



กลไกในการวิเคราะห์สถานการณ์ยางพาราและ
ช่องทางในการเผยแพร่ข้อมูลเร่งด่วน
Mechanisms of Rubber Situation Analysis
and Urgent Information Distribution

อธิวิณ์ แดงกนิษฐ¹ อัญญาณี มั่นคง¹ อรอุมา ประเสริฐ¹ สุวิทย์ รัตนพงศ์¹
*Athiwee Daengkanit¹ Anyanee Mankong¹ Ornuma Prasert¹
Suwit Rattanapong¹*

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษากลไกในการวิเคราะห์สถานการณ์ยางพาราที่สามารถใช้ติดตามสถานการณ์ราคายางได้รวดเร็วและทันท่วงที โดย 1) ศึกษารูปแบบที่เหมาะสมในการสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 ชนิดไม่อัดก้อน (Rubber Smoked Sheet Prices: RSS3) สำหรับพยากรณ์ราคาระยะสั้นล่วงหน้า 5 วันทำการ 2) สร้างแบบจำลองราคายางดูสยภาพ เพื่อเป็นแบบจำลองสัญญาณเตือนภัยล่วงหน้าราคายาง และเป็นปัจจัยที่ต้องเฝ้าระวังหรือติดตามเนื่องจากเป็นปัจจัยสำคัญที่มีอิทธิพลต่อราคายาง

สำหรับวัตถุประสงค์ข้อแรก อาศัยข้อมูลราคายางพารา รายวันตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงกรกฎาคม 2555 และใช้เทคนิคการพยากรณ์ 4 รูปแบบคือ Box and Jenkins, Hybrid Forecasting, Multiple Regression และ Combine

¹สำนักงานตลาดกลางยางพารานครศรีธรรมราช ต.จันดี อ.ฉวาง จ.นครศรีธรรมราช 80250



Forecasting และตรวจสอบความแม่นยำของการพยากรณ์โดยให้สถิติวัดความถูกต้อง 3 ค่า ได้แก่ 1) Mean Absolute Error 2) Mean Absolute Percentage Error และ 3) Root Mean Square Error โดยพบว่าวิธี Hybrid Forecasting และ Combine Forecasting ให้ค่าความคลาดเคลื่อนต่ำสุด ถือว่าเป็นรูปแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับพยากรณ์ราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 ชนิดไม่อัดก้อน สำหรับวัตถุประสงค์ข้อสอง อาศัยข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2546 ถึง ธันวาคม 2555 โดยพบว่า ปัจจัยที่ผลต่อราคาอย่างมีนัยสำคัญ ได้แก่ การเปลี่ยนแปลงปริมาณการผลิตยางใน 3 เดือนที่ผ่านมา การเปลี่ยนแปลงปริมาณสต็อกยางโลกในเดือนก่อนหน้า การเคลื่อนไหวของดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อประเทศผู้ใช้อย่างในเดือนก่อนหน้า ปริมาณผลผลิตส่วนเกินหรือปริมาณการใช้ยางส่วนเกินในเดือนก่อนหน้า

คำสำคัญ: สถานการณ์ยาง ราคายาง การพยากรณ์

ABSTRACT

The purpose of this study is to study the strategies in analyzing rubber situation, that it can be used to observe the rubber price fluctuation consequently. There are two main research objectives including 1) to figure out the forecasting model of rubber smoked sheet price and 2) to construct the early warning model for rubber price change and study factors needed monitored due to its impact on prices.

According to the first objective, data are collected from the five-day forecast of rubber smoked sheet price. The daily price was applied from January 2003 to July 2013 to analyze the model. There were four forecasting



techniques which are employed including Box and Jenkins, Hybrid Forecasting, Multiple Regression and Combine Forecasting. Also, there are three statistical indicators checking the estimate precision including 1) Mean Absolute Error, 2) Mean Absolute Percentage Error: MAPE, and 3) Root Mean Square Error. It is found that Hybrid Forecasting and Combine Forecasting have least error which means that both are the proper model suitable for rubber price. For the second objective, monthly data are collected from January 2003 to December 2013. It suggests that the significant factors are change in the rubber volume in the last three months, the changes of the world stock, the changes in the Purchasing Managers Index, and excess demand or excess supply in the previous month.

Keywords: Rubber Situation, Rubber Price, Forecasting

บทนำ

ตามยุทธศาสตร์พัฒนายางพารา พ.ศ. 2552-2556 กลยุทธ์ที่ 2 พัฒนาระบบตลาดยางในประเทศและต่างประเทศ มาตรการสร้างกลไกในการวิเคราะห์สถานการณ์เร่งด่วนเพื่อกำหนดเป้าหมายชี้นำ และแจ้งทางสื่อต่างๆ เพื่อกระตุ้นผู้เกี่ยวข้องเตรียมการเมื่อมีการเปลี่ยนแปลงปัจจัยสำคัญทางเศรษฐกิจที่สำคัญ

เนื่องจากประเทศไทยเป็นประเทศผู้ผลิตและส่งออกยางธรรมชาติรายใหญ่ของโลก ซึ่งมักจะประสบปัญหาเมื่อราคายางเกิดความผันผวน โดยจะเห็นได้ว่าปัจจุบันราคายางถูกกำหนดโดยหลายปัจจัย ทั้งปัจจัยพื้นฐานจากความต้องการบริโภคที่แท้จริง การขยายตัวหรือหดตัวของเศรษฐกิจของประเทศคู่ค้า ความสามารถในการผลิตของ



ประเทศผู้ผลิตและจากการเก็งกำไรในตลาดซื้อขายสินค้าเกษตรล่วงหน้า ซึ่งในบางช่วงเวลาส่งผลให้ราคาที่มีความผันผวนอย่างรุนแรง อย่างเช่น การเกิดวิกฤตเศรษฐกิจสหรัฐอเมริกาที่ส่งผลให้ความต้องการใช้ของประเทศผู้ใช้อย่างหดตัว ราคาขยพาราตกต่ำอย่างรวดเร็วและรุนแรง แต่ไม่มีองค์กรใดด้านขยพาราวิเคราะห์สถานการณ์ในเชิงพยากรณ์เพื่อเป็นสัญญาณเตือนภัยแก่ผู้ที่เกี่ยวข้องกับธุรกิจขยพารา ดังนั้นงานวิจัยนี้จึงมุ่งเน้นในการสร้างกลไกในการวิเคราะห์สถานการณ์ขยพาราโดยสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ราคาขยพาราแบบรวมคว้นขึ้น 3 ชนิดไม่อัตโนมัติ

เนื่องจากปัจจุบันการผลิตขยพาราของเกษตรกร ได้มีการพัฒนารูปแบบการผลิตจากเดิมที่เกษตรกรผลิตเป็นขยพาราแบบดิบ เป็นการรวมกลุ่มเป็นสถาบันเกษตรกรเพื่อผลิตเป็นขยพาราแบบรวมคว้นไม่อัตโนมัติเพื่อเพิ่มมูลค่าขยพารา หรือเกษตรกรบางส่วนได้พัฒนาตัวเองเป็นผู้ผลิตขยพาราแบบรวมคว้น จึงสร้างแบบจำลองในการพยากรณ์และหารูปแบบที่เหมาะสมในการสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ราคาขยพาราแบบรวมคว้นขึ้น 3 ชนิดไม่อัตโนมัติระยะ 5 วันทำการ เพื่อให้เกษตรกร สถาบันเกษตรกร และผู้ประกอบการธุรกิจขยพาราใช้ในการวางแผนการผลิตและการตลาด ซึ่งจะเป็นแนวทางหนึ่งในการรักษาเสถียรภาพราคา และสร้างแบบจำลองสัญญาณเตือนภัยล่วงหน้าราคาขยพาราระยะหนึ่งเดือน เพื่อให้ตัวแปรในแบบจำลองเป็นตัวแปรที่ต้องตรวจตราและติดตามความเคลื่อนไหวอย่างสม่ำเสมอ และใช้เป็นเครื่องมือในการวิเคราะห์ทิศทางราคาขยพาราได้ต่อไป และได้จัดตั้งศูนย์วิเคราะห์เศรษฐกิจขยพาราขึ้น เพื่อเป็นช่องทางในการเผยแพร่ข้อมูลเร่งด่วนด้านเศรษฐกิจขยพาราเพื่อให้เกษตรกรและผู้เกี่ยวข้องในวงการขยพาราเข้าถึงข้อมูลได้ง่าย สะดวก และสามารถรับทราบข้อมูลข่าวสารต่างๆ อย่างรวดเร็ว



ระเบียบวิธีวิจัย

1. การพยากรณ์ราคาขายแผงนมควั่นชั้น 3 ชนิดไม่อัดก้อน

1.1 การเก็บรวบรวมข้อมูล

ข้อมูลที่ใช้ในงานวิจัยนี้เป็นข้อมูลอนุกรมเวลา โดยใช้ราคาขายแผงนมควั่นชั้น 3 ไม่อัดก้อน ณ ตลาดกลางยางพารา นครศรีธรรมราช ราคาขายตลาดล่วงหน้าสิงคโปร์ ราคาตลาดล่วงหน้าโตเกียว ราคาตลาดล่วงหน้าเซี่ยงไฮ้ และอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ ตั้งแต่วันที่ 2 มกราคม 2548 ถึงวันที่ 20 กรกฎาคม 2555 รวม 1,163 วัน โดยข้อมูลอนุกรมเวลาที่นำมาสร้างตัวแบบต้องมีความคงที่ (Stationary) คือข้อมูลมีค่าเฉลี่ย (Mean) ค่าความแปรปรวน (Variance) และค่าความแปรปรวนร่วม (Covariance) ไม่เปลี่ยนแปลงตามเวลา โดยใช้ Unit root ในการทดสอบ ตามวิธีที่เรียกว่า Augmented Dickey-Fuller test (ADF-test) ซึ่งมีสมการในการทดสอบดังนี้

$$\Delta X_t = \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{กรณีไม่มีค่าคงที่และแนวโน้มเวลา (random walk process)}$$

$$\Delta X_t = \alpha + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{กรณีมีเฉพาะค่าคงที่ (random walk with drift)}$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_t + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{กรณีมีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา (random walk with drift and linear time trend)}$$

สมมติฐานที่ทดสอบ

$$H_0 : \gamma = 0$$

$$H_a : \gamma \neq 0$$

ถ้ายอมรับ H_0 แสดงว่า X_t มีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) เนื่องจาก $\gamma = (1-p)$ ในสมการ $X_t = p X_{t-1} + \varepsilon_t$ แสดงว่าค่า X_t มีการเปลี่ยนแปลงเมื่อเวลา



เปลี่ยนแปลงในการตรวจสอบว่าข้อมูลนั้นมีลักษณะนิ่งหรือไม่ โดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ t ที่คำนวณได้กับค่าวิกฤตในตาราง ADF

1.2 การวิเคราะห์ข้อมูล

การสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ ในลำดับแรกต้องกำหนดตัวแบบที่จะใช้ในการพยากรณ์ โดยในการวิจัยนี้ใช้เทคนิคในการกำหนดตัวแบบ แบบจำลองพยากรณ์ 4 รูปแบบ คือ Box and Jenkins, Hybrid Forecasting, Multiple Regression และ Combine Forecasting โดยวิธี Multiple Regression ได้นำรูปแบบ Intervention และแบบจำลอง Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH) มาประสานใช้ด้วยกัน หลังจากนั้นจึงตรวจสอบค่าความแม่นยำของแบบจำลองพยากรณ์

1.2.1 การกำหนดตัวแบบ แบบจำลองการพยากรณ์

1.2.1.1 วิธี Box and Jenkins

วิธี Box and Jenkins หรือตัวแบบ ARIMA เป็นการพยากรณ์ค่าในอนาคตภายใต้ข้อสมมุติว่าค่าปัจจุบันของค่าสังเกตเป็นฟังก์ชันเชิงเส้นของค่าสังเกต วิธีนี้เป็นวิธีที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ในช่วงระยะสั้นๆ และต้องมีอนุกรมเวลาที่ยาวพอ ตัวแบบ ARIMA (p, d, q) มีส่วนประกอบที่สำคัญ 3 ส่วนได้แก่ Auto Regressive : AR(p), Integrated (I) และ Moving Average : MA(q) สำหรับ AR(p) เป็นรูปแบบที่แสดงว่าค่าสังเกต y_t ขึ้นอยู่กับค่าของ y_{t-1}, \dots, y_{t-p} หรือค่าสังเกตที่เกิดขึ้นก่อนหน้า p ค่า ส่วนรูปแบบ MA(q) เป็นรูปแบบที่แสดงว่าค่าสังเกต y_t ขึ้นอยู่กับค่าความคลาดเคลื่อน $\varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q}$ หรือความคลาดเคลื่อนที่อยู่ก่อนหน้า q ค่า ส่วน Integrated



(I) เป็นการหาผลต่าง (Difference) ของอนุกรมเวลา (อัครพงศ์ อันทอง, 2550) เขียนเป็นสมการได้ดังนี้

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

โดยที่ y_t เป็นค่าสังเกตของอนุกรมเวลาที่เวลา t เป็นค่าคงที่
 ε_t เป็นค่าความคลาดเคลื่อนที่เวลา t โดย ε_t เป็นอิสระต่อกัน ค่าเฉลี่ยเป็น 0 และมีค่าความแปรปรวนคงที่ ϕ_i และ θ_j เป็นค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ

การสร้างรูปแบบ ARIMA ของอนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้องสามารถทำได้เช่นเดียวกับรูปแบบ ARIMA ที่ไม่มีฤดูกาล ดังนั้นในรูปแบบ SARIMA (Seasonal Integrated Auto-Regressive and Moving Average) ของอนุกรมเวลาที่มีฤดูกาลมีส่วนประกอบที่สำคัญ 3 ส่วนได้แก่ Seasonal Auto Regressive SAR : (P), Integrated (I) และ Seasonal Moving Average SMA: (Q) โดย SAR(P) เป็นรูปแบบที่แสดงว่าค่าสังเกต X_t ขึ้นอยู่กับค่าของ X_{t-S}, \dots, X_{t-PS} ส่วนรูปแบบ MA(Q) เป็นรูปแบบที่แสดงว่าค่าสังเกต X_t ขึ้นอยู่กับค่าความคลาดเคลื่อน $\varepsilon_{t-S}, \dots, \varepsilon_{t-PS}$ ส่วน Integrated (I) เป็นการหาผลต่าง (difference) ของอนุกรมเวลา แต่ในการประยุกต์ใช้งานอนุกรมเวลาอาจมีความสัมพันธ์ต่อกันได้ทั้งภายในฤดูกาลเดียวกันและมีความสัมพันธ์ข้ามฤดูกาลได้ด้วยดังนั้น Box and Jenkins จึงได้เสนอรูปแบบอนุกรมเวลาที่มีฤดูกาลเชิงคูณ (multiplicative seasonal model) เพื่อใช้ในการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่มีฤดูกาลแบบที่ใช้ได้ทั้งตัวแบบเชิงบวกและเชิงคูณ โดยทั่วไปมักนิยมเขียนในรูปแบบ SARIMA (p,d,q) (P,D,Q) S รูปแบบอนุกรมเวลาข้างต้น ดังนี้

$$(1-\Theta_1 B - \dots - \Theta_p B^p)(1-\Phi_1 B^s - \dots - \Phi_p B^{ps})(1-B)^d(1-B^s)^P X_t = \delta + (1-\omega_1 B - \dots - \omega_q B^q)(1-\Psi_1 B^s - \dots - \Psi_q B^{qs})\varepsilon_t$$

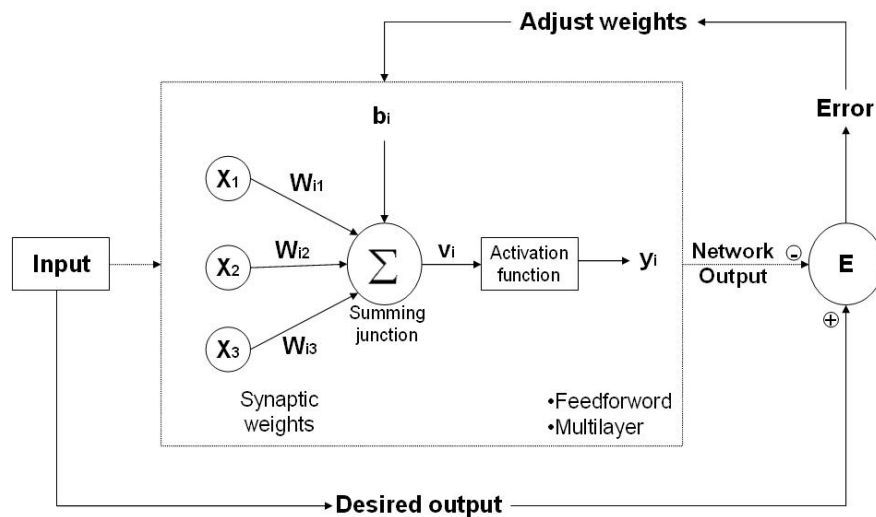


โดยที่ P = รูปแบบปกติของ autoregressive เทอม
d = ค่าผลต่างปกติ
q = รูปแบบปกติของ moving average เทอม
P = รูปแบบฤดูกาลของ autoregressive เทอม
D = ค่าผลต่างฤดูกาล ณ คาบเวลา s
Q = รูปแบบฤดูกาลของ moving average เทอม
S = ช่วงของฤดูกาล
B = backshift operator

1.2.1.2 วิธี Hybrid Forecasting

เป็นการประยุกต์ใช้แบบจำลอง Box and Jenkins และ Artificial Neural Network (ANN) โดยคำนวณหาค่าพยากรณ์และค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธี Box and Jenkins เป็นปัจจัยนำเข้าของ Artificial Neural Network ซึ่งโดยทั่วไปนิยมใช้ Back propagation algorithm ซึ่งมีกระบวนการดังนี้

Artificial Neural Network ประกอบด้วย 3 ส่วน คือ 1) ชั้น input ทำหน้าที่ในการรับข้อมูลเข้า 2) ชั้น Hidden เป็นชั้นที่อยู่ระหว่างชั้น Input กับชั้น Output ทำหน้าที่ในการรวมข้อมูล Input และค่าถ่วงน้ำหนัก เพื่อแปลงเป็นค่าผลลัพธ์ส่งไปยังชั้น Output และ 3) ชั้น Output ทำหน้าที่แสดงผลลัพธ์ที่ได้จาก Artificial Neural Network



ภาพที่ 1: Back propagation algorithm neural network process
(อัศรพงศ์ อันทอง, 2555)

1.2.1.3 วิธี Multiple Regression

เป็นการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร 3 ตัวขึ้นไป โดยที่ตัวแปรหนึ่งเป็นตัวแปรตาม และตัวแปรอื่นๆ เป็นตัวแปรอิสระ และตัวแปรอิสระมีความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงกับตัวแปรตาม โดยตัวแปรจะเป็นตัวแปรเชิงปริมาณหรือเชิงคุณภาพซึ่งแปลงให้อยู่ในรูปของตัวแปรหุ่น (Dummy Variable) ซึ่งในงานวิจัยนี้กำหนดตัวแปรหุ่นให้อยู่ในรูปแบบ Intervention และประมาณค่าสัมประสิทธิ์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares: OLS)



รูปแบบ Intervention

เป็นการกำหนดรูปแบบของตัวแปร Dummy ของเหตุการณ์ที่มีผลกระทบต่อ การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา โดยเหตุการณ์นั้นเป็นเหตุการณ์ที่ทราบลักษณะการเกิด ช่วงเวลาการเกิด ลักษณะของอิทธิพลของ Intervention จะมีผลกระทบ 2 ลักษณะคือ ผลกระทบที่คงอยู่ตลอดไป (Step Function) และผลกระทบเฉพาะบางช่วงของเวลา แล้วหมดไป (Pulse Function) (อัศวพงศ์ อันทอง, 2552) โดยกำหนดให้ตัวแปร Dummy ที่แสดงถึงอิทธิพลของ Intervention คือ

$$I_t = 1 \text{ เมื่อเกิด Intervention}$$

$$I_t = 0 \text{ เมื่อไม่เกิด Intervention}$$

แบบจำลอง Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)

การวิเคราะห์อนุกรมเวลาส่วนใหญ่จะกำหนดให้ stochastic variable ของ ค่าความแปรปรวนคงที่ แต่ในการประยุกต์ใช้ในบางครั้งค่าความแปรปรวนของค่าความ คลาดเคลื่อน (error term) จะมีการเปลี่ยนแปลงไปตามช่วงเวลาขึ้นอยู่กับขนาดของค่า ความคลาดเคลื่อนในอดีต ดังนั้น Engle, Robert F. จึงได้พัฒนาแบบจำลอง ARCH และในปี 1986 Bollerslev ได้พัฒนาต่อยอดเป็นแบบจำลอง GARCH โดยกำหนดให้ ค่าความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข (Conditional Variance) ของค่าความคลาดเคลื่อนที่ เวลา t เป็นความสัมพันธ์ในเชิงเส้นตรงกับค่ากำลังสองของค่าความคลาดเคลื่อนและค่า Conditional Variance ที่เกิดขึ้นในช่วงเวลาก่อนหน้า ดังสมการ

$$E_{t-1}\varepsilon_t^2 = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i}^2$$



ดังนั้น ค่า Conditional Variance ของ ε_t ถูกกำหนดโดย σ_t^2 โดยที่

$$\varepsilon_t = \mathbf{V}_t \sqrt{\sigma_t^2} \quad \text{โดยที่ค่าความแปรปรวนของ } \mathbf{V}_t = \sigma_{\mathbf{V}}^2 = 1$$

1.2.1.4 วิธี Combine Forecasting

Combine Forecasting เป็นเทคนิคการพยากรณ์ร่วมด้วยตัวถ่วงน้ำหนัก โดยอาศัยเกณฑ์ความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนของค่าพยากรณ์ต่ำสุด เป็นการนำค่าพยากรณ์ที่ได้จากการพยากรณ์แต่ละวิธีมาพิจารณาร่วมกัน โดยหาตัวถ่วงน้ำหนักที่เหมาะสมสำหรับแต่ละวิธี

กำหนดให้ F_{1t} คือ ค่าพยากรณ์จากวิธีที่ 1 F_{2t} คือ ค่าพยากรณ์จากวิธีที่ 2 และมีความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เป็น e_{f1} และ e_{f2} ตามลำดับ

สมการ Combine Forecasting

$$CF_t = wF_{1t} + (1-w)F_{2t}$$

ความคลาดเคลื่อนของ Combine Forecasting

$$e_{CFt} = (CF_t - Y_{t+1}) = we_{f1t} + (1-w)e_{f2t}$$

ค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนของ Combine Forecasting

$$\sigma_{eCFt}^2 = w^2\sigma_{eF1t}^2 + (1-w)^2\sigma_{eF2t}^2 + 2w(1-w)\sigma_{eF1teF2t}$$

โดย



σ_{eF1t}^2 คือ ค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนของค่าพยากรณ์ โดยวิธีที่ 1

σ_{eF2t}^2 คือ ค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนของค่าพยากรณ์ โดยวิธีที่ 2

$\sigma_{eF1teF2t}$ คือ ค่าความแปรปรวนร่วมของความคลาดเคลื่อนของค่าพยากรณ์ โดยวิธีที่ 1 และ 2

เกณฑ์การถ่วงน้ำหนัก (w) ที่ทำให้ค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนต่ำสุด

$$W = \frac{\sigma_{eF2t}^2 - \sigma_{eF1teF2t}}{\sigma_{eF1t}^2 + \sigma_{eF2t}^2 - 2\sigma_{eF1teF2t}}$$

โดยที่ $\sigma_{eF1teF2t}$ ประมาณได้จาก $\frac{1}{N} \sum eF_{1t}eF_{2t}$

ดังนั้น ค่าประมาณของค่าถ่วงน้ำหนักโดยวิธีความแปรปรวนต่ำสุดคือ

$$\hat{W} = \frac{\hat{\sigma}_{eF2t}^2 - \hat{\sigma}_{eF1teF2t}}{\hat{\sigma}_{eF1t}^2 + \hat{\sigma}_{eF2t}^2 - 2\hat{\sigma}_{eF1teF2t}}$$

ที่มา: เสาวณิต สุขภารังสี (2548)



1.2.2 การตรวจสอบค่าความแม่นยำของแบบจำลองพยากรณ์

สถิติที่ใช้ตรวจสอบค่าความแม่นยำ ได้แก่ ค่าเฉลี่ยของค่าสัมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อน (Mean Absolute Error: MAE) ค่าเฉลี่ยของค่าสัมบูรณ์ของเปอร์เซ็นต์ของความคลาดเคลื่อน (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) และรากที่สองของค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (Root Mean Square Error: RMSE) โดยมีสูตรการคำนวณดังนี้

ค่าเฉลี่ยของค่าสัมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อน

$$MAE = \frac{\sum_{t=k}^{k+n} \epsilon_t}{n}$$

ค่าเฉลี่ยของค่าสัมบูรณ์ของเปอร์เซ็นต์ของความคลาดเคลื่อน

$$MAPE = \frac{\sum_{t=k}^{k+n} \left(\frac{|\epsilon_t|}{Y_t} \right)}{n} \times 100$$

รากที่สองของค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนกำลังสอง

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=k}^{k+n} (\epsilon_t)^2}{n}}$$

ค่าสถิติที่ได้เป็นการพิจารณาค่าความคลาดเคลื่อน จึงควรมีค่าที่น้อย หรือ เข้าใกล้ 0 จึงแสดงว่า แบบจำลองมีความแม่นยำในการพยากรณ์สูง



2. แบบจำลองสัญญาณเตือนภัยล่วงหน้าราคาขาย

2.1 การเก็บรวบรวมข้อมูลและการจัดเตรียมข้อมูล

ข้อมูลที่ใช้ในงานวิจัยนี้เป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน โดยใช้ราคาขายผ่านรมควันชั้น 3 ตลาดล่วงหน้าสิงคโปร์ โตเกียว และเซี่ยงไฮ้ เป็นตัวแทนราคาขายในตลาดโลก ปริมาณยางคงเหลือสิ้นเดือน ดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อ (Purchasing Managers Index: PMI) ของประเทศผู้ใช้อย่าง ผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก ราคาขายสังเคราะห์ อัตราแลกเปลี่ยนราคาน้ำมัน Nymax ตั้งแต่เดือนมกราคม 2546 ถึงมีนาคม 2556 รวม 120 ตัวอย่าง โดยถ่วงน้ำหนักราคาขายตลาดล่วงหน้าสิงคโปร์ โตเกียว และเซี่ยงไฮ้ ด้วยวิธี Principle Component เพื่อกำหนดเป็นราคาขายตลาดโลกได้ดังนี้

$$P_w = 0.335SICOM + 0.334 TOCOM + 0.331SHFE$$

โดยที่	P_w	คือ ราคาขายตลาดโลก
	SICOM	คือ ราคาขายตลาดล่วงหน้าสิงคโปร์
	TOCOM	คือ ราคาขายตลาดล่วงหน้าโตเกียว
	SHFE	คือ ราคาขายตลาดล่วงหน้าเซี่ยงไฮ้

และใช้วิธีแยกองค์ประกอบของข้อมูลเพื่อขจัดอิทธิพลของฤดูกาลเนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลา มีส่วนประกอบย่อย 4 ส่วน ได้แก่ แนวโน้ม (Trend, T) ฤดูกาล (Seasonal, S) วัฏจักร (Cycle, C) และเหตุการณ์ผิดปกติ/ไม่แน่นอน (Irregular, I) เพื่อให้ตัวแปรไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล เหลือเพียงอิทธิพลของวัฏจักร แนวโน้ม และความไม่แน่นอน เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลาที่ใช้มีจำนวนตัวอย่างน้อย ในงานวิจัยนี้ได้แยกองค์ประกอบของข้อมูลด้วยวิธีการ X-12-ARIMA ซึ่งนิยมนำมาใช้ปรับอนุกรมเวลา



ที่มีฤดูกาลทั้งแบบรายเดือนและรายไตรมาส วิธีการนี้พัฒนาและปรับปรุงมาจากวิธี Census II X11 โดยวิธี X-12-ARIMA รวมวิธีการหลัก 2 วิธีเข้าด้วยกัน คือ การใช้แบบจำลอง regARIMA (Regression model with ARIMA errors) และวิธีการปรับฤดูกาลแบบ X11 โดยใช้แบบจำลอง regARIMA ในการปรับส่วนที่อยู่ภายนอก (Outliers) ของข้อมูลเพื่อเป็นแนวทางการปรับอิทธิพล ฤดูกาล ในข้อมูลอนุกรมเวลา โดยรูปแบบของส่วนที่อยู่ภายนอกมี 3 รูปแบบ คือ ส่วนที่เพิ่มเข้ามาจากภายนอก (Additives outliers) การยกระดับ (Level shifts) และการเปลี่ยนแปลงแบบชั่วคราว (Temporary change) ทั้งนี้จะกำหนดส่วนที่อยู่ภายนอกดังกล่าวไว้ในแบบจำลองในฐานะตัวแปรถดถอย (อัครพงษ์ อันทอง, 2552) โดยในงานวิจัยนี้ได้ปรับอิทธิพลของฤดูกาลออกจากตัวแปร ปริมาณความต้องการใช้ยาง (DNR) ปริมาณการผลิตยาง (SNR) และสต็อกคงเหลือสิ้นเดือน (stock)

2.2 การวิเคราะห์ข้อมูล

การวิเคราะห์ข้อมูลในอันดับแรกต้องทดสอบความคงที่ของข้อมูลเพื่อให้ทราบอันดับผลต่าง (order of integration) ที่ทำให้ข้อมูลอนุกรมเวลาคงที่ หลังจากนั้นจึงตรวจสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว แล้วจึงประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองความสัมพันธ์ในระยะยาว และสร้างสมการราคายางได้แนวคิดของสมการต่อเนื่อง

2.2.1 ทดสอบความคงที่ของข้อมูล (Stationary)

ข้อมูลที่ใช้ในแบบจำลองต้องมีค่าเฉลี่ย (Mean) ค่าความแปรปรวน (Variance) และค่าความแปรปรวนร่วม (Covariance) ไม่เปลี่ยนแปลงตามเวลา โดยใช้ Unit root ในการทดสอบตามวิธีที่เรียกว่า Augmented Dickey-Fuller test (ADF-test) ซึ่งมีสมการในการทดสอบดังนี้



$\Delta X_t = \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t$ กรณีไม่มีค่าคงที่และแนวโน้มเวลา (random walk process)

$\Delta X_t = \alpha + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t$ กรณีมีเฉพาะค่าคงที่ (random walk with drift)

$\Delta X_t = \alpha + \beta_t + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t$ กรณีมีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา (random walk with drift and linear time trend)

สมมติฐานที่ทดสอบ

$$H_0 : \gamma = 0$$

$$H_a : \gamma \neq 0$$

ถ้ายอมรับ H_0 แสดงว่า X_t มีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) เนื่องจาก $\gamma = (1-\rho)$ ในสมการ $X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$ แสดงว่าค่า X_t มีการเปลี่ยนแปลงเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงในการตรวจสอบว่าข้อมูลนั้นมีลักษณะนิ่งหรือไม่ โดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ t ที่คำนวณได้กับค่าวิกฤตในตาราง ADF

2.2.2 ตรวจสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration)

อนุกรมเวลาที่ไม่คงที่ (Nonstationary) อาจมีความสัมพันธ์กันในระยะยาว หากพบว่าการทดสอบค่าความคงที่ของค่าเบี่ยงเบนที่ได้จากการประมาณค่าความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Long-run equilibrium relationship) มีลักษณะคงที่ ดังนั้นการทดสอบ Cointegration คือการทดสอบค่าความคงที่ของค่าเบี่ยงเบนที่ได้จากการประมาณค่าความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของอนุกรมเวลาที่ไม่คงที่ หากตัวแปรอนุกรมเวลามี Cointegration แสดงว่า ตัวแปรดังกล่าวมีความสัมพันธ์ร่วมกันในระยะยาว วิธีทดสอบ Cointegration มีหลายวิธี แต่ในงานวิจัยนี้ใช้วิธี Johansen –



Juselius วิธีการดังกล่าวเป็นวิธีการทดสอบในรูปแบบของ Multivariate Cointegration ที่ให้ความสนใจกับ Cointegration Vector ทุก Vector ที่เป็นไปได้ โดยมีพื้นฐานแบบจำลองที่เรียกว่า Vector Autoregressive Model (VAR) และ Error Correction Mechanism ดังนี้

$$A_t = \pi_1 A_{t-1} + \pi_2 A_{t-2} + \dots + \pi_n A_{t-n} + \varepsilon_t \text{----- (1)}$$

และ

$$\Delta A_t = \Pi_1 \Delta A_{t-1} + \Pi_2 \Delta A_{t-2} + \dots + \Pi_i \Delta A_{t-i} + \pi A_{t-k} + \mu_t \text{----- (2)}$$

ซึ่ง $\Pi_i = (I - \pi_1 - \pi_2 - \dots - \pi_i)$ และ $\pi = (I - \pi_1 - \pi_2 - \dots - \pi_n)$

โดยที่ A_t คือ เมทริกซ์ของตัวแปรในแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา โดยจะเลือกตัวแปรที่เหมาะสม

ε_t และ μ_t คือเมทริกซ์ของค่าความคลาดเคลื่อน

t คือ จำนวน lag ที่ใช้ในแบบจำลอง VAR ที่ซึ่ง $t = 1, 2, \dots, T$

i คือ จำนวน lag ที่ใช้ในแบบจำลอง ECM ที่ซึ่ง $i = 1, 2, \dots, k-1$

จากสมการที่ (1) และสมการที่ (2) เงื่อนไขที่ต้องการประมาณค่า Cointegration ด้วยวิธีการของ Johansen-Juselius (1990) คือเมทริกซ์ πA_{t-k} จะต้องมีคุณสมบัติ $I(0)$ จึงจะทำให้เกิดความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวระหว่างตัวแปรต่างๆ ในเมทริกซ์ A_t ซึ่งสามารถทำการทดสอบโดยอาศัยการหาค่า Rank ของเมทริกซ์ π ที่แสดงถึงจำนวน Cointegrating Vector และคุณสมบัติ Stationary ของเมทริกซ์ πA_{t-k} ซึ่งค่า Rank ของเมทริกซ์ π สามารถเป็นไปได้อีก 3 กรณี ดังนี้



1. ถ้า Rank ของเมทริกซ์ π เป็น Full Rank ณ อันดับที่ n แสดงว่าตัวแปรทุกตัวในเมทริกซ์ A_t มีคุณสมบัติ Stationary $[I(0)]$

2. ถ้า Rank ของเมทริกซ์ π เป็น Zero Rank แสดงว่าตัวแปรทุกตัวในเมทริกซ์ A_t มีคุณสมบัติ Non-stationary $[I(1)]$ ซึ่งทำให้การประมาณค่าแบบจำลองจำเป็นต้องใช้ตัวแปรที่เป็น First Difference

3. ถ้า Rank ของเมทริกซ์ π มีค่าเท่ากับ r ซึ่ง $0 < r < n$ แสดงว่าตัวแปรในเมทริกซ์ A_t มีจำนวน Cointegration Vector เท่ากับ r

ตัวทดสอบทางสถิติ 2 ชนิดที่ Johansen – Juselius (1990) ใช้เพื่อทดสอบหาจำนวนของ Cointegration Vector ประกอบด้วย Trace Test และ Maximum Eigen value Test ซึ่งสามารถคำนวณได้จากสมการตามลำดับ ดังนี้

$$\Lambda(r, n) = -2 \ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad \text{----- (3)}$$

โดย Trace Test มีสมมติฐานในการทดสอบ คือ

H_0 : แบบจำลองที่ทำการประมาณค่ามีจำนวน Cointegrating Vector สูงสุดเท่ากับ r

H_a : แบบจำลองที่ทำการประมาณค่ามีจำนวน Cointegrating Vector มากกว่าหรือเท่ากับ r

$$\text{และ } \Lambda(r, r + 1) = -2 \ln(Q) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad \text{----- (4)}$$

โดย Maximum Eigen value Test มีสมมติฐานในการทดสอบ คือ

H_0 : แบบจำลองที่ทำการประมาณค่ามีจำนวน Cointegrating Vector สูงสุดเท่ากับ r



H_0 : แบบจำลองที่ทำการประมาณค่ามีจำนวน Cointegrating Vector เท่ากับ $r+1$

ซึ่งงานวิจัยนี้ทดสอบด้วยสถิติ Trace statistic ร่วมกับทดสอบความคงที่ของค่าเบี่ยงเบนที่ได้จากการประมาณค่าตามวิธีของ Engle

2.2.3 การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองความสัมพันธ์ในระยะยาว

การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary least square : OLS) ในกรณีที่ข้อมูลไม่คงที่ อาจทำให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้ไม่สะท้อนความสัมพันธ์ที่แท้จริงระหว่างตัวแปรในแบบจำลอง ดังนั้น Stock and Watson ในปี 1993 ได้เสนอวิธี Dynamic ordinary least square : DOLS เพื่อประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองความสัมพันธ์ในระยะยาวที่เป็นสมการเชิงเดี่ยว ซึ่งสามารถใช้ในกรณีที่ตัวแปรในแบบจำลองมีความคงที่ ณ ระดับผลต่างที่แตกต่างกัน แต่ต้องมี Co-integration กัน (อัครพงศ์ อันทอง, 2554) โดยมีรูปแบบของแบบจำลองดังนี้

$$Q_t = X_t M' + \sum_{i=-m}^{i=m} \phi_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=-n}^{i=m} \psi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=-l}^{i=l} \theta_i \Delta A_{t-i} + E_t$$

โดยที่

$$M = [c, \alpha, \beta, \gamma], X = [1, P_t, Y_t, A_t]$$

ซึ่ง m, n และ l คือ The lengths of leads and lags of the regressors

ที่มา : Ahmed Al-Azzam and David Hawdon (1999)



2.2.4 สมการต่อเนื่อง(Simultaneous Equation System)

ระบบสมการต่อเนื่อง คือ แบบจำลองที่ประกอบด้วยสมการมากกว่าหนึ่งสมการ โดยตัวแปรบางตัวในแต่ละสมการมีความสัมพันธ์กันและกัน ทั้งนี้แต่ละสมการสร้างมาจากหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์โดยตัวแบบดุลยภาพในตลาดสินค้าเกษตร ประกอบด้วย สมการอุปสงค์ สมการอุปทาน และเงื่อนไขดุลยภาพ

$$D = a_0 + a_1P + a_2Y + u_1$$

$$S = b_0 + b_1P + b_2W + u_2$$

$$D = S$$

หลังจากนั้น จึงหาสมการลดรูปจากเงื่อนไขดุลยภาพเพื่อหาค่าพารามิเตอร์ของตัวแปรราคา

$$a_0 + a_1P + a_2Y + u_1 = b_0 + b_1P + b_2W + u_2$$

$$(b_1 - a_1)P = (a_0 + b_0) + a_2Y - b_2W + u_1 - u_2$$

$$P = \frac{a_0 - b_0}{b_1 - a_1} + \frac{a_2}{b_1 - a_1}Y + \frac{-b_2}{b_1 - a_1}W + U_1$$

โดยที่ $U_1 = \frac{u_1 - u_2}{b_1 - a_1}$

3. จัดตั้งศูนย์วิเคราะห์เศรษฐกิจยางพารา

3.1 จัดทำช่องทางการเผยแพร่ข้อมูลเร่งด่วน ผ่านเว็บไซต์ของสำนักงานตลาดกลางยางพารานครศรีธรรมราช และเว็บไซต์ของสถาบันวิจัยยาง ในรูปแบบศูนย์วิเคราะห์เศรษฐกิจยางพารา



3.2 จัดทำสื่อวีดิทัศน์ ในการเผยแพร่ข้อมูลราคาขายจากการพยากรณ์ และข่าวสารเศรษฐกิจที่เกี่ยวข้องกับราคาขาย รวมถึงการเตือนภัยราคาขายในกรณีมีปัจจัยข่าวสาร หรือสถานการณ์ที่จะส่งผลกระทบต่อราคาขาย

3.3 เผยแพร่ข้อมูลที่ได้จากแบบจำลองการพยากรณ์ราคาขาย และแบบจำลองสัญญาณเตือนภัยล่วงหน้าราคาขาย ทั้งในรูปแบบของสื่อวีดิทัศน์และบทความ รวมถึงข้อมูลอื่นๆ เช่น บทวิเคราะห์ปัจจัยที่มีผลต่อราคาขาย สถิติย้อนหลัง และงานวิจัยหรือบทความที่เกี่ยวข้องกับเศรษฐกิจยางพารา ผ่านศูนย์วิเคราะห์เศรษฐกิจยางพารา

ผลการทดลองและวิจารณ์

1. การพยากรณ์ราคาขายแผ่นรมควันชั้น 3 ชนิดไม่อัดก้อน

ข้อมูลที่ใช้ในการวิจัยนี้ใช้ราคาขายแผ่นรมควันชั้น 3 ไม่อัดก้อน ณ ตลาดกลางยางพารานครศรีธรรมราช เป็นข้อมูลในการสร้างตัวแบบด้วยวิธี Box and Jenkins หรือตัวแบบ ARIMA และใช้ราคาขายตลาดล่วงหน้าสิงคโปร์ ราคาตลาดล่วงหน้าโตเกียว ราคาตลาดล่วงหน้าเซี่ยงไฮ้ และอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐเป็นตัวแปรอิสระในการพยากรณ์ราคาขายแผ่นรมควันชั้น 3 ชนิดไม่อัดก้อนตามวิธี Multiple Regression โดยใช้ข้อมูลรายวันตั้งแต่วันที่ 2 มกราคม 2548 ถึงวันที่ 20 กรกฎาคม 2555 รวม 1,163 วัน สถิติที่ใช้ตรวจสอบค่าความแม่นยำของการพยากรณ์ ได้แก่ ค่าเฉลี่ยของค่าสัมบูรณ์ของความคลาดเคลื่อน (Mean Absolute Error: MAE) ค่าเฉลี่ยของค่าสัมบูรณ์ของเปอร์เซ็นต์ของความคลาดเคลื่อน (Mean Absolute Percentage Error : MAPE) และรากที่สองของค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (Root Mean Square Error: RMSE) โดยใช้พยากรณ์ 5 ช่วงเวลาล่วงหน้า ผลลัพธ์ที่ได้จากแต่ละตัวแบบ ดังนี้



1.1 ตัวแบบ SARIMA

จากการทดสอบ Unit root ของข้อมูลราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 ชนิดไม่อัดก้อน ด้วยวิธี ADF-test พบว่า ข้อมูลราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 ชนิดไม่อัดก้อนมีคุณสมบัติคงที่ที่ $I(1)$ จากการพิจารณากราฟสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (ACF) และสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (PACF) สามารถกำหนดรูปแบบของสมการพยากรณ์ได้ว่า สมการพยากรณ์ราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 ชนิดไม่อัดก้อน (RSS3) มีรูปแบบ SARIMA(1,1,0)(1,0,1)₅ และเขียนสมการในรูป backshift operator ได้ดังนี้

$$(1-0.417B)(1-0.644B^5)(1-B)\ln Y_t = (1-0.636B^5)\varepsilon_t$$

$$\text{หรือ } \Delta y_t = 0.417\Delta y_{t-1} - 0.644\Delta y_{t-5} + \varepsilon_t + 0.636\varepsilon_{t-5}$$

$$\text{Stationary } R^2 = 0.667 \quad R^2 = 0.998$$

โดยที่ B คือ backshift operator ($B^j X_t = X_{t-j}$)

Y_t คือ ราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 ชนิดไม่อัดก้อน (RSS3)

ตรวจสอบความแม่นยำในการพยากรณ์โดยใช้ค่าสถิติวัดความถูกต้อง พบว่า ค่า MAE MAPE และ RMSE มีค่าเป็น 0.970 1.061 และ 1.353 ตามลำดับ และแสดงค่าพยากรณ์ ดังตารางที่ 1



ตารางที่ 1 เปรียบเทียบค่าจริงและค่าพยากรณ์ราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 โดยวิธี
SARIMA (1,1,0)(1,0,1)₅

วัน / เดือน / ปี	ราคายาง RSS3 (บาท / กก.)	ค่าพยากรณ์ (บาท / กก.)	ค่าความคลาดเคลื่อน $\epsilon_t = \hat{y}_t - y_t$
23/7/2555	91.59	98.64	7.1
24/7/2555	91.59	90.12	-1.5
25/7/2555	90.89	91.59	0.7
26/7/2555	91.40	90.66	-0.8
27/7/2555	92.25	91.61	-0.6

1.2 ตัวแบบ Hybrid Forecasting

เป็นการผสมระหว่างตัวแบบ ARIMA กับตัวแบบ ANN โดยกำหนดให้ข้อมูลเข้าในตัวแบบ ANN ในชั้น Input ประกอบด้วย 2 โหนด คือ ค่าที่ได้จากการพยากรณ์ด้วยตัวแบบ SARIMA(1,1,0)(1,0,1)₅ และค่าพยากรณ์ของค่าความคลาดเคลื่อน ในชั้น Hidden 1 ชั้น ประกอบด้วย 2 โหนด และชั้น Output 1 โหนด หลังจากนั้นจึงคัดเลือกตัวแบบที่ให้ค่า sum of squares error ของข้อมูลฝึกสอนต่ำสุด และตรวจสอบความแม่นยำในการพยากรณ์โดยใช้ค่าสถิติวัดความถูกต้อง พบว่าค่า MAE MAPE และ RMSE มีค่าเป็น 0.214 0.668 และ 0.988 ตามลำดับและแสดงค่าพยากรณ์ ดังตารางที่ 2



ตารางที่ 2 เปรียบเทียบค่าจริงและค่าพยากรณ์ราคาขายแผ่นรมควันชั้น 3 โดยวิธี
Hybrid Forecasting

วัน / เดือน / ปี	ราคาขาย RSS3 (บาท / กก.)	ค่าพยากรณ์ (บาท / กก.)	ค่าความคลาดเคลื่อน $\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{y}_t$
23/7/2555	91.59	90.99	-0.60
24/7/2555	91.59	90.97	-0.62
25/7/2555	90.89	90.25	-0.64
26/7/2555	91.40	90.78	-0.62
27/7/2555	92.25	91.67	-0.58

1.3 ตัวแบบ Multiple Regression

กำหนดให้ ราคาขายแผ่นรมควันชั้น 3 ชนิดไม่อัดก้อน (RSS3) เป็นตัวแปรตาม ในแบบจำลอง และตัวแปรอิสระประกอบด้วย ราคาตลาดล่วงหน้าโตเกียว (TOCOM) ราคาตลาดล่วงหน้าสิงคโปร์ (SICOM) ราคาตลาดล่วงหน้าเซี่ยงไฮ้ (SHFE) และอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์ (EX) จากนั้นจึงตรวจสอบความสัมพันธ์ของตัวแปร โดยใช้ Granger causality test และกำหนดเหตุการณ์ที่เกิด Intervention (I) ที่เป็นตัว Shock ตลาด 2 เหตุการณ์คือการเกิด Hamburger Crisis ของสหรัฐ สึนามิ ในประเทศ ญี่ปุ่น ร่วมด้วยการพยากรณ์ค่าความคลาดเคลื่อนโดยแบบจำลอง GARCH และประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares : OLS) ผลการประมาณค่าสมการเป็นดังนี้



$$\begin{aligned} \Delta \ln(\text{RSS3}) = & 0.0001 + 0.085\Delta \ln(\text{TOCOM}) + 0.049\Delta \ln(\text{TOCOM}_{t-1}) \\ \text{z-statistic} & \qquad\qquad (9.315) \qquad\qquad\qquad (3.985) \\ & + 0.246\Delta \ln(\text{SICOM}) + 0.207\Delta \ln(\text{SICOM}_{t-1}) + 0.252\Delta \ln(\text{SHFE}) \\ & \qquad\qquad (13.747) \qquad\qquad (10.370) \qquad\qquad (13.804) \\ & - 0.459\Delta \ln(\text{EX}) - 0.271*I_1 + 0.249*I_1 \\ & \qquad\qquad (-4.667) \qquad (-39.361) \qquad (19.979) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{GARCH} = & 0.00001 + 0.259*\epsilon^2 + 0.685*\text{GARCH}_{t-1} \\ \text{z-statistic} & \qquad\qquad (8.055)^{t-1} \qquad\qquad (21.777) \end{aligned}$$

$$\text{Stationary } R^2 = 0.696 \quad \text{D-W} = 2.106 \quad \text{F - statistic} = 210.266$$

เมื่อตรวจสอบความแม่นยำในการพยากรณ์โดยใช้ค่าสถิติวัดความถูกต้องพบว่าค่า MAE MAPE และ RMSE มีค่าเป็น 0.786 0.842 และ 1.339 ตามลำดับ และแสดงค่าพยากรณ์ ดังตารางที่ 3



ตารางที่ 3 เปรียบเทียบค่าจริงและค่าพยากรณ์ราคาขายแผงรมควันชั้น 3 โดย
วิธี Multiple Regression

วัน / เดือน / ปี	ราคาขาย RSS3 (บาท / กก.)	ค่าพยากรณ์ (บาท / กก.)	ค่าความคลาด เคลื่อน $\epsilon_t = \hat{y}_t - y_t$
23/7/2555	91.59	92.90	1.31
24/7/2555	91.59	90.77	-0.82
25/7/2555	90.89	90.30	-0.59
26/7/2555	91.40	90.37	-1.03
27/7/2555	92.25	91.38	-0.87

1.4 ตัวแบบ Combine Forecasting

โดยนำค่าที่ได้จากการพยากรณ์จากตัวแบบ Hybrid Forecasting และตัวแบบ Multiple Regression มาหาค่าถ่วงน้ำหนักของค่าความแปรปรวนที่ทำให้ค่าความคลาดเคลื่อนต่ำสุด โดยกำหนดให้ F_1 คือ ค่าจากการพยากรณ์โดยวิธี Hybrid Forecasting และ F_2 คือ ค่าจากการพยากรณ์โดยวิธี Multiple Regression

เกณฑ์การถ่วงน้ำหนัก (W) ที่ทำให้ค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนต่ำสุดคือ

$$W_{F1} = 0.195 \quad W_{F2} = 0.804$$

ดังนั้นตัวแบบ Combine Forecasting (CF) สำหรับพยากรณ์ราคาขายแผงรมควันชั้น 3 ชนิดไม่อัดก้อน คือ

$$CF_t = 0.195F_{1t} + 0.804F_{2t}$$



เมื่อตรวจสอบความแม่นยำในการพยากรณ์โดยใช้ค่าสถิติวัดความถูกต้องพบว่าค่า MAE MAPE และ RMSE มีค่าเป็น 0.068 0.072 และ 1.008 ตามลำดับ และแสดงค่าพยากรณ์ ดังตารางที่ 4

ตารางที่ 4 เปรียบเทียบค่าจริงและค่าพยากรณ์ราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 โดยวิธี Multiple Regression Combine Forecasting

วัน / เดือน / ปี	ราคาจริง RSS3 (บาท / กก.)	ค่าพยากรณ์ (บาท / กก.)	ค่าความคลาดเคลื่อน $\hat{\epsilon}_t = \hat{y}_t - y_t$
23/7/2555	91.59	92.53	0.94
24/7/2555	91.59	90.81	-0.78
25/7/2555	90.89	90.29	-0.60
26/7/2555	91.40	90.45	-0.95
27/7/2555	92.25	91.46	-0.79

1.5 เปรียบเทียบค่าความแม่นยำของการพยากรณ์

โดยพิจารณาค่าสถิติทดสอบความคลาดเคลื่อน MAE MAPE และ RMSE ที่มีค่าน้อยที่สุดหรือเข้าใกล้ 0 เพื่อแสดงว่าแบบจำลองมีความแม่นยำในการพยากรณ์สูง การพยากรณ์ราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 ชนิดไม่อัดก้อน โดยใช้ตัวแบบ 4 ตัวแบบข้างต้น พบว่าการพยากรณ์ด้วยตัวแบบ Hybrid Forecasting มีค่าความแม่นยำมากที่สุด รองลงมาเป็นตัวแบบ Combine Forecasting, Multiple Regression และ SARIMA ตามลำดับ ดังตารางที่ 5 และเมื่อนำแบบจำลองมาพยากรณ์ราคาในช่วงวันที่ 23-27 กรกฎาคม 2555 จะเห็นได้ว่าค่าพยากรณ์ที่ได้จากตัวแบบ Hybrid Forecasting มีค่าแตกต่างจากค่าจริงน้อยที่สุด ดังตารางที่ 6



ตารางที่ 5 เปรียบเทียบการตรวจสอบค่าความแม่นยำของการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี

Model	MAE	MAPE	RMSE
SARIMA(1,1,0)(1,0,1) ₅	0.970	1.061	1.353
Hybrid Forecasting	0.214	0.668	0.988
Multiple Regression	0.786	0.842	1.339
Combine Forecasting	0.068	0.072	1.008

ตารางที่ 6 เปรียบเทียบราคาขายแผ่นรมควันชั้น 3 ชนิดไม่อัดก้อนกับค่าที่ได้จากการพยากรณ์แต่ละวิธี

หน่วย:บาท / กก.

วัน / เดือน / ปี	ราคา ขาย RSS3	วิธีการพยากรณ์			
		SARIMA (1,1,0)(1,0,1) ₅	Hybrid Forecasting	Multiple Regression	Combine Forecasting
23/7/2555	91.59	98.64	90.99	92.90	92.53
24/7/2555	91.59	90.12	90.97	90.77	90.81
25/7/2555	90.89	91.59	90.25	90.30	90.29
26/7/2555	91.40	90.66	90.78	90.37	90.45
27/7/2555	92.25	91.61	91.67	91.38	91.46

2. แบบจำลองสัญญาณเดือนภัยสว่างราคาขาย

ตัวแปรที่ใช้ในการทดสอบความคงที่ของข้อมูลประกอบด้วย ปริมาณความต้องการใช้ยางของโลก (DNR) อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์ (EX) ราคาขายโลก (Pw) ดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อประเทศจีน (PMI_ch) ดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อประเทศ



ญี่ปุ่น (PMI_jp) ราคาน้ำมัน Nymax (P_oil) ราคาขายส่งเครื่องจักร (PSR) ปริมาณการผลิตของโลก (SNR) สต็อกยางคองเหลื่อสินค้าเดือนของโลก (Stock)

2.1 การทดสอบความคงที่ของข้อมูล (Unit root test)

ทดสอบความคงที่ของข้อมูลด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test

ตารางที่ 7 ผลการทดสอบค่าความคงที่ของข้อมูล

ตัวแปร	ADP - stat	ค่าวิกฤต			ระดับ ความ คงที่
		1%	5%	10%	
DNR	-3.460*	-4.041	-3.450	-3.150	I(1)
Ex	-7.467**	-4.036	-3.447	-3.148	I(1)
Pw	-4.540**	-4.047	-3.453	-3.152	I(2)
PMI_ch	-3.596*	-4.050	-3.454	-3.152	I(0)
PMI_ja	-8.418**	-4.037	-3.448	-3.149	I(1)
P. Oil	-5.868**	-4.037	-3.448	-3.149	I(1)
PSR	-5.806**	-4.036	-3.447	-3.148	I(1)
SNR	-3.883**	-4.037	-3.448	-3.149	I(1)
STOCK	-4.009**	-4.042	-3.450	-3.150	I(1)

* :ระดับความเชื่อมั่น 95%, ** : ระดับความเชื่อมั่น 99%

ผลการตรวจสอบความคงที่ของข้อมูลด้วย ADF-test ที่แสดงในตารางที่ 7 พบว่าตัวแปรที่ใช้มีอันดับความคงที่ ณ ระดับที่แตกต่างกัน โดยดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อ (PMI) ของประเทศจีน มีความคงที่ ณ ระดับ Level หรือ I(0) ราคาขายส่งเครื่องจักรของโลกมีความคงที่ ณ ระดับ 2nd Difference หรือ I(2) ในขณะที่ตัวแปรอื่นมีระดับคงที่ ณ ระดับ 1st



Difference หรือ I(1) ซึ่งใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square : OLS) ในการประมาณค่าสัมประสิทธิ์อาจทำให้ได้ผลการประมาณความสัมพันธ์ที่ได้ไม่แท้จริง (spurious relationship) ดังนั้นงานวิจัยนี้จึงใช้วิธี Dynamic Ordinary Least Square : DOLS ซึ่งสามารถใช้หาค่าสัมประสิทธิ์กรณีที่ตัวแปรมีความคงที่ ณ ระดับที่แตกต่างกัน (Integrated difference order) แต่ต้องมี Co integration กัน

2.2 การทดสอบค่าความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegration test)

ทดสอบค่าความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของปริมาณการใช้จ่ายของโลก ใช้วิธีการของ Johansen – Juselius (1990) และทดสอบด้วยสถิติ Trace Statistic

ตารางที่ 8 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของปริมาณการใช้จ่ายของโลก

สมมติฐานหลัก	สมมติฐานรอง	Eigen value	Trace statistic	ค่าวิกฤต	
				5%	1%
$r = 0$ **	> 0	0.208	64.595	55.245	62.521
$r \leq 1$ **	$r > 1$	0.156	37.708	35.010	41.081
$r \leq 2$ *	$r > 2$	0.110	18.928	18.397	23.152
$r \leq 3$ **	$r > 3$	0.046	5.447	3.841	6.634

* : ระดับความเชื่อมั่น 95%, ** : ระดับความเชื่อมั่น 99%

จากตารางที่ 8 เมื่อพิจารณาค่า Rank สถิติ Trace Statistic โดยมีทดสอบสมมติฐานหลัก $r=0$ (ไม่มี Cointegration Vector), $r \leq 1$ (มีจำนวน Cointegration Vector สูงสุดเท่ากับ 1), $r \leq 2$ (มีจำนวน Cointegration Vector สูงสุดเท่ากับ 2)



และ $r \leq 3$ (มีจำนวน Cointegration Vector สูงสุดเท่ากับ 2) พบว่า ค่า Trace Statistic ที่ได้มากกว่าค่าวิกฤต จึงปฏิเสธสมมติฐานหลักและยอมรับสมมติฐานรอง คือ ตัวแปรราคายางตลาดโลก ปริมาณสต็อกสิ้นเดือน และ ดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อประเทศ ญี่ปุ่น ที่ใช้ในการประมาณค่าความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของปริมาณความต้องการใช้ยางของโลก มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวต่อกันเนื่องจากค่า r มีค่ามากกว่า 0 จึงสรุปว่า ตัวแปรที่ใช้มี Cointegration กัน

2.3 ทดสอบค่าความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของปริมาณการผลิตยางของโลก ใช้วิธีการของ Johansen – Juselius (1990) และทดสอบด้วยสถิติ Trace Statistic

ตารางที่ 9 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวปริมาณการผลิตยางโลก

สมมติฐานหลัก	สมมติฐานรอง	Eigen value	Trace statistic	ค่าวิกฤต	
				5%	1%
$r = 0$ **	$r > 0$	0.234	52.745	35.010	32.064
$r \leq 1$ **	$r > 1$	0.111	22.050	18.397	16.160
$r \leq 2$ **	$r > 2$	0.070	8.429	3.841	2.705

* : 95% Confidence interval, ** 99% Confidence interval

จากตารางที่ 9 เมื่อพิจารณาค่า Rank สถิติ Trace Statistic โดยมีทดสอบสมมติฐานหลัก $r=0$ (ไม่มี Cointegration Vector), $r \leq 1$ (มีจำนวน Cointegration Vector สูงสุดเท่ากับ 1) และ $r \leq 2$ (มีจำนวน Cointegration Vector สูงสุดเท่ากับ 2) พบว่า ค่า Trace Statistic ที่ได้มากกว่าค่าวิกฤต จึงปฏิเสธสมมติฐานหลักและ



ยอมรับสมมติฐานรอง คือ ตัวแปรราคาในตลาดโลก และฤดูฝน ที่ใช้ในการประมาณค่าความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของปริมาณการผลิตของโลก มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวต่อกัน เนื่องจากค่า r มีค่ามากกว่า 0 จึงสรุปว่า ตัวแปรที่ใช้มี Co-integration กัน

2.4 การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์ระยะยาวโดยวิธี Dynamic Ordinary Least Square : DOLS

2.4.1. สมการปริมาณการใช้ยางของโลก

$$\ln DNR_t = 10.448 - 4.703 \Delta \ln Pw_t - 1.021 \ln stock_{t-1} + 0.853 \ln PMI_ja_{t-1}$$

(-8.366)** (-23.690)** (11.884)**

$$R^2 = 0.999 \quad \text{adj } R^2 = 0.996 \quad D.W = 1.745$$

หมายเหตุ : ** ระดับความเชื่อมั่นที่ 99%

โดยที่	DNR	คือ ปริมาณการใช้ยางของโลก
	Pw	คือ ราคายางในตลาดโลก
	stock	คือ ปริมาณสต็อกยาง ณ สิ้นเดือน
	PMI_ja	คือ ดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อประเทศญี่ปุ่น

ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์ระยะยาวของปริมาณใช้ยางของโลก พบว่า การเปลี่ยนแปลงของราคามีอิทธิพลต่อปริมาณการใช้ยางของโลกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 0.01 โดยมีค่าความยืดหยุ่นต่อการเปลี่ยนแปลงของราคามากกว่า -1 (-4.703)



แสดงว่า ในการสั่งซื้อของประเทศไทยผู้ใช้อย่างจะให้ความสำคัญกับส่วนต่างของราคาในแต่ละเดือน กล่าวคือ หากราคายางในเดือนปัจจุบันเพิ่มขึ้นเมื่อเทียบกับเดือนที่ผ่านมา ผู้ใช้อย่างจะลดปริมาณการสั่งซื้อยางในเดือนปัจจุบัน ตรงกันข้าม หากราคายางดังกล่าวลดลง ผู้ใช้อย่างจะเพิ่มปริมาณการสั่งซื้อยาง โดยการเปลี่ยนแปลงของราคามีอิทธิพลต่อการสั่งซื้อสูงถึง 4.703 เท่า กล่าวคือ การเปลี่ยนแปลงของส่วนต่างราคากระหว่างเดือนเพียง 1% มีอิทธิพลต่อปริมาณการสั่งซื้อของประเทศไทยสูงถึง 4.703 %

สำหรับการเปลี่ยนแปลงของปริมาณสต็อกยางคงเหลือสิ้นเดือนของเดือนที่ผ่านมา มีอิทธิพลต่อปริมาณการใช้อย่างของโลกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 0.01 โดยมีค่าความยืดหยุ่นต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณสต็อกยางมากกว่า -1 (-1.021) แสดงว่าในการสั่งซื้อของประเทศไทยผู้ใช้อย่างจะให้ความสำคัญกับปริมาณสต็อกยางในเดือนที่ผ่านมา กล่าวคือ หากปริมาณสต็อกยางของเดือนที่ผ่านมาเพิ่มขึ้น ผู้ใช้อย่างจะลดปริมาณการสั่งซื้อยางลงในเดือนปัจจุบัน ตรงกันข้าม หากปริมาณสต็อกยางคงเหลือของเดือนที่ผ่านมาลดลง ผู้ใช้อย่างจะเพิ่มปริมาณการสั่งซื้อมากขึ้น โดยการเปลี่ยนแปลงปริมาณสต็อกยางของเดือนที่ผ่านมาที่มีอิทธิพลต่อการสั่งซื้อ 1.021 เท่า กล่าวคือ หากปริมาณสต็อกยางคงเหลือสิ้นเดือนของเดือนที่ผ่านมาเปลี่ยนแปลงไป 1% จะมีอิทธิพลต่อปริมาณการสั่งซื้อของประเทศไทย 1.021% และการเปลี่ยนแปลงของดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อประเทศญี่ปุ่นมีอิทธิพลต่อปริมาณการใช้อย่างของโลกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 0.01 โดยมีค่าความยืดหยุ่นต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อน้อยกว่า 1 (0.853) แสดงว่า ในการสั่งซื้อของประเทศไทยผู้ใช้อย่างจะให้ความสำคัญกับค่าดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อในแต่ละเดือน กล่าวคือ หากดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อญี่ปุ่นในเดือนที่ผ่านมาเพิ่มขึ้น ผู้ใช้อย่างจะเพิ่มปริมาณการสั่งซื้อยางในเดือนปัจจุบัน โดยดัชนีผู้จัดการฝ่ายสั่งซื้อมีอิทธิพลต่อปริมาณการสั่งซื้อ 0.853 เท่า หรือการเปลี่ยนแปลงของดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อ 1% จะมีอิทธิพลต่อปริมาณการสั่งซื้อของประเทศไทย 0.853%



2.4.2. สมการการผลิตยางของโลก

$$\ln \text{SNR}_t = 6.819 + 8.642 \Delta \ln \text{Pw}_t - 59.114 \Delta \ln \text{SNR}_{t-3} - 0.003 \text{EXS}_{t-1}$$

(38.990)** (-78.936)** (-5.884)**

$$R^2 = 0.999 \quad \text{adj } R^2 = 0.998 \quad \text{D.W} = 1.925$$

หมายเหตุ : ** ระดับความเชื่อมั่นที่ 99%

โดยที่ SNR คือ ปริมาณการผลิตยางของโลก

EXS คือ SNR - DNR

ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์ระยะยาวของปริมาณการผลิตยางของโลก พบว่า การเปลี่ยนแปลงของราคามีอิทธิพลต่อปริมาณการผลิตยางของโลกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 0.001 โดยมีค่าความยืดหยุ่นต่อการเปลี่ยนแปลงของราคามากกว่า 1 (8.642) แสดงว่า ความต้องการขายยางของประเทศผู้ผลิตจะให้ความสำคัญกับส่วนต่างของราคาในแต่ละเดือน กล่าวคือ หากราคายางในเดือนปัจจุบันเพิ่มขึ้นเมื่อเทียบกับเดือนที่ผ่านมา ผู้ผลิตยางจะเพิ่มปริมาณการขายยางในเดือนปัจจุบันตรงกันข้าม หากราคายางดังกล่าวลดลง ผู้ผลิตยางจะลดปริมาณการขายยาง โดยการเปลี่ยนแปลงของราคามีอิทธิพลต่อการขายยางสูงถึง 8.642 เท่า กล่าวคือ การเปลี่ยนแปลงของส่วนต่างราคากระหว่างเดือนเพียง 1% มีอิทธิพลต่อปริมาณความต้องการขายยางของผู้ผลิตสูงถึง 8.642%

การเปลี่ยนแปลงของปริมาณผลผลิตยางใน 3 เดือนที่แล้ว มีอิทธิพลต่อปริมาณการผลิตยางของโลกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 0.001 โดยมีค่าความยืดหยุ่นต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณผลผลิตยางใน 3 เดือนที่แล้ว มากกว่า -1



(-59.114) แสดงว่า ความต้องการขายยางของประเทศผู้ผลิตจะให้ความสำคัญกับส่วนต่างของปริมาณยางใน 3 เดือนที่แล้วกล่าวคือ หากปริมาณยางใน 3 เดือนที่แล้วเพิ่มขึ้นเมื่อเทียบกับเดือนที่ก่อนหน้า ผู้ผลิตยางจะลดปริมาณการขายยางในเดือนปัจจุบัน ตรงกันข้ามหากส่วนต่างของปริมาณผลผลิตยางใน 3 เดือนที่แล้วเมื่อเทียบกับเดือนก่อนลดลงผลผลิตยางในเดือนปัจจุบันจะเพิ่มขึ้น โดยการเปลี่ยนแปลงปริมาณผลผลิตมีอิทธิพลต่อปริมาณการผลิตยางในเดือนปัจจุบันถึง 58.588 เท่า หรือการเปลี่ยนแปลงของส่วนต่างปริมาณผลผลิตยางใน 3 เดือนที่แล้ว 1% มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงปริมาณการผลิตยางในปัจจุบัน 59.114%

ปริมาณผลผลิตส่วนเกินในเดือนที่ผ่านมาเมื่อเทียบกับปริมาณการผลิตยางของโลกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 0.001 โดยมีค่าความยืดหยุ่นต่อผลผลิตส่วนเกินน้อยกว่า -1 (-0.003) แสดงว่า ความต้องการขายยางของประเทศผู้ผลิตจะให้ความสำคัญกับปริมาณผลผลิตส่วนเกินในเดือนที่ผ่านมา กล่าวคือ หากมีปริมาณผลผลิตส่วนเกินในเดือนที่ผ่านมาเพิ่มขึ้นผู้ผลิตยางจะลดปริมาณการขายยางในเดือนปัจจุบัน ตรงกันข้ามหากมีปริมาณผลผลิตส่วนเกินในเดือนที่ผ่านมาลดลงผู้ผลิตยางจะมีความต้องการการขายยางในเดือนปัจจุบันเพิ่มขึ้น โดยการเปลี่ยนแปลงปริมาณผลผลิตส่วนเกินมีอิทธิพลต่อปริมาณการผลิตยางในปัจจุบัน 0.003 เท่า หรือการเปลี่ยนแปลงปริมาณผลผลิตส่วนเกินในเดือนที่ผ่านมา 1 พันตันมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงปริมาณการผลิตยางในปัจจุบัน 0.003%

2.4.3 การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ด้วยสมการต่อเนื่อง (Simultaneous-Equation Model)

สมการ Demand

$$\ln DNR_t = 10.448 - 4.703 \Delta \ln Pw_t - 1.021 \ln stock_{t-1} + 0.853 \ln PMI_{ja,t-1}$$



สมการ Supply

$$\ln \text{SNR}_t = 6.819 + 8.642 \Delta \ln \text{Pw}_t - 59.114 \Delta \ln \text{SNR}_{t-3} - 0.003 \text{EXS}_{t-1}$$

เงื่อนไขดุลยภาพ

$$\begin{aligned} & 10.448 - 4.703 \Delta \ln \text{Pw}_t - 1.021 \ln \text{stock}_{t-1} + 0.853 \ln \text{PMI}_{ja_{t-1}} \\ & = 6.819 + 8.642 \Delta \ln \text{Pw}_t - 59.114 \Delta \ln \text{SNR}_{t-3} - 0.003 \text{EXS}_{t-1} \end{aligned}$$

และใช้สมการลดรูปเพื่อหาค่าสัมประสิทธิ์ของสมการราคา ได้ดังนั้น

สมการราคา

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{Pw}_t = & 0.272 + 4.430 \Delta \ln \text{SNR}_{t-3} + 0.0002 \text{EXS}_{t-1} - 0.077 \ln \text{stock}_{t-1} \\ & + 0.064 \ln \text{PMI}_{ja_{t-1}} \end{aligned}$$

การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของการเปลี่ยนแปลงราคาของโลกภายใต้เงื่อนไขดุลยภาพ พบว่า การเปลี่ยนแปลงของปริมาณผลผลิตใน 3 เดือนที่ผ่านมา มีอิทธิพลต่อความต้องการขายของผู้ผลิตและส่งผลกระทบต่อเปลี่ยนแปลงราคาในเดือนปัจจุบัน โดยค่าความยืดหยุ่นของการเปลี่ยนแปลงผลผลิตภายใน 3 เดือนที่แล้วมีค่ามากกว่า 1 (4.430) โดยส่วนต่างของปริมาณผลผลิตเมื่อ 3 เดือนที่แล้วเมื่อเทียบกับเดือนก่อนหน้าเพิ่มขึ้น 1% จะทำให้ความต้องการขายของผู้ผลิตลดลง 59.114% และราคาภายในเดือนปัจจุบันจะเพิ่มขึ้น 4.430%



การเปลี่ยนแปลงของผลผลิตส่วนเกินในเดือนที่ผ่านมา มีอิทธิพลต่อความต้องการขายยางของผู้ผลิตและมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงราคาในเดือนปัจจุบัน โดยค่าความยืดหยุ่นของปริมาณผลผลิตส่วนเกินมีค่าน้อยกว่า 1 (0.0002) คือ หากตลาดมีปริมาณผลผลิตส่วนเกินในเดือนที่ผ่านมา 1 พันตันจะทำให้ความต้องการขายยางของผู้ผลิตลดลง 0.003% จะมีผลให้ราคาขายในเดือนปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.0002%

การเปลี่ยนแปลงของปริมาณสต็อกยางคงเหลือสิ้นเดือนของเดือนที่ผ่านมา มีอิทธิพลต่อความต้องการยางของผู้ยางและมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงราคาในเดือนปัจจุบัน โดยค่าความยืดหยุ่นของปริมาณสต็อกยางมีค่าน้อยกว่า -1 (-0.077) กล่าวคือ หากปริมาณสต็อกยางของเดือนที่ผ่านมาลดลง ผู้ใช้ยางจะเพิ่มปริมาณการสั่งซื้อยางในเดือนปัจจุบัน และจะส่งผลให้ราคาขายมีเปลี่ยนแปลงปรับตัวเพิ่มขึ้น โดยการเปลี่ยนแปลงปริมาณสต็อกยางของเดือนที่ผ่านมาลดลง 1% จะมีอิทธิพลต่อปริมาณการสั่งซื้อยางของผู้ใช้ยางเพิ่มขึ้น 1.021% และส่งผลให้ราคาขายมีการเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้น 0.077%

ดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อของประเทศผู้ใช้อย่าง โดยในงานวิจัยนี้ใช้ดัชนีฝ่ายจัดซื้อประเทศญี่ปุ่นเป็นตัวแทนดัชนีฝ่ายจัดซื้อของประเทศผู้ใช้อย่าง เนื่องจากจำนวนตัวอย่างของดัชนีฝ่ายจัดซื้อของประเทศจีนมีไม่เพียงพอในการสร้างแบบจำลอง โดยดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อของประเทศผู้ใช้อย่างในเดือนที่ผ่านมา มีค่าความยืดหยุ่น น้อยกว่า -1 (-0.064) กล่าวคือ หากดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อในเดือนที่ผ่านมา มีการขยายตัวเพิ่มขึ้น ผู้ใช้ยางจะเพิ่มปริมาณการสั่งซื้อยางในเดือนปัจจุบันและส่งผลให้ราคาขายมีแนวโน้มปรับตัวสูงขึ้นโดยการเปลี่ยนแปลงของดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อในเดือนที่ผ่านมา 1% จะมีอิทธิพลต่อปริมาณการสั่งซื้อยางของผู้ใช้ยางในเดือนปัจจุบัน 0.853% และมีผลให้ราคาขายในเดือนปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.064%

จากผลลัพธ์ดังกล่าว พบว่า การเปลี่ยนแปลงราคาขายในแต่ละเดือน มีตัวแปรหรือปัจจัยที่อิทธิพลต่อราคาขาย ซึ่งเป็นปัจจัยที่มีความสะดวกในการติดตามและเฝ้า



ระวัง ได้แก่ การเปลี่ยนแปลงของปริมาณผลผลิตภายใน 3 เดือนที่แล้วเมื่อเทียบกับเดือนก่อนหน้า การเปลี่ยนแปลงปริมาณสต็อกยางโลกในเดือนที่ผ่านมา การเคลื่อนไหวของดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อของประเทศผู้ใช้อย่างในเดือนที่ผ่านมา ปริมาณผลผลิตส่วนเกินหรือปริมาณความต้องการใช้อย่างส่วนเกินในเดือนที่ผ่านมา และเป็นปัจจัยที่เกษตรกรและผู้ที่เกี่ยวข้องกับวงการยางควรติดตามและนำมาใช้ในการวางแผนการผลิตและการตลาด

3. จัดตั้งศูนย์วิเคราะห์เศรษฐกิจยางพารา

ศูนย์วิเคราะห์เศรษฐกิจยางพารา เป็นช่องทางการเผยแพร่ข้อมูลเร่งด่วนเกษตรกร และผู้เกี่ยวข้องในวงการยางสามารถเข้าถึงข้อมูลได้ง่ายและสะดวก ผ่านเว็บไซต์ www.rubberthaiforward.com ภายในศูนย์วิเคราะห์เศรษฐกิจยางพาราประกอบด้วย ราคาพยากรณ์รายสัปดาห์ ซึ่งได้จากแบบจำลองการพยากรณ์ราคา บทวิเคราะห์คาดการณ์ราคายางรายวัน บทวิเคราะห์ปัจจัยที่มีผลต่อราคายาง ฐานข้อมูลสถิติย้อนหลังของปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับราคายาง เช่น ราคายางตลาดล่วงหน้า อัตราแลกเปลี่ยน ราคาน้ำมันดิบ ดัชนีดาวนิโจน ราคายางตลาดกลางยางพารา เป็นต้น และงานวิจัยหรือบทความที่เกี่ยวข้องกับเศรษฐกิจยางพารา ซึ่งนำเสนอข้อมูลทั้งในรูปแบบสื่อวีดิทัศน์และบทความ

สรุปผลการทดลอง

การสร้างกลไกในการวิเคราะห์สถานการณ์ โดยสร้างเครื่องมือในการวิเคราะห์ 2 เครื่องมือ เพื่อให้เกษตรกรผู้ประกอบการธุรกิจยางพารา ใช้ในการตัดสินใจหรือวางแผนการผลิตและการตลาดยางพารา ที่มีความสะดวก รวดเร็ว และสามารถเข้าถึงข้อมูลได้ง่าย โดยได้สร้างแบบจำลองการพยากรณ์ราคายางผ่านระบบวันขึ้น 3 ชนิดไม่อัดก้อน และแบบจำลองระบบสัญญาณเตือนภัยล่วงหน้าราคายาง พบว่าตัวแบบ Hybrid



Forecasting เป็นตัวแบบที่ให้ค่าความแม่นยำของการพยากรณ์ที่ดีที่สุด แต่มีข้อจำกัดของลักษณะการพยากรณ์แบบ Univariate ซึ่งจะใช้อุณหภูมิเวลาของตัวเองเท่านั้นในการพยากรณ์ แต่ในการตัดสินใจซื้อ-ขายยาง เกษตรกรและผู้ประกอบการค้ายางต้องวิเคราะห์ถึงปัจจัยต่าง ๆ ที่มีผลกระทบต่อราคาขายแต่ละวัน ซึ่งมีการส่งผ่านข้อมูลข่าวสารซึ่งกันและกันผ่านกระดานซื้อขายในตลาดล่วงหน้า ซึ่งเป็นปัจจัยหนึ่งที่ทำให้ราคาขายมีความผันผวน ผู้วิจัยจึงนำแบบจำลอง Multiple Regression ซึ่งเป็นการพยากรณ์แบบ Multivariate มาใช้ในการพยากรณ์ ร่วมกับ GARCH แล้วจึงนำ 2 วิธีมา Combine เพื่อให้ค่าพยากรณ์ที่ดีขึ้นและสามารถอธิบายถึงตัวแปรที่มีผลกระทบต่อราคาขายในแต่ละวัน และในการสร้างเป็นแบบจำลองสัญญาณเตือนภัยล่วงหน้าราคาขาย โดยใช้ข้อมูลระหว่างเดือนมกราคม 2546 ถึง ธันวาคม 2555 และใช้วิธีทางเศรษฐมิติเพื่อให้ค่าสถิติในการวิเคราะห์ข้อมูลที่ได้มีความน่าเชื่อถือและใกล้เคียงสถานการณ์จริงมากที่สุด ผลการศึกษาพบว่า ตัวแปรที่สามารถใช้เป็นสัญญาณเตือนภัยราคาขายประกอบด้วย การเปลี่ยนแปลงปริมาณการใช้ใน 3 เดือนที่ผ่านมา โดยการเปลี่ยนแปลงปริมาณการใช้ยางมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงราคาขายมากที่สุด รองลงมาเป็นปริมาณสต็อกยางคงเหลือในเดือนที่ผ่านมา ดัชนีผู้จัดการฝ่ายจัดซื้อในเดือนที่ผ่านมา และปริมาณผลผลิตส่วนเกินหรือปริมาณการใช้ส่วนเกินในเดือนที่ผ่านมา ดังนั้น จากแบบจำลองสัญญาณเตือนภัยล่วงหน้าราคาขายจึงสรุปได้ว่า ปัจจัยที่ต้องเฝ้าระวังมากที่สุดคือ ปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับปริมาณยางในตลาดโลก ทั้งทางด้านการใช้ยาง การผลิตยาง และการบริหารสต็อก ซึ่งในปัจจุบันการบริหารสต็อกในประเทศผู้ใช้อย่างทั้งประเทศจีนและประเทศญี่ปุ่นมีการบริหารสต็อกที่เป็นระบบและมีความเข้มแข็ง ดังนั้นในประเทศผู้ผลิตยางโดยเฉพาะประเทศไทยซึ่งเป็นผู้ส่งออกยางรายใหญ่ของโลกจึงควรให้ความสำคัญในการวางแผนหรือกำหนดกลยุทธ์ในการบริหารสต็อกยางที่เป็นระบบชัดเจน การให้ความสนใจและติดตามสถิติราคาขายย้อนหลังรวมถึงดัชนีชี้ราคาทางเศรษฐกิจของประเทศผู้ใช้อย่าง และหน่วยงานของรัฐควรเป็นแหล่งรวบรวมข้อมูลที่เป็นปัจจัยที่ต้องเฝ้าระวัง ทั้งทางด้านดัชนีทางเศรษฐกิจของประเทศผู้ใช้อย่าง และผู้ผลิตยาง จึงได้จัดตั้งศูนย์วิเคราะห์เศรษฐกิจยางพาราเพื่อเป็นช่องทางในเผยแพร่ข้อมูลที่ใช้ในการ



ติดตามสถานการณ์ยางพารา ที่ประชาชนทั่วไปสามารถเข้าถึงได้ง่าย มีความรวดเร็วใน
การบริการข้อมูลข่าวสาร

คำขอบคุณ

คณะผู้วิจัยขอขอบคุณ ดร.อัศรพงศ์ อันทอง นักวิจัย สถาบันศึกษานโยบาย
สาธารณะ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ ที่ให้ความอนุเคราะห์ให้คำปรึกษางานวิจัยสำเร็จ
ลุล่วง รศ.ดร.อยุทธิ์ นิสสกา คณะทรัพยากรธรรมชาติ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์ ที่
ให้คำแนะนำให้งานวิจัยมีความสมบูรณ์มากขึ้น และขอขอบคุณองค์กรความร่วมมืออย่าง
ระหว่างประเทศ (International Rubber Consortium Limited: IRCO) ที่ให้ความ
อนุเคราะห์ข้อมูลสำหรับสร้างแบบจำลอง

เอกสารอ้างอิง

- เสาวณิต สุขภารังษี. 2548. การพยากรณ์ร่วมด้วยตัวถ่วงน้ำหนักโดยให้ค่าความ
แปรปรวนต่ำสุด. วารสารวิทยาศาสตร์ประยุกต์ 4(2): 18-23.
- อัศรพงศ์ อันทอง. 2555. เศรษฐมิติว่าด้วยการท่องเที่ยว. สถาบันศึกษานโยบาย
สาธารณะ. เชียงใหม่.
- อัศรพงศ์ อันทอง และปวีณา คำพุกกะ. 2552. การพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยว
ต่างชาติที่เดินทางมาท่องเที่ยวในประเทศไทยโดยใช้แบบจำลอง SARIMA
Intervention. วารสารวิชาการ มหาวิทยาลัยอุบลราชธานี 11(1): 196-214.
- อัศรพงศ์ อันทอง และมิ่งสรรพ์ ขาวสอาด. 2554. การวิเคราะห์อุปสงค์การท่องเที่ยวใน
ระยะยาว. ใน : วารสารเศรษฐศาสตร์ธรรมศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์
29(2) : 1-34.

วารสารเศรษฐศาสตร์รามคำแหง
ปีที่ 3 ฉบับที่ 2 กรกฎาคม - ธันวาคม 2560 ISSN 2408-2643



Ahmed Al-Azzam and David Hawdon. 1999. Estimating the Demand for Energy in Jordan : A Stock-Watson Dynamic OLS (DOLS) Approach. Department of Economics University of Surrey (Online). Available from : <http://www.seec.surrey.ac.uk/Research/SEEDS/SEEDS97.pdf>