



การพยากรณ์มูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติ

Forecasting the Value of Natural Rubber Exports

วารางคณา เวียนสุทธิ

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ อำเภอป่าพะยอม จังหวัดพัทลุง 93210

E-mail: warang27@gmail.com

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษานี้คือการสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติ โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2561 จำนวน 96 ค่า ข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 84 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2561 จำนวน 12 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด คือ วิธีการพยากรณ์รวม

คำสำคัญ: ยางพารา ยางธรรมชาติ มูลค่าการส่งออก ตัวแบบพยากรณ์

Abstract

The objective of this study was to construct the appropriate forecasting model for the value of natural rubber exports. The data gathered from the website of the Office of Agricultural Economics from January 2011 to December 2018 of 96 values were used and divided into 2 sets. The first set had 84 values from January 2011 to December 2017 for constructing the forecasting models by Box-Jenkins method, Holt's exponential

Received: February 02, 2019

Revised: May 28, 2019

Accepted: May 30, 2019

smoothing method, damped trend exponential smoothing method, and combined forecasting method. The second set had 12 values from January to December 2018 for comparing the accuracy of the forecasts via the criterion of the lowest mean absolute percentage error. Research findings indicated that for all forecasting methods that had been studied, the most accurate method was combined forecasting method.

Keywords: Rubber, Natural rubber, Export value, Forecasting model

1. บทนำ

ยางพาราเป็นพืชเศรษฐกิจที่สำคัญของประเทศไทย เนื่องจากผลผลิตจากต้นยางพาราสามารถนำมาแปรรูปเป็นปัจจัยการผลิตในอุตสาหกรรมที่สำคัญ นอกจากนี้ยังสามารถสร้างรายได้ให้กับประเทศ สร้างอาชีพให้กับประชาชน ทำให้ประชาชนมีรายได้เลี้ยงตนเอง โดยพื้นที่ที่นิยมปลูกยางพารามากที่สุดของประเทศไทย คือภาคใต้ เนื่องจากลักษณะภูมิประเทศและภูมิอากาศเอื้ออำนวยต่อการเจริญเติบโตของยางพารา จึงส่งผลดีต่อปริมาณและคุณภาพของน้ำยางที่กรีดยังได้ ทำให้ผลผลิตที่ส่งออกเป็นที่ยอมรับว่ามีคุณภาพดี ได้มาตรฐาน และเป็นที่ต้องการของตลาดโลก [1]

ยางธรรมชาติส่วนมากเป็นยางที่ได้จากต้นพืชในสกุล *Hevea brasiliensis* ซึ่งมีต้นกำเนิดจากกลุ่มน้ำเมซอนในทวีปอเมริกาใต้ น้ำยางสดที่กรีดยังได้จากต้นยางมีลักษณะสีขาวขุ่นและมีเนื้อยางแห้ง (Dry rubber) ประมาณ 30% แขนงลอยอยู่ในน้ำ ถ้านำน้ำยางที่ได้นี้ไปผ่านกระบวนการปั่นเหวี่ยง (Centrifuge) จนกระทั่งได้น้ำยางที่มีปริมาณยางแห้งเพิ่มขึ้นเป็น 60% เรียกว่า น้ำยางข้น (Concentrated latex) แต่เมื่อนำน้ำยางสดที่กรีดยังได้มาเติมกรดเพื่อให้อนุภาคน้ำยางจับตัวกันเป็นของแข็งแยกตัวจากน้ำ จากนั้นก็รีดยางให้เป็นแผ่นด้วยเครื่องรีด (Two-roll mill) และนำไปตากแดดเพื่อไล่ความชื้น

ก่อนจะนำไปอบรมควันที่อุณหภูมิประมาณ 60 – 70°C เป็นเวลา 3 วัน จะได้ยางแผ่นรมควัน [2]

จากการศึกษามูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติเฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรย้อนหลังตั้งแต่ปี 2554 ถึง 2561 พบว่า มูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติมีแนวโน้มลดลงอย่างรวดเร็ว [3] อุตสาหกรรมการส่งออกยางธรรมชาติจะยังคงมีมูลค่าการส่งออกลดลงเช่นนี้ตลอดไปหรือไม่ การพยากรณ์ทางสถิตินับเป็นเครื่องมือหนึ่งที่ช่วยตอบคำถามนี้ได้ ด้วยเหตุผลดังกล่าว ผู้วิจัยจึงเริ่มสืบค้นงานวิจัยที่เกี่ยวกับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติ ซึ่งพบว่ายังไม่เคยมีนักวิจัยท่านใดได้ทำการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติไว้โดยตรง แต่พบการศึกษาที่ใกล้เคียง คือ การศึกษาของวรางคณา เรียนสุทธิ์ [1] ได้ศึกษาการพยากรณ์ราคาน้ำยางสดด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ผลการศึกษาพบว่า วิธีที่มีความถูกต้องมากที่สุด คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ การศึกษาของวรางคณา กิระติวิบูลย์ และปรีดาภรณ์ กาญจนสำราญวงศ์ [4] ได้ศึกษาการพยากรณ์ราคาของแผ่นรมควันชั้น 3 ด้วยวิธีบ็อกซ์-

เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการพยากรณ์รวมโดยใช้การถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด และวิธีการพยากรณ์รวมโดยใช้การถ่วงน้ำหนักด้วยสัดส่วนของค่าจากเวกเตอร์ลักษณะเฉพาะของการวิเคราะห์ตัวประกอบหลัก ผลการศึกษาพบว่า วิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด คือ วิธีการพยากรณ์รวมโดยใช้การถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด และการศึกษาของวรารคณา กิริดิวิบูลย์ [5] ได้ศึกษาการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก ผลการศึกษาพบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่มีความแม่นยำสูงที่สุด

จากผลการศึกษามูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติเฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรย้อนหลังตั้งแต่ปี 2554 ถึง 2561 พบว่า มูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติมีเพียงแนวโน้ม โดยไม่มีความผันแปรตามฤดูกาล [3] ดังนั้นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมคือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก และวิธีการพยากรณ์รวม ซึ่งจากการทบทวนวรรณกรรมที่ผ่านมา พบว่า วิธีการพยากรณ์เหล่านี้เป็นวิธีที่มีความเหมาะสม [1], [4], [5] หลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์แล้ว ผู้วิจัยจะคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีประสิทธิภาพสูงสุด 1 ตัวแบบด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean absolute percentage error: MAPE) ที่ต่ำที่สุด

ด้วยเหตุผลของความผันผวนในมูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติดังกล่าว จึงเป็นประเด็นที่น่าสนใจที่ควรมีการศึกษาถึงมูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติในอนาคตด้วยการพยากรณ์ โดยการนำค่าพยากรณ์มูลค่าการส่งออกที่ได้ไปใช้เป็นแนวทางในการเพิ่มศักยภาพและขีดความสามารถของผู้ประกอบการส่งออกยางธรรมชาติของประเทศไทยให้สามารถแข่งขันกับประเทศอื่น ๆ ได้มากยิ่งขึ้น รวมถึงใช้เป็นแนวทางให้รัฐบาลสามารถออกนโยบายในการสนับสนุนการส่งออกยางธรรมชาติได้อย่างเหมาะสม ซึ่งจะนำรายได้มาสู่ประเทศไทยมากยิ่งขึ้น และทำให้เกิดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศต่อไป

2. วัสดุอุปกรณ์และวิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยโปรแกรม SPSS Version 17 [6] โดยใช้อนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติ (บาท) จากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร [3] ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2561 จำนวน 96 ค่า ดังตารางที่ 1 ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 84 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 4 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2561 จำนวน 12 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ MAPE ที่ต่ำที่สุด

การตรวจสอบว่าอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกทางธรรมชาติมีส่วนประกอบของแนวโน้มหรือไม่ ดำเนินการดังนี้ [7]

1. ตรวจสอบข้อสมมุติ (Assumption) คือ อนุกรมเวลาในแต่ละปีมีการแจกแจงปกติโดยใช้การทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมิรโนฟ (Kolmogorov-Smirnov test) และตรวจสอบความเท่ากันของความแปรปรวนโดยใช้การทดสอบของเลวีนาภายใต้การใช้มัธยฐาน (Levene's test based on median)

2. เลือกใช้สถิติสำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละปี โดยถ้าอนุกรมเวลาในแต่ละปีมีการแจกแจงปกติ และมีความแปรปรวนเท่ากัน จะใช้สถิติอิง

พารามิเตอร์ (Parametric statistics) ซึ่งก็คือ การวิเคราะห์ความแปรปรวน (Analysis of variance: ANOVA) แต่ถ้าอนุกรมเวลาในแต่ละปีไม่มีการแจกแจงปกติหรือมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน จะใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric statistics) ซึ่งก็คือ การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของครัสคอลล-วอลลิส (Kruskal-Wallis's one-way analysis of variance by rank) ถ้าผลการทดสอบค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละปีมีนัยสำคัญ หมายความว่า ในแต่ละปีอนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยแตกต่างกัน นั่นคือ อนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้ม

ตารางที่ 1 มูลค่าการส่งออกทางธรรมชาติ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2561

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
ม.ค. 2554	36,519,936,092	ก.ย. 2556	24,067,466,682	พ.ค. 2559	12,520,290,023
ก.พ. 2554	40,708,624,438	ต.ค. 2556	28,663,067,918	มิ.ย. 2559	12,619,373,957
มี.ค. 2554	47,695,341,654	พ.ย. 2556	28,861,426,811	ก.ค. 2559	12,424,459,386
เม.ย. 2554	31,149,141,564	ธ.ค. 2556	33,051,538,228	ส.ค. 2559	13,811,699,160
พ.ค. 2554	34,352,656,185	ม.ค. 2557	28,086,505,371	ก.ย. 2559	13,396,583,936
มิ.ย. 2554	33,813,538,354	ก.พ. 2557	27,352,441,833	ต.ค. 2559	14,185,531,825
ก.ค. 2554	36,689,291,692	มี.ค. 2557	25,261,550,640	พ.ย. 2559	15,927,817,922
ส.ค. 2554	38,624,967,394	เม.ย. 2557	18,281,572,001	ธ.ค. 2559	18,905,076,208
ก.ย. 2554	37,016,796,172	พ.ค. 2557	17,443,839,084	ม.ค. 2560	19,532,265,387
ต.ค. 2554	37,630,932,775	มิ.ย. 2557	17,446,894,105	ก.พ. 2560	21,497,507,353
พ.ย. 2554	33,299,089,088	ก.ค. 2557	18,062,209,739	มี.ค. 2560	25,601,554,345
ธ.ค. 2554	33,046,692,891	ส.ค. 2557	18,158,760,326	เม.ย. 2560	19,526,000,649
ม.ค. 2555	30,614,058,737	ก.ย. 2557	18,828,242,280	พ.ค. 2560	17,533,920,281
ก.พ. 2555	33,161,680,675	ต.ค. 2557	18,810,758,019	มิ.ย. 2560	15,083,020,812
มี.ค. 2555	33,468,303,860	พ.ย. 2557	18,154,823,384	ก.ค. 2560	14,467,360,166
เม.ย. 2555	27,357,062,128	ธ.ค. 2557	18,859,424,897	ส.ค. 2560	16,293,648,666
พ.ค. 2555	27,561,745,049	ม.ค. 2558	15,967,855,309	ก.ย. 2560	15,538,069,498
มิ.ย. 2555	25,303,042,585	ก.พ. 2558	16,049,646,679	ต.ค. 2560	16,443,237,746
ก.ค. 2555	27,609,824,780	มี.ค. 2558	17,749,780,685	พ.ย. 2560	17,265,879,892

ตารางที่ 1 มูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2561 (ต่อ)

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
ส.ค. 2555	24,721,724,936	เม.ย. 2558	15,273,562,875	ธ.ค. 2560	17,050,538,703
ก.ย. 2555	24,974,581,843	พ.ค. 2558	16,324,457,515	ม.ค. 2561	14,271,460,638
ต.ค. 2555	26,457,368,692	มิ.ย. 2558	15,463,493,147	ก.พ. 2561	14,327,387,036
พ.ย. 2555	26,987,916,674	ก.ค. 2558	17,899,585,209	มี.ค. 2561	12,040,327,981
ธ.ค. 2555	28,086,504,644	ส.ค. 2558	19,346,859,418	เม.ย. 2561	15,714,730,398
ม.ค. 2556	30,241,638,208	ก.ย. 2558	15,824,611,016	พ.ค. 2561	13,447,225,306
ก.พ. 2556	29,265,656,627	ต.ค. 2558	15,668,828,229	มิ.ย. 2561	12,989,070,559
มี.ค. 2556	31,129,325,310	พ.ย. 2558	14,324,036,631	ก.ค. 2561	13,222,154,433
เม.ย. 2556	25,004,512,993	ธ.ค. 2558	14,047,536,488	ส.ค. 2561	13,306,162,175
พ.ค. 2556	21,183,748,796	ม.ค. 2559	12,107,865,360	ก.ย. 2561	11,524,303,624
มิ.ย. 2556	19,670,229,508	ก.พ. 2559	13,170,242,809	ต.ค. 2561	12,468,722,557
ก.ค. 2556	21,556,537,557	มี.ค. 2559	13,853,621,822	พ.ย. 2561	11,832,208,182
ส.ค. 2556	22,464,007,692	เม.ย. 2559	14,281,217,232	ธ.ค. 2561	9,957,221,230

การตรวจสอบว่าอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติมีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาลหรือไม่ ดำเนินการดังนี้ [7]

1. พิจารณาว่าอนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้มหรือไม่ ถ้ามีต้องกำจัดแนวโน้มออกก่อนที่จะทดสอบค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือน ซึ่งวิธีการกำจัดแนวโน้มมี 2 วิธี คือ ถ้าพิจารณาที่กราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาแล้วพบว่า อนุกรมเวลามีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวที่ค่อนข้างคงที่เมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป กล่าวได้ว่า อนุกรมเวลามีความเหมาะสมกับตัวแบบบวก ควรกำจัดแนวโน้มออกด้วยการลบ แต่ถ้าอนุกรมเวลามีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวที่เพิ่มขึ้นหรือลดลงเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป กล่าวได้ว่า อนุกรมเวลามีความเหมาะสมกับตัวแบบคูณ ควรกำจัดแนวโน้มออกด้วยการหาร

2. ตรวจสอบข้อสมมุติ คือ อนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้วมีการ

แจกแจงปกติและมีความแปรปรวนเท่ากันหรือไม่ เช่นเดียวกับข้อ 1 ของการตรวจสอบแนวโน้ม

3. เลือกใช้สถิติสำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือน หลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้วเช่นเดียวกับข้อ 2 ของการตรวจสอบแนวโน้ม โดยถ้าผลการทดสอบค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้วมีนัยสำคัญหมายความว่า ในแต่ละเดือนอนุกรมเวลาที่ไม่มีแนวโน้มมีค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานแตกต่างกัน นั่นคืออนุกรมเวลามีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล

สัญลักษณ์ที่ใช้สำหรับวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ในหัวข้อที่ 2.1 – 2.4 แสดงดังนี้

Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา

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

a_t และ b_t แทนค่าประมาณ ณ เวลา t แสดงระยะตัดแกน Y และความชันของแนวโน้มตามลำดับ

α , γ และ ϕ แทนค่าคงตัวการปรับเรียบ โดยที่ $0 < \alpha < 1$, $0 < \gamma < 1$ และ $0 < \phi < 1$

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_t เมื่อ n_t แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

2.1 การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล มีตัวแบบในรูปแบบทั่วไป (General model) คือ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s แสดงดังนี้ [8]

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

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

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

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

$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$ 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 กรณีมีฤดูกาล (Seasonal moving average operator of order Q : SMA(Q))

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

2.2 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโบลต์

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโบลต์มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรงและไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล มีค่าคงตัวการปรับเรียบ 2 ตัว คือ ค่าคงตัวการปรับเรียบของค่าระดับ (Level: α) และค่าคงตัวการปรับเรียบของค่าความชัน (Trend: γ) ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ [9]

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

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

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

2.3 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉกมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรงและไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาลเช่นเดียวกับการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโบลต์ แต่อัตราการ

เปลี่ยนแปลงของแนวโน้มไม่ว่าจะเพิ่มขึ้นหรือลดลงสำหรับวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉกจะช้ากว่าอัตราการเปลี่ยนแปลงของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรงของการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ รวมถึงความชันจะมีค่าลดลงตามเวลา ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ [10]

$$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t \sum_{i=1}^m \phi^i \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{เมื่อ } a_t &= \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + \phi b_{t-1}) \\ b_t &= \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)\phi b_{t-1} \end{aligned} \quad ,$$

2.4 การพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

การพยากรณ์รวมเป็นวิธีการประยุกต์ที่มีการรวมค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไป เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด สามารถใช้ได้ดีในกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากกว่า 1 วิธี [10] ณ ที่นี้ได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธี คือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ เนื่องจากมีค่า MAPE ของข้อมูลชุดที่ 2 ต่ำกว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์รวมโดยกำหนดให้ค่าพยากรณ์ของวิธีการพยากรณ์ทั้ง 2 วิธีเป็นตัวแปรอิสระ และใช้ข้อมูลมูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 84 ค่า เป็นตัวแปรตาม ตัวแบบของวิธีการพยากรณ์รวมที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้แสดงดังนี้

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

เมื่อ $\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ตามลำดับ

b_1 และ b_2 แทนค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least squares method) [11]

2.5 การเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติ โดยการเปรียบเทียบค่าจริงของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2561 กับค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ 4 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก และวิธีการพยากรณ์รวม จากนั้นนำค่าความแตกต่างระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์มาคำนวณค่า MAPE ซึ่งวิธีการพยากรณ์ที่มีค่า MAPE ต่ำที่สุด จัดเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด จึงมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เกณฑ์ MAPE แสดงดังนี้ [9]

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

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

3. ผลการวิจัยและวิจารณ์ผลการวิจัย

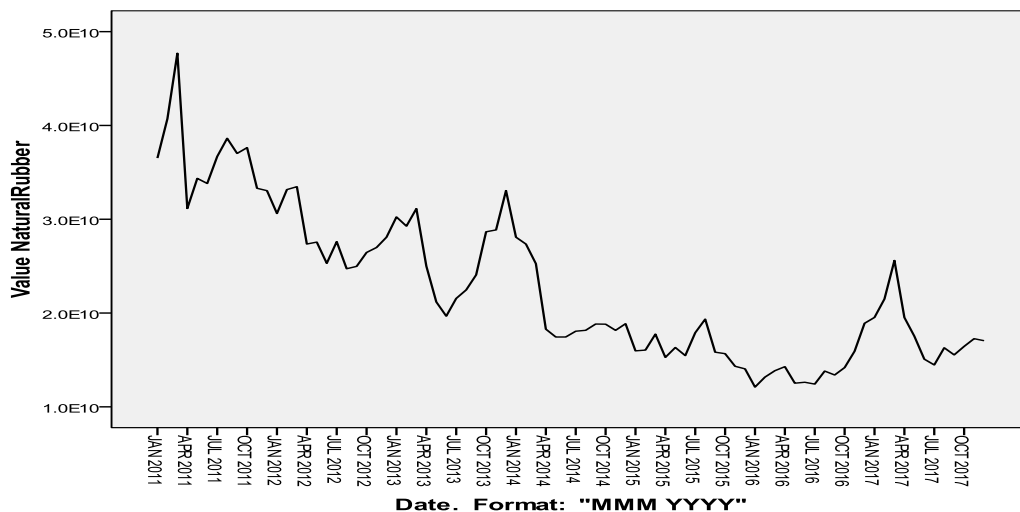
จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ซึ่งคือ มูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 84 ค่า ดังรูปที่ 1 พบว่า มูลค่าการส่งออกมีแนวโน้มลดลง แต่เมื่อพิจารณาเฉพาะ

มูลค่าการส่งออกในช่วงเดือนมกราคม 2559 ถึงเดือนธันวาคม 2560 พบว่า มูลค่าการส่งออกกลับมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเล็กน้อย โดยคาดว่ามูลค่าการส่งออกไม่น่าจะมีความผันแปรตามฤดูกาลรวมอยู่ด้วย นอกเหนือจากการพิจารณากราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาแล้ว ผู้วิจัยยังได้ตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้มและไม่มี ความผันแปรตามฤดูกาลจริงหรือไม่ ดังนี้

มูลค่าการส่งออกของธรรมชาติในแต่ละปีไม่มีการแจกแจงปกติ แต่มีความแปรปรวนเท่ากันที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงตรวจสอบมัธยฐานในแต่ละปี โดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ พบว่า มูลค่าการส่งออกในแต่ละปีมีมัธยฐานแตกต่างกันอย่างมี

นัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Kruskal-Wallis: $\chi^2 = 69.866$, $p\text{-value} < 0.0001$) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม

มูลค่าการส่งออกของธรรมชาติในแต่ละเดือนเมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการหารไม่มีการแจกแจงปกติ แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงตรวจสอบมัธยฐานในแต่ละเดือน โดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ พบว่า มูลค่าการส่งออกในแต่ละเดือนเมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการหารมีมัธยฐานไม่แตกต่างกัน (Kruskal-Wallis: $\chi^2 = 11.639$, $p\text{-value} = 0.391$) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้ไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล



รูปที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกของธรรมชาติตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2560

3.1 ผลการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

เนื่องจากอนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม ผู้วิจัยจึงกำจัดแนวโน้มออกโดยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) ได้กราฟ ACF และ PACF หลังจากการแปลงข้อมูลแสดงดังรูปที่ 2 ซึ่ง

พบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น คือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(1, 0, 2)₁₂ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 มีค่า BIC ต่ำที่สุด

(BIC = 43.702) และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 20.664, p-value = 0.192) คือ ตัวแบบ SARIMA(0, 1, 0)(1, 0, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.063, p-value = 0.208) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs test: Z = -0.109, p-value = 0.913) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = -0.180, p-value = 0.858) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 1.239, p-value = 0.278) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(0, 1, 0)(1, 0, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว มี

ความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแทนได้ดังนี้

$$(1 - \Phi_1 B^{12})(1 - B)Y_t = (1 - \Theta_1 B^{12})\varepsilon_t$$

$$(1 - B - \Phi_1 B^{12} + \Phi_1 B^{13})Y_t = \varepsilon_t - \Theta_1 \varepsilon_{t-12}$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \Phi_1(Y_{t-12} - Y_{t-13}) + \varepsilon_t - \Theta_1 \varepsilon_{t-12}$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

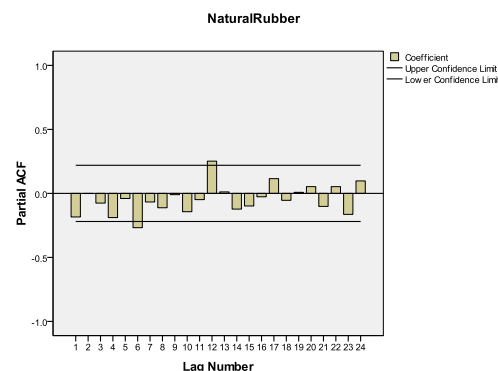
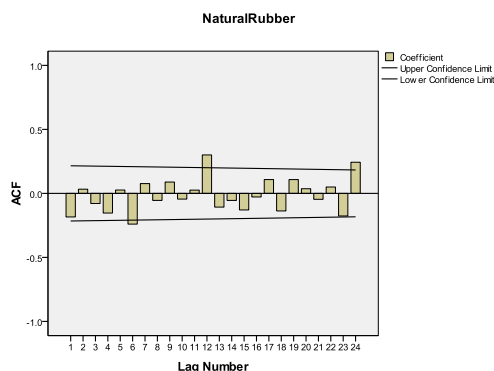
$$\hat{Y}_t = Y_{t-1} + 0.92842(Y_{t-12} - Y_{t-13}) - 0.66606\varepsilon_{t-12} \quad (6)$$

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

Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t-j

ε_{t-j} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์

ณ เวลา t-j



รูปที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติเมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1

3.2 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 43.770 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 26.679, p-value = 0.045) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจก

แจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.955, p-value = 0.321) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs test: Z = -0.878, p-value = 0.380) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.125, p-value = 0.901) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.894, p-value = 0.550) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = 16,983,878,246.9338 - 281,211,947.84799m$$

(7)

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

3.3 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 43.835 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 26.716, p-value = 0.031) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.952, p-value = 0.325) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs test: Z = -0.878, p-value = 0.380) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = 0.007$, p-value = 0.994) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.889, p-value = 0.555) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = 16,995,121,957.727 - 235,682,293.11694 \sum_{i=1}^m (0.99899)^i \quad (8)$$

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

3.4 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด โดยกำหนดให้ค่าพยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ในสมการที่ (6) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ในสมการที่ (7) เป็นตัวแปรอิสระตัวที่ 1 และ 2 ตามลำดับ และใช้ข้อมูลมูลค่าการส่งออกทางธรรมชาติตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 84 ค่า เป็นตัวแปรตาม จะได้ตัวแบบพยากรณ์รวมดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.60274\hat{Y}_{1t} + 0.338834\hat{Y}_{2t} \quad (9)$$

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

$\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ตามลำดับ

เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.968, p-value = 0.306) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs test: Z = -0.993, p-value = 0.321) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = 0.614$, p-value = 0.541) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 1.091, p-value = 0.381) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมที่ได้มีความเหมาะสม

3.5 ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ในสมการที่ (6) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ในสมการที่ (7) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก ในสมการที่ (8) และวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (9) ในการพยากรณ์อนุกรมเวลาชุดที่ 2 ซึ่งคือ มูลค่าการส่งออกทางธรรมชาติ ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2561 พบว่า ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์ ได้ว่าวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด เนื่องจากมีค่า MAPE ต่ำที่สุดหรือให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 2 โดยวิธีการพยากรณ์รวมมีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ร้อยละ 17.7916 (MAPE = 17.7916)

ตารางที่ 2 MAPE ของข้อมูลชุดที่ 2

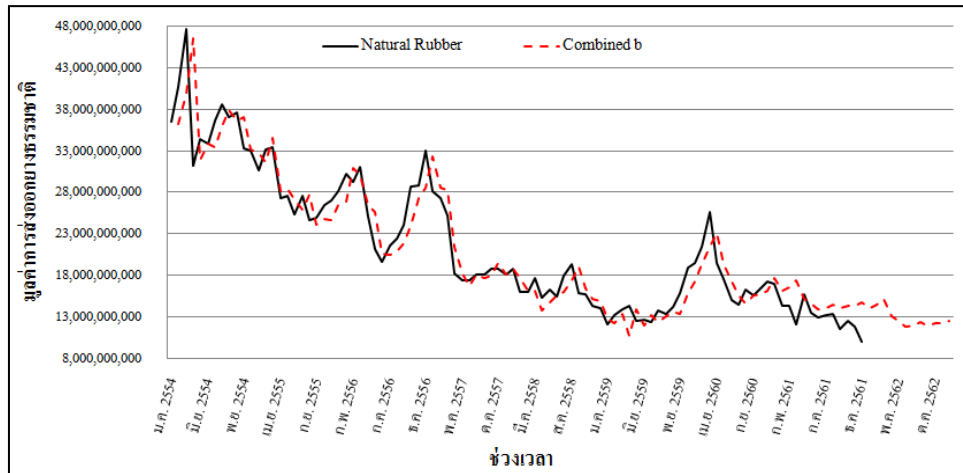
วิธีพยากรณ์	บ็อกซ์-เจนกินส์	โสมล์	แฉม	พยากรณ์รวม
MAPE	19.1625	18.1392	20.7146	17.7916

สำหรับผลการศึกษานี้ที่พบว่า วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด อาจเนื่องมาจากวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่รวมค่าพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไป เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด ซึ่งจะสามารถใช้ได้ดีในกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากกว่า 1 วิธี [10] สอดคล้องกับการศึกษาของวรารचना กิริติวิบูลย์ และปริดาภรณ์ กาญจนสำราญวงศ์ [4] ที่ศึกษาการพยากรณ์ราคาขายแผ่นรมควั่นชั้น 3 ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉม วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการพยากรณ์รวมโดยใช้การถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด และวิธีการพยากรณ์รวมโดยใช้การถ่วงน้ำหนักด้วยสัดส่วนของค่าจากเวกเตอร์ลักษณะเฉพาะของการวิเคราะห์ตัวประกอบหลัก ผลการศึกษาพบว่า วิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด คือ วิธีการพยากรณ์รวมโดยใช้การถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์รวมในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติ ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2562 ได้ผลแสดงดังตารางที่ 3 และรูปที่ 3 ซึ่งพบว่า มูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติยังคงมีแนวโน้มลดลง อย่างไรก็ตามจากเกณฑ์ MAPE ที่ระบุว่าวิธีการพยากรณ์รวมมีความเหมาะสมมากที่สุด โดยมีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ร้อยละ 17.7916 ซึ่งถือว่าเป็นความผิดพลาดที่ค่อนข้างสูง ดังนั้นการศึกษารั้งต่อไป ควรพิจารณาปัจจัยอื่นๆ ที่อาจส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติ นอกเหนือจากปัจจัยเวลา เช่น สถานการณ์ตลาด ปริมาณความต้องการใช้ทั้งภายในและต่างประเทศ สภาพเศรษฐกิจ การนำเข้าและส่งออกระหว่างประเทศ เป็นต้น เพื่อนำมาใช้ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ให้มีประสิทธิภาพมากขึ้น โดยการสร้างเป็นตัวแบบถดถอย (Regression model) ซึ่งผู้อ่านสามารถศึกษาวิธีการสร้างตัวแบบลักษณะนี้ได้จาก Montgomery, Peck และ Vining [11] อีกทั้งเมื่อมีมูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติที่เป็นปัจจุบันมากยิ่งขึ้นหรือมูลค่าการส่งออกมีความผันผวนเพิ่มขึ้น ผู้วิจัยควรนำข้อมูลมาปรับปรุงตัวแบบ เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

ตารางที่ 3 ค่าพยากรณ์มูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติ ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2562 จากวิธีการพยากรณ์รวม

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
ม.ค. 2562	14,064,214,202	พ.ค. 2562	12,518,823,234	ก.ย. 2562	11,984,212,959
ก.พ. 2562	14,428,838,525	มิ.ย. 2562	11,890,483,797	ต.ค. 2562	12,266,202,059
มี.ค. 2562	15,207,783,198	ก.ค. 2562	12,027,584,293	พ.ย. 2562	12,268,922,502
เม.ย. 2562	13,119,727,705	ส.ค. 2562	12,423,144,169	ธ.ค. 2562	12,588,275,839



รูปที่ 3 การเปรียบเทียบมูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติกับค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์รวม

4. สรุปผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกยางธรรมชาติ โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2561 จำนวน 96 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2560 จำนวน 84 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2561 จำนวน 12 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่าวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด โดยมีตัวแบบพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.60274\hat{Y}_{1t} + 0.338834\hat{Y}_{2t}$$

เมื่อ $\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์ได้ช่วง เวลา t จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ตามลำดับ

5. เอกสารอ้างอิง

- [1] วรางคณา เรียนสุทธิ. การพยากรณ์ราคาน้ำยางสด. วารสารวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี. 2559. 24(2) : 211-224.
- [2] ยางธรรมชาติ (Natural Rubber). [ออนไลน์]. เข้าถึงได้จาก http://www.electron.rmutphysics.com/sciencenews/index.php?option=com_content&task=view&id=141&Itemid=0. (2561)
- [3] สถิติการส่งออกยางธรรมชาติ (รวม) ตั้งแต่ปี 2554 ถึง 2561. [ออนไลน์]. เข้าถึงได้จาก http://impexp.oae.go.th/service/export.php?S_YEAR=2554&E_YEAR=2561&PRODUCT_GROUP=5265&PRODUCT_ID=&wf_search=&WF_SEARCH=Y#export. (2561)

- [4] วรางคณา กิริติวิบูลย์และปรีดาภรณ์ กาญจน
สำราญวงศ์. การพยากรณ์รายค่าแบบ
รณควันขึ้น 3. *วารสารวิทยาศาสตร์ มข.*
2557. 42(1) : 235-247.
- [5] วรางคณา กิริติวิบูลย์. การพยากรณ์ปริมาณ
การส่งออกของคอมพิวเตอร์. *วารสาร
วิทยาศาสตร์ มศว.* 2557. 30(2) : 41-56.
- [6] สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะ
วิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ. *SPSS
Version 17. โปรแกรมคอมพิวเตอร์. SPSS
(Thailand) Co., Ltd.* 2552.
- [7] วรางคณา เรียงสุทธิ. การเปรียบเทียบตัว
แบบพยากรณ์รายค่าแบบหวน โดย
วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง.
Thai Journal of Science and Technology.
2561. 7(5) : 460-470.
- [8] Box G.E.P., Jenkins G.M. and Reinsel
G.C. *Time Series Analysis: Forecasting
and Control.* 3rd ed. Prentice Hall, New
Jersey. 1994.
- [9] สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. *เทคนิคการพยากรณ์.*
พิมพ์ครั้งที่ 2. มหาวิทยาลัยทักษิณ, สงขลา.
2548.
- [10] มุกดา แม่นมินทร์. *อนุกรมเวลาและการ
พยากรณ์.* โพธิ์พินิจ, กรุงเทพฯ. 2549.
- [11] Montgomery D.C., Peck E.A. and Vining
G.G. *Introduction to Linear Regression
Analysis.* 4th ed. Wiley, New York. 2006.