
ก.พ. 2564	148,740,462	142,199,999	143,515,571	156,391,150	145,511,550	142,499,332	144,931,407
มี.ค. 2564	168,051,375	155,641,310	143,690,321	163,143,033	145,795,557	150,582,154	153,014,246
เม.ย. 2564	155,767,574	122,185,939	143,865,071	169,894,917	145,880,874	113,214,039	115,646,060
พ.ค. 2564	129,316,938	141,254,630	144,039,821	176,646,800	145,906,504	132,319,413	134,751,335
มิ.ย. 2564	159,799,646	115,071,716	144,214,572	183,398,683	145,914,203	108,083,146	110,514,961
ก.ค. 2564	146,347,024	113,995,525	144,389,322	190,150,567	145,916,516	107,397,062	109,828,770
ส.ค. 2564	178,131,457	107,014,566	144,564,072	196,902,450	145,917,211	103,254,223	105,685,823
ก.ย. 2564	142,926,431	115,393,026	144,738,822	203,654,333	145,917,419	110,501,986	112,933,479
ต.ค. 2564	147,824,776	121,107,983	144,913,572	210,406,216	145,917,482	115,392,904	117,824,295
พ.ย. 2564	153,973,629	129,809,917	145,088,322	217,158,100	145,917,501	125,017,278	127,448,585
ธ.ค. 2564	168,096,191	150,756,407	145,263,072	223,909,983	145,917,506	149,916,633	152,347,917
MAPE		17.1864	<u>8.0639</u>	22.5968	7.4899	19.2087	18.1996
RMSE		31,860,819	<u>16,043,254</u>	40,911,954	15,212,229	35,967,331	34,180,987

ตัวหนา หมายถึง ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด

ขีดเส้นใต้ หมายถึง ค่า MAPE และ RMSE ต่ำเป็นอันดับที่ 2

3.2 ผลการตรวจสอบข้อสมมุติ

ผลการตรวจสอบข้อสมมุติของตัวแบบพยากรณ์ พบว่า ตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างขึ้น 6 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโพลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก มีข้อสมมุติเป็นจริงทุกข้อที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 กล่าวคือ อนุกรมเวลาของค่าตลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ เคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา ขณะที่วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ มีการเคลื่อนไหวไม่เป็นอิสระกัน ($p\text{-value} = 0.002$) นั่นคือ ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณไม่เหมาะสมและไม่ควรนำไปใช้ในการพยากรณ์ (ตารางที่ 5) ดังนั้นการศึกษานี้จะไม่นำวิธีการ

ทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณไปเปรียบเทียบความแม่นยำในการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2

3.3 ผลการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์

เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างขึ้น (ตารางที่ 3) พยากรณ์มูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแช่เย็นชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2564 เพื่อเปรียบเทียบกับค่าจริงโดยการคำนวณค่า MAPE และ RMSE พบว่า วิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด คือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม ($\text{MAPE} = 7.4899$, $\text{RMSE} = 15,212,229$) รองลงมา คือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโพลต์ ($\text{MAPE} = 8.0639$, $\text{RMSE} = 16,043,254$) (ตารางที่ 6)

4. การอภิปราย

จากผลการตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกพลาสติกหรือแช่เย็นชุดที่ 1 ที่พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของ

ฤดูกาล ดังนั้นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมควรจะเป็น วิธี บ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ SARIMA วิธีการทำให้เรียบด้วย เลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วย เลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Ket-iam, 2005; Manmin, 2006) ขัดแย้งกับผลการศึกษารั้วนี้ที่พบว่า วิธีการทำให้ เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉกมีความเหมาะสม มากที่สุด เนื่องจากมีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด รองลงมา คือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ ซึ่ง ทั้ง 2 วิธีการพยากรณ์นี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มี เพียงแนวโน้มเท่านั้น ขณะที่กลุ่มของวิธีการพยากรณ์ที่ เหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของ ฤดูกาล เช่น วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ SARIMA และ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีค่า MAPE และ RMSE สูงกว่า (MAPE = 17.1864, RMSE = 31,860,819 และ MAPE = 18.1996, RMSE = 34,180,987 ตามลำดับ) (ตารางที่ 6) ดังนั้น การศึกษาเกี่ยวกับการพยากรณ์ทุกครั้งควรพิจารณาวิธีการ พยากรณ์ที่หลากหลาย เพื่อให้ครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่ เหมาะสม ผลการศึกษารั้วนี้ไม่สอดคล้องกับการศึกษาที่ ผ่านมา เช่น Rodbang (2006) พบว่า ตัวแบบที่เหมาะสม กับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาทุ่นำระบอง คือ ตัวแบบอาร์มา AR(1) AR(2) SAR(12) SMA(12) Keerativibool (2015) พบว่า ตัวแบบที่เหมาะสมกับการ พยากรณ์มูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของประเทศไทย คือ ตัวแบบจากวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์ แบบคูณ และ Riansut (2020) พบว่า ตัวแบบที่เหมาะสม กับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ คือ ตัวแบบจากวิธีการพยากรณ์รวมที่รวมค่าพยากรณ์ของ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของ วินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของ วินเทอร์แบบคูณ อาจเนื่องมาจากเป็นการศึกษาข้อมูลต่าง ประเภทกับการศึกษารั้วนี้

เมื่อใช้วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบ แฉกในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็น ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2565 พบว่า มูลค่า การส่งออกมีแนวโน้มคงที่ มีค่าพยากรณ์มูลค่าการส่งออก ปลาสดหรือแช่เย็นเป็นค่าเดียว เท่ากับ 145,917,509 บาท (รูปที่ 4) เนื่องจาก

$$\lim_{i \rightarrow \infty} \phi^i = \lim_{i \rightarrow \infty} (0.30040)^i = 0$$

จะได้

$$\lim_{m \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^m \phi^i = \lim_{m \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^m (0.30040)^i = 0.4293951$$

ดังนั้น เมื่อแทนค่านี้ในสมการพยากรณ์ของวิธีการทำให้เรียบ ด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก จึงได้ค่าพยากรณ์เป็น ค่าเดียว เท่ากับ

$$\hat{Y}_{t+m} = 141,418,959.50412 + 10,476,480.90980(0.4293951) = 145,917,509$$

อย่างไรก็ตาม การศึกษารั้วนี้ได้พิจารณาเพียงปัจจัย เวลาเท่านั้นในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ซึ่งมูลค่า การส่งออกปลาสดหรือแช่เย็นมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ และการเปลี่ยนแปลงอาจเกิดจากปัจจัยอื่น ๆ นอกเหนือจาก ปัจจัยเวลา ดังนั้นเมื่อมีปัจจัยที่มีผลกระทบต่อ การเปลี่ยนแปลงของมูลค่าการส่งออกหรือมีข้อมูลที่เป็นปัจจุบัน มากขึ้น ในการศึกษาครั้งต่อไป ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัว แบบเพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความแม่นยำมากขึ้น สำหรับ ใช้ในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาสดหรือแช่เย็น ในอนาคตต่อไป รวมถึงควรพิจารณาวิธีการพยากรณ์อื่น ๆ เช่น การพยากรณ์รวมที่เกิดจากการรวมวิธีการพยากรณ์ เดียวเข้าด้วยกันและหาค่าน้ำหนักถ่วงให้วิธีการพยากรณ์ เดียวแต่ละวิธี ซึ่งอาจทำให้ได้วิธีการพยากรณ์ใหม่ที่มีค่า คลาดเคลื่อนลดลงและมีความแม่นยำมากยิ่งขึ้น

5. บทสรุป

การศึกษารั้วนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัว แบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออก ปลาสดหรือแช่เย็นของประเทศไทยด้วยวิธีการทางสถิติ 7 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลัง ของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการ ทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการ ทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ผลการศึกษา พบว่า วิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด คือ วิธีการทำให้เรียบด้วย เลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก โดยมีตัวแบบพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = 141,418,959.50412 + 10,476,480.90980 \sum_{i=1}^m (0.30040)^i$$

เมื่อ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2564

เอกสารอ้างอิง

- Box, G. E. P., Jenkins, G. M. & Reinsel, G. C. (1994). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, 3rd ed., New Jersey: Prentice Hall.
- Keerativibool, W. (2015). Forecasting Model for the Export Values for Fresh Frozen Shrimp of Thailand. *KKU Science Journal*, 43(1), 148-162.
- Ket-iam, S. (2005). *Forecasting Technique*, 2nd ed., Songkhla: Thaksin University.
- Manmin, M. (2006). *Time Series and Forecasting*. Bangkok: Foreprinting.
- Office of Agricultural Economics. (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 February, 21, 2022, from <https://www.oae.go.th/view/1/รายละเอียดข่าว/ข่าว%20สศก./38149/TH-TH>.
- Office of Agricultural Economics. (2022b). *Export Statistics of Fresh or Chilled Fish, Excluding Fillets and Other Fillets, from 2011 to 2021*. Retrieved February, 19, 2022, from <https://impexpth.oae.go.th/>.
- Riansut, W. (2020). Forecasting Model for Export Value of Squid and Products. *RMUTSV Research Journal*, 12(3), 537-551.
- Rodbang, P. (2006). *Canned Tuna Export Value Forecasting by ARIMA Method* [Master's thesis]. Chiangmai University.