ตัวแบบความผันผวนสำหรับการพยากรณ์ราคาข้าว

Volatility Model for Forecasting Rice Price

ณพฐ์ โสภีพันธ์*

Nop Sopipan

บทคัดย่อ

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์คือ เพื่อสร้างตัวแบบสำหรับราคาข้าวด้วยวิธีบอกซ์และเจนกินส์ เพื่อสร้างตัวแบบความผันผวนของราคาข้าวด้วยตัวแบบ GARCH, EGARCH และ GJR-GARCH และเพื่อเปรียบเทียบความถูกต้องของการพยากรณ์จากตัวแบบความผันผวนของราคาข้าวด้วยตัวแบบ GARCH, EGARCH และ GJR-GARCH การวิจัยครั้งนี้ได้ทำการศึกษาโดยนำข้อมูลทุติยภูมิมาวิเคราะห์ โดยเก็บรวบรวมมาจากฐานข้อมูลของสมาคมผู้ส่งออกข้าวไทยซึ่งเป็นข้อมูลราคาส่งออกข้าว (FOB Price) แบบรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557 โดยมีหน่วยเป็นดอลลาร์สหรัฐฯ ต่อตัน การวิเคราะห์โดยใช้วิธีการของบอกซ์และเจนกินส์ของตัวแบบของราคาข้าว พบว่า ตัวแบบที่เหมาะสมมากที่สุดคือ ARIMA(2,0,1) no constant เมื่อการพิจารณาเพื่อหาตัวแบบความผันผวนที่เหมาะสม โดยพิจารณาตัวแบบดังต่อไปนี้ GARCH (1,1) EGARCH (1,1) และ GJR-GARCH (1,1) จากการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน 3 ชนิดคือ การแจกแจงปกติ (N) การแจกแจงที (t) และการแจกแจงแบบ Generalized Error Distributions (GED) โดยพิจาณาจากสถิติวัดความคลาดเคลื่อนแล้วพบว่า ตัวแบบ EGARCH-GED แสดงค่าสถิติที่วัดความคลาดเคลื่อนเหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์ความผันผวนของราคาข้าว

คำสำคัญ : ราคาข้าว / ความผันผวน / วิธีของบอกซ์และเจนกินส์

ABSTRACT

This research is aimed to create a model for rice price by Box and Jenkins, to create a fluctuation of grain prices by a GARCH, EGARCH, and GJR-GARCH and to compare the accuracy of the prediction model from volatility in the price of rice by a GARCH, EGARCH and GJR-GARCH. This research was conducted by the secondary data analyzes collected from a database of associations rice exporter Thailand, which is the price of rice exports (FOB Price) monthly since. January 2551 to December 2557, by US dollars per ton. When analyzed using the methods of Box and Jenkins. Consider the price of rice. We found that the most appropriate ARIMA (2,0,1) no constant on the right to self-oscillation. The case follows a GARCH (1,1) EGARCH (1,1) and GJR-GARCH (1,1) to enumerate three kinds of error is normal (N) distribution T (t) and distribution Generalized Error distributions (GED). Denis of measurement error statistics and found that the model EGARCH-GED statistics show that the most appropriate measure tolerances. Thus, selecting an EGARCH-GED model is the most suitable for predicting volatility in the price of rice.

Keywords : Rice Price / Volatility Model / Box and Jenkins Method

*อาจารย์โปรแกรมวิชาคณิตศาสตร์และสถิติประยุกต์ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏนครราชสีมา

บทนำ

ขาวถือไดวาเปนพืชอาหารที่สำคัญชนิดหนึ่งของโลก โดยเฉพาะประเทศที่อยูในภูมิภาคเอเชียปจจุบัน จะเห็นไดวาประชากรของโลกมีเพิ่มมากขึ้น ทำใหความตองการที่จะบริโภคขาวและผลิตภัณฑจากขาวจึงมีแนวโนมสูงขึ้นและแพรหลายเกือบทั่วโลก ทำใหประเทศที่เปนผูผลิตรายใหญของโลก เชน ไทย อินเดีย เวียดนาม ปากีสถาน และสหรัฐฯ พยายามที่จะพัฒนาเทคโนโลยีการผลิตขาวใหเพียงพอตอการบริโภคของคนภายในประเทศและเพิ่มปริมาณการสงออกใหมากขึ้น

ประเทศไทยนับว่าเป็นประเทศผู้ส่งออกข้าวรายใหญ่ที่สุดในโลก โดยมีส่วนแบ่งตลาดเฉลี่ยประมาณร้อยละ 30 ของการค้าข้าวโลก โดยส่งออกไปยังภูมิภาคต่าง ๆ ทั่วโลก ได้แก่ ไนจีเรีย แอฟริกาใต้ เซเนกัล ซาอุดิอาระเบีย อิรัก เยเมน สหรัฐอาหรับฯ สหภาพยุโรป สหรัฐอเมริกา สาธารณรัฐประชาชนจีน ฮ่องกง เกาหลี ญี่ปุ่น อินโดนีเซีย มาเลเซีย และสิงคโปร์ ชนิดของข้าวส่งออกที่สำคัญ เช่น ข้าวนึ่ง ข้าวขาว 5% ข้าวหอมมะลิ ปลายข้าว และข้าวเหนียวฯลฯ ทำให้มีรายได้จากการส่งออกเข้าสู่ประเทศอย่างมหาศาล

แต่ในระยะหลังมีประเทศผู้ส่งออกข้าวรายใหม่ในตลาดการค้าข้าวโลกเพิ่มมากขึ้น ก่อให้เกิดการแข่งขันที่เพิ่มมากขึ้น ซึ่งมีการใช้ราคาเป็นกลยุทธ์ในการทำตลาด หากว่าราคาข้าวของไทยอยู่ในระดับที่สูงกว่าประเทศคู่แข่ง โดยเฉพาะราคาในการแทรกแซงตลาดข้าว ไม่ว่าจะด้วยวิธีการจำนำข้าวหรือประกันราคาข้าวก็ตาม เนื่องจากเป็นการกำหนดเกณฑ์ราคาข้าวของไทย รวมทั้งนโยบายการระบายสต็อกข้าว ซึ่งจะส่งผลทำให้ราคาข้าวของประเทศไทยผันผวนได้ในระยะต่อไป ดังนั้น ประเทศไทยจำเป็นต้องมีการปรับเปลี่ยนยุทธ์ศาสตร์ข้าวให้ทันกับสถานการณ์ทางการตลาดและความต้องการของผู้บริโภคที่เปลี่ยนแปลงไป เพื่อรักษาส่วนแบ่งตลาดการค้าข้าวของโลก เพราะปัจจัยด้านราคาจะเป็นตัวผลักดันให้พฤติกรรมของผู้บริโภคเปลี่ยนแปลงไป

ปัญหาข้าวไทยข้อหนึ่งคือ ราคาส่งออกข้าวไทยสูงกว่าประเทศเพื่อนบ้านเมื่อพิจารณาเปรียบเทียบราคาส่งออกข้าวของไทยกับประเทศเพื่อนบ้านในอาเซียน ที่สามารถผลิตและส่งออกข้าวทั้งพม่า ลาว กัมพูชา และเวียดนาม ราคาข้าวของไทยถือว่าอยู่ในระดับที่ค่อนข้างสูง โดยเฉพาะเมื่อเปรียบเทียบกับเวียดนาม ซึ่งเป็นคู่แข่งที่สำคัญของไทยในตลาดอาเซียนและตลาดโลก จะเห็นว่าในราคาส่งออกข้าวของเวียดนามต่ำกว่าไทยค่อนข้างมาก เห็นได้จากราคาข้าวสารชนิด 5% ในปี 2550 ราคาข้าวของเวียดนามต่ำกว่าไทยอยู่เพียง 20 เหรียญสหรัฐฯ ต่อตัน แต่ในปี พ.ศ. 2552 (ม.ค.-มิ.ย.) ราคาส่งออกข้าวของเวียดนามต่ำกว่าไทยถึง 169 เหรียญสหรัฐฯ ต่อตัน ซึ่งราคาข้าวของเวียดนามที่ต่ำกว่าไทยค่อนข้างมากถือว่าเป็นจุดแข็งและจุดขายที่ทำให้เวียดนามสามารถแย่งตลาดข้าวจากไทยในหลายประเทศทั้งในและนอกอาเซียน

โดยจะเห็นว่า ราคาข้าวมีความผันผวนอย่างมาก โดยมีสาเหตุมาจากปัจจัยหลายประการ ดังเช่น เมื่อปี ค.ศ. 2007-2008 (พ.ศ. 2550-2551) ราคาข้าวมีความผันผวนเป็นอย่างมาก เนื่องมาจากผลพวงของวิกฤตการณ์อาหาร และนับแต่เกิดวิกฤตการณ์เป็นต้นมา ทำให้ตลาดไร้เสถียรภาพยิ่งขึ้น

ได้มีนักวิจัยได้ศึกษาการพยากรณ์เกี่ยวกับราคาข้าวดังนี้ พรหมภรณ์ (2548) ได้ทำ การศึกษาเรื่อง “การพยากรณ์ราคาข้าวภายในประเทศ” ซึ่งได้ทำการวิเคราะห์การเคลื่อนไหวของพื้นที่ปลูก ผลผลิตและราคาข้าว ได้แก่ วิธี Winters, วิธี Box-Jenkins, วิธีแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา และวิธีวิเคราะห์การถดถอย และใช้ค่า MAPE, MAD และ MSD ในการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์

มนฤดี (2542) พยากรณ์ผลผลิตและราคาสินค้าเกษตรโดยใช้การวิเคราะห์การถดถอย วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์ วิธีการปรับให้เรียบแบบเอกซ์โปเนนเชียล วิธีอัตถดถอย วิธีวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิค และวิธีของศูนย์สารสนเทศการเกษตร ผลการศึกษาพบว่า ตัวแบบบ็อกซ์และเจนกินส์เหมาะสำหรับการพยากรณ์ราคาข้าวเปลือกเจ้านาปี 5%

อัมรินทร์ และสมจิตร (2554, หน้า 82-87) ได้พยากรณ์ราคาข้าวเปลือก 4 ชนิด คือ ข้าวเหนียว ข้าวเปลือกเจ้านาปี ข้าวหอมมะลิ และข้าวเจ้านาปีและนาปรังความชื้น 14-15% พบว่า วิธีโครงข่ายประสาทเทียมเหมาะสำหรับการพยากรณ์ราคาข้าวเปลือกมากกว่าวิธีการปรับให้เรียบแบบเอกซ์โปเนนเชียลด้วยแนวโน้ม เนื่องจากวิธีโครงข่ายประสาทเทียมมีค่า MAE RMSE และ MAPE ต่ำกว่า

ดังนั้น จะเห็นได้ว่าราคาข้าวมีบทบาทเป็นอย่างมากทั้งทางด้านเศรษฐกิจ สังคม และการเมืองจึงเป็นสิ่งจำเป็นที่จะต้องหาแนวทางในการแก้ไขปัญหาที่จะเกิดขึ้นอันเนื่องมาจากราคา หรืออาจพยายามควบคุมและแก้ปัญหาจากราคาเพื่อให้เกิดประโยชน์ต่อสังคม ฉะนั้นจึงมีความจำเป็นอย่างยิ่งที่จะต้องศึกษาพฤติกรรมความเคลื่อนไหวของราคาข้าวว่าเป็นอย่างไร เพื่อนำไปกำหนดแนวทางการวางแผนการผลิตทั้งในระยะสั้นและระยะยาว นอกจากนี้ รัฐบาลยังต้องใช้ราคาข้าวประกอบการพิจารณากำหนดนโยบายในด้านต่างๆ ที่เกี่ยวข้อง เช่น นโยบายการผลิต นโยบายการแลกเปลี่ยนสินค้าเกษตร นโยบายการแทรกแซงราคา นโยบายการค้า ฯลฯ ตลอดจนถ้าสามารถหาตัวแบบความผันผวนของราคาข้าวประกอบการพิจารณา จะทำให้รัฐบาลกำหนดนโยบายได้เหมาะสมกับราคาข้าวมากขึ้น

จากที่กล่าวมาข้างต้นผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะทำการพยากรณ์ราคาข้าว และความผันผวนของราคาข้าว โดยทำการวิเคราะห์หาตัวแบบพยากรณ์ราคาข้าวและตัวแบบความผันผวนของราคาข้าว ที่เหมาะสมเพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์

วิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยเรื่องตัวแบบความผันผวนสำหรับการพยากรณ์ราคาข้าว ได้ทำการศึกษาค้นคว้าเกี่ยวกับวิธีของบอกซ์และเจนกินส์และตัวแบบความผันผวน ดังมีรายละเอียดต่อไปนี้

1. วิธีบอกซ์และเจนกินส์ (Box and Jenkins method)

วิธีบอกซ์และเจนกินส์เป็นวิธีวิเคราะห์อนุกรมเวลา โดยข้อมูลอนุกรมเวลาที่นำมาวิเคราะห์ต้องเป็นอนุกรมเวลาที่มีคุณสมบัติอนุกรมเวลาแบบคงที่ (stationary time series) กรณีที่อนุกรมเวลาไม่เป็นอนุกรมเวลาแบบคงที่จะต้องทำการแปลงอนุกรมเวลาใหม่ให้มีคุณสมบัติอนุกรมเวลาแบบคงที่

สำหรับการกำหนดรูปแบบให้กับอนุกรมเวลาที่เป็นอนุกรมเวลาแบบคงที่ จะกำหนดรูปแบบในรูป ARMA (p,q) ซึ่งรูปแบบ ARMA (p,q) จะประกอบด้วยรูปแบบ AR (p) (auto regressive order p) และรูปแบบ MA(q) (moving average order q) สำหรับอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นอนุกรมเวลาแบบคงที่ (nonstationary time series) เป็นอนุกรมเวลาที่ค่าสังเกต มีคุณสมบัติทางสถิติไม่คงที่ โดยเปลี่ยนแปลงไปตามเวลาที่เปลี่ยนไป การกำหนดรูปแบบ ARMA (p,q) ได้จะต้องแปลงอนุกรมเวลาให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่มีคุณสมบัติอนุกรมเวลาแบบคงที่เสียก่อน อนุกรมเวลาที่ไม่เป็นอนุกรมเวลาแบบคงที่เป็นอนุกรมเวลาที่ค่าสังเกต (Y_t) มีคุณสมบัติทางสถิติไม่คงที่ คือ เปลี่ยนแปลงไปตามเวลาที่เปลี่ยนไป อนุกรมเวลาที่ไม่เป็นอนุกรมเวลาแบบคงที่จะใช้รูปแบบ ARMA (p,q) ไม่ได้ ต้องแปลงอนุกรมเวลาดังกล่าวให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่มีคุณสมบัติเป็นสเตชันนารีเสียก่อนแล้วจึงจะใช้รูปแบบ ARMA (p,q) ได้การแปลงอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นอนุกรมเวลาแบบคงที่ให้เป็นอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี ซึ่งสามารถทำได้ด้วยวิธีการ ได้แก่ การหาผลต่างปกติ (regular differencing)

การพยากรณ์โดยใช้วิธีบอกซ์และเจนกินส์ ประกอบด้วย การกำหนดรูปแบบเป็นการหารูปแบบ ARMA (p,q) ที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลา โดยเปรียบเทียบแผนภาพสหสัมพันธ์ (correlogram) ของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัว (autocorrelation function (ACF)) และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์บางส่วนในตัวบางส่วน (partial autocorrelation function (PACF)) (r_k และ r_{kk}) กับค่าคอเรลโลแกรมของค่า

สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์บางส่วนในตัวเองของประชากร (r_k และ f_{kk}) ดังนั้นจะต้องมีการคำนวณหาค่า r_k และ r_{kk} สำหรับ k หลายค่า สำหรับอนุกรมเวลาตามฤดูกาล (seasonal time series) ควรหาค่า r_k และ r_{kk} สำหรับค่า k ที่เป็นผลคูณของจำนวนฤดูกาลต่อปี r_k เป็นค่าประมาณของ r_k (ทรงศิริ, 2549)

การหารูปแบบ ARMA (p,q) ให้กับข้อมูลอนุกรมเวลา โดยพิจารณาเปรียบเทียบคอเรลโลแกรมระหว่าง r_k กับ r_k และคอเรลโลแกรมของ r_{kk} กับ f_{kk} สำหรับ ARMA (p,q) แต่ละรูปแบบจะมีลักษณะที่ แตกต่างกัน

รูปแบบ ARMA(p,q) ของอนุกรมเวลาที่ใช้ในการพยากรณ์ผลตอบแทนราคาข้าว โดยวิธีบอกซ์และเจนกินส์ มีรูปแบบผสมการถดถอยในตัวเองและค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับ (p,d,q) (Abraham and Ledolter et.al., 1983) มีรูปแบบดังต่อไปนี้

$$(1 - f_1B - f_2B - \ldots - f_pB)(1 - B)^dY_t = b_0 + (1 - q_1B - q_2B - \ldots - q_qB)a_t$$

เมื่อ $(1 - f_1B - f_2B - \ldots - f_pB)$ เป็นค่าถดถอยในตนเองอันดับ p (AR(p)),

$(1 - q_1B - q_2B - \ldots - q_qB)$ เป็นค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับ q (MA(q)),

$(1 - B)^d$ เป็นผลต่างของข้อมูลอันดับ d (I (d)), และ b_0 เป็นค่าคงที่

2. แบบจำลอง Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)

Bollerslev (1986) ได้ขยายมาจาก ARCH model โดยมีขั้นตอน คือให้ค่าความคลาดเคลื่อนจากกระบวนการเป็นดังสมการ $e_t = n_t\sqrt{h_t}$ โดยที่ ค่าเฉลี่ยของ $n_t = E(n_t) = 0$, ความแปรปรวนของ $n_t = s_v^2 = 1$ และ $h_t = a_0 + \sum_{i=1}^{q} a_i e_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} b_i h_{t-i}$

เนื่องจาก $\{n_t\}$ เป็น white noise process ซึ่งเป็นอิสระกับ (e_{t-i}) ค่าเฉลี่ยแบบมีเงื่อนไขของ e_t จะมีค่าเท่ากับศูนย์ ซึ่งค่าคาดหมายของ e_t จะได้ $E(e_t) = E(n_t\sqrt{h_t}) = 0$ โดยที่ความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขของ e_t ถูกกำหนดโดย $E(e_t^2 | t - 1) = h_t$

ดังนั้นความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขของ e_t จึงถูกกำหนดโดย h_t ในสมการ (1) แบบจำลองนี้จึงถูกเรียกว่า generalized autoregressive conditional heteroscedasticity หรือ GARCH (p,q) ซึ่งมีทั้งส่วนประกอบที่เป็น autoregressive moving average ในความแปรปรวนที่มีลักษณะ heteroscedastic variance จะเห็นได้ว่า ถ้า p = 0 และ q = 1 เราก็จะได้แบบจำลอง GARCH (0,1) ซึ่งก็คือ ARCH (1) หรือ ARCH (q=1) นั่นเอง โดยสรุปแล้ว ถ้า b_i ทุกตัวมีค่าเท่ากับศูนย์ แบบจำลอง GARCH ก็คือ ARCH (q) นั่นเอง และเพื่อที่จะทำให้ความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขเป็นอันตะ (finite) รากลักษณะเฉพาะ (characteristic roots) ของสมการจะต้องอยู่ในวงกลม 1 หน่วย (unit circle)

เนื่องจากแบบจำลอง GARCH มีลักษณะเป็น ARMA process ซึ่งเมื่อพิจารณาค่า ACF และ PACF ของส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (residual) จะเป็นเครื่องชี้ที่เกี่ยวกับ white-noise process อย่างไรก็ตาม ACF ของส่วนที่เหลือหรือส่วนตกค้างกำลังสองสามารถช่วยระบุถึง order ของ GARCH process ได้ เนื่องจาก $E(e_t | t - 1) = \sqrt{h_t}$ เราสามารถเขียนสมการ (1) ใหม่ ได้ดังนี้

$$E(e_t^2 \mid t-1) = a_0 + \sum_{i=1}^{q} a_i e_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} b_i h_{t-i}$$

จะเห็นได้ว่า สมการมีลักษณะคล้ายกับ ARMA (q,p) ใน $\{e_t^2\}$ มาก ถ้า heteroscedasticity แบบมีเงื่อนไขมีอยู่จริง แผนภาพสหสัมพันธ์จะเป็นตัวบ่งบอกกระบวนการดังกล่าว

3. แบบจำลอง EGARCH (The exponential GARCH)

EGARCH หรือ Exponential GARCH model ถูกเสนอโดย Nelson (1991) EGARCH model ให้ความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขมีค่าดังสมการ

$$\log(s_t^2) = a_0 + b\log(s_{t-1}^2) + a\left|\frac{e_{t-1}}{s_{t-1}}\right| + x\frac{e_{t-1}}{s_{t-1}}$$

สมมติฐานว่า error มีการแจกแจงแบบ normal distribution ข้อสมมติฐานอีกประการหนึ่งคือ ค่า log ของความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขของ Nelson การประมาณค่าสมการภายใต้สมมติฐานที่ error มีการแจกแจงแบบปกติจะให้ค่าที่เหมือนกัน การประมาณค่า EGARCH model ได้ดังสมการ

$$\log(s_t^2) = a_0 + \sum_{i=1}^{p} b_i \log(s_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^{p} a_i\left|\frac{e_{t-i}}{s_{t-i}}\right| + \sum_{i=1}^{p} x_i\frac{e_{t-i}}{s_{t-i}}$$

4. แบบจำลอง GJR-GARCH

Glosten et al (1992) ได้เสนอแบบจำลอง GJR (*p,q*) ซึ่งแสดงถึงผลกระทบที่แตกต่างกันในขนาดที่เท่ากันของข่าวดีและข่าวไม่ดีที่มีต่อความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข ซึ่งแบบจำลองดังต่อไปนี้

$$s_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^{p}\left(a_i + x_i \mathrm{I}(e_{t-i})\right)e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} b_j s_{t-j}^2$$

โดยที่ $\mathrm{I}(e_t) = 1$, เมื่อ $e_t \le 0$ และ $\mathrm{I}(e_t) = 0$, เมื่อ $e_t > 0$

ถ้า $p = q = 1$ $w > 0$, $a_1 \ge 0$, $a_1 + x_1 \ge 0$ และ $b_1 \ge 0$ ซึ่งเป็นเงื่อนไขที่เพียงพอที่จะแน่ใจว่าความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข มีค่ามากกว่าศูนย์ $(s_t^2 > 0)$ ส่วนค่า $a_1(a_1 + x_1)$ แสดงถึงผลกระทบของข่าวดี (ข่าวไม่ดี) ในระยะสั้นถ้าหากเป็นข่าวแบบมีเงื่อนไขมีการแจกแจงแบบสมมาตร ดังนั้นผลกระทบในระยะสั้น คือ $(a_1 + x_1)/2$ และผลกระทบในระยะยาว คือ $(a_1 + x_1)/2 + b_1$

5. สถิติวัดความคลาดเคลื่อนของตัวแบบผลตอบแทนราคาข้าว

5.1 ค่าเฉลี่ยกำลังสองน้อยที่สุด (mean square rror : MSE) เป็นค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ที่วัดจากความคลาดเคลื่อนค่า MSE จะไวต่อความคลาดเคลื่อนที่มีขนาดใหญ่ เพราะได้จากการนำความคลาดเคลื่อนแต่ละค่ามายกกำลังสองซึ่งหาได้จาก

$$MSE = \frac{\left(\sum_{t=1}^{n} a_t^2\right)}{n}$$

โดยที่ a_t คือค่าความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์ ในช่วงเวลา t หาได้จากการนำค่าจริงลบจากค่าพยากรณ์ และ n คือ จำนวนช่วงเวลาในการพยากรณ์

5.2 ค่ารากที่สองเฉลี่ยกำลังสองน้อยที่สุด (root mean square error : RMSE) โดยที่ $RMSE = \sqrt{MSE}$

6. สถิติวัดความคลาดเคลื่อนของตัวแบบความผันผวนของราคาข้าว

6.1 $MSE_1 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(\sigma_{t+K} - \sqrt{h_{t,K}}\right)^2$

6.2 $MSE_2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(\sigma_{t+K}^2 - h_{t,K}\right)^2$

6.3 $QLIKE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(\ln(h_{t,K}) - \frac{\sigma_{t+K}^2}{h_{t,K}}\right)$

6.4 $MAD_1 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left|\sigma_{t+K} - \sqrt{h_{t,K}}\right|$

6.5 $MAD_2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left|\sigma_{t+K}^2 - h_{t,K}\right|$

6.6 $HMSE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(\frac{\sigma_{t+K}^2}{h_{t,K}} - 1\right)^2$

การศึกษาอิสระเรื่องตัวแบบความผันผวนสำหรับการพยากรณ์ราคาข้าว ครั้งนี้ได้ทำการศึกษาโดยนำข้อมูลทุติยภูมิ (secondary data) มาวิเคราะห์ การดำเนินการวิจัยมีขั้นตอนต่างๆ ดังต่อไปนี้

1. การเก็บรวบรวมข้อมูล ข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลทุติยภูมิ โดยเก็บรวบรวมมาจากฐานข้อมูลของสมาคมผู้ส่งออกข้าวไทยซึ่งเป็นข้อมูลราคาส่งออกข้าว (FOB Price) แบบรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557 โดยมีหน่วยเป็นดอลลาร์สหรัฐฯต่อตัน (US dollars per metric ton)

2. การวิเคราะห์ข้อมูล ขั้นเตรียมข้อมูลดำเนินการปรับข้อมูลให้อยู่ในรูปผลตอบแทนของราคาข้าว โดยใช้ Log (Relative Price) ซึ่งมีสูตรในการคำนวณดังนี้

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100$$

โดยที่ r_t คือ ผลตอบแทนของราคาอัตราแลกเปลี่ยน

P_t คือ ราคาของอัตราแลกเปลี่ยนในคาบเวลาปัจจุบัน

P_{t-1} คือ ราคาของอัตราแลกเปลี่ยนในคาบเวลาที่ผ่านมา

การวิเคราะห์ข้อมูลการวิจัยครั้งนี้ เป็นการพยากรณ์หาตัวแบบความผันผวนของราคาข้าว มีขั้นตอนแบ่งออกเป็น 2 ส่วน คือ การวิเคราะห์ส่วนแรก คือ นำข้อมูลผลตอบแทนราคาข้าวมาทำการทดสอบลักษณะความคงที่ หรือไม่ถ้าข้อมูลเป็นแบบไม่คงที่ จะนำข้อมูลมาหาผลต่างไปจนกว่าข้อมูลจะคงที่

การวิเคราะห์ส่วนที่สอง แบ่งการศึกษาและวิเคราะห์ข้อมูลออกเป็น 2 ตอน คือ

1. การวิเคราะห์แบบจำลอง ARIMA กับราคาข้าว ตามขั้นต่างๆ ทั้งหมด 4 ขั้นตอน ได้แก่

1.1 ขั้นตอนการกำหนดแบบจำลอง (identification) เพื่อพิจารณาแบบจำลองว่าควรมี autoregressive (p) เท่าใด differencing (d) ที่ลำดับเท่าใด และ moving average (q) เท่าใด โดยพิจารณาจาก ACF และ PACF

1.2 ขั้นตอนการประมาณค่าพารามิเตอร์ (parameter estimation) คือการพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ของ AR (autoregressive) และ MA (moving average) เพื่อนำมาสร้างสมการความสัมพันธ์ที่จะนำไปใช้พยากรณ์

1.3 ขั้นตอนการตรวจสอบความถูกต้อง (diagnostics checking) คือ การตรวจสอบรูปแบบที่นำมาใช้ว่ามีความถูกต้องเหมาะสมหรือไม่

2. การวิเคราะห์แบบจำลอง GARCH กับข้อมูลมูลค่าตามราคาข้าว โดยการนำสมการที่เหมาะสมจากการวิเคราะห์ตอนที่ 1 ของอนุกรมเวลา ARMA(p,q) มาใช้สำหรับการหาตัวแบบความผันผวน โดยการเตรียมข้อมูลนำข้อมูลผลตอบแทนของราคาข้าว ซึ่งเป็นข้อมูลทุติยภูมิ (Secondary Data) และเป็นข้อมูลลักษณะอนุกรมเวลา (Time Series Data) มาตรวจสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี Unit Root Test ซึ่งทำการทดสอบความนิ่งของตัวแปรที่นำมาทำการศึกษา โดยวิธี Dickey–Fuller (DF) หรือ Augmented Dickey–Fuller (ADF) จากนั้นพิจารณาแต่ละตัวแบบดังนี้

2.1 การวิเคราะห์ ARIMA โดยตัวแบบ GARCH โดยประมาณค่าความล่า p และ q เพื่อใช้ใน GARCH (p,q) โดยประมาณค่าพารามิเตอร์ของสมการด้วยวิธี Maximum Likelihood และพิจารณาค่าพารามิเตอร์ที่ได้ว่าแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ถ้าค่าที่ได้ไม่ตรงตามเงื่อนไขก็จะเปลี่ยนค่า p และ q จนกว่าจะได้ค่าที่ตรงตามเงื่อนไข

2.2 การวิเคราะห์ ARIMA โดยตัวแบบ EGARCH โดยประมาณค่าความล่า p และ q และกำหนดค่า threshold order เริ่มต้นที่ 1 สำหรับการคำนวณ EGARCH(p,q) โดยพิจารณาค่าพารามิเตอร์ที่ได้แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ถ้าค่าที่ได้ไม่ตรงตามเงื่อนไขก็จะเปลี่ยนค่า p และ q จนกระทั่งได้รูปแบบสมการที่เหมาะสมที่สุด

2.3 การวิเคราะห์ ARIMA โดยตัวแบบ GJR-GARCH โดยประมาณค่าความล่า p และ q กำหนดค่าสำหรับการคำนวณ GJR-GARCH(p,q) และดำเนินการเหมือนกับการวิเคราะห์ ARIMA โดยตัวแบบ EGARCH

2.4 นำค่าที่ได้จากการวิเคราะห์ของแต่ละแบบจำลองจากรูปแบบสมการต่างๆ มาเปรียบเทียบกัน

2.5 เลือกรูปแบบที่ดีที่สุด โดยพิจารณาว่ามีนัยสำคัญทางสถิติหรือไม่

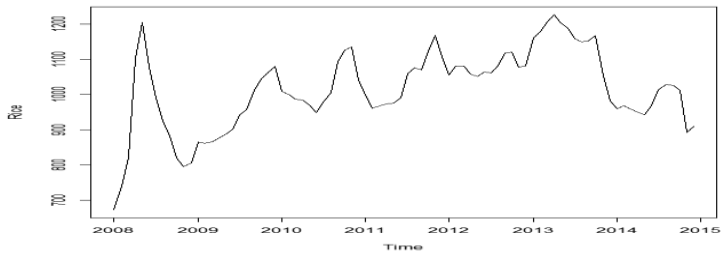
2.6 นำแบบจำลองมาพยากรณ์ความผันผวนของราคาข้าว โดยใช้เกณฑ์การพิจารณาจากค่าสถิติวัดความคลาดเคลื่อนที่กล่าวมาแล้วในบทที่สอง ดูว่าค่าที่ได้จากแบบจำลองรูปแบบใดน้อยที่สุด จะเป็นแบบจำลองที่มีความเหมาะสมที่สุดในการใช้พยากรณ์ความผันผวนของราคาข้าว

ผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้แบ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาของราคาข้าวเป็น 3 ส่วนคือ สร้างตัวแบบสำหรับราคาข้าวด้วยวิธีบอกซ์และเจนกินส์ สร้างตัวแบบความผันผวนของราคาข้าวด้วยตัวแบบ GARCH, EGARCH และ GJR-GARCH และเปรียบเทียบความถูกต้องของการพยากรณ์จากตัวแบบความผันผวนของราคาข้าวด้วยตัวแบบ GARCH, EGARCH และ GJR-GARCH ซึ่งได้ผลการวิเคราะห์ข้อมูลดังนี้

1.ตัวแบบสำหรับราคาข้าวด้วยวิธีบอกซ์และเจนกินส์

ข้อมูลราคาข้าวเป็นข้อมูลทุติยภูมิ โดยเก็บรวบรวมมาจากฐานข้อมูลของสมาคมผู้ส่งออกข้าวไทยซึ่งเป็นข้อมูลราคาส่งออกข้าว (FOB price) แบบรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557 โดยมีหน่วยเป็นดอลลาร์สหรัฐฯต่อตัน (US dollars per metric ton) ซึ่งแสดงได้ดังรูปที่ 1

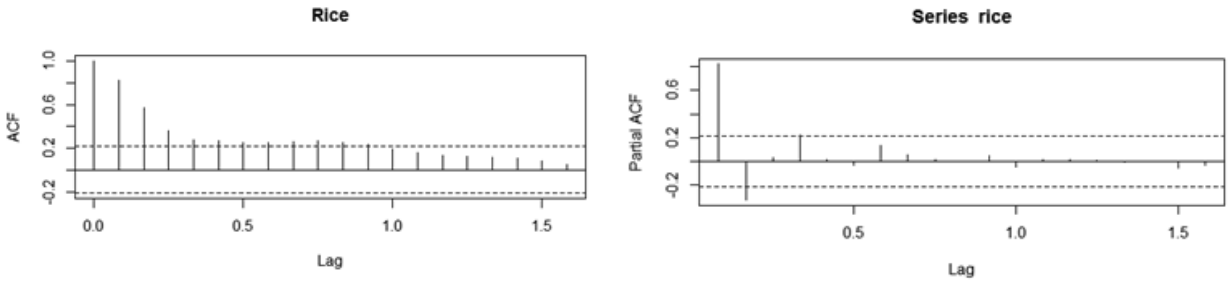


รูปที่ 1 การเคลื่อนไหวของราคาข้าวแบบรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557

เมื่อพิจารณาค่าสถิติในตารางที่ 1 พบว่า ราคาข้าวมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 1,015.95 ดอลลาร์ต่อตันและค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากับ 112.66 ดอลลาร์ต่อตัน เมื่อทำการทดสอบการแจกแจงแบบปกติด้วยสถิติ Jarque-Bera test พบว่า ราคาข้าวมีการแจกแจงแบบปกติ จากค่าสถิติ 3.0795 (P-value = 0.1297) และทำการทดสอบข้อมูลราคาข้าวว่ามีการเคลื่อนไหวแบบคงที่หรือไม่ด้วยสถิติ Augmented Dickey-Fuller test พบว่า ราคาข้าวมีการเคลื่อนไหวแบบไม่คงที่ ด้วยค่าสถิติ -3.35 (P-value = 0.0158)

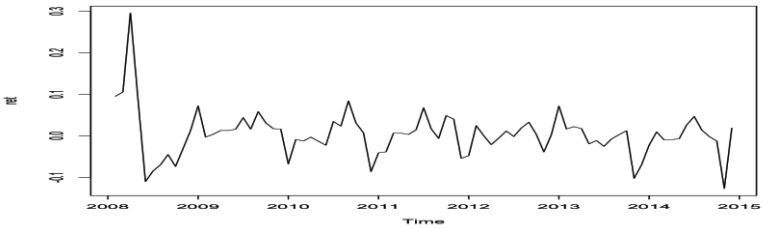
ตารางที่ 1 สถิติเบื้องต้นของราคาข้าว

สถิติ	ราคาข้าว
ค่าเฉลี่ย	1015.9452
ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	112.65780
ความเบ้	-.472
ความโด่ง	.232
Jarque-Bera Normality test	3.0795 (p-value =0.1297)
Augmented Dickey-Fuller test	-3.3506 (p-value=0.0158)



รูปที่ 2 ฟังก์ชันสหพันพันธ์ในตัว (ACF) และ ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวบางส่วน (PACF) ของราคาข้าวแบบรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557

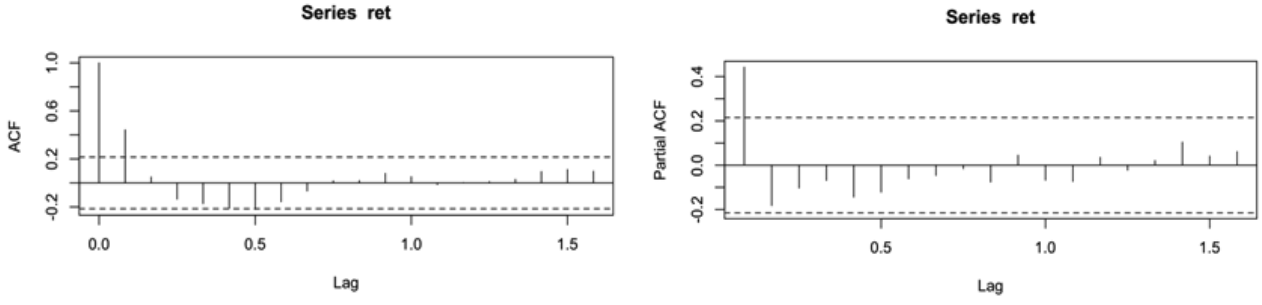
เมื่อพิจารณาจากการวิเคราะห์ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัว (ACF) และ ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวบางส่วน (PACF) ที่แสดงในรูปที่ 2 เป็นการแสดงค่าฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัว (ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวบางส่วน (PACF) และสถิติในตารางที่ 1 พบว่าข้อมูลมีลักษณะไม่คงที่ จึงทำการแปลงข้อมูลเป็นผลตอบแทนราคาข้าวซึ่งแสดงการเคลื่อนไหวดังรูปที่ 3 และค่าสถิติในตารางที่ 2



รูปที่ 3 การเคลื่อนไหวของผลตอบแทนของราคาข้าวแบบรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557

ตารางที่ 2 สถิติเบื้องต้นของผลตอบแทนของราคาข้าว

สถิติ	ผลตอบแทนของราคาข้าว
ค่าเฉลี่ย	0.003640
ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	0.05497993
ความเบ้	1.532
ความโด่ง	9.042
Jarque-Bera Normality test	277.3698(p-value=0.000)
Augmented Dickey-Fuller test	-5.3263(p-value=0.01)



รูปที่ 4 ฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัว (ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวบางส่วน (PACF) ของผลตอบแทนของราคาข้าวแบบรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2551 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2557

เมื่อพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลในรูปที่ 3 และกราฟคอลเรลโรแกรมในรูปที่ 4 พบว่า ข้อมูลของผลตอบแทนราคาข้าวมีลักษณะที่คงที่ จึงสามารถทำการวิเคราะห์โดยใช้วิธีการของบอกซ์และเจนกินส์ โดยตัวแบบที่เหมาะสมของผลตอบแทนราคาข้าวที่เป็นไปได้ ได้แก่ ARIMA (2,1,1) no constant, ARIMA (2,1,0) no constant, ARIMA (1,1,0) no constant และ ARIMA (0,1,1) no constant ซึ่งผลวิเคราะห์หาตัวแบบได้ดังตารางที่ 3 เมื่อเปรียบเทียบค่าวัดความถูกต้อง ได้แก่ RMSE, MAPE, MAE และ Normalized BIC พบว่าตัวแบบที่เหมาะสมมากที่สุดคือ ARIMA (2,0,1) no constant ซึ่งสามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$(1 - 1.299B + 0.583B)(1 - B)^1 r_t = (1 - 0.86B)e_t$$

ตารางที่ 3 ค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมของผลตอบแทนของราคาข้าว

พารามิเตอร์	ARIMA(2,0,1) no constant	ARIMA(2,0,0) no constant	ARIMA(1,0,0) no constant	ARIMA(0,0,1) no constant
f_1	1.299	0.542	0.455	
f_2	-0.583	-0.199		
q_1	0.86			-0.493
RMSE	0.048	0.049	0.049	0.049
MAPE	123.607	124.346	124.272	124.647
MAE	0.03	0.03	0.031	0.031
Normalized BIC	-5.908	-5.931	-5.963	-5.976

2. ตัวแบบความผันผวนของราคาข้าวด้วยตัวแบบ GARCH, EGARCH และ GJR-GARCH

พิจารณาข้อมูลผลตอบแทนราคาข้าวมาทดสอบความนิ่งพบว่า กราฟ ACF และ PACF มีลักษณะไม่คงที่ พบว่ารูปแบบของอนุกรมเวลาที่เหมาะสมคือ ARIMA (2,0,1) no constant และเมื่อพิจารณาฟังก์ชันอัตตสหสัมพันธ์ในตนเอง (ACF) ที่แสดงในตารางที่ 4 เมื่อเราใช้ LBQ-test เพื่อทดสอบความสัมพันธ์ต่อเนื่องในอนุกรมเวลาของราคาข้าว (P_t) และผลตอบแทนราคาข้าว (r_t) ได้ทำการทดสอบถึงค่า lag 10 พบว่า อนุกรมเวลาของราคาข้าวมีความสัมพันธ์ต่อเนื่องในการยืนยันว่าข้อมูลไม่คงที่ ส่วนผลตอบแทนราคาข้าว (r_t) มีลักษณะคงที่เพราะค่า ACF ลดลงอย่างรวดเร็วเมื่อค่า lag เพิ่มขึ้นและได้รับการยืนยันโดยการทดสอบ Augmented Dickey-Fuller test ในตารางที่ 4 เมื่อทำการวิเคราะห์อัตตสหสัมพันธ์ในตนเองของค่ากำลังสองเฉลี่ยชุดผลตอบแทน $(r_t - d)^2$ ทดสอบด้วย Ljung-Box Q-test และ Engle's ARCH test เพื่อทดสอบผลกระทบ ARCH ซึ่งพบว่า ค่ากำลังสองเฉลี่ยชุดผลตอบแทนราคาข้าวไม่คงที่และค่าการทดสอบแสดงให้เห็นว่าเกิดความผันผวนแบบมีเงื่อนไข

ตารางที่ 4 ฟังก์ชันอัตตสหสัมพันธ์ในตนเอง (ACF) ของอนุกรมเวลาของราคาข้าว (P_t) ผลตอบแทนราคาข้าว (r_t) และ ค่ากำลังสองเฉลี่ยชุดผลตอบแทน $(r_t - d)^2$

Lags	ACF of P_t			ACF of r_t			ACF of $(r_t - \delta)^2$			Engle's ARCH test	
	ACF	LBQ Test	P-value	ACF	LBQ Test	P-value	ACF	LBQ Test	P-value	ARCH Test	P-value
1	0.9310	89.9848	0.0000	0.4420	20.1260	0.0000	0.2950	0.4046	0.5247	0.0015	0.9687
2	0.8290	162.1388	0.0000	0.0570	20.4625	0.0000	-0.0150	6.7472	0.0343	0.2014	0.9042
3	0.7310	218.8049	0.0000	-0.0700	20.9789	0.0001	-0.0850	6.7778	0.0793	0.2097	0.9760
4	0.6420	262.9897	0.0000	-0.0470	21.2185	0.0003	-0.0140	7.2382	0.1238	0.2172	0.9945
5	0.5580	296.8372	0.0000	-0.1190	22.7323	0.0004	-0.0880	7.2688	0.2014	0.2297	0.9988
6	0.4840	322.6586	0.0000	-0.2020	27.1391	0.0001	-0.1720	7.2714	0.2965	0.2387	0.9997
7	0.4290	342.9005	0.0000	-0.2010	31.5839	0.0000	-0.1620	7.4118	0.3873	0.2537	0.9999
8	0.3860	359.4209	0.0000	-0.1260	33.3331	0.0001	-0.1050	7.6434	0.4691	0.2707	1.0000
9	0.3510	373.2090	0.0000	0.0030	33.3341	0.0001	0.0340	7.6477	0.5700	0.2786	1.0000
10	0.3160	384.5871	0.0000	-0.0090	33.3429	0.0002	-0.2200	7.8922	0.6394	0.2964	1.0000

การพิจารณาเพื่อหาตัวแบบความผันผวนที่เหมาะสม ได้ทำการพิจารณาตัวแบบดังต่อไปนี้ GARCH (1,1) EGARCH (1,1) และ GJR-GARCH (1,1) ซึ่งแต่ละตัวแบบจะพิจารณาการแจกแจง 3 ลักษณะคือ การแจกแจงปกติ (N) การแจกแจงที (t) และการแจกแจงแบบ Generalized Error Distributions (GED)

จากตารางที่ 5 แสดงการประมาณค่าพารามิเตอร์ของแต่ละตัวแบบ ซึ่งแต่ละตัวแบบจะประกอบด้วยการแจกแจง 3 ชนิด ซึ่งเมื่อพิจารณาแต่ละตัวแบบพบว่า ตัวแบบ GARCH มีค่าพารามิเตอร์ a_1 มีค่าเท่ากับศูนย์ทุกการแจกแจง และพิจารณาจากความเหมาะสมของตัวแบบจากค่า Log-likelihood (LOGL) พบว่า การแจกแจงที่เหมาะสมกับตัวแบบ GARCH คือการแจกแจงแบบ Generalized Error Distributions (GED) พิจารณาตัวแบบ EGARCH พบว่าค่าพารามิเตอร์ d ในการแจกแจงแบบ GED มีค่าเป็นศูนย์ และพิจารณาจากความเหมาะสมของตัวแบบจากค่า Log-likelihood (LOGL) พบว่า การแจกแจงที่เหมาะสมกับตัวแบบ EGARCH คือการแจกแจงแบบ Generalized Error Distributions (GED) และพิจารณาตัวแบบ GJR-GARCH พบว่าค่าพารามิเตอร์ a_1 และ x มีค่าเป็นศูนย์ และพิจารณาจากความเหมาะสมของตัวแบบจากค่า Log-likelihood (LOGL) พบว่า การแจกแจงที่เหมาะสมกับตัวแบบที่มีค่า LOGL มากที่สุด คือ EGARCH ที่มีการแจกแจงแบบ Generalized Error Distributions (GED).

ตารางที่ 5 ค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบความผันผวนของผลตอบแทนราคาข้าว

Parameters	GARCH			EGARCH			GJR-GARCH		
	N	t	GED	N	t	GED	N	t	GED
d	0.2072	0.5360	0.3474	0.1897	0.5268	0.0009	0.2072	0.5105	0.3474
Std.err.	0.4812	0.3360	0.3135	0.2407	0.2902	0.2773	0.4859	0.3527	0.3207
a_0	1.4310	3.3510	1.7746	1.2275	0.9061	0.9947	1.4310	0.5650	1.7745
Std.err.	0.9710	5.9630	2.0675	0.1879	0.3235	0.2588	1.0015	2.6938	2.1237
a_1	0.0000	0.0000	0.0000	-0.9651	-0.9593	-0.8161	0.0000	0.0000	0.0000
Std.err.	0.0598	0.1718	0.1084	0.2402	0.6253	0.3474	0.0660	0.1302	0.1106
b_1	0.8986	0.8722	0.8763	-0.1338	-0.1375	-0.0805	0.8986	0.9053	0.8763
Std.err.	0.0865	0.2417	0.1709	0.1632	0.2561	0.1964	0.0893	0.1631	0.1831
x				0.7760	0.8676	0.8299	0.0000	0.0000	0.0000
Std.err.				0.0150	0.0115	0.0137	0.0808	0.2235	0.1771
n		2.5626	1.0089		2.8368	1.3977		2.7933	1.0089
Std.err.		1.2421	0.2907		0.7656	0.4597		1.7635	0.3000
Log(L)	-212.1435	-207.4504	-206.9737	-201.0757	-201.0890	-200.5398	-212.1435	-207.5252	-206.9737

3. เปรียบเทียบความถูกต้องของการพยากรณ์จากตัวแบบความผันผวนของราคาข้าวด้วยตัวแบบ GARCH, EGARCH และ GJR-GARCH

ผู้วิจัยได้ใช้สถิติเปรียบเทียบตัวแบบความผันผวนที่เหมาะสมหลายประเภท ซึ่งแสดงในตารางที่ 6 ซึ่งได้ทำการนำไปพยากรณ์กับข้อมูลที่ใช้หาตัวแบบ ซึ่งพบว่า ตัวแบบ GARCH-GED แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ MAD2 ตัวแบบ EGARCH-N แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ MSE1 ตัวแบบ EGARCH-t แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ AIC BIC และ HMSE ตัวแบบ EGARCH-GED แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ MSE2 ตัวแบบ GJR-N แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ LOGL R2LOG MAD1 และตัวแบบ GJR-GED แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ QLIKE ซึ่งผู้วิจัยจะนำตัวแบบเหล่านี้ไปพยากรณ์ความผันผวนของราคาข้าวที่ใช้เป็นตัวเปรียบเทียบในอนาคตในตารางที่ 7

ตารางที่ 6 สถิติที่ใช้ในการเปรียบเทียบความคลาดเคลื่อนในข้อมูลที่ใช้สร้างตัวแบบความผันผวนราคาข้าว

Models	N	PERS	AIC	Rank	BIC	Rank	LOGL	Rank	MSE1	Rank	MSE2	Rank	QLIKE	Rank	R2LOG	Rank	MAD2	Rank	MAD1	Rank	HMSE	Rank
GARCH-N	4	0.81	5.81	8	5.93	7	-222.45	2	15.07	6	9647.89	5	3.87	5	8.08	6	32.31	4	2.87	5	3.79	3
GARCH-t	5	0.79	5.73	5	5.88	5	-218.62	4	15.39	7	9197.43	3	3.91	6	8.62	8	32.07	3	2.97	8	4.00	5
GARCH-GED	5	0.76	5.72	4	5.87	3	-218.01	6	15.06	5	9343.53	4	3.92	7	8.22	7	31.31	1	2.87	6	4.69	6
EGARCH-N	5	0.85	5.76	7	5.91	6	-219.63	3	14.12	1	9048.05	2	3.82	4	8.03	5	31.43	2	2.80	4	2.81	2
EGARCH-t	6	0.95	5.57	1	5.76	1	-211.40	9	49.23	9	25897.08	9	4.34	9	12.75	9	92.33	9	5.90	9	1.15	1
EGARCH-GED	6	0.91	5.66	2	5.85	2	-214.89	8	16.81	8	7134.66	1	3.79	2	7.79	4	36.05	8	2.95	7	5.16	8
GJR-N	5	0.88	5.91	9	6.06	9	-225.57	1	14.82	4	11065.76	8	3.98	8	6.44	1	34.31	7	2.64	1	8.85	9
GJR-t	6	0.86	5.75	6	5.93	8	-218.12	5	14.33	2	10254.41	6	3.82	3	6.86	2	33.20	5	2.66	2	4.82	7
GJR-GED	6	0.87	5.70	3	5.88	4	-216.21	7	14.72	3	10551.50	7	3.78	1	7.11	3	34.17	6	2.72	3	3.80	4

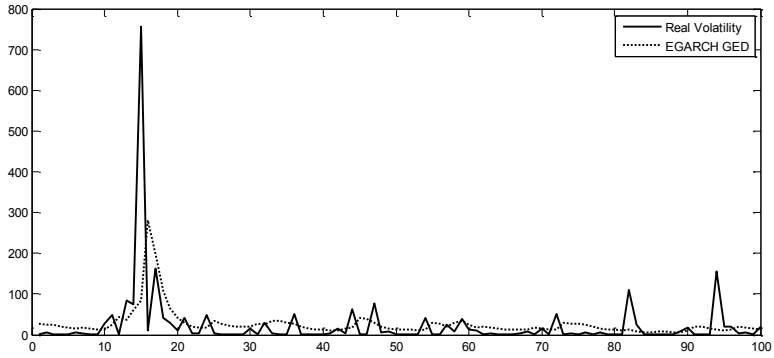
เมื่อทำการพยากรณ์ความผันผวนด้วยตัวแบบ GARCH-GED EGARCH-N EGARCH-t EGARCH-GED GJR-N และ GJR-GED ในข้อมูลในอนาคต แล้วทำการเปรียบเทียบค่าสถิติเพื่อพิจารณาค่าความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด พบว่า ตัวแบบ EGARCH-N แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ LOGL MSE1 และ MAD2 ส่วนตัวแบบ EGARCH-GED แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ AIC BIC MSE2 QLIKE R2LOG และ MAD1 ซึ่งเมื่อพิจาณาแล้วพบว่า ตัวแบบ EGARCH-GED แสดงค่าสถิติที่วัดความคลาดเคลื่อนเหมาะสมที่สุด ดังนั้นผู้วิจัยจึงเลือกตัวแบบ EGARCH-GED เป็นตัวแบบที่เหมาะสมมากที่สุดในการพยากรณ์ความผันผวนของราคาข้าว ซึ่งเขียนสมการได้ดังนี้

$$s_t^2 = 0.9967 + \left(-0.8161 + 0.8299\mathrm{I}(e_{t-1})\right)e_{t-1}^2 - 0.0805s_{t-1}^2$$

ในรูปที่ 5 แสดงค่าความผันผวนที่แท้จริงของราคาข้าว และค่าพยากรณ์ความผันผวนจากตัวแบบ EGARCH-GED

ตารางที่ 7 สถิติที่ใช้ในการเปรียบเทียบความคลาดเคลื่อนในข้อมูลที่ใช้สร้างตัวแบบความผันผวนราคาข้าว ในข้อมูลอนาคต

ตัวแบบ	AIC	Rank	BIC	Rank	LOGL	Rank	MSE1	Rank	MSE2	Rank	QLIKE	Rank	R2LOG	Rank	MAD2	Rank	MAD1	Rank	HMSE	Rank
GARCH-GED	5.715	2	5.846	2	-280.762	2	15.098	4	7648.921	3	3.969	4	8.371	3	30.331	3	2.973	4	5.195	4
EGARCH-N	5.851	5	5.981	5	-287.542	1	14.161	1	6915.419	2	3.918	2	8.464	4	28.614	1	2.880	3	3.981	3
EGARCH-t	5.715	3	5.872	3	-279.773	4	148.093	5	144133.469	5	5.235	5	20.751	5	214.791	5	10.772	5	0.851	1
EGARCH-GED	5.639	1	5.795	1	-275.953	5	14.228	2	6069.289	1	3.748	1	7.545	1	30.151	2	2.814	1	3.489	2
GJR-GED	5.721	4	5.878	4	-280.068	3	14.613	3	8073.869	4	3.960	3	7.594	2	31.799	4	2.831	2	7.429	5



รูปที่ 5 ค่าความผันผวนที่แท้จริงของราคาข้าว (เส้นทึบ) และค่าพยากรณ์ความผันผวนจากตัวแบบ EGARCH-GED (เส้นประ)

อภิปรายผล

ข้อมูลราคาข้าวเป็นข้อมูลทุติยภูมิ ราคาข้าวมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 1,015.95 ดอลลาร์สหรัฐฯ ต่อตันและค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากับ 112.66 ดอลลาร์สหรัฐฯ ต่อตัน จากนั้นทำการทดสอบการแจกแจงแบบปกติด้วยสถิติ Jarque-Bera test พบว่า ราคาข้าวมีการแจกแจงแบบปกติ จากค่าสถิติ 3.0795 จากนั้นทำการทดสอบสถิติ Augmented Dickey-Fuller test พบว่า ราคาข้าวมีการเคลื่อนไหวแบบไม่คงที่ ด้วยค่าสถิติ -3.35 จึงสามารถทำการวิเคราะห์โดยใช้วิธีการของบอกซ์และเจนกินส์ โดยตัวแบบที่เหมาะสมของราคาข้าว พบว่าตัวแบบที่เหมาะสมมากที่สุดคือ ARIMA(2,0,1) no constant

เมื่อนำข้อมูลอนุกรมเวลามาทดสอบความนิ่งของผลตอบแทนราคาข้าว ได้ทำการพิจารณาตัวแบบดังต่อไปนี้ GARCH (1,1) EGARCH (1,1) และ GJR-GARCH (1,1) ลำดับต่อไปจะพิจารณาการแจกแจงที่เหมาะสมกับข้อมูลซึ่งพิจาณาการแจกแจง 3 การแจกแจงคือ การแจกแจงปกติ (N) การแจกแจงที (t) และการแจกแจงแบบ Generalized Error Distributions (GED)

ผู้วิจัยได้ใช้สถิติเปรียบเทียบตัวแบบความผันผวนที่เหมาะสมหลายประเภท ซึ่งได้ทำการนำไปพยากรณ์กับข้อมูลที่ใช้หาตัวแบบ ซึ่งพบว่า ตัวแบบ GARCH-GED แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ MAD2 ตัวแบบ EGARCH-N แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ MSE1 ตัวแบบ EGARCH-t แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ AIC BIC และ HMSE ตัวแบบ EGARCH-GED แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ MSE2 ตัวแบบ GJR-N แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ LOGL R2LOG MAD1 และ ตัวแบบ GJR-GED แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ QLIKE ซึ่งผู้วิจัยจะนำตัวแบบเหล่านี้ไปพยากรณ์ความผันผวนของราคาข้าวที่ใช้เป็นตัวเปรียบเทียบในอนาคต พบว่า ตัวแบบ EGARCH-N แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ LOGL MSE1 และ MAD2 ส่วนตัวแบบ EGARCH-GED แสดงผลให้ความคลาดเคลื่อนน้อยสุดในสถิติ AIC BIC MSE2 QLIKE R2LOG และ MAD1 ซึ่งเมื่อพิจาณาแล้วพบว่า ตัวแบบ EGARCH-GED แสดงค่าสถิติที่วัดความคลาดเคลื่อนเหมาะสมที่สุด ดังนั้นผู้วิจัยจึงเลือกตัวแบบ EGARCH-GED เป็นตัวแบบที่เหมาะสมมากที่สุด

เอกสารอ้างอิง

ณัฐนัยน์ เงินเกื้อกูล และพีรยุทธ์ ชาญเศรษฐิกุล. (2553). **การพยากรณ์ราคาข้าวสารและข้าวเปลือกเพื่อตัดสินใจเลือกผลิตข้าวให้ได้กำไรสูงสุด**. โครงงานนิสิตภาควิชาวิศวกรรมอุตสาหการ คณะวิศวกรรมศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

ทรงศิริ แต้สมบัติ. (2549). **การพยากรณ์เชิงปริมาณ**. กรุงเทพฯ : มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์. (2542). พฤติกรรมการส่งผ่านราคากุ้งกุลาดำระหว่างตลาดค้าส่งโตเกียวกับตลาดผู้คัดบรรจุในประเทศไทย. **วารสารเศรษฐศาสตร์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่, 33**(3), 16-51.

พรหมภรณ์ แสงภัทรเนตร. (2548). **การพยากรณ์ราคาข้าวในประเทศ**. วิทยานิพนธ์วิทยาศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

มนฤดี เกิดสมบุญ. (2542). **การพยากรณ์ผลผลิตและราคาสินค้าเกษตร**. วิทยานิพนธ์สถิติศาสตรมหาบัณฑิต สาขาพาณิชยศาสตร์และการบัญชี บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

ศิริลักษณ์ เล็กสมบูรณ์. (2531). **การวิเคราะห์อนุกรมเวลา**. มหาสารคาม : คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยศรีนครินทรวิโรฒ มหาสารคาม.

สุพรรณี อึ้งปัญสัตวงศ์. (2541). **เทคนิคการพยากรณ์เชิงสถิติ**. ขอนแก่น : หน่วยผลิตเอกสาร คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น.

อัมรินทร์ ก้อนแพง และสมจิตร อาจอินทร์. (2554). การพยากรณ์ราคาข้าวเปลือกโดยใช้เทคนิคการทำเหมืองข้อมูล**. ใน การประชุมวิชาการเสนอผลงานวิจัยระดับบัณฑิตศึกษาแห่งชาติ ครั้งที่ 23.** (หน้า 82-87). นครราชสีมา : มหาวิทยาลัยราชมงคลอีสาน.

Abraham, Bovas & Ledolter, Johannes. (1983). **Statistical Methods for Forecasting**. New York : John Willey & Sons.

Bollerslev, Tim. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. **Journal of Econometrics, 31**, 307-327.

Enders, Walter. (1995). **Applied Econometric Time Series**. New York : John Willey & Sons.

Glosten, L.R., Jagannathan, R., & Runkle, D.E. (1992*).* On the Relation Between the Expected Value and Volatility of the Nominal Excess Returns on Stocks. **Journal of Finance, 46**, 1779-1801.

Gujarati, Damodar N. (2003). **Basic Econometrics**. (4 th ed). New York : McGraw–Hill International.

Nelson, D.B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. **Econometrica, 59**(2), 347-370.