การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ วิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ และวิธีพยากรณ์รวม สำหรับพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไมรายเดือน

A comparison of forecasting methods between Winters' multiplicative exponential smoothing, Box-Jenkins, and combined methods, for forecasting monthly prices of white shrimp *Litopenaeus vannamei*

เมธาสิทธิ์ ธัญรัตนศรีสกุล[1*]

Mathasit Tanyarattanasrisakul[1*]

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการวิจัยนี้ คือ เพื่อเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 3 วิธี ได้แก่ 1) วิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ 2) วิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ และ 3) วิธีพยากรณ์รวม สำหรับการพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไมขนาด 70 ตัวต่อกิโลกรัม ข้อมูลอนุกรมเวลาที่ใช้ในการวิจัย คือ ราคากุ้งขาวแวนนาไมขนาด 70 ตัวต่อกิโลกรัม เป็นรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 168 ค่า โดยแบ่งข้อมูลเป็น 2 ชุด ประกอบด้วย ชุดที่ 1 ข้อมูลราคากุ้งขาวแวนนาไมตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 จำนวน 156 ค่า ใช้สำหรับสร้างตัวแบบอนุกรมเวลา และชุดที่ 2 คือ ข้อมูลราคากุ้งขาวแวนนาไมตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 12 ค่า ใช้สำหรับคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดโดยใช้เกณฑ์ค่าเฉลี่ยของค่าสัมบูรณ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อน (MAPE) น้อยที่สุด ผลการวิจัยพบว่า

1. ตัวแบบที่สร้างขึ้นด้วยวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ คือ $\hat{Y}_t = \left[176.308 - 0.356k\right]\hat{S}_{k+144}$ เมื่อ $\hat{Y}_t$ และ $\hat{S}_k$ แทน ค่าพยากรณ์และส่วนของฤดูกาล ตามลำดับ, k แทน จำนวนนับ, n แทน จำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลา ซึ่ง $t = n + k$ และมีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เท่ากับ 0.98

2. ตัวแบบที่สร้างขึ้นด้วยวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ คือ ตัวแบบ SARIMA (1, 1, 0), (0, 1, 1)$_{12}$ (ไม่มีค่าคงที่) มีสมการพยากรณ์คือ $\hat{Y}_t = 1.3639\left(\hat{Y}_{t-1} - \hat{Y}_{t-13}\right) - 0.3639\left(\hat{Y}_{t-2} + \hat{Y}_{t-14}\right) + \hat{Y}_{t-12} + e_t - 0.863e_{t-12}$ เมื่อ $\hat{Y}_t$ และ e_t แทน ค่าพยากรณ์และความคลาดเคลื่อน ตามลำดับ และมีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เท่ากับ 0.98

3. ตัวแบบที่สร้างขึ้นด้วยวิธีพยากรณ์รวม คือ $\hat{Y}_t = 4.11 + 0.322\hat{Y}_{wt} + 0.649\hat{Y}_{bt}$ เมื่อ $\hat{Y}_t$, $\hat{Y}_{wt}$ และ $\hat{Y}_{bt}$ แทน ค่าพยากรณ์รวม ค่าพยากรณ์จากวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และค่าพยากรณ์จากวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ ตามลำดับ และมีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เท่ากับ 0.98

[1] กลุ่มสาระการเรียนรู้คณิตศาสตร์ โรงเรียนราชินีบูรณะ นครปฐม

[1] Department of Mathematics, Rachineeburana School, Nakhon Pathom

* Corresponding author. E-mail: mathasit24@gmail.com

Received: April 13, 2019; Revised: May 3, 2019; Accepted: May 13, 2019

4. วิธีพยากรณ์ที่ดีที่สุดในการวิจัยครั้งนี้ คือ วิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เนื่องจากให้ค่าเฉลี่ยของค่าสัมบูรณ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด (MAPE = 16.40) ซึ่งน้อยกว่าวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ (MAPE = 19.10) และวิธีพยากรณ์รวม (MAPE = 17.50)

คำสำคัญ: ราคากุ้งขาวแวนนาไม ตัวแบบพยากรณ์ วิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ วิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ วิธีพยากรณ์รวม

Abstract

The purpose of this research was to compare three forecasting methods: 1) Winters' multiplicative exponential smoothing, 2) Box-Jenkins, and 3) combined methods, for forecasting monthly prices of white shrimp *Litopenaeus vannamei*, size of 70 shrimp per kilogram. The set of time series data of 168 values used in this research was monthly price of the white shrimp from January 2005 to December 2018. The first category of 156 values from January 2005 to December 2017, was used for modeling time series models, and the second category of 12 values from January to December 2018, was used for finding the most suitable forecasting method by the criterion of the lowest mean absolute percentage error (MAPE). The results showed that;

1. The Winters' multiplicative exponential smoothing model was $\hat{Y}_t = \left[176.308 - 0.356k\right]\hat{S}_{k+144}$, where $\hat{Y}_t$ and $\hat{S}_k$ were forecasting values and seasonal indices respectively, k was natural numbers, n was number of time series data, and $t = n + k$. The correlation coefficient of this model was 0.98.

2. The Box-Jenkins model was SARIMA (1, 1, 0), $(0, 1, 1)_{12}$ (no constant), presented by $\hat{Y}_t = 1.3639\left(\hat{Y}_{t-1} - \hat{Y}_{t-13}\right) - 0.3639\left(\hat{Y}_{t-2} + \hat{Y}_{t-14}\right) + \hat{Y}_{t-12} + e_t - 0.863e_{t-12}$, where $\hat{Y}_t$ and e_t were forecasting and error values, respectively. The correlation coefficient of this model was 0.98.

3. The combined forecasting model was $\hat{Y}_t = 4.11 + 0.322\hat{Y}_{wt} + 0.649\hat{Y}_{bt}$, where $\hat{Y}_t$, $\hat{Y}_{wt}$ and $\hat{Y}_{bt}$ were forecasting values form this model, Winters' exponential smoothing model, and Box-Jenkins model, respectively. The correlation coefficient of this model was 0.98.

4. The most suitable forecasting method for this research was Winters' multiplicative exponential smoothing method because it had the lowest mean absolute percentage error (MAPE = 16.40), which was less than that from Box-Jenkins method (MAPE=19.10) and combined method (MAPE=17.50).

Keywords: white shrimp *Litopenaeus vannamei* prices, forecasting model, Winters' exponential smoothing method, Box-Jenkins method, combined method

บทนำ

ในอดีตที่ผ่านมาจนถึงปี พ.ศ. 2556 อุตสาหกรรมกุ้งขาวแวนนาไมมักประสบปัญหาการระบาดของโรคตายด่วน (early mortality syndrome: EMS) ซึ่งส่งผลกระทบต่ออุตสาหกรรมกุ้งไทยตลอดห่วงโซ่การผลิต และทำให้เกษตรกรผู้เพาะเลี้ยงกุ้งประสบภาวะขาดทุนเพราะกุ้งที่เลี้ยงมีอัตราการรอดต่ำ ทำให้ราคากุ้งขาวแวนนาไมตกต่ำอย่างต่อเนื่องตามไปด้วย เนื่องจากการระบาดของโรค EMS จนกระทั่งในปี พ.ศ. 2558 สถานการณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไมเริ่มดีขึ้น

เนื่องจากสถานการณ์การระบาดของโรค EMS มีการเปลี่ยนแปลงไปในทางที่ดี โดยมีสัญญาณจากผลผลิตกุ้งที่ออกสู่ตลาดในปริมาณมาก ทำให้ราคาเริ่มขยับตัวสูงขึ้นตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2558 มาจนถึงปัจจุบัน (ศูนย์อัจฉริยะเพื่ออุตสาหกรรมอาหาร, 2562)

ในปัจจุบันสถานการณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไม (white shrimp *Litopenaeus vannamei*) ณ ตลาดทะเลไทยโดยเฉลี่ยในปี พ.ศ. 2561 พบว่ากุ้งทุกขนาดมีราคาลดลงจากปีก่อนในช่วงเดียวกัน แต่อย่างไรก็ตามจะพบว่าราคากุ้งช่วงต้นปีเป็นช่วงที่มีราคาสูงที่สุดในรอบปีเนื่องจากผลผลิตยังมีไม่มาก และราคาจะเริ่มปรับตัวลดลงในไตรมาสที่ 2 เนื่องจากเป็นช่วงที่ผลผลิตกุ้งฤดูกาลแรกออกสู่ตลาด เช่นเดียวกับประเทศอื่นๆ ในภูมิภาคอาเซียนที่เริ่มมีผลผลิตออกสู่ตลาดเช่นเดียวกัน ส่วนในไตรมาสที่ 3 ราคากุ้งส่วนใหญ่ปรับตัวเพิ่มขึ้นจากไตรมาสที่ 2 และในไตรมาสที่ 4 ราคากุ้งส่วนใหญ่จะปรับตัวลดลง เนื่องจากเป็นช่วงที่มีความต้องการวัตถุดิบกุ้งเป็นจำนวนมากเพื่อใช้ในการผลิตสินค้าให้ทันการส่งมอบในช่วงปลายปี และสำหรับราคากุ้งในปี พ.ศ. 2562 คาดว่าจะยังคงอยู่ในระดับสูง เนื่องจากความต้องการวัตถุดิบกุ้งของโรงงานแปรรูปมีมากในขณะที่กำลังผลิตไม่เพียงพอต่อความต้องการ (กลุ่มเศรษฐกิจการประมง กองนโยบายและยุทธศาสตร์พัฒนาการประมง [กนป.], 2562) จากสถานการณ์ราคาที่กล่าวมาข้างต้น จะเห็นได้ว่าในรอบ 1 ปี ราคากุ้งขาวแวนนาไมมีความผันผวนเป็นอย่างมาก เนื่องมาจากปัจจัยทางด้านการผลิต ความต้องการของตลาด และสภาพการแข่งขันในเชิงธุรกิจ ราคากุ้งขาวแวนนาไมจึงเป็นอีกหนึ่งสิ่งที่คาดการณ์ได้ยาก และต้องอาศัยเทคนิคและวิธีการทางสถิติมาเป็นเครื่องมือช่วยในการพยากรณ์ เช่น งานวิจัยของณัฏฐวดี นิสิยมั่น (2554) เรื่อง การพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไมด้วยวิธีการของบ๊อกซ์-เจนกินส์ และงานวิจัยของ วรางคณา กีรติวิบูลย์ (2558) เรื่อง การพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไม เป็นต้น

การพยากรณ์ (forecasting) หมายถึง การทำนาย การคาดการณ์ การประมาณค่าในอนาคตโดยอาศัยข้อมูลในอดีตที่มีพื้นฐานองค์ประกอบสถานการณ์เดียวกัน และเป็นส่วนสำคัญของการวางแผนงานที่จะทำ ไม่ว่าจะเป็นงานภาครัฐหรือเอกชน การวางแผนเหล่านี้จะต้องใช้กระบวนการทางสถิติเพื่อพยากรณ์ เทคนิคประเภทหนึ่งที่นิยมใช้ได้แก่ การวิเคราะห์อนุกรมเวลา (time series analysis) (ศิริลักษณ์ สุวรรณวงศ์, 2556) เช่นเดียวกับราคากุ้งขาวแวนนาไมขนาด 70 ตัวต่อกิโลกรัม ที่เป็นสินค้าทางการประมงที่สำคัญประเภทหนึ่งของประเทศไทย ซึ่งต้องอาศัยการคาดการณ์ราคาที่มีความเชื่อถือได้และถูกต้องตามหลักวิชาการ จากการศึกษาข้อมูลราคากุ้งขาวแวนนาไมขนาด 70 ตัวต่อกิโลกรัม เป็นรายเดือนในช่วงปี พ.ศ. 2548 ถึง 2561 พบว่าเป็นข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้ม (trend) และฤดูกาล (seasonal) การสร้างตัวแบบพยากรณ์จึงต้องเลือกใช้ตัวแบบที่มีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล เทคนิคที่นิยมใช้ ได้แก่ เทคนิคการปรับให้เรียบด้วยด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ และวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ (ดาว สงวนรังศิริกุล, หรรษา เชี่ยวอนันตวานิช, และมณีรัตน์ แสงเกษม, 2558) ซึ่งต่างเป็นวิธีการที่ใช้สำหรับพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มและฤดูกาล โดยปราศจากวัฏจักรและความแปรผันเนื่องจากความไม่สม่ำเสมอ โดยทั้งสองวิธีนี้จะให้ผลการพยากรณ์ที่ต่างกัน

นอกจากนี้ยังสามารถสร้างตัวแบบด้วยวิธีพยากรณ์รวมจากทั้งสองวิธีพยากรณ์ข้างต้น หากสองวิธีดังกล่าวมีความเหมาะสมเพียงพอ ด้วยเหตุนี้ ผู้วิจัยจึงสนใจที่จะทำการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ วิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ และวิธีพยากรณ์รวม สำหรับพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไมรายเดือน เพื่อที่จะได้วิธีการที่เหมาะสมที่สุดสำหรับนำไปประยุกต์และใช้ประโยชน์ในการวางแผน การผลิตสำหรับภาคเกษตรกรรมและอุตสาหกรรมต่างๆ ต่อไป

การวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 3 วิธี ได้แก่ 1) วิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ 2) วิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ และ 3) วิธีพยากรณ์รวม สำหรับการพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไมขนาด 70 ตัวต่อกิโลกรัม

วิธีการศึกษา

การวิจัยนี้ได้ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาคือ ราคากุ้งขาวแวนนาไมขนาด 70 ตัวต่อกิโลกรัม เป็นรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จากสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (สศก., 2562) จำนวน 168 ค่า โดยแบ่งข้อมูลเป็น 2 ชุด ประกอบด้วย ชุดที่ 1 (series 1) ข้อมูลราคากุ้งขาวแวนนาไมตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 จำนวน 156 ค่า ใช้สำหรับสร้างตัวแบบอนุกรมเวลา และชุดที่ 2 (series 2) คือ ข้อมูลราคากุ้งขาวแวนนาไมตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 12 ค่า ใช้สำหรับคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดโดยใช้เกณฑ์ค่าเฉลี่ยของค่าสัมบูรณ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อน (MAPE) น้อยที่สุด และใช้โปรแกรมสำเร็จรูป Minitab รุ่น 16 ในการวิเคราะห์ข้อมูล

จากการศึกษาเบื้องต้นพบว่าข้อมูลราคากุ้งขาวแวนนาไมรายเดือนในช่วงปี พ.ศ. 2548 ถึง 2560 เป็นข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้ม (trend) และฤดูกาล (seasonal) แสดงข้อมูลอนุกรมเวลาของราคากุ้งขาวแวนนาไมดัง (Figure 1)

ดังนั้นผู้วิจัยจึงเลือกใช้วิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เนื่องจากอนุกรมเวลามีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลา ที่เปลี่ยนแปลงไป วิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ และวิธีพยากรณ์รวม ซึ่งมีขั้นตอนและแนวคิดในการสร้างดังนี้

1. การสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เมื่ออนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล โดยมีขั้นตอนดังนี้ (Wei, 2006)

1.1 เลือกตัวแบบอนุกรมเวลาด้วยวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ ซึ่งมี 2 แบบ คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' additive exponential smoothing) และแบบคูณ (Winters' multiplicative exponential smoothing) ซึ่งในการวิจัยครั้งนี้ได้เลือกใช้วิธีการปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เนื่องจากอนุกรมเวลามีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (Winter, 1960)

Figure 1 Time series plot of white shrimp *Litopenaeus vannamei* prices.

1.2 สร้างตัวแบบโดยกำหนดค่าปรับน้ำหนักของค่าคงที่ที่ทำให้เรียบระหว่างข้อมูลกับค่าพยากรณ์ (α) ระหว่างแนวโน้มจริงกับค่าประมาณแนวโน้ม (γ) และระหว่างค่าความผันแปรตามฤดูกาลจริงกับค่าประมาณฤดูกาล (δ) โดยที่ $0 \leq \alpha \leq 1, 0 \leq \gamma \leq 1$ และ $0 \leq \delta \leq 1$ (กัลยา วานิชย์บัญชา, 2557)

1.3 ประมาณค่าพารามิเตอร์ที่เป็นค่าคงที่แนวโน้มและความแปรผันตามฤดูกาล จากตัวแบบและสร้างสมการพยากรณ์ดังนี้ (ศิริลักษณ์ สุวรรณวงศ์, 2556)

$$\hat{Y}_t = \left(E_n + kT_n\right)\hat{S}_{n+k-P} \quad \text{โดยที่ } t = n+k \ (k = 1, 2, 3, \ldots) \tag{1}$$

เมื่อ

$$E_t = \begin{cases} Y_2 & , \ t = 2 \\ \alpha Y_t + (1-\alpha)(E_{t-1} + T_{t-1}) & , \ t = 3, 4, \ldots, P+2 \\ \dfrac{\alpha Y_t}{\hat{S}_{t-P}} + (1-\alpha)(E_{t-1} + T_{t-1}) & , \ t > P+2 \end{cases}$$

$$T_t = \begin{cases} Y_2 - Y_1 & , \ t = 2 \\ \gamma(E_t - E_{t-1}) + (1-\gamma)T_{t-1} & , \ t > 2 \end{cases}$$

$$\hat{S}_t = \begin{cases} \dfrac{Y_t}{E_t} & , \ t = 3, 4, \ldots, P+2 \\ \dfrac{\delta Y_t}{E_t} + (1-\delta)\hat{S}_{t-P} & , \ t > P+2 \end{cases}$$

โดยที่ E_t, T_t และ $\hat{S}_t$ แทน ระดับของข้อมูลส่วนของแนวโน้ม และส่วนของฤดูกาล ตามลำดับ t แทน ช่วงเวลา มีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n เมื่อ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลา, P แทน จำนวนฤดูกาล และ $\hat{Y}_t$ แทน ค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

1.4 เลือกตัวแบบอนุกรมเวลาที่ค่าประมาณความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ $\{e_t\}$ มีการแจกแจงแบบปกติ (normal distribution) และเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ซึ่งพิจารณาจาก Kolmogorov–Smirnov test, t-test, Levene's test และ Durbin-Watson test (กัลยา วานิชย์บัญชา, 2555)

2. การสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ โดยมีขั้นตอนดังนี้

2.1 พิจารณาตัวแบบอนุกรมเวลาว่ามีความคงที่ (stationary) หรือไม่ โดยพิจารณากราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา (Y_t, t) กราฟฟังก์ชั่นสหสัมพันธ์ในตัวเอง (autocorrelation function: ACF) และกราฟฟังก์ชั่นสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (partial autocorrelation function: PACF) ถ้าพบว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาวะคงที่จะทำการแปลงเป็นอนุกรมเวลาชุดใหม่ที่มีลักษณะคงที่โดยการหาผลต่างของอนุกรมเวลา

2.2 กำหนดตัวแบบที่เป็นไปได้จากกราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่มีความคงที่

2.3 ทำการประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบโดยพารามิเตอร์ทุกตัวจะต้องมีนัยสำคัญทางสถิติ (p-value < 0.05) หากพบว่าพารามิเตอร์ตัวใดไม่มีนัยสำคัญทางสถิติจะตัดพารามิเตอร์นั้นออก และเลือกตัวแบบใหม่จนกว่าจะได้ตัวแบบที่ค่าพารามิเตอร์มีนัยสำคัญทางสถิติทั้งหมด (วรางคณา กีรติวิบูลย์, 2557)

2.4 เลือกตัวแบบที่ค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ (p-value > .05) ณ Q_{12}, Q_{24}, Q_{36} และ Q_{48} ซึ่งเป็นการทดสอบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่อยู่ห่างกันแต่ละช่วงเวลาว่าเป็นอิสระกันหรือไม่ ซึ่งในที่นี้ Q_{12}, Q_{24}, Q_{36} และ Q_{48} หมายถึงการทดสอบ ณ ช่วง เวลา 12, 24, 36 และ 48 เดือน ตามลำดับ (Farnum, & Stanton, 1989) และอนุกรมเวลาของค่าประมาณความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ $\{e_t\}$ มีการแจกแจงแบบปกติ (normal distribution) และเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา พิจารณาจาก Kolmogorov–Smirnov test, t-test, Levene's test และ Durbin-Watson test (กัลยา วานิชย์บัญชา, 2555)

2.5 สร้างสมการพยากรณ์โดยพิจารณาจากรูปแบบทั่วไปของตัวแบบอนุกรมเวลาด้วยวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ คือ seasonal autoregressive integrated moving average: SARIMA (p, d, q), $(P, D, Q)_S$ แสดงดังสมการ (2) (Box, Jenkins, & Reinsel, 1994)

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^S)(1-B)^d(1-B^S)^D Y_t = \delta + \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)\varepsilon_t \quad (2)$$

เมื่อ Y_t แทน อนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทน อนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงแบบปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_P(B^S)$ แทน ค่าคงที่ โดย μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่

$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \ldots - \phi_p B^p$ แทน ตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาล อันดับที่ p (non-seasonal autoregressive operator of order p: AR (p))

$\Phi_{P(B^S)} = 1 - \Phi_1 B^S - \Phi_2 B^{2S} - \ldots - \Phi_P B^{PS}$ แทน ตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบมีฤดูกาล อันดับที่ P (seasonal autoregressive operator of order P: SAR (P))

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

$\Theta_{Q(B^S)} = 1 - \Theta_1 B^S - \Theta_2 B^{2S} - \ldots - \Theta_Q B^{QS}$ แทน ตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาลอันดับที่ Q (seasonal moving average operator of order Q: SMA (Q))

t แทน ช่วงเวลา มีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n เมื่อ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาที่ศึกษา

S แทน จำนวนฤดูกาล

d และ D แทน ลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ เพื่อทำให้อนุกรมเวลาอยู่ในสภาวะคงที่

B แทน ตัวดำเนินการถอยหลัง (backward operator)

โดยที่ $B^S Y_t = Y_{t-S}$, $B^S \varepsilon_t = \varepsilon_{t-S}$

3. การสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีพยากรณ์รวม

การพยากรณ์รวมเป็นวิธีการประยุกต์ที่มีการรวมค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธีขึ้นไปเพื่อให้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด สามารถใช้ได้ดีในกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมีความเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลามากกว่า 1 วิธี (มุกดา แม้นมินทร์, 2542 อ้างถึงในวรางคณา กีรติวิบูลย์, 2556) สำหรับการวิจัยในครั้งนี้ได้พิจารณาวิธีพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธี ได้แก่ วิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธี บ๊อกซ์-เจนกินส์ เนื่องจากค่าพยากรณ์จากทั้ง 2 วิธี มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่ศึกษา ดังนั้น ตัวแบบของวิธีพยากรณ์รวมที่ใช้ในการวิจัยนี้ ดัง สมการ (3)

$$Y_t = b_0 + b_1 Y_{wt} + b_2 Y_{bt} \qquad (3)$$

เมื่อ Y_t แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t, Y_{wt} และ Y_{bt} แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t จากวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ ตามลำดับ และ b_0, b_1 และ b_2 แทนค่าน้ำหนักของแต่ละวิธีพยากรณ์เดี่ยวด้วยวิธีการกำลังสองน้อยที่สุด (least square method)

4. การเปรียบเทียบความแม่นยำและความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์

สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำและความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ในการวิจัยนี้ พิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (coefficient of correlation) ระหว่างข้อมูลจริง (Y) กับค่าพยากรณ์ ($\hat{Y}$) (ศิริลักษณ์ สุวรรณวงศ์, 2556) และค่าเฉลี่ยของค่าสัมบูรณ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อน (mean absolute percent error: MAPE) ดังนี้

4.1 พิจารณาค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (r) ระหว่าง Y กับ $\hat{Y}$ เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เป็นตัวเลขที่บ่งชี้ถึงความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรที่นำมาศึกษา โดยจะมีค่าตั้งแต่ -1 ถึง 1 ถ้า r เข้าใกล้ 1 แสดงว่า Y กับ $\hat{Y}$ มีความสัมพันธ์กันมาก นั่นหมายความว่า $\hat{Y}$ พยากรณ์ Y ได้ดี แต่ถ้า r เข้าใกล้ 0 แสดงว่า Y และ $\hat{Y}$ ไม่มีความสัมพันธ์กัน ซึ่งหมายความว่า $\hat{Y}$ แตกต่างจาก Y มาก และถ้า r มีค่าเป็นลบ แสดงว่า Y กับ $\hat{Y}$ มีความสัมพันธ์กันทางลบ กล่าวคือ ถ้า $\hat{Y}$ มีค่าเพิ่มขึ้น Yจะมีค่าลดลง และถ้า $\hat{Y}$ มีค่าลดลง Yจะมีค่าเพิ่มขึ้น นั่นหมายความว่าค่าพยากรณ์ไม่สอดคล้องกับค่าข้อมูลที่แท้จริง สูตรการคำนวณมีดังนี้ (ศิริลักษณ์ สุวรรณวงศ์, 2556; George, 1989)

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - \bar{Y}\right)\left(\hat{Y}_i - \bar{\hat{Y}}\right)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - \bar{Y}\right)^2 \sum_{i=1}^{n}\left(\hat{Y}_i - \bar{\hat{Y}}\right)^2}}$$

เมื่อ Y_i แทนค่าข้อมูลที่แท้จริงตัวที่ i, $\hat{Y}_i$ แทนค่าพยากรณ์ตัวที่ i, $\bar{Y}$ แทนค่าเฉลี่ยเลขคณิตของ Y_i, $\bar{\hat{Y}}$ แทนค่าเฉลี่ยเลขคณิตของ $\hat{Y}$ และ n แทนจำนวนข้อมูลทั้งหมดในอนุกรมเวลาที่ศึกษา

4.2 พิจารณาค่าเฉลี่ยของค่าสัมบูรณ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อน (MAPE) เป็นการวัดความแม่นยำที่ไม่มีหน่วย และแสดงในรูปร้อยละ (percent) ที่ง่ายต่อความเข้าใจ ซึ่งเหมาะจะใช้เป็นค่าเปรียบเทียบความแม่นยำ ที่เกิดจากการพยากรณ์อนุกรมเวลาหลายชุดที่มีหน่วยข้อมูลต่างกัน โดยวิธีที่ให้ค่า MAPE ต่ำที่สุดจะเป็นวิธีพยากรณ์ ที่มีความแม่นยำและเหมาะสมมากที่สุด หรือนั่นคือ วิธีการที่ให้ค่า MAPE ต่ำกว่าจะเป็นวิธีการพยากรณ์ที่แม่นยำและเหมาะสมกว่าวิธีการที่ให้ค่า MAPE สูงกว่านั่นเอง (ดาว สงวนรังศิริกุล, หรรษา เชี่ยวอนันตวานิช, และมณีรัตน์ แสงเกษม, 2558) สูตรการคำนวณมีดังนี้

$$\text{MAPE} = \frac{100}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{\left|Y_i - \hat{Y}_i\right|}{Y_i}$$

เมื่อ Y_i แทนค่าข้อมูลที่แท้จริงตัวที่ i, $\hat{Y}_i$ แทน ค่าพยากรณ์ตัวที่ i และ n แทน จำนวนข้อมูลทั้งหมดในอนุกรมเวลาที่ศึกษา

ผลการศึกษา

1. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการนี้

ผู้วิจัยกำหนดค่าปรับน้ำหนักของค่าคงที่ที่ทำให้เรียบระหว่างข้อมูลกับค่าพยากรณ์ ค่าคงที่ที่ทำให้เรียบระหว่างแนวโน้มจริงกับค่าประมาณแนวโน้ม และค่าคงที่ที่ทำให้เรียบระหว่างค่าความผันแปรตามฤดูกาลจริงกับค่าประมาณฤดูกาล ซึ่งได้แก่ α, γ และ δ ให้เท่ากับ 0.99, 0.42 และ 0.55 ตามลำดับ ซึ่งจากการทดสอบค่าประมาณความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์พบว่า 1) มีการแจกแจงแบบปกติ เนื่องจากการทดสอบ Kolmogorov–Smirnov test ได้ค่าสถิติทดสอบเท่ากับ 0.06 (p-value=0.10) 2) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ เนื่องจากการทดสอบ t-test ได้ค่าสถิติทดสอบเท่ากับ -0.04 (p-value=0.97) 3) มีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา เนื่องจากการทดสอบ Levene's test ได้ค่าสถิติทดสอบเท่ากับ 1.45 (p-value=0.14) และ 4) เป็นอิสระต่อกัน เนื่องจากการทดสอบ Durbin-Watson test ได้ค่าสถิติทดสอบเท่ากับ 1.77 ซึ่งอยู่ในช่วง 1.50 ถึง 2.50 (กัลยา วานิชย์บัญชา, 2555) ตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างขึ้นด้วยวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณมีค่าประมาณความผันแปรตามฤดูกาล (seasonal indices) แสดงใน (Table 1) และสามารถสร้างสมการพยากรณ์ได้ดังสมการ (4)

$$\hat{Y}_t = \left[176.308 - 0.356k\right]\hat{S}_{k+144} \qquad (4)$$

จากค่าดัชนีความผันแปรตามฤดูกาลใน (Table 1) พบว่ามีค่าอยู่ระหว่าง 0.93 ถึง 1.07 ซึ่งมีค่าต่ำกว่าค่าเฉลี่ย (1.00) ในเดือนพฤษภาคม มิถุนายน กรกฎาคม สิงหาคม กันยายน พฤศจิกายน และเดือนธันวาคม และพบว่าสูงกว่าค่าเฉลี่ยในเดือนมกราคม กุมภาพันธ์ มีนาคม เมษายน และเดือนตุลาคม นั่นหมายถึงเดือนที่มีค่าความผันแปรตามฤดูกาลต่ำกว่าค่าเฉลี่ย ราคากุ้งขาวแวนนาไมในเดือนนั้นจะลดลง และมีราคาเพิ่มขึ้นในเดือนที่มีค่าความผันแปรตามฤดูกาลสูงกว่าค่าเฉลี่ย เมื่อนำค่าพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไมในเดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 จากตัวแบบอนุกรมเวลาด้วยวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณมาเปรียบเทียบกับราคาจริง พบว่ามีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (r) เท่ากับ 0.98 (p-value=0.00) ซึ่งอยู่ในระดับสูงมาก (Hinkle, William, & Stephen, 1998)

Table 1 Seasonal indices of Winters' multiplicative exponential smoothing time series model.

t	month	seasonal indices	t	month	seasonal indices
157	January	1.03	163	July	0.94
158	February	1.07	164	August	0.98
159	March	1.06	165	September	0.98
160	April	1.02	166	October	1.01
161	May	0.96	167	November	0.98
162	June	0.93	168	December	0.99

2. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ ผู้วิจัยได้ทำการตรวจสอบความคงที่ของข้อมูลอนุกรมเวลา โดยพิจารณากราฟ ACF และ PACF (Figure 2) ซึ่งพบว่าอนุกรมเวลาไม่คงที่

ผู้วิจัยจึงเริ่มต้นการสร้างตัวแบบโดยการหาผลต่างลำดับที่ 1 (d=1) และปรับหาตัวแบบที่มีความเหมาะสม คือ ค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ (p-value > 0.05) ณ Q_{12}, Q_{24}, Q_{36} และ Q_{48} และอนุกรมเวลาของค่าประมาณความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ $\{e_t\}$ มีการแจกแจงแบบปกติ (normal distribution) และเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ผลจากการปรับตัวแบบทำให้ได้ว่าตัวแบบที่มีความเหมาะสมและสอดคล้อง ตามเงื่อนไขดังกล่าวคือ SARIMA $(1, 1, 0), (0, 1, 1)_{12}$ (ไม่มีค่าคงที่) มีค่าสถิติ Ljung–Box Q ณ Q_{12} เท่ากับ 11.10 (df=10, p-value= 0.35) Q_{24} เท่ากับ 29.60 (df=22, p-value=0.12) Q_{36} เท่ากับ 35.50 (df=34, p-value=0.39) และ Q_{48} เท่ากับ 48.90 (df=46, p-value=0.35) ผลการทดสอบค่าประมาณความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์พบว่า 1) มีการแจกแจงแบบปกติ เนื่องจากการทดสอบ Kolmogorov-Smirnov test ได้ค่าสถิติทดสอบเท่ากับ 0.68 (p-value =0.73) 2) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ เนื่องจากการทดสอบ t-test ได้ค่าสถิติทดสอบเท่ากับ -0.33 (p-value=0.74) 3) มีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา เนื่องจากการทดสอบ Levene's test ได้ค่าสถิติทดสอบเท่ากับ 1.50 (p-value=0.14) และ 4) เป็นอิสระต่อกัน เนื่องจากการทดสอบ Durbin-Watson test ได้ค่าสถิติทดสอบเท่ากับ 1.91 ซึ่งอยู่ในช่วง 1.50 ถึง 2.50 (กัลยา วานิชย์บัญชา, 2555) และพบว่าค่าประมาณความคลาดเคลื่อนอยู่ในช่วงความเชื่อมั่นร้อยละ 95 (Figure 3)

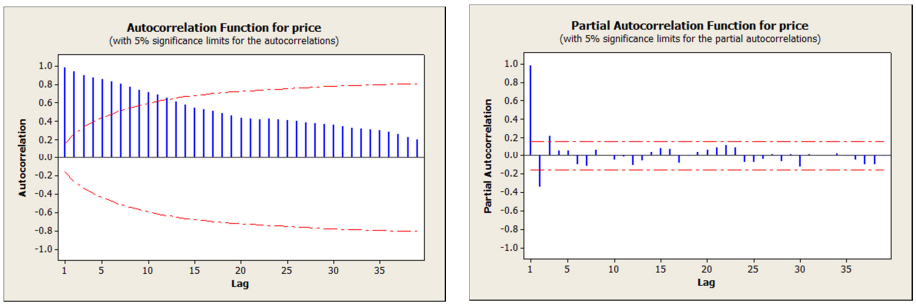

Figure 2 ACF and PACF for prices of white shrimp *Litopenaeus vannamei*.

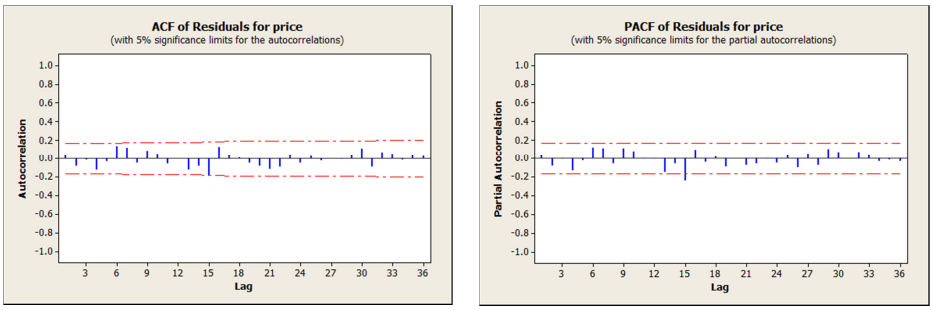

Figure 3 ACF and PACF for residual of white shrimp *Litopenaeus vannamei* prices.

หลังจากได้ตัวแบบที่เหมาะสม ผู้วิจัยทำการประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ได้แก่ พารามิเตอร์ AR(1) หรือ ϕ_1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.36 (t-test=4.60, p-value=0.00) และ SMA(12) หรือ Θ_1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.86 (t-test=11.77, p-value=0.00) และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 จึงสามารถสร้างตัวแบบพยากรณ์ได้ดังสมการ (5) และสร้างสมการพยากรณ์ได้ดังสมการ (6)

$$(1-\phi_1 B)(1-B)(1-B^S)Y_t = (1-\Theta_1 B^S)\varepsilon_t \quad (5)$$

$$\hat{Y}_t = 1.3639\left(\hat{Y}_{t-1} - \hat{Y}_{t-13}\right) - 0.3639\left(\hat{Y}_{t-2} + \hat{Y}_{t-14}\right) + \hat{Y}_{t-12} + e_t - 0.863e_{t-12} \quad (6)$$

เมื่อนำค่าพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไมในเดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 จากตัวแบบอนุกรมเวลาด้วยวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์มาเปรียบเทียบกับราคาจริง พบว่ามีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (r) เท่ากับ 0.98 (p-value=0.00) ซึ่งอยู่ในระดับสูงมาก (Hinkle, William, & Stephen, 1998)

3. ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีพยากรณ์รวม เมื่อนำค่าพยากรณ์จากวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ มาสร้างตัวแบบพยากรณ์รวมโดยการคำนวณค่าน้ำหนักของแต่ละวิธีด้วยวิธีการกำลังสองน้อยที่สุด แสดงผลการวิเคราะห์ดัง (Table 2)

Table 2 Coefficients of combined method.

predictor	coefficient	standard error	t-test	p-value
constant	4.11	2.07	1.99	0.04
Winters' multiplicative	0.32	0.16	1.96	0.05
SARIMA (1, 1, 0), (0, 1, 1)$_{12}$	0.64	0.17	3.88	0.00

จาก (Table 2) พบว่าค่าคงที่ของวิธีพยากรณ์รวมเท่ากับ 4.11 ค่าน้ำหนักของวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณเท่ากับ 0.32 และค่าน้ำหนักของวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์เท่ากับ 0.64 ซึ่งทำให้ได้ตัวแบบพยากรณ์รวมดังสมการ (7)

$$\hat{Y}_t = 4.11 + 0.322\hat{Y}_{wt} + 0.649\hat{Y}_{bt} \quad (7)$$

4. ผลการคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม

สำหรับการคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคากุ้งขาวแวนนาไม ขนาด 70 ตัวต่อกิโลกรัม ผู้วิจัยได้ใช้ข้อมูลจริงในเดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 12 ค่า มาเป็นตัวเปรียบเทียบกับค่าจากการพยากรณ์ที่ได้จากตัวแบบทั้งสามวิธี พบว่าตัวแบบที่สร้างจากวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ และวิธีพยากรณ์รวม มีค่า MAPE คิดเป็นร้อยละ 16.40, 19.10 และ 17.50 ตามลำดับ นอกจากนี้ ยังพบว่าผลการพยากรณ์จากตัวแบบทั้งสามไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (F-test=0.87, p-value=0.43) แสดงผลการวิเคราะห์ดัง (Table 3)

จาก (Table 3) ทำให้สรุปได้ว่าวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์มีความเหมาะสมมากกว่าวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ และวิธีพยากรณ์รวม สำหรับการพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไม ขนาด 70 ตัวต่อกิโลกรัมทั้งนี้แสดงการเปรียบเทียบผลการพยากรณ์ด้วยวิธีทั้งสาม ดัง (Figure 4) และเมื่อนำตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างขึ้นด้วยวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ ซึ่งเป็นวิธีที่เหมาะสมที่สุดสำหรับการวิจัยครั้งนี้ ไปใช้พยากรณ์ข้อมูลราคากุ้งขาวแวนนาไมขนาด 70 ตัวต่อกิโลกรัม ในเดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวน 12 คาบเวลา ได้ผลพยากรณ์ ดัง (Table 4)

Table 3 Observation and forecast from 3 methods (baht/kilogram).

month (2018)	t	observation	forecasting methods		
			Winters' multiplicative	SARIMA (1, 1, 0), (0, 1, 1)$_{12}$	combined
January	157	177	180.42	182.74	180.80
February	158	184	186.75	189.19	187.03
March	159	183	187.42	188.96	187.09
April	160	145	177.51	178.69	177.24
May	161	125	164.86	168.59	166.61
June	162	140	160.79	168.01	164.92
July	163	158	165.83	172.62	169.53
August	164	154	169.93	175.30	172.60
September	165	138	173.09	177.05	174.75
October	166	131	175.02	176.86	175.25
November	167	135	172.78	177.50	174.95
December	168	145	173.71	179.59	176.60
	MAPE		16.40	19.10	17.50

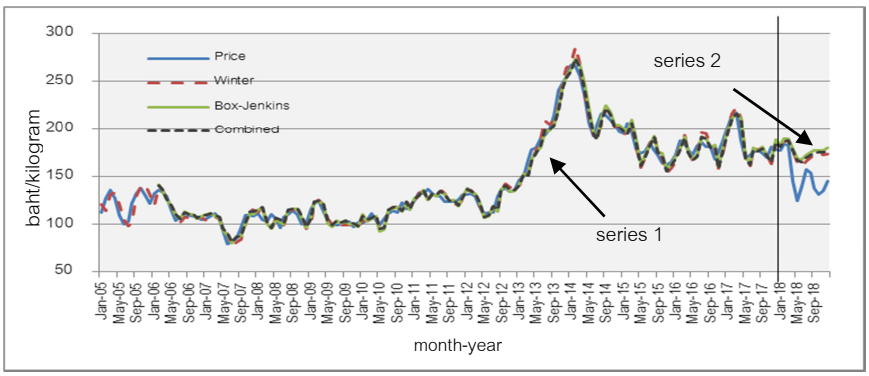

Figure 4 Backcast and forecast from three methods for prices of white shrimp *Litopenaeus vannamei*.

Table 4 Forecast from Winters' multiplicative exponential smoothing for the year 2019 (baht/kilogram).

month (2019)	forecast	month (2019)	forecast
January	151.15	July	152.81
February	159.33	August	158.41
March	162.39	September	162.37
April	154.24	October	166.00
May	144.88	November	166.82
June	144.91	December	170.97

จาก (Table 4) ผลการพยากรณ์ในปี พ.ศ. 2562 พบว่ากุ้งขาวแวนนาไมขนาด 70 ตัวต่อกิโลกรัม มีราคาสูงในช่วงต้นปีโดยสูงที่สุดในเดือนมีนาคม จากนั้นได้มีการปรับตัวลดลงในช่วงเดือนพฤษภาคมเดือนมิถุนายนและราคาเริ่มปรับตัวสูงขึ้นอย่างเห็นได้ชัดตั้งแต่เดือนกันยายนและมีราคาสูงที่สุดในเดือนธันวาคม

อภิปรายผล

จากการศึกษาวิจัยเพื่อเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 3 วิธี ได้แก่ 1) วิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ 2) วิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ และ 3) วิธีพยากรณ์รวม สำหรับการพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไมขนาด 70 ตัวต่อกิโลกรัม ผลการวิจัยพบว่าวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณมีความเหมาะสมมากกว่าวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์และวิธีพยากรณ์รวมแต่อย่างไรก็ตามวิธีพยากรณ์ทั้ง 3 วิธีให้ค่า MAPE ที่ใกล้เคียงกันและผลการพยากรณ์ไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ผลการวิจัยครั้งนี้ขัดแย้งกับผลการวิจัยของวรางคณา กีรติวิบูลย์ (2558) เรื่อง การพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไม ที่ทำการเปรียบเทียบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ วิธีปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม วิธีการพยากรณ์รวมที่ถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด และวิธีพยากรณ์รวมที่ถ่วงน้ำหนักด้วยค่าเวกเตอร์ลักษณะเฉพาะของการวิเคราะห์ตัวประกอบหลัก โดยผลการวิจัยพบว่าวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมมากที่สุดสำหรับการนำไปใช้พยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไม อาจเนื่องมาจากการเลือกตัวแบบด้วยวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ที่สอดคล้องตามเงื่อนไขเบื้องต้นเกี่ยวกับค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์อาจมีได้หลายตัวแบบ ซึ่งตัวแบบ SARIMA $(1, 1, 0), (0, 1, 1)_{12}$ อาจไม่ใช่ตัวแบบที่ดีที่สุดสำหรับวิธีนี้ ผลการพยากรณ์จึงให้ค่าที่สูงกว่าความเป็นจริงอยู่มาก ประกอบกับวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณก็สามารถเลือกค่าคงที่ของการปรับให้เรียบได้อย่างอิสระภายใต้เงื่อนไขเกี่ยวกับค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์เดียวกัน ตัวแบบนั้นจึงให้ค่าพยากรณ์ในระดับที่ใกล้เคียงกับความเป็นจริงมากกว่า ทำให้คำนวณค่า MAPE ได้ต่ำกว่าวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ และเป็นที่น่าสังเกตว่าในการวิจัยครั้งนี้วิธีการพยากรณ์รวมไม่ได้เป็นวิธีที่เหมาะสมที่สุด นั่นเป็นเพราะการรวมค่าพยากรณ์ของวิธีการพยากรณ์เดี่ยวเพื่อให้ได้ค่า

พยากรณ์ใหม่ที่ความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุดสามารถใช้ได้ดีเมื่อวิธีการพยากรณ์เดี่ยวแต่ละวิธีมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากเพียงพอ เมื่อพิจารณาจากการวิจัยนี้ อาจมีวิธีพยากรณ์เดี่ยวที่ยังไม่เหมาะสม การรวมค่าพยากรณ์จึงไม่สามารถทำให้เกิดค่าความคลาดเคลื่อนที่น้อยที่สุดได้ ขัดแย้งกับผลการวิจัยของวรางคณา กีรติวิบูลย์ (2556) และเสาวณิต สุขภารังษี (2542) ที่พบว่าวิธีพยากรณ์รวมเป็นวิธีที่เหมาะสมมากกว่าวิธีพยากรณ์แบบเดี่ยว

สรุป

ผลการวิจัยครั้งนี้ทำให้ได้ข้อสรุปว่า วิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณเป็นวิธีสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมมากกว่าวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส์ และวิธีพยากรณ์รวมสำหรับการพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไมขนาด 70 ตัวต่อกิโลกรัม ซึ่งมีข้อมูลอนุกรมเวลาที่ใช้ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ คือ ราคากุ้งขาวแวนนาไมขนาด 70 ตัวต่อกิโลกรัม เป็นรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 168 ค่า จากสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร นั่นแสดงว่าผลการวิจัยครั้งนี้ครอบคลุมราคากุ้งขาวแวนนาไมในภาพรวม ดังนั้น หากต้องการผลการวิจัยที่เฉพาะเจาะจงในตลาดสินค้าภูมิภาคต่างๆ ครั้งต่อไปควรมีการวิจัยเพื่อค้นหาวิธีการพยากรณ์ ที่เหมาะสมที่สุดสำหรับราคากุ้งขาวแวนนาไมในตลาดอื่น และเพื่อให้ได้วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมและสอดคล้องกับสถานการณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไมในอนาคต การวิจัยครั้งต่อไปอาจมีการศึกษาวิธีการพยากรณ์รวมแบบอื่นๆ หรืออาจมีการปรับค่าผิดปกติก่อนการสร้างตัวแบบ เป็นต้น นอกจากนี้ผู้วิจัยได้ใช้ตัวแบบที่มีความเหมาะสมที่สุด นั่นคือ ตัวแบบที่สร้างขึ้นจากวิธีปรับให้เรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาขนาด 70 ตัวต่อกิโลกรัม ในปี พ.ศ. 2562 ซึ่งผู้มีส่วนเกี่ยวข้องทั้งทางด้านเกษตรกรรม อุตสาหกรรม และผู้บริโภคสามารถนำไปใช้เป็นสารสนเทศประกอบการตัดสินใจเพื่อการดำเนินการได้ในโอกาสต่อไป

เอกสารอ้างอิง

กลุ่มเศรษฐกิจการประมง กองนโยบายและยุทธศาสตร์พัฒนาการประมง. (2562). *สถานการณ์สินค้ากุ้งทะเลและผลิตภัณฑ์ ปี 2561 และแนวโน้มปี 2562*. สืบค้น 20 มกราคม 2562, จาก https://www.fisheries.go.th/strategy /UserFiles/files/21-2-62.pdf.

กัลยา วานิชย์บัญชา. (2555). *การใช้ SPSS for Windows ในการวิเคราะห์ข้อมูล*. กรุงเทพฯ: จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

กัลยา วานิชย์บัญชา. (2557). *การวิเคราะห์สถิติ: สถิติสำหรับการบริหารและวิจัย*. กรุงเทพฯ: จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

ณัฏฐวดี นิสิยมั่น. (2554). *การพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไมด้วยวิธีการของบ๊อกซ์-เจนกินส์* (รายงานผลการวิจัย). ชลบุรี: มหาวิทยาลัยบูรพา.

ดาว สงวนรังศิริกุล, หรรษา เชี่ยวอนันตวานิช, และมณีรัตน์ แสงเกษม. (2558). การศึกษาเปรียบเทียบเพื่อหาตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยที่เป็นโรคเฝ้าระวังทางระบาดในกรุงเทพมหานคร. *วารสารวิจัยและพัฒนา มจธ, 38*(1), 35-55.

วรางคณา กีรติวิบูลย์. (2556). การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียลที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และวิธีการพยากรณ์รวม สำหรับการพยากรณ์อุณหภูมิ

เฉลี่ยต่อเดือนในเขตกรุงเทพมหานคร. *วารสารวิทยาศาสตร์บูรพา, 18*(2), 149-160.

วรางคณา กีรติวิบูลย์. (2557). ตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ. *วารสารวิทยาศาสตร์บูรพา, 19*(1), 78-90.

วรางคณา กีรติวิบูลย์. (2558). การพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไม. *วารสารวิทยาศาสตร์ มศว, 31*(1), 123-140.

ศูนย์อัจฉริยะเพื่ออุตสาหกรรมอาหาร. (2562). *อุตสาหกรรมกุ้งไทย*. สืบค้น 9 พฤษภาคม 2562, จาก http://fic.nfi.or.th.

ศิริลักษณ์ สุวรรณวงศ์. (2556). *เทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณ: การวิเคราะห์อนุกรมเวลา*. นครปฐม: มหาวิทยาลัยมหิดล.

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. (2562*). กุ้ง: ราคากุ้งขาวแวนนาไมขนาด 70 ตัว/กิโลกรัม รายเดือนที่เกษตรกรขายได้ที่ฟาร์มทั้งประเทศ ปี 2547-2562*. สืบค้น 20 มกราคม 2562, จาก http://www.oae.go.th/monthlyprice.html.

เสาวณิต สุขภารังษี. (2542). *การพยากรณ์แนวโน้มของการเกิดโรคที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยาของจังหวัดฉะเชิงเทรา*. สืบค้น 13 เมษายน 2562, จาก http://cuir.car.chula.ac.th/handle.

Box, G. E. P., Jenkins, G. M., & Reinsel, G. C. (1994). *Time series analysis: Forecasting and control*. New Jersey: Prentice Hall.

Farnum, N. R., & Stanton, L. W. (1989). *Quantitative forecasting methods*. Boston: PWS-KENT Publishing Company.

George, A. F. (1989). *Statistical analysis in psychology and education*. New York: McGraw-Hill.

Hinkle, D. E, William, W., & Stephen, G. J. (1998). *Applied statistics for the behavior sciences*. New York: Houghton Mifflin.

Wei, W. W. S. (2006). *Time series analysis univariate and multivariate method*. Boston: Pearson Addison Wesley.

Winter, P. R. (1960). *Forecasting sale by exponentially weighted moving average*. *Management Science, 6*(3), 324-342.