

การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ Forecasting the export quantity of squid and products

วารางคณา เรียนสุทธิ์
Warangkhan Riansut

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ วิทยาเขตพัทลุง
Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University, Phatthalung Campus
E-mail: warang27@gmail.com

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้คือ การสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลา ปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่ เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนพฤศจิกายน 2561 จำนวน 95 ค่า ข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือน มกราคม 2554 ถึงเดือนกันยายน 2561 จำนวน 93 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของ วินเทอร์แบบคูณ ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนตุลาคมถึงเดือนพฤศจิกายน 2561 จำนวน 2 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบ ความถูกต้องของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ ได้ศึกษา วิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด คือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (MAPE = 4.64, RMSE = 215,204)

คำสำคัญ: การพยากรณ์ ตัวแบบพยากรณ์ การส่งออก ปลาหมึกและผลิตภัณฑ์

ABSTRACT

The objective of this study was to construct and select the appropriate forecasting models for the export quantity of squid and products. The data gathered from the website of the Office of Agricultural Economics from January 2011 to November 2018 of 95 values were used and divided into 2 sets. The first set had 93 values from January 2011 to September 2018 for constructing the forecasting models by Box-Jenkins method, Winters' additive exponential smoothing method, and Winters' multiplicative exponential smoothing method. The second set had 2 values from October to November 2018 for comparing the accuracy of the forecasts via the criteria of the lowest mean absolute percentage error (MAPE) and root mean squared error (RMSE). Research findings indicated that for all forecasting methods that had been studied, the most accurate method was Box-Jenkins method (MAPE = 4.64, RMSE = 215,204).

Keywords: Forecast, Forecasting model, Export, Squid and products

1. บทนำ

อาหารทะเลนับเป็นอาหารประเภทหนึ่งที่สำคัญของมนุษย์และกลายเป็นแหล่งสำคัญทางเศรษฐกิจมากยิ่งขึ้น โดย 10 ประเทศที่มีการส่งออกผลิตภัณฑ์อาหารทะเลจำนวนมาก รวมทั้งปลา กุ้ง เปลือกหอย และอื่น ๆ ได้แก่ ประเทศจีน นอร์เวย์ เวียดนาม สหรัฐอเมริกา อินเดีย แคนาดา ชิลี สวีเดน เนเธอร์แลนด์ และอินโดนีเซีย ตามลำดับ [1] สำหรับประเทศไทยสามารถจับสัตว์น้ำทะเลได้เป็นจำนวนมากในแต่ละปีและมีการนำไปใช้เพื่อการบริโภคในรูปแบบต่าง ๆ กัน ทั้งการบริโภคสด และการนำเข้าสู่ภาคอุตสาหกรรมการผลิตประเภทต่าง ๆ เช่น อาหารทะเลแช่เย็นแช่แข็ง อาหารทะเลกระป๋อง ทำเค็มและตากแห้ง เป็นต้น [2] โดยปลาหมึกเป็นสัตว์น้ำประเภทหนึ่งที่มีความสำคัญทางเศรษฐกิจของประเทศไทยรองลงมาจากกุ้ง ซึ่งกองควบคุมการค้าสัตว์น้ำและปัจจัยการผลิต กรมประมง ได้รายงานว่าการผลิตสัตว์น้ำจำพวกปลาหมึกในรูปแบบต่าง ๆ ที่บริโภคภายในประเทศและถูกส่งออกไปยังตลาดต่างประเทศมีปริมาณและมูลค่าเพิ่มขึ้นมาก สำหรับการส่งออกปลาหมึกผ่านทางด่านตรวจสัตว์น้ำท่าอากาศยานสุวรรณภูมิในปี 2560 ส่วนใหญ่เป็นปลาหมึกสดแช่เย็น โดยส่งออกไปยังประเทศเกาหลีใต้ คิดเป็นร้อยละ 97 ของปริมาณการส่งออกปลาหมึกทั้งปี [3] อย่างไรก็ตาม จากการศึกษาปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์เฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรย้อนหลังตั้งแต่ปี 2554 ถึงปัจจุบันกลับพบว่า ปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์มีแนวโน้มลดลงและมีความผันผวนสูง โดยเฉพาะตั้งแต่ปี 2558 ถึงปี 2561 ปริมาณการส่งออกลดลงเมื่อเทียบกับปีก่อนคิดเป็นร้อยละ 11.97, 13.33, 12.57 และ 6.61

ตามลำดับ [4] อุตสาหกรรมการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์จะยังคงมีปริมาณการส่งออกลดลงและมีความผันผวนสูงเช่นนี้ตลอดไปหรือไม่ การพยากรณ์ทางสถิติเป็นเครื่องมือหนึ่งที่ช่วยตอบคำถามนี้ได้ด้วยเหตุผลดังกล่าว ผู้วิจัยจึงเริ่มสืบค้นงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ พบว่า สุภาภรณ์ กอสูงเนิน [2] ได้ศึกษาการส่งออกปลาหมึกแห้งไปยังสาธารณรัฐประชาธิปไตยประชาชนลาว โดยการศึกษาครั้งนี้ไม่ได้ใช้วิธีการพยากรณ์ทางสถิติในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ แต่เป็นเพียงการเก็บรวบรวมข้อมูลเชิงคุณภาพเท่านั้น ดังนั้นผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะศึกษาการสร้างตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ด้วยวิธีการทางสถิติ ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' additive exponential smoothing method) และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' multiplicative exponential smoothing method) เนื่องจากได้พิจารณาจากลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลชุดที่ 1 แล้วพบว่า วิธีการเหล่านี้เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีการพยากรณ์อื่น ๆ เช่น วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ (Holt's exponential smoothing method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ (Brown's exponential smoothing method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม (Damped trend exponential smoothing method) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย (Simple seasonal exponential smoothing method) และวิธีการ

พยากรณ์รวม (Combined forecasting method) เป็นต้น หลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์แล้ว ผู้วิจัยจะคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีประสิทธิภาพสูงสุด 1 ตัวแบบ ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean absolute percentage error, MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root mean squared error, RMSE) ที่ต่ำที่สุด

ด้วยเหตุผลของความผันผวนในปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ดังกล่าว จึงเป็นประเด็นที่น่าสนใจที่ควรมีการศึกษาถึงปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ในอนาคต เพื่อที่จะหาแนวทางในการเพิ่มศักยภาพและขีดความสามารถของผู้ประกอบการการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ของประเทศไทยให้สามารถแข่งขันกับประเทศอื่น ๆ ได้มากยิ่งขึ้น รวมถึงเป็นแนวทางให้รัฐบาลสามารถออกนโยบายในการสนับสนุนการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ได้อย่างเหมาะสม ซึ่งจะนำรายได้มาสู่ประเทศไทยมากยิ่งขึ้น และทำให้เกิดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศต่อไป

2. วัสดุ อุปกรณ์ และวิธีการทดลอง

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยโปรแกรม SPSS โดยใช้ข้อมูลปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ (กิโลกรัม) จากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร [4] ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนพฤศจิกายน 2561 จำนวน 95 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนกันยายน 2561 จำนวน 93 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลข

ชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ข้อมูลชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนตุลาคมถึงเดือนพฤศจิกายน 2561 จำนวน 2 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด โดยสาเหตุที่ผู้วิจัยแบ่งข้อมูลชุดที่ 2 ไว้เพียง 2 ค่า เนื่องจากในการทดลองวิเคราะห์ข้อมูลครั้งแรกได้เก็บข้อมูลชุดที่ 2 ไว้จำนวน 11 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤศจิกายน 2561 พบว่า ตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากข้อมูลชุดที่ 1 จำนวน 84 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2560 มีประสิทธิภาพในการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 ไม่ดีเท่าที่ควร โดยมีค่า MAPE ของข้อมูลชุดที่ 2 สูงถึง ร้อยละ 32.61 และมีค่า RMSE ของข้อมูลชุดที่ 2 สูงถึง 1,301,629 กิโลกรัม

การตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์มีส่วนประกอบของแนวโน้มหรือไม่ ดำเนินการดังนี้

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

2. ตรวจสอบความเท่ากันของความแปรปรวนโดยใช้การทดสอบของเลวินภายใต้การใช้มัธยฐาน (Levene's test based on median)

3. เลือกใช้สถิติสำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาในแต่ละปี โดยถ้าอนุกรมเวลาในแต่ละปีมีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนเท่ากัน จะใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ (Parametric statistics) ซึ่งคือการวิเคราะห์ความแปรปรวน (Analysis of variance, ANOVA) แต่ถ้าอนุกรมเวลาในแต่ละปีไม่มีการแจกแจงปกติหรือมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน

จะใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric statistics) ซึ่งก็คือ การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของครัสคาล-วอลลิส (Kruskal-Wallis's one-way analysis of variance by rank) ถ้าผลการทดสอบค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาในแต่ละปีมีนัยสำคัญ หมายความว่า ในแต่ละปีอนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยแตกต่างกัน นั่นคือ อนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้ม

การตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์มีความผันแปรตามฤดูกาลหรือไม่ ดำเนินการดังนี้

1. พิจารณาว่าอนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้มหรือไม่ ถ้ามีต้องกำจัดแนวโน้มออกก่อนที่จะทดสอบค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือน ซึ่งวิธีการกำจัดแนวโน้มมี 2 วิธี คือ ถ้าพิจารณาที่กราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาแล้วพบว่าอนุกรมเวลามีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวที่ค่อนข้างคงที่เมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป กล่าวได้ว่าอนุกรมเวลามีความเหมาะสมกับตัวแบบบวก ควรกำจัดแนวโน้มออกด้วยการลบ แต่ถ้าอนุกรมเวลา มีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวที่เพิ่มขึ้นหรือลดลงเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป กล่าวได้ว่า อนุกรมเวลา มีความเหมาะสมกับตัวแบบคูณ ควรกำจัดแนวโน้มออกด้วยการหาร

2. ตรวจสอบข้อสมมุติ คือ อนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้วมีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนเท่ากันหรือไม่ เช่นเดียวกับข้อ 1 และ 2 ของการตรวจสอบแนวโน้ม

3. เลือกใช้สถิติทดสอบเช่นเดียวกับข้อ 3 ของการตรวจสอบแนวโน้ม โดยถ้าผลการทดสอบค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้ม

ออกแล้วมีนัยสำคัญ หมายความว่า ในแต่ละเดือนอนุกรมเวลาที่ไม่มีความโน้มมีค่าเฉลี่ยแตกต่างกัน นั่นคือ อนุกรมเวลามีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล

สัญลักษณ์ที่ใช้สำหรับวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ในหัวข้อที่ 2.1 – 2.3 แสดงดังนี้

Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา

$\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t + m$ 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_1 เมื่อ n_1 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

2.1 การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล มีตัวแบบในรูปทั่วไป (General model) คือ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s แสดงดังนี้ [5]

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

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

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ p กรณีไม่มีฤดูกาล (Non-seasonal autoregressive operator of order p , AR(p))

$\Phi_p(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps}$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ P กรณีมีฤดูกาล (Seasonal autoregressive operator of order P , SAR(P))

$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่ในตัวอันดับที่ q กรณีไม่มีฤดูกาล (Non-seasonal moving average operator of order q , MA(q))

$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_Q B^{Qs}$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่ในตัวอันดับที่ Q กรณีมีฤดูกาล (Seasonal moving average operator of order Q , SMA(Q))

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

2.2 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีส่วนประกอบของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรงและมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยที่อัตราส่วนของ

ความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าคงที่ กล่าวคือ อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ [6]

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

เมื่อ $a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$,

$$b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1},$$

$$\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$$

2.3 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีส่วนประกอบของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรงและมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยที่อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ [6]

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

เมื่อ $a_t = \alpha \frac{Y_t}{\hat{S}_{t-s}} + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$,

$$b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1},$$

$$\hat{S}_t = \delta \frac{Y_t}{a_t} + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$$

2.4 การเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ โดยการเปรียบเทียบค่าจริงของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือน

ตุลาคมถึงเดือนพฤศจิกายน 2561 กับค่าพยากรณ์ จากวิธีการพยากรณ์ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ จากนั้นนำค่าความแตกต่างระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์มาคำนวณค่า MAPE และ RMSE ซึ่งวิธีการพยากรณ์ที่มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด จัดเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด จึงมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เกณฑ์ MAPE และ RMSE แสดงดังนี้ [6]

$$MAPE = \frac{100}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \quad \text{และ} \quad RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} e_t^2} \quad (4)$$

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

Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

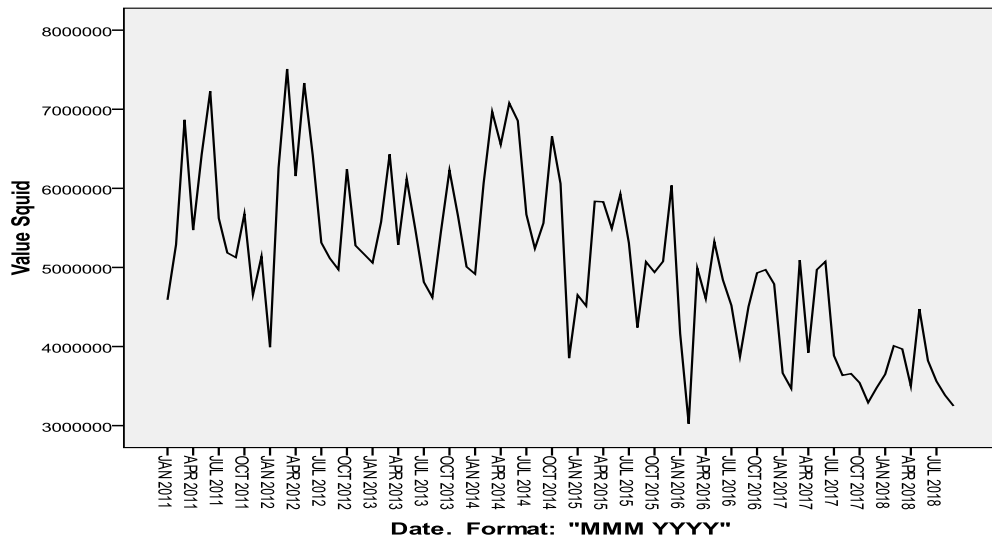
3. ผลการทดลองและอภิปรายผล

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ซึ่งคือ ปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนกันยายน 2561 จำนวน 93 ค่า ดังภาพที่ 1

พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้มเพิ่มขึ้นเล็กน้อยในช่วงเดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2557 หลังจากนั้นพบว่า อนุกรมเวลามีแนวโน้มลดลงอย่างชัดเจน อีกทั้งอนุกรมเวลาชุดนี้ยังมีความผันแปรตามฤดูกาลรวมอยู่ด้วย นอกเหนือจากการพิจารณากราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาแล้ว ผู้วิจัยยังได้ตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาลจริงหรือไม่ ดังนี้

ปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ในแต่ละปีไม่มีการแจกแจงปกติ แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงตรวจสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละปี โดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ พบว่า ปริมาณการส่งออกในแต่ละปีมีค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Kruskal-Wallis: $\chi^2 = 51.636$, $p\text{-value} < 0.0001$) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม

ปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ในแต่ละเดือนเมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการหารมี การแจกแจงปกติและความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงตรวจสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละเดือน โดยใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ พบว่า ปริมาณการส่งออกในแต่ละเดือนเมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการหารมีค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (ANOVA: $F = 5.813$, $p\text{-value} < 0.0001$) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล



ภาพที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนกันยายน 2561

3.1 ผลการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

เนื่องจากอนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล ผู้วิจัยจึงกำจัดแนวโน้มออกโดยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) และกำจัดความผันแปรตามฤดูกาลออกโดยการหาผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ($D = 1$) ได้กราฟ Autocorrelation function (ACF) และ Partial autocorrelation function (PACF) หลังจากการแปลงข้อมูลแสดงดังภาพที่ 2 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น คือ ตัวแบบ SARIMA (3, 1, 2) (1, 1, 1)₁₂ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 มีค่า BIC ต่ำที่สุด (BIC = 27.184) และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 16.718, p-value = 0.272) คือ ตัวแบบ SARIMA(2, 1, 1)(1, 1, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของ

ความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.984, p-value = 0.287) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs test: Z = 0.225, p-value = 0.822) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = 0.007$, p-value = 0.994) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 2.145, p-value = 0.028) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(2, 1, 1)(1, 1, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$\begin{aligned} & (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - \Phi_1 B^{12})(1 - B)(1 - B^{12})Y_t \\ & = (1 - \theta_1 B)\varepsilon_t \\ & (1 - \Phi_1 B^{12} - \phi_1 B + \phi_1 \Phi_1 B^{13} - \phi_2 B^2 + \phi_2 \Phi_1 B^{14}) \\ & \times (1 - B^{12} - B + B^{13})Y_t \\ & = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & (1 - B^{12} - B + B^{13} - \Phi_1 B^{12} + \Phi_1 B^{24} + \Phi_1 B^{13} - \Phi_1 B^{25} \\
 & - \Phi_1 B + \Phi_1 B^{13} + \Phi_1 B^2 - \Phi_1 B^{14} \\
 & + \Phi_1 \Phi_1 B^{13} - \Phi_1 \Phi_1 B^{25} - \Phi_1 \Phi_1 B^{14} + \Phi_1 \Phi_1 B^{26} \\
 & - \Phi_2 B^2 + \Phi_2 B^{14} + \Phi_2 B^3 - \Phi_2 B^{15} \\
 & + \Phi_2 \Phi_1 B^{14} - \Phi_2 \Phi_1 B^{26} - \Phi_2 \Phi_1 B^{15} + \Phi_2 \Phi_1 B^{27}) Y_t \\
 & = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \\
 Y_t & = (1 + \Phi_1) Y_{t-1} - (\Phi_1 - \Phi_2) Y_{t-2} - \Phi_2 Y_{t-3} \\
 & + (1 + \Phi_1) Y_{t-12} - (1 + \Phi_1)(1 + \Phi_1) Y_{t-13} \\
 & + (\Phi_1 - \Phi_2)(1 + \Phi_1) Y_{t-14} + \Phi_2 (1 + \Phi_1) Y_{t-15} \\
 & - \Phi_1 Y_{t-24} + (1 + \Phi_1) \Phi_1 Y_{t-25} \\
 & - (\Phi_1 - \Phi_2) \Phi_1 Y_{t-26} - \Phi_2 \Phi_1 Y_{t-27} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}
 \end{aligned}$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

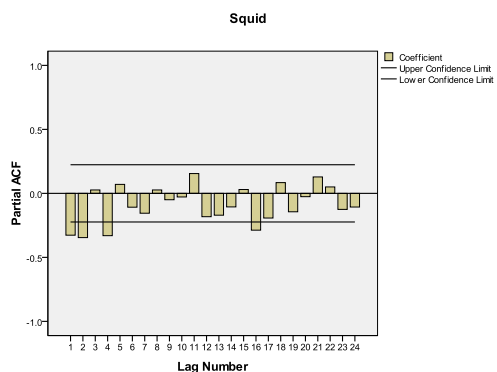
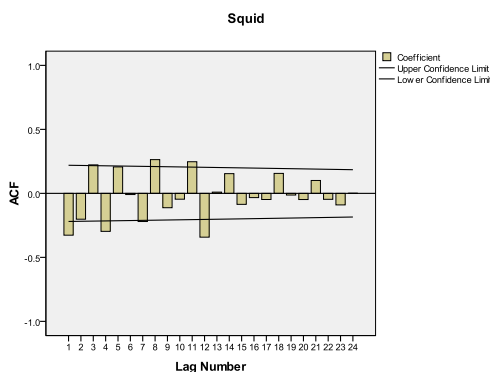
$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_t & = 0.06654 Y_{t-1} + 0.45543 Y_{t-2} + 0.47803 Y_{t-3} \\
 & + 0.647 Y_{t-12} - 0.04305 Y_{t-13} \\
 & - 0.29466 Y_{t-14} - 0.30929 Y_{t-15} \\
 & + 0.353 Y_{t-24} - 0.02349 Y_{t-25} \\
 & - 0.16077 Y_{t-26} - 0.16874 Y_{t-27} \\
 & + 0.58932 e_{t-1}
 \end{aligned} \quad (5)$$

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

Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา $t-j$

e_{t-j} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์

ณ เวลา $t-j$



ภาพที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1

3.2 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 26.568 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 20.280, p-value = 0.161) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจาก

การพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.690, p-value = 0.727) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs test: Z = -0.937, p-value = 0.349) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.135, p-value = 0.893) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 1.784,

p-value = 0.074) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (3,601,684.78404 - 25,382.07623m) + \hat{S}_t \quad (6)$$

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

$\hat{S}_t$ แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 1 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ของเดือนมีนาคมถึงเดือนมิถุนายน และเดือนตุลาคมของทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนอื่น ๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 0

ตารางที่ 1 ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

เดือน	ดัชนี ฤดูกาล	เดือน	ดัชนี ฤดูกาล
ม.ค.	-851,223	ก.ค.	-198,123
ก.พ.	-386,391	ส.ค.	-598,025
มี.ค.	821,344	ก.ย.	-285,239
เม.ย.	54,215	ต.ค.	348,383
พ.ค.	816,657	พ.ย.	-89,044
มิ.ย.	645,889	ธ.ค.	-278,411

3.3 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณพบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 26.580 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 20.625, p-value = 0.149) เมื่อตรวจสอบ

คุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.593, p-value = 0.873) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs test: Z = -0.520, p-value = 0.603) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -0.067$, p-value = 0.946) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 1.984, p-value = 0.044) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (3,573,819.15467 - 24,886.28799m)\hat{S}_t \quad (7)$$

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

$\hat{S}_t$ แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ของเดือนมีนาคมถึงเดือนมิถุนายน และเดือนตุลาคมของทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนอื่น ๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 1

ตารางที่ 2 ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

เดือน	ดัชนี ฤดูกาล	เดือน	ดัชนี ฤดูกาล
ม.ค.	0.82067	ก.ค.	0.96400
ก.พ.	0.92776	ส.ค.	0.88691
มี.ค.	1.16841	ก.ย.	0.94229
เม.ย.	1.01273	ต.ค.	1.06003
พ.ค.	1.16783	พ.ย.	0.95155
มิ.ย.	1.13810	ธ.ค.	0.91386

3.4 ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ในสมการที่ (5) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ในสมการที่ (6) และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ในสมการที่ (7) ได้ค่าพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลาชุดที่ 2 ซึ่งคือ ปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ ตั้งแต่เดือนตุลาคมถึงเดือนพฤศจิกายน 2561 แสดงดังตารางที่ 3 ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์ พบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด เนื่องจากมีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด หรือให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด โดยวิธีการพยากรณ์นี้มีความผิดพลาดจากการพยากรณ์เพียงร้อยละ 4.64 (MAPE = 4.64) หรือมีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ 215,204 กิโลกรัม (RMSE = 215,204) ซึ่งทั้ง 2 เกณฑ์ที่ใช้ในการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ให้ผลเป็นไปในทิศทางเดียวกัน จึงทำให้มั่นใจได้มากยิ่งขึ้นว่าวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด สำหรับผลการศึกษารั้งนี้ที่พบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด อาจเนื่องมาจาก

วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์สูง เพราะมีการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยใช้ทั้งข้อมูลและค่าคลาดเคลื่อนในอดีต ซึ่งมีหลายงานวิจัยที่ยืนยันผลว่าวิธีการนี้เป็นวิธีที่มีความเหมาะสม เช่น การศึกษาของวรารังคนากิรติวิบูลย์ [7] ได้ศึกษาการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแตรม ผลการศึกษาพบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ มีความถูกต้องในการพยากรณ์มากที่สุด การศึกษาของตุนสุรณ ณะปะละ, ธันวาท เจริญศิริ และชนาธิป โสภณพิมล [8] ได้ศึกษาการพยากรณ์ราคาสับปะรดที่ส่งเข้าโรงงานด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ผลการศึกษาพบว่าตัวแบบพยากรณ์ที่มีความถูกต้องในการพยากรณ์มากที่สุด คือ ตัวแบบ SARIMA (0, 1, 1) (0, 1, 1)₁₂ และการศึกษาของวรารังคนา เรียนสุทธิ์ และน้ำอ้อย นิสัน [9] ได้ศึกษาการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ผลการศึกษาพบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์มีความถูกต้องในการพยากรณ์มากที่สุด

ตารางที่ 3 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ (กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนตุลาคมถึงเดือนพฤศจิกายน 2561 ค่า MAPE และ RMSE ของวิธีการพยากรณ์ที่ศึกษา

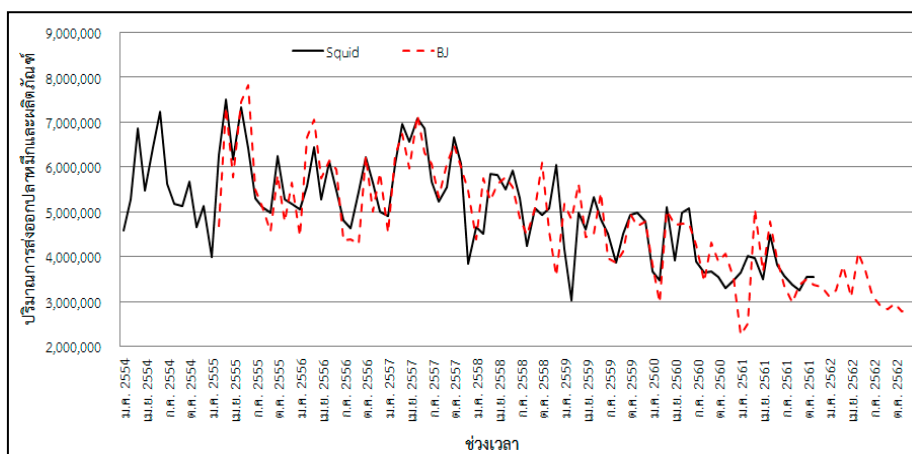
ช่วงเวลา	ปริมาณการส่งออก	ปริมาณการส่งออก จากการพยากรณ์โดยวิธี		
		บ็อกซ์-เจนกินส์	วินเทอร์แบบบวก	วินเทอร์แบบคูณ
ต.ค. 2561	3,537,156	3,500,058	3,924,686	3,761,979
พ.ย. 2561	3,668,723	3,366,648	3,461,876	3,353,308
MAPE		4.64	8.30	7.48
RMSE		215,204	310,616	273,890

เมื่อใช้วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ในการพยากรณ์ ปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ ตั้งแต่ เดือนธันวาคม 2561 ถึงเดือนธันวาคม 2562 ได้ผล แสดงดังตารางที่ 4 และภาพที่ 3 ซึ่งพบว่า ปริมาณ การส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ยังคงมีแนวโน้ม ลดลง อย่างไรก็ตาม การเปลี่ยนแปลงของปริมาณ การส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์อาจเกิดจากหลาย สาเหตุ เช่น สถานการณ์การผลิต สถานการณ์ตลาด ปริมาณความต้องการบริโภคภายในและต่างประเทศ สถานะเศรษฐกิจ การนำเข้าและส่งออกระหว่าง ประเทศ หรือปัจจัยอื่นๆ ที่เกี่ยวข้อง ดังนั้นจึงควร

พิจารณาตัวแปรเหล่านี้เพื่อใช้ในการสร้างตัวแบบ พยากรณ์ให้มีประสิทธิภาพมากยิ่งขึ้น โดยการสร้าง เป็นตัวแบบถดถอย (Regression model) ซึ่งผู้อ่าน สามารถศึกษาวิธีการสร้างตัวแบบลักษณะนี้ได้จาก Montgomery, Peck และ Vining [10] อีกทั้งเมื่อมี ปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ที่เป็น ปัจจุบันมากยิ่งขึ้นหรือปริมาณการส่งออกมีความผัน พ่วนเพิ่มขึ้น ผู้วิจัยควรนำข้อมูลมาปรับปรุงตัวแบบ เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับ การพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

ตารางที่ 4 ค่าพยากรณ์ของปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ (กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนธันวาคม 2561 ถึง เดือนธันวาคม 2562 โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
ธ.ค. 2561	3,326,869	พ.ค. 2562	4,083,162	ต.ค. 2562	2,954,628
ม.ค. 2562	3,124,350	มิ.ย. 2562	3,702,523	พ.ย. 2562	2,778,520
ก.พ. 2562	3,255,654	ก.ค. 2562	3,117,912	ธ.ค. 2562	2,820,509
มี.ค. 2562	3,792,140	ส.ค. 2562	2,909,699		
เม.ย. 2562	3,100,761	ก.ย. 2562	2,833,075		



ภาพที่ 3 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์กับค่าพยากรณ์จาก วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

4. สรุปผลการทดลอง

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลา ปริมาณการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนพฤศจิกายน 2561 จำนวน 95 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนกันยายน 2561 จำนวน 93 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ชุดที่ 2 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนตุลาคมถึงเดือนพฤศจิกายน 2561 จำนวน 2 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อน กำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด

5. อ้างอิง

- [1] Shanghai Yangqi อุตสาหกรรมการค้าและการค้า Corp. 10 ประเทศที่มีชื่อเสียงในการส่งออกอาหารทะเล. [Internet]. Shanghai Yangqi Industry & Trade Corp ;2559 [เข้าถึงเมื่อ 4 มกราคม 2562]. จาก <http://th.fishroe.net/news/10-famous-seafood-exportingcountries-11005161.html>
- [2] สุภาภรณ์ กอสูงเนิน. การส่งออกปลาหมึกแห้งไปยังสาธารณรัฐประชาธิปไตยประชาชนลาว. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท. มหาวิทยาลัยบูรพา; 2558.
- [3] การวิเคราะห์เส้นทางการส่งออกปลาหมึกสดแช่เย็นไปยังประเทศเกาหลีใต้. [Internet]. กรุงเทพมหานคร : กองควบคุมการค้าสัตว์น้ำและปัจจัยการผลิต กรมประมง. ม.ป.ป. [เข้าถึงเมื่อ 4 มกราคม 2562]. จาก : https://www4.fisheries.go.th/local/file_document/20180226115600_1_file.pdf
- [4] สถิติการส่งออกปลาหมึกและผลิตภัณฑ์ (รวม) ตั้งแต่ปี 2554 ถึง 2561. [Internet]. สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร : กรุงเทพมหานคร ; 2561. [เข้าถึงเมื่อ 4 มกราคม 2562]. จาก : http://impexp.oae.go.th/service/export.php?S_YEAR=2554&E_YEAR=2561&PRODUCT_ID=&wf_search=&WF_SEARCH=Y
- [5] Box GEP, Jenkins GM, Reinsel GC. Time Series Analysis: Forecasting and Control. 3rd ed. New Jersey: Prentice Hall; 1994.
- [6] สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. เทคนิคการพยากรณ์. พิมพ์ครั้งที่ 2. สงขลา: มหาวิทยาลัยทักษิณ; 2548.
- [7] วรางคณา กิรติวิบูลย์. การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมพาวด์. ว.วิทยาศาสตร์ มศว. 2557; 30(2): 41-56.
- [8] ดนุสรณ์ ธนะปาละ, ธันวาท เจริญศิริ, ชนาธิป โสภณพิมล. การพยากรณ์ราคาสับปะรดที่ส่งเข้าโรงงานด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์. ว.วิทยาศาสตร์บูรพา 2559; 21(1):110-118.

- [9] วรางคณา เรียนสุทธิ์, น้ำอ้อย นิสัน.
การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกไก่แปรรูป.
ว.มหาวิทยาลัยนเรศวร: วิทยาศาสตร์และ
เทคโนโลยี 2560; 25(2):140-152.
- [10] Montgomery DC, Peck EA, Vining GG.
Introduction to Linear Regression
Analysis. 4th ed. New York: John Wiley
and Sons; 2006.