

## การพยากรณ์ราคาน้ำยางสด

# Forecasting Natural Rubber Latex Price

วารงคณา เรียนสุทธิ์\*

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ  
วิทยาเขตพัทลุง ตำบลบ้านพร้าว อำเภอป่าพะยอม จังหวัดพัทลุง 93210

Warangkhan Riansut\*

Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University,  
Phatthalung Campus, Ban Phrao, Pa Phayom, Phatthalung 93210

### บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษานี้ คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาน้ำยางสด โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของการยางแห่งประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 130 ค่า ซึ่งข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557 จำนวน 120 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแคม และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 10 ค่า นำมาใช้สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่าจากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษานั้น วิธีที่มีความถูกต้องมากที่สุด คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

**คำสำคัญ :** น้ำยางสด; บ็อกซ์-เจนกินส์; การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง; เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย; รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย

### Abstract

The objective of this study was to construct the appropriate forecasting model for the natural rubber latex price. The data gathered from the website of the Rubber Authority of Thailand during January, 2005 to October, 2015 of 130 values were used and divided into 2 sets. The first set had 120 values from January, 2005 to December, 2014 for constructing the forecasting models by Box-Jenkins method, Holt's exponential smoothing method, damped trend exponential smoothing method, and Winters' multiplicative exponential smoothing method. The

second set had 10 values from January to October, 2015 for comparing accuracy of the forecasts via the criteria of the lowest mean absolute percentage error and root mean squared error. Research findings indicated that for all forecasting methods that had been studied, the most appropriate method was Winters' multiplicative exponential smoothing method.

**Keywords:** rubber latex; Box-Jenkins; exponential smoothing; mean absolute percentage error (MAPE); root mean squared error (RMSE)

## 1. บทนำ

ยางพาราเป็นพืชเศรษฐกิจที่สำคัญของประเทศไทย เนื่องจากผลผลิตจากต้นยางพาราสามารถนำมาแปรรูปเป็นปัจจัยการผลิตในอุตสาหกรรมที่สำคัญ เช่น ผลิตภัณฑ์ต่าง ๆ ที่ใช้ในชีวิตประจำวัน ยางรถยนต์ และเครื่องมือแพทย์ นอกจากนี้ยางพารายังสามารถสร้างรายได้ให้กับประเทศ สร้างอาชีพให้กับประชาชน ทำให้ประชาชนมีรายได้เลี้ยงตนเอง โดยพื้นที่ที่นิยมปลูกยางพารามากที่สุดของประเทศไทย คือ ภาคใต้ เนื่องจากลักษณะภูมิประเทศ และภูมิอากาศเอื้ออำนวยต่อการเจริญเติบโตของยางพารา จึงส่งผลต่อปริมาณและคุณภาพของน้ำยางที่กรีดยได้ ทำให้ผลผลิตที่ส่งออกเป็นที่ยอมรับว่ามีคุณภาพดี ได้มาตรฐาน และเป็นที่ต้องการของตลาดโลก [1] จังหวัดสงขลาเป็นจังหวัดหนึ่งที่มีพื้นที่การเพาะปลูกยางพาราจำนวนมาก อีกทั้งยังมีตลาดกลางยางพารา ซึ่งเป็นผู้กำหนดราคาในการรับซื้อยางพารา [2] ดังนั้นการศึกษาค้นคว้าวิจัยจะใช้ข้อมูลราคาน้ำยางสด ณ โรงงาน รวบรวมโดยสำนักตลาดกลางยางพารา อำเภอลาดใหญ่ จังหวัดสงขลา และได้มาจากเว็บไซต์ของการยางแห่งประเทศไทย [3] สำหรับใช้ในการหารูปแบบสมการที่เหมาะสมกับการพยากรณ์ราคาน้ำยางสด ซึ่งผลการทบทวนวรรณกรรมในอดีตเกี่ยวกับการพยากรณ์ราคาน้ำยางสดพบว่า ทรงศักดิ์ [4] ใช้วิธีการพยากรณ์ 4 วิธี ได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลด์

วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ผลการศึกษาพบว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณมีความเหมาะสมมากที่สุด รองลงมา คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลด์ ตามลำดับ ดังนั้นการศึกษาค้นคว้าวิจัยจึงยังคงใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลด์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ แต่ไม่ใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังอย่างง่าย และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก เนื่องจากให้ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (mean absolute percentage error, MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (root mean squared error, RMSE) ที่สูงกว่า และผู้วิจัยได้เพิ่มเติมวิธีการพยากรณ์อื่น ๆ อีก 2 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก จากนั้นจึงคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมเพียง 1 วิธี สำหรับใช้ในการพยากรณ์ราคาน้ำยางสด เพื่อเป็นข้อมูลแก่เกษตรกรชาวสวนยางในการตัดสินใจ การบริหารจัดการด้านความเสี่ยงต่าง ๆ ช่วยในการประเมินการคาดการณ์ราคาน้ำยางสดล่วงหน้า อีกทั้งยังเป็นประโยชน์ต่อ

รัฐบาลในการวางนโยบายเชิงกลยุทธ์ทางการค้าในอนาคตต่อไป

## 2. วิธีการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยโปรแกรม SPSS รุ่น 17 โดยใช้ข้อมูลกรมเวลาราคาน้ำยางสด (บาท) ณ โรงงาน รวบรวมโดยสำนักตลาดกลางยางพารา อำเภอลาดใหญ่ จังหวัดสงขลา ซึ่งได้มาจากเว็บไซต์ของการยางแห่งประเทศไทย [3] เป็นราคาน้ำยางสดตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 130 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 คือ ราคาน้ำยางสดตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557 จำนวน 120 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 4 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เนื่องจากได้พิจารณาจากค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 แล้วพบว่าวิธีการเหล่านี้เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีการพยากรณ์อื่น ๆ ข้อมูลชุดที่ 2 คือ ราคาน้ำยางสดตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 10 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้อง (accuracy) ของค่าพยากรณ์โดยใช้เกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด วิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติทั้ง 4 วิธี แสดงรายละเอียดดังนี้

### 2.1 การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins method)

วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีความยุ่งยากและซับซ้อนมากที่สุดในบรรดาวิธีการพยากรณ์ด้วยกัน อีกทั้งยังต้องใช้จำนวนข้อมูลก่อน

ข้างมาก อย่างไรก็ตาม วิธีการนี้เป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีความถูกต้องสูง เนื่องจากได้กำหนดตัวแบบโดยการตรวจสอบสมบัติของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (autocorrelation function, ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (partial autocorrelation function, PACF) ซึ่งพิจารณาภายใต้อนุกรมเวลาที่คงที่ (stationary) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ [5] โดยมีตัวแบบทั่วไปคือ seasonal autoregressive integrated moving average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)<sub>s</sub> แสดงดังสมการที่ (1) [6,7] คือ

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

เมื่อ  $Y_t$  แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา  $t$

$\varepsilon_t$  แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_P(B^s)$  แทนค่าคงที่ โดยที่  $\mu$  แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$  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  $n_1$  โดยที่  $n_1$  แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนฤดูกาล

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ แสดงรายละเอียดดังนี้

2.1.1 พิจารณาอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะคงที่หรือไม่ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา ( $Y_t, t$ ) กราฟ ACF และ PACF หากพบว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่ (non-stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ก่อนที่จะทำขั้นตอนต่อไป เช่น กรณีอนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยไม่คงที่ ควรแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (difference or seasonal difference) กรณีอนุกรมเวลาที่มีความแปรปรวนไม่คงที่ หรือมีทั้งค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่ ควรแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมสามัญหรือลอการิทึมธรรมชาติ (common logarithm or natural logarithm) หรือแปลงข้อมูลด้วยเลขยกกำลัง เช่น ยกกำลัง 0.5 (square root transformation) หรือยกกำลัง 2 (square transformation) [6]

2.1.2 กำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะคงที่ นั่นคือ กำหนดค่า p, q, P และ Q พร้อมทั้งประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบด้วยวิธีความควรจะเป็นสูงสุด (maximum likelihood method)

2.1.3 ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจากตัวแบบพยากรณ์ครั้งละ 1 ตัว จากนั้นจึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์และประมาณค่าพารามิเตอร์ใหม่จนกว่าจะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญทั้งหมด

2.1.4 คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมจากการพิจารณาที่ค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian information criterion, BIC) ที่ต่ำที่สุด มีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ และอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ ซึ่งสามารถตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov's test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบรัน (runs test) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-test) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีเนนภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene's test based on median)

2.1.5 พยากรณ์อนุกรมเวลา โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากขั้นตอนที่ 2.1.4

## 2.2 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ (smoothing method)

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ (smoothing method) คือ การพยากรณ์โดยใช้ค่าสังเกตจากอดีตส่วนหนึ่งหรือทั้งหมดในการสร้างสมการพยากรณ์ ซึ่งน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าจะแตกต่างกัน เหตุผลสำคัญที่มีการใช้วิธีการปรับเรียบเนื่องจากอนุกรมเวลาอาจเกิดความผันแปรจากเหตุการณ์ที่ผิดปกติ ทำให้ไม่เห็นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาอื่น ๆ ซึ่งวิธีการปรับเรียบจะช่วยลดอิทธิพลของความผันแปรดังกล่าวได้ ดังนั้นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแต่ละส่วนจึงปรากฏชัดเจนขึ้น ทำให้สามารถพยากรณ์ค่าของอนุกรมเวลาในอนาคตได้ สำหรับวิธีการปรับเรียบนั้นมีวิธีการหลายวิธีและการใช้งานจะขึ้นอยู่กับลักษณะของอนุกรมเวลา เช่น อนุกรมเวลาที่ไม่มีส่วนประกอบของแนวโน้มและฤดูกาล ควรใช้การเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างง่าย การเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนัก การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้

กำลังอย่างง่าย อนุกรมเวลาที่มีเฉพาะส่วนประกอบของแนวโน้ม ควรใช้การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก อนุกรมเวลาที่มีเฉพาะส่วนประกอบของฤดูกาล ควรใช้การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและฤดูกาล ควรใช้การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ [8] ซึ่งแบ่งออกเป็น 2 กรณี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' additive exponential smoothing) และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' multiplicative exponential smoothing) โดยตัวแบบพยากรณ์อาจอยู่ในรูปแบบบวกหรือรูปแบบคูณขึ้นอยู่กับลักษณะการกระจายของอนุกรมเวลา สำหรับรูปแบบบวก ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มคงที่ กล่าวคือ อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และรูปแบบคูณ ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป [9] อย่างไรก็ตาม อนุกรมเวลาราคาน้ำยางสด ณ โรงงาน อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา ดังรูปที่ 1 ประกอบด้วยส่วนประกอบของแนวโน้มอย่างชัดเจน โดยแนวโน้มราคาน้ำยางสดตั้งแต่ต้นปี พ.ศ. 2548 ถึงปลายปี พ.ศ. 2553 เป็นไปในทิศทางที่เพิ่มขึ้น และตั้งแต่วันที่ พ.ศ. 2554 เป็นต้นมา ราคาน้ำยางสดมีแนวโน้มลดลง ขณะที่ส่วนประกอบของฤดูกาลอาจปรากฏไม่ชัดเจนนัก ดังนั้นผู้วิจัยจึงทดลองสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ทั้งแบบบวกและแบบ

คูณ ซึ่งพบว่าการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณมีความเหมาะสมมากกว่าการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก เนื่องจากให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำกว่า ด้วยเหตุผลของลักษณะอนุกรมเวลาราคาน้ำยางสดดังกล่าว การวิจัยครั้งนี้จึงใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังทั้งหมด 3 วิธี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เนื่องจากทั้ง 3 วิธีการพยากรณ์นี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดที่ 1 มากกว่าวิธีการอื่น ๆ (ให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ) เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์เช่นเดียวกับการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ รายละเอียดของวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังทั้ง 3 วิธี แสดงดังนี้

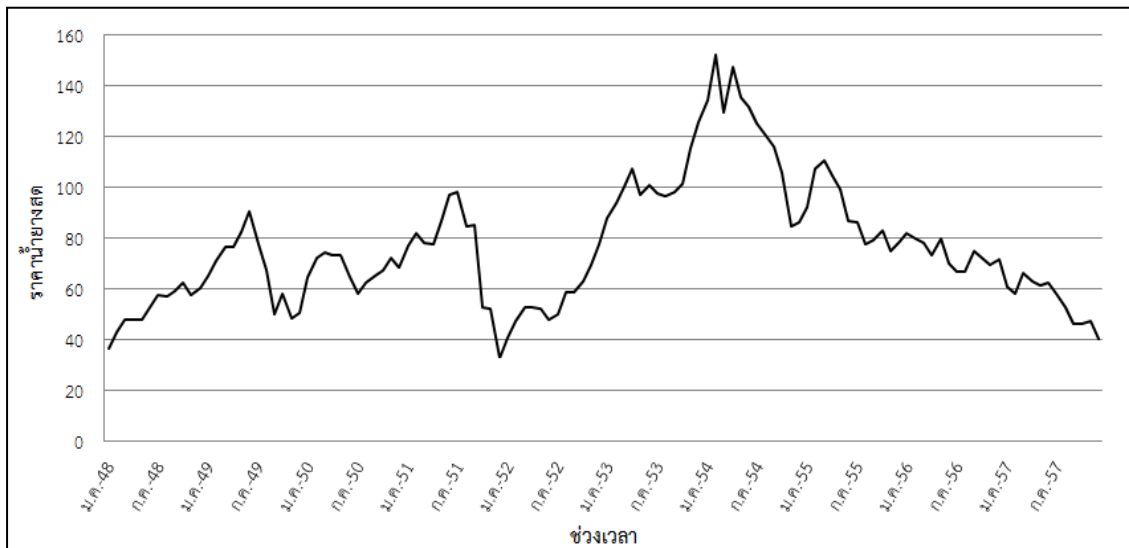
2.2.1 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ (Holt's exponential smoothing method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรงและไม่มีส่วนประกอบของฤดูกาล มีค่าคงที่การปรับเรียบ 2 ตัว คือ ค่าคงที่การปรับเรียบของค่าระดับ (level:  $\alpha$ ) และค่าคงที่การปรับเรียบของค่าความชัน (trend:  $\gamma$ ) ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (2) [8]

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

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

$a_t$  และ  $b_t$  แทนค่าประมาณ ณ เวลา  $t$  แสดงระยะตัดแกน  $Y$  และความชันของ



รูปที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาน้ำมันตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557

แนวโน้ม ตามลำดับ โดยที่  $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$  และ  $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$

$\alpha$  และ  $\gamma$  แทนค่าคงที่การปรับเรียบ โดยที่

$$0 < \alpha < 1 \text{ และ } 0 < \gamma < 1$$

$t$  แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n_t$  โดยที่  $n_t$  แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

2.2.2 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก (damped trend exponential smoothing method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรงและไม่มีส่วนประกอบของฤดูกาลเช่นเดียวกับการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ แต่มีอัตราการเปลี่ยนแปลงไม่ว่าจะเพิ่มขึ้นหรือลดลงช้ากว่าการเปลี่ยนแปลงของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรง มีค่าคงที่การปรับเรียบ 3 ตัว คือ ค่าคงที่

การปรับเรียบของค่าระดับ ( $\alpha$ ) ค่าคงที่การปรับเรียบของค่าความชัน ( $\gamma$ ) และค่าคงที่การปรับเรียบของค่าความชันแบบแฉก (damped trend) ( $\phi$ ) [10] ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3) [11]

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

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

$a_t$  และ  $b_t$  แทนค่าประมาณ ณ เวลา  $t$  แสดงระยะตัดแกน  $Y$  และความชันของแนวโน้ม ตามลำดับ โดยที่  $a_t = a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + \phi b_{t-1})$  และ  $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)\phi b_{t-1}$

$\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\phi$  แทนค่าคงที่การปรับเรียบ โดยที่

$$0 < \alpha < 1, 0 < \gamma < 1 \text{ และ } 0 < \phi < 1$$

$t$  แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n_t$  โดยที่  $n_t$  แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

2.2.3 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' multiplicative exponential smoothing method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรงและมีส่วนประกอบของฤดูกาล มีค่าคงที่การปรับเรียบ 3 ตัว คือ ค่าคงที่การปรับเรียบของค่าระดับ ( $\alpha$ ) ค่าคงที่การปรับเรียบของค่าความชัน ( $\gamma$ ) และค่าคงที่การปรับเรียบของค่าฤดูกาล (seasonal) ( $\delta$ ) ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (4) [8]

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

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

$a_t, b_t$  และ  $\hat{S}_t$  แทนค่าประมาณ ณ เวลา  $t$

แสดงระยะตัดแกน  $Y$  ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาลตามลำดับ โดยที่

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

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

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

$\alpha, \gamma$  และ  $\delta$  แทนค่าคงที่การปรับเรียบ โดยที่

$$0 < \alpha < 1, 0 < \gamma < 1 \text{ และ } 0 < \delta < 1$$

$t$  แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n_1$  โดยที่  $n_1$

แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

$s$  แทนจำนวนฤดูกาล

### 2.3 การเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาน้ำยางสด ณ โรงงานอำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา โดยการเปรียบเทียบ

ราคาน้ำยางสดในข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2558 กับค่าพยากรณ์ราคาน้ำยางสดจากวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแตร และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เพื่อคำนวณค่า MAPE และ RMSE โดยตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์ MAPE และ RMSE [8] แสดงดังนี้

$$MAPE = \frac{100}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \text{ และ } RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} e_t^2} \quad (5)$$

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

$Y_t$  แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา  $t$

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

$t$  แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n_2$  โดยที่  $n_2$

แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

### 2.4 การพยากรณ์ราคาน้ำยางสด

การเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแตร และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เมื่อทราบว่าตัวแบบพยากรณ์ใดให้ค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 2 ต่ำที่สุด จะใช้ตัวแบบพยากรณ์นั้นสำหรับการพยากรณ์ราคาน้ำยางสด ณ โรงงาน อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา ตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2558 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 ต่อไป

### 3. ผลการวิจัย

การพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาน้ำยางสด ณ โรงงาน อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557 จำนวน 120 ค่า ดังรูปที่ 1 พบว่า แนวโน้มราคาน้ำยางสดตั้งแต่ต้นปี พ.ศ. 2548 ถึงปลายปี พ.ศ. 2553 เป็นไปในทิศทางที่เพิ่มขึ้น และตั้งแต่ต้นปี พ.ศ. 2554 เป็นต้นมา แนวโน้มมีลักษณะลดลง แต่ส่วนประกอบของฤดูกาลยังปรากฏไม่ชัดเจนนัก

#### 3.1 ผลการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

กราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 2 พบว่า อนุกรมเวลาอย่างไม่คงที่ เนื่องจากมีส่วนประกอบของแนวโน้ม ทำให้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองค่อย ๆ ลดลงอย่างช้า ๆ (die down) ดังรูปที่ 2 ในกราฟ ACF ด้านซ้าย ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลด้วยการผลต่างลำดับที่ 1 ( $d = 1$ ) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังรูปที่ 3 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ ดังแสดงในตารางที่ 1 โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

มีค่า BIC ต่ำที่สุด และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 คือ ตัวแบบ I(1) MA(2) ไม่มีพจน์ค่าคงที่ เมื่อตรวจสอบคุณสมบัติลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov  $Z = 0.579$ ,  $p\text{-value} = 0.890$ ) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (runs test:  $Z = -0.460$ ,  $p\text{-value} = 0.646$ ) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t = 0.029$ ,  $p\text{-value} = 0.977$ ) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.467,  $p\text{-value} = 0.920$ ) ดังนั้นตัวแบบ I(1) MA(2) ไม่มีพจน์ค่าคงที่ มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$(1-B)Y_t = (1-\theta_2 B^2)\varepsilon_t$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_2 \varepsilon_{t-2}$$

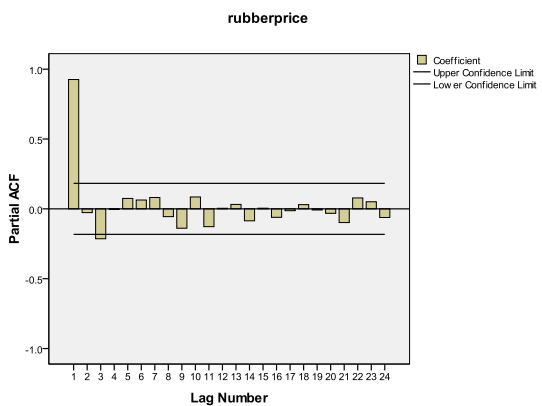
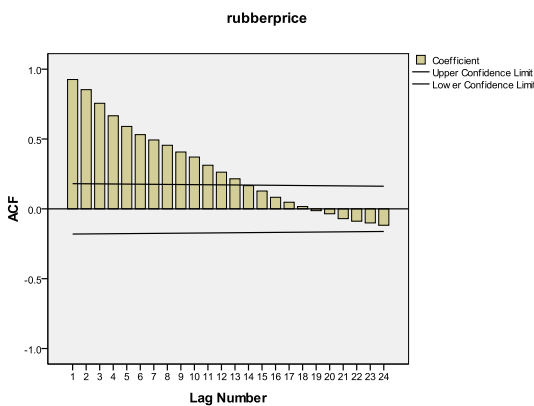
จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ในตารางที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = Y_{t-1} + 0.27977\varepsilon_{t-2} \tag{6}$$

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

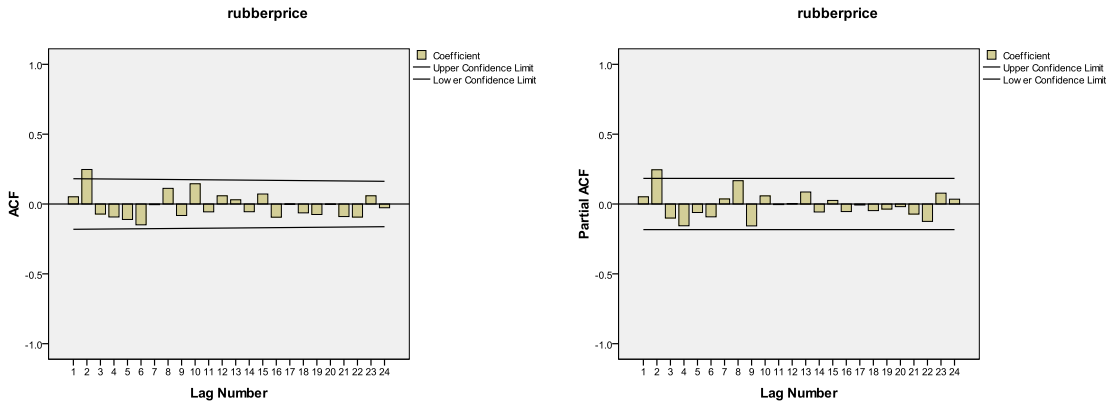
$Y_{t-1}$  แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา  $t - 1$

$\varepsilon_{t-2}$  แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา  $t - 2$



รูปที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาน้ำยางสด





รูปที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาน้ำยางสด เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1

ตารางที่ 1 ค่าประมาณพารามิเตอร์ ค่า BIC และค่าสถิติ Ljung-Box Q ของตัวแบบ ARIMA(p, d, q)

ค่าประมาณพารามิเตอร์		ARIMA(p, d, q)		
		AR(2) I(1) MA(2)	I(1) MA(2)	I(1) MA(2) ไม่มีพจน์ค่าคงที่
ค่าคงที่	ค่าประมาณ	0.05183	0.05223	-
	p-value	0.955	0.955	
AR(2): $\phi_2$	ค่าประมาณ	0.01154	-	-
	p-value	0.972		
MA(2): $\theta_2$	ค่าประมาณ	-0.26959	-0.27978	-0.27977
	p-value	0.405	0.002	0.002
BIC		4.249	4.201	4.152
Ljung-Box Q (ณ lag 18)		13.547	13.516	13.517
p-value		0.632	0.701	0.701

### 3.2 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเทียบ

3.2.1 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเทียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเทียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 4.269 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่นัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 23.357, p-value = 0.105) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์

พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov  $Z = 1.027$ , p-value = 0.242) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (runs test:  $Z = -1.833$ , p-value = 0.067) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t = -0.193$ , p-value = 0.847) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.343, p-value = 0.974) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสมตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = 40.52049 + 0.15622(m) \quad (7)$$

เมื่อ  $\hat{Y}_{t+m}$  แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา  $t + m$  โดยที่  $m = 1$  ถึง 10 (เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 10 ค่า)

$\alpha$  และ  $\gamma$  มีค่าเท่ากับ 0.99993 และ 0.00048 ตามลำดับ

3.2.2 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก

การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉกพบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 4.272 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 19.377, p-value = 0.197) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov  $Z = 0.728$ , p-value = 0.664) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (runs test:  $Z = -1.467$ , p-value = 0.142) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t = 0.003$ , p-value = 0.997) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.373, p-value = 0.964) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสมตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = 42.42090 - 4.34592 \sum_{i=1}^m (0.48259)^i \quad (8)$$

เมื่อ  $\hat{Y}_{t+m}$  แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา  $t + m$  โดยที่  $m = 1$  ถึง 10 (เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 10 ค่า)

$\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\phi$  มีค่าเท่ากับ 0.71983, 0.999 และ 0.48259 ตามลำดับ

3.2.3 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณพบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 4.386 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ

lag 18 = 22.879, p-value = 0.087) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov  $Z = 0.883$ , p-value = 0.417) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (runs test:  $Z = -1.833$ , p-value = 0.067) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t = -0.481$ , p-value = 0.631) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.361, p-value = 0.968) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสมตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (46.25583 + 0.16676m)S_t \quad (9)$$

เมื่อ  $\hat{Y}_{t+m}$  แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา  $t + m$  โดยที่  $m = 1$  ถึง 10 (เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 10 ค่า)

$S_t$  แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ราคาน้ำยางสดของเดือนกันยายนถึงเดือนกุมภาพันธ์ของทุกปี มีค่าต่ำกว่าเดือนอื่น ๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลน้อยกว่า 1

$\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  มีค่าเท่ากับ 0.92679, 0.00042 และ 0.75179 ตามลำดับ

3.3 ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์

การใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลด์ วิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก และวิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ในสมการที่ (6) ถึง (9) ตามลำดับ ได้ค่าพยากรณ์ราคาน้ำยางสดของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2558 แสดงดังตารางที่ 3 ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าจริงกับค่าพยากรณ์ พบว่าวิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณเป็นวิธีที่มีความถูกต้องมากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับ

ข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด

**ตารางที่ 2** ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลาราคาน้ำยางสด จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ แบบคูณ

เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล
มกราคม	0.88933	พฤษภาคม	1.06071	กันยายน	0.99770
กุมภาพันธ์	0.96225	มิถุนายน	1.08754	ตุลาคม	0.96479
มีนาคม	1.00508	กรกฎาคม	1.07303	พฤศจิกายน	0.93376
เมษายน	1.02689	สิงหาคม	1.03611	ธันวาคม	0.87781

**ตารางที่ 3** ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของราคาน้ำยางสด (บาท) ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2558

ช่วงเวลา	ราคาน้ำยางสด	ราคาน้ำยางสด จากการพยากรณ์โดยวิธี			
		บอซซ์-เจนกินส์	โฮลต์	แอดม	วินเทอร์
ม.ค. 2558	41.55	41.40	40.68	40.32	41.29
ก.พ. 2558	44.42	39.31	40.83	39.31	44.83
มี.ค. 2558	48.52	39.36	40.99	38.82	46.99
เม.ย. 2558	47.58	40.78	41.15	38.59	48.18
พ.ค. 2558	55.68	43.35	41.30	38.47	49.95
มิ.ย. 2558	56.69	45.25	41.46	38.42	51.39
ก.ค. 2558	47.76	48.70	41.61	38.39	50.89
ส.ค. 2558	44.80	51.90	41.77	38.38	49.31
ก.ย. 2558	41.62	51.64	41.93	38.37	47.65
ต.ค. 2558	40.04	49.65	42.08	38.37	46.24
MAPE		15.3236	11.7381	16.2416	7.2196
RMSE		8.2660	7.7569	9.8736	4.1085

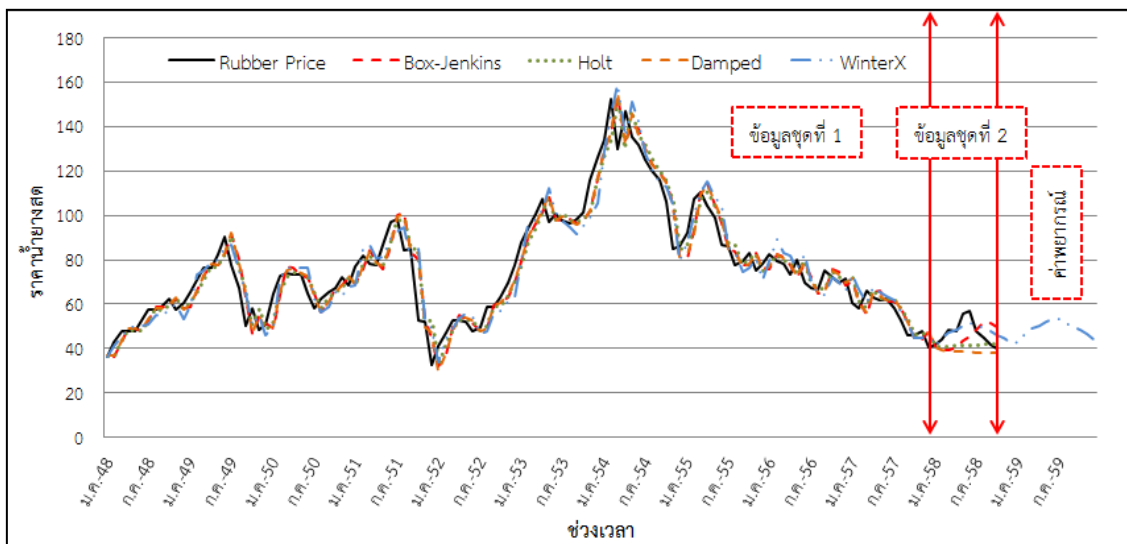
**ตารางที่ 4** ค่าพยากรณ์ของราคาน้ำยางสด (บาท) ตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2558 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
พ.ย. 2558	44.90	เม.ย. 2559	50.24	ก.ย. 2559	49.64
ธ.ค. 2558	42.36	พ.ค. 2559	52.07	ต.ค. 2559	48.17
ม.ค. 2559	43.06	มิ.ย. 2559	53.57	พ.ย. 2559	46.77
ก.พ. 2559	46.76	ก.ค. 2559	53.03	ธ.ค. 2559	44.12
มี.ค. 2559	49.00	ส.ค. 2559	51.38		

### 3.4 ผลการพยากรณ์ราคาน้ำยางสด

การเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ ซึ่งพบว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคุณมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด ดังนั้นผู้วิจัยจึงเลือกใช้วิธีการ

ดังกล่าวในการพยากรณ์ราคาน้ำยางสด ณ โรงงานอำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา ตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2558 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 4 และรูปที่ 4



รูปที่ 4 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาราคาน้ำยางสด และค่าพยากรณ์จากวิธีการทางสถิติ 4 วิธี

### 4. สรุปและวิจารณ์ผล

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาน้ำยางสด โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของการยางแห่งประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 130 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557 จำนวน 120 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแคม และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคุณ ชุดที่ 2 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 10

ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของค่าพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคุณเป็นวิธีที่มีความถูกต้องมากที่สุด มีตัวแบบพยากรณ์  $\hat{Y}_{t+m} = (46.25583 + 0.16676m)S_t$  เมื่อ m แทนจำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า โดยมีค่าเริ่มต้น คือ เดือนมกราคม พ.ศ. 2558 (m = 1) และ  $S_t$  แทนค่าดัชนีฤดูกาล

ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่พบว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคุณมีความเหมาะสมมากที่สุด รองลงมา คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแคม ตามลำดับ สอดคล้องกับงานวิจัย

ของทรงศักดิ์ [4] อาจเนื่องมาจากอนุกรมเวลาราคาน้ำยางสดประกอบด้วยส่วนประกอบของแนวโน้มและฤดูกาล ถึงแม้ว่าจากการสังเกตภาพการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาอาจเห็นฤดูกาลได้ไม่ชัดเจนนัก แต่ในความเป็นจริงราคาน้ำยางสดจะมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยจะมีราคาสูงในช่วงหน้าร้อนประมาณเดือนเมษายนถึงสิงหาคม และราคาจะลดต่ำลงในช่วงหน้าฝนประมาณเดือนกันยายนถึงตุลาคม สอดคล้องกับผลการพยากรณ์ราคาน้ำยางสด ตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2558 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2559 เนื่องจากเกษตรกรไม่สามารถกรีดยางได้ในช่วงหน้าฝน เพราะต้นยางมีความชื้น อีกทั้งหน้ากรีดยางของต้นยางจะเปียกตลอดเวลา ทำให้เชื้อราเจริญเติบโตและขยายพันธุ์ ก่อให้เกิดโรคต่อต้นยางพารา เช่น โรคใบร่วงและฝักเน่าไฟทอปทิวรา โรคเส้นดำ โรคเปลือกเน่า โรคราสีชมพู และโรครากชนิดต่าง ๆ นอกจากนี้หน้าฝนจะรวมกับน้ำยางในถ้วยรับน้ำยาง ทำให้น้ำยางค่อย ๆ จับตัวและกลายเป็นน้ำยางที่เริ่มบูด เน่า เสีย ไม่สามารถนำไปขายเป็นน้ำยางสดที่มีคุณภาพดีได้ ต้องนำไปทำเป็นยางแผ่นดิบหรือซียาง ดังนั้นเกษตรกรชาวสวนยางพาราในภาคใต้จึงมักจะหยุดกรีดยางในช่วงเวลานี้ประมาณ 2 เดือน เพื่อให้ต้นยางพาราได้พักและนำอาหารที่สร้างไว้ไปบำรุงให้เปลือกและลำต้นเจริญเติบโตเป็นผลผลิตที่ดีในรอบกรีดยางต่อไป [12] สำหรับการศึกษาครั้งต่อไป ผู้วิจัยควรพิจารณาปัจจัยอื่น ๆ ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วย เช่น ความต้องการยางของผู้ผลิตและผลผลิตของยางพารา ราคาน้ำมัน อัตราการแลกเปลี่ยน เศรษฐกิจโลก นโยบายการค้าระหว่างประเทศ อุตสาหกรรมยานยนต์ ภาวะตลาดหุ้น ราคาตลาดล่วงหน้าโตเกียว ตลาดเซี่ยงไฮ้ และตลาดสิงคโปร์ และสภาพภูมิอากาศ เป็นต้น [13] เนื่องจากราคาน้ำยางสด อาจไม่ได้ขึ้นอยู่กับปัจจัยเวลาเพียงปัจจัยเดียว รวมถึงควรพิจารณาวิธีการพยากรณ์อื่น ๆ เช่น วิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรม

เวลา (decomposition method) [14] หรือวิธีการพยากรณ์รวม (combined forecasting method) [15,16] อีกทั้งเมื่อมีราคาน้ำยางสดที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบ เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

## 5. รายการอ้างอิง

- [1] สถาบันวิจัยยาง, สถิติยางไทย : พื้นที่ปลูกยางของประเทศไทย, สถาบันวิจัยยาง กรมวิชาการเกษตร, แหล่งที่มา : [http://www.rubberthai.com/statistic/stat\\_index.htm](http://www.rubberthai.com/statistic/stat_index.htm), 18 ตุลาคม 2558.
- [2] เจษฎาพร ภูพันธ์ตระกูล, 2555, การพยากรณ์ปริมาณผลผลิตยางพาราของตำบลพังงา อำเภอสะเดา จังหวัดสงขลา, แบบฝึกหัดการวิจัยปัญหาเศรษฐกิจปัจจุบัน คณะเศรษฐศาสตร์, มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, เชียงใหม่, 74 น.
- [3] การยางแห่งประเทศไทย, ราคาน้ำยางสด, แหล่งที่มา : <http://www.rubber.co.th/rubber2012/menu5.php>, 18 ตุลาคม 2558.
- [4] ทรงศักดิ์ มะเมีย, 2554, การพยากรณ์ราคายางพาราโดยวิธี Exponential Smoothing Method, Research Exercise in Current Economics Issues คณะเศรษฐศาสตร์, มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, เชียงใหม่, 85 น.
- [5] ทรงศิริ แต่สมบัติ, 2549, การพยากรณ์เชิงปริมาณ, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, กรุงเทพฯ.
- [6] Bowerman, B.L. and O'Connell, R.T., 1993, Forecasting and Time Series: An Applied Approach, 3rd Ed., Duxbury Press, California.
- [7] Box, G.E.P., Jenkins, G.M. and Reinsel,

- G.C., 1994, Time Series Analysis: Forecasting and Control, 3rd Ed., Prentice Hall, New Jersey.
- [8] สมเกียรติ เกตุเอี่ยม, 2548, เทคนิคการพยากรณ์, พิมพ์ครั้งที่ 2, มหาวิทยาลัยทักษิณ, สงขลา.
- [9] Winters, P., 1960, Forecasting sale by exponentially weighted moving average, Manage. Sci. 6: 324-342.
- [10] มุกดา แม้นมินทร์, 2549, อนุกรมเวลาและการพยากรณ์, โฟร์พรีนติ้ง, กรุงเทพฯ.
- [11] IBM Corporation, 2015, IBM SPSS Statistics Information Center. Available Source: <http://publib.boulder.ibm.com/infocenter/spsstat/v20r0m0/index.jsp?>, October 18, 2015.
- [12] live-rubber.com: บริการสาระและความรู้สำหรับชาวสวนยางพารามือใหม่, 2558, ข่าวความเคลื่อนไหวจากสวนยางพารา เดือนตุลา-หน้าฝน-ต้นยางและราคายางพาราจะเป็นอย่างไร?, แหล่งที่มา : [/index.php/rubber-news-events/27-from-rubber-plantation/149-rubber-and-rubber-price-on-december-2008](http://www.live-rubber.com/index.php/rubber-news-events/27-from-rubber-plantation/149-rubber-and-rubber-price-on-december-2008), 18 ตุลาคม 2558.
- [13] สำนักงานตลาดกลางยางพาราบุรีรัมย์, 2558, ปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อราคายาง, แหล่งที่มา : <http://rubberburiram.com/index.php/faq>, 18 ตุลาคม 2558.
- [14] วรางคณา กิรติวิบูลย์ และเจี๊ยะอัฐพาน มาทิละ, 2554, ตัวแบบพยากรณ์ความเร็วลม ตามแนวชายฝั่ง จังหวัดสงขลา, ว.วิจัยพลังงาน 8(3): 63-72.
- [15] วรางคณา กิรติวิบูลย์ และปรีดาภรณ์ กาญจนสำราญวงศ์, 2556, ตัวแบบพยากรณ์ราคาปาล์มน้ำมัน จังหวัดสุราษฎร์ธานี, ว.วิทยาศาสตร์ มศว. 29(2): 27-42.
- [16] วรางคณา กิรติวิบูลย์, 2558, ตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการจำหน่ายเปียร์ในประเทศไทย, ว.วิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี 23(5 ฉบับพิเศษ): 731-742.