



ตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของประเทศไทย

Forecasting Model for the Export Values

for Fresh Frozen Shrimp of Thailand

วรารังคณา กীরติวิบูลย์¹

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการวิจัยครั้งนี้ คือ การพยากรณ์มูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ด้วยเทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา 3 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร จำนวนทั้งหมด 197 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 จำนวน 192 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2556 สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ และข้อมูลชุดที่ 2 จำนวน 5 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2557 สำหรับการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีการพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณเป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด

¹สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ จังหวัดพัทลุง 93110

E-mail: warang27@gmail.com

ABSTRACT

The purpose of this research is to forecast the export values of fresh frozen shrimp using three-time series analysis methods including Box-Jenkins, Winters' multiplicative exponential smoothing, and combination forecasting. The secondary data obtained from the website of Office of Agricultural Economics with total 197 observations are used and divided into two series. The first 192 observations from January, 1998 until December, 2013 used to build the forecasting models and the last 5 observations from January until May, 2014 used to compare the forecasting methods performance via the criteria of the lowest mean absolute percentage error and root mean squared error. Research findings indicated that for all forecasting methods that have been studied, Winters' multiplicative exponential smoothing method is the most appropriate method for this time series.

คำสำคัญ: กุ้งสดแช่แข็ง บ็อกซ์-เจนกินส์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ การพยากรณ์รวม เปอร์เซนต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย

Keywords: Fresh frozen shrimp, Box-Jenkins, Winters exponential smoothing, Combination forecasting, Mean absolute percentage error, Root mean squared error

บทนำ

อุตสาหกรรมกุ้งสดแช่แข็งเป็นอุตสาหกรรมการส่งออกที่สำคัญที่สุดในกลุ่มสินค้าประมงของไทย สามารถสร้างรายได้จากการส่งออกมากกว่า 3 พันล้านเหรียญสหรัฐฯ ต่อปี (Thai frozen foods association, 2555) เมื่อพิจารณาถึงมูลค่าการส่งออกในอดีต (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2557) พบว่า ตั้งแต่ต้นปี 2541 ถึงเดือนมีนาคม 2547 มูลค่าการส่งออกมีแนวโน้มลดลง หลังจากนั้นถึงปลายปี 2555 แนวโน้มเป็นไปในทิศทางเพิ่มขึ้น อาจเนื่องมาจากประเทศผู้ผลิตหลายประเทศ เช่น อินโดนีเซีย เวียดนาม และจีน ประสบปัญหาโรคระบาดภัยธรรมชาติ และสภาพอากาศแปรปรวน ประกอบกับการเกิดเหตุการณ์น้ำมันรั่วไหลในอ่าวเม็กซิโกของสหรัฐอเมริกา ทำให้อุปทานกุ้งของโลกตึงตัวยิ่งขึ้น จึงส่งผลเชิงบวกต่อการส่งออกกุ้งของไทย ทำให้สามารถปรับราคาสูงขึ้นได้ค่อนข้างมาก (ธนอมจิตร, 2554) อย่างไรก็ตามมูลค่าการส่งออกในปี 2556 ถึงปัจจุบัน กลับมีแนวโน้มลดลงอีกครั้งหนึ่ง ซึ่งสอดคล้องกับผลการศึกษาของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (สศก.) ที่ได้ศึกษาเกี่ยวกับศักยภาพการแข่งขันด้านสินค้าเกษตร เพื่อรองรับการเข้าสู่ประชาคมเศรษฐกิจอาเซียน (ASEAN economic community: AEC) ของสินค้า 5 ชนิด ได้แก่ ข้าว ยางพารา กุ้ง ผลไม้ และกาแฟ พบว่า ประเทศไทยได้ประสบปัญหาสำคัญเกี่ยวกับการส่งออกกุ้ง (กริพร, 2556) อาจเนื่องมาจากการระบาดของโรคตายด่วน หรือโรค EMS (early mortality syndrome) รวมทั้งปัจจัยเสี่ยงอื่น ๆ ทั้งในด้านประเทศคู่ค้าหลัก ที่มีสัดส่วนการสั่งซื้อมากถึงร้อยละ 70-80 ได้แก่ สหรัฐอเมริกา ญี่ปุ่น และสหภาพยุโรป มีการชะลอตัวการสั่งซื้อ ปัจจัยด้านค่าเงินบาทที่แข็งค่าขึ้น ปัจจัยด้านต้นทุนค่าแรงงานที่สูงขึ้น และมาตรการกีดกันทางการค้า โดยเฉพาะสถานการณ์

ทางด้านแรงงานที่ประเทศไทยถูกจัดให้อยู่ในกลุ่มบัญชีประเทศที่ถูกจับตามอง (tier 2 watch list) ในรายงานการค้ามนุษย์ของสหรัฐอเมริกา ซึ่งส่งผลกระทบต่อภาพลักษณ์และการส่งออกกุ้งของไทย (ผนิศาร, 2554; ถิรพร, 2556; ศูนย์วิจัยกสิกรไทย, 2556) ปัญหาต่าง ๆ เหล่านี้จะส่งผลให้สถานการณ์การส่งออกกุ้งลดลงอย่างต่อเนื่องต่อไปอีกหรือไม่ เมื่อไรการส่งออกกุ้งจึงจะกลับฟื้นตัว เกษตรกรผู้เลี้ยงกุ้ง ผู้ประกอบการ และผู้ส่งออก ต้องวางแผนการจัดหาวัตถุดิบ และทำการผลิตอย่างไรให้เหมาะสม สอดคล้องกับความต้องการของตลาด การพยากรณ์จึงนับได้ว่าเป็นเครื่องมือหนึ่งที่มีความสำคัญและสามารถช่วยตอบคำถามต่าง ๆ เหล่านี้ได้

จากการทบทวนวรรณกรรมที่ผ่านมา (ณัฐิมาและรวิพิมพ์, 2552; เสกศักดิ์และรวิพิมพ์, 2552; แกมกาญจน์, 2553; สุกัญญาและพรธิภา, 2553; ยิ่งยงและคณะ, 2554) พบว่า เทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลาเป็นเทคนิคหนึ่งที่ยิมนำมาใช้ในการพยากรณ์การส่งออกกุ้ง โดยใช้ข้อมูลจากอดีตมาวิเคราะห์หารูปแบบการเปลี่ยนแปลง เพื่อกำหนดตัวแบบสำหรับการพยากรณ์ค่าอนาคต ซึ่งวิธีการพยากรณ์ที่ยิมนำมีหลายวิธี เช่น วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง และวิธีการพยากรณ์รวม ดังนั้นวัตถุประสงค์ของการวิจัยครั้งนี้ คือ การพยากรณ์มูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ด้วยเทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา 3 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม เนื่องจากเป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีการพยากรณ์อื่น ๆ (พิจารณาจากค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (mean absolute percentage error: MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (root mean squared error: RMSE) ของข้อมูลชุดที่ 1) โดยผลการศึกษาครั้งนี้จะทำให้ทราบถึงมูลค่าและทิศทางการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งในอนาคต ซึ่งเป็นประโยชน์อย่างยิ่งแก่หน่วยงานที่เกี่ยวข้องกับการส่งออก และผู้ที่เกี่ยวข้องหลายกลุ่ม เพราะมูลค่าการส่งออกเป็นตัวชี้วัดความสามารถในการแข่งขันของประเทศที่สำคัญ (ประภัสสร, 2554) เกษตรกรผู้เลี้ยงกุ้ง ผู้ประกอบการ และผู้ส่งออก สามารถใช้ผลการพยากรณ์ที่ได้ในการวางแผนการผลิต วางแผนการตลาด และวางแผนการจัดส่ง ให้เหมาะสมกับความต้องการของตลาดทั้งภายในประเทศและต่างประเทศ อีกทั้งยังเป็นประโยชน์ต่อรัฐบาลในการวางนโยบายเชิงกลยุทธ์ทางด้านการค้าในอนาคตต่อไป

วิธีการดำเนินการวิจัย

อนุกรมเวลาที่ใช้ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์สำหรับการวิจัยครั้งนี้ คือ มูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง (บาท/กิโลกรัม) ซึ่งเป็นอนุกรมเวลารายเดือน จำนวน 197 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนพฤษภาคม 2557 ได้มาจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2557) ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2556 จำนวน 192 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ด้วยเทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา 3 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม โดยใช้โปรแกรม SPSS (statistical package for social sciences) รุ่น 17 ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2557 จำนวน 5 ค่า นำมาใช้ในการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีการพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด

1. การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins method)

วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ เป็นวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่มีความถูกต้องสูง เนื่องจากการพิจารณาลักษณะของอนุกรมเวลาว่ามีสหสัมพันธ์กันอย่างไร เพื่อสร้างเป็นรูปแบบพยากรณ์ที่เหมาะสม และมีการคำนึงถึงความผันแปรตามฤดูกาลซึ่งเป็นส่วนประกอบที่มีความสำคัญ โดยมีตัวแบบทั่วไป คือ seasonal autoregressive integrated moving average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s แสดงดังสมการที่ (1) (Bowerman and O'Connell, 1993; Box et al., 1994)

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

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

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

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ p (non-seasonal autoregressive operator of order p : AR(p))

$\Phi_P(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_P B^{Ps}$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบมีฤดูกาลอันดับที่ P (seasonal autoregressive operator of order P : SAR(P))

$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ q (non-seasonal moving average operator of order q : MA(q))

$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_Q B^{Qs}$ 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 แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

B แทนตัวดำเนินการถอยหลัง (backward operator) โดยที่ $B^s Y_t = Y_{t-s}$

ขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ แสดงรายละเอียดดังนี้

1) พิจารณาอนุกรมเวลาว่าคงที่หรือไม่ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา (Y_t, t) กราฟฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (autocorrelation function: ACF) และกราฟฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (partial autocorrelation function: 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 and O'Connell, 1993)

2) กำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่คงที่ นั่นคือ กำหนดค่า p , q , P และ Q พร้อมทั้งประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบด้วยวิธีความควรจะเป็นสูงสุด (maximum likelihood method)

3) ตัดพารามิเตอร์ที่ไม่มีนัยสำคัญออกจากตัวแบบพยากรณ์ครั้งละ 1 ตัว จากนั้นจึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์และประมาณค่าพารามิเตอร์ใหม่จนกว่าจะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่ประกอบด้วยพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญทั้งหมด

4) คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian information criterion: BIC) ที่ต่ำที่สุด มีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ และอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov's test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-test) มีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบเอฟ (F-test) ของเลวีนาภายใต้การใช้อำนาจฐาน (Levene's test based on median)

5) พยากรณ์อนุกรมเวลา โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากขั้นตอนที่ 4

2. การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' multiplicative exponential smoothing method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์เป็นเทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเชิงเส้นและความผันแปรตามฤดูกาล ซึ่งแบ่งออกได้เป็น 2 กรณี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' additive exponential smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีความผันแปรตามฤดูกาลคงที่หรือแตกต่างกันไม่มากนักเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป กล่าวคือ ความผันแปรตามฤดูกาลมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' multiplicative exponential smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีความผันแปรตามฤดูกาลเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (Winters, 1960) สำหรับการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เนื่องจากมูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของข้อมูลชุดที่ 1 ในช่วงเดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2556 มีความผันแปรตามฤดูกาลทั้งเพิ่มขึ้นและลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 1 ของผลการวิจัย) ซึ่งมีตัวแบบและตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (2) (สมเกียรติ, 2548)

$$\text{ตัวแบบ: } Y_t = (\beta_0 + \beta_1 t) S_t \varepsilon_t \quad \text{ตัวแบบพยากรณ์: } \hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m) \hat{S}_t \quad (2)$$

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

β_0 , β_1 และ S_t แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล ตามลำดับ

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน 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 $a_t = \alpha \frac{Y_t}{\hat{S}_{t-s}} + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta \frac{Y_t}{a_t} + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$

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

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนฤดูกาล

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ ศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบเอฟของเลวินภายใต้การใช้นัยฐาน

3. การพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม (combination forecasting method)

การพยากรณ์รวมเป็นวิธีการประยุกต์ที่มีการรวมค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไป เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด สามารถใช้ได้ดีในกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากกว่า 1 วิธี (มุกดา, 2549; ยิ่งยงและคณะ, 2554; วรางคณา, 2556ก, 2556ข) ณ ที่นี้ได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธี คือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ดังนั้นตัวแบบของวิธีการพยากรณ์รวมที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้ คือ

$$\hat{Y}_t = w_1 \hat{Y}_{It} + w_2 \hat{Y}_{2t} \quad (3)$$

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

$\hat{Y}_{It}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ

w_1 และ w_2 แทนค่าถ่วงน้ำหนักของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ โดยที่

$$w_1 = \frac{b_1}{b_1 + b_2} \text{ และ } w_2 = \frac{b_2}{b_1 + b_2} \quad (4)$$

b_1 และ b_2 แทนค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (least squares method) (Montgomery et al., 2006) ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ เมื่อกำหนดให้ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากทั้ง 2 วิธีเป็นตัวแปรอิสระ และมูลค่าการส่งออกสูงสุดแห่งเป็นตัวแปรตาม ซึ่งค่า b_1 และ b_2 จะคำนวณจากจำนวนข้อมูลพยากรณ์ในอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ณ ที่นี้คือ 179 ค่า เนื่องจากมีการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ทำให้ไม่มีค่าพยากรณ์ 13 ค่าแรก

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สมิเยร์นอฟ มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟของความคลาดเคลื่อนเทียบกับเวลา มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ ศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบเอฟของเลวินภายใต้การใช้นัยฐาน

4. การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีการพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้เปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี คือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม โดยทำการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของข้อมูลชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2557 จากนั้นเปรียบเทียบความแตกต่างระหว่างข้อมูลจริงกับค่าพยากรณ์ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ดังสูตรต่อไปนี้ (สมเกียรติ, 2548)

$$MAPE = \frac{100}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \text{ และ } RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} e_t^2} \quad (5)$$

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

Y_t และ $\hat{Y}_t$ แทนอนุกรมเวลา และค่าพยากรณ์ ตามลำดับ ณ เวลา t

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

ผลการวิจัย

1. ผลการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 คือ มูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2556 จำนวน 192 ค่า ดังรูปที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้ประกอบด้วย ส่วนประกอบของอนุกรมเวลา 2 ส่วน คือ แนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล โดยแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาลมีลักษณะไม่คงที่ กล่าวคือ มีทั้งเพิ่มขึ้นและลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป

จากกราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 2 พบว่า อนุกรมเวลาไม่คงที่ เนื่องจากมีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 เมื่อจำนวนฤดูกาลเท่ากับ 12 ($d = 1, D = 1, s = 12$) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังรูปที่ 3 ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้ พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ แสดงดังตารางที่ 1 โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า BIC ต่ำที่สุด และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 คือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(0, 1, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่ เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov statistic = 0.052, p-value = 0.2) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 4 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อน

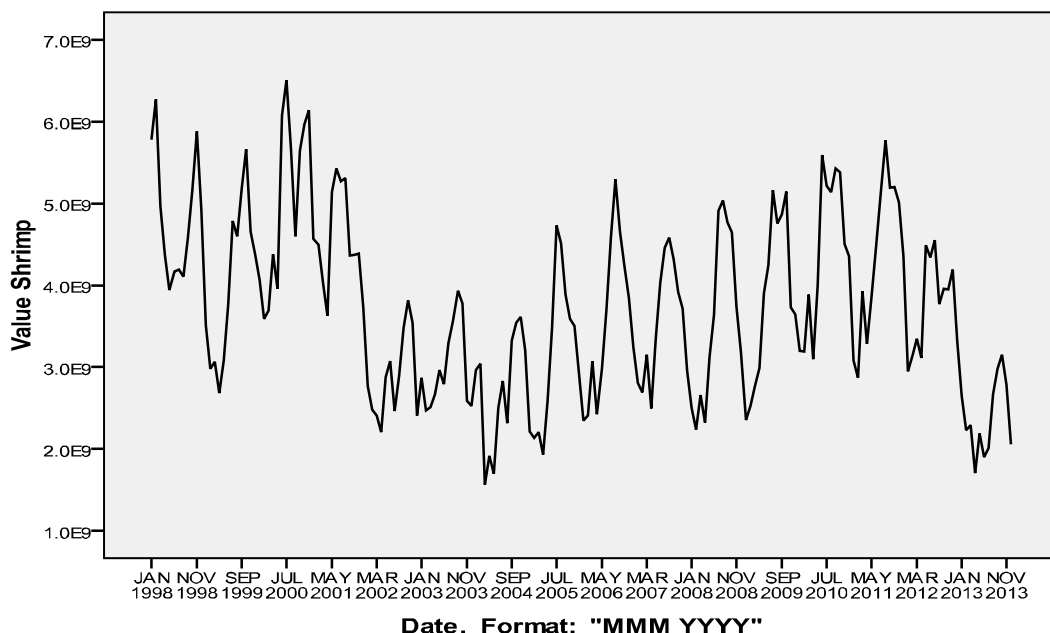
ตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = 1.003$, $p\text{-value} = 0.317$) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 1.172, $p\text{-value} = 0.31$) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1) (0, 1, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่ มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = 1.57362(Y_{t-1} - Y_{t-13}) - 0.57362(Y_{t-2} - Y_{t-14}) + Y_{t-12} - 0.80113e_{t-1} - 0.84191e_{t-12} + 0.67448e_{t-13} \quad (6)$$

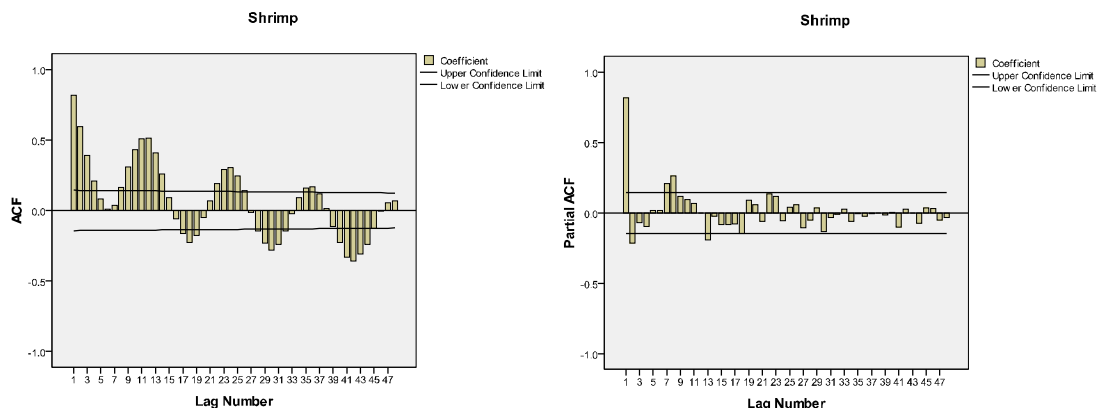
เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา $t - j$

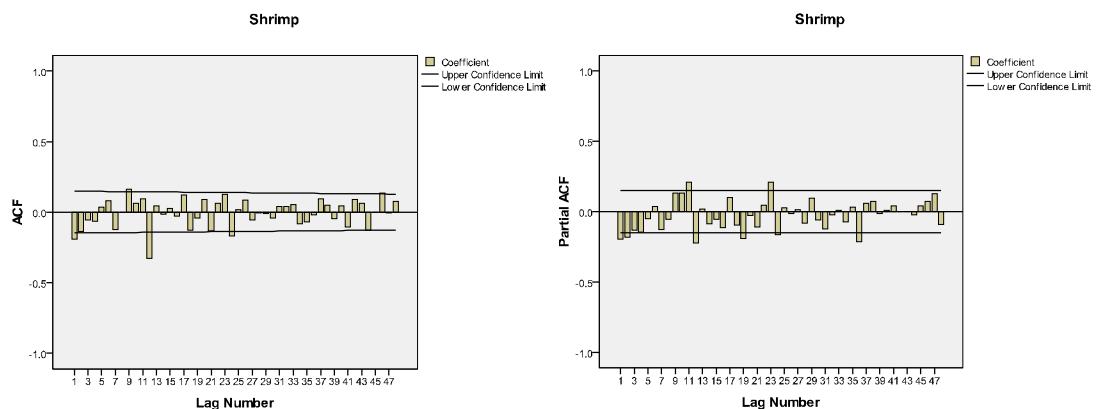
e_{t-j} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา $t - j$



รูปที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2556



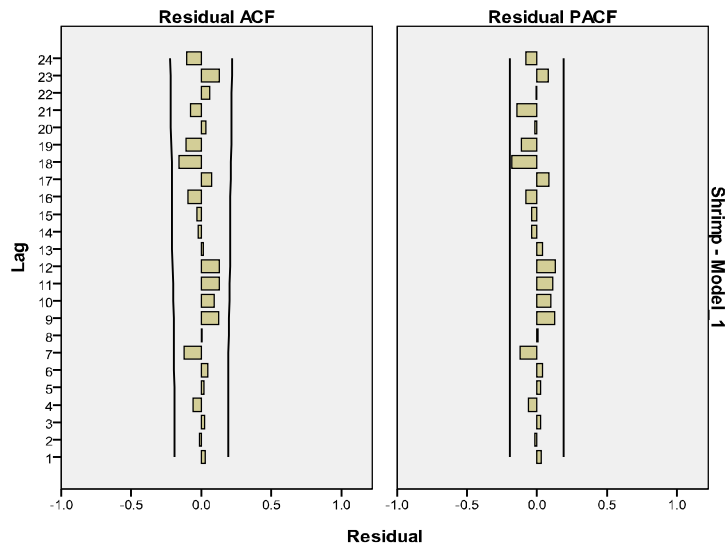
รูปที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง



รูปที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่าง และผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1

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

		ตัวแบบ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q) _s						
ค่าประมาณพารามิเตอร์		SARIMA	SARIMA	SARIMA	SARIMA	SARIMA	SARIMA	
		(2, 1, 2)	(2, 1, 2) ₁₂	(2, 1, 1) ₁₂	(2, 1, 1)	(2, 1, 1)	(1, 1, 1)	
		(2, 1, 2)	(2, 1, 2) ₁₂	(2, 1, 1) ₁₂	(2, 1, 1) ₁₂	(1, 1, 1) ₁₂	(1, 1, 1)	
		(2, 1, 2) ₁₂	ไม่มีพจน์ ของค่าคงที่	ไม่มีพจน์ ของค่าคงที่	ไม่มีพจน์ ของค่าคงที่	ไม่มีพจน์ ของค่าคงที่	ไม่มีพจน์ ของค่าคงที่	
ค่าคงที่	ค่าประมาณ	5,624,408.72	-	-	-	-	-	
	p-value	0.404	-	-	-	-	-	
AR(1):	ค่าประมาณ	1.59753	1.59768	-0.29219	0.58285	0.54335	0.57024	
ϕ_1	p-value	0.000	0.000	0.473	0.000	0.002	0.000	
AR(2):	ค่าประมาณ	-0.80347	-0.80602	0.50594	-0.08579	-0.07867	-	
ϕ_2	p-value	0.000	0.000	0.106	0.345	0.397	-	
MA(1):	ค่าประมาณ	1.85885	1.86032	-0.08345	0.76580	0.74318	0.80022	
θ_1	p-value	0.000	0.046	0.829	0.000	0.000	0.000	
MA(2):	ค่าประมาณ	-0.99860	-0.99998	0.72550	-	-	-	
θ_2	p-value	0.005	0.316	0.039	-	-	-	
SAR(1):	ค่าประมาณ	0.38082	0.36708	0.07149	0.05903	0.13129	0.13951	
Φ_1	p-value	0.365	0.383	0.509	0.579	0.200	0.171	
SAR(2):	ค่าประมาณ	-0.24574	-0.24077	-0.17181	-0.17984	-	-	
Φ_2	p-value	0.014	0.015	0.075	0.061	-	-	
SMA(1):	ค่าประมาณ	1.16212	1.15647	0.79699	0.79290	0.90241	0.91246	
Θ_1	p-value	0.008	0.008	0.000	0.000	0.000	0.000	
SMA(2):	ค่าประมาณ	-0.33987	-0.33221	-	-	-	-	
Θ_2	p-value	0.374	0.385	-	-	-	-	
BIC		40.526	40.491	40.549	40.510	40.485	40.454	
Ljung-Box Q (ณ lag 18)		11.027	11.113	16.439	17.250	21.464	20.679	
p-value		0.355	0.349	0.126	0.140	0.064	0.110	



รูปที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ที่มีตัวแบบ SARIMA(1, 1, 1)(0, 1, 1)₁₂ ไม่มีพจน์ของค่าคงที่

2. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

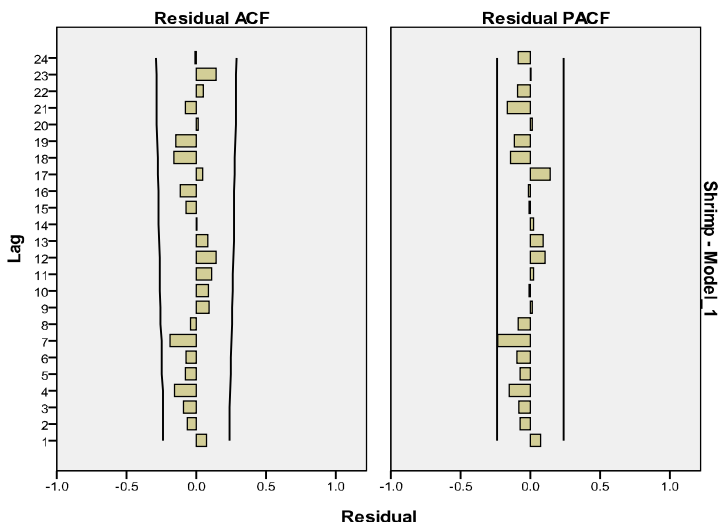
จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 40.288 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 29.741, p-value = 0.013) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov statistic = 0.042, p-value = 0.2) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 5 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของความคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -0.604$, p-value = 0.547) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 1.367, p-value = 0.193) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = [2,074,550,686.88 - 17,707,426.57(m)] \hat{S}_t \quad (7)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t+m$ โดยที่ $m = 1$ ถึง 5 (เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2557)

$\hat{S}_t$ แทนค่าประมาณของดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า มูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของเดือนกรกฎาคมถึงเดือนธันวาคมของทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนมกราคมถึงเดือนมิถุนายน เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 1

α , γ และ δ มีค่าเท่ากับ 0.81689, 0.00345 และ 0.29393 ตามลำดับ



รูปที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

ตารางที่ 2 ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

เดือน	ค่าประมาณของ ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ค่าประมาณของ ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ค่าประมาณของ ดัชนีฤดูกาล
มกราคม	0.8838	พฤษภาคม	0.8819	กันยายน	1.1116
กุมภาพันธ์	0.8642	มิถุนายน	0.9871	ตุลาคม	1.1707
มีนาคม	0.8566	กรกฎาคม	1.0953	พฤศจิกายน	1.1264
เมษายน	0.7462	สิงหาคม	1.0974	ธันวาคม	1.0246

3. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

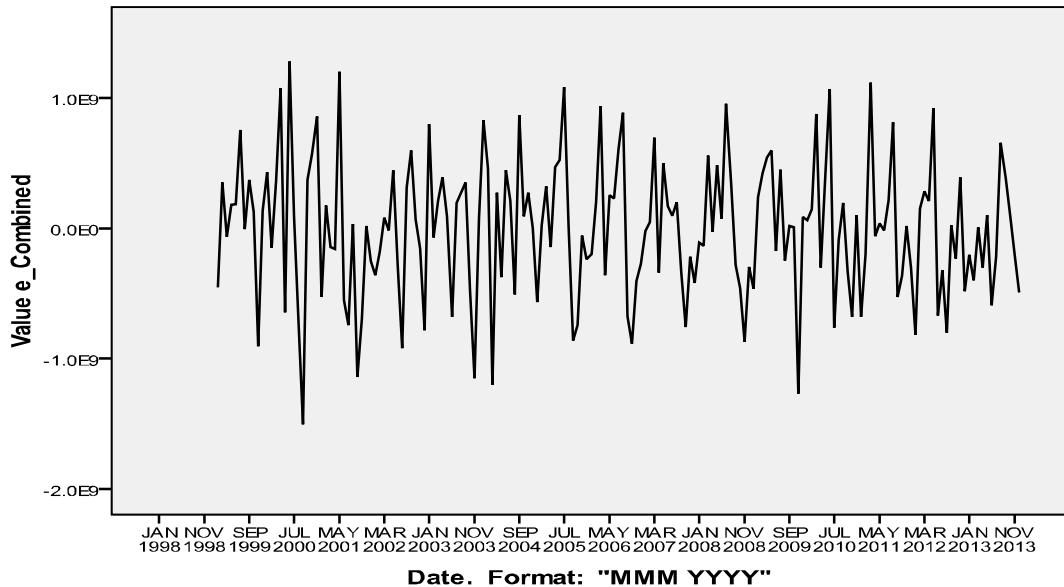
จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดได้ว่า $b_1 = 0.08853$ และ $b_2 = 0.89651$ ดังนั้นจากสมการที่ (4) สามารถคำนวณค่าถ่วงน้ำหนักของแต่ละวิธีการพยากรณ์เดี่ยวได้เป็น $w_1 = 0.08987$ และ $w_2 = 0.91013$ เพราะฉะนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมเขียนได้ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.08987\hat{Y}_{1t} + 0.91013\hat{Y}_{2t} \quad (8)$$

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

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

ผลการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov statistic = 0.045, p-value = 0.2) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 6) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -0.207$, p-value = 0.836) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 1.328 p-value = 0.213) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมที่ได้มีความเหมาะสม



รูปที่ 6 ลักษณะการเคลื่อนไหวของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

4. ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีการพยากรณ์

จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ในสมการที่ (6) ถึง (8) โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ตามลำดับ สำหรับการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 คือ มูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2557 ได้ค่าพยากรณ์ ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) แสดงดังตารางที่ 3 ซึ่งพบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณเป็นวิธีการพยากรณ์ที่มีประสิทธิภาพสูงที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ต่ำที่สุด

ตารางที่ 3 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของมูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง (บาท/กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2557 ค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE)

ช่วงเวลา	มูลค่าการส่งออก กุ้งสดแช่แข็งจริง	มูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง จากการพยากรณ์โดยวิธี		
		บอกซ์-เจนกินส์	วินเทอร์	พยากรณ์รวม
ม.ค. 2557	1,774,519,195	1,317,759,318	1,817,866,978	1,772,920,360
ก.พ. 2557	1,835,638,089	1,222,226,120	1,762,141,187	1,713,616,922
มี.ค. 2557	1,752,863,920	1,476,608,152	1,731,546,326	1,708,634,042
เม.ย. 2557	1,669,908,938	1,116,460,637	1,495,228,587	1,461,187,240
พ.ค. 2557	2,080,943,372	1,817,049,652	1,751,521,635	1,757,410,892
MAPE		24.1482	<u>6.7907</u>	7.4614
RMSE		455,448,350	<u>171,328,439</u>	181,706,365

สรุปผลการวิจัยและวิจารณ์ผล

การสร้างตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดสำหรับพยากรณ์มูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง โดยใช้ข้อมูลเวลา รายเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนพฤษภาคม 2557 จำนวน 197 ค่า ซึ่งผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2556 จำนวน 192 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ด้วยเทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2557 จำนวน 5 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีการพยากรณ์ ด้วยเกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ผลการศึกษาพบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างจากข้อมูลจริงน้อยที่สุด จึงมีความเหมาะสมที่จะนำไปพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป เป็นที่น่าสังเกตว่าวิธีการพยากรณ์รวมที่ได้จากการวิจัยครั้งนี้ ไม่ได้เป็นวิธีการพยากรณ์ที่ดีที่สุด ซึ่งขัดแย้งกับผลการศึกษาของมุกดา (2549) ยิ่งยงและคณะ (2554) และ วรวงศ์ (2556ก, 2556ข) อาจเนื่องมาจากการรวมค่าพยากรณ์ของวิธีการพยากรณ์เดียว เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด สามารถใช้ได้ดีเมื่อวิธีการพยากรณ์เดี่ยวแต่ละวิธีมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากเพียงพอ สำหรับการศึกษาครั้งนี้ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณมีความเหมาะสม แต่วิธีบอกซ์-เจนกินส์ไม่ค่อยมีความเหมาะสม ทำให้การรวมค่าพยากรณ์ไม่มีประโยชน์ ซึ่งจะเห็นได้จากตัวแบบพยากรณ์รวมในสมการที่ (8) ที่ค่าถ่วงน้ำหนักส่วนใหญ่อยู่ที่วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

จากตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งที่ได้นำเสนอไว้ในการศึกษาครั้งนี้ พบว่า แนวโน้มการส่งออกยังคงเป็นไปในทิศทางลดลง เนื่องจากปัจจัยเสี่ยงต่าง ๆ เช่น การเกิดโรคระบาด ประเทศคู่ค้าหลักชะลอตัว การสั่งซื้อ ค่าเงินบาทแข็งค่า ต้นทุนค่าแรงงานสูง และมาตรการกีดกันทางการค้า ซึ่งผลการศึกษาที่ได้สอดคล้องกับผนิศวรร (2554) สรุปไว้ว่าสถานการณ์การส่งออกยังคงไม่เอื้ออำนวย จึงควรจะมีการควบคุมปริมาณการผลิตกุ้ง เพราะหากปล่อยให้มีการผลิตกุ้งออกมามาก เมื่อเลี้ยงเป็นกุ้งโตแล้วจะแก้ปัญหาได้ยากยิ่งขึ้น อย่างไรก็ตาม มูลค่าการส่งออกมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ เพราะนโยบายการค้าระหว่างประเทศ ภาวะเศรษฐกิจ และปัจจัยที่เกี่ยวกับการค้าระหว่างประเทศ (ยิ่งยงและคณะ, 2554) ดังนั้นเมื่อมีมูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบ เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

เอกสารอ้างอิง

แกมกาญจน์ เหลืองวิรุจน์กุล. (2553). ปัจจัยที่มีผลต่อการส่งออกกุ้งสดแช่เย็นแช่แข็งของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา ญี่ปุ่น และเกาหลีใต้. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต, มหาวิทยาลัยศรีนครินทรวิโรฒ. กรุงเทพฯ: 94 หน้า.

- ณัฐมา ลิมากุล และรวีพิมพ์ ฉวีสุข (2552). การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งขาวแช่แข็งของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา และประเทศญี่ปุ่นด้วยเทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา. ใน: การประชุมสัมมนาวิชาการด้านการจัดการโลจิสติกส์และโซ่อุปทาน ครั้งที่ 9. คณะโลจิสติกส์ มหาวิทยาลัยบูรพา. 189-200.
- ณอมจิตร สิริภคพร. (2554). ทิศทางการส่งออกกุ้งไทย ปี 2554, แหล่งข้อมูล: <http://www.bot.or.th/Thai/EconomicConditions/Thai/South/EconomicPapers/ReasearchPaper/ทิศทางการส่งออกกุ้งไทยปี%202554.pdf>. ค้นเมื่อวันที่ 27 กรกฎาคม 2557.
- ถิรพร ฐิติพรขจิต. (2556ก). สศก. เปิดผลศักยภาพการแข่งขันสินค้าเกษตร ไทย-เวียดนาม, แหล่งข้อมูล: http://www.oae.go.th/ewt_news.php?nid=14952&filename=index. ค้นเมื่อวันที่ 27 กรกฎาคม 2557.
- ถิรพร ฐิติพรขจิต. (2556ข). เดือนเกษตรกรเลี้ยงกุ้ง ระวังโรคตายด่วน สศก. ระบุ สร้างความเสียหายแล้วในพื้นที่ตะวันออก, แหล่งข้อมูล: http://www.oae.go.th/ewt_news.php?nid=15127&filename=index. ค้นเมื่อวันที่ 27 กรกฎาคม 2557.
- ประภัสสร คำสวัสดิ์. (2554). ตัวชี้วัดความสามารถในการแข่งขันของประเทศ. สหศาสตร์ศรีปทุม ชลบุรี. 1(3): 1-13.
- ผณิศวร ชำนาญเวช. (2554). กุ้งไทยผวา 3 ปีจ้ายเสี่ยงกระทบ, แหล่งข้อมูล: http://www.thannews.th.com/index.php?option=com_content&view=article&id=82664&catid=87&Itemid=423. ค้นเมื่อวันที่ 27 กรกฎาคม 2557.
- มุกดา มั่นมิตร. (2549). อนุกรมเวลาและการพยากรณ์. กรุงเทพฯ: โพธิ์พินิจ.
- ยิ่งยง แสนเดช นิดา ชามูบรยง และประสิทธิ์ พัยคมพงษ์. (2554). การศึกษาตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง. วารสารมหาวิทยาลัยศรีนครินทรวิโรฒ (สาขาวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี) 3(ฉบับพิเศษที่ 2): 32-44.
- วรางคณา กิรติวิบูลย์. (2556ก). ตัวแบบพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่มาท่องเที่ยวในประเทศไทย. วารสารวิทยาศาสตร์ มศว. 29(2): 9-26.
- วรางคณา กิรติวิบูลย์. (2556ข). การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียลที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และวิธีการพยากรณ์รวม สำหรับการพยากรณ์อุณหภูมิเฉลี่ยต่อเดือนในเขตกรุงเทพมหานคร. วารสารวิทยาศาสตร์บูรพา 18(2): 149-160.
- ศูนย์วิจัยกสิกรไทย. (2556). ส่งออกกุ้งไทยมีแนวโน้มหดตัว, แหล่งข้อมูล: <http://www.posttoday.com/เศรษฐกิจ-หุ้น/บทวิจัยเศรษฐกิจ/226291/ส่งออกกุ้งไทยมีแนวโน้มหดตัว>. ค้นเมื่อวันที่ 27 กรกฎาคม 2557.
- สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. (2548). เทคนิคการพยากรณ์. (พิมพ์ครั้งที่ 2). สงขลา: มหาวิทยาลัยทักษิณ.
- สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. (2557). สถิติการส่งออกกุ้ง สด แช่เย็นจนแช่แข็ง (รวม): ปริมาณและมูลค่าการส่งออกรายเดือน, แหล่งข้อมูล: http://www.oae.go.th/oae_report/export_import/export.php. ค้นเมื่อวันที่ 27 กรกฎาคม 2557.
- สุกัญญา ยองประยูร และพริภา องค์คุณารักษ์. (2553). การพยากรณ์ปริมาณการนำเข้ากุ้งขาวแช่แข็งของประเทศไทยด้วยเทคนิควิเคราะห์อนุกรมเวลา. ใน: การประชุมทางวิชาการของมหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ ครั้งที่ 48 สาขาอุตสาหกรรมเกษตร. ภาควิชาการจัดการเทคโนโลยีอุตสาหกรรมเกษตร คณะอุตสาหกรรมเกษตร มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์. 516-522.
- เสกศักดิ์ ดวงมณี และรวีพิมพ์ ฉวีสุข (2552). การพยากรณ์ผลผลิตกุ้งขาวแวนนาไมด้วยเทคนิคความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร. ใน: การประชุมสัมมนาวิชาการด้านการจัดการโลจิสติกส์และโซ่อุปทาน ครั้งที่ 9. คณะโลจิสติกส์ มหาวิทยาลัยบูรพา. 177-187.
- Bowerman, B.L. and O'Connell, R.T. (1993). Forecasting and Time Series: An Applied Approach. (3rd ed.). California: Duxbury Press.
- Box, G.E.P., Jenkins, G.M. and Reinsel, G.C. (1994). Time Series Analysis: Forecasting and Control. (3rd ed.). New Jersey: Prentice Hall.

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

Thai Frozen Foods Association. (2555). สถานการณ์กุ้งไทย ปี 2555 และแนวโน้ม ปี 2556, แหล่งข้อมูล: http://www.thai-frozen.or.th/thailand_seafood_02.php. ค้นเมื่อวันที่ 27 กรกฎาคม 2557.

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

