



การเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ราคายางพารา ด้วยตัวแบบ ARIMA และตัวแบบ GARCH A Comparison of the Forecasts for Rubber Prices Using ARIMA and GARCH Models

- ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ลักขณา เสาธะนันท์
- สาขาวิชาสถิติประยุกต์
- คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย
-
- **Assistant Professor Luckhana Saothayanun**
- Department of Applied Statistics
- School of Science and Technology
- University of the Thai Chamber of Commerce
- E-mail: luckhana__sao@utcc.ac.th
-
- ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ยุพิน กาญจนะศักดิ์ดา
- สาขาวิชาสถิติประยุกต์
- คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย
-
- **Assistant Professor Yupin Kanjanasakda**
- Department of Applied Statistics
- School of Science and Technology
- University of the Thai Chamber of Commerce
- E-mail: yupin__kan@utcc.ac.th
-
- ผู้ช่วยศาสตราจารย์ บุญหญิง สมร่วง
- สาขาวิชาสถิติประยุกต์
- คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย
-
- **Assistant Professor Boonying Somrang**
- Department of Applied Statistics
- School of Science and Technology
- University of the Thai Chamber of Commerce
- E-mail: boonying__som@utcc.ac.th

- ผู้ช่วยศาสตราจารย์ สุณี ทวีสกุลวัชร:
- สาขาวิชาสถิติประยุกต์
- คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย
-
- **Assistant Professor Sunee Taweesakulvatchara**
- Department of Applied Statistics
- School of Science and Technology
- University of the Thai Chamber of Commerce
- E-mail: sunee__tha@utcc.ac.th

บทคัดย่อ

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ราคายางพาราจากตัวแบบ Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) และตัวแบบ Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) การเปรียบเทียบค่าพยากรณ์พิจารณาจากค่ารากที่สองของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Square Error: RMSE) และค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent Error: MAPE) ผลการวิจัย พบว่า ค่าพยากรณ์ราคายางพาราจากตัวแบบ ARIMA และตัวแบบ GARCH ให้ค่า RMSE และ MAPE ใกล้เคียงกัน

คำสำคัญ: ตัวแบบ ARIMA ตัวแบบ GARCH ค่าพยากรณ์ ราคายางพารา

Abstract

This research aims to compare the suitability of rubber price forecasts using Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) and Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) models. The forecasts were compared by considering Root Mean Square Error (RMSE) and Mean Absolute Percent Error (MAPE). Results show that the forecasts for rubber prices from ARIMA and GARCH models have a similar RMSE and MAPE.

Keywords: ARIMA Model, GARCH Model, Forecasts, Rubber Prices

บทนำ

ยางพาราถือเป็นพืชเศรษฐกิจที่สำคัญของประเทศไทย โดยข้อมูลจากเลขาธิการสมาคมประเทศผู้ผลิตยางธรรมชาติ (ANRPC) ได้ให้ข้อมูลการผลิตยางของโลกว่า ประเทศไทยเป็นประเทศปลูกยางพารามากที่สุดอันดับหนึ่งของโลก คิดเป็นร้อยละ 34.60 รองลงมา คือ ประเทศอินโดนีเซีย สำหรับปัญหาการผลิตยางพาราโลกในอนาคตจะอยู่ที่จำนวนพื้นที่เพาะปลูก ซึ่งมีอยู่อย่างจำกัด ต้นทุน ค่าแรง และการผลิตที่สูงขึ้น การขาดแคลนแรงงานที่มีทักษะในการกรีดยาง และต้นยางที่มีอายุมาก รวมถึงสภาวะความแปรปรวนมากขึ้น ทั้งนี้หลาย ๆ ประเทศมีการส่งเสริมการปลูกยางพาราพันธุ์ใหม่ ๆ ซึ่งจะเริ่มให้ผลผลิตได้ในอนาคตอันใกล้ สำหรับประเทศไทย ในปี 2555 ถึง 2560 จะมีปริมาณผลผลิตเพิ่มขึ้นราว 1.8 ล้านตัน และเพิ่มขึ้น 17% ดังนั้น จึงเป็นที่แน่นอนว่าในอนาคต ปริมาณผลผลิตยางพาราจะเพิ่มขึ้น ในขณะที่ปริมาณการใช้ยางขึ้นอยู่กับความไม่แน่นอนของภาวะเศรษฐกิจโลก หากเป็นเช่นนั้นแล้ว ถ้าไม่มีการบริหารจัดการกับผลผลิตยางพาราที่ดีในอนาคต ก็จะมีความเสี่ยงที่ราคายางพาราอาจจะตกต่ำ เนื่องจากปริมาณผลผลิตที่ล้นตลาดได้ (ตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้าแห่งประเทศไทย, 2554)

การที่ราคายางพารามีความผันผวนสูง ทำให้ออนาคตทางการเงินชาวสวนยางและผู้ประกอบการยางพาราของไทยต้องอยู่บนความเสี่ยงของราคายางที่ผันผวน ถ้าเราสามารถคาดการณ์แนวโน้มราคายางพาราในอนาคตได้จะเป็นประโยชน์ต่อการวางแผนการเพาะปลูกยางพาราได้อย่างมีประสิทธิภาพ รวมทั้งยังสามารถบริหารความเสี่ยงจากความผันผวนของราคายางได้ด้วย

จากการศึกษางานวิจัยเกี่ยวกับยางพารา พบว่า ผกากรอง เทพรักษ์ (2545) พยากรณ์ราคาผลผลิตทางการเกษตรในตลาดการซื้อขายล่วงหน้า: กรณีศึกษายางพารา วัชรวิวัฒน์ บุญยพิพัฒน์ (2545) ได้ศึกษาการเคลื่อนไหวราคายางพาราไทย ประสพชัย พสุนนท์, นภนนท์ หอมสุด และณัฐพร เลิศล้ำ วิทยานนท์ (2550) ได้พยากรณ์ราคายางพาราในประเทศไทยแบบรายเดือนโดยวิธีของวินเตอร์ และจุฑามาส จูตันชวน (2554) ศึกษาแนวโน้มราคายางพาราในประเทศไทย

การวิจัยในครั้งนี้จะใช้ตัวแบบ ARIMA และตัวแบบ GARCH ซึ่งเป็นแบบจำลองทางเศรษฐมิติในการศึกษารูปแบบการเคลื่อนไหวของราคายางพาราในอดีตเพื่อคาดการณ์ราคายางพาราในอนาคต

วัตถุประสงค์การวิจัย

เพื่อเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ราคายางพาราจากตัวแบบ Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) และตัวแบบ Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

วิธีดำเนินการวิจัย

การสร้างตัวแบบพยากรณ์ราคายางพารา มีขั้นตอนดังนี้ คือ

1. การจัดเตรียมข้อมูล ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์เป็นราคายางพารารายวันที่เป็นรายแผ่นดิบรรมควัน ตั้งแต่วันที่ 4 มกราคม 2553 ถึงวันที่ 20 ตุลาคม 2554 จำนวน 432 วัน ที่มาของแหล่งข้อมูล คือ เว็บไซต์ของสำนักงานกองทุนสงเคราะห์การทำสวนยาง <http://www.rubber.co.th/menu5.php> ซึ่งเป็นเว็บไซต์ที่แสดงความเคลื่อนไหวราคา

ยางชนิดต่าง ๆ ข้อมูลราคาทางพาราที่นำมาวิเคราะห์ เป็นราคาทาง F.O.B. ซึ่งเป็นราคาประกาศที่เป็นทางการของประเทศไทย เป็นราคาที่ยังวัน ส่งมอบล่วงหน้า 1-2 เดือน ณ ท่าเรือกรุงเทพฯ และท่าเรือสงขลา โดยสถาบันวิจัยยางเป็นผู้กำหนด

2. การวิเคราะห์ข้อมูล เป็นการเปรียบเทียบค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Square Error: RMSE) และค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent Error: MAPE) ของตัวแบบ Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) และตัวแบบ Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) (Bollerslev, 1986)

2.1 ตัวแบบ Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) ได้มีการศึกษาโดย Box, Jenkins, and Reinsel (1994) ซึ่งเป็นกระบวนการที่ใช้สำหรับเลือกรูปแบบที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลา โดยพิจารณาจากสหสัมพันธ์ระหว่างราคาทางพาราที่คาบเวลา t (Y_t) และราคาทางพาราคาบเวลาที่ผ่านมา (Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) เมื่อได้ตัวแบบที่เหมาะสมแล้วจะใช้ตัวแบบนี้ในการพยากรณ์ Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots ในอนาคต อนุกรมเวลาที่จะกำหนดโดยตัวแบบ ARIMA จะต้องเป็นอนุกรมเวลาที่อยู่ในสถานะนิ่ง (Stationary Data Series) เท่านั้น ซึ่งหมายถึง คงที่ในค่าเฉลี่ย ความแปรปรวน และความแปรปรวนร่วม ไม่แปรผันตามเวลา

ดังนั้น ขั้นตอนของกระบวนการ ARIMA ที่สำคัญ ประกอบด้วย 5 ขั้นตอน ได้แก่

(1) ตรวจสอบสถานะนิ่งโดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลา และจากกราฟ Correlogram ซึ่งแสดงค่าฟังก์ชันอัตโนมัติสหสัมพันธ์ (Autocorrelation

Function: ACF) และค่าฟังก์ชันอัตโนมัติสหสัมพันธ์บางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF)

(2) ถ้าตรวจสอบแล้วพบว่า อนุกรมเวลาไม่อยู่ในสถานะคงที่ในค่าเฉลี่ย จะทำการแปลงเป็นอนุกรมเวลาชุดใหม่ ที่มีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ย โดยการหาผลต่างของอนุกรมเวลา และถ้าไม่คงที่ในความแปรปรวน จะแปลงอนุกรมเวลาด้วยลอการิทึมธรรมชาติ หรือรากที่สอง เป็นต้น

(3) กำหนดตัวแบบที่คาดว่า จะเหมาะสมให้กับอนุกรมเวลาโดยพิจารณาจากกราฟ Correlogram

(4) ประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบที่เลือกไว้ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares)

(5) ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบจากกราฟ Correlogram ของส่วนตกค้าง (Residuals: $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$) จะได้ตัวแบบอนุกรมเวลาที่เรียกว่า ตัวแบบ ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average Model) และตัวแบบที่ศึกษาในครั้งนี้เป็นตัวแบบ ARIMA (p,d,q) มีรูปแบบ ดังนี้

$$\phi_p(B)(1-B)^d Y_t = \theta_q(B)\epsilon_t$$

โดยที่
$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

ϕ_1, \dots, ϕ_p คือ สัมประสิทธิ์การถดถอย (Autoregressive Coefficients)

$\theta_1, \dots, \theta_q$ คือ สัมประสิทธิ์ค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ (Moving Average Coefficients)

B คือ ตัวดำเนินการถอยหลังเวลา (Backward Shift Operator) นั่นคือ $B^m Y_t = Y_{t-m}$

d คือ จำนวนครั้งของการทำผลต่างเพื่อให้อนุกรมเวลา $\{Y_t\}$ เป็นอนุกรมเวลาที่อยู่ในสถานะคงที่ในค่าเฉลี่ย

p คือ อันดับของตัวแบบการถดถอย

q คือ อันดับของตัวแบบค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่

ε_t คือ ตัวแปรสุ่มอิสระและมีการแจกแจงปกติ ซึ่งมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนคงที่เท่ากับ σ_ε^2 เรียก ε_t ว่า กระตุกสุ่ม (Random Shocks)

2.2 ตัวแบบ Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

Enders (1995) กล่าวว่า Bollerslev (1986) ได้พัฒนาต่อจากตัวแบบของ Engle (1982) โดยการให้ความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข (Conditional Variance) มีลักษณะเป็น ARIMA Process โดยให้กระบวนการความคลาดเคลื่อนมีลักษณะ ดังนี้

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\sigma_t^2}$$

โดยที่ความแปรปรวนของ $v_t = \sigma_v^2 = 1$

$$\text{และ } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

เนื่องจาก v_t คือ White Noise Process ที่เป็นอิสระจากเหตุการณ์ในอดีต (ε_{t-1}) ค่าเฉลี่ยแบบมีเงื่อนไขของ ε_t จะมีค่าเท่ากับศูนย์ ค่าคาดหวังของ ε_t จะได้

$$E(\varepsilon_t) = E(v_t \sqrt{\sigma_t^2}) = 0$$

ประเด็นสำคัญในการหาความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขของ ε_t ถูกกำหนดโดย

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

ดังนั้น ความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขของ ε_t ถูกกำหนดโดย σ_t^2 ตัวแบบนี้จึงเรียกว่า Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) ซึ่งใช้ตัวย่อว่า GARCH (p,q) ได้เปิดโอกาสให้มีทั้งส่วนประกอบที่เป็น Autoregressive และ Moving Average ในการหาความแปรปรวนที่มีลักษณะ Heteroskedastic Variance จะเห็นว่า ถ้า $p = 0$ และ $q = 1$ ก็จะเป็นตัวแบบ GARCH(0,1) หรือ ARCH(1) หรือ ARCH (q=1) นั่นเอง โดยสรุปว่า ถ้า β_i ทุกตัวมีค่าเท่ากับศูนย์ ตัวแบบ GARCH (p,q) จะเทียบเท่ากับ ARCH (q) ถ้าอันดับ (q) ของตัวแบบ ARCH มีค่ามาก จะทำให้ต้องประมาณค่าพารามิเตอร์จำนวนมาก หากใช้ตัวแบบ GARCH จะให้การประมาณค่าพารามิเตอร์ลดลงได้

คุณสมบัติที่สำคัญของตัวแบบ GARCH คือ ค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขของความคลาดเคลื่อนของค่า Y_t สร้างขึ้นมาจากกระบวนการ ARIMA จึงสามารถคาดได้ว่า ส่วนตกค้างจากการสร้างตัวแบบ ARIMA จะแสดงถึงรูปแบบลักษณะเดียวกัน เช่น ถ้าประมาณ Y_t ด้วยกระบวนการ ARIMA ค่า ACF และ PACF ของส่วนตกค้าง (Residuals) จะแสดงให้เห็นถึง White Noise Process อย่างไรก็ตาม ค่า ACF ของส่วนตกค้างกำลังสองจะนำมาช่วยในการระบุถึงอันดับ (Order) ของกระบวนการ GARCH (p,q)

ดังนั้น ขั้นตอนของกระบวนการ GARCH (p,q) ที่สำคัญประกอบด้วย 7 ขั้นตอน ได้แก่

(1) ประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA ที่เลือกไว้ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares) ได้ส่วนตกค้าง (Residuals: e_t)

(2) หาอันดับที่เหมาะสม (q) ของตัวแบบ ARCH ซึ่งเขียนสมการได้ ดังนี้

$$e_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 e_{t-1}^2 + \dots + \gamma_q e_{t-q}^2 + v_t$$

ทำการทดสอบ $H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_q = 0$
ค่าสถิติทดสอบ คือ

$$\text{ARCH LM Test} = T \cdot R^2 = \chi_q^2$$

โดยที่ T คือ จำนวนข้อมูลที่ใช้ประมวลผล
ถ้าปฏิเสธสมมติฐาน H_0 ก็ควรใช้ ARCH อันดับที่ q

(3) ทำการประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARCH (q)

(4) ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ ARCH (q) โดยการคำนวณค่า Standardized Residual (\tilde{e}_t) โดยที่ $\tilde{e}_t = \frac{e_t}{\sigma_t}$ และ $\tilde{e}_t \sim N(0,1)$ และทำการทดสอบว่า \tilde{e}_t และ \tilde{e}_t^2 ไม่มี Autocorrelation โดยพิจารณาจากค่า Q-Stat ของ \tilde{e}_t และ \tilde{e}_t^2 ถ้ามี p-values มากกว่า 0.05 แสดงว่าไม่เกิดปัญหา Autocorrelation ตัวแบบที่เหมาะสม คือ ตัวแบบ ARCH (q)

(5) จากขั้นตอนที่ (4) ถ้ามี p-values น้อยกว่า 0.05 แสดงว่า เกิดปัญหา Autocorrelation ควรจะพิจารณาตัวแบบ GARCH (p,q)

(6) ทำการประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ GARCH (p,q)

(7) ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ GARCH (p,q) โดยการคำนวณค่า Standardized Residual (\tilde{e}_t)

โดยที่ $\tilde{e}_t = \frac{e_t}{\sigma_t}$ และ $\tilde{e}_t \sim N(0,1)$ และทำการทดสอบว่า \tilde{e}_t และ \tilde{e}_t^2 ไม่มี Autocorrelation โดยพิจารณาจากค่า Q-Stat ของ \tilde{e}_t และ \tilde{e}_t^2 ถ้ามี p-values มากกว่า 0.05 แสดงว่า ไม่เกิดปัญหา

Autocorrelation ตัวแบบที่เหมาะสม คือ ตัวแบบ GARCH(p,q)

3. การพยากรณ์ เปรียบเทียบค่าพยากรณ์ จากตัวแบบ โดยพิจารณาจากค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Square Error: RMSE) และค่าเฉลี่ยเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent Error: MAPE)

โดยที่
$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2}$$

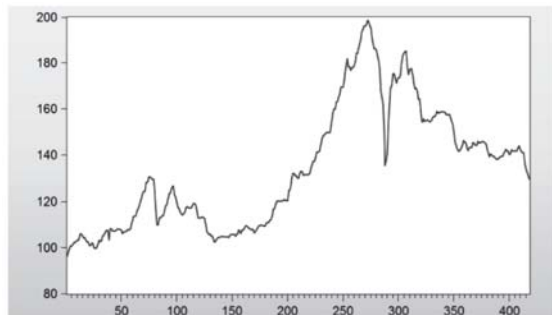
และ
$$\text{MAPE} = \frac{100}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right|$$

ผลการวิจัย

1. ตัวแบบ ARIMA

ผลการวิจัยแต่ละขั้นตอนเป็น ดังนี้

(1) ตรวจสอบสถานะนิ่ง จากกราฟ (t, Y_t) ซึ่งแสดงอนุกรมเวลาราคายางพาราตั้งแต่วันที่ 4 มกราคม 2553 ถึงวันที่ 30 กันยายน 2554 จำนวน 418 วัน พบว่า การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคายางมีความไม่คงที่ในค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนดังภาพที่ 1



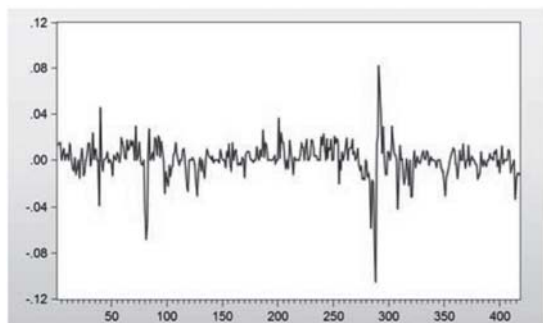
ภาพที่ 1 อนุกรมเวลาราคายางพารา

(2) พิจารณา Correlogram ของราคายางพารา
ดังภาพที่ 2

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.994	0.994	430.05	0.000	
2	0.985	-0.278	853.47	0.000	
3	0.975	-0.057	1269.1	0.000	
4	0.964	-0.023	1676.4	0.000	
5	0.953	-0.008	2075.1	0.000	
6	0.942	0.052	2465.8	0.000	
7	0.932	-0.002	2848.6	0.000	
8	0.921	0.004	3223.9	0.000	
9	0.912	0.027	3592.2	0.000	
10	0.902	0.001	3953.7	0.000	
11	0.892	-0.060	4308.2	0.000	
12	0.882	0.013	4655.6	0.000	
13	0.872	-0.005	4996.1	0.000	
14	0.862	0.007	5329.7	0.000	
15	0.853	0.017	5656.8	0.000	
16	0.844	0.063	5977.9	0.000	

ภาพที่ 2 กราฟ Correlogram ของอนุกรมเวลา ราคายางพารา

พบว่า การเคลื่อนไหวของค่า ACF มีลักษณะลดลงช้า แสดงว่าอนุกรมเวลาอยู่ในสภาวะไม่คงที่ จึงต้องแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ และหาผลต่าง 1 ครั้ง ได้กราฟของอนุกรมเวลาชุดใหม่ และ Correlogram เป็นดังภาพที่ 3 และภาพที่ 4 ตามลำดับ



ภาพที่ 3 กราฟแสดงอนุกรมเวลาราคายางพาราเมื่อแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ และหาผลต่าง 1 ครั้ง

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.494	0.494	102.35	0.000	
2	0.237	-0.008	126.10	0.000	
3	0.111	-0.004	131.33	0.000	
4	0.032	-0.027	131.77	0.000	
5	-0.047	-0.069	132.72	0.000	
6	-0.026	0.038	133.01	0.000	
7	-0.041	-0.036	133.71	0.000	
8	-0.063	-0.038	135.40	0.000	
9	-0.055	-0.006	136.71	0.000	
10	0.024	0.079	136.96	0.000	
11	-0.001	-0.048	136.96	0.000	
12	0.016	0.026	137.07	0.000	
13	-0.025	-0.062	137.33	0.000	
14	-0.061	-0.045	138.95	0.000	
15	-0.121	-0.079	145.35	0.000	
16	-0.125	-0.038	152.11	0.000	

ภาพที่ 4 Correlogram ของอนุกรมเวลาราคายางพาราเมื่อแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติและหาผลต่าง 1 ครั้ง

(3) กำหนดตัวแบบที่เหมาะสม โดยพิจารณาจาก Correlogram ของอนุกรมเวลาชุดใหม่ พบว่าค่า ACF มีค่าลดลงเร็วใกล้ศูนย์ เมื่อ Lag มีค่ามากขึ้น และ ค่า PACF มีค่าเป็น 0 เมื่อ Lag มีค่าตั้งแต่ 2 ขึ้นไป ดังนั้น ตัวแบบที่เหมาะสม คือ ARIMA(1,1,0) $\ln Y_t$ มีรูปแบบ ดังนี้

$$(1 - \phi B)(1 - B)w_t = \varepsilon_t$$

$$(1 - B - \phi B + \phi B^2)w_t = \varepsilon_t$$

$$w_t - w_{t-1} - \phi w_{t-1} + \phi w_{t-2} = \varepsilon_t$$

$$w_t = (1 + \phi)w_{t-1} - \phi w_{t-2} + \varepsilon_t$$

โดยที่ $w_t = \ln Y_t$

(4) จากตัวแบบที่กำหนด คือ ARIMA(1,1,0) $\ln Y_t$ ประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ได้ค่าพารามิเตอร์ดังผลลัพธ์ในตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ค่าประมาณพารามิเตอร์จากตัวแบบ ARIMA (1,1,0) $\ln Y_t$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.495575	0.042626	11.62625	0.0000
R-squared	0.244050	Mean dependent var		0.000683
Adjusted R-squared	0.244050	S.D. dependent var		0.014668
S.E. of regression	0.012753	Akaike info criterion		-5.883656
Sum squared resid	0.067498	Schwarz criterion		-5.873967
Log likelihood	1224.800	Hannan-Quinn criter.		-5.879825
Durbin-Watson stat	1.994781			
Inverted AR Roots	.50			

ดังนั้น ตัวแบบพยากรณ์ สำหรับ $t = n + 1$ คือ

$$\hat{Y}_n(l) = e^{\hat{w}_n(l)}$$

โดยที่

$$\hat{w}_n(l) = 1.495575\hat{w}_n(l-1) - 0.495575w_n(l-2)$$

โดยให้ $\hat{w}_n(l-j) = w_{n+l-j}$

สำหรับ $l-j \leq 0; l=1,2,\dots; j=1,2$

และ $e_{n+l-2}(l) = 0$ เมื่อ $l \geq 2$

(5) ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยตรวจสอบจาก Correlogram ของส่วนตกค้าง ดังภาพที่ 5 พบว่า ค่า ACF และ PACF ตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ทุกค่า lag หรือพิจารณาจากค่า Prob ของ Q - Stat มากกว่า 0.05 ทุกค่า lag แสดงว่า ไม่เกิดปัญหา Autocorrelation นั่นคือ ตัวแบบ ARIMA(1,1,0) $\ln Y_t$ มีความเหมาะสม

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.001	0.001	0.0006	
		2	-0.006	-0.006	0.0160	0.899
		3	0.009	0.009	0.0472	0.977
		4	0.010	0.010	0.0888	0.993
		5	-0.081	-0.081	2.8369	0.585
		6	0.016	0.016	2.9415	0.709
		7	-0.009	-0.011	2.9791	0.811
		8	-0.041	-0.040	3.6928	0.814
		9	-0.064	-0.063	5.4509	0.708
		10	0.074	0.068	7.7842	0.556
		11	-0.029	-0.027	8.1398	0.615
		12	0.044	0.046	8.9743	0.624
		13	-0.010	-0.017	9.0134	0.702
		14	-0.004	-0.013	9.0195	0.771
		15	-0.080	-0.070	11.782	0.624
		16	-0.057	-0.067	13.195	0.587

ภาพที่ 5 Correlogram ของส่วนตกค้างจากค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(1,1,0) $\ln Y_t$

2. ตัวแบบ GARCH(p,q)

(1) จากตัวแบบ ARIMA(1,1,0) $\ln Y_t$ ประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ได้ส่วนตกค้าง (Residual: e_t) นำส่วนตกค้างยกกำลังสองสร้างตัวแบบ ARCH

(2) หาอันดับที่เหมาะสม (q) ของตัวแบบ ARCH ซึ่งเขียนสมการได้ ดังนี้

$$e_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 e_{t-1}^2 + \dots + \gamma_q e_{t-q}^2 + v_t$$

ทำการทดสอบ $H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_q = 0$ ค่าสถิติทดสอบ คือ

$$ARCH \text{ LM Test} = T \cdot R^2 = \chi_q^2$$

ถ้าปฏิเสธสมมติฐาน H_0 ควรใช้ตัวแบบ ARCH

ตารางที่ 2 ผลการวิเคราะห์ตัวแบบ ARCH อันดับที่ 1 2 3 และ 4

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	90.64551	Prob. F(1,413)	0.0000
Obs*R-squared	74.69120	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID²
 Method: Least Squares
 Date: 03/08/12 Time: 11:07
 Sample (adjusted): 4 418
 Included observations: 415 after adjustments

อันดับที่ 1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.35E-05	2.54E-05	3.684858	0.0003
RESID ² (-1)	0.424255	0.044561	9.520794	0.0000

R-squared	0.179979	Mean dependent var	0.000162
Adjusted R-squared	0.177993	S.D. dependent var	0.000546
S.E. of regression	0.000495	Akaike info criterion	-12.37787
Sum squared resid	0.000101	Schwarz criterion	-12.35846
Log likelihood	2570.408	Hannan-Quinn criter.	-12.37020
F-statistic	90.64551	Durbin-Watson stat	2.157536
Prob(F-statistic)	0.000000		

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	37.88865	Prob. F(3,409)	0.0000
Obs*R-squared	89.81652	Prob. Chi-Square(3)	0.0000

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID²
 Method: Least Squares
 Date: 03/08/12 Time: 11:21
 Sample (adjusted): 6 418
 Included observations: 413 after adjustments

อันดับที่ 3

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.81E-05	2.57E-05	2.653880	0.0083
RESID ² (-1)	0.325284	0.049155	6.617458	0.0000
RESID ² (-2)	0.148237	0.051198	2.895355	0.0040
RESID ² (-3)	0.108407	0.049158	2.205257	0.0280

R-squared	0.217473	Mean dependent var	0.000163
Adjusted R-squared	0.211734	S.D. dependent var	0.000548
S.E. of regression	0.000486	Akaike info criterion	-12.41030
Sum squared resid	9.67E-05	Schwarz criterion	-12.37133
Log likelihood	2566.726	Hannan-Quinn criter.	-12.39489
F-statistic	37.88865	Durbin-Watson stat	2.024244
Prob(F-statistic)	0.000000		

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	54.04139	Prob. F(2,411)	0.0000
Obs*R-squared	86.20257	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID²
 Method: Least Squares
 Date: 03/08/12 Time: 11:18
 Sample (adjusted): 5 418
 Included observations: 414 after adjustments

อันดับที่ 2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.62E-05	2.54E-05	2.998151	0.0029
RESID ² (-1)	0.345446	0.048469	7.127200	0.0000
RESID ² (-2)	0.185693	0.048470	3.831060	0.0001

R-squared	0.208219	Mean dependent var	0.000163
Adjusted R-squared	0.204366	S.D. dependent var	0.000547
S.E. of regression	0.000488	Akaike info criterion	-12.40574
Sum squared resid	9.78E-05	Schwarz criterion	-12.37657
Log likelihood	2570.989	Hannan-Quinn criter.	-12.39421
F-statistic	54.04139	Durbin-Watson stat	2.040269
Prob(F-statistic)	0.000000		

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	29.91205	Prob. F(4,407)	0.0000
Obs*R-squared	93.60151	Prob. Chi-Square(4)	0.0000

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID²
 Method: Least Squares
 Date: 03/08/12 Time: 11:23
 Sample (adjusted): 7 418
 Included observations: 412 after adjustments

อันดับที่ 4

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.06E-05	2.58E-05	2.348704	0.0193
RESID ² (-1)	0.313123	0.049256	6.357027	0.0000
RESID ² (-2)	0.131629	0.051520	2.554898	0.0110
RESID ² (-3)	0.072024	0.051521	1.397946	0.1629
RESID ² (-4)	0.111834	0.049260	2.270278	0.0237

R-squared	0.227188	Mean dependent var	0.000163
Adjusted R-squared	0.219593	S.D. dependent var	0.000548
S.E. of regression	0.000484	Akaike info criterion	-12.41562
Sum squared resid	9.55E-05	Schwarz criterion	-12.36682
Log likelihood	2562.618	Hannan-Quinn criter.	-12.39632
F-statistic	29.91205	Durbin-Watson stat	1.969892
Prob(F-statistic)	0.000000		

จากตารางที่ 2 พบว่า มี ARCH Effect อยู่ในตัวแปรนี้ และอันดับที่เหมาะสมสำหรับตัวแบบ ARCH คือ อันดับที่ 3

(3) ประเมินค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARCH(3)

ตารางที่ 3 ค่าประมาณพารามิเตอร์จากตัวแบบ ARCH(3)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
DLOG(R(-1))	0.408832	0.060347	6.774703	0.0000
DLOG(R(-2))	0.045998	0.055006	0.836238	0.4030
DLOG(R(-3))	0.085671	0.047716	1.795421	0.0726
Variance Equation				
C	7.92E-05	4.00E-06	19.81078	0.0000
RESID(-1)*2	0.236586	0.047976	4.931289	0.0000
RESID(-2)*2	0.014757	0.032052	0.460411	0.6452
RESID(-3)*2	0.136546	0.036050	3.787714	0.0002
R-squared	0.227647	Mean dependent var	0.000613	
Adjusted R-squared	0.223889	S.D. dependent var	0.014669	
S.E. of regression	0.012923	Akaike info criterion	-6.196831	
Sum squared resid	0.068639	Schwarz criterion	-6.128761	
Log likelihood	1289.744	Hannan-Quinn criter.	-6.169911	
Durbin-Watson stat	1.809909			

จากตารางที่ 3 พบว่า ค่าประมาณพารามิเตอร์ γ_2 และ γ_3 ไม่มีนัยสำคัญ ดังนั้น จึงทำการประมาณค่าพารามิเตอร์จากตัวแบบ ARCH(2) ได้ดังตารางที่ 4

ตารางที่ 4 ค่าประมาณพารามิเตอร์จากตัวแบบ ARCH(2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
DLOG(R(-1))	0.557212	0.045341	12.28936	0.0000
DLOG(R(-2))	-0.016918	0.037467	-0.451542	0.6516
Variance Equation				
C	8.72E-05	4.32E-06	20.16977	0.0000
RESID(-1)*2	0.261028	0.052613	4.961237	0.0000
RESID(-2)*2	0.120043	0.043750	2.743846	0.0061
R-squared	0.240088	Mean dependent var	0.000648	
Adjusted R-squared	0.238248	S.D. dependent var	0.014668	
S.E. of regression	0.012802	Akaike info criterion	-6.144096	
Sum squared resid	0.067691	Schwarz criterion	-6.095563	
Log likelihood	1279.900	Hannan-Quinn criter.	-6.124904	
Durbin-Watson stat	2.117219			

จากตารางที่ 4 พบว่า ค่าประมาณพารามิเตอร์ γ_2 ไม่มีนัยสำคัญ ดังนั้น จึงทำการประมาณค่าพารามิเตอร์จากตัวแบบ ARCH(1) ได้ดังตารางที่ 5

ตารางที่ 5 ค่าประมาณพารามิเตอร์จากตัวแบบ ARCH(1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
DLOG(R(-1))	0.467362	0.052687	8.870571	0.0000
Variance Equation				
C	9.28E-05	4.75E-06	19.54873	0.0000
RESID(-1)*2	0.434834	0.056382	7.712236	0.0000
R-squared	0.243252	Mean dependent var	0.000683	
Adjusted R-squared	0.243252	S.D. dependent var	0.014668	
S.E. of regression	0.012760	Akaike info criterion	-6.110544	
Sum squared resid	0.067569	Schwarz criterion	-6.081477	
Log likelihood	1273.993	Hannan-Quinn criter.	-6.099051	
Durbin-Watson stat	1.937674			

จากตารางที่ 5 พบว่า γ_1 มีนัยสำคัญ ดังนั้น อันดับที่เหมาะสมสำหรับตัวแบบ ARCH คือ อันดับที่ 1

(4) ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ ARCH(1) โดยพิจารณาจาก Correlogram ของ $\tilde{\epsilon}_t$ และ $\tilde{\epsilon}_t^2$ (ดังภาพที่ 6 และภาพที่ 7 ตามลำดับ) พบว่า ค่า Q - Stat ของ $\tilde{\epsilon}_t^2$ มี p-values น้อยกว่า 0.05 ตั้งแต่ Lag = 4 ขึ้นไปดังภาพที่ 7 แสดงว่า ตัวแบบ ARCH(1) ยังไม่เหมาะสม จึงพิจารณาที่ตัวแบบ GARCH ต่อไป

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.030	0.030	0.3858	0.535	
2	0.029	0.028	0.7405	0.691	
3	0.107	0.106	5.5655	0.135	
4	-0.017	-0.024	5.6925	0.223	
5	-0.009	-0.013	5.7240	0.334	
6	0.005	-0.005	5.7342	0.454	
7	0.038	0.044	6.3492	0.500	
8	-0.036	-0.037	6.8958	0.548	
9	-0.056	-0.058	8.2597	0.508	
10	0.044	0.041	9.0729	0.525	
11	0.000	0.011	9.0729	0.615	
12	0.032	0.041	9.5051	0.659	
13	-0.015	-0.031	9.6059	0.726	
14	0.003	0.000	9.6087	0.790	
15	-0.071	-0.075	11.819	0.693	
16	-0.056	-0.043	13.190	0.659	

ภาพที่ 6 Correlogram ของ Standardized Residuals ($\tilde{\epsilon}_t$) จากค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARCH(1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.003	-0.003	0.0032	0.955
		2 0.006	0.006	0.0174	0.991
		3 0.108	0.108	4.9178	0.178
		4 0.249	0.253	31.085	0.000
		5 0.013	0.022	31.160	0.000
		6 -0.003	-0.018	31.165	0.000
		7 0.069	0.015	33.183	0.000
		8 0.081	0.019	36.007	0.000
		9 -0.010	-0.015	36.050	0.000
		10 -0.004	-0.010	36.055	0.000
		11 -0.001	-0.036	36.056	0.000
		12 0.072	0.051	38.312	0.000
		13 -0.023	-0.013	38.536	0.000
		14 -0.014	-0.010	38.626	0.000
		15 -0.013	-0.023	38.703	0.001
		16 0.013	-0.015	38.772	0.001

ภาพที่ 7 Correlogram ของ Standardized Residuals กำลังสอง ($\tilde{\epsilon}_t^2$) จากค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARCH(1)

เมื่อใช้ตัวแบบ ARCH(1) พบว่า ACF ของ $\tilde{\epsilon}_t^2$ ตั้งแต่ Lag = 4 ขึ้นไป ไม่ตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่น 95 แสดงว่ายังมีปัญหาการเกิด Autocorrelation สำหรับตัวแบบ ARCH(1) จึงพิจารณาตัวแบบ GARCH(1,1)

(5) ประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยตัวแบบ GARCH(1,1) ได้ผลลัพธ์ดังตารางที่ 6

ตารางที่ 6 ค่าประมาณพารามิเตอร์จากตัวแบบ GARCH(1,1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
DLOG(R(-1))	0.492755	0.051163	9.631143	0.0000

Variance Equation				
C	1.77E-05	3.34E-06	5.281326	0.0000
RESID(-1) ²	0.166960	0.023899	6.986117	0.0000
GARCH(-1)	0.708970	0.034435	20.58881	0.0000

R-squared	0.244042	Mean dependent var	0.000683
Adjusted R-squared	0.244042	S.D. dependent var	0.014668
S.E. of regression	0.012753	Akaike info criterion	-6.189440
Sum squared resid	0.067499	Schwarz criterion	-6.150683
Log likelihood	1291.404	Hannan-Quinn criter.	-6.174116
Durbin-Watson stat	1.989161		

(6) ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ GARCH(1,1) โดยพิจารณาจาก Correlogram ของ $\tilde{\epsilon}_t$ และ $\tilde{\epsilon}_t^2$ (ดังภาพที่ 8 และภาพที่ 9 ตามลำดับ)

พบว่า ค่า Q - Stat ของ $\tilde{\epsilon}_t$ และ $\tilde{\epsilon}_t^2$ มี p-values มากกว่า 0.05 ทุกค่า Lag แสดงว่าตัวแบบ GARCH(1,1) มีความเหมาะสม

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.010	-0.010	0.0381	0.845
		2 0.009	0.009	0.0746	0.963
		3 0.120	0.120	6.1025	0.107
		4 0.021	0.023	6.2837	0.179
		5 0.016	0.014	6.3858	0.270
		6 0.009	-0.006	6.4180	0.378
		7 0.074	0.069	8.7301	0.273
		8 -0.009	-0.011	8.7639	0.363
		9 -0.060	-0.064	10.310	0.326
		10 0.060	0.042	11.854	0.295
		11 -0.016	-0.014	11.968	0.366
		12 0.017	0.029	12.094	0.438
		13 -0.003	-0.013	12.098	0.520
		14 0.011	0.009	12.149	0.594
		15 -0.049	-0.055	13.197	0.587
		16 -0.045	-0.038	14.072	0.593

ภาพที่ 8 Correlogram ของ Standardized Residuals ($\tilde{\epsilon}_t$) จากค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ GARCH(1,1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.083	0.083	2.8739	0.090
		2 -0.030	-0.038	3.2626	0.196
		3 0.055	0.061	4.5468	0.208
		4 0.006	-0.005	4.5638	0.335
		5 0.005	0.009	4.5730	0.470
		6 -0.026	-0.031	4.8679	0.561
		7 -0.017	-0.012	4.9963	0.660
		8 0.056	0.057	6.3445	0.609
		9 -0.025	-0.034	6.6210	0.677
		10 -0.024	-0.013	6.8663	0.738
		11 -0.019	-0.024	7.0162	0.798
		12 0.032	0.038	7.4679	0.825
		13 -0.033	-0.041	7.9325	0.848
		14 -0.008	0.007	7.9629	0.891
		15 -0.036	-0.043	8.5299	0.901
		16 -0.002	0.005	8.5315	0.931

ภาพที่ 9 Correlogram ของ Standardized Residuals กำลังสอง ($\tilde{\epsilon}_t^2$) จากค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ GARCH (1,1)

ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ GARCH(1,1) ได้สมการ ดังนี้

กำหนดให้ $Z_t = \log(Y_t) - \log(Y_{t-1})$

สมการค่าเฉลี่ย คือ $\Delta Z_t = 0.492755 \Delta Z_{t-1}$
(0.0000)

สมการความแปรปรวน คือ

$\sigma_t^2 = 0.0000177 + 0.166960e_{t-1}^2 + 0.708970\sigma_{t-1}^2$
(0.0000) (0.0000) (0.0000)

3. การพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้จำแนกการพยากรณ์ราคาของพารารออกเป็น 3 ช่วงเวลา คือ

ช่วงเวลาที่ 1 ตั้งแต่วันที่ 4 มกราคม 2553 ถึงวันที่ 30 กันยายน 2554 (418 คาบเวลา)

ช่วงเวลาที่ 2 ตั้งแต่วันที่ 3 ตุลาคม 2554 ถึงวันที่ 20 ตุลาคม 2554 (เป็นค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 14 คาบเวลา)

ช่วงเวลาที่ 3 ตั้งแต่วันที่ 4 มกราคม 2553 ถึงวันที่ 20 ตุลาคม 2554 (เป็นการรวมช่วงเวลาที่ 1 และ 2 เข้าด้วยกัน เป็น 432 คาบเวลา)

ตารางที่ 7 ค่า RMSE และ MAPE(%) จากตัวแบบ ARIMA(1,1,0) $\ln Y_t$ และตัวแบบ GARCH(1,1)

	ช่วงเวลาที่ 1		ช่วงเวลาที่ 2		ช่วงเวลาที่ 3	
	ARIMA(1,1,0) $\ln Y_t$	GARCH(1,1)	ARIMA(1,1,0) $\ln Y_t$	GARCH(1,1)	ARIMA(1,1,0) $\ln Y_t$	GARCH(1,1)
RMSE	1.780374	1.780656	1.088285	1.088449	1.762128	1.762406
MAPE(%)	0.802747	0.802599	0.615803	0.616270	0.796661	0.796532

จากตารางที่ 7 พบว่า ช่วงเวลาที่ 1 และช่วงเวลาที่ 3 ค่า RMSE และ MAPE(%) ของทั้ง 2 ตัวแบบให้ผลลักษณะเดียวกันคือ ค่า RMSE จากตัวแบบ ARIMA จะต่ำกว่าตัวแบบ GARCH เล็กน้อย แต่ค่า MAPE(%) จากตัวแบบ ARIMA จะสูงกว่าตัวแบบ GARCH เล็กน้อย

สำหรับในช่วงเวลาที่ 2 พบว่า ค่า RMSE และ MAPE(%) จากตัวแบบ ARIMA จะต่ำกว่าตัวแบบ GARCH

การอภิปรายผลและข้อเสนอแนะ

การเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ราคาของพาราทั้ง 3 ช่วงเวลา คือ ช่วงเวลาที่ 1 ตั้งแต่วันที่ 4

มกราคม 2553 ถึงวันที่ 30 กันยายน 2554 (418 คาบเวลา) ช่วงเวลาที่ 2 ตั้งแต่วันที่ 3 ตุลาคม 2554 ถึงวันที่ 20 ตุลาคม 2554 (เป็นค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 14 คาบเวลา) ช่วงเวลาที่ 3 ตั้งแต่วันที่ 4 มกราคม 2553 ถึงวันที่ 20 ตุลาคม 2554 (เป็นการรวมช่วงเวลาที่ 1 และ 2 เข้าด้วยกัน เป็น 432 คาบเวลา) พบว่า ค่าพยากรณ์ราคาของพาราจากตัวแบบ ARIMA และ GARCH ให้ค่า RMSE และ MAPE ใกล้เคียงกัน ดังนั้น การวิจัยครั้งต่อไปอาจศึกษาเปรียบเทียบกับราคาผลผลิตทางการเกษตรชนิดอื่น ๆ เช่น ข้าว เป็นต้น หรืออาจมีการศึกษาตัวแบบอื่น ๆ เพิ่มเติม เช่น FIGARCH

กิตติกรรมประกาศ

คณะผู้วิจัยขอกราบขอบพระคุณรองศาสตราจารย์ ดร. ภูมิฐาน รังคกุลวัฒน์ อาจารย์ประจำคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย ที่กรุณาให้คำปรึกษาและข้อเสนอแนะเป็นอย่างดีในการดำเนินงานวิจัยครั้งนี้

บรรณานุกรม

- The Agricultural Futures Exchange of Thailand. Research and Development Department. 2011, December 20. **Looking into the Future of Rubber** [Online]. Available: <http://www.afet.or.th/v081/thai/learning/articleShow.php?id=211> (in Thai).
- ตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้าแห่งประเทศไทย. ฝ่ายวิจัยและพัฒนา. 20 ธันวาคม 2554. **สงครามคayangพารา** [ออนไลน์]. เข้าถึงจาก: <http://www.afet.or.th/v081/thai/learning/articleShow.php?id=211>
- Bollerslev, T. 1986. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity." **Journal of Econometrics** 31: 307-328.
- Boonyapipat, Wachariwat. 2002. "Analysis of the Thai Rubber Prices." Master's Thesis, Department of Agricultural Business Management, Faculty of Economics, Prince of Songkla University. (in Thai).
- วัชรวิวัฒน์ บุญยพิพัฒน์. 2545. "การวิเคราะห์ความเคลื่อนไหวราคายางพาราไทย." วิทยานิพนธ์ปริญญาโท สาขาการจัดการธุรกิจเกษตร คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์.
- Box, G.E.P., Jenkins, G.M., and Reinsel, G.C. 1994. **Time Series Analysis: Forecasting and Control**. 3rd ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Enders, W. 1995. **Applied Econometric Time Series**. New York: Wiley.
- Engle, R. F. 1982. "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation." **Econometrica** 50: 987-1007.
- Jutanchuan, Juthamas. 2011, October 10. **Trend in Rubber Prices in Thailand** [Online]. Available: <http://dr.acc.chula.ac.th/handle/123456789/450> (in Thai).
จุฬามาส จูตันชวน. 10 ตุลาคม 2554. **แนวโน้มราคายางพาราในประเทศไทย**. [ออนไลน์]. เข้าถึงจาก: <http://dr.acc.chula.ac.th/handle/123456789/450>
- Phasunon, Prasobchai, Homsud, Noppanon, and Lertlumwitthayanon, Natthaporn. 2007. "Forecasting the Monthly Rubber Prices in Thailand by the Method of Winters." **Journal of Humanities and Social Sciences** 26, Special Issue: 43-49. (in Thai).
- ประสพชัย พสุนนท์, นภนันทน์ ทอมสุด และ ณิชฐพร เลิศล้ำวิทยานนท์. 2550. "การพยากรณ์ราคายางพาราในประเทศไทยแบบรายเดือนโดยวิธีของวินเตอร์." **วารสารมนุษยศาสตร์และสังคมศาสตร์ มหาวิทยาลัยมหาสารคาม** 26, ฉบับพิเศษ: 43-49.
- Thappharak, Phakakrong. 2002. "Forecasting the Price of Agricultural Product in a

Derivatives Market: A Case Study of Rubber.” Master’s Thesis, Department of Statistics, Faculty of Science, Kasetsart University. (in Thai).

พกากรอง เทพรักษ์. 2545. “การพยากรณ์ราคาผลผลิตทางการเกษตรในตลาดการซื้อขายล่วงหน้า: กรณีศึกษายางพารา.” วิทยานิพนธ์ปริญญาโทบัณฑิต ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.



Assistant Professor Luckhana Saothayanun received her Master of Science Degree in Applied Statistics from Chulalongkorn University. She is currently an Assistant Professor in the School of Science and Technology, University of the Thai Chamber of Commerce. Her research interest focuses on time series analysis and regression analysis.



Assistant Professor Yupin Kanjanasakda received her Master of Science Degree in Statistics from Chulalongkorn University. She is currently a lecturer at the School of Science and Technology, University of the Thai Chamber of Commerce. Her main interest is regression analysis and confidence interval of parameter.



Assistant Professor Boonying Somrang received her Master of Science Degree in Applied Statistics from the National Institute of Development Administration. She is currently an Assistant Professor in the School of Science and Technology, University of the Thai Chamber of Commerce. Her research interest focuses on time series analysis and regression analysis.



Assistant Professor Sunee Taweesakulvatchara received her Master of Science Degree in Applied Statistics from the National Institute of Development Administration, and Bachelor of Science Degree in Mathematics from Sri Nakharinwirot University. She is currently working in the School of Science and Technology, University of the Thai Chamber of Commerce. Her main interest is in business statistics and applied statistics.