

การพยากรณ์ราคาขายแผ่นดิบคุณภาพดีด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

พิชญภรณ์ ดวงกิจกุล¹

อรรถพล สืบพงศกร²

¹ ผู้นิพนธ์ประสานงาน โทรศัพท์ 099-325-1698 อีเมล: pitcha.bumbim@hotmail.com

รับเมื่อ 16 กันยายน 2563 ตอบรับเมื่อ 28 ตุลาคม 2563 DOI:10.14416/j.faa.2021.03.010

บทคัดย่อ

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์ 1) เพื่อคัดเลือกแบบจำลองที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ราคาขายแผ่นดิบคุณภาพดี 2) เพื่อพยากรณ์ราคาขายแผ่นดิบคุณภาพดี 3) เพื่อตรวจสอบความถูกต้องของการพยากรณ์ราคาขายแผ่นดิบคุณภาพดี โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิ ที่รวบรวมจากการขายแห่งประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม 2544 ถึงเดือนธันวาคม 2562 จำนวน 228 เดือน ผลการวิจัยพบว่า ตัวแบบที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ราคาขายแผ่นดิบคุณภาพดี คือ ARIMA (1, 1, 0)

คำสำคัญ : การพยากรณ์ ยางแผ่นดิบ วิธีบอกซ์-เจนกินส์

¹ นักศึกษาระดับปริญญาโท หลักสูตรศิลปศาสตรมหาบัณฑิต สาขาวิชาเศรษฐศาสตร์สหกรณ์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

² ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.ประจักษ์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

Forecasting for the prices of Rubber Unsmoked Sheet by Box-Jenkins Method

Pitchayaporn Tuangkitkun ¹

Auttapol Suebpongsakorn ²

¹ Corresponding Author, Tel.099-325-1698, E-mail: pitcha.bumbim@hotmail.com

Received 16 September 2020; Accepted 28 October 2020

Abstracts

The objectives of this research are 1) to select the suitable forecasting model for the prices of rubber unsmoked sheet 2) to forecast the prices of rubber unsmoked sheet 3) to check the accuracy for the prices of rubber unsmoked sheet. The secondary data was obtained from the Rubber Authority of Thailand during January 2001 to December 2019 (228 months). The results showed that the most suitable forecasting model is ARIMA(1, 1, 0) for the prices of rubber unsmoked sheet.

Keywords : Forecasting, Rubber Unsmoked Sheet, Box-Jenkins method

¹ Student, Department of Cooperatives, Faculty of Economics, Kasetsart University

² Assistant Professor, Ph.D., Faculty of Economics, Kasetsart University

1. บทนำ

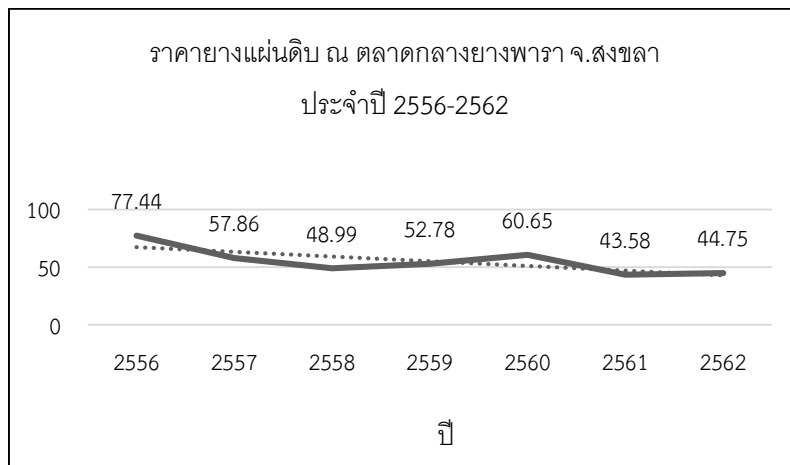
ประเทศไทยเป็นประเทศเกษตรกรรม มีสภาพภูมิประเทศ ทรัพยากร สิ่งแวดล้อม และภูมิอากาศ ที่เอื้ออำนวยต่อการทำการเกษตร อีกทั้งประชากรส่วนใหญ่ของประเทศยังประกอบอาชีพเกษตรกรรม ซึ่งถือเป็นอาชีพดั้งเดิมของคนในประเทศไทย ในแต่ละปีการส่งออกสินค้าเกษตรนั้นช่วยสร้างรายได้ให้กับประเทศอย่างมาก โดยที่ผ่านมามีการเกษตรของประเทศไทยได้มีการพัฒนามาตลอด ทั้งด้านเทคโนโลยีเพื่อช่วยเพิ่มผลผลิต ลดต้นทุนการผลิต การเพิ่มประสิทธิภาพทางการตลาดทั้งในและต่างประเทศ ตลอดจนใช้มาตรการเสริมต่างๆ ของรัฐ เช่น การประกันรายได้ให้กับเกษตรกรเพื่อให้อาชีพเกษตรกรรมเป็นอาชีพที่คู่กับคนไทยและสร้างรายได้ให้กับประเทศต่อไป สิ่งที่ทำให้เศรษฐกิจของประเทศไทยสามารถเจริญเติบโตได้มาจนถึงปัจจุบันคือ พืชเศรษฐกิจของไทย ได้แก่ ข้าว ยางพารา มันสำปะหลัง อ้อย ปาล์มน้ำมัน ถือว่าเป็นสินค้าส่งออกที่มีชื่อเสียง

ยางพารา เป็นผลผลิตที่มีความสำคัญต่อการพัฒนาเศรษฐกิจของประเทศไทย อีกทั้งประเทศไทยยังเป็นประเทศผู้ผลิตยางพาราที่สำคัญของโลก โดยในปี 2560 ไทยมีพื้นที่ปลูกยางพารา 18.46 ล้านไร่ หรือร้อยละ 26.12 ของพื้นที่ปลูกยางพาราทั้งหมดของโลก ซึ่งเป็นอันดับ 2 รองจากอินโดนีเซีย ไทยมีปริมาณการผลิตยางธรรมชาติเป็นอันดับ 1 ของโลก คิดเป็นร้อยละ 35.54 ของปริมาณการผลิตทั้งหมดของโลก มีปริมาณการใช้ยางธรรมชาติเป็นอันดับ 4 อยู่ที่ 0.702 ล้านตัน หรือร้อยละ 5.34 ของปริมาณการใช้ยางธรรมชาติทั้งหมดของโลก รวมทั้งมีปริมาณการส่งออกยางธรรมชาติมากที่สุดเป็นอันดับ 1 ของโลก 4.419 ล้านตัน คิดเป็นร้อยละ 37.73 ของปริมาณการส่งออกยางธรรมชาติของโลก

พื้นที่ปลูกยางพารา ปริมาณการผลิตยางธรรมชาติ และปริมาณการใช้ยางธรรมชาติ ในประเทศไทยมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นทุกปี ตั้งแต่ปี 2555-2561 โดยในปี 2561 มีพื้นที่ปลูกยางพาราสูงสุด 19.97 ล้านไร่ ปริมาณการผลิตยางธรรมชาติมากที่สุด อยู่ที่ 4,920 พันตัน และปริมาณการใช้ยางธรรมชาติมากที่สุดอยู่ที่ 800 พันตัน ส่วนปริมาณการส่งออกยางธรรมชาติมีแนวโน้มมากขึ้นตั้งแต่ 2557-2560 แต่ยังคงมีความผันผวนอยู่บ้างเล็กน้อยในช่วงก่อนปี 2557 และในปี 2560 ซึ่งเป็นปีที่มีการส่งออกยางธรรมชาติมากที่สุดอยู่ที่ 4,419 พันตัน (สถาบันวิจัยยาง การยางแห่งประเทศไทย, 2561)

เนื่องจากปริมาณการผลิตยางพาราและปริมาณการใช้ยางพาราในประเทศไทยมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น แต่การผลิตยางพารานั้นมีปริมาณมากจนเกินความต้องการใช้ยางพาราภายในประเทศไทย ทำให้เกิดปัญหาราคายางพาราตกต่ำ และอีกหนึ่งปัญหาที่มักพบอยู่เสมอคือ ความผันผวนของราคายางพารา ซึ่งราคาในการรับซื้อยางพาราจะถูกกำหนดโดยตลาดกลางยางพารา การเคลื่อนไหวของราคายางพารานั้นเป็นแบบวันต่อวัน ทำให้มีโอกาสที่จะเกิดความผันผวนของราคาอย่างรุนแรงได้ ความผันผวนของราคายางพาราจะเป็นไปตามภาวะเศรษฐกิจโลก และเกิดจากปัจจัยต่างๆ เช่น ปัจจัยด้านอุปสงค์และอุปทานในตลาด ปัจจัยด้านปริมาณวัตถุดิบของยางธรรมชาติ ปัจจัยของราคาน้ำมันดิบ ปัจจัยการเก็งกำไรราคายาง ปัจจัยนโยบายภาครัฐบาล เป็นต้น

จากภาพที่ 1 แสดงให้เห็นว่า ราคายางแผ่นดิบมีความผันผวนตั้งแต่ ปี 2556-2562 ซึ่งอาจจะผันผวนตามภาวะเศรษฐกิจโลก หรือปัจจัยต่างๆ ที่กล่าวมาข้างต้น โดยในปี 2556 ราคายางแผ่นดิบสูงสุด อยู่ที่กิโลกรัมละ 77.44 บาท และลดลงเหลือกิโลกรัมละ 48.99 บาท ในปี 2558 ก่อนที่จะปรับขึ้นมาอยู่ที่กิโลกรัมละ 60.65 บาท ในปี 2560 ต่อมาราคาลดลงจนถึงจุดต่ำสุดที่กิโลกรัมละ 43.58 บาท ในปี 2561



ภาพที่ 1 ราคาขายแผ่นดิบ ประจำปี 2556-2562 (หน่วย: บาท/กิโลกรัม)
ที่มา: การยางแห่งประเทศไทย (2559)

ราคาของยางพารามีความสำคัญที่จะสร้างรายได้และกำไรให้กับธุรกิจเกี่ยวกับยางพาราทั้งในระยะสั้นและระยะยาว นอกจากนี้ยัง สร้างความมั่นคงด้านรายได้ให้กับสมาชิกเกษตรกรอีกด้วย จากปัญหาราคายางพาราลดต่ำและความผันผวนของราคา อาจทำให้สหกรณ์ผู้ผลิตรายและสมาชิกเกษตรกรขาดความมั่นคงด้านรายได้ ด้วยความไม่แน่นอนของราคา การพยากรณ์จึงเป็นเครื่องมือสำคัญอย่างหนึ่งที่ทำให้ทราบราคายางพาราในอนาคต ดังนั้นผู้วิจัยจึงสนใจที่จะศึกษาการพยากรณ์ราคายางแผ่นดิบคุณภาพดี (Unsmoked sheet: USS) เนื่องจากยางแผ่นดิบคุณภาพดีเป็นผลผลิตแปรรูปขั้นต้นจากน้ำยางสด ที่สมาชิกเกษตรกรชาวสวนยางพาราสามารถผลิตได้ และมีมูลค่าสูงเมื่อเทียบกับน้ำยางสด ดังตารางที่ 1 อีกทั้งยังเป็นผลผลิตที่สหกรณ์รับซื้อจากสมาชิกเกษตรกร เพื่อนำไปจำหน่ายต่อไปให้กับผู้ประกอบการยางหรือพ่อค้าคนกลางที่ต้องการยางแผ่นดิบคุณภาพดีไปเป็นวัตถุดิบในการแปรรูปต่อไป ซึ่งการพยากรณ์ราคายางแผ่นดิบคุณภาพดีมีความจำเป็นอย่างมากสำหรับสหกรณ์ผู้ผลิตรายและสมาชิกเกษตรกร เพื่อจะนำผลของการพยากรณ์ที่เป็นราคายางแผ่นดิบคุณภาพดีในอนาคต มาเป็นแนวทางที่จะรวบรวมผลผลิตจากสมาชิกล่วงหน้าให้มีปริมาณมากพอที่จะจำหน่ายในช่วงเวลาที่ราคายางแผ่นดิบคุณภาพดี มีราคาสูงหรือราคาที่เหมาะสมพึงพอใจ ส่งผลให้สหกรณ์ผู้ผลิตรายมีกำไรส่วนเกิน สามารถสร้างความมั่นคงด้านรายได้ให้กับสมาชิกในสหกรณ์

ตารางที่ 1 ราคาน้ำยางสดและยางแผ่นดิบคุณภาพดี

ปี	ราคา (บาท/กิโลกรัม)	
	น้ำยางสด	ยางแผ่นดิบคุณภาพดี
2550	68.25	72.14
2551	75.67	79.90
2552	57.16	59.46
2553	103.80	106.29
2554	125.10	132.43

ที่มา: การยางแห่งประเทศไทย (2559)

2. วัตถุประสงค์การวิจัย

- 2.1 เพื่อคัดเลือกแบบจำลองที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ราคายางแผ่นดิบคุณภาพดี
- 2.2 เพื่อพยากรณ์ราคายางแผ่นดิบคุณภาพดี
- 2.3 เพื่อตรวจสอบความถูกต้องของการพยากรณ์ราคายางแผ่นดิบคุณภาพดี

3. การทบทวนวรรณกรรม

3.1 การพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ หรือแบบจำลอง ARIMA

Box, G.E.P., Jenkins, G.M and Reinsel, G.C. (1994) ได้กล่าวว่าวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method) เป็นวิธีที่ใช้คัดเลือกรูปแบบที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลาโดยพิจารณาจากสหสัมพันธ์ระหว่าง Y ที่คาบเวลา t (Y_t) และคาบเวลาที่ผ่านมา ($Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots$) เมื่อได้ตัวแบบที่เหมาะสมแล้วจะใช้ตัวแบบนี้ในการพยากรณ์ $Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots$ ในอนาคต อนุกรมเวลาที่จะกำหนดรูปแบบโดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ได้ จะต้องเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งเท่านั้น ซึ่งหมายความว่า คงที่ในค่าเฉลี่ย ความแปรปรวน และความแปรปรวนร่วม ไม่ผันแปรตามเวลา

3.2 ข้อมูลอนุกรมเวลาแบ่งออกเป็น 2 ประเภท ได้ดังนี้

3.2.1 ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (Stationary Time Series)

สมเกียรติ เกตุเยี่ยม (2548) ได้กล่าวถึง อนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งเป็นอนุกรมเวลาที่ค่าสังเกต (Y_t) มีคุณสมบัติทางสถิติ คือ ค่าเฉลี่ย $E(Y_t)$ ค่าความแปรปรวน $V(Y_t)$ และฟังก์ชันความน่าจะเป็นของค่าสังเกต ณ เวลาต่างๆ กันคงที่ หมายถึง ไม่เปลี่ยนแปลงตามเวลาที่เปลี่ยนไป การพิจารณาว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใดชุดหนึ่งเป็นข้อมูลที่มีลักษณะนิ่งหรือไม่นั้น พิจารณาจากค่าเฉลี่ย, ค่าความแปรปรวน, การพล็อตกราฟของอนุกรมเวลาแล้วดูการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา, พิจารณาคอเรโลแกรม (Correlogram), การทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test: ADF หรือ ด้วยวิธี Phillips-Perron Test: PP

3.2.2 ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary Time Series)

สมเกียรติ เกตุเยี่ยม (2548) ได้กล่าวถึง อนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งเป็นอนุกรมที่ค่าสังเกต (Y_t) มีคุณสมบัติทางสถิติไม่คงที่ คือเปลี่ยนแปลงไปตามเวลาที่เปลี่ยนไป ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง จะไม่สามารถใช้ตัวแบบ ARMA (p, q) ได้ จะต้องทำการแปลงข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าว ให้เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาใหม่ที่มีคุณสมบัติเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งเสียก่อนแล้วจึงจะใช้ตัวแบบ ARMA (p, q) ได้

วิธีการแปลงข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งให้เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งสามารถทำได้ดังนี้

1. การหาผลต่าง (Regular Differencing)

ถ้าอนุกรมเวลาเดิม คือ Y_t เป็นอนุกรมเวลาที่เป้นแนวโน้ม แปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นแนวโน้ม คือ z_t โดยที่

$$z_t = \Delta^d Y_t \quad (1)$$

เมื่อ Δ^d คือ ผลต่างครั้งที่ d

2. การหาผลต่างฤดูกาล (Seasonal Differencing)

ถ้าอนุกรมเวลาเดิม คือ Y_t เป็นอนุกรมเวลาที่มีความผันแปรตามฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง สามารถแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่ไม่มีความผันแปรตามฤดูกาล คือ z_t โดยที่

$$z_t = \Delta_L^D Y_t \quad (2)$$

เมื่อ Δ^D คือ ผลต่างฤดูกาลครั้งที่ D

L คือ จำนวนฤดูกาลต่อปี

3. การหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล

ถ้าอนุกรมเวลาเดิม คือ Y_t เป็นอนุกรมเวลาที่มีทั้งแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล การแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง จะทำได้โดยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลควบคู่กันไป ค่า d และ D จะมีค่าเป็นเท่าไรนั้น ขึ้นอยู่กับว่าอนุกรมเวลาที่แปลงแล้ว เป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งแล้วหรือยัง โดยที่

$$Z_t = \Delta^d \Delta_L^D Y_t \quad (3)$$

เมื่อ Δ^d คือ ผลต่างครั้งที่ d
 Δ_L^D คือ ผลต่างฤดูกาลครั้งที่ D
 L คือ จำนวนฤดูกาลต่อปี

4. การแปลงโดยใช้ลอการิทึม รากที่สอง หรือกำลังสอง ถ้าอนุกรมเวลาเดิมมีความแปรปรวนไม่คงที่ โดยที่

$$Z_t = \log(Y_t) \quad (4)$$

$$Z_t = \sqrt{Y_t} \quad (5)$$

3.3 ขั้นตอนการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (ทรงศิริ แต่สมบัติ, 2539)

3.3.1 การกำหนดตัวแบบ

ตัวแบบทั่วไป ARMA (p, q)

ตัวแบบการถดถอยในตัวเองอันดับ p (Autoregressive Model of Order p : AR (p))

$$Y_t = \theta_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

ตัวแบบค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับ q (Moving Average Model of Order p : MA (q))

$$Y_t = \theta_0 + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (7)$$

ตัวแบบผสมการถดถอยในตัวเองและค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับ p และ q (Mixed Autoregressive and Moving Average Model of Order p and q : ARMA (p, q))

$$Y_t = \theta_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (8)$$

ตัวแบบนี้จะมีเทอมของ AR อยู่ p เทอมและเทอมของ MA อยู่ q เทอม

โดยที่ Y_t คือ ข้อมูลหรือค่าสังเกต ณ เวลา t

θ_0 คือ ค่าคงที่

ϕ_i คือ ค่าพารามิเตอร์ของการถดถอยในตัวเองที่ i

θ_i คือ ค่าพารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ที่ i

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t ซึ่ง ε_t มีการแจกแจงแบบปกติมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ความแปรปรวนเท่ากับ σ_ε^2 และเป็นอิสระต่อกัน ($\varepsilon_t \sim IN(0, \sigma_\varepsilon^2)$)

3.3.2 การประมาณค่าพารามิเตอร์

3.3.3 การตรวจสอบตัวแบบ

3.3.4 การพยากรณ์

4. วิธีการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ศึกษาการพยากรณ์ราคาอย่างแผ่นดิบคุณภาพดีด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ โดยใช้โปรแกรม E-view ซึ่งข้อมูลที่นำมาวิเคราะห์คือ ข้อมูลทุติยภูมิที่รวบรวมจากการยางแห่งประเทศไทยเป็นราคารายเดือนของยางแผ่นดิบคุณภาพดีจำนวน 228 เดือน

4.1 ขั้นตอนการพยากรณ์มีรายละเอียดดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 ตรวจสอบข้อมูล เพื่อพิจารณาว่าข้อมูลอนุกรมที่ค่าสังเกต (Y_t) มีคุณสมบัตินิ่งหรือไม่ โดยการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test: ADF และวิธี Phillips-Perron Test: PP

ขั้นตอนที่ 2 แปลงข้อมูลอนุกรมเวลาให้มีคุณสมบัตินิ่ง ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งนั้นจะไม่สามารถใช้ตัวแบบ ARMA (p, q) ได้ ต้องแปลงอนุกรมเวลาดังกล่าวให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่มีคุณสมบัตินิ่งก่อน การแปลงข้อมูลอนุกรมเวลาโดยการหาผลต่าง, การหาผลต่างฤดูกาล, การหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล, การแปลงโดยใช้ลอการิทึม รากที่สอง

ขั้นตอนที่ 3 กำหนดตัวแบบ ARMA (p, q) ที่คาดว่าจะเหมาะสมกับอนุกรมเวลาโดยพิจารณาเปรียบเทียบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง ACF และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน PACF

ขั้นตอนที่ 4 การประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares: OLS) เป็นการหาความสัมพันธ์ของฟังก์ชันสหสัมพันธ์กับพารามิเตอร์ ซึ่งเป็นความสัมพันธ์สำหรับอนุกรมเวลาแต่ละตัวแบบ การประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีนี้สามารถให้โปรแกรมสำเร็จรูปคำนวณในการกำหนดค่าเบื้องต้น จนกว่าจะได้ค่าประมาณที่ทำให้ผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อนมีค่าต่ำสุด

ขั้นตอนที่ 5 การตรวจสอบตัวแบบ ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบที่กำหนดไว้ว่ามีความเหมาะสมหรือไม่ โดยใช้การทดสอบของ Ljung และ Box อีกทั้งยังมีการตรวจสอบพารามิเตอร์ในตัวแบบด้วยว่าพารามิเตอร์แต่ละตัวนั้นควรอยู่ในตัวแบบหรือไม่ หากตรวจสอบแล้วพบว่าเหมาะสมแล้วจึงจะใช้ตัวแบบนั้นในการพยากรณ์ต่อไป แต่หากพบว่าตัวแบบที่กำหนดนั้นไม่เหมาะสมจะต้องกลับไปทำขั้นตอนที่ 3 เพื่อกำหนดตัวแบบใหม่

ขั้นตอนที่ 6 การพยากรณ์ จะใช้ตัวแบบที่สร้างจากตัวแบบการพยากรณ์ที่กำหนดและผ่านการตรวจสอบในขั้นตอนที่ผ่านมาแล้ว

5. ผลการวิจัย

5.1 ตรวจสอบข้อมูล

การทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test: ADF และวิธี Phillips-Perron Test: PP โดยเปรียบเทียบค่าสถิติทดสอบ ADF และ PP กับค่าวิกฤตแมคคินนอน ที่ระดับ 1% 5% 10% ถ้าพบว่าค่าสถิติทดสอบ ADF และ PP มากกว่าค่าวิกฤตแมคคินนอน แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง ดังนั้นจึงต้องแปลงข้อมูลให้มีลักษณะนิ่งโดยการทำการหาผลต่าง, การหาผลต่างฤดูกาล, การหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล, การแปลงโดยใช้ลอการิทึม รากที่สอง หรือกำลังสอง สำหรับผลการตรวจสอบความนิ่งของราคาอย่างพาราแผ่นดิบคุณภาพดี พบว่าข้อมูลจะมีลักษณะนิ่งโดยการแปลงโดยใช้ลอการิทึมและตามด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 แสดงในตารางที่ 2 และตารางที่ 3

ตารางที่ 2 ค่าสถิติในการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี ADF

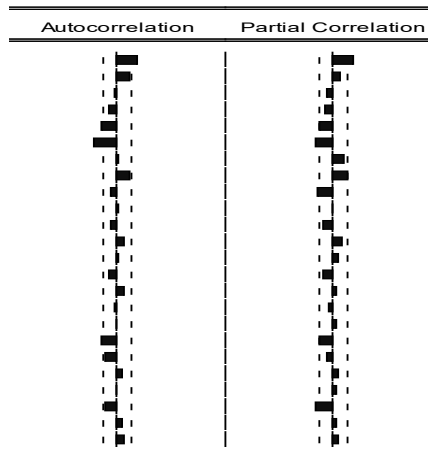
At Level			
	มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม	มีจุดตัดแกนแต่ไม่มีแนวโน้ม	ไม่มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม
ค่าสถิติทดสอบ ADF	-2.194734	-2.327564	-0.803224
ค่าวิกฤตแมคคินนอน	1%	1%	1%
	-3.999180	-3.459231	-2.575234
	5%	5%	5%
	-3.429834	-2.874143	-1.942236
	10%	10%	10%
	-3.138449	-2.573563	-1.615764
At logarithm and 1 st Differences			
	มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม	จุดตัดแกนแต่ไม่มีแนวโน้ม	ไม่มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม
ค่าสถิติทดสอบ ADF	-12.26677	-12.23869	-12.26457
ค่าวิกฤตแมคคินนอน	1%	1%	1%
	-3.999180	-3.459231	-2.575234
	5%	5%	5%
	-3.429834	-2.874143	-1.942236
	10%	10%	10%
	-3.138449	-2.573563	-1.615764

ตารางที่ 3 ค่าสถิติในการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี PP

At Level			
	มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม	มีจุดตัดแกนแต่ไม่มีแนวโน้ม	ไม่มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม
ค่าสถิติทดสอบ PP	-2.056105	-2.252157	-0.759584
ค่าวิกฤตแมคคินนอน	1%	1%	1%
	-3.998997	-3.459101	-2.575189
	5%	5%	5%
	-3.429745	-2.874086	-1.942230
	10%	10%	10%
	-3.138397	-2.573533	-1.615768
At logarithm and 1 st Differences			
	มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม	จุดตัดแกนแต่ไม่มีแนวโน้ม	ไม่มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม
ค่าสถิติทดสอบ PP	-12.31248	-12.28565	-12.24547
ค่าวิกฤตแมคคินนอน	1%	1%	1%
	-3.999180	-3.459231	-2.575234
	5%	5%	5%
	-3.429834	-2.874143	-1.942236
	10%	10%	10%
	-3.138449	-2.573563	-1.615764

5.2 กำหนดตัวแบบ ARMA (p, q)

กำหนดตัวแบบที่เป็นไปได้โดยพิจารณาเปรียบเทียบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง ACF และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน PACF



ภาพที่ 2 กราฟค่าฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง ACF และกราฟค่าฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน PACF เมื่อใช้ลอการิทึมและหาผลต่างลำดับที่ 1

จากรูปที่ 2 สามารถกำหนดตัวแบบการพยากรณ์ที่เป็นไปได้คือ ARIMA (1, 1, 1), ARIMA (0, 1, 1) และ ARIMA (1, 1, 0) สาเหตุที่กำหนดตัวแบบเป็น ARIMA (1, 1, 1) เนื่องจากกราฟ ACF และ PACF ซึ่งมีการลดลงอย่างรวดเร็ว กำหนดตัวแบบ ARIMA (0,1,1) เนื่องจากกราฟ ACF มีค่าไม่เท่ากับ 0 ณ lag 1 และ PACF ลดลงอย่างรวดเร็ว กำหนดตัวแบบ ARIMA(1, 1, 0) เนื่องจากกราฟ ACF ลดลงอย่างรวดเร็ว และ PACF มีค่าไม่เท่ากับ 0 ณ lag 1

5.3 การประมาณค่าพารามิเตอร์

ตารางที่ 4 ค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบสำหรับการพยากรณ์ราคาขายพาราแผ่นดิบคุณภาพดี

พารามิเตอร์		ตัวแบบที่กำหนด		
		ARIMA (1, 1, 1)	ARIMA (0, 1, 1)	ARIMA (1, 1, 0)
ค่าคงที่	ค่าประมาณ	0.002549	0.002392	0.002512
	สถิติทดสอบ t	0.322484	0.337586	0.326354
	p-value	0.7474	0.7360	0.7445
AR (1) (ϕ_1)	ค่าประมาณ	0.323165		0.237776
	สถิติทดสอบ t	1.225334	-	3.662418
	p-value	0.2217		0.0003(**)
MA (1) (θ_1)	ค่าประมาณ	-0.090118	0.210161	
	สถิติทดสอบ t	-0.324707	3.224370	
	p-value	0.7457	0.0015(**)	-
Akaike Info Criterion: AIC		-2.001876	-2.007566	-2.010003
Schwarz Criterion: SC		-1.956470	-1.977391	-1.979733

หมายเหตุ: **มีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 (p-value < 0.05)

การทดสอบพารามิเตอร์ในตัวแบบโดยเปรียบเทียบ ค่า p-value กับระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 ถ้าหากพบว่า ค่า p-value มากกว่าระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 แสดงว่าพารามิเตอร์นั้นมีค่าไม่แตกต่างไปจากศูนย์หรือพารามิเตอร์นั้นไม่ควรอยู่ในตัวแบบ สำหรับผลการทดสอบพารามิเตอร์ในตัวแบบต่างๆ ของราคายางพาราแผ่นดิบคุณภาพดี พบว่า ตัวแบบ ARIMA (1, 1, 1) มีพารามิเตอร์ AR (1) และ MA (1) มีค่าประมาณเท่ากับ 0.323165 และ -0.090118 เมื่อตรวจสอบพารามิเตอร์แล้วพบว่า AR (1) และ MA (1) มีค่าไม่แตกต่างไปจากศูนย์ แสดงว่าพารามิเตอร์ทั้งสองไม่ควรอยู่ในตัวแบบจึงตัดตัวแบบ ARIMA(1,1,1) ออกจากการพิจารณา ตัวแบบ ARIMA (0, 1, 1) มีพารามิเตอร์ MA (1) มีค่าประมาณเท่ากับ 0.210161 เมื่อตรวจสอบพารามิเตอร์แล้วพบว่า MA (1) มีค่าแตกต่างไปจากศูนย์ แสดงว่าพารามิเตอร์ MA (1) ควรอยู่ในตัวแบบ ตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0) มีพารามิเตอร์ AR (1) มีค่าประมาณเท่ากับ 0.237776 เมื่อตรวจสอบพารามิเตอร์แล้วพบว่า AR (1) มีค่าแตกต่างไปจากศูนย์ แสดงว่าพารามิเตอร์ AR (1) ควรอยู่ในตัวแบบ รวมถึงมีการพิจารณาค่า AIC และค่า SC นั้นก็คือเกณฑ์ในการคัดเลือกที่ตัวแบบ โดยตัวแบบใดให้ค่าต่ำที่สุด แสดงว่าตัวแบบนั้นเหมาะสมที่สุด ซึ่งจะเห็นได้ว่าตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0) ให้ค่าทั้ง 2 ค่าต่ำที่สุด คือ AIC เท่ากับ -2.010003 และค่า SC เท่ากับ -1.979733 ดังนั้นจึงสรุปได้ว่าตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0) เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ราคายางแผ่นดิบคุณภาพดี

5.4 การตรวจสอบตัวแบบ

ตารางที่ 5 ค่าสถิติทดสอบ Q ของ Ljung-Box ของตัวแบบ

ตัวแบบ	ค่าสถิติทดสอบ Q ของ Ljung-Box Q(24)	p-value
ARIMA (1, 1, 0)	33.375	0.075

จากตารางที่ 5 พบว่า ยางแผ่นดิบคุณภาพดีได้ตัวแบบที่เหมาะสมคือ ตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0) มีค่าสถิติทดสอบ Q ของ Ljung-Box Q(24) เท่ากับ 33.375 มีค่า p-value เท่ากับ 0.075 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 นั่นคือค่าความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกัน หรือตัวแบบมีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์

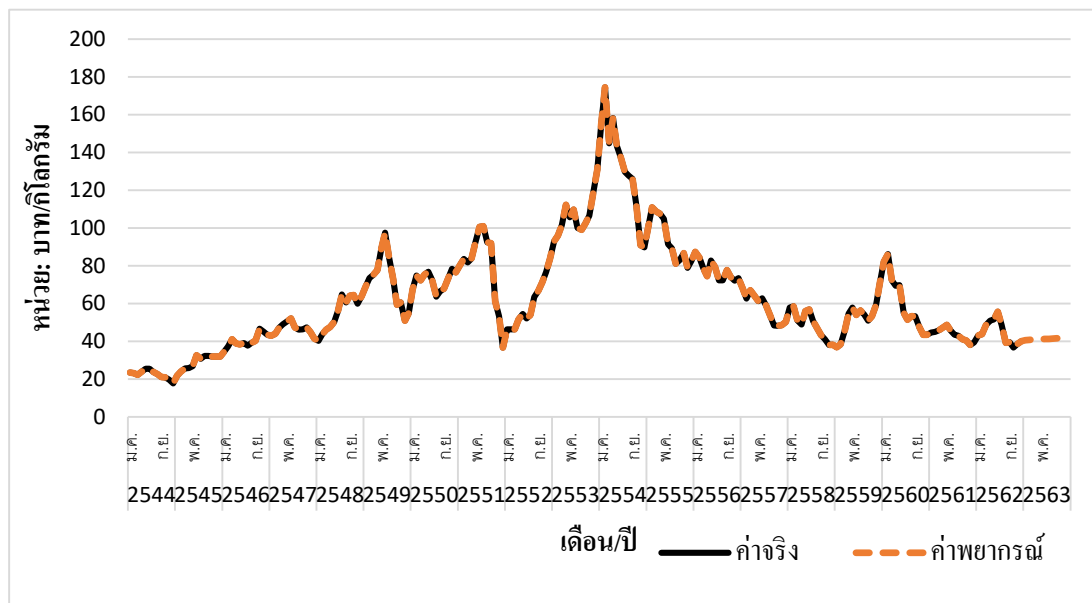
5.5 การพยากรณ์

ผู้วิจัยจึงเลือกใช้ตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0) มาพยากรณ์ซึ่งเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์ราคายางพาราแผ่นดิบคุณภาพดี ตั้งแต่ มกราคม-ธันวาคม พ.ศ. 2563 แสดงดังตารางที่ 6

จากตารางที่ 6 เมื่อพยากรณ์ราคายางพาราแผ่นดิบคุณภาพดีตั้งแต่ มกราคม-ธันวาคม 2563 ด้วยตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0) ซึ่งพบว่าราคายางพาราแผ่นดิบคุณภาพดีในเดือนมกราคม มีราคาอยู่ที่ 40.63 บาทต่อกิโลกรัม และมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นจนกระทั่ง ธันวาคม มีราคาสูงสุดอยู่ที่ 41.89 บาทต่อกิโลกรัม ราคาเฉลี่ยอยู่ที่ 41.31 บาทต่อกิโลกรัม เมื่อเปรียบเทียบกับค่าจริงตั้งแต่ มกราคม-สิงหาคม 2563 จะเห็นได้ว่าค่าพยากรณ์ที่ได้มีค่าใกล้เคียงกับค่าจริง อาจจะมีคลาดเคลื่อนบ้างเล็กน้อยในแต่ละเดือน เนื่องจากค่าจริงในแต่ละเดือนมีความผันผวนตามสภาวะเศรษฐกิจหรือปัจจัยต่างๆ ที่ไม่สามารถควบคุมได้

ตารางที่ 6 ผลการพยากรณ์ราคาขายพาราแผ่นดิบคุณภาพดี ตั้งแต่ มกราคม-ธันวาคม พ.ศ. 2563

เดือน	ค่าพยากรณ์ล่วงหน้า (บาท/กิโลกรัม)	ค่าจริง (บาท/กิโลกรัม)
มกราคม	40.63	40.48
กุมภาพันธ์	40.82	41.15
มีนาคม	40.95	40.22
เมษายน	41.06	37.00
พฤษภาคม	41.16	37.36
มิถุนายน	41.26	38.99
กรกฎาคม	41.37	40.29
สิงหาคม	41.47	47.02
กันยายน	41.58	-
ตุลาคม	41.68	-
พฤศจิกายน	41.79	-
ธันวาคม	41.89	-



ภาพที่ 3 การเปรียบเทียบราคาขายพาราแผ่นดิบคุณภาพดีระหว่างค่าจริงกับค่าพยากรณ์

6. อภิปรายผล

ผลการวิจัยครั้งนี้มีทั้งสอดคล้องและไม่สอดคล้องกับงานวิจัยในอดีตของ ศศิธร โภฏสีบ และ กัลยา บุญหล้า (2559) ที่ทำการศึกษาเรื่อง การสร้างตัวแบบเพื่อการพยากรณ์ราคาข้าวหอมมะลิ 105 โดยการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 2 วิธี จากการศึกษาวิธีการพยากรณ์แล้ว พบว่าวิธีการบอกซ์-เจนกินส์ เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมมากที่สุด ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ในงานวิจัยในครั้งนี้ แต่ในส่วนตัวแบบที่ได้นั้นคือ ARIMA (1, 1, 2) ซึ่งเป็นตัวแบบที่แตกต่างกับงานวิจัยในครั้งนี้

ผลการวิจัยครั้งนี้ไม่สอดคล้องกับงานวิจัยในอดีตของวรารณ กิรติวิบูลย์ (2558) ที่ศึกษาการพยากรณ์ราคายางแผ่นดิบชั้น 3 พบว่าวิธีการบอกซ์-เจนกินส์ ได้ตัวแบบ ARIMA (2, 1, 6) และไม่สอดคล้องกับงานวิจัยในอดีตของกมลพรรณ เกลิมวงศ์ (2556) ที่ศึกษาการพยากรณ์ราคาสุกรชำแหละเนื้อแดงสะโพกด้วยวิธีการบอกซ์-เจนกินส์ ตัวแบบที่ได้นั้นคือ ARIMA (1, 1, 2) รวมถึงไม่สอดคล้องกับงานวิจัยในอดีตของจิตรกร บุญเรือง (2554) ที่ศึกษาการพยากรณ์ราคาขี้พารามควันชั้น 3 พบว่าวิธีการบอกซ์-เจนกินส์ ได้ตัวแบบ คือ ARIMA (2, 1, 1) ซึ่งตัวแบบที่ได้จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์นั้นแตกต่างกับงานวิจัยในครั้งนี้

เนื่องด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์นั้น เป็นการวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยการหาตัวแบบที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลาซึ่งเป็นตัวแบบที่กำหนดว่าค่าพยากรณ์ในอนาคตเป็นค่าที่ได้จากค่าพยากรณ์ก่อนหน้านี้และค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ก่อนหน้านี้ จากข้อความที่กล่าวไว้ข้างต้นจะเห็นได้ว่า การใช้วิธีการพยากรณ์เดียวกันในสินค้าที่แตกต่างกันก็จะได้ตัวแบบที่แตกต่างกันไป หรือแม้กระทั่งใช้วิธีการพยากรณ์และสินค้าเดียวกันก็ได้ตัวแบบที่แตกต่างกันเช่นเดียวกัน เนื่องจาก ช่วงเวลาของอนุกรมที่นำมาศึกษาเป็นคนละช่วงเวลาก็จะส่งผลให้ตัวแบบนั้นเปลี่ยนไป

7. สรุปและข้อเสนอแนะ

7.1 สรุป

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอเรื่อง การพยากรณ์ราคายางแผ่นดิบคุณภาพดีด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิ คือ ราคายางแผ่นดิบคุณภาพดีที่รวบรวมจากการยางแห่งประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม 2544 – เดือนธันวาคม 2562 จำนวน 228 เดือน ผลการวิจัยพบว่า ตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0) เป็นตัวแบบที่มีความเหมาะสมในการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากเป็นตัวแบบที่มีค่า AIC และ SC ต่ำที่สุด จึงมีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ต่อไป ผลจากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ดังกล่าวในการพยากรณ์ราคายางแผ่นดิบคุณภาพดี ตั้งแต่เดือนมกราคม – เดือนธันวาคม พ.ศ. 2563 พบว่า ค่าพยากรณ์ที่ได้มีค่าใกล้เคียงกับค่าจริง อาจจะมีคลาดเคลื่อนบ้างเล็กน้อยในแต่ละเดือน เนื่องจากค่าจริงในแต่ละเดือนมีความผันผวนตามภาวะเศรษฐกิจหรือปัจจัยต่างๆ ที่ไม่สามารถควบคุมได้

7.2 ข้อเสนอแนะ

การวิจัยครั้งนี้ได้ศึกษาภายใต้วิธีบอกซ์-เจนกินส์หรือแบบจำลอง ARIMA นั้นเป็นการพยากรณ์ภายใต้ข้อสมมติฐานที่ว่า ข้อมูลอนุกรมเวลาจะไม่ได้รับผลกระทบจากปัจจัยอื่นๆ ซึ่งในความเป็นจริงราคาส่วนใหญ่จะได้รับผลกระทบจากปัจจัยต่างๆ เช่น ปัจจัยด้านอุปสงค์อุปทานในตลาด ปัจจัยด้านปริมาณวัตถุดิบ ปัจจัยนโยบายต่างๆของภาครัฐ เป็นต้น ดังนั้นการศึกษาค้นคว้าต่อไปผู้วิจัยควรใช้วิธีการพยากรณ์วิธีอื่นๆ มาทำการศึกษาร่วมด้วย เพื่อเพิ่มความสมบูรณ์ให้กับการพยากรณ์มากยิ่งขึ้นผู้วิจัยอาจจะพิจารณาตัวแปรอิสระดังกล่าวเพิ่มเติม โดยใช้เทคนิคการวิเคราะห์การถดถอย ซึ่งเป็นการวิเคราะห์ที่จะนำตัวแปรที่คาดว่าจะส่งผลต่อราคายางแผ่นดิบคุณภาพดี เข้ามาพิจารณาเพิ่มเติม นอกเหนือจากพิจารณาเพียงแค่ตัวแปรเวลาเพียงอย่างเดียว รวมถึงผู้วิจัยสามารถนำวิธีนี้ไปใช้ในการพยากรณ์ปัญหาอื่นๆได้ เช่น ราคาอ้อย ราคาข้าว ราคาน้ำตาล เป็นต้น

8. เอกสารอ้างอิง

ภาษาไทย

- การยางแห่งประเทศไทย. (2559). *ความเคลื่อนไหวราคายางชนิดต่างๆ*. สืบค้นจาก http://www.rubber.co.th/rubber/2012/rubberprice_mon_yr.php
- กมลพรรณ เกลิมวงศ์. (2556). *การพยากรณ์ราคาสุกรชำแหละเนื้อแดงสะโพก ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์*. (ปัญหาพิเศษปริญญาบัณฑิต). มหาวิทยาลัยบูรพา, ชลบุรี.
- จิตรกร บุญเรือง. (2554). *การพยากรณ์ราคาข้าวหอมมะลิ ยางพารามควันชั้น 3 และน้ำตาล โดยใช้แบบจำลองอาร์มีมา (Arima) อาร์ฟิม่า (Arfima) และการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก*. (วิทยานิพนธ์ปริญญาโทบัณฑิต). มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, เชียงใหม่.
- ทรงศิริ แต่สมบัติ. (2539). *เทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณ* (พิมพ์ครั้งที่ 1). กรุงเทพมหานคร: พิสิกส์เซ็นเตอร์.

- วรางคณา กิริติวิบูลย์. (2558). ตัวแบบพยากรณ์ราคาอย่างแผ่นดิบชั้น 3. *วารสารวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยีมหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน*, 8(2), 131-139.
- ศศิธร โกฏสีบ และกัลยา บุญหล้า. (2559). การสร้างตัวแบบเพื่อการพยากรณ์ราคาข้าวหอมมะลิ 105. *วารสารวิชาการวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏนครสวรรค์*, 8(8), 49-60.
- สถาบันวิจัยยาง การยางแห่งประเทศไทย. (2561). *ข้อมูลวิชาการยางพารา 2561* (พิมพ์ครั้งที่ 1). กรุงเทพมหานคร: บริษัท นวัตกรรมดาการพิมพ์ (ประเทศไทย) จำกัด.
- สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. (2548). *เทคนิคการพยากรณ์* (พิมพ์ครั้งที่ 2). สงขลา: มหาวิทยาลัยทักษิณ.

ภาษาอังกฤษ

- Box, G.E.P., Jenkins, G.M and Reinsel, G.C. (1994). *Time Series Analysis: Forecasting and Control* (3rd ed.). Englewood Cliffs, N.J.: Prentice Hall.