

# ตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบในประเทศไทย

## Forecasting model for sales volume of crude palm oil in Thailand

วารางคณา เรียนสุทธิ์ \*  
Warangkha Riansut \*

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ วิทยาเขตพัทลุง  
Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University, Phatthalung Campus

### บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้ คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลา ปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบในประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมิถุนายน 2558 จำนวน 186 ค่า ซึ่งข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 180 ค่า สำหรับการสร้าง ตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์ ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนมิถุนายน 2558 จำนวน 6 ค่า นำมาใช้ในการเปรียบเทียบ ความแม่นยำของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์มากที่สุด คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง แบบบวกของวินเทอร์

คำสำคัญ: น้ำมันปาล์มดิบ บ็อกซ์-เจนกินส์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์ รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย

### Abstract

The objective of this study was to construct the appropriate forecasting model for sales volume of crude palm oil in Thailand. The data gathered from the website of the Office of Industrial Economics during January, 2000 to June, 2015 of 186 values were used

\* ที่อยู่ติดต่อ. โทรศัพท์: 074-609-600 ต่อ 2573 โทรสาร: 074-693-995 E-mail: warang27@gmail.com

and divided into 2 sets. The first set had 180 values from January, 2000 to December, 2014 for constructing the forecasting models by Box-Jenkins method and Winters' additive exponential smoothing method. The second set had 6 values from January to June, 2015 for comparing accuracy of the forecasts via the criterion of the root mean squared error. Research findings indicated that, the most accurate method was Winters' additive exponential smoothing method.

**Keywords:** crude palm oil, Box-Jenkins, Winters' additive exponential smoothing, root mean squared error (RMSE).

## 1. บทนำ

น้ำมันปาล์มดิบเป็นน้ำมันที่สกัดมาจากเนื้อมากของผลปาล์มสดที่มีคุณภาพ โดยการนำผลปาล์มไปนึ่งให้สุก จากนั้นนำไปแยกเนื้อปาล์มออกจากกะลา เนื้อปาล์มที่แยกออกมาได้จะถูกส่งเข้าเครื่องหีบเพื่อบีบเอาน้ำมันปาล์มดิบ (Crude palm oil: CPO) และน้ำมันปาล์มเมล็ดในดิบ (Crude palm kernel oil: CPKO) จากนั้นจะถูกส่งเข้าสู่กระบวนการกรองเพื่อทำให้น้ำมันปาล์มสะอาด น้ำมันปาล์มดิบถูกนำมาใช้เป็นวัตถุดิบในการผลิตน้ำมันปาล์มบริสุทธิ์สำหรับการบริโภค ใช้ทำน้ำมันไบโอดีเซล และยังเป็นส่วนผสมประกอบในอาหารสัตว์ [1-2] เป็นที่ทราบกันดีว่าน้ำมันปาล์มดิบเป็นพืชเศรษฐกิจที่สำคัญของประเทศไทย สามารถนำไปผลิตเป็นสินค้าบริโภคและอุปโภคได้หลายชนิด เช่น น้ำมันพืช สบู่ ครีมเทียม เป็นต้น [3] แต่จากการพิจารณาปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบในประเทศไทยในอดีต [4] พบว่าปริมาณการจำหน่ายมีความผันแปรตามฤดูกาลสูง อาจเพราะภาวะเศรษฐกิจ ปริมาณการผลิต ปริมาณการบริโภคและอุปโภค รวมถึงปัจจัยอื่นๆ ด้วยเหตุผลของความไม่แน่นอนดังกล่าว ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะนำปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบในประเทศไทยในอดีตมาสร้างตัวแบบพยากรณ์ โดยการศึกษาครั้งนี้จะให้ความสนใจกับการพยากรณ์ปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบด้วยวิธีการพยากรณ์ทางสถิติ 2 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์ เพื่อใช้เป็นจุดเริ่มต้นของการตัดสินใจ การบริหารจัดการด้านความเสี่ยงต่างๆ ช่วยในการประเมินการคาดการณ์ปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบล่วงหน้า อีกทั้งยังเป็นประโยชน์ต่อรัฐบาลในการวางแผนเชิงกลยุทธ์ทางการค้าในอนาคตต่อไป

## 2. วิธีการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยโปรแกรม SPSS รุ่น 17 โดยใช้ข้อมูลระยะเวลาปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบในประเทศไทย (ตัน) จากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม [4] ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมิถุนายน 2558 จำนวน 186 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 180 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 2 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์ เนื่องจากได้พิจารณาจากค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root mean squared error: RMSE) ของข้อมูลชุดที่ 1 แล้วพบว่า วิธีการทั้ง 2 นี้เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีการพยากรณ์อื่นๆ ข้อมูลชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนมิถุนายน 2558 จำนวน 6 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ RMSE ที่ต่ำที่สุด

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

วิธีบอกซ์-เจนกินส์ เป็นวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่มีความถูกต้องสูง เนื่องจากมีการพิจารณา ลักษณะของอนุกรมเวลามีสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation function: ACF) และสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial autocorrelation function: PACF) กันอย่างไร เพื่อสร้างเป็นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสม และมีการคำนึงถึงความผันแปรตามฤดูกาลซึ่งเป็นส่วนประกอบที่มีความสำคัญ โดยมีตัวแบบทั่วไป คือ Seasonal autoregressive integrated moving average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)<sub>s</sub> แสดงดังสมการที่ (1) [5-6]

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

เมื่อ  $Y_t$  แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา  $t$

$\varepsilon_t$  แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงตัวทุกคาบเวลา

$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_P(B^s)$  แทนค่าคงตัว โดยที่  $\mu$  แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะคงที่ (Stationary)

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$  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 แทนคาบเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n_t$  โดยที่  $n_t$  แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างภายในและระหว่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ แสดงรายละเอียดดังนี้

1) พิจารณาอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะคงที่หรือไม่ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา ( $Y_t, t$ ) กราฟ ACF และ PACF หากพบว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่ (Non-stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ก่อนที่จะทำขั้นตอนต่อไป เช่น กรณีอนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยไม่คงตัว ควรแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or seasonal difference) กรณีอนุกรมเวลาที่มีความแปรปรวนไม่คงตัว หรือมีทั้งค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงตัว ควรแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมสามัญหรือลอการิทึมธรรมชาติ (Common logarithm or natural logarithm) หรือแปลงข้อมูลด้วยเลขยกกำลัง เช่น ยกกำลัง 0.5 (Square root transformation) หรือยกกำลัง 2 (Square transformation) [5]

2) กำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะคงที่ นั่นคือ กำหนดค่า p, q, P และ Q พร้อมทั้งประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบด้วยวิธีภาวะน่าจะเป็นสูงสุด (Maximum likelihood method)

3) ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจากตัวแบบพยากรณ์ครั้งละ 1 ตัว จากนั้นจึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์และประมาณค่าพารามิเตอร์ใหม่จนกว่าจะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญทั้งหมด

4) คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian information criterion: BIC) ที่ต่ำที่สุด มีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ และอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ ซึ่งสามารถตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สมิเยร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov's test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน และการทดสอบรัน (Runs test) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-Test) และมีความแปรปรวนคงตัวทุกคาบเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวินภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene's test based on median)

5) พยากรณ์อนุกรมเวลา โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากขั้นตอนที่ 4

## 2.2 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์ (Winters' additive exponential smoothing method)

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ (Smoothing method) คือ การพยากรณ์โดยใช้ค่าสังเกตจากอดีตส่วนหนึ่งหรือทั้งหมดในการสร้างสมการพยากรณ์ ซึ่งน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าจะแตกต่างกัน เหตุผลสำคัญที่มีการใช้วิธีการปรับเรียบ เนื่องจากอนุกรมเวลาอาจเกิดความผันแปรจากเหตุการณ์ที่ผิดปกติ ทำให้ไม่เห็นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาอื่นๆ ซึ่งวิธีการปรับเรียบจะช่วยลดอิทธิพลของความผันแปรดังกล่าวได้ ดังนั้นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแต่ละส่วนจึงปรากฏชัดเจนขึ้น ทำให้สามารถพยากรณ์ค่าของอนุกรมเวลาในอนาคตได้ โดยวิธีการปรับเรียบนั้นมีวิธีการหลายวิธี และการใช้งานจะขึ้นอยู่กับลักษณะของอนุกรมเวลา สำหรับวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ แบ่งออกเป็น 2 กรณี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์ (Winters' additive exponential smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มคงตัว กล่าวคืออัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์ (Winters' multiplicative exponential smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป [7] สำหรับการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์ เนื่องจากอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบของข้อมูลชุดที่ 1 ในช่วงเดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนธันวาคม 2557 มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มคงตัว (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 1) ตัวแบบแสดงดังสมการที่ (2) และตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3) [8]

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

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

เมื่อ  $Y_t$  แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา  $t$

$\beta_0$ ,  $\beta_1$  และ  $S_t$  แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล ตามลำดับ

$\varepsilon_t$  แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงตัวทุกคาบเวลา

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

$a_t$ ,  $b_t$  และ  $\hat{S}_t$  แทนค่าประมาณ ณ เวลา  $t$  ของพารามิเตอร์  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  และ  $S_t$  ตามลำดับ

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

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

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

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

$t$  แทนคาบเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n_1$  โดยที่  $n_1$  แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

$s$  แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์เช่นเดียวกับการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

### 2.3 การเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบ โดยการเปรียบเทียบค่า RMSE จากวิธีการพยากรณ์ทั้ง 2 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์ ตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า RMSE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์ RMSE [8] แสดงดังนี้

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} e_t^2} \quad (4)$$

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

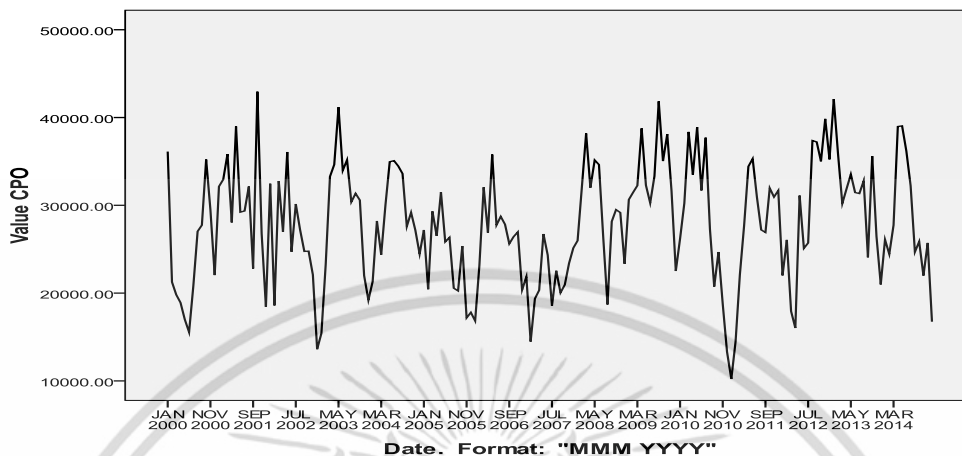
$Y_t$  แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา  $t$

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

$t$  แทนคาบเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n_2$  โดยที่  $n_2$  แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

### 3. ผลการวิจัยและวิจารณ์

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 180 ค่า ดังรูปที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้มค่อนข้างคงตัว แต่มีความผันแปรตามฤดูกาลสูง อย่างไรก็ตาม ความผันแปรตามฤดูกาลเป็นไปในลักษณะคงตัว กล่าวคือ อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่ามาก อย่างคงตัว เมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป



รูปที่ 1. ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนธันวาคม 2557

### 3.1 ผลการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

จากกราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 2 พบว่า อนุกรมเวลายังไม่คงที่ เนื่องจากมีความผันแปรตามฤดูกาลสูง ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างภายในลำดับที่ 1 ( $d = 1$ ) และลอการิทึมธรรมชาติ ( $\ln$ ) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังรูปที่ 3 ซึ่งพบว่าอนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ดังแสดงในตารางที่ 1 โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 มีค่า BIC ต่ำที่สุด และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 คือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 0)(0, 0, 1)<sub>12</sub> ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติ (Kolmogorov-Smirnov  $Z = 0.601$ ,  $p\text{-value} = 0.863$ ) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 4 และจาก Runs test:  $Z = 0.675$ ,  $p\text{-value} = 0.500$ ) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t = -0.263$ ,  $p\text{-value} = 0.793$ ) และมีความแปรปรวนคงตัวทุกคาบเวลา (Levene statistic = 2.138,  $p\text{-value} = 0.020$ ) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(1, 1, 0)(0, 0, 1)<sub>12</sub> ไม่มีพจน์ค่าคงตัว มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$(1 - \phi_1 B)(1 - B)Z_t = (1 - \theta_1 B^{12})\varepsilon_t ; Z_t = \ln(Y_t)$$

$$(1 - B - \phi_1 B + \phi_1 B^2)Z_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-12} ; Z_t = \ln(Y_t)$$

$$Z_t = (1 + \phi_1)Z_{t-1} - \phi_1 Z_{t-2} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-12} ; Z_t = \ln(Y_t)$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ในตารางที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$Z_t = 0.69317Z_{t-1} + 0.30683Z_{t-2} + 0.19911e_{t-12} ; Z_t = \ln(Y_t)$$

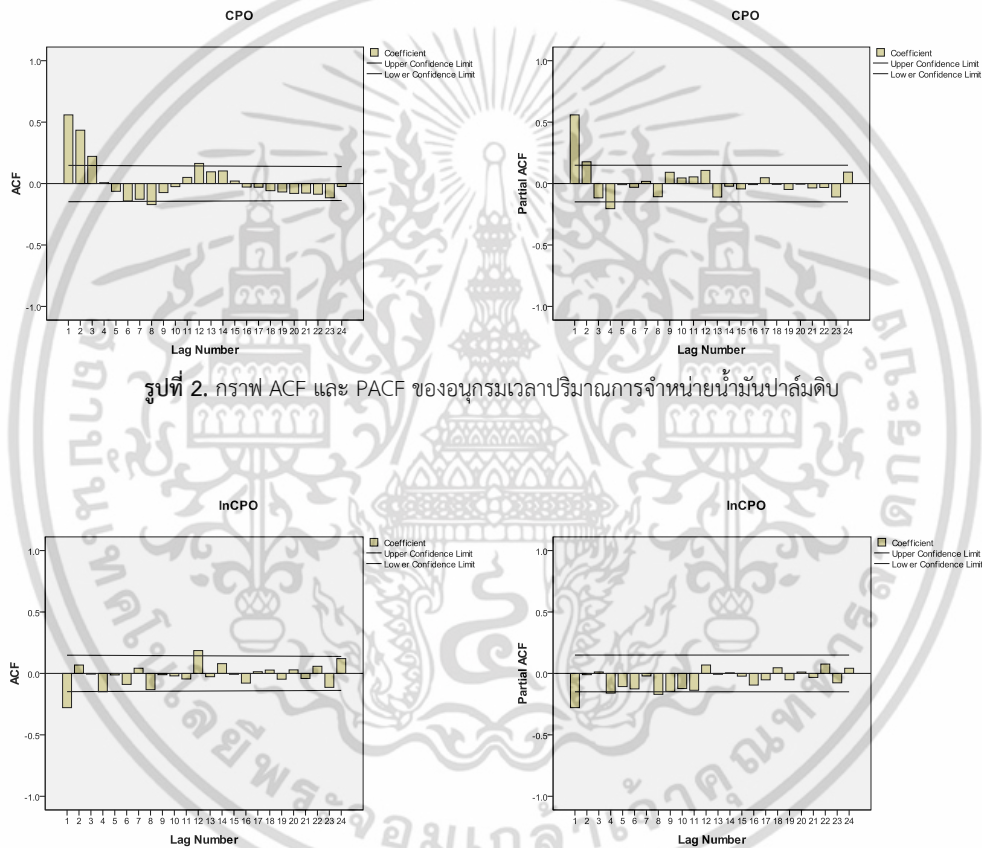
หรือ

$$\hat{Y}_t = \text{Exp}\{0.69317Z_{t-1} + 0.30683Z_{t-2} + 0.19911e_{t-12}\} ; Z_t = \ln(Y_t) \quad (5)$$

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

$Z_{t-j}$  แทนลอการิทึมธรรมชาติของอนุกรมเวลา ณ เวลา t - j

$e_{t-j}$  แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t - j ;  $e_{t-j} = Z_{t-j} - \hat{Z}_{t-j}$



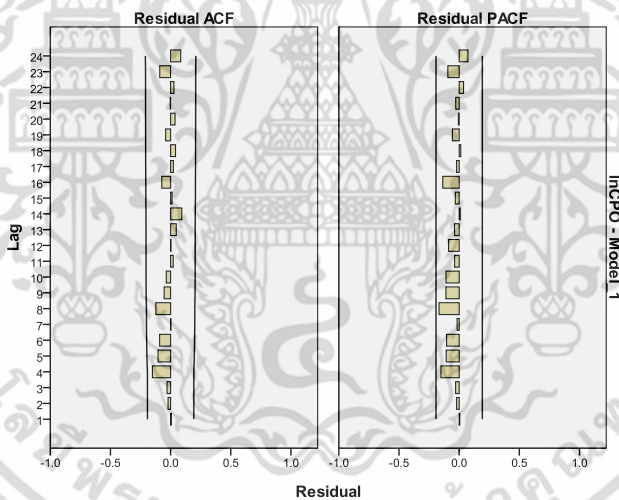
รูปที่ 2. กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบ

รูปที่ 3. กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่าง และลอการิทึมธรรมชาติ

ตารางที่ 1. ค่าประมาณพารามิเตอร์ ค่า BIC และค่าสถิติ Ljung-Box Q ของตัวแบบ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)<sub>12</sub>

ค่าประมาณพารามิเตอร์	SARIMA(p, d, q)(P, D, Q) <sub>12</sub>		
	SARIMA	SARIMA	SARIMA

		(1, 1, 1)(0, 0, 1) <sub>12</sub>	(1, 1, 1)(0, 0, 1) <sub>12</sub> ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	(1, 1, 0)(0, 0, 1) <sub>12</sub> ไม่มีพจน์ค่าคงตัว
ค่าคงตัว	ค่าประมาณ	-0.00293	-	-
	p-value	0.8415	-	-
AR(1):	ค่าประมาณ	-0.21962	-0.21927	-0.30683
	$\phi_1$ p-value	0.3643	0.3635	0.0000
MA(1):	ค่าประมาณ	0.09628	0.09679	-
	$\theta_1$ p-value	0.6949	0.6924	-
SMA(1):	ค่าประมาณ	-0.20080	-0.20102	-0.19911
	$\Theta_1$ p-value	0.0098	0.0095	0.0099
BIC		-2.889	-2.923	-2.957
Ljung-Box Q (ณ lag 18)		16.231	16.239	15.508
p-value		0.367	0.366	0.488



รูปที่ 4. กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์  
โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ SARIMA(1, 1, 0)(0, 0, 1)<sub>12</sub> ไม่มีพจน์ค่าคงตัว

### 3.2 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ ( $\ln$ ) เนื่องจากอนุกรมเวลายังไม่คงที่ โดยมีความผันแปรตามฤดูกาล สูง พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ -3.186 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 20.623, p-value = 0.149) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.552, p-value = 0.921) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 5 และจาก Runs test: Z = 0.448, p-value = 0.654) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t = -0.269$ , p-value = 0.788) และมีความแปรปรวนคงตัว ทุกคาบเวลา (Levene statistic = 1.645, p-value = 0.090) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Z}_{t+m} = (10.02965 + 0.00058m) + \hat{S}_t ; Z_t = \ln(Y_t)$$

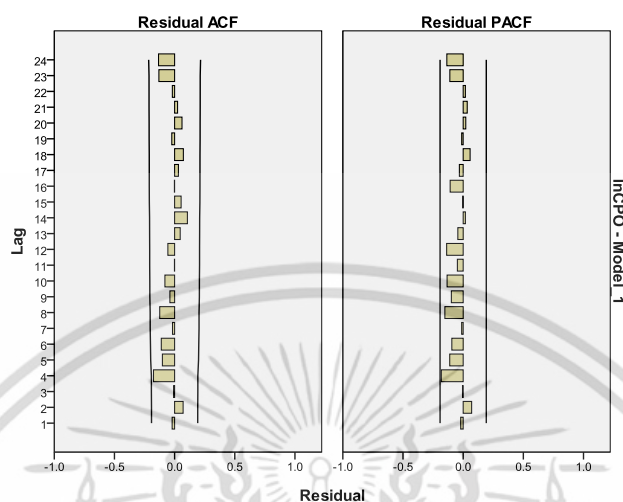
หรือ

$$\hat{Y}_{t+m} = \text{Exp}\{(10.02965 + 0.00058m) + \hat{S}_t\} \quad (6)$$

เมื่อ  $\hat{Y}_{t+m}$  แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา  $t + m$  โดยที่  $m = 1$  ถึง 6 (เดือนมกราคมถึงเดือนมิถุนายน 2558 จำนวน 6 ค่า)

$\hat{S}_t$  แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบของเดือนมีนาคมถึงเดือนสิงหาคม และเดือนตุลาคมของทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 0

$\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  มีค่าเท่ากับ 0.70304, 0.0000002 และ 0.00007 ตามลำดับ



รูปที่ 5. กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์

ตารางที่ 2. ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบ จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์

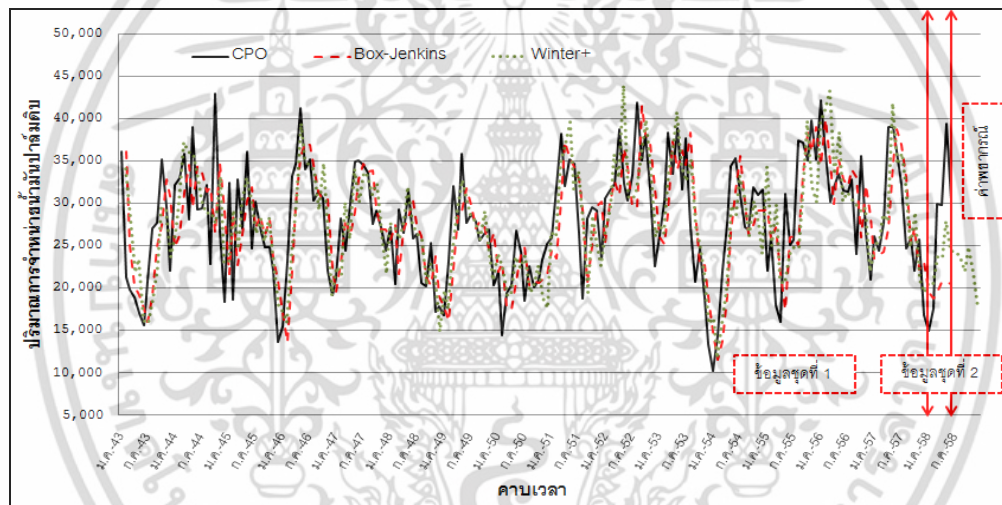
เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล
มกราคม	-0.09963	พฤษภาคม	0.20545	กันยายน	-0.03527
กุมภาพันธ์	-0.10541	มิถุนายน	0.06443	ตุลาคม	0.08732
มีนาคม	0.04130	กรกฎาคม	0.06824	พฤศจิกายน	-0.04259
เมษายน	0.03509	สิงหาคม	0.03948	ธันวาคม	-0.25839

### 3.3 ผลการเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์

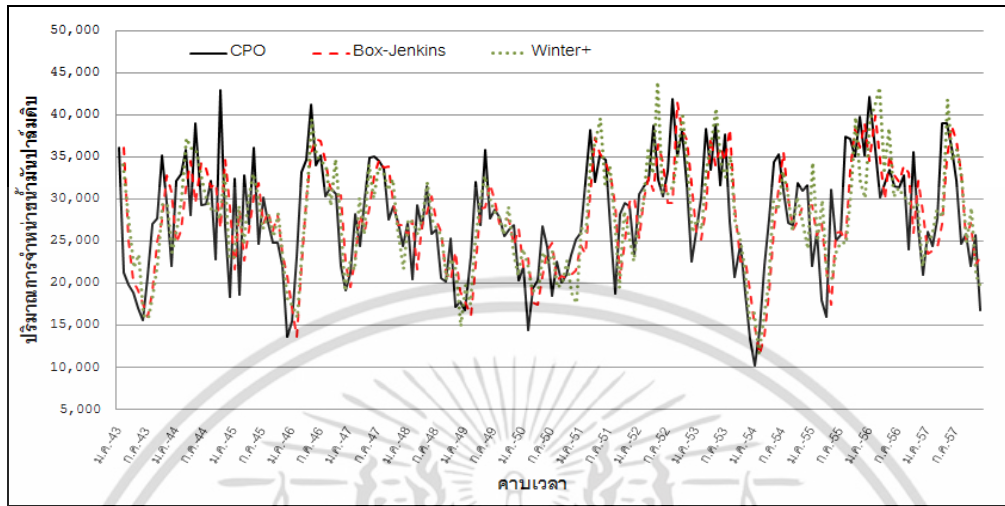
จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์ ในสมการที่ (5) และ (6) ตามลำดับ ได้ค่าพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลาชุดที่ 2 ซึ่งคือปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบ ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนมิถุนายน 2558 แสดงดังตารางที่ 3 และรูปที่ 6 ถึง 8 ผลการเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าจริงกับค่าพยากรณ์ พบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์เป็นวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือมีค่า RMSE ต่ำที่สุด

ตารางที่ 3. ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบ (ตัน) ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนมิถุนายน 2558

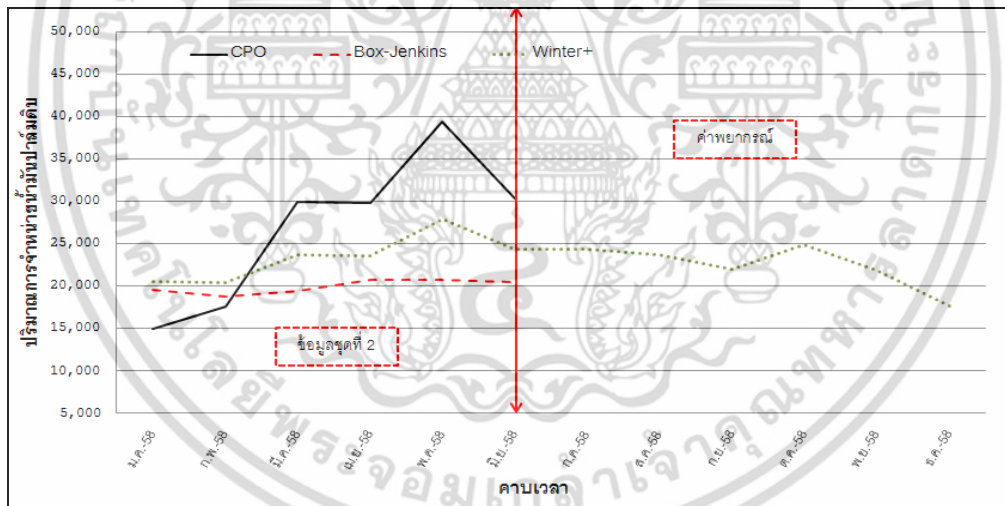
คาบเวลา	ปริมาณการจำหน่าย น้ำมันปาล์มดิบ	ปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบ จากการพยากรณ์โดยวิธี	
		บ็อกซ์-เจนกินส์	วินเทอร์
ม.ค. 2558	14,957.78	19,512.29	20,549.67
ก.พ. 2558	17,593.78	18,704.14	20,443.09
มี.ค. 2558	29,890.40	19,461.63	23,687.43
เม.ย. 2558	29,857.15	20,679.54	23,555.16
พ.ค. 2558	39,333.64	20,770.73	27,945.18
มิ.ย. 2558	30,329.55	20,465.59	24,284.66
RMSE		10,462.98	6,877.71



รูปที่ 6. การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบ และค่าพยากรณ์จากวิธีการทางสถิติ 2 วิธี



รูปที่ 7. การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบ และค่าพยากรณ์จากวิธีการทางสถิติ 2 วิธี เฉพาะข้อมูลชุดที่ 1



รูปที่ 8. การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบ และค่าพยากรณ์จากวิธีการทางสถิติ 2 วิธี เฉพาะข้อมูลชุดที่ 2 และค่าพยากรณ์

#### 4. สรุปผลการวิจัย

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่าจะกรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ตัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลา ปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบในประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจ อุตสาหกรรม ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนมิถุนายน 2558 จำนวน 186 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูล ออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึงเดือนธันวาคม 2557 จำนวน 180 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง แบบบวกของวินเทอร์ ชุดที่ 2 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนมิถุนายน 2558 จำนวน 6 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ RMSE ที่ต่ำที่สุด พบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้ง เลขชี้กำลังแบบบวกของวินเทอร์เป็นวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์นี้ในการพยากรณ์ ปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบ พบว่า ปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบมีแนวโน้มค่อนข้างคงตัว แต่ยังคงมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยปริมาณการจำหน่ายตั้งแต่เดือนกรกฎาคมถึงเดือนธันวาคม 2558 เป็น 24,391.74, 23,713.51, 22,017.66, 24,904.41, 21,883.76 และ 17,646.63 ตัน ตามลำดับ อย่างไรก็ตาม จากผลการใช้ตัวแบบการพยากรณ์ทั้ง 2 วิธี สำหรับการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 คือ ปริมาณ การจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบ ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนมิถุนายน 2558 ผลการศึกษาพบว่า ค่าพยากรณ์ ของเดือนมกราคมและเดือนกุมภาพันธ์ มีค่าสูงกว่าค่าจริง แต่ค่าพยากรณ์ของเดือนมีนาคมเป็นต้นไปมีค่า ต่ำกว่าค่าจริง ดังนั้นเมื่อมีข้อมูลที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบ ซึ่งการเปลี่ยนแปลง ของปริมาณการจำหน่ายน้ำมันปาล์มดิบ อาจเกิดจากภาวะเศรษฐกิจ ปริมาณการผลิต ปริมาณการบริโภค ปริมาณการอุปโภค และปัจจัยอื่นๆ รวมถึงควรพิจารณาตัวแปรอิสระเพิ่มเติมสำหรับการสร้างตัวแบบ ถดถอย (Regression model) [9] นอกเหนือจากการพิจารณาเพียงตัวแปรเวลา เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

## เอกสารอ้างอิง

- [1] กลุ่มบริษัท ไทยอีสเทิร์น .2558. น้ำมันปาล์มดิบ ,แหล่งข้อมูล:  
[http://www.thaieasterngroup.com/crude\\_palm.php](http://www.thaieasterngroup.com/crude_palm.php). ค้นเมื่อวันที่ 3 สิงหาคม 2558.
- [2] บริษัท กลุ่มปาล์มธรรมชาติ จำกัด .2558. ผลิตภัณฑ์ของกลุ่มธรรมชาติ ,แหล่งข้อมูล:  
<http://www.naturalpalm.com/industry>. ค้นเมื่อวันที่ 3 สิงหาคม 2558.
- [3] อรชุน ฟองประไพ และประสาร บุญเสริม. 2557. การพยากรณ์อุปสงค์น้ำมันปาล์มดิบในประเทศไทย. *วารสารการวิจัยทางธุรกิจ และการบริหาร*, 2(1), 46-67.
- [4] สำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม .2558. ปริมาณการจำหน่ายสินค้าอุตสาหกรรมในประเทศ , แหล่งข้อมูล: <http://www.oie.go.th/academic/index> .ค้นเมื่อวันที่ 3 สิงหาคม 2558.
- [5] Bowerman, B.L. and O'Connell, R.T. 1993. *Forecasting and Time Series: An Applied Approach*. 3<sup>rd</sup> ed, Duxbury Press, California.

- [6] Box, G.E.P., Jenkins, G.M. and Reinsel, G.C. 1994. Time Series Analysis: Forecasting and Control. 3<sup>rd</sup> ed, Prentice Hall, New Jersey.
- [7] วรางคณา กิริติวิบูลย์ .2558การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีบอซซ์ .-เงินกินส์และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังแบบคูณของวินเทอร์สำหรับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกถั่วมีอย่าง. วารสารวิทยาศาสตร์บูรพา, 20(1), 186-198.
- [8] สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. 2548. เทคนิคการพยากรณ์. พิมพ์ครั้งที่ 2, มหาวิทยาลัยทักษิณ, สงขลา.
- [9] Montgomery, D.C, Peck, E.A and Vining, G.G. 2006. Introduction to Linear Regression Analysis. 4<sup>th</sup> ed, Wiley, New York.

