วารสารวิจัยและส่งเสริมวิชาการเกษตร 38(2): 130-143

การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางพาราในประเทศไทย

Forecasting the Export Quantity of Rubber in Thailand

วรางคณา เรียนสุทธิ์

Warangkhana Riansut

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ พัทลุง 93210

Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University, Pattalung, Thailand 93210

Corresponding author: warang27@gmail.com

Received: *March 12, 2020*

Revised: *September 13, 2020*

Accepted: *November 06, 2020*

Abstract

The objective of this study was to construct the appropriate forecasting model for the export quantity of rubber in Thailand. The data gathered from the website of the Office of Agricultural Economics from January 2011 to December 2019 of 108 values were used and divided into 2 sets. The first set had 96 values from January 2011 to December 2018 for constructing the forecasting models by Box-Jenkins method, simple seasonal exponential smoothing method, Winters' additive exponential smoothing method, Winters' multiplicative exponential smoothing method, and combined forecasting method. The second set had 12 values from January to December 2019 for comparing the accuracy of the forecasts via the criteria of the lowest mean absolute percentage error and root mean square error. Research findings indicated that for all forecasting methods that had been studied, the most accurate method was combined forecasting method. The forecast of the export quantity of rubber can be used as a guideline for enhancing the potential of export operators to be able to compete with other countries, as well as a guideline for the government to issue a policy to support rubber exports.

Keywords: rubber**,** export quantity, forecasting model

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาครั้งนี้ คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางพาราในประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร กระทรวงเกษตรและสหกรณ์ ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2554 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวน 108 ค่า โดยข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด คือ ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2554 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 96 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

และวิธีการพยากรณ์รวม และชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคม ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวน 12 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ร้อยละค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยและเกณฑ์รากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่าจากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด คือ วิธีการพยากรณ์รวม ผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางพาราสามารถนำไปใช้เป็นแนวทางในการเพิ่มศักยภาพของผู้ประกอบการการส่งออกให้สามารถแข่งขันกับประเทศอื่นๆ ได้ รวมถึงยังเป็นแนวทางให้รัฐบาลสามารถออกนโยบายในการสนับสนุนการส่งออกยางพาราได้อย่างเหมาะสม

คำสำคัญ: ยางพารา ปริมาณการส่งออก ตัวแบบพยากรณ์

คำนำ

ยางพารา (*Hevea brasiliensis*) ซึ่งมีต้นกำเนิดจากลุ่มน้ำอเมซอนในทวีปอเมริกาใต้ น้ำยางสดที่กรีดได้จากต้นยางมีลักษณะสีขาวข้น และมีเนื้อยางแห้ง (Dry rubber) โดยประมาณร้อยละ 30 แขวนลอยอยู่ในน้ำ ถ้านำน้ำยางที่ได้นี้ไปผ่านกระบวนการปั่นเหวี่ยง (Centrifuge) จนกระทั่งได้น้ำยางที่มีปริมาณยางแห้งเพิ่มขึ้นเป็นร้อยละ 60 เรียกว่า น้ำยางข้น (Concentrated latex) แต่เมื่อนำน้ำยางสดที่กรีดได้มาเติมกรดเพื่อให้อนุภาคน้ำยางจับตัวกันเป็นของแข็งแยกตัวจากน้ำ จากนั้นรีดยางให้เป็นแผ่นด้วยเครื่องรีดและนำไปตากแดดเพื่อไล่ความชื้นก่อนจะนำไปอบรมควันที่อุณหภูมิประมาณ 60-70°ซ. เป็นเวลา 3 วัน จะได้ยางแผ่นรมควัน (Rmutphysics, 2020) จากการศึกษาปริมาณการส่งออกยางพาราย้อนหลังตั้งแต่ปี พ.ศ. 2554 ถึงปัจจุบัน พบว่าปริมาณการส่งออกยางพารามีแนวโน้มทั้งเพิ่มขึ้นและลดลง รวมถึงมีความผันผวนเนื่องจากความผันแปรตามฤดูกาล (Office of Agricultural Economics, 2020) ดังนั้นผู้ประกอบการการส่งออกยางพาราอาจประสบกับปัญหาการวางแผนการส่งออกได้ ซึ่งปัญหาดังกล่าวสามารถแก้ไขได้ด้วยการพยากรณ์ทางสถิติ เนื่องจากการพยากรณ์จะทำให้ผู้ประกอบการสามารถทราบค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางพาราในอนาคต ด้วยเหตุผลดังกล่าว ผู้วิจัยจึงเริ่มสืบค้นงานวิจัยที่เกี่ยวกับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางพารา ซึ่งพบว่ายังไม่เคยมีนักวิจัยท่านใดได้ทำการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางพาราไว้โดยตรง แต่พบการศึกษาที่ใกล้เคียง คือ การศึกษาของ Keerativibool and Kanjanasamranwong (2014) ได้ศึกษาการพยากรณ์ราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 ด้วยวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการพยากรณ์รวมโดยใช้การถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด และวิธีการพยากรณ์รวมโดยใช้การถ่วงน้ำหนักด้วยสัดส่วนของค่าจากเวกเตอร์ลักษณะเฉพาะของการวิเคราะห์ตัวประกอบหลัก ผลการศึกษาพบว่า วิธีที่มีความแม่นยำสูงที่สุดคือวิธีการพยากรณ์รวมโดยใช้การถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด การศึกษาของ Keerativibool (2014) ได้ศึกษาการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์ด้วยวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม ผลการศึกษาพบว่าวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์เป็นวิธีที่มีความแม่นยำสูงที่สุด และการศึกษาของ Riansut (2019) ได้ศึกษาการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกยางพาราด้วยวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม และวิธีการพยากรณ์รวม ผลการศึกษาพบว่าวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด คือ วิธีการพยากรณ์รวม

จากผลการศึกษาปริมาณการส่งออกยางพาราเฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรย้อนหลังตั้งแต่ปี พ.ศ. 2554 ถึงปัจจุบัน พบว่าปริมาณการส่งออกยางพารามีทั้งแนวโน้มและความ

ผันแปรตามฤดูกาล (Office of Agricultural Economics, 2020) ดังนั้นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม คือ วิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม (Ket-iam, 2005) แต่จากผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยคำสั่งของโปรแกรม SPSS คือ Analyze → Forecasting → Create Models... และเลือกวิธีการวิเคราะห์ข้อมูลในส่วนของ Method: เป็น Expert modeler พบว่าโปรแกรมได้แนะนำวิธีการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมมากที่สุด (Best-fitting) คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย ซึ่งผู้วิจัยได้ตรวจสอบค่าร้อยละค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error; MAPE) และค่ารากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Square Error; RMSE) ของวิธีการพยากรณ์นี้พบว่ามีค่าต่ำที่สุดจริง ดังนั้นการศึกษาครั้งนี้จึงรวมวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายไว้ด้วย หลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์แล้ว ผู้วิจัยจะคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีประสิทธิภาพสูงสุด 1 ตัวแบบด้วยเกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด ด้วยเหตุผลของความผันผวนในปริมาณการส่งออกยางพาราดังกล่าว จึงเป็นประเด็นที่น่าสนใจที่ควรมีการศึกษาถึงปริมาณการส่งออกยางพาราในอนาคตด้วยการพยากรณ์ โดยการนำค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกที่ได้ไปใช้เป็นแนวทางในการเพิ่มศักยภาพและขีดความสามารถของผู้ประกอบการการส่งออกยางพาราของประเทศไทยให้สามารถแข่งขันกับประเทศอื่นๆ ได้มากยิ่งขึ้น รวมถึงใช้เป็นแนวทางให้รัฐบาลสามารถออกนโยบายในการสนับสนุนการส่งออกยางพาราได้อย่างเหมาะสม ซึ่งจะนำรายได้มาสู่ประเทศไทยมากยิ่งขึ้น และทำให้เกิดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศต่อไป

อุปกรณ์และวิธีการ

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยโปรแกรม SPSS (V17) โดยใช้อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางพารา (กิโลกรัม) เฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (Office of Agricultural Economics, 2020) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2554 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวน 108 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2554 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 96 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 5 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวน 12 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด

การตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางพารามีส่วนประกอบของแนวโน้มหรือไม่ ดำเนินการตามรูปแบบของ Riansut (2018) ดังนี้

1. ตรวจสอบข้อสมมุติ (Assumption) ของอนุกรมเวลาในแต่ละปี คือ ตรวจสอบการแจกแจงปรกติโดยใช้การทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมีร์นอฟ (Kolmogorov–Smirnov test) และตรวจสอบความเท่ากันของความแปรปรวน โดยใช้การทดสอบของเลวีนภายใต้การใช้มัธยฐาน (Levene's test based on Median)

2. เลือกใช้สถิติสำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละปี โดยถ้าอนุกรมเวลาในแต่ละปีมีการแจกแจงปรกติและมีความแปรปรวน

เท่ากัน จะใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ (Parametric statistics) คือ การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว (One–way Analysis of Variance; ANOVA) สำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาในแต่ละปี แต่ถ้าอนุกรมเวลาในแต่ละปีไม่มีการแจกแจงปรกติหรือมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน จะใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric statistics) คือ การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของครัสคอล–วอลลิส (Kruskal–Wallis's One–way Analysis of Variance by Rank) สำหรับการทดสอบมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละปี ถ้าผลการทดสอบค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละปีมีนัยสำคัญ หมายความว่า ในแต่ละปีอนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานแตกต่างกัน นั่นคือ อนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้ม

การตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางพารามีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาลหรือไม่ ดำเนินการดังนี้ (Riansut, 2018)

1. พิจารณาว่าอนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้มหรือไม่ ถ้ามีต้องกำจัดแนวโน้มออกก่อนที่จะทดสอบค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือน ซึ่งวิธีการกำจัดแนวโน้มมี 2 วิธีคือ ถ้าพิจารณาที่กราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาแล้วพบว่า อนุกรมเวลามีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวที่ค่อนข้างคงที่เมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป กล่าวได้ว่าอนุกรมเวลามีความเหมาะสมกับตัวแบบบวก ควรกำจัดแนวโน้มออกด้วยการลบ แต่ถ้าอนุกรมเวลามีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวที่เพิ่มขึ้นหรือลดลงเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป กล่าวได้ว่าอนุกรมเวลามีความเหมาะสมกับตัวแบบคูณ ควรกำจัดแนวโน้มออกด้วยการหาร

2. ตรวจสอบข้อสมมุติ คือ อนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้วมีการแจกแจงปรกติและมีความแปรปรวนเท่ากันหรือไม่ โดยใช้สถิติทดสอบเช่นเดียวกับข้อ 1 ของการตรวจสอบแนวโน้ม

3. เลือกใช้สถิติสำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้วเช่นเดียวกับข้อ 2 ของการตรวจสอบแนวโน้ม โดยถ้าผลการทดสอบค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้วมีนัยสำคัญ หมายความว่า ในแต่ละเดือนอนุกรมเวลาที่ไม่มีแนวโน้มมีค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐานแตกต่างกัน นั่นคืออนุกรมเวลามีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล

สัญลักษณ์ที่ใช้สำหรับวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ในหัวข้อที่ 1–5 แสดงดังนี้

Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนอนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปรกติ เป็นอิสระกัน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา

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

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

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

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_1 เมื่อ n_1 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์

วิธีบ็อกซ์–เจนกินส์มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล มีตัวแบบในรูปทั่วไป (General model) คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average; SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$_s$ แสดงดังนี้ (Box *et al.*, 1994)

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

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

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \ldots - \phi_p B^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ p กรณีไม่มีฤดูกาล (Non-Seasonal Autoregressive Operator of Order p; AR(p))

$\Phi_P(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \ldots - \Phi_p B^{Ps}$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ P กรณีมีฤดูกาล (Seasonal Autoregressive Operator of Order P; SAR(P))

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

$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \ldots - \Theta_Q B^{Qs}$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ Q กรณีมีฤดูกาล (Seasonal Moving Average Operator of Order Q; SMA(Q))

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย

วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่ไม่มีส่วนประกอบของแนวโน้ม แต่มีเพียงความผันแปรตามฤดูกาล โดยความผันแปรตามฤดูกาลมีค่าเท่ากันทุกช่วงเวลา ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ (Ket-iam, 2005)

$$\hat{Y}_t = a_t + \hat{S}_t \qquad (2)$$

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

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

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีส่วนประกอบของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรงและมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยที่อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าคงที่ กล่าวคืออัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ (Ket-iam, 2005)

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

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

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

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

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีส่วนประกอบของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรงและมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยที่อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ (Ket-iam, 2005)

$$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m)\hat{S}_t \qquad (4)$$

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

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

การพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีการประยุกต์ที่มีการรวมค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไป เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีค่าคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด สามารถใช้ได้ดีในกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากกว่า 1 วิธี (Manmin, 2006) ณ ที่นี้ได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 4 วิธี คือ วิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ โดยผู้วิจัยจะคัดเลือกวิธีการพยากรณ์เพียง 2 วิธีจาก 4 วิธีการ

พยากรณ์ดังกล่าวที่มีค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ต่ำที่สุดเป็น 2 อันดับแรก ซึ่งค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 จะคำนวณจากการเปรียบเทียบค่าจริงของข้อมูลชุดที่ 1 หรือปริมาณการส่งออกยางพาราตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2554 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 96 ค่า กับค่าพยากรณ์ เพื่อคำนวณค่า MAPE และ RMSE ดังสูตรต่อไปนี้ (Ket-iam, 2005)

$$\text{MAPE} = \frac{100}{n_1}\sum_{t=1}^{n_1}\left|\frac{e_t}{Y_t}\right| \quad \text{และ} \quad \text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n_1}\sum_{t=1}^{n_1}e_t^2}$$

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

t = 1 แทนเดือนมกราคม พ.ศ. 2554

n_1 = 96

จากนั้นดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์รวมโดยกำหนดให้ค่าพยากรณ์ของวิธีการพยากรณ์ทั้ง 2 วิธี เป็นตัวแปรอิสระ และใช้ข้อมูลปริมาณการส่งออกยางพาราตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2554 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 96 ค่า เป็นตัวแปรตาม ตัวแบบของวิธีการพยากรณ์รวมที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้แสดงดังนี้ (Montgomery *et al.*, 2006)

$$\hat{Y}_t = b_1\hat{Y}_{1t} + b_2\hat{Y}_{2t} \qquad (6)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีที่ 1 และวิธีที่ 2 ตามลำดับ ซึ่งมีค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ต่ำที่สุดเป็น 2 อันดับแรก

b_1 และ b_2 แทนค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

อย่างไรก็ตาม ในกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมีค่าต่ำสุดของเกณฑ์ MAPE และ RMSE แตกต่างกัน ผู้วิจัยแนะนำให้พิจารณาเกณฑ์ MAPE เป็นอันดับแรก เนื่องจากเกณฑ์นี้ไม่มีหน่วย ค่าที่ได้จะอยู่ในรูปแบบของร้อยละ เช่น ได้ค่า MAPE ไม่เกินร้อยละ 10 หมายความว่า วิธีการพยากรณ์ที่พิจารณาให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแม่นยำสูง ในขณะที่เกณฑ์ RMSE มีหน่วยตามอนุกรมเวลา ดังนั้นถ้าอนุกรมเวลามีค่าสูง จะส่งผลให้ RMSE มีค่าสูง และถ้าอนุกรมเวลามีค่าต่ำ จะส่งผลให้ RMSE มีค่าต่ำ จึงอาจทำให้สรุปผลได้ยากกว่าวิธีการพยากรณ์ที่พิจารณามีความแม่นยำในการพยากรณ์หรือไม่

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์จากแต่ละวิธีการพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ มีการแจกแจงปรกติ (ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมีร์นอฟ) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบรันส์; Runs test) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที; t–Test) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีนภายใต้การใช้มัธยฐาน) (Riansut, 2019)

การเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางพาราโดยการเปรียบเทียบค่าจริงของข้อมูลชุดที่ 2 หรือปริมาณการส่งออกยางพาราตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวน 12 ค่า กับค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ 5 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม จากนั้นนำค่าความแตกต่างระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์มาคำนวณค่า MAPE และ RMSE ตามสมการที่ (5) แต่ t จะแทนช่วงเวลาของข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2 จำนวน 12 ค่า วิธีการพยากรณ์ที่มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด จัดเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด จึงมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด

ผลการวิจัย

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 คือ ปริมาณการส่งออกยางพารา ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2554 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 96 ค่า (Figure 1) พบว่าปริมาณการส่งออกมีแนวโน้มทั้งเพิ่มขึ้นและลดลง กล่าวคือเมื่อพิจารณาปริมาณการส่งออกในช่วงเดือนมกราคม พ.ศ. 2554 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2556 พบว่าปริมาณการส่งออกมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ($t=4.894$, $p<0.0001$) แต่เมื่อพิจารณาปริมาณการส่งออกในช่วงเดือนมกราคม พ.ศ. 2557 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 พบว่าปริมาณการส่งออกกลับมีแนวโน้มลดลง ($t=-4.108$, $p=0.0001$) โดยคาดว่าปริมาณการส่งออกน่าจะมีความผันแปรตามฤดูกาลรวมอยู่ด้วย นอกเหนือจากการพิจารณากราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาแล้ว ผู้วิจัยยังได้ตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาลจริงหรือไม่ โดยมีการตรวจสอบดังต่อไปนี้

ปริมาณการส่งออกยางพาราในแต่ละปีมีการแจกแจงปรกติและมีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จึงตรวจสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละปีโดยใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว พบว่าปริมาณการส่งออกในแต่ละปีมีค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (ANOVA; $F=5.975$, $p<0.0001$) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม

ปริมาณการส่งออกยางพาราในแต่ละเดือนเมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการหารมีการแจกแจงปรกติและมีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จึงตรวจสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละเดือนโดยใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว พบว่าปริมาณการส่งออกในแต่ละเดือนเมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการหาร มีค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ANOVA; $F=4.151$, p-value<0.0001) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล

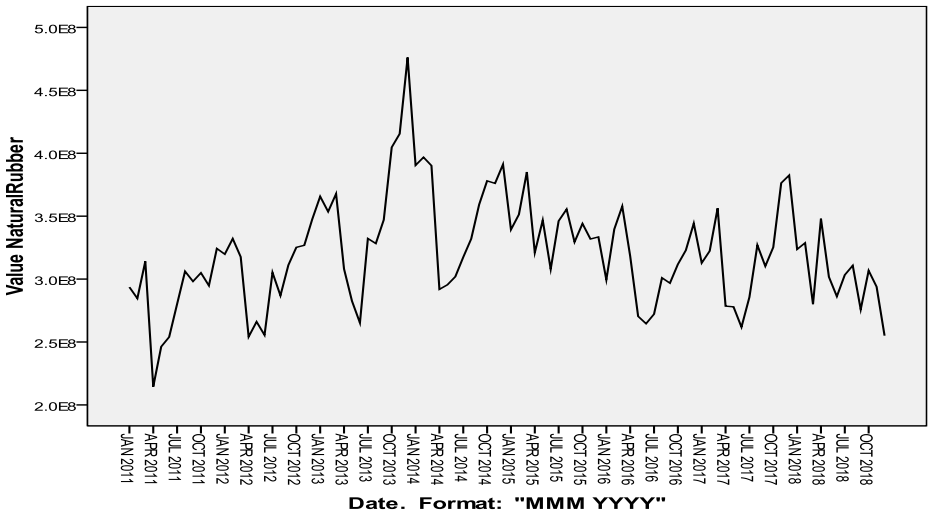

Figure 1 Run plot for the export quantity of rubber during January 2011 to December 2018

ผลการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์

เนื่องจากอนุกรมเวลาชุดนี้มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล ผู้วิจัยจึงกำจัดแนวโน้มออกโดยการหาผลต่างลำดับที่ 1 (d=1) และกำจัดความผันแปรตามฤดูกาลออกโดยการหาผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 (D=1) ได้กราฟ Autocorrelation Function (ACF) และ Partial Autocorrelation Function (PACF) หลังจากการแปลงข้อมูลแสดงดัง Figure 2 ซึ่งพบว่าอนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น คือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(1, 1, 2)$_{12}$ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 คือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 0)(0, 1, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติ (Kolmogorov–Smirnov Z=0.610, p=0.850) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs test; Z=-1.435, p=0.151) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t=-0.879, p=0.382) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic=0.534, p=0.874) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(1, 1, 0)(0, 1, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$(1-\phi_1 B)(1-B)(1-B^{12})Y_t = (1-\Theta_1 B^{12})\varepsilon_t$$

$$(1-B-\phi_1 B+\phi_1 B^2)(1-B^{12})Y_t = \varepsilon_t - \Theta_1\varepsilon_{t-12}$$

$$(1-B^{12}-B+B^{13}-\phi_1 B+\phi_1 B^{13}+\phi_1 B^2-\phi_1 B^{14})Y_t = \varepsilon_t - \Theta_1\varepsilon_{t-12}$$

$$Y_t = (1+\phi_1)Y_{t-1}-\phi_1 Y_{t-2}+Y_{t-12}-(1+\phi_1)Y_{t-13}+\phi_1 Y_{t-14}+\varepsilon_t-\Theta_1\varepsilon_{t-12}$$

$$Y_t = (1+\phi_1)(Y_{t-1}-Y_{t-13})-\phi_1(Y_{t-2}-Y_{t-14})+Y_{t-12}+\varepsilon_t-\Theta_1\varepsilon_{t-12}$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.66705(Y_{t-1}-Y_{t-13})+0.33295(Y_{t-2}-Y_{t-14}) + Y_{t-12}-0.64019e_{t-12} \quad (7)$$

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

Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t – j

e_{t-j} แทนค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t – j

t = 1 แทนเดือนมกราคม พ.ศ. 2554

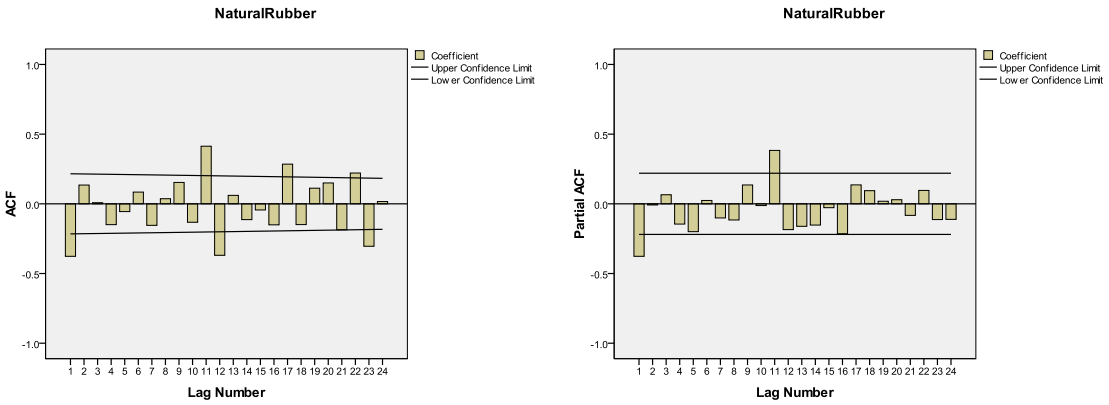

Figure 2 ACF and PACF of the first difference, d=1, and the seasonal difference, D=1, of the export quantity of rubber

ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย

จากการตรวจสอบคุณลักษณะของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติ (Kolmogorov–Smirnov; Z=0.809, p=0.529) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs test; Z=-1.436, p=0.151) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t=-0.249, p=0.804) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic=0.785, p=0.654) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = 243{,}087{,}315.96432 + \hat{S}_t \qquad (8)$$

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

$\hat{S}_t$ แทนดัชนีฤดูกาล ณ เวลา t รายละเอียดแสดงดัง Table 1 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ปริมาณการส่งออกยางพาราของเดือนเมษายนถึงเดือนกันยายนของทุกปีมีค่าน้อยกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลน้อยกว่า 0

t = 1 แทนเดือนมกราคม พ.ศ. 2554

Table 1 Seasonal index from simple seasonal exponential smoothing method

Month	Seasonal index	Month	Seasonal index	Month	Seasonal index
January	10,249,151	May	-34,436,705	September	-4,336,006
February	18,304,604	June	-45,700,289	October	17,256,116
March	25,773,731	July	-15,049,324	November	21,924,867
April	-28,553,413	August	-1,894,961	December	36,461,787

ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

จากการตรวจสอบคุณลักษณะของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติ (Kolmogorov–Smirnov Z=0.807, p=0.532) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs test; Z=-1.436, p=0.151) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t=-0.271, p=0.787) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic=0.785, p=0.654) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = \left(243{,}294{,}565.37244 + 37{,}615.83367m\right) + \hat{S}_t \qquad (9)$$

เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m โดยที่ m = 1 แทนเดือนมกราคม พ.ศ. 2562

$\hat{S}_t$ แทนดัชนีฤดูกาล ณ เวลา t รายละเอียดแสดงดัง Table 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ปริมาณการส่งออกยางพาราของเดือนเมษายนถึงเดือนกันยายนของทุกปีมีค่าน้อยกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลน้อยกว่า 0

t = 1 แทนเดือนมกราคม พ.ศ. 2554

Table 2 Seasonal index from Winters' additive exponential smoothing method

Month	Seasonal index	Month	Seasonal index	Month	Seasonal index
January	10,458,375	May	-34,379,657	September	-4,431,084
February	18,475,765	June	-45,681,274	October	17,123,006
March	25,906,848	July	-15,068,339	November	21,753,723
April	-28,458,332	August	-1,952,008	December	36,252,606

ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

จากการตรวจสอบคุณลักษณะของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติ (Kolmogorov–Smirnov; Z=0.675, p=0.753) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t=-0.361, p=0.719) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic=0.785, p=0.654) แต่มีการเคลื่อนไหวไม่เป็นอิสระกัน (Runs test; Z= -2.668, p=0.008) นั่นหมายความว่า ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีนี้ไม่มีความเหมาะสม จึงไม่นำเสนอตัวแบบไว้ ณ ที่นี้ รวมถึงจะไม่มีการนำตัวแบบไปพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 เพื่อเปรียบเทียบค่า MAPE และ RMSE

ผลการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

จากการคำนวณค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ของวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 4 วิธี คือ วิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ได้ผลแสดงดัง Table 3 พบว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายมีค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ต่ำที่สุด (MAPE=5.5951, RMSE= 23,983,116) และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ต่ำเป็นอันดับที่ 2 (MAPE=5.6003, RMSE= 23,991,834) ดังนั้นผู้วิจัยจะใช้ค่าการพยากรณ์ของวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกในการสร้างตัวแบบพยากรณ์รวม โดยการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด เมื่อกำหนดให้ค่าพยากรณ์ของวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกเป็นตัวแปรอิสระ และใช้ข้อมูลปริมาณการส่งออกยางพาราตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2554 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 96 ค่า เป็นตัวแปรตาม

Table 3 MAPE and RMSE of the first dataset

Criteria	Box–Jenkins	Simple seasonal	Winters' additive	Winters' multiplicative
MAPE	5.8913	**5.5951**	**5.6003**	6.1167
RMSE	27,006,624	**23,983,116**	**23,991,834**	25,767,761

เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติ (Kolmogorov–Smirnov; Z=0.831, p=0.495) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (Runs test; Z=-1.436, p=0.151) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t=0.164, p=0.870) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene statistic=0.785, p=0.654) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์รวมแสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = 10.43675\hat{Y}_{1t} - 9.43828\hat{Y}_{2t} \quad (10)$$

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

$\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายและวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ตามลำดับ

t = 1 แทนเดือนมกราคม พ.ศ. 2554

ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์

จากการตรวจสอบข้อสมมุติของความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณไม่มีความเหมาะสม ดังนั้นจึงเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์จากวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ ในสมการที่ (7) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย ในสมการที่ (8) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ในสมการที่ (9) และวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (10) เท่านั้น โดยทำการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 หรือปริมาณการส่งออกยางพารา ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวน 12 ค่า เพื่อคำนวณค่า MAPE และ RMSE ได้ผลแสดงดัง (Table 4)

Table 4 MAPE and RMSE of the second dataset

Criteria	Box–Jenkins	Simple seasonal	Winters' additive	Combined
MAPE	9.6755	7.9980	8.0972	**7.9773**
RMSE	29,103,148	24,630,683	24,749,247	**23,854,350**

จาก Table 4 พบว่า วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด เนื่องจากมีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด หรือให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด โดยมีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางพาราร้อยละ 7.9773 (MAPE= 7.9773) หรือมีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางพารา 23,854,350 กิโลกรัม (RMSE= 23,854,350) ซึ่งทั้ง 2 เกณฑ์ที่ใช้ในการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ให้ผลเป็นไปในทิศทางเดียวกัน จึงทำให้น่าเชื่อถือได้มากยิ่งขึ้นว่าวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด สำหรับวิธีการพยากรณ์ที่มีประสิทธิภาพรองลงมา คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ ตามลำดับ

วิจารณ์ผลการวิจัย

จากการศึกษาครั้งนี้พบว่า วิธีการพยากรณ์รวมมีความเหมาะสมมากที่สุดในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางพารา รองลงมาคือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ ตามลำดับ เป็นที่น่าสังเกตว่าวิธีการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีเพียงความผันแปรตามฤดูกาลเท่านั้น เช่น วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายกลับมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางพาราที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล ดังจะเห็นได้จากค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ใน Table 3 ที่พบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายมีค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ต่ำที่สุด อีกทั้งโปรแกรม SPSS เมื่อใช้ Expert Modeler ยังแนะนำว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายมีความเหมาะสมมากที่สุด อาจเนื่องมาจากอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางพารามีแนวโน้มทั้งเพิ่มขึ้นและลดลง และอนุกรมเวลามีความผันแปรตามฤดูกาล กล่าวคือ เมื่อพิจารณาปริมาณการส่งออกในช่วงเดือนมกราคม พ.ศ. 2554 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2556 พบว่าปริมาณการส่งออกมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น แต่เมื่อพิจารณาปริมาณการส่งออกในช่วงเดือนมกราคม พ.ศ. 2557 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 พบว่าปริมาณการส่งออกกลับมีแนวโน้มลดลง ซึ่งหากพิจารณาในภาพรวมของปริมาณการส่งออกในช่วงเดือนมกราคม พ.ศ. 2554 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 อาจทำให้แนวโน้มไม่ปรากฏชัดเจนนัก สำหรับความผันแปรตามฤดูกาล พบว่าปริมาณการส่งออกยางพาราของเดือนเมษายนถึงเดือนกันยายนของทุกปีจะต่ำกว่าเดือนอื่นๆ ด้วยเหตุผลดังกล่าวจึงอาจทำให้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายมีความเหมาะสมมากกว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและวิธีบ็อกซ์–เจนกินส์ ที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล

ผลการศึกษาครั้งนี้พบว่า วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด อาจเนื่องมาจากวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่รวมค่าพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไป เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีค่าคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด โดยจะสามารถใช้ได้ดีในกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากกว่า 1 วิธี (Manmin, 2006) สอดคล้องกับการศึกษาของ Keerativibool and Kanjanasamranwong (2014) และ Riansut (2019) ที่พบว่า วิธีการพยากรณ์รวมมีความเหมาะสมมากที่สุด เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์รวมในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางพารา ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2563 ได้ผลแสดงดัง Table 5 และ Figure 3 ซึ่งพบว่าปริมาณการส่งออกยางพารามีแนวโน้มค่อนข้างคงตัว อย่างไรก็ตาม การเปลี่ยนแปลงของปริมาณการส่งออกยางพาราอาจเกิดจากหลายสาเหตุ เช่น สถานการณ์ตลาด ปริมาณความต้องการใช้ทั้งภายในและต่างประเทศ สภาวะ

เศรษฐกิจ อัตราแลกเปลี่ยนเงินตรา และราคาส่งออก เป็นต้น ดังนั้นจึงควรพิจารณาตัวแปรเหล่านี้เพื่อใช้ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ให้มีประสิทธิภาพมากยิ่งขึ้น โดยการสร้างเป็นตัวแบบถดถอย (Regression model) ซึ่งสามารถศึกษาวิธีการสร้างตัวแบบลักษณะนี้ได้จากการศึกษาของ Montgomery *et al.* (2006) อีกทั้งเมื่อมีปริมาณการส่งออกยางพาราที่เป็นปัจจุบันมากยิ่งขึ้น หรือปริมาณการส่งออกมีความผันผวนเพิ่มขึ้น ผู้วิจัยควรนำข้อมูลมาปรับปรุงตัวแบบ เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

Table 5 Forecast values of the export quantity of rubber from combined forecasting method

Time	Forecast values	Time	Forecast values	Time	Forecast values
JAN 2019	244,403,161	MAY 2019	199,801,752	SEP 2019	229,872,147
FEB 2019	252,450,523	JUN 2019	188,559,306	OCT 2019	251,435,209
MAR 2019	259,912,276	JUL 2019	219,167,358	NOV 2019	256,100,770
APR 2019	205,672,117	AUG 2019	232,305,545	DEC 2019	270,619,439

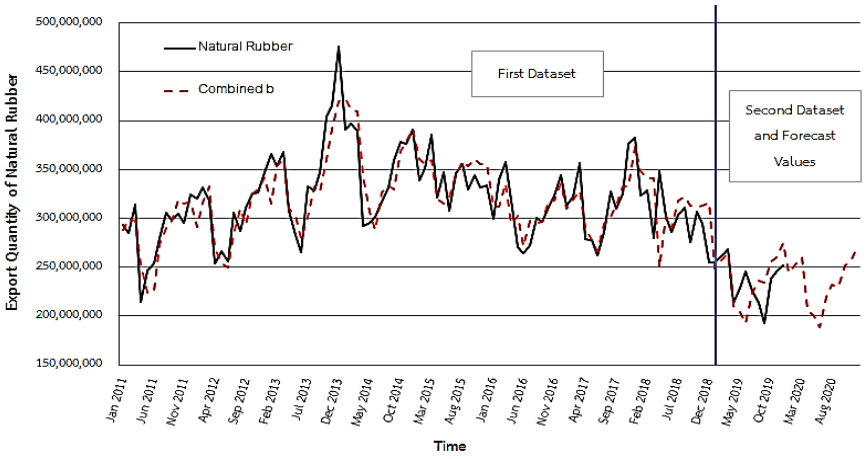

Figure 3 Comparison of the export quantity of rubber and its forecasts from combined forecasting method

สรุปผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกยางพารา ซึ่งพบว่าวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงสุด โดยมีตัวแบบพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 10.43675\hat{Y}_{1t} - 9.43828\hat{Y}_{2t}$$

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

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร กระทรวงเกษตรและสหกรณ์ที่เอื้อเฟื้อข้อมูลปริมาณการส่งออกยางพารา

เอกสารอ้างอิง

Box, G.E.P., G.M. Jenkins and G.C. Reinsel. 1994. **Time Series Analysis: Forecasting and Control.** 3rd Ed. New Jersey: Prentice Hall. 438 p.

Keerativibool, W. 2014. Forecasting the export quantity of rubber compound. **Srinakharinwirot Science Journal** 30(2): 41-56. [in Thai]

Keerativibool, W. and P. Kanjanasamranwong. 2014. Forecasting the prices of rubber smoked sheets level 3. **KKU Science Journal** 42(1): 235-247. [in Thai]

Ket-iam, S. 2005. **Forecasting Technique.** 2nd Ed. Songkhla: Thaksin University. 328 p. [in Thai]

Manmin, M. 2006. **Time Series and Forecasting.** Bangkok: Foreprinting. 448 p. [in Thai]

Montgomery, D.C., E.A. Peck and G.G. Vining. 2006. **Introduction to Linear Regression Analysis.** 4th Ed. New York: Wiley. 535 p.

Office of Agricultural Economics. 2020. **Natural rubber export statistics from 2011 to 2019.** [Online]. Available http://impexp.oae.go.th/service/export.php?S_YEAR=2554&E_YEAR=2562&PRODUCT_GROUP=5265&PRODUCT_ID=&wf_search=&WF_SEARCH=Y#export (28 January 2020).

Riansut, W. 2018. Comparison of tangerine prices forecast model by exponential smoothing methods. **Thai Journal of Science and Technology** 7(5)(Suppl.): 460-470. [in Thai]

_____. 2019. Forecasting the value of natural rubber exports. **Science and Technology RMUTT Journal** 9(1): 115-127. [in Thai]

Rmutphysics. 2020. **Natural rubber.** [Online]. Available http://www.electron.rmutphysics.com/sciencenews/index.php?option=com_content&task=view&id=141&Itemid=0 (28 January 2020). [in Thai]