

ตัวแบบพยากรณ์ราคากำลังน้ำมัน จังหวัดชุมพร Forecasting Model for Oil Palm Prices in Chumphon Province

วรังคณา กีรติวิบูลย์

Warangkhana Keerativibool

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ

Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาครั้งนี้ คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคากำลังน้ำมัน จังหวัดชุมพร โดยใช้อุปกรณ์เว็บไซต์ของกรมการค้าภายใน ตั้งแต่เดือน มกราคม 2545 ถึงเดือนมีนาคม 2558 จำนวน 159 ค่า ซึ่งข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือน มกราคม 2545 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 150 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยสียนโด้คิงเลขซึ่งกำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมีนาคม 2558 จำนวน 9 ค่า นำมาใช้สำหรับการเบรียบเทียบความแม่นของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสมบูรณ์เฉลี่ย และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีที่มีความแม่นมากที่สุด คือ วิธีการปรับเรียบด้วยสียนโด้คิง เลขซึ่งกำลังของวินเทอร์แบบคูณ ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์เป็น $\hat{Y}_{t+m} = (24.28912 + 0.09711m)\hat{S}_t$ เมื่อ $m = 1$ แทนค่าเริ่มต้น คือ เดือนกรกฎาคม 2557 และ \hat{S}_t แทนค่าดัชนีฤดูกาล

คำสำคัญ : ราคากำลังน้ำมัน บอกซ์-เจนกินส์ การปรับเรียบด้วยสียนโด้คิงเลขซึ่งกำลัง การพยากรณ์รวม

Abstract

The objective of this study was to construct the appropriate forecasting model for oil palm prices in Chumphon province. These prices of palm oil gathered from the website of Department of Internal Trade of Thailand during January, 2002 to March, 2015 of 159 values were used and divided into 2 sets. The first set had 150 values from January, 2002 to June, 2014 for constructing the forecasting models by Box-Jenkins method, Winters' multiplicative exponential smoothing method, and combined forecasting method. The second set had 9 values from July, 2014 to March, 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 accurate method was Winters' multiplicative exponential smoothing method and the forecasting model was , where $m = 1$ was the starting value (July, 2014), and S_t represented the seasonal index

Keywords : Oil Palm Prices, Box-Jenkins, Exponential Smoothing, Combined Forecasting

*Corresponding author. E-mail : warang27@gmail.com



บทนำ

ปาล์มน้ำมันเป็นพืชพลังงานที่มีความสำคัญทั้งในด้านเศรษฐกิจ สังคม และสภาพแวดล้อม เนื่องจาก วิกฤตการณ์ราคาน้ำมันที่ได้ปรับตัวเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง จึงมีการนำปาล์มน้ำมันมาผลิตเป็นไปโดยใช้เชลสำหรับใช้ เป็นพลังงานทางเลือก ทดแทนการใช้น้ำมันดิบ และ กระทรวงพลังงานยังได้มีความพยายามผลักดันแผน พลังงานทดแทนให้เป็นรูปธรรมด้วยการส่งเสริมการใช้ พืชพลังงาน โดยเชื่อว่าจะสามารถช่วยประหยัดพลังงาน โดยเฉพาะในภาคชนบท คิดเป็นมูลค่า 2.5 แสนล้านบาท/ปี ภายในปี 2555 หรือคิดเป็น 34% ของพลังงานเชิง พานิชย์ทั้งหมด ซึ่งรวมถึงเอ็นจีวี ไบโอดีเซล และแก๊สโซเชอร์ โดยกระทรวงพลังงานจะไม่พิ่มพื้นที่การเพาะปลูก พืชพลังงาน แต่จะให้กระทรวงเกษตรและสหกรณ์เป็น ผู้รับผิดชอบในการเพิ่มผลผลิตต่อไร่แทน โดยพืชที่ มีแนวโน้มปรับตัวเพิ่มขึ้นเพื่อใช้เป็นพืชพลังงาน ได้แก่ ปาล์มน้ำมัน อ้อย และมันสำปะหลัง [1] ด้วยเหตุนี้ เกษตรกรในประเทศไทยจึงมีความนิยมปลูกปาล์มน้ำมัน กันมาก โดยเฉพาะในภาคใต้ เช่น จังหวัดยะลา จังหวัดสุราษฎร์ธานี จังหวัดชุมพร จังหวัดสตูล และจังหวัดตั้ง โดยจังหวัดยะลาเป็นจังหวัดที่มีการปลูกปาล์มน้ำมัน มากที่สุด จำนวน 537,637 ไร่ คิดเป็นร้อยละ 39.40 ของ ลงมา ได้แก่ จังหวัดสุราษฎร์ธานี จำนวน 405,213 ไร่ คิด เป็นร้อยละ 29.70 และจังหวัดชุมพร จำนวน 216,798 ไร่ คิดเป็นร้อยละ 15.89 ของพื้นที่ปลูกทั้งประเทศ [2] อย่างไรก็ตาม ราคาปาล์มน้ำมันยังคงเกิดความผันผวน จากปัจจัยต่างๆ หลายประการ อาทิ พื้นที่ให้ผลผลิต ปริมาณการใช้ นโยบายของภาครัฐ นโยบายการค้า ระหว่างประเทศ และภาวะเศรษฐกิจ เป็นต้น ทำให้ เกษตรกรขาดความมั่นใจถึงผลตอบแทนที่จะได้รับ จาก เหตุผลดังกล่าว จึงนำมาสู่ความสนใจของผู้วิจัยที่จะ ศึกษาการสร้างตัวแบบพยากรณ์ราคากาล์มน้ำมัน กรณี ศึกษาจังหวัดชุมพร เพื่อใช้เป็นจุดเริ่มต้นของการวางแผน การปลูก ซึ่งจะส่งผลดีต่อการตัดสินใจ การบริหารการจัดการด้านความเสี่ยงต่างๆ และยังช่วย ในการประเมินการคาดการณ์ราคากาล์มน้ำมันล่วงหน้า ได้อีกด้วย

วิธีการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ด้วยโปรแกรม SPSS รุ่น 17 โดยใช้อุปกรณ์เวลาจราชา ปาล์มน้ำมัน (บาท/กิโลกรัม) ซึ่งเป็นราคารับซื้อน้ำมัน ปาล์มดิบ (น้ำมันรวม) ณ แหล่งผลิตจังหวัดชุมพร จาก เก็บไซต์ของกรมการค้าภายใน [3] ตั้งแต่เดือนมกราคม 2545 ถึงเดือนมีนาคม 2558 จำนวน 159 ค่า ผู้วิจัยได้ แปลงข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือน มกราคม 2545 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 150 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method) และวิธีการพยากรณ์รวม (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) และค่าจากที่สองของความคลาดเคลื่อน กำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) ของข้อมูลชุดที่ 1 แล้วพบว่า วิธีการเหล่านี้เป็นวิธีที่มี ความเหมาะสมกับอุปกรณ์เวลาชุดนี้มากกว่าวิธีการ พยากรณ์อื่นๆ ข้อมูลชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือน กรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมีนาคม 2558 จำนวน 9 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นของ ค่าพยากรณ์โดยใช้เกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด

การพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

การกำหนดตัวแบบของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ทำได้โดยการตรวจสอบคุณสมบัติฟังก์ชันสหสัมพันธ์ ในตัวเอง (Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชัน สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) ของอุปกรณ์เวลาที่คงที่ (Stationary) หรืออุปกรณ์เวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ [4] กรณีที่อุปกรณ์เวลาไม่คงที่ (Non-Stationary) ต้องแปลง อุปกรณ์เวลาให้คงที่ก่อนที่จะกำหนดตัวแบบ เช่น กรณี อุปกรณ์เวลาที่มีค่าเฉลี่ยไม่คงที่ ควรแปลงข้อมูลด้วยการ หาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or Seasonal Difference) กรณีอุปกรณ์เวลา มีความแปรปรวนไม่คงที่ หรือมีทั้งค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่ ควรแปลง ข้อมูลด้วยลอการิทึม自然 logarithm หรือลอการิทึมธรรมชาติ (Common Logarithm or Natural Logarithm) หรือแปลง ข้อมูลด้วยเลขยกกำลัง



เช่น ยกกำลัง 0.5 (Square Root Transformation) หรือ ยกกำลัง 2 (Square Transformation) [5] ตัวแบบทั่วไป (General Model) ของรากที่สอง-ฐานกินต์ คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average:

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

เมื่อ	Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t
	ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแยกแยะเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา
	$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_p(B)$ แทนค่าคงที่ โดยที่ μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่
	$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ แทนตัวดำเนินการสหสมพันธ์ในตัวเรցแบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ p (Non-Seasonal Autoregressive Operator of Order p : AR(p))
	$\Phi_p(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps}$ แทนตัวดำเนินการสหสมพันธ์ในตัวเรցแบบมีฤดูกาลขั้นต้นที่ 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 โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1
	s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล
	d แทนลำดับที่ของการทำผลต่าง
	D แทนผลต่างฤดูกาล
	B แทนตัวดำเนินการถอยหลัง (Backward Operator) โดยที่ $B^s Y_t = Y_{t-s}$

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแยกแยะเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบ Kolmogorov-Smirnov's Test มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟของความคลาดเคลื่อนที่ยกบัญชี ว่ามีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที่ t-Test และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีน ภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene's Test based on Median)

SARIMA (p, d, q) (P, D, Q) แสดงดังสมการที่ (1) [5-6] และขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์แสดงรายละเอียดใน [7]

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียงด้วยเส้นโค้ง เลขซึ่งกำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing Method)

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียง (Smoothing Method) คือ การพยากรณ์โดยใช้ค่าสั่งเกตจากอดีต ส่วนหนึ่งหรือทั้งหมดในการสร้างสมการพยากรณ์ซึ่งนำหน้าที่ให้กับค่าสั่งเกตแต่ละตัวจะแตกต่างกัน เหตุผลสำคัญที่มีการใช้วิธีการปรับเรียง เป็นจากอนุกรมเวลาอาจเกิดความผันแปรจากเหตุการณ์ที่ผิดปกติ ทำให้ไม่เห็นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาอื่นๆ ซึ่งวิธีการปรับเรียงจะช่วยลดอิทธิพลของความผันแปรดังกล่าวได้



ดังนั้นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแต่ละส่วนจึงประกอบชัดเจนขึ้น ทำให้สามารถพยากรณ์ค่าของอนุกรมเวลาในอนาคตได้ โดยวิธีการปรับเรียบแบบมีวิธีการหาผลต่าง และการใช้งานจะเป็นขั้นตอนยังกับลักษณะของอนุกรมเวลา [8] สำหรับวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขซึ่งกำลังของวินเทอร์ แบ่งออกเป็น 2 กรณี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขซึ่งกำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามถูกต้อง ต่อค่าแนวโน้มคงที่ กล่าวคืออัตราส่วนของความผันแปรตามถูกต้องต่อค่าแนวโน้มมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขซึ่งกำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามถูกต้องต่อค่าแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป [9]

สำหรับการวิจัยครั้นี้ได้ใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขซึ่งกำลังของวินเทอร์แบบบวก เนื่องจากอนุกรมเวลาคาดปานกลางมีแนวโน้มลดลงอย่างช้าๆ ของข้อมูลชุดที่ 1 ในช่วงเดือนมกราคม 2545 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 (แสดงรายละเอียดใน Figure 1) ตัวแบบแสดงดังสมการที่ (2) และตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3) [10] ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามถูกต้องต่อค่าแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป [9] สำหรับการวิจัยครั้นี้ได้ใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขซึ่งกำลังของวินเทอร์แบบคูณ เนื่องจากอนุกรมเวลาคาดปานกลางมีแนวโน้มลดลงอย่างช้าๆ ของข้อมูลชุดที่ 1 ในช่วงเดือนมกราคม 2545 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 (แสดงรายละเอียดใน Figure 1) ตัวแบบแสดงดังสมการที่ (2) และตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3) [10]

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

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

เมื่อ	Y_t	แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t
β_0 , β_1 และ S_t	แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามถูกต้อง ตามลำดับ	
ε_t	แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกันต่อกันค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ 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 g โดยที่ g แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1
 s แทนจำนวนค่าของถูกต้อง

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ เช่นเดียวกับการพยากรณ์โดยวิธีบอคซ์-เจนกินส์



การพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม (Combined Forecasting Method)

การพยากรณ์รวมเป็นวิธีการประยุกต์ที่มีการรวมค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไป เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด สามารถใช้ได้ในกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมี

ความหมายสมกับอนุกรรมเวลามากกว่า 1 วิธี [11] ณ ที่นี่ได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้ง เลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคุณดังนั้นตัวแบบของวิธีการพยากรณ์รวมที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้ คือ

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

เมื่อ	\hat{Y}_t	แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t
	\hat{Y}_{1t} และ \hat{Y}_{2t}	แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคุณ ตามลำดับ
	w_1 และ w_2	แทนค่าถ่วงน้ำหนักของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง

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

b_1 และ b_2 แทนค่าสัมประสิทธิ์การถดถอย จากรหีชี้กำลังสองน้อยที่สุด (Least Squares Method) [12] ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้ง เลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคุณ ตามลำดับ เมื่อกำหนดให้ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากทั้ง 2 วิธีเป็นตัวแปรอิสระ และ ราคาปัลมน้ำมัน จังหวัดชุมพร เป็นตัวแปรตาม ซึ่งค่า b_1 และ b_2 จะคำนวณจากจำนวนข้อมูลพยากรณ์ในอนุกรรมเวลาชุดที่ 1 ณ ที่นี่คือ 149 ค่า เนื่องจากมีการแบ่งข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ทำให้ไม่มีค่าพยากรณ์ค่าแรก

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ เช่นเดียวกับการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

การเบริยบเทียบความแม่นของค่าพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรรมเวลาจากภาคล้มนำมัน จังหวัดชุมพร โดยการเบริยบเทียบค่า MAPE และ RMSE จากวิธีการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคุณ และวิธีการพยากรณ์รวม ตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด จึงเป็นตัวแบบที่มีความเหมาะสมกับอนุกรรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์ MAPE และ RMSE [10] แสดงดังนี้

$$MAPE = \frac{100}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \text{ และ } RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} e_t^2} \quad (6)$$

เมื่อ	$e_t = Y_t - \hat{Y}_t$	แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t
	Y_t	แทนอนุกรรมเวลา ณ เวลา t
	\hat{Y}_t	แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t
	t	แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรรมเวลาชุดที่ 2



ผลการวิจัยและวิจารณ์ผล

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรรมเวลาราคาปาล์มน้ำมัน จังหวัดชุมพร ตั้งแต่เดือน มกราคม 2545 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 150 ค่า ดัง Figure 1 พบว่า อนุกรรมเวลาราคาดูดนมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น และมีความผันแปรตามฤดูกาลไม่คงที่ ก้าวคือ ก้าว ส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมี

ค่าเพิ่มขึ้นตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไปซึ่งผลการพิจารณา ส่วนประกอบของอนุกรรมเวลาจาก Figure 1 สอดคล้อง กับผลการพิจารณาค่าสถิติทดสอบจากสมการลดตอน ของอนุกรรมเวลาราคาปาล์มน้ำมัน จังหวัดชุมพร (\hat{Y}_t) เทียบกับเวลา (t) ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 13.824 + 0.098 t$$

($t = 17.029$, $p\text{-value} = 0.000$) ($t = 10.541$, $p\text{-value} = 0.000$)

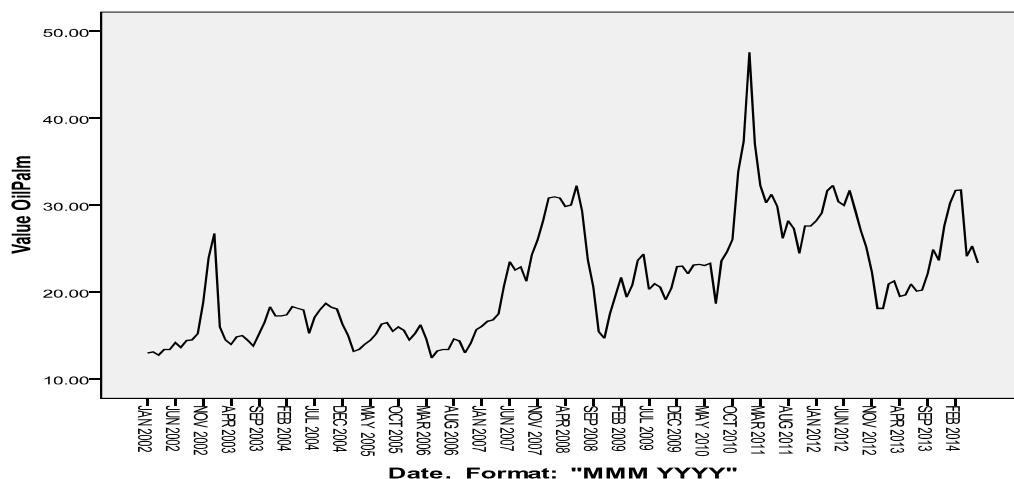


Figure 1. Run plot for oil palm prices in Chumphon province during January, 2002 to June, 2014

ผลการพยากรณ์โดยวิธีบอคซ์-เจนกินส์

จากการ ACF และ PACF ดัง Figure 2 พบว่า อนุกรรมเวลายังไม่คงที่ ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลด้วย การหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงตั้ง Figure 3 ซึ่งพบว่า อนุกรรมเวลา มีลักษณะคงที่ จึงกำหนด ตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้ พร้อมกับประมาณค่า พารามิเตอร์ที่แสดงใน Table 1 โดยตัวแบบพยากรณ์ที่ มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 มีค่า BIC ต่ำที่สุด และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญ ที่ระดับ 0.05 คือ ตัวแบบ AR(6) I(1) MA(9) ไม่มีพจน์

ค่าคงที่ เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อน จากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการ แจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 1.242$, $p\text{-value} = 0.092$) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดง รายละเอียดใน Figure 4) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = 0.544$, $p\text{-value} = 0.587$) และมีความแปรปรวนคงที่ ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.844, $p\text{-value} = 0.596$) ดังนั้นตัวแบบ AR(6) I(1) MA(9) ไม่มีพจน์ค่าคงที่ มี ความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็น ตัวแบบได้ดังนี้



$$\begin{aligned} (1 - \phi_6 B^6)(1 - B) Y_t &= (1 - \theta_9 B^9) \varepsilon_t \\ (1 - B - \phi_6 B^6 + \phi_6 B^7) Y_t &= \varepsilon_t - \theta_9 \varepsilon_{t-9} \\ Y_t &= Y_{t-1} + \phi_6 (Y_{t-6} - Y_{t-7}) + \varepsilon_t - \theta_9 \varepsilon_{t-9} \end{aligned}$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ใน Table 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = Y_{t-1} - 0.23383(Y_{t-6} - Y_{t-7}) - 0.19545\varepsilon_{t-9} \quad (7)$$

เงื่อนไข[†]
 \hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t
 Y_{t-j} แทนอุปสงค์เวลา ณ เวลา $t-j$
 ε_{t-j} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา $t-j$

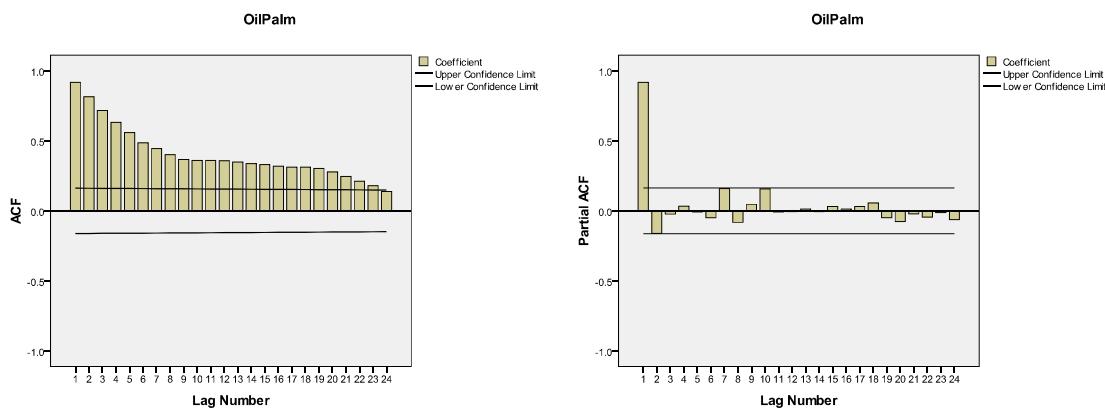


Figure 2. ACF and PACF of oil palm prices in Chumphon province

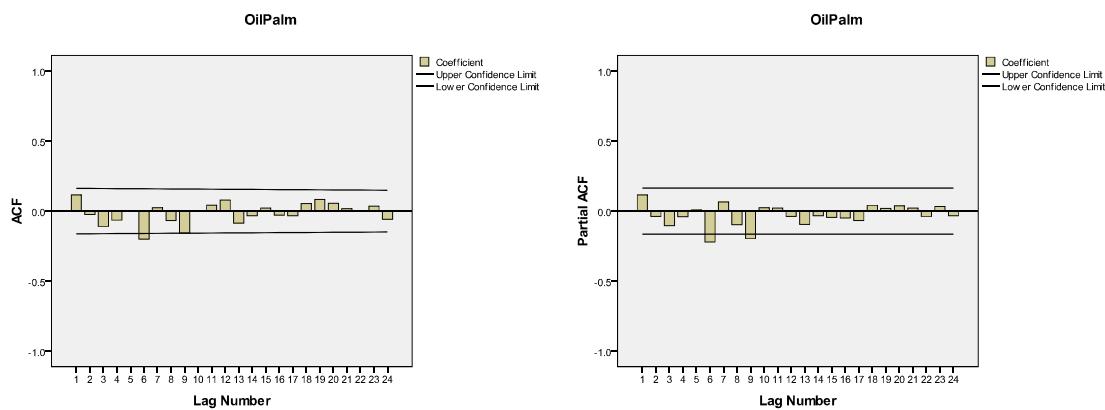


Figure 3. ACF and PACF of the first difference, $d = 1$, of oil palm prices in Chumphon province



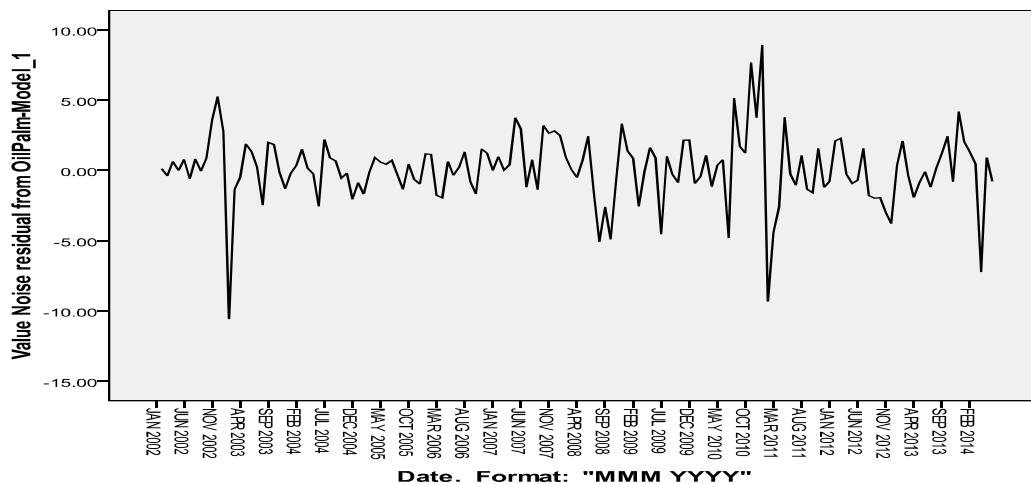


Figure 4. Run plot of the errors from Box-Jenkins method

Table 1. Estimate parameters, Bayesian Information Criterion (BIC), and Ljung-Box Q from the model ARIMA(p, d, q)

		ARIMA(p, d, q)			
Estimate parameter		AR(6, 9) I(1) MA(6, 9)	AR(6, 9) I(1) MA(9)	AR(6) I(1) MA(9)	AR(6) I(1) MA(9)
Constant	Estimate Value	0.07321	0.07291	0.07207	-
Value	p-value	0.574	0.569	0.596	
AR(6):	Estimate Value	-0.26908	-0.23595	-0.23617	-0.23383
ϕ_6	p-value	0.344	0.006	0.006	0.006
AR(9):	Estimate Value	0.16488	0.14427	-	-
ϕ_9	p-value	0.567	0.613		
MA(6):	Estimate Value	-0.03483	-	-	-
θ_6	p-value	0.904			
MA(9):	Estimate Value	0.35908	0.34183	0.19780	0.19545
θ_9	p-value	0.199	0.222	0.023	0.024
BIC		2.009	1.968	1.928	1.889
Ljung-Box Q (at lag 18)		12.816	12.828	12.763	12.770
p-value		0.541	0.616	0.690	0.689
No constant terms					



ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียนด้วยเส้นโค้งเลขซึ่งกำลังของวินเทอร์แบบคูณ

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียนด้วยเส้นโค้งเลขซึ่งกำลังของวินเทอร์แบบคูณ พบร่วมกับ BIC มีค่าเท่ากับ 2.005 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 18.499, p-value = 0.237) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์

พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.040, p-value = 0.229) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในFigure 5) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -0.188$, p-value = 0.851) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.671, p-value = 0.764) ดังนั้น ตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (24.28912 + 0.09711m)\hat{S}_t \quad (8)$$

เมื่อ \hat{Y}_{t+m} แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t + m$ โดยที่ $m = 1$ ถึง 9 (เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมีนาคม 2558 จำนวน 9 ค่า)

\hat{S}_t แทนค่าตัวชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังTable 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ราคากำลังมีมัน จังหวัดชุมพร ของเดือนมกราคมถึงเดือนกุมภาพันธ์ของทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจาก มีค่าตัวชนีฤดูกาลมากกว่า 1

α , γ และ δ มีค่าเท่ากับ 0.80053, 0.000006 และ 0.99998 ตามลำดับ

Table 2. Seasonal index of oil palm prices in Chumphon province from Winters' multiplicative exponential smoothing method

Month	Seasonal index	Month	Seasonal index	Month	Seasonal index
January	1.05999	May	0.94325	September	0.95960
February	1.04557	June	0.96216	October	0.92771
March	0.98364	July	0.93454	November	0.93475
April	0.88010	August	0.95691	December	0.98933

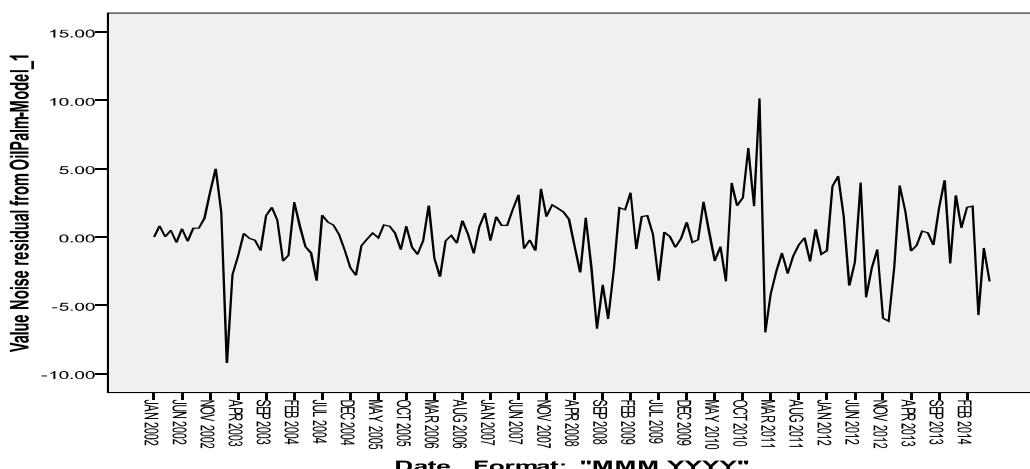


Figure 5. Run plot of the errors from Winters' multiplicative exponential smoothing method



ผลการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การลด削去ของวิธีพยากรณ์เดียวทั้ง 2 วิธี ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ได้ว่า $b_1 = 0.65187$ และ $b_2 = 0.34553$ ดังนี้จากสมการที่ (5) สามารถคำนวณค่าต่อไปนี้หนักของแต่ละ

วิธี การพยากรณ์เดียวได้เป็น $w_1 = 0.65357$ และ $w_2 = 0.34643$ เพราะฉะนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมมีค่าได้ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.65357 \hat{Y}_{1t} + 0.34643 \hat{Y}_{2t} \quad (9)$$

เมื่อ \hat{Y}_t แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t
 \hat{Y}_{1t} และ \hat{Y}_{2t} แทนค่าพยากรณ์เดียว ณ เวลา t จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคุณ ตามลำดับ

ผลการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวมพบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.089, p-value = 0.187) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในFigure 6) มีค่าเฉลี่ย

เท่ากับศูนย์ ($t = 0.290$, $p\text{-value} = 0.772$) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.790, $p\text{-value} = 0.649$) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม

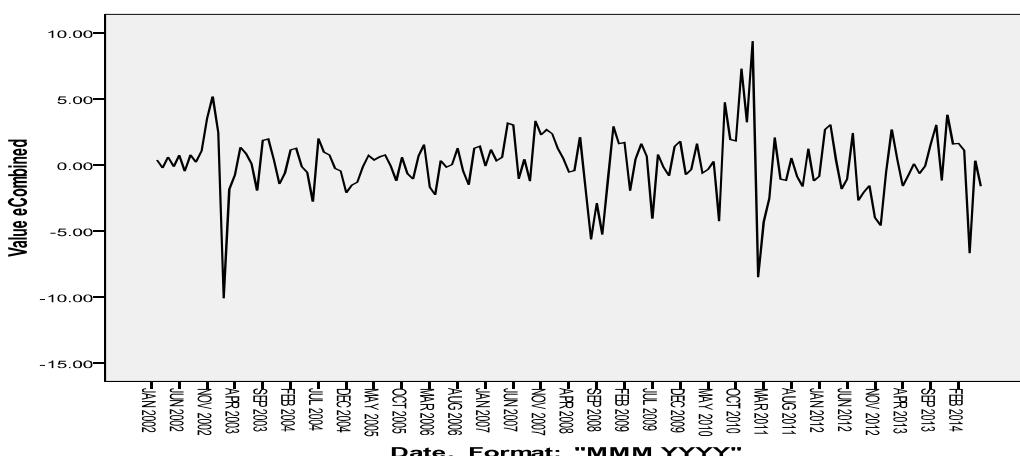


Figure 6. Run plot of the errors from combined forecasting method.

ผลการเปรียบเทียบความแม่นของค่าพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคุณ และวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (7) ถึง (9) ตามลำดับ ได้ค่าพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลาชุดที่ 2 ซึ่งคือ ราคากลั่นนำมัน จังหวัดชุมพร ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมีนาคม 2558 แสดงดัง

Table 3 ผลการเปรียบเทียบความแม่นของค่าจริงกับค่าพยากรณ์พบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคุณเป็นวิธีที่มีความแม่นมากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือมีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด



Table 3. Oil palm prices and forecast (Baht/Kilogram), during July, 2014 to March, 2015

Time	Oil palm price	The price from different forecasting methods		
		Box-JenKins	Winter	Combined forecasting
JUL 2014	25.50	22.28	22.79	22.46
AUG 2014	23.50	22.10	23.43	22.56
SEP 2014	23.00	21.26	23.59	22.07
OCT 2014	23.00	22.65	22.89	22.73
NOV 2014	25.89	22.12	23.16	22.48
DEC 2014	27.50	22.47	24.61	23.21
JAN 2015	32.00	24.14	26.47	24.95
FEB 2015	32.63	24.00	26.21	24.77
MAR 2015	25.92	24.34	24.75	24.48
MAPE		13.0701	8.4992	11.2891
RMSE		4.6397	3.2775	4.1468

สรุปผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลา ราคาปาล์มน้ำมัน จังหวัดชุมพร โดยใช้ข้อมูลจากเก็บไว้ตั้งแต่เดือนมกราคม 2545 ถึงเดือนมีนาคม 2558 จำนวน 159 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2545 ถึงเดือนมิถุนายน 2557 จำนวน 150 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบีอกซ์-เจนกินส์วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขซึ่งกำลังของวินเทอร์แบบคุณและวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2557 ถึงเดือนมีนาคม 2558 จำนวน 9 ค่า สำหรับการปรับเรียบที่ใช้ความแม่นของค่าพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด พบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขซึ่งกำลังของวินเทอร์แบบคุณ เป็นวิธีที่มีความแม่นมากที่สุด เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์นี้ ในการพยากรณ์ราคาปาล์มน้ำมัน จังหวัดชุมพร ตั้งแต่

เดือนเมษายนถึงเดือนธันวาคม 2558 ได้ผลแสดงดัง Table 4 ซึ่งพบว่า ราคาปาล์มน้ำมัน จังหวัดชุมพร มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเล็กน้อย แต่ยังคงมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยในเดือนมิถุนายน 2558 ราคาปาล์มน้ำมัน จังหวัดชุมพร มีค่าประมาณ 24.49 บาท/กิโลกรัม และในเดือนธันวาคม 2558 ราคาปาล์มน้ำมันจะมีค่าเพิ่มขึ้นเป็น 25.76 บาท/กิโลกรัม อย่างไรก็ตาม ราคาปาล์มน้ำมันมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ อาจเพราะนิยามการค้าระหว่างประเทศ ภาวะเศรษฐกิจ บริมาณการผลิต บริมาณการใช้ และปัจจัยอื่นๆ ดังนั้นมีข้อมูลที่เป็นปัจจัยมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบ รวมถึงควรพิจารณาตัวแปรอิสระเพิ่มเติมสำหรับการสร้างตัวแบบทดโดย (Regression Model) [12] นอกจากเหนือจากการพิจารณาเพียงตัวแปรเวลา เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป



Table 4. Forecasting values of oil palm prices of Chumphom province (Baht/Kilogram) from April - December 2015

Time	Forecasting Values	Time	Forecasting Values	Time	Forecasting Values
APR 2015	22.23	JUL 2015	23.88	OCT 2015	23.97
MAY 2015	23.92	AUG 2015	24.54	NOV 2015	24.25
JUN 2015	24.49	SEP 2015	24.71	DEC 2015	25.76

เอกสารอ้างอิง

- Greenenergy. จับกระแสพีชพลังงาน. [online] เข้าถึงได้จาก <http://www.oknation.net/blog/print.php?id=351980>. 2558.
- คลังข้อมูลสารสนเทศดับภูมิภาค (ภาคใต้). การปลูกปาล์มน้ำมันของประเทศไทย. [online] เข้าถึงได้จาก <http://www.arda.or.th/kasetinfo/south/palm/history/01-02.php>. 2558.
- กรมการค้าภายใน. 2558. ราคารับซื้อน้ำมันปาล์มดิบ (น้ำมันรวม) ณ แหล่งผลิตจังหวัดชุมพร ปี 2545-ปัจจุบัน. [online] เข้าถึงได้จาก <http://www.dit.go.th/Chumpon/contentdet.asp?deptid=67&id=8233>. 2558.
- ทรงศิริ แต่สมบดี. 2549. การพยากรณ์เชิงปริมาณ. กรุงเทพมหานคร: มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- Bowman, B.L. and O'Connell, R.T. 1993. Forecasting and Time Series: An Applied Approach. 3rd ed. California: Duxbury Press.
- Box, G.E.P., Jenkins, G.M. and Reinsel, G.C. 1994. Time Series Analysis: Forecasting and Control. 3rd ed. New Jersey: Prentice Hall.
- วรางคณา กีรติวิบูลย์. 2557. การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขที่กำลังของไฮล์ต์ สำหรับการพยากรณ์ราคาขายปลีกสูงรำแหะเนื้อแดง สะโพก. วารสารวิทยาศาสตร์ มข. 42(3): 532-543.
- วรางคณา กีรติวิบูลย์. 2557. การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์. วารสารวิทยาศาสตร์ มศว. 30(2): 41-56.
- วรางคณา กีรติวิบูลย์. 2556. ตัวแบบพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่มาท่องเที่ยวในประเทศไทย. วารสารวิทยาศาสตร์ มศว. 29(2): 9-26.
- สมเกียรติ เกตุเฉื่อม. 2548. เทคนิคการพยากรณ์ พิมพ์ครั้งที่ 2. สงขลา: มหาวิทยาลัยทักษิณ.
- มุกดา เม่นมนทร์. 2549. อนุกรรมเวลาและการพยากรณ์. กรุงเทพฯ: พร็อพริ้นติ้ง.
- Montgomery, D.C., Peck, E.A. and Vining, G.G. 2006. Introduction to Linear Regression Analysis. 4th ed. New York: Wiley.

