ตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ

Forecasting Model for the Export Value of Thai Jasmine Rice

วรางคณา กีรติวิบูลย์*

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ วิทยาเขตพัทลุง

Warangkhana Keerativibool*

Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University, Phatthalung Campus

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการวิจัยครั้งนี้ คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดของมูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมิถุนายน 2545 ถึงเดือนกรกฎาคม 2556 จำนวน 134 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมิถุนายน 2545 ถึงเดือนกรกฎาคม 2555 จำนวน 122 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2555 ถึงเดือนกรกฎาคม 2556 จำนวน 12 ค่า สำหรับการตรวจสอบความแม่นของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์เป็น

$$\hat{Y}_t = 0.13284\hat{Y}_{1t} + 0.86716\hat{Y}_{2t}$$

เมื่อ $\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ตามลำดับ

คำสำคัญ : ข้าวหอมมะลิ บอกซ์-เจนกินส์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง การพยากรณ์รวม เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย

***E-mail:** warang27@gmail.com

Abstract

The purpose of this research was to construct the most suitable forecasting model for the export value of Thai jasmine rice. The data gathered from the website of Office of Agricultural Economics during June, 2002 to July, 2013 (134 values) were used and divided into two categories. The first category has 122 values, which are the data during June, 2002 to July, 2012 for the modeling by the methods of Box-Jenkins, Winters' additive exponential smoothing, and combined forecasting. The second category has 12 values which are the data during August, 2012 to July, 2013 for checking the accuracy of the forecasting models via the criterion of the lowest mean absolute percentage error. The results showed that for all forecasting methods that have been studied, the combined forecasting is the most suitable for this time series and the forecasting model is:

$$\hat{Y}_t = 0.13284\hat{Y}_{1t} + 0.86716\hat{Y}_{2t}$$

where $\hat{Y}_{1t}$ and $\hat{Y}_{2t}$ represent the single forecasts at time t from Box-Jenkins and Winters' additive exponential smoothing, respectively.

Keywords : Thai Jasmine Rice, Box-Jenkins, Exponential Smoothing, Combined Forecasting, Mean Absolute Percentage Error

บทนำ

ประเทศไทยเป็นแหล่งพันธุกรรมข้าวอันอุดมสมบูรณ์และมีความหลากหลาย มีการพัฒนาพันธุ์ให้ต้านทานโรค แมลง และทนทานต่อสภาพแวดล้อม แต่ในอดีตข้าวไทยส่วนใหญ่มักแตกหักและมีการปลูกหลายพันธุ์มากเกินไป ไม่มีการคัดแยกเมล็ดพันธุ์ ดังนั้นรัชการที่ 5 จึงทรงมีพระราชดำริให้เกษตรกรนำพันธุ์ข้าวพื้นเมืองมาประกวดกันเป็นครั้งแรกเมื่อปี 2450 ที่อำเภอธัญบุรี ซึ่งพันธุ์ข้าวที่ส่งประกวดนั้น รัฐบาลได้นำมาปลูก เพื่อคัดเลือกเมล็ดพันธุ์ที่ดี มีคุณภาพ สำหรับแนะนำเกษตรกร โดยพันธุ์ข้าวชุดแรกที่มีการแนะนำในปี 2479 ได้แก่ พวงเงิน ทองระย้าดำ น้ำดอกไม้ และปิ่นแก้ว ต่อมาระหว่างปี 2493 ถึง 2495 กรมการข้าว กระทรวงเกษตรและสหกรณ์ มีการรวบรวมพันธุ์ข้าวพื้นเมืองทั่วประเทศ เพื่อประเมินลักษณะเมล็ด และคัดเลือกจากพันธุ์ข้าวประมาณ 6,000 ตัวอย่าง ได้ข้าวพันธุ์ดีหลายพันธุ์ ในจำนวนนี้มีพันธุ์ข้าวขาวดอกมะลิ 105 รวมอยู่ด้วย ซึ่งเป็นพันธุ์ที่พบครั้งแรกที่แหลมประดู่ อำเภอพนัสนิคม จังหวัดชลบุรี โดยนายจรูญ ตัณฑาวุฒ ได้นำมาปลูกไว้ตั้งแต่ปี 2488 จนกระทั่งปี 2493 พนักงานข้าว อำเภอบางคล้า รวบรวมรวงข้าว จำนวน 199 รวง มาเพาะเป็นต้นข้าวเรียงเป็นแถวได้ 199 แถว ปรากฏว่าต้นข้าวแถวที่ 105 ดีที่สุด จึงนำมาเป็นแม่พันธุ์และกลายเป็นข้าวหอมมะลิที่ปลูกกันอยู่ในปัจจุบัน (สำนักวิจัยและพัฒนาข้าว, ม.ป.ป.) คุณสมบัติที่ทำให้ข้าวหอมมะลิเป็นข้าวคุณภาพสูง ได้ขนาดมาตรฐานข้าวชั้น 1 คือ เมื่อสีเป็นข้าวสารจะได้ข้าวเรียว ยาว ขาวใส เป็นเงาแกร่ง มีท้องไข่น้อย และมีกลิ่นหอมคล้ายใบเตย หุงเป็นข้าวสุกจะมีรสชาติดี เป็นข้าวที่มีอะมิโลสต่ำ คือ ประมาณ 12% ถึง 18% ทำให้ข้าวสุกมีความอ่อนนุ่ม (นรินทร์ พันธุ์ครู, 2552) จากคุณสมบัติเด่นดังกล่าว ทำให้ข้าวหอมมะลิของไทยเป็นสินค้าส่งออกที่รู้จักกันทั่วโลก และอยู่ในตำแหน่งการส่งออกอันดับ 1 ของโลกมานานกว่า 20 ปี อย่างไรก็ตามจากข้อมูลของกรมส่งเสริมการค้าระหว่างประเทศ กระทรวงพาณิชย์ พบว่า ภาพรวมการส่งออกข้าวของไทยในปี 2556 ยังคงซบเซา และคาดว่าจะเสียตำแหน่งการส่งออกข้าวอันดับ 1 ให้กับอินเดียและเวียดนามเหมือนกับปี 2555 อีกครั้ง เนื่องจากทั้ง 2 ประเทศมีความได้เปรียบด้านต้นทุนการผลิต ทำให้สามารถขายข้าวได้ในราคาที่ต่ำกว่า อีกทั้งยังมีพัฒนาการจนสามารถส่งออกข้าวได้เพิ่มขึ้นอย่างรวดเร็ว โดยในช่วงเดือนมกราคมถึงเมษายน 2556 ประเทศไทยเพิ่งส่งออกข้าวได้เพียง 2.4 ล้านตัน หากจะส่งออกให้ได้ครบตามเป้าหมาย 8.5 ล้านตัน ในช่วงเวลาที่เหลืออีก 8 เดือน จะต้องส่งออกได้เฉลี่ยเดือนละ 8 แสนตัน ซึ่งถือว่าเป็นไปได้ยากมาก จึงมีการประเมินว่าในปี 2556 อินเดียจะเป็นผู้ส่งออกอันดับ 1 ของโลกต่อไป รองลงมา คือ เวียดนาม และตามมาด้วยประเทศไทย (สำนักข่าว, 2556)

ด้วยเหตุผลของความไม่แน่นอนในมูลค่าการส่งออก ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะนำมูลค่าการส่งออกในอดีตมาสร้างตัวแบบพยากรณ์ โดยการศึกษาครั้งนี้จะให้ความสนใจกับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ เพื่อใช้เป็นจุดเริ่มต้นของการวางแผนการปลูก ซึ่งส่งผลดีต่อการตัดสินใจ การบริหารจัดการด้านความเสี่ยงต่างๆ ช่วยในการประเมินการคาดการณ์มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิล่วงหน้า อีกทั้งยังเป็นประโยชน์ต่อรัฐบาลในการวางนโยบายเชิงกลยุทธ์ทางด้านการค้าในอนาคตต่อไป

วัสดุอุปกรณ์และวิธีการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ โดยใช้โปรแกรม SPSS (Statistical Package for Social Sciences) รุ่น 17 ซึ่งข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาได้มาจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2556) เป็นอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ (บาท) ตั้งแต่เดือนมิถุนายน 2545 ถึงเดือนกรกฎาคม 2556 จำนวน 134 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมิถุนายน 2545 ถึงเดือนกรกฎาคม 2555 จำนวน 122 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2555 ถึงเดือนกรกฎาคม 2556 จำนวน 12 ค่า นำมาใช้สำหรับการตรวจสอบความแม่น (Accuracy) ของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) ที่ต่ำที่สุด

1. การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

วิธีบอกซ์-เจนกินส์ เป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีความถูกต้องสูง เนื่องจากได้กำหนดตัวแบบโดยการตรวจสอบคุณสมบัติของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function: ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) ซึ่งพิจารณาภายใต้อนุกรมเวลาที่คงที่ (Stationary) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ (ทรงศิริ แต้สมบัติ, 2549) ตัวแบบทั่วไปของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ คือ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$_s$ แสดงดังสมการที่ (1) (Box *et al*., 1994)

$\phi_p(B)\Phi_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D Y_t = \delta + \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)\varepsilon_t$ (1)

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปรกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_p(B^s)$ แทนค่าคงที่ โดยที่ μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \ldots - \phi_p B^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ p (Non-Seasonal Autoregressive Operator of Order p: AR(p))

$\Phi_p(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \ldots - \Phi_p B^{ps}$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบมีฤดูกาลอันดับที่ P (Seasonal Autoregressive Operator of Order P: SAR(P))

$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \ldots - \theta_q B^q$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ q (Non-Seasonal Moving Average Operator of Order q: MA(q))

$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \ldots - \Theta_Q B^{Qs}$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาลอันดับที่ Q (Seasonal Moving Average Operator of Order Q: SMA(Q))

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนฤดูกาล

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลตามลำดับ

B แทนตัวดำเนินการถอยหลัง (Backward Operator) โดยที่ $B^s Y_t = Y_{t-s}$

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ แสดงรายละเอียดดังนี้

1) พิจารณาอนุกรมเวลาว่าคงที่หรือไม่ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา (Y_t, t) กราฟ ACF และ PACF หากพบว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่ (Non-Stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ก่อนที่จะทำขั้นตอนต่อไป เช่น การแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (Difference or Seasonal Difference) การแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมสามัญหรือลอการิทึมธรรมชาติ (Common Logarithm or Natural Logarithm) การแปลงข้อมูลด้วยเลขยกกำลัง เช่น ยกกำลัง 0.5 (Square Root Transformation) หรือยกกำลัง 2 (Square Transformation) เป็นต้น (Bowerman & O'Connell, 1993)

2) กำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่คงที่ นั่นคือ กำหนดค่า p, q, P และ Q พร้อมทั้งประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ

3) ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจากตัวแบบพยากรณ์ครั้งละ 1 ตัว โดยถ้าพารามิเตอร์ของอันดับที่ต่ำกว่าไม่มีนัยสำคัญ แต่อันดับที่สูงกว่ามีนัยสำคัญ ควรตัดพารามิเตอร์ของอันดับที่สูงที่สุดออกก่อน เช่น มีพารามิเตอร์ 2 ตัว คือ ϕ_1 และ ϕ_2 ถ้า ϕ_1 ไม่มีนัยสำคัญ แต่ ϕ_2 มีนัยสำคัญ ควรตัด ϕ_2 ออกก่อน จากนั้นจึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์และประมาณค่าพารามิเตอร์ใหม่จนกว่าจะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญทั้งหมด

4) คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian Information Criterion: BIC) ที่ต่ำที่สุด มีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ และอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ $\{e_t\}$ มีคุณลักษณะดังต่อไปนี้

- มีการแจกแจงปรกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov's Test)
- มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของ $\{e_t\}$ หรือพิจารณาจากการทดสอบการแจกแจงแบบสุ่ม (Runs Test)
- มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-Test)
- มีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบเอฟ (F-Test) ของเลวีน ภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene's Test Based on Median)

5) พยากรณ์อนุกรมเวลาโดยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากขั้นตอนที่ 4

2. การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing Method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์จัดเป็นเทคนิคการวิเคราะห์ข้อมูลโดยนำอนุกรมเวลาจากอดีตมาวิเคราะห์องค์ประกอบ เพื่อกำหนดตัวแบบจำลองสำหรับการพยากรณ์ค่าอนาคต วิธีการนี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเชิงเส้นและมีความผันแปรตามฤดูกาล ซึ่งแบ่งออกได้เป็น 2 กรณี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีความผันแปรตามฤดูกาลคงที่ กล่าวคือความผันแปรตามฤดูกาลมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing) ควรใช้กับ

การพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีความผันแปรตามฤดูกาลเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (Winters, 1960) อย่างไรก็ตาม ผู้วิจัยควรทดลองสร้างตัวแบบพยากรณ์ทั้ง 2 กรณี คือ ทั้งการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและแบบคูณ จากนั้นจึงตรวจสอบความแม่นของตัวแบบพยากรณ์ว่ารูปแบบใดมีความเหมาะสมมากกว่า เนื่องจากข้อความสำหรับความเหมาะสมข้างต้นเป็นเพียงข้อสังเกตเท่านั้น เช่นเดียวกับการวิจัยครั้งนี้ หากสังเกตจากมูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิของข้อมูลชุดที่ 1 ในช่วงเดือนมิถุนายน 2545 ถึงเดือนกรกฎาคม 2555 (แสดงรายละเอียดในภาพที่ 1 ของผลการวิจัย) พบว่า ความผันแปรตามฤดูกาลมีค่าเพิ่มขึ้นตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป แต่เมื่อตรวจสอบความแม่นของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) พบว่า รูปแบบคูณมีค่า MAPE สูงกว่ารูปแบบบวก ดังนี้ผู้วิจัยจึงใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ซึ่งมีตัวแบบแสดงดังสมการที่ (2) และตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3) (สมเกียรติ เกตุเอี่ยม, 2548)

$$Y_t = (\beta_0+\beta_1 t)+S_t+\varepsilon_t \quad (2)$$

$$\hat{Y}_{t+m} = (a_t+b_t m)+\hat{S}_t \quad (3)$$

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

β_0 , β_1 และ S_t แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาลตามลำดับ

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปรกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m โดยที่ m แทนจำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า

a_t , b_t และ $\hat{S}_t$ แทนค่าประมาณ ณ เวลา t ของพารามิเตอร์ β_0 , β_1 และ S_t ตามลำดับ

โดยที่ $a_t = \alpha(Y_t-\hat{S}_{t-s})+(1-\alpha)(a_{t-1}+b_{t-1})$

$b_t = \gamma(a_t-a_{t-1})+(1-\gamma)b_{t-1}$

$\hat{S}_t = \delta(Y_t-a_t)+(1-\delta)\hat{S}_{t-s}$

α , γ และ δ แทนค่าคงที่การปรับเรียบ โดยที่ $0 < \alpha < 1$, $0 < \gamma < 1$ และ $0 < \delta < 1$

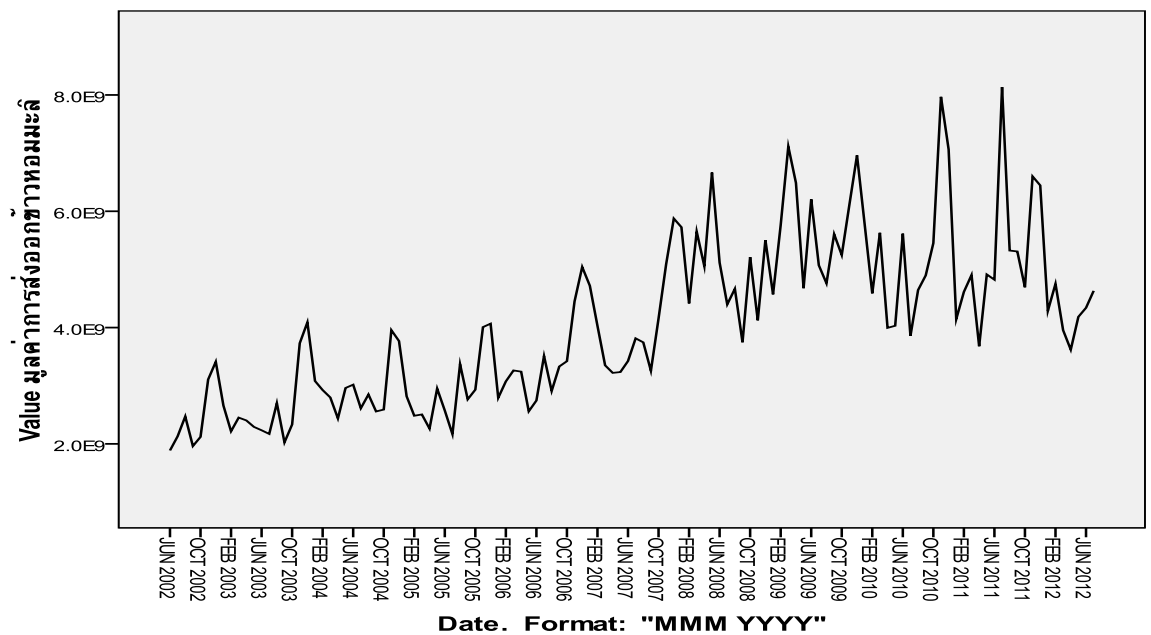
t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนฤดูกาล

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ตามขั้นตอนที่ 4 ของการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

3. การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม (Combined Forecasting Method)

กรณีที่มีวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไป ให้ค่าของเกณฑ์ที่ใช้เปรียบเทียบความแม่นของค่าพยากรณ์



ภาพที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ ตั้งแต่เดือนมิถุนายน 2545 ถึงเดือนกรกฎาคม 2555

ไม่แตกต่างกันมากนัก จึงเป็นเรื่องยากสำหรับผู้วิจัยที่จะพิจารณาเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด ดังนั้นวิธีการพยากรณ์รวมจึงเป็นทางเลือกหนึ่งที่น่าสนใจ เนื่องจากถ้าผู้วิจัยสามารถกำหนดค่าถ่วงน้ำหนักที่เหมาะสมให้กับวิธีการพยากรณ์เดี่ยว จะทำให้ได้ค่าพยากรณ์รวมที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยลง (มุกดา แม้นมินทร์, 2549) ณ ที่นี้ได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และมีตัวแบบพยากรณ์รวม ดังนี้

$$\hat{Y}_t = w_1\hat{Y}_{1t} + w_2\hat{Y}_{2t} \quad (4)$$

เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t

$\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ตามลำดับ

w_1 และ w_2 แทนค่าถ่วงน้ำหนักของวิธีบอกซ์-เจนกินส์และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ตามลำดับ โดยที่

$$w_1 = \frac{b_1}{b_1 + b_2} \quad \text{และ} \quad w_2 = \frac{b_2}{b_1 + b_2} \quad (5)$$

b_1 และ b_2 แทนค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Squares Method) (Montgomery *et al*., 2006) ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ตามลำดับ เมื่อกำหนดให้ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากทั้ง 2 วิธีเป็นตัวแปรอิสระ และมูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิเป็นตัวแปรตาม ซึ่งค่า b_1 และ b_2 จะคำนวณจากจำนวนข้อมูลพยากรณ์ในอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ณ ที่นี้คือ 121 ค่า เนื่องจากมีการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ทำให้ไม่มีค่าพยากรณ์ค่าแรก

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ตามขั้นตอนที่ 4 ของการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

4. การตรวจสอบความแม่นของตัวแบบพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้ตรวจสอบความแม่นของตัวแบบพยากรณ์จากวิธีการทั้งหมด 3 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม โดยทำการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิของข้อมูลชุดที่ 2 คือ อนุกรมเวลาตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2555 ถึงเดือนกรกฎาคม 2556 จำนวน 12 ค่า ได้ค่าความแตกต่างระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์ (Error: e_t) เพื่อคำนวณค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ซึ่งมีสูตรแสดงดังสมการที่ (6) (สมเกียรติ เกตุเอี่ยม, 2548) โดยวิธีการพยากรณ์ใดมีค่า MAPE ต่ำที่สุด คือ วิธีที่มีความแม่นในการพยากรณ์มากที่สุด

$$\text{MAPE} = \frac{100}{n_2}\sum_{t=1}^{n_2}\left|\frac{e_t}{Y_t}\right| \quad (6)$$

เมื่อ $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$ แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t

Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

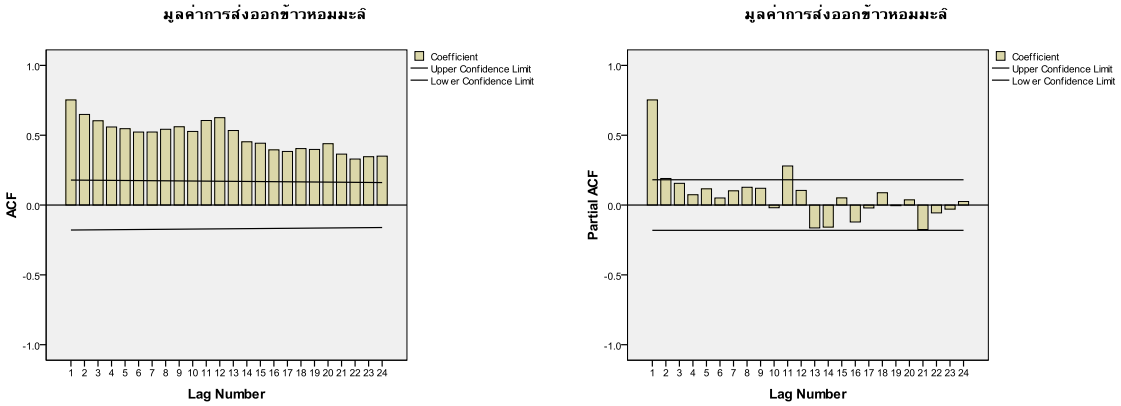
5. การพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ

จากการตรวจสอบความแม่นของตัวแบบพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม เมื่อทราบว่าตัวแบบพยากรณ์ใดมีค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ต่ำที่สุด จะใช้ตัวแบบพยากรณ์นั้นสำหรับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2556 ถึงเดือนธันวาคม 2557 ต่อไป

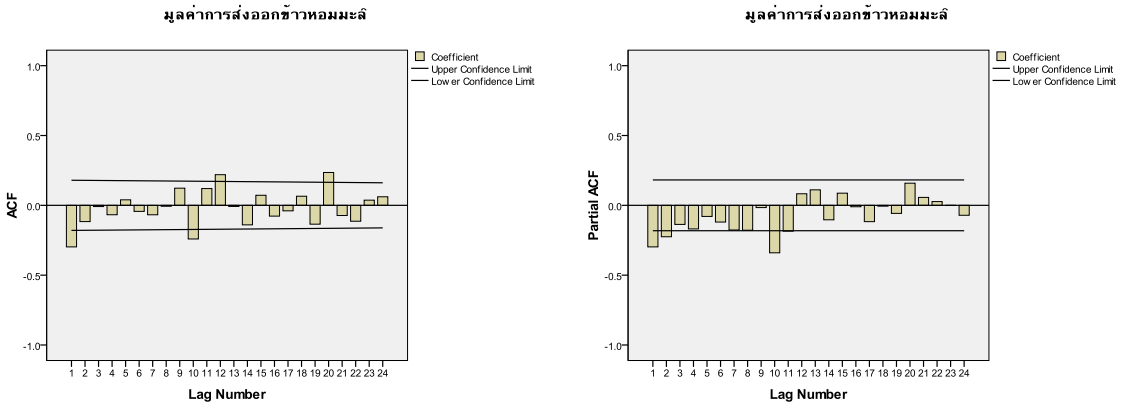
ผลการวิจัยและวิจารณ์ผล

1. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 คือ มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ ตั้งแต่เดือนมิถุนายน 2545 ถึงเดือนกรกฎาคม 2555 จำนวน 122 ค่า ดังภาพที่ 1 พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้ยังไม่คงที่ เนื่องจากมีส่วนประกอบของแนวโน้ม และจากกราฟ ACF และ PACF ดังภาพที่ 2 พบว่า กราฟ ACF ในภาพซ้ายมีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบลดลงอย่างช้าๆ (Die Down Slowly) ดังนั้น ณ ที่นี้จึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 (d = 1) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังภาพที่ 3 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ ดังแสดงในตารางที่ 1 โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า BIC ต่ำที่สุด คือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(1, 0, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่ แต่เมื่อพิจารณาพารามิเตอร์ ϕ_1 และ Θ_1 ของตัวแบบดังกล่าวในตารางที่ 1 พบว่า p-value มีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญ 0.01 หมายความว่า พารามิเตอร์ดังกล่าวไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 จึงสามารถตัดออกจากตัวแบบพยากรณ์ได้ ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ใหม่เมื่อตัดพารามิเตอร์ Θ_1 ออก พบว่า พารามิเตอร์ที่เหลือมีนัยสำคัญทั้งหมด คือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(1, 0, 0)$_{12}$



ภาพที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ



ภาพที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลาดับที่ 1

ไม่มีพจน์ของค่าคงที่ โดยมีค่า BIC สูงขึ้นเพียงเล็กน้อย แต่ยังคงต่ำกว่าตัวแบบพยากรณ์อื่นๆ และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติ (Kolmogorov-Smirnov Statistic = 0.062, p-value = 0.2) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในภาพที่ 4 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 1.087, p-value = 0.279) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.599, p-value = 0.826) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(1, 0, 0)$_{12}$ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่ มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$\phi_1(B)\Phi_1(B^{12})(1-B)Y_t = \theta_1(B)\varepsilon_t$$

$$(1-\phi_1 B)(1-\Phi_1 B^{12})(1-B)Y_t = (1-\theta_1 B)\varepsilon_t$$

$$(1-(1+\phi_1)B+\phi_1 B^2-\Phi_1 B^{12}+(1+\phi_1)\Phi_1 B^{13} -\phi_1\Phi_1 B^{14})Y_t = \varepsilon_t-\theta_1\varepsilon_{t-1}$$

$$Y_t = (1+\phi_1)Y_{t-1}-\phi_1 Y_{t-2}+\Phi_1 Y_{t-12}-(1+\phi_1)\Phi_1 Y_{t-13} +\phi_1\Phi_1 Y_{t-14}+\varepsilon_t-\theta_1\varepsilon_{t-1}$$

เมื่อแทนค่าประมาณพารามิเตอร์จากตารางที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = 1.306073Y_{t-1}-0.306073Y_{t-2} +0.312180Y_{t-12}-0.407730Y_{t-13} +0.095550Y_{t-14}-0.880470e_{t-1} \quad (7)$$

เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t – j

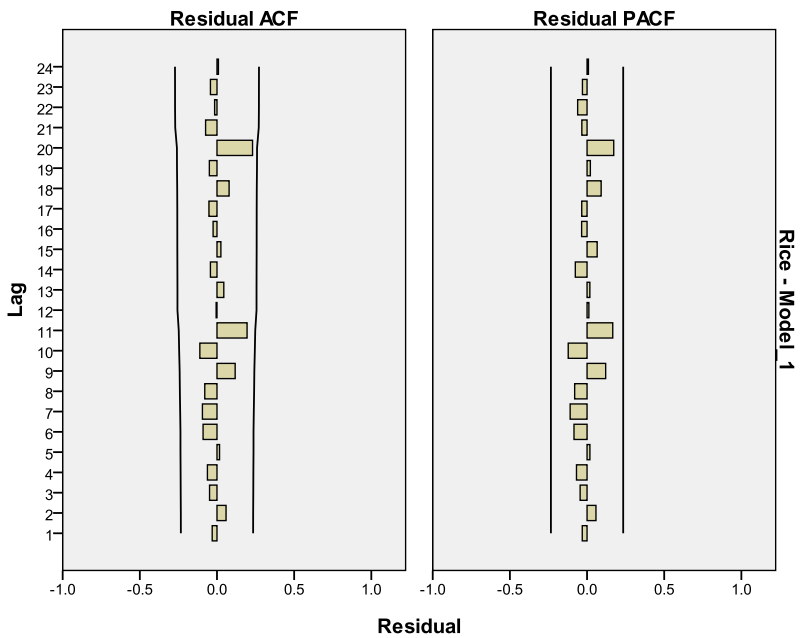
e_{t-1} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t – 1

2. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ

ตารางที่ 1 ค่าประมาณพารามิเตอร์ ค่า BIC และค่าสถิติ Ljung-Box Q ของตัวแบบ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$_s$

ค่าประมาณพารามิเตอร์		SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$_s$				
		SARIMA $(2, 1, 1)(1, 0, 2)_{12}$	SARIMA $(2, 1, 1)(1, 0, 2)_{12}$ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่	SARIMA $(1, 1, 1)(1, 0, 2)_{12}$ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่	SARIMA $(1, 1, 1)(1, 0, 1)_{12}$ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่	SARIMA $(1, 1, 1)(1, 0, 0)_{12}$ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่
ค่าคงที่	ค่าประมาณ	22,691,933.93	-	-	-	-
	p-value	0.318				
AR(1): ϕ_1	ค่าประมาณ	0.298730	0.281957	0.285999	0.302163	0.306073
	p-value	0.014	0.022	0.020	0.013	0.009
AR(2): ϕ_2	ค่าประมาณ	0.127316	0.120384	-	-	-
	p-value	0.256	0.288			
MA(1): θ_1	ค่าประมาณ	0.916392	0.893913	0.866041	0.863111	0.880470
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
SAR(1): Φ_1	ค่าประมาณ	0.999142	0.999197	0.999005	0.995856	0.312180
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
SMA(1): Θ_1	ค่าประมาณ	0.814787	0.814559	0.824339	0.947771	-
	p-value	0.062	0.042	0.099	0.050	
SMA(2): Θ_2	ค่าประมาณ	0.161371	0.161455	0.151297	-	-
	p-value	0.264	0.244	0.319		
BIC		41.248	41.205	41.172	41.130	41.154
Ljung-Box Q (ณ lag 18)		10.577	10.862	13.780	13.883	15.027
p-value		0.565	0.541	0.390	0.458	0.449



ภาพที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)$(1, 0, 0)_{12}$ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่

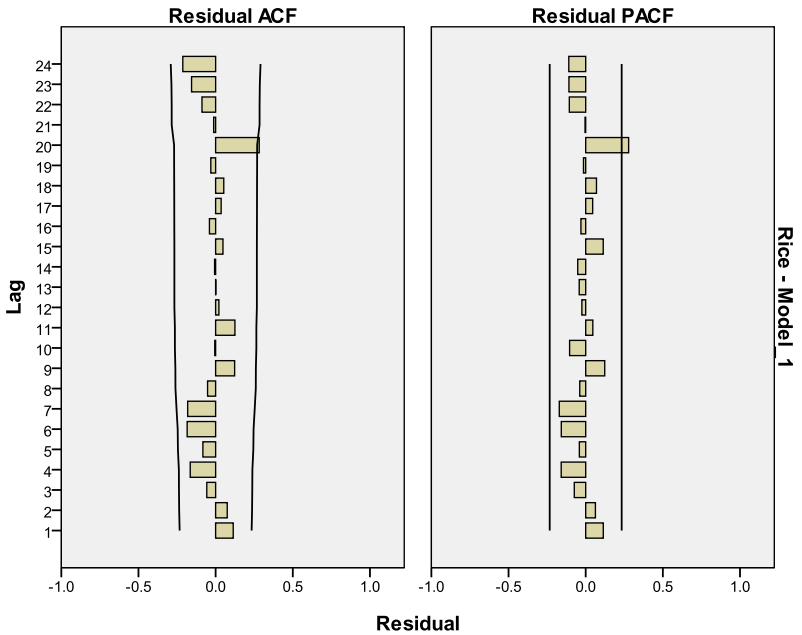
40.893 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 21.609, p-value = 0.118) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติ (Kolmogorov-Smirnov Statistic = 0.074, p-value = 0.173) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในภาพที่ 5 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ยกเว้นช่วงเวลาที่ 20 มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เกินจากขอบเขตเพียงเล็กน้อย ซึ่งไม่มีผลเสียแต่อย่างใด เนื่องจากเป็นความสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่ห่างกันถึง 20 ช่วงเวลา) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = -0.481, p-value = 0.632) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.870, p-value = 0.572) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = 4,691,787,959.22 + 29,660,390.21(m) + \hat{S}_t \quad (8)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m โดยที่ m = 1 ถึง 12 (เดือนสิงหาคม 2555 ถึงเดือนกรกฎาคม 2556 จำนวน 12 ค่า)

$\hat{S}_t$ แทนค่าประมาณของดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิของเดือนมีนาคม พฤศจิกายน และธันวาคมของทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 0

α , γ และ δ มีค่าเท่ากับ 0.3031, 0.0000007 และ 0.0001 ตามลำดับ



ภาพที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

ตารางที่ 2 ค่าประมาณดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

เดือน	ค่าประมาณของดัชนีฤดูกาล	เดือน	ค่าประมาณของดัชนีฤดูกาล
มกราคม	-474,160.22	กรกฎาคม	-194,190,844.37
กุมภาพันธ์	-201,533,468.12	สิงหาคม	-165,398,310.96
มีนาคม	44,947,599.01	กันยายน	-393,606,682.08
เมษายน	-506,565,643.13	ตุลาคม	-153,273,784.66
พฤษภาคม	-329,417,176.43	พฤศจิกายน	916,459,800.92
มิถุนายน	-211,587,922.28	ธันวาคม	1,194,670,260.17

3. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยของวิธีพยากรณ์เดี่ยวทั้ง 2 วิธี ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดได้ว่า b_1 = 0.13166 และ b_2 = 0.85949 ดังนั้นจากสมการที่ (5) สามารถคำนวณค่าถ่วงน้ำหนักของแต่ละวิธีการพยากรณ์เดี่ยวได้เป็น w_1 = 0.13284 และ w_2 = 0.86716 เพราะฉะนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมเขียนได้ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.13284\hat{Y}_{1t} + 0.86716\hat{Y}_{2t} \quad (9)$$

เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t

$\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ตามลำดับ

ผลการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์รวม พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปรกติ (Kolmogorov-Smirnov Statistic = 0.083, p-value = 0.054) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (จาก Runs Test: Z = -1.606, p-value = 0.108) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = -0.239, p-value = 0.812) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.901, p-value = 0.542) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมที่ได้มีความเหมาะสม

4. ผลการตรวจสอบความแม่นของตัวแบบพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ในสมการที่ (7) โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ในสมการที่ (8) และโดยวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (9) สำหรับการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 คือ มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2555 ถึงเดือนกรกฎาคม 2556 จำนวน 12 ค่า ได้ค่าพยากรณ์ และค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) แสดงดังตารางที่ 3 ผลการตรวจสอบพบว่าจากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความแม่นในการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือมีค่า MAPE ต่ำที่สุด จึงมีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ต่อไป

5. ผลการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ

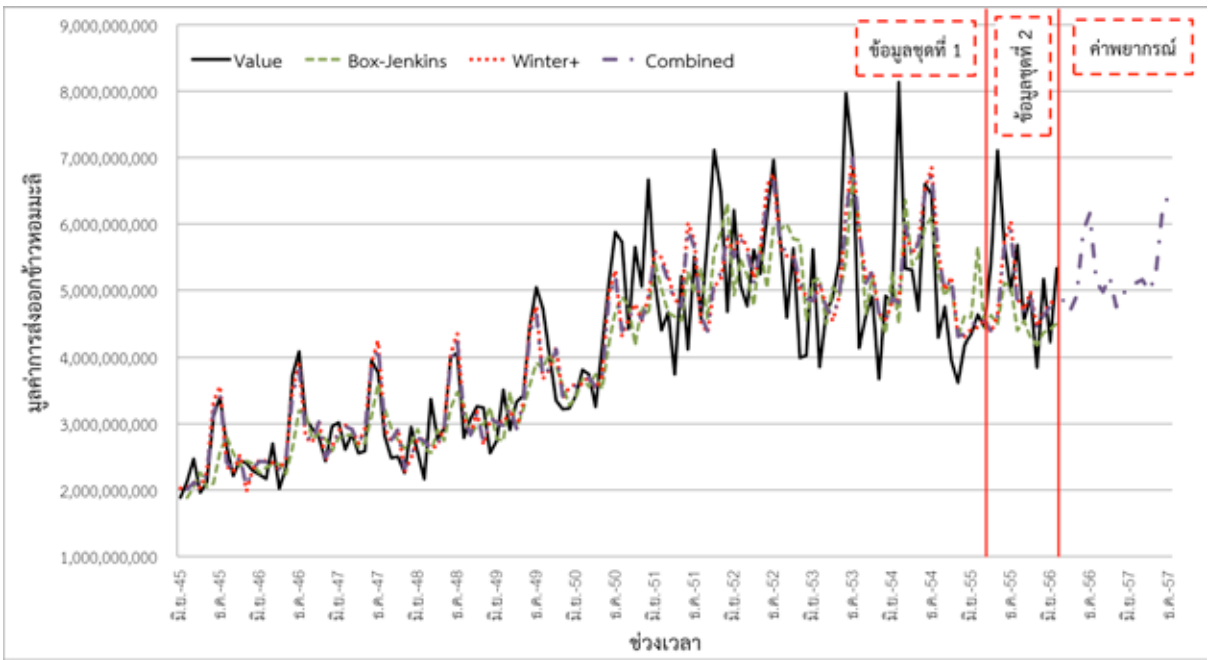
จากการตรวจสอบความแม่นของตัวแบบพยากรณ์ ซึ่งพบว่าวิธีการพยากรณ์รวมมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด ดังนั้นผู้วิจัยจึงเลือกใช้วิธีการดังกล่าวในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2556 ถึงเดือนธันวาคม 2557 รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 4 และภาพที่ 6

ตารางที่ 3 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของมูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ (บาท) ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2555 ถึงเดือนกรกฎาคม 2556 และค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE)

ช่วงเวลา	มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ	มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิจากการพยากรณ์โดยวิธี		
		บอกซ์-เจนกินส์	วินเทอร์	พยากรณ์รวม
ส.ค. 2555	4,437,756,714	4,422,734,989	4,556,050,038	4,538,340,467
ก.ย. 2555	5,418,986,198	4,622,399,679	4,357,502,058	4,392,691,058
ต.ค. 2555	7,105,184,292	4,492,550,885	4,627,495,345	4,609,569,323
พ.ย. 2555	5,719,348,402	5,107,113,795	5,726,889,321	5,644,558,340
ธ.ค. 2555	4,982,380,464	5,064,755,134	6,034,760,170	5,905,904,701
ม.ค. 2556	5,681,102,122	4,392,800,178	4,869,276,140	4,805,981,073
ก.พ. 2556	4,536,871,478	4,538,602,377	4,697,877,223	4,676,719,152
มี.ค. 2556	4,909,633,555	4,289,753,268	4,974,018,680	4,883,120,863
เม.ย. 2556	3,849,076,983	4,185,404,491	4,452,165,828	4,416,729,252
พ.ค. 2556	5,168,222,492	4,361,669,137	4,658,974,685	4,619,480,616
มิ.ย. 2556	4,231,269,978	4,410,017,384	4,806,464,329	4,753,800,317
ก.ค. 2556	5,331,350,250	4,501,343,905	4,853,521,797	4,806,738,486
MAPE		11.9704	12.1340	11.8962

ตารางที่ 4 ค่าพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ (บาท) ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2556 ถึงเดือนธันวาคม 2557

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
ส.ค. 2556	4,848,743,795	พ.ค. 2557	4,935,463,554
ก.ย. 2556	4,684,851,051	มิ.ย. 2557	5,065,365,678
ต.ค. 2556	4,913,593,600	ก.ค. 2557	5,109,959,348
พ.ย. 2556	5,892,430,036	ส.ค. 2557	5,157,936,807
ธ.ค. 2556	6,157,646,706	ก.ย. 2557	4,988,348,832
ม.ค. 2557	5,119,119,570	ต.ค. 2557	5,220,795,173
ก.พ. 2557	4,976,535,709	พ.ย. 2557	6,182,101,870
มี.ค. 2557	5,205,674,750	ธ.ค. 2557	6,448,526,775
เม.ย. 2557	4,748,817,482		



ภาพที่ 6 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ และค่าพยากรณ์จากวิธีการทางสถิติ 3 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม

สรุปผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ โดยใช้ข้อมูลรายเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมิถุนายน 2545 ถึงเดือนกรกฎาคม 2556 จำนวน 134 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมิถุนายน 2545 ถึงเดือนกรกฎาคม 2555 จำนวน 122 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2555 ถึงเดือนกรกฎาคม 2556 จำนวน 12 ค่า สำหรับการตรวจสอบความแม่นของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความ

คลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ที่ต่ำที่สุด ผลการวิจัยพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความแม่นในการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือมีค่า MAPE ต่ำที่สุด จึงมีความเหมาะสมกับสำหรับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ โดยมีตัวแบบพยากรณ์เป็น

$$\hat{Y}_t = 0.13284\hat{Y}_{1t} + 0.86716\hat{Y}_{2t}$$

เมื่อ $\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ตามลำดับ

ผลการศึกษาในครั้งนี้มีความสอดคล้องกับการศึกษาในอดีตที่พบว่า การพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความแม่นในการพยากรณ์มากที่สุด (มุกดา แม้นมินทร์, 2549; ยิ่งยง แสนเดช และคณะ, 2554; วรางคณา กีรติวิบูลย์, 2556ก, 2556ข; วรางคณา กีรติวิบูลย์ และปรีดาภรณ์ กาญจนสำราญวงศ์, 2556, 2557) แต่ก็มีความขัดแย้งกับการศึกษาบางงานที่พบว่า การพยากรณ์รวมไม่ได้เป็นวิธีที่ดีที่สุด (วราฤทธิ์ พานิชกิจโกศลกุล, 2549) เนื่องจากการพยากรณ์รวมจะให้ค่าพยากรณ์ที่มีความถูกต้อง น่าเชื่อถือ เมื่อมีการกำหนดค่าถ่วงน้ำหนักที่เหมาะสม ซึ่งการกำหนดค่าถ่วงน้ำหนักสามารถทำได้หลายวิธี เช่น วิธีกำลังสองน้อยที่สุด ที่ได้ใช้ในการวิจัยครั้งนี้ การถ่วงน้ำหนักด้วยการผกผันของรากที่สองของผลรวมของความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (Inverse of Root Sum Squares Error) การถ่วงน้ำหนักด้วยการผกผันของผลรวมของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Inverse of Sum Absolute Error) และการถ่วงน้ำหนักด้วยสัดส่วนของค่าจากเวกเตอร์ลักษณะเฉพาะของการวิเคราะห์ตัวประกอบหลัก (Proportion of the Value in the Eigenvector from the Principal Component Analysis) (วรางคณา กีรติวิบูลย์ และเจ๊ะอัฐฟาน มาหิเละ, 2556) โดยน้ำหนักถ่วงจากแต่ละวิธีจะมีความเหมาะสมกับข้อมูลที่แตกต่างกัน

จากการเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ที่พบว่าวิธีการพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่มีความแม่นในการพยากรณ์มากที่สุด อย่างไรก็ตามเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) ของวิธีการดังกล่าวยังคงมีค่าสูงพอสมควร เนื่องจากมูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ ไม่ได้ขึ้นอยู่กับปัจจัยเวลาเพียงปัจจัยเดียว แต่อาจขึ้นอยู่กับปริมาณผลผลิตข้าวในประเทศคู่ค้าหรือประเทศคู่แข่ง และรายได้ของประชากรในประเทศคู่ค้า (วรีพร โพธิ์จีน, ม.ป.ป.) ดังนั้นการศึกษาครั้งต่อไป ผู้วิจัยควรพิจารณาปัจจัยดังกล่าวในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วย

เอกสารอ้างอิง

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

นรินทร์ พันธุ์ครู. (2552). *ข้าวหอมมะลิ ข้าวดีของไทย*. วันที่ค้นข้อมูล 20 กันยายน 2556, เข้าถึงได้จาก http://www.sahavicha.com/?name=knowledge&file=readknowledge&id=1077

มุกดา แม้นมินทร์. (2549). *อนุกรมเวลาและการพยากรณ์*. กรุงเทพฯ: โฟร์พริ้นติ้ง.

ยิ่งยง แสนเดช นิดา ชาญบรรยง และประสิทธิ์ พยัคฆพงษ์. (2554). การศึกษาตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง. *วารสารมหาวิทยาลัยศรีนครินทรวิโรฒ (สาขาวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี), 3*(ฉบับพิเศษที่ 2), 32-44.

วรางคณา กีรติวิบูลย์. (2556ก). ตัวแบบพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่มาท่องเที่ยวในประเทศไทย. *วารสารวิทยาศาสตร์ มศว, 29*(2), 9-26.

วรางคณา กีรติวิบูลย์. (2556ข). การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียลที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และวิธีการพยากรณ์รวม สำหรับการพยากรณ์อุณหภูมิเฉลี่ยต่อเดือนในเขตกรุงเทพมหานคร. *วารสารวิทยาศาสตร์บูรพา, 18*(2), 149-160.

วรางคณา กีรติวิบูลย์ และเจ๊ะอัฐฟาน มาหิเละ. (2556). ตัวแบบพยากรณ์ความเร็วลมตามแนวชายฝั่ง อำเภอท่าศาลา จังหวัดนครศรีธรรมราช. *วารสารวิจัย มข, 18*(1), 32-50.

วรางคณา กีรติวิบูลย์ และปรีดาภรณ์ กาญจนสำราญวงศ์. (2556). ตัวแบบพยากรณ์ราคาปาล์มน้ำมัน จังหวัดสุราษฎร์ธานี. *วารสารวิทยาศาสตร์ มศว, 29*(2), 27-42.

วรางคณา กีรติวิบูลย์ และปรีดาภรณ์ กาญจนสำราญวงศ์. (2557). การพยากรณ์ราคายางแผ่นรมควันชั้น 3. *วารสารวิทยาศาสตร์ มข, 42*(1), 235-247.

วราฤทธิ์ พานิชกิจโกศลกุล. (2549). การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ราคาทองคำรูปพรรณรายวันระหว่างวิธีการพยากรณ์ของโฮลต์ วิธีการพยากรณ์ของบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์รวม. *วารสารมหาวิทยาลัยนเรศวร, 14*(2), 9-16.

วรีพร โพธิ์จีน. (ม.ป.ป.). *แบบจำลองข้าว*. วันที่ค้นข้อมูล 19 กันยายน 2556, เข้าถึงได้จาก http://www.oae.go.th/ewt_news.php?nid=568&filename=index

สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. (2548). *เทคนิคการพยากรณ์*. (พิมพ์ครั้งที่ 2). สงขลา: มหาวิทยาลัยทักษิณ.

สำนักข่าว. (2556). *ทิศทางการส่งออกข้าวไทยในอนาคต*. วันที่ค้นข้อมูล 20 กันยายน 2556, เข้าถึงได้จากhttp://thainews.prd.go.th/centerweb/News/NewsDetail?NT01_NewsID=WNEVN5608140010003

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. (2556). *สถิติการส่งออกข้าวหอมมะลิ: ปริมาณและมูลค่าการส่งออกรายเดือน*. วันที่ค้นข้อมูล 17 กันยายน 2556, เข้าถึงได้จาก http://www.oae.go.th/oae_report/export_import/export.php

สำนักวิจัยและพัฒนาข้าว. (ม.ป.ป.). *ข้าวหอมมะลิ: มหัศจรรย์แห่งพันธุกรรมข้าวไทย*. วันที่ค้นข้อมูล 19 กันยายน 2556, เข้าถึงได้จาก http://www.brrd.in.th/main/index.php?option=com_content&view=article&id=770:2012-11-21-07-00-15&catid=61:rice-knowledge&Itemid=77

Bowerman, B.L., & O'Connell, R.T. (1993). *Forecasting and Time Series: An Applied Approach*. (3rd ed.). California: Duxbury Press.

Box, G.E.P., Jenkins, G.M., & Reinsel, G.C. (1994). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. (3rd ed.). New Jersey: Prentice Hall.

Montgomery, D.C., Peck, E.A., & Vining, G.G. (2006). *Introduction to Linear Regression Analysis*. (4th ed.). New York: Wiley.

Winters, P. (1960). Forecasting Sale by Exponentially Weighted Moving Average. *Management Science, 6*(3), 324-342.