

ตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำยางข้น

Forecasting Model for the Export Quantity of Concentrated Latex

วารางคณา กิรติวิบูลย์^{1*}

¹ผู้ช่วยศาสตราจารย์ สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์
และหน่วยวิจัยคณิตศาสตร์บูรณาการ มหาวิทยาลัยทักษิณ จังหวัดพัทลุง 93110

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการวิจัยครั้งนี้ คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดของปริมาณการส่งออกน้ำยางข้น ด้วยวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลา 3 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม โดยใช้อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกน้ำยางข้นจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2557 จำนวน 194 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2556 จำนวน 182 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมีนาคม 2556 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2557 จำนวน 12 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด และเกณฑ์สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์ที่สูงที่สุด ผลการวิจัยพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีการพยากรณ์ที่มีประสิทธิภาพมากที่สุด คือ วิธีการพยากรณ์รวม ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์เป็น $\hat{Y}_t = -0.68432\hat{Y}_{1t} + 1.68432\hat{Y}_{2t}$ เมื่อ \hat{Y}_{1t} และ \hat{Y}_{2t} แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ

Abstract

The objective of this research is to construct the appropriate forecasting model for the export quantity of concentrated latex by the three time series analysis methods, which are Box-Jenkins method, Winters' multiplicative exponential smoothing method, and combined forecasting method. Time series data from the website of Office of Agricultural Economics during January, 1998 to February, 2014 (194 values) are used and divided into two series. The first 182 values from January, 1998 until February, 2013 for the models prediction and the last 12 values from March, 2013 until February, 2014 for comparison the performance of forecasting models via the criterion of the lowest root mean squared error and the criterion of the highest correlation coefficient between existing values and forecasted values. Research findings indicated that, for all forecasting methods that have been studied, the most powerful method is the combined forecasting and the forecasting model is $\hat{Y}_t = -0.68432\hat{Y}_{1t} + 1.68432\hat{Y}_{2t}$ where \hat{Y}_{1t} and \hat{Y}_{2t} represent the single forecasts at time t from Box-Jenkins method and Winters' multiplicative exponential smoothing method, respectively.

คำสำคัญ : น้ำยางข้น บ็อกซ์-เจนกินส์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ การพยากรณ์รวม รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์

Keywords : Concentrated Latex, Box-Jenkins, Winters' Multiplicative Exponential Smoothing, Combined Forecasting, Root Mean Squared Error, Correlation Coefficient.

1. บทนำ

ยางพาราเป็นสินค้าเกษตรส่งออกหลักที่มีความสำคัญต่อเศรษฐกิจของประเทศ เนื่องจากสามารถทำรายได้ให้กับประเทศเป็นจำนวนมาก อีกทั้งยังเป็นสินค้าส่งออกที่มีมูลค่าอยู่ในอันดับต้นของการส่งออกสินค้าเกษตรกรรม (อมเรศ มณีฉาย, 2555) จากรายงานของสำนักงานกองทุนสงเคราะห์การทำสวนยาง พบว่า ยางพารามีความสำคัญต่อเศรษฐกิจของประเทศไทย 3 ประการ คือ ช่วยฟื้นฟูสภาพเศรษฐกิจ กระจายรายได้ให้กับเกษตรกรชาวสวนยาง และทำให้เกษตรกรมีรายได้ที่แน่นอนและเพิ่มขึ้น เพราะยางพาราเป็นพืชที่ปลูกแล้ว เกษตรกรจะมีรายได้สม่ำเสมอเกือบตลอดทั้งปี จึงสร้างรายได้ให้มากกว่าการปลูกพืชชนิดอื่นๆ (พินิตา ณ ลำเลียง, 2555) รวมถึงผลิตภัณฑ์ที่ได้จากยางพารามีความหลากหลาย ตั้งแต่ตัวต้นยางที่สามารถนำมาทำเป็นเฟอร์นิเจอร์ได้หลายรูปแบบ ตัวน้ำยางพาราสามารถแปรรูปไปเป็นวัตถุดิบประเภทต่างๆ ที่ใช้ในอุตสาหกรรม เช่น น้ำยางข้น (Concentrated Latex) หรือน้ำยางธรรมชาติที่ผ่านกระบวนการเพิ่มความเข้มข้น โดยน้ำยางข้นจะมีปริมาณเนื้อยางร้อยละ 55 – 65 สูงกว่าน้ำยางสดที่มีปริมาณเนื้อยางเพียงร้อยละ 25 – 30 ทำให้สะดวกต่อการขนส่งเป็นอย่างมาก (วิกิพีเดีย สารานุกรมเสรี, 2557) ประกอบกับความต้องการนำน้ำยางข้นไปใช้ในอุตสาหกรรมต่างๆ เช่น การผลิตยางพองน้ำ สายยางยืดแบบกลม ท่อยาง ลูกโป่ง ลูกยางอนามัย หัวนมยาง และอุปกรณ์ทางการแพทย์ ทำให้ปัจจุบันประเทศไทยเป็นประเทศผู้ผลิตและส่งออกน้ำยางข้นเป็นอันดับหนึ่งของโลก (คลังข้อมูลสารสนเทศระดับภูมิภาค (ภาคใต้), 2557) อย่างไรก็ตาม ปริมาณการส่งออกน้ำยางข้นยังคงมีความผันผวนสูง ซึ่งอาจเกิดจากปัจจัยของการให้ผลผลิตน้ำยางสดตามแต่ละฤดูกาล สภาพภูมิอากาศ เช่น อุณหภูมิ ความชื้นในอากาศ และปริมาณน้ำฝน เป็นต้น (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2557) ด้วยเหตุผลของความไม่แน่นอนในปริมาณการส่งออก ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะนำปริมาณการส่งออกในอดีตมาสร้างตัวแบบพยากรณ์ โดยการศึกษาครั้งนี้ จะให้ความสนใจกับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำยางข้นด้วยวิธีการทางสถิติ เพื่อใช้เป็นจุดเริ่มต้น

ของการวางแผนการปลูก ซึ่งส่งผลต่อการตัดสินใจ การบริหารจัดการด้านความเสี่ยงต่างๆ ช่วยในการประเมินการคาดการณ์ปริมาณการส่งออกน้ำยางข้นล่วงหน้า อีกทั้งยังเป็นประโยชน์ต่อรัฐบาลในการวางนโยบายเชิงกลยุทธ์ทางการค้าในอนาคตต่อไป

2. วิธีการศึกษา

อนุกรมเวลาที่ใช้ในการสร้างและพัฒนาตัวแบบพยากรณ์สำหรับการวิจัยครั้งนี้ คือ ปริมาณการส่งออกน้ำยางข้น (กิโกรัม) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2557 จำนวน 194 ค่า ซึ่งถูกเก็บรวบรวมโดยสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2557) ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 เป็นข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำยางข้น ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2556 จำนวน 182 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยโปรแกรม SPSS รุ่น 17 โดยใช้เทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่เหมาะสมกับข้อมูลชุดนี้มากที่สุด จำนวน 3 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 เป็นข้อมูลปริมาณการส่งออกน้ำยางข้น ตั้งแต่เดือนมีนาคม 2556 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2557 จำนวน 12 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) ที่ต่ำที่สุด และเกณฑ์สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Correlation Coefficient: r) ระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์ที่สูงที่สุด

2.1 การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีความยุ่งยากและซับซ้อนมากที่สุดในบรรดาวิธีการพยากรณ์ทั้งหมด อีกทั้งยังต้องใช้จำนวนข้อมูลค่อนข้างมาก อย่างไรก็ตาม วิธีการนี้เป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีความถูกต้องสูง และมีความเหมาะสมกับข้อมูลทุกประเภท เนื่องจากได้กำหนดตัวแบบโดยการตรวจสอบคุณสมบัติของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง

(Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) ซึ่งพิจารณาภายใต้อนุกรมเวลาที่เป็นคงที่ (Stationary) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ (ทรงศิริ แต่สมบัติ, 2549) โดยมีตัวแบบทั่วไป คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s แสดงดังสมการที่ (1) (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 Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_p(B^s)$ แทนค่าคงที่ โดยที่ μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะคงที่

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ p (Non-Seasonal Autoregressive Operator of Order p : AR(p))

$\Phi_p(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps}$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบมีฤดูกาลอันดับที่ P (Seasonal Autoregressive Operator of Order P : SAR(P))

$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ q (Non-Seasonal Moving Average Operator of Order q : MA(q))

$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_Q B^{Qs}$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาลอันดับที่ Q (Seasonal Moving Average Operator of Order Q : SMA(Q))

- t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n
- n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1
- s แทนจำนวนฤดูกาล
- d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ แสดงรายละเอียดดังนี้

1) พิจารณาอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะคงที่หรือไม่ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา (Y_t, t) รวมถึงกราฟ ACF และ PACF หากพบว่าอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่คงที่ (Non-Stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้มีลักษณะคงที่ก่อนที่จะดำเนินการขั้นต่อไป เช่น การแปลงด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or Seasonal Difference) การแปลงด้วยลอการิทึมสามัญหรือลอการิทึมธรรมชาติ (Common Logarithm or Natural Logarithm) หรือการแปลงด้วยเลขยกกำลัง เช่น ยกกำลัง 0.5 (Square Root Transformation) หรือยกกำลัง 2 (Square Transformation) เป็นต้น (Bowerman and O'Connell, 1993)

2) กำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะคงที่ นั่นคือ กำหนดค่า p, q, P และ Q พร้อมทั้งประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ

3) ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจากตัวแบบพยากรณ์ครั้งละ 1 ตัว จากนั้นจึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์และประมาณค่าพารามิเตอร์ใหม่จนกว่าจะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญทั้งหมด

4) คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian Information Criterion: BIC) ต่ำที่สุด มีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ และอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ มีการแจกแจงปกติ ซึ่งสามารถตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov's Test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-Test) และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบเอฟ (F-Test) ของเลวินภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene's Test based on Median)

5) พยากรณ์อนุกรมเวลา โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากขั้นตอนที่ 4

2.2 การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing Method)

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ (Smoothing Method) คือ การพยากรณ์โดยใช้ค่าสังเกตจากอดีตส่วนหนึ่งหรือทั้งหมดในการสร้างสมการพยากรณ์ ซึ่งน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าจะแตกต่างกัน เหตุผลสำคัญที่มีการใช้วิธีการปรับเรียบเนื่องจากอนุกรมเวลาอาจเกิดความผันแปรจากเหตุการณ์ที่ผิดปกติ จึงทำให้ไม่เห็นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาอื่นๆ ซึ่งวิธีการปรับเรียบจะช่วยลดอิทธิพลของความผันแปรดังกล่าวได้ ดังนั้นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแต่ละส่วนจึงปรากฏชัดเจนขึ้น ทำให้สามารถพยากรณ์ค่าของอนุกรมเวลาในอนาคตได้ สำหรับวิธีการปรับเรียบนั้นมียุทธวิธีหลายวิธี ขึ้นอยู่กับลักษณะของอนุกรมเวลา (วราจกนกศิริวิบูลย์ และปริดาภรณ์ กาญจนสำราญวงศ์, 2556) เช่น อนุกรมเวลาที่ประกอบด้วยแนวโน้มเชิงเส้นและมีความผันแปรตามฤดูกาล ควรใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ โดยวิธีการนี้แบ่งออกได้เป็น 2 กรณี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีความผันแปรตามฤดูกาลที่ กล่าวคือ ความผันแปรตามฤดูกาลมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีความผันแปรตามฤดูกาลเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (Winters, 1960) สำหรับการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เนื่องจากปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้นของข้อมูลชุดที่ 1 ในช่วงเดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2556

มีความผันแปรตามฤดูกาลเพิ่มขึ้นตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 1) ตัวแบบแสดงดังสมการที่ (2) และตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3) (สมเกียรติ เกตุเอี่ยม, 2548; IBM Corporation, 2013)

$$Y_t = (\beta_0 + \beta_1 t) S_t \varepsilon_t \quad (2)$$

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

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

β_0 , β_1 และ S_t แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล ตามลำดับ

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

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

a_t , b_t และ \hat{S}_t แทนค่าประมาณ ณ เวลา t ของพารามิเตอร์ β_0 , β_1 และ S_t ตามลำดับ

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

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

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

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

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n

n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนฤดูกาล

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สมิธร์นอฟ มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบเอฟของเลวินภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน

2.3 การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม (Combined forecasting method)

กรณีที่มีวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไป ให้ค่าของเกณฑ์ที่ใช้เปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบพยากรณ์ไม่แตกต่างกันมากนัก จึงเป็นเรื่องยากสำหรับผู้วิจัยที่จะพิจารณาเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด ดังนั้นวิธีการพยากรณ์รวมจึงเป็นทางเลือกหนึ่งที่น่าสนใจ เนื่องจากถ้าผู้วิจัยสามารถกำหนดค่าถ่วงน้ำหนักที่เหมาะสมให้กับวิธีการพยากรณ์เดี่ยว จะทำให้ได้ค่าพยากรณ์รวมที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยลง (มุกดา แม้นมิตร, 2549) ณ ที่นี้ได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธี คือ วิธีบอซซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมเขียนได้ดังสมการที่ (4)

$$\hat{Y}_t = w_1 \hat{Y}_{1t} + w_2 \hat{Y}_{2t} \quad (4)$$

เมื่อ \hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t

\hat{Y}_{1t} และ \hat{Y}_{2t} แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอซซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ

w_1 และ w_2 แทนค่าถ่วงน้ำหนักของวิธีบอซซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ โดยที่

$$w_1 = \frac{b_1}{b_1 + b_2} \quad \text{และ} \quad w_2 = \frac{b_2}{b_1 + b_2} \quad (5)$$

b_1 และ b_2 แทนค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Squares Method) (Montgomery, et al., 2006) ของวิธีบอซซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ เมื่อกำหนดให้ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากทั้ง 2 วิธีเป็นตัวแปรอิสระ และปริมาณการส่งออกน้ำยางข้นเป็นตัวแปรตาม ซึ่งค่า b_1 และ b_2 จะคำนวณจากจำนวนข้อมูลพยากรณ์ในอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ณ ที่นี้คือ 169 ค่า เนื่องจากมีการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ของวิธีบอซซ์-เจนกินส์ ทำให้ไม่มีค่าพยากรณ์ 13 ค่าแรก

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สมิธร์นอฟ มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟของความคลาดเคลื่อนเทียบกับเวลา มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบเอฟของเลวินภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน

2.4 การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้เปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบพยากรณ์ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอซซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม โดยทำการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำยางข้นของข้อมูลชุดที่ 2 คือ อนุกรมเวลาตั้งแต่เดือนมีนาคม 2556 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2557 จำนวน 12 ค่า เพื่อคำนวณค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) (วรารคณา กิรติวิบูลย์ และปรีดาภรณ์ กาญจนสำราญวงศ์, 2557) และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (r) ระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์ (วรารคณา กิรติวิบูลย์, 2557) ดังสมการที่ (6) ตัวแบบพยากรณ์ใดที่มีค่า RMSE ต่ำที่สุด และมีค่า r สูงที่สุด จะเป็นตัวแบบพยากรณ์ที่มีประสิทธิภาพมากที่สุด

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} (Y_t - \hat{Y}_t)^2}$$

$$\text{และ} \quad r = \frac{\sum_{t=1}^{n_2} (Y_t - \bar{Y})(\hat{Y}_t - \bar{\hat{Y}})}{\sqrt{\sum_{t=1}^{n_2} (Y_t - \bar{Y})^2 \sum_{t=1}^{n_2} (\hat{Y}_t - \bar{\hat{Y}})^2}} \quad (6)$$

เมื่อ Y_t และ \hat{Y}_t แทนอนุกรมเวลา และค่าพยากรณ์ ณ เวลา t ตามลำดับ

\bar{Y} และ $\bar{\hat{Y}}$ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลา และค่าเฉลี่ยของค่าพยากรณ์ ตามลำดับ

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2

n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

3. ผลการศึกษาและอภิปรายผล

3.1 ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 คือ ปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2556 จำนวน 182 ค่า ดังรูปที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีลักษณะไม่คงที่ เนื่องจากมีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล

จากกราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 2 พบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะไม่คงที่ ดังนั้น ณ ที่นี้จึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 เมื่อจำนวนฤดูกาลเท่ากับ 12 ($d = 1, D = 1, s = 12$) ได้กราฟ ACF และ PACF แสดงดังรูปที่ 3 พบว่า อนุกรมเวลายังมีลักษณะไม่คงที่ เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน of ปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น ตกอยู่นอกขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99 เป็นจำนวนมาก จึงแปลงข้อมูลอีกครั้งด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (Natural logarithm) ได้กราฟ ACF และ PACF แสดงดังรูปที่ 4 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน of ปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น ตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99 เพิ่มมากขึ้น และมีช่วงเวลาหรือ lag ที่ตกอยู่นอกขอบเขตอย่างชัดเจน คือ AR(1), AR(2), MA(1), SAR(1), SAR(2) และ SMA(1) ทำให้ระบุตัวแบบเริ่มต้นได้ง่ายยิ่งขึ้น ซึ่งคือ ตัวแบบ SARIMA(2, 1, 1)(2, 1, 1)₁₂ จากนั้นดำเนินการ

ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจากตัวแบบพยากรณ์ครั้งละ 1 ตัว ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้พร้อมกับการประมาณค่าพารามิเตอร์ แสดงดังตารางที่ 1 โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า BIC ต่ำที่สุด คือ ตัวแบบ SARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่ และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยใช้โปรแกรม SPSS รุ่น 17 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ เนื่องจาก p-value มีค่ามากกว่า 0.01 (Kolmogorov-Smirnov Statistic = 0.054, p-value = 0.2) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 5 ซึ่งพบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน of ความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ เนื่องจาก p-value มีค่ามากกว่า 0.01 ($t = -0.099, p\text{-value} = 0.921$) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา เนื่องจาก p-value มีค่ามากกว่า 0.01 (Levene Statistic = 1.118, p-value = 0.35) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่ มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

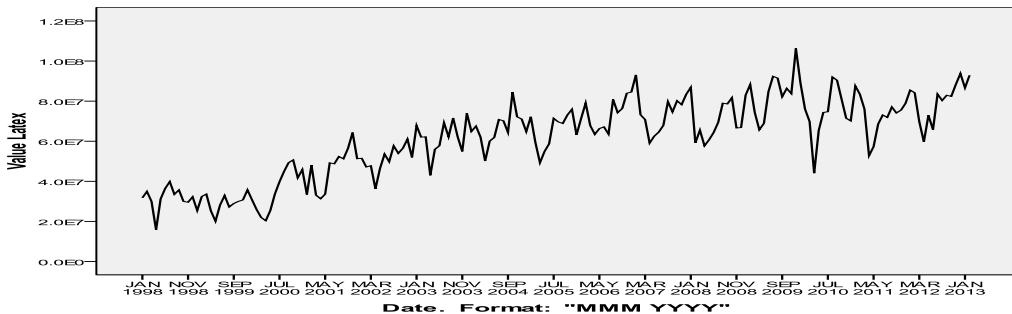
$$(1-B)(1-B^{12})Z_t = (1-\theta_1 B)(1-\theta_1 B^{12})\varepsilon_t$$

$$Z_t = Z_{t-1} + Z_{t-12} - Z_{t-13} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_1 \varepsilon_{t-12} + \theta_1 \varepsilon_{t-13}$$

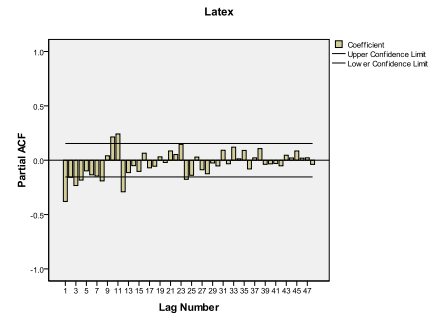
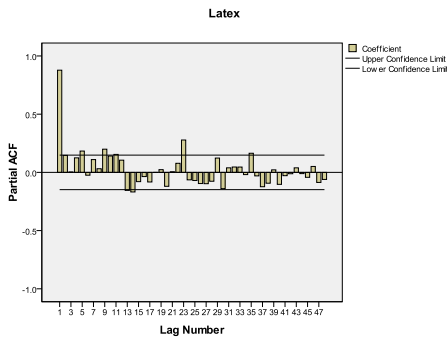
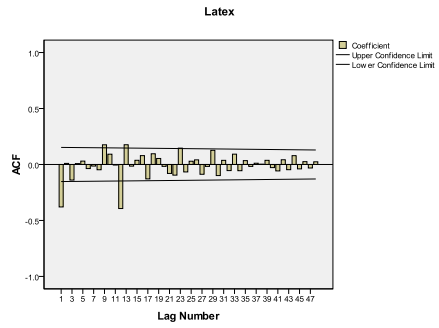
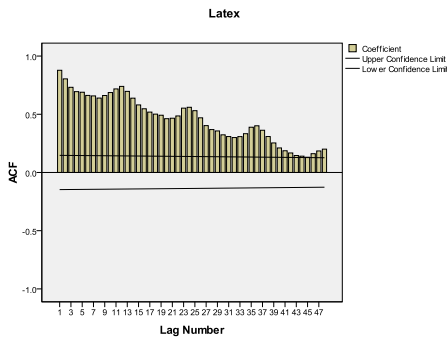
เมื่อ $Z_t = \ln Y_t$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ในตารางที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Z}_t = Z_{t-1} + Z_{t-12} - Z_{t-13} - 0.66879\varepsilon_{t-1} - 0.87991\varepsilon_{t-12} + 0.58848\varepsilon_{t-13}; \hat{Z}_t = \ln \hat{Y}_t \quad (7)$$

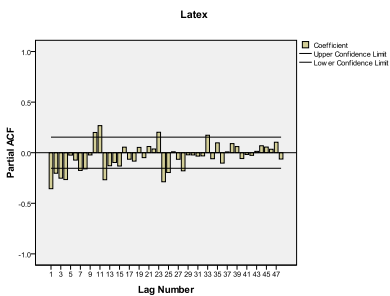
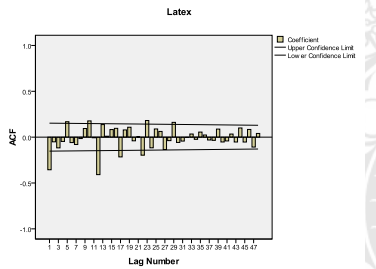


รูปที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2556

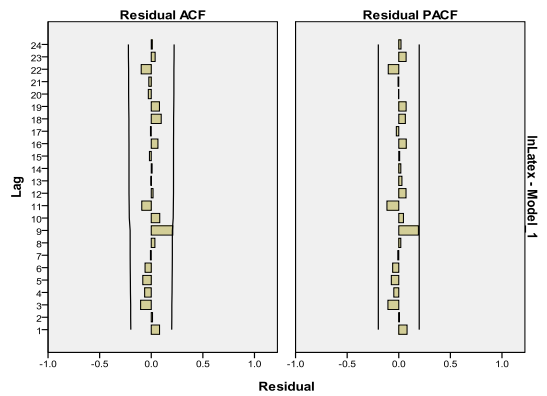


รูปที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรม
เวลาปริมาณการส่งออกน้ำยางข้น

รูปที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรม
เวลาปริมาณการส่งออกน้ำยางข้น
เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่าง ผลต่าง
ฤดูกาลลำดับที่ 1 และลอการิทึมธรรมชาติ



รูปที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรม
เวลาปริมาณการส่งออกน้ำยางข้น
เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่าง
และผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1



รูปที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาด
เคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์
ที่มีตัวแบบ SARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)₁₂
ไม่มีพจน์ของค่าคงที่

ตารางที่ 1 ค่าประมาณพารามิเตอร์ ค่า BIC และค่าสถิติ Ljung-Box Q ของตัวแบบ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s

ค่าประมาณพารามิเตอร์		SARIMA(p, d, q)(P, D, Q) _s					
		SARIMA (2, 1, 1) (2, 1, 1) ₁₂	SARIMA (1, 1, 1) (2, 1, 1) ₁₂	SARIMA (1, 1, 1) (1, 1, 1) ₁₂	SARIMA (1, 1, 1) (0, 1, 1) ₁₂	SARIMA (1, 1, 1) (0, 1, 1) ₁₂ ไม่มีพจน์ ของค่าคงที่	SARIMA (0, 1, 1) (0, 1, 1) ₁₂ ไม่มีพจน์ ของค่าคงที่
ค่าคงที่	ค่าประมาณ	-0.00074	-0.00071	-0.00063	-0.00063	-	-
	p-value	0.253	0.290	0.340	0.335	-	-
AR(1): φ ₁	ค่าประมาณ	0.20017	0.16926	0.15950	0.16441	0.14849	-
	p-value	0.108	0.141	0.163	0.143	0.191	-
AR(2): φ ₂	ค่าประมาณ	0.08345	-	-	-	-	-
	p-value	0.427	-	-	-	-	-
MA(1): θ ₁	ค่าประมาณ	0.82024	0.77831	0.77042	0.77380	0.75399	0.66879
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
SAR(1): Φ ₁	ค่าประมาณ	-0.09365	-0.08294	-0.02423	-	-	-
	p-value	0.399	0.447	0.807	-	-	-
SAR(2): Φ ₂	ค่าประมาณ	-0.11000	-0.11325	-	-	-	-
	p-value	0.272	0.252	-	-	-	-
SMA(1): Θ ₁	ค่าประมาณ	0.81247	0.82016	0.89247	0.90688	0.88398	0.87991
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
BIC		-3.673	-3.707	-3.744	-3.781	-3.817	-3.844
Ljung-Box Q (ณ lag 18)		14.718	14.706	14.473	14.257	15.080	19.126
p-value		0.257	0.326	0.415	0.506	0.446	0.262

3.2 ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณพบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 31.608 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 16.511, p-value = 0.349) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยใช้โปรแกรม SPSS รุ่น 17 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ เนื่องจาก p-value มีค่ามากกว่า 0.01 (Kolmogorov-Smirnov Statistic = 0.033, p-value = 0.2) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 6 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขต

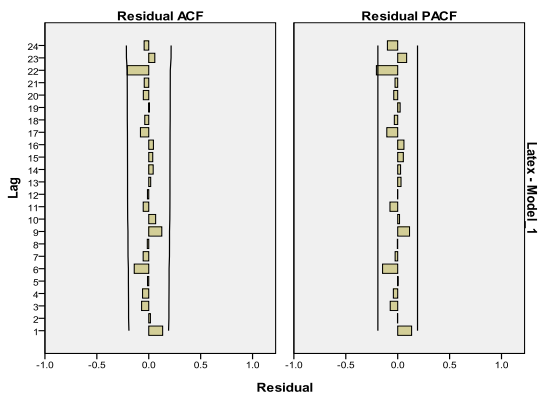
ความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ เนื่องจาก p-value มีค่ามากกว่า 0.01 (t = -0.283, p-value = 0.778) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา เนื่องจาก p-value มีค่ามากกว่า 0.01 (Levene Statistic = 1.003, p-value = 0.446) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (84,673,401.98696 + 305,651.19184m) \hat{S}_t \quad (8)$$

เมื่อ \hat{Y}_{t+m} แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m โดยที่ m = 1 ถึง 12 (เดือนมีนาคม 2556 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2557 จำนวน 12 ค่า)

\hat{S}_t แทนค่าประมาณของดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ปริมาณการส่งออกนํ้ายางชั้นของเดือนมีนาคมถึงเดือนมิถุนายนของทุกปี มีค่าน้อยกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลน้อยกว่า 1

α , γ และ δ มีค่าเท่ากับ 0.2295, 0.001 และ 0.12433 ตามลำดับ



รูปที่ 6 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

ตารางที่ 2 ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลา ปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น จากวิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

เดือน	ค่าประมาณของดัชนีฤดูกาล	เดือน	ค่าประมาณของดัชนีฤดูกาล
มกราคม	1.06269	กรกฎาคม	1.02619
กุมภาพันธ์	1.03117	สิงหาคม	1.06591
มีนาคม	0.91483	กันยายน	1.05949
เมษายน	0.71981	ตุลาคม	1.07126
พฤษภาคม	0.83470	พฤศจิกายน	1.04079
มิถุนายน	0.93520	ธันวาคม	1.06941

3.3 ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยของวิธีพยากรณ์เดี่ยวทั้ง 2 วิธี ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดได้ว่า $b_1 = -0.681409$ และ $b_2 = 1.677154$ ดังนั้นจากสมการที่ (5) สามารถคำนวณค่าถ่วงน้ำหนักของแต่ละวิธีการพยากรณ์เดี่ยวได้เป็น $w_1 = -0.68432$ และ $w_2 = 1.68432$ เพราะฉะนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมเขียนได้ดังนี้

$$\hat{Y}_t = -0.68432\hat{Y}_{1t} + 1.68432\hat{Y}_{2t} \quad (9)$$

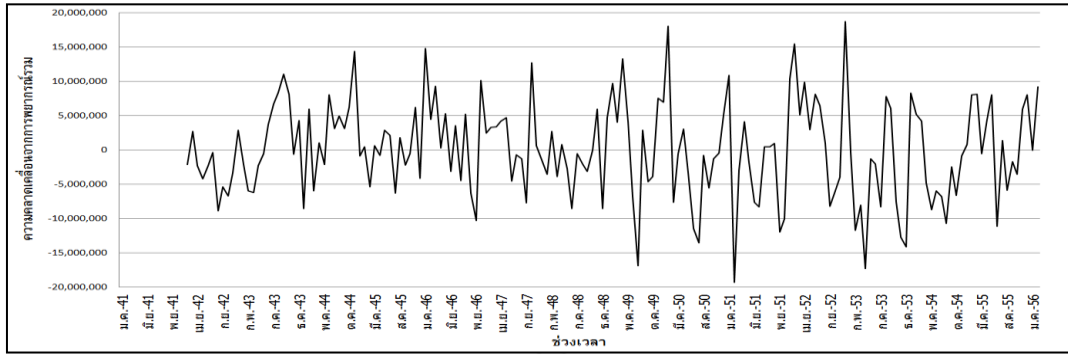
เมื่อ \hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t

\hat{Y}_{1t} และ \hat{Y}_{2t} แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอซซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ

เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยใช้โปรแกรม SPSS รุ่น 17 พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ เนื่องจาก p-value มีค่ามากกว่า 0.01 (Kolmogorov-Smirnov Statistic = 0.034, p-value = 0.2) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 7 ซึ่งพบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการกระจายตัวในลักษณะที่ไม่เป็นรูปแบบ (No Pattern)) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ เนื่องจาก p-value มีค่ามากกว่า 0.01 ($t = 0.42$, p-value = 0.675) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา เนื่องจาก p-value มีค่ามากกว่า 0.01 (Levene Statistic = 0.954, p-value = 0.491)

3.4 ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอซซ์-เจนกินส์ ในสมการที่ (7) โดยวิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ในสมการที่ (8) และโดยวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (9) สำหรับการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 คือ ปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น ตั้งแต่เดือนมีนาคม 2556 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2557 จำนวน 12 ค่า ได้ค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (r) ระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์ แสดงดังตารางที่ 3 พบว่า วิธีการพยากรณ์รวมสามารถสร้างตัวแบบได้มีประสิทธิภาพมากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยต่ำที่สุด และให้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์สูงที่สุด อย่างไรก็ตาม ตัวแบบพยากรณ์จากทั้ง 3 วิธีการพยากรณ์ มีความน่าเชื่อถือ เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับข้อมูลจริง อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01



รูปที่ 7 ลักษณะการเคลื่อนไหวของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

ตารางที่ 3 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของปริมาณการส่งออกน้ำยางข้น (กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนมีนาคม 2556 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2557 รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (r) และการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (t และ p-value)

ช่วงเวลา	ปริมาณการส่งออก น้ำยางข้น	ปริมาณการส่งออกน้ำยางข้น จากการพยากรณ์โดยวิธี		
		บอซซ์-เจนกินส์	วินเทอร์	การพยากรณ์รวม
มี.ค. 56	83,798,871	79,504,081	77,741,410	76,535,178
เม.ย. 56	66,919,799	62,755,305	61,389,027	60,454,055
พ.ค. 56	63,748,551	73,420,292	71,442,681	70,089,361
มิ.ย. 56	66,515,428	81,602,383	80,330,095	79,459,442
ก.ค. 56	109,862,641	89,328,352	88,459,675	87,865,221
ส.ค. 56	81,967,759	93,292,530	92,209,032	91,467,572
ก.ย. 56	94,043,138	92,963,252	91,977,674	91,303,223
ต.ค. 56	101,477,897	93,953,488	93,326,391	92,897,256
พ.ย. 56	96,706,389	91,529,982	90,990,403	90,621,158
ธ.ค. 56	93,796,812	94,857,363	93,819,293	93,108,921
ม.ค. 57	78,218,135	95,975,168	93,554,700	91,898,324
ก.พ. 57	93,508,073	93,781,169	91,094,829	89,256,511
RMSE		10,440,084	10,102,466	<u>10,001,310</u>
r		0.6830	0.7041	<u>0.7166</u>
t		2.957	3.136	3.249
p-value		0.0072	0.0053	0.0044

4. สรุป

การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดของปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น โดยใช้ข้อมูลรายเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2557 จำนวน 194 ค่า ซึ่งผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2556 จำนวน 182 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมีนาคม 2556 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2557 จำนวน 12 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวแบบพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด และเกณฑ์สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์ที่สูงที่สุด ผลการวิจัยพบว่า ตัวแบบพยากรณ์จากทั้ง 3 วิธีการพยากรณ์ มีความน่าเชื่อถือ เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับข้อมูลจริง อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 อย่างไรก็ตามวิธีการพยากรณ์รวมสามารถสร้างตัวแบบได้มี

ประสิทธิภาพมากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยต่ำที่สุด และให้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์สูงที่สุด ซึ่งตัวแบบพยากรณ์รวมแสดงดังนี้

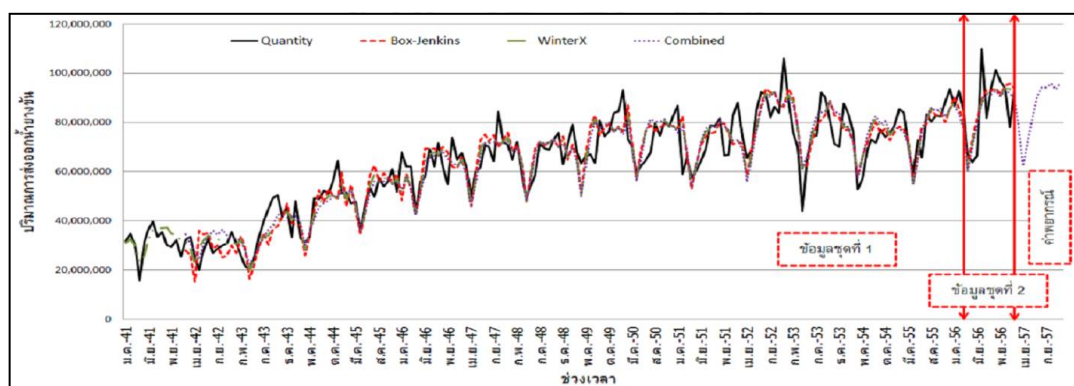
$$\hat{Y}_t = -0.68432\hat{Y}_{t-1} + 1.68432\hat{Y}_{t-2}$$

เมื่อ \hat{Y}_{t-1} และ \hat{Y}_{t-2} แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการพยากรณ์รวม ได้ค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น ตั้งแต่เดือนมีนาคมถึงเดือนธันวาคม 2557 แสดงดังตารางที่ 4 และรูปที่ 8 โดยพบว่า ปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้นมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น อย่างไรก็ตามปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้นยังคงมีความผันแปรตามฤดูกาลสูง โดยปริมาณการส่งออกของเดือนมีนาคมถึงเดือนมิถุนายนของทุกปีมีค่าน้อยกว่าเดือนอื่นๆ ดังนั้นภาครัฐควรให้ความสำคัญกับประเด็นปัญหานี้ และหาทางแก้ไขต่อไป สำหรับการศึกษาค้างต่อไป ผู้วิจัยควรพิจารณาปัจจัยอื่นๆ ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วย เนื่องจากปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น อาจไม่ได้ขึ้นอยู่กับปัจจัยเวลาเพียงปัจจัยเดียว

ตารางที่ 4 ค่าพยากรณ์ของปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น (กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนมีนาคมถึงเดือนธันวาคม 2557

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
มี.ค. 57	79,115,042	ส.ค. 57	94,448,039
เม.ย. 57	62,476,258	ก.ย. 57	94,256,765
พ.ค. 57	72,409,284	ต.ค. 57	95,885,215
มิ.ย. 57	82,084,086	พ.ย. 57	93,514,544
ก.ค. 57	90,753,495	ธ.ค. 57	96,050,551



รูปที่ 8 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกน้ำยางชั้น และค่าพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี

5. เอกสารอ้างอิง

คลังข้อมูลสารสนเทศระดับภูมิภาค (ภาคใต้). 2557.

อุตสาหกรรมยางและเทคโนโลยีในการ

ผลิต. เอกสารออนไลน์จาก

<http://www.arda.or.th/kasetinfo/south/para/used/01-02.php> [2557, มีนาคม 7]

ทรงศิริ แต่สมบัติ. 2549. การพยากรณ์เชิงปริมาณ.

กรุงเทพฯ : มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

พนิดา ณ ลำเลียง. 2555. การพยากรณ์มูลค่าการส่งออกทางพาราจากไทยไปจีน โดยวิธีอาร์มา. เอกสารออนไลน์จาก

http://library.cmu.ac.th/faculty/econ/Exer751409/2555/Exer2555_no156.

มุกดา แม่นมิตร. 2549. อนุกรมเวลาและการพยากรณ์. กรุงเทพฯ : โพรพรินต์ติ้ง.

วารางคณา กิรติวิบูลย์ และปริดาภรณ์ กาญจนสำราญวงศ์. 2556. ตัวแบบพยากรณ์ราคาปาล์มน้ำมัน จังหวัดสุราษฎร์ธานี. วารสารวิทยาศาสตร์ มศว. 29(2) : 27-42.

วารางคณา กิรติวิบูลย์ และปริดาภรณ์ กาญจนสำราญวงศ์. 2557. การพยากรณ์ราคายางแผ่นรมควันชั้น 3. วารสารวิทยาศาสตร์ มช. 42(1) : 235-247.

วารางคณา กิรติวิบูลย์. 2557. การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ สำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกต้นกล้วยไม้. วารสารวิจัยมหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลตะวันออก. 7(1) : 62-72.

วิกิพีเดีย สารานุกรมเสรี. 2557. **น้ำยางข้น**. เอกสารออนไลน์จาก <http://th.wikipedia.org/wiki/น้ำยางข้น>.

สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. 2548. **เทคนิคการพยากรณ์**. พิมพ์ครั้งที่ 2. สงขลา : มหาวิทยาลัยทักษิณ.

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. 2557. สถิติการ

ส่งออกน้ำยางข้น: ปริมาณและมูลค่าการ

ส่งออกรายเดือน. เอกสารออนไลน์จาก

http://www.oae.go.th/oae_report/export_import/export.php.

อมเรศ มณีฉาย. 2555. การวิเคราะห์ปริมาณการ

ส่งออกยางแท่งประเทศไทยไปตลาดจีน

และอเมริกา. เอกสารออนไลน์จาก

http://library.cmu.ac.th/faculty/econ/Exer751409/2555/Exer2555_no282.

Bowerman, B.L. and O'Connell, R.T. 1993.

Forecasting and Time Series: An Applied Approach. 3rd Edition.

California : Duxbury Press.

Box, G.E.P., Jenkins, G.M. and Reinsel, G.C.

1994. **Time Series Analysis: Forecasting and Control**. 3rd Edition.

New Jersey : Prentice Hall.

IBM Corporation. 2013. **IBM SPSS Statistics Information Center**. Document

Online Available from

<http://publib.boulder.ibm.com/infocenter/spsstat/v20r0m0/index.jsp?>

<http://publib.boulder.ibm.com/infocenter/spsstat/v20r0m0/index.jsp?>

Montgomery, D.C., Peck, E.A. and Vining, G.G.

2006. **Introduction to Linear Regression Analysis**. 4th Edition. New

York : John Wiley and Sons.

Winters, P. 1960. **Forecasting Sale by Exponentially Weighted Moving**

Average. Management Science. 6(3) :

324-3