



## บทความวิจัย

## การเปรียบเทียบตัวแบบสำหรับการพยากรณ์ราคายางแผ่นดิบในประเทศไทย

นิวัต สุวรรณะ\*

\*สาขาวิชาสถิติศาสตร์ประยุกต์ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏมหาสารคาม อำเภอเมือง จังหวัดมหาสารคาม 44000

ข้อมูลบทความ	บทคัดย่อ
<b>Article history</b> รับ: 4 สิงหาคม 2564 แก้ไข: 30 มกราคม 2565 ต้อนรับการตีพิมพ์: 3 มีนาคม 2565 ตีพิมพ์ออนไลน์: 27 พฤษภาคม 2565	งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาและเปรียบเทียบตัวแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับพยากรณ์ราคา ยางแผ่นดิบ โดยนำเสนอ 3 ตัวแบบ ได้แก่ วิธีของโฮลท์ วิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลสองชั้น และวิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์ ซึ่งข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นราคาของยางแผ่นดิบในประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 132 เดือน ซึ่งข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2563 จำนวน 120 เดือน สำหรับสร้างตัวแบบทั้ง 3 ตัวแบบ ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2564 ถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 12 เดือน นำมาใช้สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์พิจารณา จากร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย จากการศึกษาพบว่าตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดสำหรับพยากรณ์ราคาของยางแผ่นดิบ ในประเทศไทยคือตัวแบบวิธีของโฮลท์ มีตัวแบบพยากรณ์ดังสมการ $\hat{X}_t(k) = \hat{b}_{0t} + \hat{b}_{1t}(k)$ เมื่อค่าเริ่มต้น $\hat{b}_0 = 105.3471$ และ $\hat{b}_1 = -0.6522$ ให้ค่าร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยต่ำที่สุดเท่ากับ 6.608
<b>คำสำคัญ</b> ราคาของยางในประเทศไทย วิธีของโฮลท์ วิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล สองชั้น วิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์	

### บทนำ

ยางแผ่นดิบ คือยางแผ่นที่เกษตรกรผลิตขึ้นโดยยังไม่ผ่านการรมควัน ปัจจุบันสถาบันวิจัยยาง กรมวิชาการเกษตร กระทรวงเกษตรและสหกรณ์ ได้กำหนดมาตรฐานสำหรับการซื้อขายในตลาดยางแผ่นดิบ โดยแบ่งออก 4 ระดับ คือ ยางแผ่นดิบคุณภาพ 1 ถึง 4 ซึ่งมีลักษณะที่ดีและลดหลั่นลงไป สำหรับยางแผ่นดิบคุณภาพดีหมายถึงยางแผ่นดิบคุณภาพ 1 ถึง 3 เท่านั้น ในการคัดยางแผ่นดิบจะใช้สายตา ประสบการณ์ เพื่อให้สามารถใช้วิจารณ์คุณภาพในการคัดคุณภาพได้ถูกต้องมากที่สุด (Cooperative fund rubber thongphaphum, 2013) เป็นที่ทราบกันดีว่ายางพาราเป็นพืชเศรษฐกิจที่สำคัญของประเทศไทย เนื่องจากผลผลิตจากต้นยางพาราสามารถนำมาทำการแปรรูป เพื่อนำไปใช้เป็นปัจจัยการผลิตในอุตสาหกรรมที่สำคัญหลายอย่าง เช่น อุตสาหกรรมยานยนต์ อุตสาหกรรมเครื่องมือแพทย์ ตลอดจนผลิตภัณฑ์ต่าง ๆ ที่มีส่วนประกอบของยางพาราที่ใช้ในชีวิตประจำวัน ในปัจจุบันแม้ว่าสินค้าเกษตรของประเทศไทยมีอยู่มากมายแต่พบว่ายางพารา

เป็นสินค้าที่สำคัญของประเทศไทย (Keerativibool, 2015) นอกจากนี้ยางพารายังสามารถสร้างรายได้ให้กับประเทศ สร้างอาชีพให้กับประชาชนทำให้ประชาชนมีรายได้เลี้ยงตนเอง ด้วยเหตุดังกล่าวประเทศต่าง ๆ จึงเริ่มหันมาให้ความสนใจกับการปลูกยางพารามีการผลิตและการส่งออกมากขึ้น ส่งผลให้ปริมาณยางในตลาดโลกเพิ่มสูงขึ้น เกิดการแข่งขันในด้านราคา ดังนั้นจึงทำให้ราคายางตกต่ำทำให้เกษตรกรขาดความมั่นใจถึงผลตอบแทนที่จะได้รับจากการปลูกยางพารา การพยากรณ์ทางสถิติเป็นวิธีการหนึ่งที่สามารถนำไปใช้ในการตัดสินใจบริหารจัดการด้านความเสี่ยง เป็นข้อมูลแก่เกษตรกรชาวสวนยางในการตัดสินใจ เพื่อลดหรือป้องกันความเสี่ยงที่จะเกิดขึ้นให้น้อยที่สุด (Keerativibool & Kanjanasamranwong, 2015) เมื่อทราบค่าพยากรณ์ของราคายางในอนาคต ซึ่งจะส่งผลต่อการวางแผนในการปลูกยางของเกษตรกร ทำให้สามารถประมาณการเพิ่มหรือลดพื้นที่ในการเพาะปลูกได้อย่างเหมาะสม รวมถึงยังส่งผลต่อรัฐบาลในการวางนโยบายเชิงกลยุทธ์ทางการค้า และการจัดเตรียมมาตรการรองรับกับสถานการณ์และปัญหาราคายางตกต่ำ

\*Corresponding author

E-mail address: niwat\_su@yahoo.com (N. Suvanna)

 Online print: 27 May 2022 Copyright © 2022. This is an open access article, production, and hosting by Faculty of Agricultural Technology, Rajabhat Maha Sarakham University. <https://doi.org/10.14456/paj.2022.2>

ต่อไป ดังนั้นวัตถุประสงค์ของการศึกษาคั้งนี้ คือ เพื่อหาตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ราคายางแผ่นดิบในประเทศไทย

**อุปกรณ์และวิธีการวิจัย**

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ราคา ยางแผ่นดิบด้วยโปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ SPSS (Statistical Package for Social Sciences) รุ่น 11.5 โดยใช้ข้อมูลเวลาราคายางแผ่นดิบ (บาท/กิโลกรัม) ณ โรงงาน รวบรวมโดยสำนักตลาดกลางยางพารา เว็บไซต์ของการยางแห่งประเทศไทย เป็นราคายางแผ่นดิบ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 132 เดือน ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2563 จำนวน 120 เดือน สำหรับใช้ในการสร้างตัวแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติทั้ง 3 ตัวแบบ ได้แก่ วิธีของโฮลท์ วิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลสองชั้น และวิธีของบ็อกซ์ - เจนกินส์ โดยเกณฑ์ที่ใช้ในการเปรียบเทียบพิจารณาจากร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean absolute percentage error, MAPE) ของข้อมูลชุดที่ 1 แล้วพบว่าตัวแบบเหล่านี้เป็นตัวแบบที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้ มากกว่าตัวแบบการพยากรณ์แบบอื่น ๆ ข้อมูลชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2564 ถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 12 เดือน สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์โดยใช้เกณฑ์ร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยที่ต่ำที่สุด

**1. วิธีของโฮลท์ (Holt's method)**

วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลที่มีแนวโน้มเชิงเส้นระยะสั้น วิธีนี้ใช้ค่าคงตัวการทำให้เรียบ 2 ค่า เป็นตัวถ่วงน้ำหนักระดับและความชันของข้อมูลแยกกันให้ค่า และเป็นค่าคงตัวการทำให้เรียบของระดับและความชันของข้อมูลตามลำดับโดยที่  $0 < \alpha < 1$  และ  $0 < \beta < 1$  ดังสมการ (1) (Lorchirachoolnkul & Jitthavech, 2005)

$$X_t = b_{0t} + b_{1t} + \varepsilon_t \tag{1}$$

โดยที่  $X_t$  แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา  $t$   
 $b_{0t}$  แทนระดับของข้อมูล ณ เวลา  $t$   
 $b_{1t}$  แทนความชันแนวโน้มของข้อมูล ณ เวลา  $t$   
 $\varepsilon_t$  แทนค่าคลาดเคลื่อนและ  $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$

พิจารณาตัวแบบในสมการ (1) ซึ่งค่าพยากรณ์ของ  $X_t$  คือ  $\hat{X}_t$  วิธีนี้จะประมาณระดับของข้อมูลและความชันแนวโน้มของข้อมูล ณ เวลา  $t$  คือ  $b_{0t}, b_{1t}$  ด้วย  $\hat{b}_{0t}, \hat{b}_{1t}$  โดยใช้เทคนิคการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลด้วยค่าคงตัว  $\alpha$  และ  $\beta$  ดังสมการ (2) และ (3)

$$\hat{b}_{0t} = \alpha X_t + (1 - \alpha) \hat{X}_{t-1} \tag{2}$$

$$\hat{b}_{1t} = \beta (\hat{b}_{0t} - \hat{b}_{0(t-1)}) + (1 - \beta) \hat{b}_{1(t-1)} \tag{3}$$

และสมการที่ใช้ในการพยากรณ์  $k$  หน่วยเวลาล่วงหน้า ณ เวลา  $t$  คือ สมการ (4)

$$\hat{X}_t(k) = \hat{b}_{0t} + \hat{b}_{1t}(k) \tag{4}$$

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์ แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงแบบปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมิธรโนฟ มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้ Student's T-test และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้ F-test ของเลวีนาภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene's Test based on Median)  
**2. วิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลสองชั้น (Double exponential smoothing method, DES)**

วิธีนี้จะให้น้ำหนักต่าง ๆ กันสำหรับข้อมูลที่หน่วยเวลาต่าง ๆ โดยจะให้น้ำหนักของข้อมูลลดลงแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลตามหน่วยเวลาที่ห่างออกไปในอดีต ลักษณะการให้ข้อมูลเป็นดังนี้ (Lorchirachoolnkul & Jitthavech, 2005)

ข้อมูล	$X_1$	$X_2$	$X_3$	...	$X_{t-2}$	$X_{t-1}$	$X_t$
น้ำหนัก	$a^{t-1}$	$a^{t-2}$	$a^{t-3}$	...	$a^2$	$a^1$	$a^0$

เมื่อ  $a$  คือค่าคงตัวที่เรียกว่าปัจจัยส่วนลดและ  $0 < a < 1$  ค่าพยากรณ์ 1 หน่วยเวลาล่วงหน้า ณ เวลา  $t$  จึงเป็นค่าเฉลี่ยแบบถ่วงน้ำหนัก และวิธีนี้พัฒนามาจากวิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลชั้นเดียวเพื่อสามารถให้ใช้ได้กับข้อมูลที่มีแนวโน้มและสามารถปรับค่าพยากรณ์ตามแนวโน้มของข้อมูลจริงได้ พิจารณาดังตัวแบบในสมการ (1) และประมาณค่า  $b_{0t}, b_{1t}$  ด้วย  $\hat{b}_{0t}, \hat{b}_{1t}$  ดังสมการ (5) และ (6)

$$\hat{b}_{0t} = 2S_{1t} - S_{2t} \tag{5}$$

$$\hat{b}_{1t} = \left( \frac{1-a}{a} \right) (S_{1t} - S_{2t}) \tag{6}$$

การหาค่าเริ่มต้นของ  $\hat{b}_{0t}, \hat{b}_{1t}$  ณ เวลา  $t=0$  จะต้องทราบค่า

$S_{10}, S_{20}$  ซึ่งพิจารณาได้จากสมการ (7) และ (8)

$$S_{10} = \hat{b}_0 - \left( \frac{a}{1-a} \right) \hat{b}_1 \tag{7}$$

$$S_{20} = \hat{b}_0 - \left( \frac{2a}{1-a} \right) \hat{b}_1 \tag{8}$$

โดยที่  $\hat{b}_0, \hat{b}_1$  หาได้จากการพยากรณ์โดยใช้ตัวแบบแนวโน้มเชิงเส้นระยะยาว ณ เวลา  $t=0$  และหา  $S_{1t}, S_{2t}$  ได้จากสมการ (9) และ (10)

$$S_{1t} = (1-a)X_t + aS_{1(t-1)} \tag{9}$$

$$S_{2t} = (1-a)S_{1t} + aS_{2(t-1)} \tag{10}$$

สามารถหาค่าพยากรณ์ 1 หน่วยเวลาล่วงหน้า ณ เวลา  $t$  ดังสมการ (4)

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงแบบปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบ Kolmogorov-Smirnov มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ Autocorrelation Function (ACF) และ Partial Autocorrelation Function (PACF) ของความคลาดเคลื่อนมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้ Student's T-test และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้ F-test ของเลวินภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene's Test based on Median)

3. วิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins method)

มีการกำหนดตัวแบบโดยเริ่มจากตรวจสอบคุณสมบัติฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัว (ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวบางส่วน (PACF) ของอนุกรมเวลาที่คงที่ (Stationary) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ ซึ่งเป็นวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่มีความถูกต้องสูง เนื่องจากมีการพิจารณาลักษณะของอนุกรมเวลาว่ามีสหสัมพันธ์กันอย่างไร เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมและมีการคำนึงถึงความแปรผันของฤดูกาล ซึ่งเป็นส่วนประกอบที่สำคัญ โดยมีตัวแบบทั่วไป คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>s</sub> แสดงดังสมการที่ (11) (Bowerman & O'Connell, 1993; Box et al., 1994)

อนุกรมเวลา ( $X_t$ ) ในการศึกษาครั้งนี้อนุกรมเวลาตัวแบบเชิงคูณของอนุกรมเวลาที่มีฤดูกาล SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>s</sub> มีตัวแบบคือ

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D X_t = \delta + \theta_q(B)\Theta_q(B^s)\varepsilon_t \tag{11}$$

เมื่อ  $X_t$  แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา  $t$   
 $\varepsilon_t$  แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_p(B^s)$  แทนค่าคงที่ โดยที่  $\mu$  แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่มีภาวะคงที่ (Stationary Time Series)

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1B - \phi_2B^2 - \dots - \phi_pB^p$   
 แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวแบบไม่มีฤดูกาลอันดับ  $p$  (Non-Seasonal Autoregressive Operator of Order  $p$ : AR(p))

$\Phi_p(B^s) = 1 - \Phi_1B^s - \Phi_2B^{2s} - \dots - \Phi_pB^{ps}$   
 แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวแบบมีฤดูกาลอันดับที่  $P$  (Seasonal Autoregressive Operator of Order  $P$ : SAR(P))

$\theta_q(B) = 1 - \theta_1B - \theta_2B^2 - \dots - \theta_qB^q$   
 แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่  $q$  (Non-Seasonal Moving Average of Order  $q$ : MA(q))

$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1B^s - \Theta_2B^{2s} - \dots - \Theta_QB^{Qs}$   
 แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาลอันดับที่  $Q$  (Seasonal Moving Average of Order  $Q$ : SMA(Q))

$t$  แทนเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง  $n$  โดยที่  $n$  แทนข้อมูลอนุกรมเวลาในชุดที่ 1

$s$  แทนจำนวนฤดูกาล

$d$  และ  $D$  แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลตามลำดับ

$B$  แทนตัวดำเนินการถอยหลัง (Backward Operator) โดยที่  $B^s X_t = X_{t-s}$

ขั้นตอนในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของบ็อกซ์-เจนกินส์ แสดงรายละเอียดดังต่อไปนี้

1. พิจารณาอนุกรมเวลาว่าคงที่หรือไม่โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา ( $t, X_t$ ) กราฟ ACF และ PACF

หากพบว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่ (Non – Stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ก่อนที่จะทำขั้นตอนต่อไป เช่น การแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or Seasonal Difference) การแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมสามัญหรือธรรมชาติ (Common Logarithm or Natural Logarithm) การแปลงด้วยเลขยกกำลังสอง เป็นต้น (Bowerman, B.L. & O’Connell, R.T., 1993)

2. กำหนดตัวแบบที่เป็นไปได้จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่คงที่ นั่นคือ กำหนดค่า p, q, P และ Q พร้อมทั้งประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบด้วยวิธีด้วยวิธีภาวะน่าจะเป็นสูงสุด (Maximum Likelihood Method)

3. ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจากตัวแบบพยากรณ์ จากนั้นจึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์และประมาณค่าพารามิเตอร์ใหม่จนกว่าจะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญทั้งหมด

4. การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบว่ามีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบ Kolmogorov-Smirnov มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้ Student’s T-test และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้ F-test ของเลวินภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene’s Test based on Median)

5. พยากรณ์อนุกรมเวลา โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจากขั้นตอนที่ 4

4. การเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์

การเปรียบเทียบตัวแบบการพยากรณ์ทั้ง 3 ตัวแบบ จากข้อมูลชุดที่ 1 จะพิจารณาจากร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยที่มีค่าต่ำสุด ดังสมการ (12)

$$MAPE = \frac{100}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{e_t}{X_t} \right| \tag{12}$$

โดยที่  $e_t = X_t - \hat{X}_t$  แทนค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t

$X_t$  แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\hat{X}_t$  แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

ผลการวิจัย

ผลการวิจัยในแต่ละขั้นตอนเป็นดังนี้

1. ผลการศึกษาความเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคายางแผ่นดิบรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2563 จำนวน 120 เดือน โดยพิจารณาจากกราฟ  $(t, X_t)$  พบว่าการเคลื่อนไหวจะมีแนวโน้มปรับตัวลดลงในปี 2554 – 2558 กลับมาเพิ่มขึ้นในช่วงปี 2559 และปรับตัวลดลงในช่วงปี 2560 หลังจากนั้นมีการปรับตัวขึ้นและลงเรื่อย ๆ แสดงดัง Figure 1

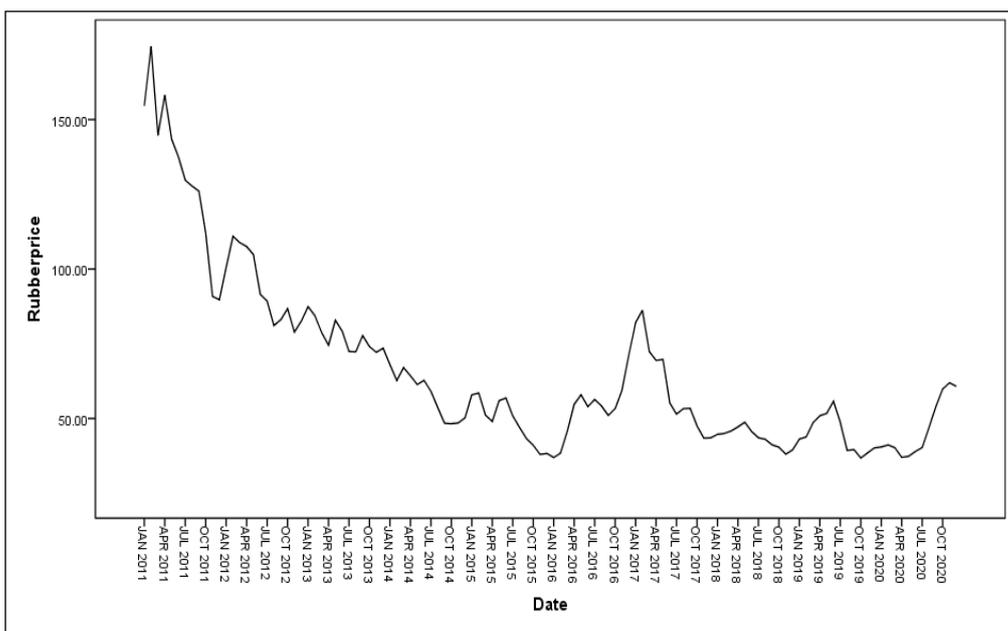


Figure 1 Movement of time series rubber price monthly data from January 2011 to December 2020.

2. ผลการวิเคราะห์ข้อมูล

2.1 วิธีของโฮลท์

การสร้างตัวแบบพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลาราคายางแผ่นดิบในประเทศไทย โดยวิธีของโฮลท์ พบว่าคงตัวการทำให้เรียบ 2 ค่าเป็นตัวถ่วงน้ำหนักระดับและความชันของข้อมูลแยกกัน ซึ่งให้ค่า  $\alpha = 0.999$  และ  $\beta = 0.000054$  เป็นค่าที่เหมาะสมที่สุด และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 8.429, p-value = 0.935) แสดงใน Table 1 เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ (Kolmogorov-Smirnov = 0.06, p-value = 0.085) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดใน Figure 2 ซึ่งพบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t = -0.22$ , p-value = 0.823) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 5.80, p-value = 0.501) ดังนั้นตัวแบบที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการ

$$\hat{X}_t(k) = \hat{b}_0 + \hat{b}_1(k) \tag{13}$$

เมื่อค่าเริ่มต้น  $\hat{b}_0 = 105.3471$  และ  $\hat{b}_1 = -0.6522$   $\hat{X}_t(k)$  แทนค่าพยากรณ์ k หน่วยเวลาล่วงหน้า ณ เวลา t โดยที่ t = 1 ถึง 12 (เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 12 เดือน)

2.2 วิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลสองชั้น

การสร้างตัวแบบพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลาราคายางแผ่นดิบในประเทศไทย โดยวิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลสองชั้น จากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาจะได้ว่าค่า a ที่เหมาะสมที่สุดคือ  $a = 0.521$  และค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 22.312, p-value = 0.173) แสดงใน Table 2 เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ (Kolmogorov-Smirnov = 1.440, p-value = 0.1) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดใน Figure 3 ซึ่งพบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t = 0.25$ , p-value = 0.803) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic=3.01,p-value = 0.666) ดังนั้นตัวแบบที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการ (14)

$$\hat{X}_t(k) = \hat{b}_0 + \hat{b}_1(k) \tag{14}$$

เมื่อค่าเริ่มต้น  $\hat{b}_0 = 105.3471$  และ  $\hat{b}_1 = -0.6522$

$\hat{X}_t(k)$  แทนค่าพยากรณ์ k หน่วยเวลาล่วงหน้า ณ เวลา t โดยที่ t = 1 ถึง 12 (เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 12 เดือน)

2.3 วิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์

2.3.1 การตรวจสอบข้อมูล

จากการพิจารณากราฟ  $(t, X_t)$  กราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลายังไม่คงที่ เนื่องจากมีส่วนประกอบของแนวโน้มทำให้กราฟ ACF ใน Figure 4 มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองลดลงอย่างช้า ๆ ดังนั้นผู้วิจัยจึงได้ทำการแปลงข้อมูลโดยการหาลดลงอันดับที่ 1 (d=1) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดัง Figure 5 ซึ่งพบว่าอนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์แสดงใน Table 3 และเนื่องจากอนุกรมเวลาชุดนี้ประกอบด้วยส่วนประกอบของแนวโน้มเท่านั้น ทำให้ตัวแบบ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q) ลดรูปเป็น ARIMA(p,d,q) ดังนั้นตัวแบบที่เหมาะสมในการวิจัยนี้คือตัวแบบ ARIMA(1,1,1) และค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 ดัง Table 4 เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ (Kolmogorov-Smirnov Statistic = 1.057, p-value = 0.239) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ดัง Figure 6 มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ( $t=0.03$ , p-value = 0.973) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 6.96, p-value = 0.461) ดังนั้นตัวแบบ ARIMA(1,1,1) จึงเป็นตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ราคายางแผ่นดิบ โดยวิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์ ตัวแบบ ARIMA(1,1,1) ดังสมการ (15)

$$X_t - X_{t-1} = -0.906(X_{t-1} - X_{t-2}) + 0.836u_{t-1} \tag{15}$$

เมื่อ  $X_{t-1}$  แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t-1

$u_t$  แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

3. ผลการเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์

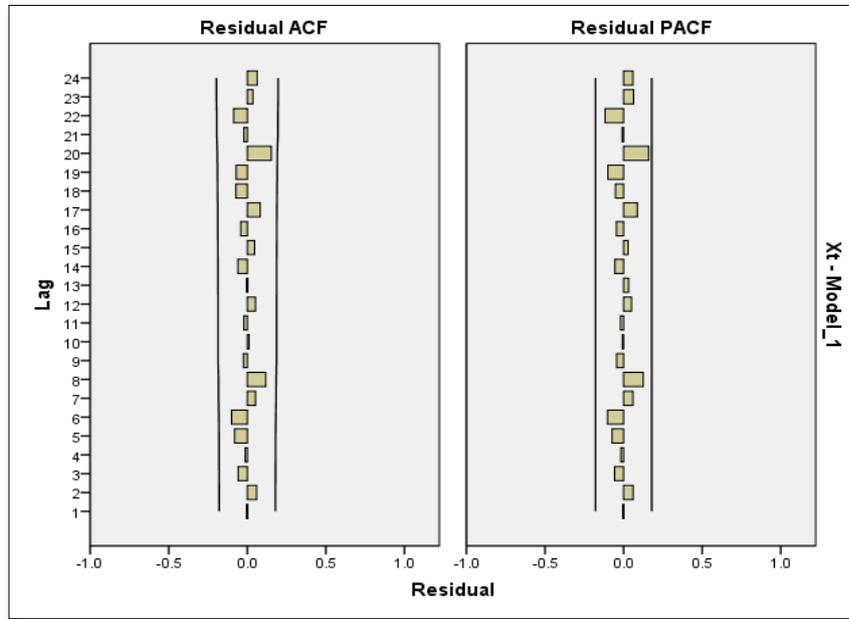
จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ทั้ง 3 ตัวแบบ ในสมการที่ (13), (14) และ (15) ได้ค่า MAPE สำหรับอนุกรมเวลาชุดที่ 1 คือราคายางแผ่นดิบตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2563 ดังแสดงใน Table 5 ผลการเปรียบเทียบความแม่นยำของค่า MAPE พบว่าตัวแบบพยากรณ์วิธีของโฮลท์เป็นวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด เนื่องจาก

ให้ค่า MAPE ที่มีค่าต่ำสุด

**Table 1** Statistics and p-value test independent of error in Holt's model by autocorrelation Ljung-Box Q method

Lag	df	Statistical value	p-value
18	16	8.429	0.935

\*Significant difference at  $p < 0.05$ .

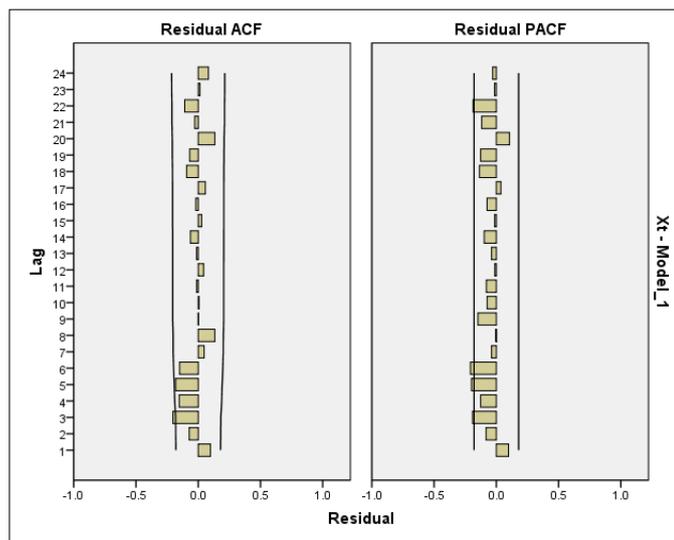


**Figure 2** Histogram ACF and PACF of forecasting error by Holt's method.

**Table 2** Statistics and p-value test independent of error in Double exponential smoothing model by autocorrelation Ljung-Box Q method

Lag	df	Statistical value	p-value
18	16	22.312	0.173

\*Significant difference at  $p < 0.05$ .



**Figure 3** Histogram ACF and PACF of forecasting error by double exponential smoothing method.

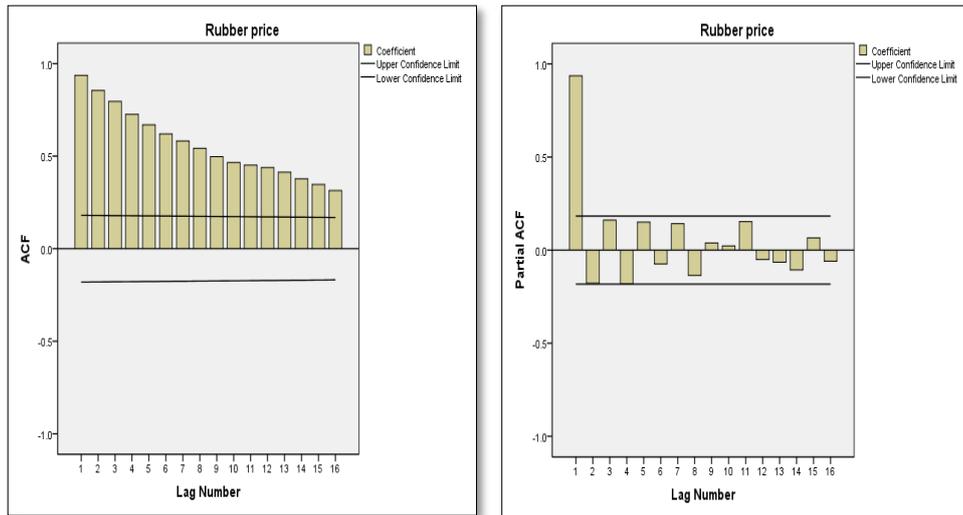


Figure 4 Histogram ACF and PACF of rubber price by Box-Jenkins method.

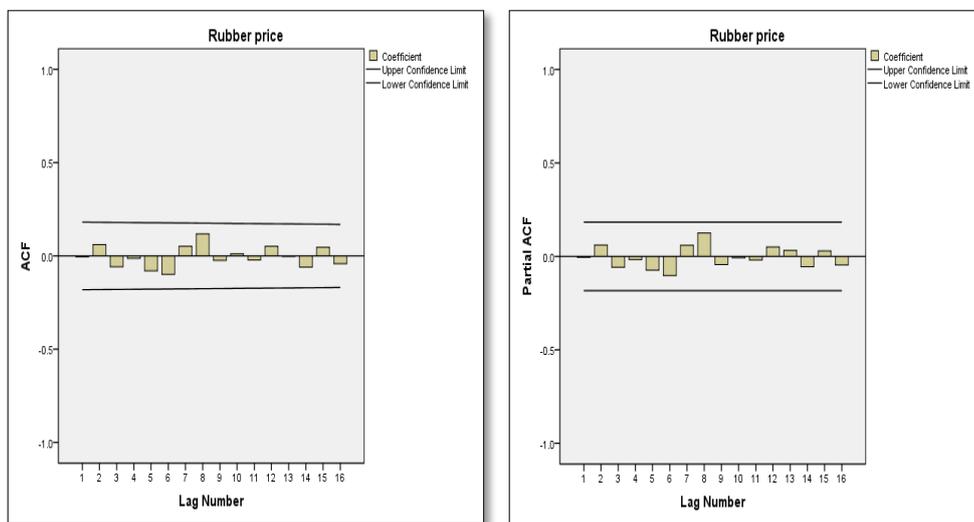


Figure 5 Histogram ACF and PACF of time series rubber price data transform rank difference 1 by Box-Jenkins method.

Table 3 Estimate parameter by ARIMA(1,1,1) model

Parameter	Estimate	Statistical value	p-value
AR1( $\phi_1$ )	-0.906	-6.831	0.000
MA1( $\theta_1$ )	-0.836	-4.740	0.000

\*Significant difference at  $p < 0.05$ .

Table 4 Statistics and p-value test independent of error in Box-Jenkins model by autocorrelation Ljung-Box Q method.

Lag	df	Statistical value	p-value
18	16	0.9561	0.889

\*Significant difference at  $p < 0.05$ .

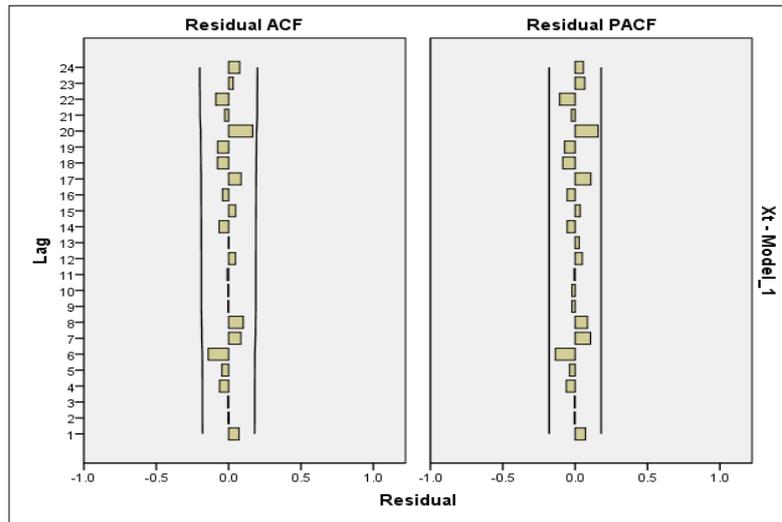


Figure 6 Histogram ACF and PACF of forecasting error by Box-Jenkins method.

Table 5 Compare MAPE of forecasting 3 models

Value	Rubber Price (Baht) forecasting		
	Holt's	DES	Box-Jenkins
MAPE	6.608	7.524	6.892

Table 6 Compare rubber price and forecasting value Holt's method

Time	Rubber Price (Baht)	Rubber Price (Baht) forecasting by Holt's method
Jan 2021	55.67	55.67
Feb 2021	57.32	54.79
Mar 2021	61.89	56.44
Apr 2021	60.13	61.02
May 2021	64.14	59.26
Jun 2021	59.36	63.27
Jul 2021	48.6	58.49
Aug 2021	50.22	47.72
Sep 2021	48.09	49.34
Oct 2021	50.31	47.21
Nov 2021	52.59	49.43
Dec 2021	54.02	51.71
MAPE		5.724

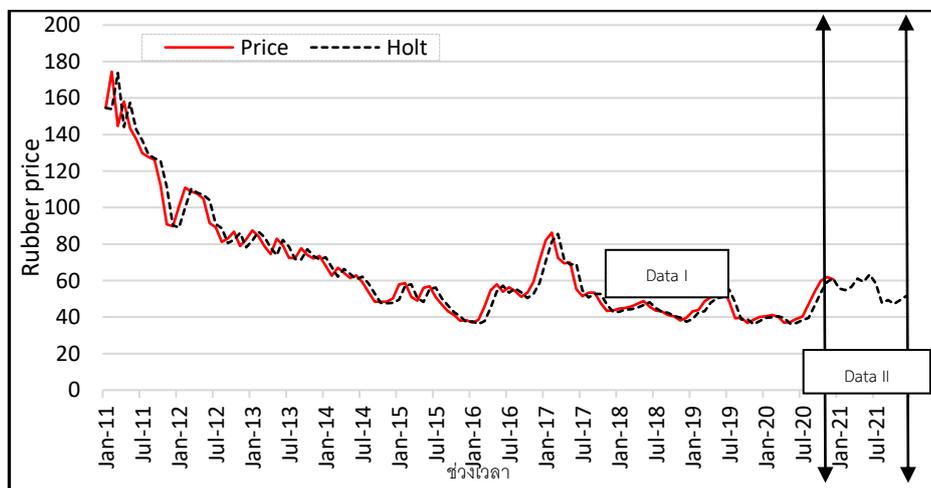


Figure 7 Time series plot of rubber price and forecasting value Holt's method.

## วิจารณ์ผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับอนุกรมเวลาราคายางแผ่นดิบ ณ โรงงาน รวบรวมโดยสำนักตลาดกลางยางพารา เว็บไซต์ของการยางแห่งประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลราคายางแผ่นดิบ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 132 เดือน ซึ่งข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2563 จำนวน 120 เดือน สำหรับสร้างตัวแบบทั้ง 3 ตัวแบบ คือ วิธีของโฮลท์ วิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลสองชั้น และวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ใช้เปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ร้อยละของค่าความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยที่ต่ำที่สุด พบว่า วิธีของโฮลท์เป็นวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด ให้ค่าร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยที่ต่ำที่สุดเท่ากับ 6.608 ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2564 ถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 12 เดือน ใช้ในการพยากรณ์ราคายางแผ่นดิบด้วยวิธีของโฮลท์ และเมื่อเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีของโฮลท์และราคายางแผ่นดิบมีแนวโน้มลดลง มีราคาโดยเฉลี่ย 54.53 บาท/กิโลกรัม

จากผลการวิจัยจะเห็นได้ว่าวิธีของโฮลท์เป็นวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด ดังแสดงใน Table 5 สอดคล้องกับงานวิจัย Keerativibool (2015) ที่รายงานว่าอาจเนื่องมาจากอนุกรมเวลาราคายางแผ่นดิบประกอบด้วยส่วนประกอบของแนวโน้มและฤดูกาล ถึงแม้ว่าจากการสังเกตภาพการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาอาจเห็นฤดูกาลได้ไม่ชัดเจนนัก แต่ในความเป็นจริงราคายางแผ่นดิบจะมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยจะมีราคาสูงในช่วงหน้าร้อนประมาณเดือนเมษายนถึงสิงหาคม และราคาจะลดต่ำลงในช่วงหน้าฝนประมาณเดือนกันยายนถึงตุลาคม สอดคล้องกับผลการพยากรณ์ราคายางแผ่นดิบ ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม ถึงเดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2564 เนื่องจากเกษตรกรไม่สามารถกรีดยางได้ในช่วงหน้าฝน เพราะต้นยางมีความชื้น อีกทั้งหน้ากรีดยางต้นยางจะเปียกตลอดเวลา ทำให้เชื้อราเจริญเติบโตและขยายพันธุ์ ก่อให้เกิดโรคต่อต้นยางพารา เช่น โรคใบร่วงและฝักเน่าไฟทอปโทรา โรคเส้นดำ โรคเปลือกเน่า โรคราสีชมพู และโรครากชนิดต่าง ๆ นอกจากนี้ น้ำฝนจะรวมกับน้ำยางในถ้วยรับน้ำยาง ทำให้น้ำยางค่อย ๆ จับตัวและกลายเป็นน้ำยางที่เริ่มบูด เน่า เสีย ไม่สามารถนำไปทำเป็นยางแผ่นดิบที่มีคุณภาพดีได้ ดังนั้นเกษตรกรชาวสวนยางพาราจึงมักจะหยุดกรีดยางในช่วงเวลานี้ประมาณ 2 – 3 เดือน เพื่อให้ต้นยางพาราได้พักและนำอาหารที่สร้างไว้ไปบำรุงให้เปลือกและลำต้นเจริญเติบโตเป็นผลผลิตที่ดีในรอบกรีดยางถัดไป

## สรุปผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับอนุกรมเวลาราคายางแผ่นดิบ ณ โรงงาน โดยเปรียบเทียบความแม่นยำของค่าพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ร้อยละของค่าความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ของ 3 ตัวแบบ คือ วิธีของโฮลท์ วิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลสองชั้น และวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ พบว่าวิธีของโฮลท์เป็นวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด ให้ค่าร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยที่ต่ำที่สุดเท่ากับ 6.608 อย่างไรก็ตามราคายางแผ่นดิบอาจไม่ได้ขึ้นอยู่กับปัจจัยเวลาเพียงปัจจัยเดียว ดังนั้นการศึกษารั้งต่อไป ผู้วิจัยควรพิจารณาปัญหาอื่น ๆ ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วย เช่น ปริมาณผลผลิตที่ได้ และปริมาณความต้องการใช้ เป็นต้น รวมถึงเมื่อมีราคาปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบเพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ในอนาคตต่อไป

## กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณคณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี และสาขาวิชาสถิติศาสตร์ประยุกต์ที่ให้ความอนุเคราะห์ในการใช้สถานที่และเครื่องมือในการทำวิจัยครั้งนี้

## References

- Bowerman, B. L., & O’Cannell R. T. (1993). *Forecasting and time series: An applied approach*. (The duxbury advanced series in statistics and decision sciences). Belmont, CA: Duxbury Press.
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M., & Reinsel, G. C. (1994). *Time series analysis: Forecasting and control* (3<sup>rd</sup> ed.). New Jersey: Prentice Hall.
- Cooperative fund rubber thongphaphum. (2013). Good quality raw rubber sheet. Accessed August 20, 2021. Retrieved from <https://www.thansettakij.com/economy/489891>
- Keerativibool, W., (2015). Forecasting model for the price of rubber unsmoked sheets level 3. *RMUTI Journal Science and Technology*, 8(2), 131–139. (in Thai)
- Keerativibool, W., & Kanjanasamranwong, P. (2014). Forecasting the prices of rubber smoked sheets level 3. *KKU Science Journal*, 42(1), 235 – 247. (in Thai)

Lorchirachoolnkul, V., & Jitthavech, J. (2005). *Forecast techniques* (3<sup>rd</sup> ed.). Bangkok: National institute of development administration (NIDA). (in Thai)

---

**Research article**


---

# A model comparison for rubber price forecasting in Thailand

Niwat Suvanna\*

\*Program in Applied Statistics, Faculty of Science and Technology, Rajabhat Maha Sarakham University, Mueang, Maha Sarakham, 44000

---

**ARTICLE INFO**


---

**Article history**

Received: 4 August 2021

Revised: 30 January 2022

Accepted: 3 March 2022

Online published: 27 May 2022

---

**Keyword**

*Rubber Price in Thailand*

*Holt's method*

*Double exponential smoothing method*

*Box-Jenkins method*

**ABSTRACT**


---

The objective of this research was to study and compare an appropriate model of rubber price forecasting. Three models of Holt's method, the Double exponential smoothing method, and the Box-Jenkins method were represented. In this research, the rubber price data of Thailand was used. The total data was collected in 132 months between January 2011 to December 2021, and divided data into two sets.

The first set had 120 months from January 2011 to December 2020 for constructing 3 models, and another set had 12 months (January 2021 to December 2021) for comparing accuracy of the forecasts via the criteria of the lowest mean absolute percentage error. It was concluded from this research that using Holt's method for rubber price forecasting in Thailand which model  $\hat{X}_t(k) = \hat{b}_{0t} + \hat{b}_{1t}(k)$  was suitable while the defaults were  $\hat{b}_0 = 105.3471$  and  $\hat{b}_1 = -0.6522$  because the mean absolute percentage error was the lowest value (6.608).

---

\*Corresponding author

E-mail address: niwat\_su@yahoo.com (N. Suvanna)

Online print: 27 May 2022 Copyright © 2022. This is an open access article, production, and hosting by Faculty of Agricultural Technology, Rajabhat Maha Sarakham University. <https://doi.org/10.14456/paj.2022.2>