

ตัวแบบสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง

Model for forecasting the export volume of frozen shrimp

วารางคณา เรียนสุทธิ^{1*}

Warangkhan Riansut^{1*}

บทคัดย่อ

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างตัวแบบสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนสิงหาคม 2562 จำนวน 104 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2561 จำนวน 96 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบตาม วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนสิงหาคม 2562 จำนวน 8 ค่า นำมาใช้ในการเปรียบเทียบความแม่นยำของการพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ร้อยละค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่าวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุดคือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

คำสำคัญ: กุ้งสดแช่แข็ง บ็อกซ์-เจนกินส์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง การพยากรณ์รวม

Abstract

The purpose of this study was to construct the model for forecasting the export volume of frozen shrimp by using data gathered from the website of Office of Agricultural Economics during January 2011 to August 2019. The data of 104 values were used and divided into 2 sets. The first set with 96 values from January 2011 to December 2018 was used for constructing the forecasting models by Box-Jenkins method, Holt's exponential smoothing method, Brown's exponential smoothing method, damped trend exponential smoothing method, simple seasonal exponential smoothing method, Winters' additive exponential smoothing method, Winters' multiplicative exponential smoothing method, and combined forecasting method. The second set with 8 values from January to August 2019 was used for comparing the accuracy of the forecasting model via the lowest mean absolute percentage error. The findings indicated that the most accurate method was the Winters' additive exponential smoothing method.

Keywords: frozen shrimp, Box-Jenkins, exponential smoothing, combined forecasting

¹ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ วิทยาเขตพัทลุง 93210

¹ Faculty of Science, Thaksin University, Phatthalung Campus, 93210

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

บทนำ

ในปี 2561 ประเทศไทยมีผลผลิตกุ้งโดยรวมทั้งประเทศอยู่ที่ 2.9 แสนตัน ลดลงจากปี 2560 คิดเป็นร้อยละ 3 เนื่องจากสภาพอากาศแปรปรวน ปัญหาโรค และราคากุ้งตกต่ำ สำหรับสถานการณ์การส่งออกกุ้งของปี 2561 นายกสมาคมกุ้งไทยคาดการณ์ว่าจะมีปริมาณการส่งออก 1.8 แสนตัน คิดเป็นมูลค่า 5-5.5 หมื่นล้านบาท ซึ่งลดลงจากปี 2560 ที่สามารถส่งออกได้ 2.04 แสนตัน คิดเป็นมูลค่า 6.85 หมื่นล้านบาท (Matichon online, 2018) สอดคล้องกับข้อมูลการส่งออกกุ้งของไทยย้อนหลังจากสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (สศก.) ที่พบว่า ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่เย็นแช่แข็งตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2558 มีแนวโน้มลดลงอย่างรวดเร็ว หลังจากนั้นถึงเดือนพฤศจิกายน 2559 แนวโน้มมีลักษณะเพิ่มขึ้นแล้วกลับมามีแนวโน้มลดลงอีกครั้งหนึ่งตั้งแต่เดือนธันวาคม 2559 ถึงเดือนธันวาคม 2561 (Office of Agricultural Economics, 2019) โดยที่สาเหตุของปริมาณการส่งออกกุ้งของไทยเป็นไปในทิศทางลดลงอาจเนื่องมาจากต้นทุนค่าแรงที่สูงขึ้น โรคกุ้งตายด่วนที่ระบาดตั้งแต่ปี 2555 ต่อเนื่องจนถึงปัจจุบัน ทำให้ปริมาณผลผลิตกุ้งไม่เพียงพอสำหรับการส่งออก และราคาวัตถุดิบสูงขึ้น รวมถึงการแข็งค่าของเงินบาท นอกจากนี้ประเทศไทยยังต้องเผชิญกับมาตรการกีดกันทางการค้า โดยเฉพาะสถานการณ์ทางด้านแรงงานที่ไทยถูกจัดให้อยู่ในกลุ่มบัญชีประเทศที่ถูกจับตามอง ซึ่งส่งผลกระทบต่อภาพลักษณ์และการส่งออกกุ้งของไทย (Posttoday, 2019) ปัญหาต่างๆ เหล่านี้จะส่งผลให้สถานการณ์การส่งออกกุ้งเป็นอย่างไรในอนาคต เมื่อไรการส่งออกกุ้งจึงจะกลับฟื้นตัว เกษตรกรผู้เลี้ยงกุ้ง ผู้ประกอบการ

และผู้ส่งออก ต้องวางแผนการจัดหาวัตถุดิบ และทำการผลิตอย่างไรให้เหมาะสมสอดคล้องกับความต้องการของตลาด การพยากรณ์ทางสถิตินับเป็นเครื่องมือหนึ่งที่ช่วยตอบคำถามต่างๆ เหล่านี้ได้ ด้วยเหตุผลดังกล่าว ผู้วิจัยจึงเริ่มสืบค้นงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของประเทศไทย พบการศึกษาของ Nuamkhayan (1996) ได้ศึกษาการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของไทย ภายใต้ข้อตกลงของแอกตต์: กรณีสถิตลาดญี่ปุ่นและสหรัฐอเมริกา ผลการศึกษาพบว่า กุ้งสดแช่แข็งเป็นสินค้าที่สร้างรายได้ให้แก่ประเทศเป็นจำนวนมากในแต่ละปี โดยมีญี่ปุ่นและสหรัฐฯ เป็นตลาดส่งออกหลักของไทย และเป็นตลาดนำเข้ากุ้งแช่แข็งที่สำคัญของโลก โดยราคามีใช้ปัจจัยสำคัญที่กำหนดปริมาณนำเข้าและการบริโภคกุ้งของชาวญี่ปุ่นและสหรัฐฯ แต่การนำเข้าและการบริโภคกุ้งแช่แข็งขึ้นอยู่กับคุณภาพและความเชื่อถือในตัวสินค้าและสภาพทางเศรษฐกิจของประเทศผู้นำเข้าเป็นสำคัญ อุปสรรคในการแข่งขันของกุ้งแช่แข็งไทยในตลาดญี่ปุ่นและสหรัฐฯ ได้แก่ ปริมาณกุ้งที่จะนำมาเป็นวัตถุดิบสำหรับการผลิตในอนาคต ความสามารถในการบรรลุถึงข้อกำหนดเกณฑ์การตรวจคุณภาพสินค้าที่มีแนวโน้มเพิ่มความเข้มงวดมากขึ้น และผลของอุตสาหกรรมที่มีต่อสภาพแวดล้อมที่ผู้นำเข้ากำหนดขึ้น ซึ่งผู้ผลิตของไทยควรพิจารณาการอนุรักษ์สภาพแวดล้อมและ/หรือการย้ายการผลิตไปสู่แหล่งที่มีความสมบูรณ์ของวัตถุดิบ และค่าจ้างแรงงานที่ต่ำกว่าไทย ตลอดจนปรับปรุงคุณภาพผลิตภัณฑ์ให้สูงขึ้นและมีมูลค่าเพิ่มมากขึ้น เพื่อแข่งกับผลิตภัณฑ์ของคู่แข่ง การศึกษาของ Keerativibool (2015a) ได้ศึกษาการพยากรณ์มูลค่า

การส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของประเทศไทย โดยใช้
อนุกรมเวลารายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึง
เดือนพฤษภาคม 2557 ทำการพยากรณ์ด้วยวิธี
บ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง
ของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม
ผลการศึกษาพบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้-
กำลังของวินเทอร์แบบคูณเป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับ
อนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด โดยผลการพยากรณ์แสดงว่า
มูลค่าการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งยังคงมีแนวโน้มใน
ทิศทางลดลง และการศึกษาของ Keerativibool (2015b)
ได้ศึกษาการพยากรณ์ราคากุ้งขาวแวนนาไม โดยใช้
อนุกรมเวลารายเดือนตั้งแต่เดือนมีนาคม 2547 ถึง
เดือนพฤษภาคม 2557 ทำการพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-
เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มี
แนวโน้มแบบแฉก วิธีการพยากรณ์รวมที่ถ่วงน้ำหนัก
ด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อย
ที่สุด และวิธีการพยากรณ์รวมที่ถ่วงน้ำหนักด้วยค่า
จากเวกเตอร์ลักษณะเฉพาะของการวิเคราะห์ตัว
ประกอบหลัก ผลการศึกษาพบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์
มีประสิทธิภาพสูงที่สุด อย่างไรก็ตามค่าพยากรณ์ของทั้ง
4 วิธี มีความน่าเชื่อถือ เนื่องจากไม่มีความแตกต่างกัน
อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ โดยผลการพยากรณ์แสดง
ว่าราคากุ้งขาวแวนนาไมยังคงเป็นไปในทิศทางคงที่

จากผลการศึกษาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง
เฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจ
การเกษตรย้อนหลังตั้งแต่ปี 2554 ถึง 2562 พบว่า
นอกจากปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งจะมีแนวโน้ม
ทั้งเพิ่มขึ้นและลดลงแล้ว ยังคงมีความผันผวนของ
ปริมาณการส่งออกในแต่ละเดือนอีกด้วย (Office of
Agricultural Economics, 2019) ด้วยเหตุผลดังกล่าว

จึงเป็นประเด็นที่น่าสนใจที่ควรมีการศึกษาถึงปริมาณ
การส่งออกกุ้งสดแช่แข็งในอนาคตด้วยการพยากรณ์
เพื่อนำค่าพยากรณ์ที่ได้ไปใช้เป็นแนวทางในการเพิ่ม
ศักยภาพและขีดความสามารถของหน่วยงานที่ดูแล
การส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของประเทศไทย เช่น สนับสนุน
ส่งเสริมให้เกษตรกรเลี้ยงกุ้งเพิ่มขึ้นในฤดูกาลที่มีการ
ส่งออกปริมาณมาก หรือชะลอการเลี้ยงกุ้งให้น้อยลง
ในฤดูกาลที่มีการส่งออกปริมาณตกต่ำ รวมถึงยัง
สามารถใช้เป็นแนวทางให้รัฐบาลในการออกนโยบาย
สนับสนุนการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งได้อย่างเหมาะสม
ซึ่งจะทำให้เศรษฐกิจของประเทศไทยดีขึ้นต่อไป

วิธีการศึกษา

การศึกษาค้นคว้าครั้งนี้จะดำเนินการสร้างตัวแบบ
พยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง (กิโลกรัม)
ด้วยโปรแกรม SPSS version 17 โดยใช้ข้อมูลจาก
เว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (Office of
Agricultural Economics, 2019) ตั้งแต่เดือนมกราคม
2554 ถึงเดือนสิงหาคม 2562 จำนวน 104 ค่า ผู้วิจัย
ได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด โดยใช้หลักเกณฑ์ว่าข้อมูล
ชุดที่ 2 ควรมีอย่างน้อยร้อยละ 5 (Ket-iam, 2005)
ดังนั้นการศึกษาค้นคว้านี้ได้แบ่งข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือน
มกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2561 จำนวน 96 ค่า
คิดเป็นร้อยละ 92 สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์
ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนสิงหาคม 2562
จำนวน 8 ค่า คิดเป็นร้อยละ 8 สำหรับการเปรียบเทียบ
ความแม่นยำของการพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ร้อยละ
ค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (mean absolute
percentage error: MAPE) ที่ต่ำที่สุด ซึ่งเมื่อพิจารณา
ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ดัง (Figure 1)

ในผลการวิจัย พบว่า ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง มีแนวโน้มทั้งเพิ่มขึ้นและลดลง รวมถึงยังมีความผันแปร ตามฤดูกาลอีกด้วย และจากการทดสอบสมมติฐานเพื่อ ตรวจสอบแนวโน้มและฤดูกาล พบว่ามีผลการตรวจสอบ สอดคล้องกับที่พิจารณาตาม (Figure 1) ดังนั้นวิธีการ สร้างตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลา ที่มีทั้งการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มและอิทธิพลของ ฤดูกาล ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ seasonal autoregressive integrated moving average: SARIMA (p, d, q) (P, D, Q) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้ง เลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม อย่างไรก็ตาม เพื่อให้ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่ ได้สามารถครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด ผู้วิจัยจึงทดลองสร้างตัวแบบพยากรณ์จากวิธีการ พยากรณ์อื่นๆ ได้แก่ วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับ อนุกรมเวลาที่มีเฉพาะการเคลื่อนไหวจากแนวโน้ม ได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ และ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้ม แบบแฉก และวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรม เวลาที่มีเฉพาะอิทธิพลของฤดูกาล ได้แก่ วิธีการปรับเรียบ ด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย (Ket-iam, 2005; Manmin, 2006) ตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทาง สถิติทั้ง 8 วิธี ที่ต้องการศึกษา แสดงรายละเอียดดัง (Table 1) โดยมีความหมายของสัญลักษณ์ต่างๆ ดังนี้

$\hat{Y}_t$ และ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ปริมาณการ ส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ณ เวลา t และเวลา t + m ตามลำดับ โดยที่ m แทนจำนวนช่วงเวลาที่ต้องการ พยากรณ์ไปข้างหน้า

$\hat{\delta} = \hat{\mu}\hat{\phi}_p(B)\hat{\phi}_p(B^s)$ แทนค่าคงตัว (constant) โดยที่ $\hat{\mu}$ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่ (stationary)

$\hat{\phi}_p(B) = 1 - \hat{\phi}_1B - \hat{\phi}_2B^2 - \dots - \hat{\phi}_pB^p$ แทน ตัว ดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ p กรณีไม่มี ฤดูกาล (non-seasonal autoregressive operator of order p: AR(p))

$\hat{\phi}_p(B^s) = 1 - \hat{\phi}_1B^s - \hat{\phi}_2B^{2s} - \dots - \hat{\phi}_pB^{ps}$ แทน ตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ p กรณีมี ฤดูกาล (seasonal autoregressive operator of order p: SAR(p))

$\hat{\theta}_q(B) = 1 - \hat{\theta}_1B - \hat{\theta}_2B^2 - \dots - \hat{\theta}_qB^q$ แทน ตัว ดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ q กรณีไม่มีฤดูกาล (non-seasonal moving average operator of order q: MA(q))

$\hat{\theta}_q(B^s) = 1 - \hat{\theta}_1B^s - \hat{\theta}_2B^{2s} - \dots - \hat{\theta}_qB^{qs}$ แทน ตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ q กรณีมีฤดูกาล (seasonal moving average operator of order q: SMA(q))

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_t โดยที่ n_t แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ($n_t = 96$)

s แทนจำนวนฤดูกาล ซึ่งอนุกรมเวลาปริมาณ การส่งออกกุ้งสดแช่แข็งเป็นข้อมูลรายเดือน ดังนั้น $s=12$

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและ ผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

a_t , b_t และ $\hat{S}_t$ แทนค่าประมาณระยะตัดแกน α , γ , ϕ และ δ แทนค่าคงตัวการปรับเรียบ
 Y ความชันของแนวโน้ม และอิทธิพลของฤดูกาล ณ โดยที่ $0 < \alpha < 1$, $0 < \gamma < 1$, $0 < \phi < 1$ และ $0 < \delta < 1$
เวลา t ตามลำดับ

Table 1 Forecasting model.

no.	method	forecasting model	suitable for the characteristics of the data
1	Box-Jenkins	$SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s :$ $\hat{\phi}_p(B)\hat{\Phi}_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D\hat{Y}_t = \hat{\delta} + \hat{\theta}_q(B)\hat{\Theta}_Q(B^s)e_t$ (Box, Jenkins & Reinsel, 1994)	- trend (ARIMA model) - seasonal - trend and seasonal (SARIMA model)
2	Holt	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t(m)$ where $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$ (Manmin, 2006)	- trend
3	Brown	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t\left[(m-1) + \frac{1}{\alpha}\right]$ where $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)a_{t-1}$, $b_t = \alpha(a_t - a_{t-1}) + (1-\alpha)b_{t-1}$ (IBM Corporation, 2013)	- trend
4	damped	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t \sum_{i=1}^m \phi^i$ where $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + \phi b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)\phi b_{t-1}$ (Manmin, 2006)	- trend
5	simple seasonal	$\hat{Y}_t = a_t + \hat{S}_t$ where $a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)a_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$ (Ket-iam, 2005)	- seasonal
6	Winter additive	$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m) + \hat{S}_t$ where $a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$ (Ket-iam, 2005)	- trend and seasonal
7	Winter multiplicative	$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m)\hat{S}_t$ where $a_t = \alpha \frac{Y_t}{\hat{S}_{t-s}} + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta \frac{Y_t}{a_t} + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$ (Ket-iam, 2005)	- trend and seasonal

Table 1 Forecasting model. (Continued)

no.	method	forecasting model	suitable for the characteristics of the data
8	combined	$\hat{Y}_t = \sum_{i=1}^k b_i \hat{Y}_{it} \quad (\text{Manmin, 2006})$ where $\hat{Y}_{it}$ represents the forecast value of the method i; $i = 1, 2, \dots, 7$ and b_i represents the regression coefficient from the least squares method (Montgomery, Peck, & Vining, 2006)	- trend and seasonal

ดำเนินการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยพิจารณาที่ค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian information criterion: BIC) ที่ต่ำที่สุด มีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ และอนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมิรโนฟ (Kolmogorov-Smirnov's test: KS test) มีการเคลื่อนไหวนเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบรันส์ (runs test) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-test) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีเนภายใต้การให้มัธยฐาน (Levene's test based on median) หากพบว่าอนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อนมีเงื่อนไขข้อใดข้อหนึ่งไม่เป็นจริงจะสรุปว่าตัวแบบพยากรณ์ไม่เหมาะสม และไม่สมควรนำไปใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

เมื่อสร้างและตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบความแม่นยำของการพยากรณ์ โดยการเปรียบเทียบปริมาณการส่งออกสูงสุดแห่งชาติของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนสิงหาคม 2562 กับค่าพยากรณ์ เพื่อคำนวณค่า MAPE โดยตัวแบบ

พยากรณ์ที่ให้ค่า MAPE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความแม่นยำมากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์ MAPE (Ket-iam, 2005) แสดงดังนี้

$$MAPE = \frac{100}{n_2} \sum_{j=1}^{n_2} \left| \frac{e_j}{Y_j} \right|$$

เมื่อ $e_j = Y_j - \hat{Y}_j$ แทนค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกสูงสุดแห่งชาติ ณ เวลา j

j แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2 ($n_2 = 8$)

ผลการศึกษา

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวนของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกสูงสุดแห่งชาติชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2561 จำนวน 96 ค่า ดัง (Figure 1) พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้มลดลงอย่างรวดเร็วในช่วงเดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2558 ($t = -8.92$, $p < 0.01$)

หลังจากนั้นถึงเดือนพฤศจิกายน 2559 แนวน้ำมันมีลักษณะเพิ่มขึ้น ($t = 7.68$, $p < 0.01$) แล้วกลับมามีแนวโน้มลดลงอีกครั้งหนึ่งในช่วงเดือนธันวาคม 2559 ถึงเดือนธันวาคม 2561 แต่เป็นการลดลงอย่างไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ($t = -1.19$, $p = 0.25$) และจากการทดสอบสมมติฐานเพื่อตรวจสอบแนวโน้มและฤดูกาลที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งมีส่วนประกอบของแนวโน้ม (ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งในแต่ละปีมีการແຈ້ງແຈ້ງปรกติ แต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน

จึงตรวจสอบที่ค่ามัธยฐานในแต่ละปีพบว่ามีความแตกต่างกัน โดยที่ Kruskal-Wallis $\chi^2 = 65.87$, $p\text{-value} < 0.01$) และมีความผันแปรตามฤดูกาล (ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งในแต่ละเดือนหลังจากที่กำจัดแนวโน้มออกแล้วมีการແຈ້ງແຈ້ງปรกติ และมีความแปรปรวนเท่ากัน จึงตรวจสอบที่ค่าเฉลี่ยในแต่ละเดือนพบว่ามีความแตกต่างกัน โดยที่ ANOVA $F = 2.52$, $p\text{-value} = 0.01$) สำหรับผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ต่างๆ แสดงรายละเอียดดัง (Table 2)

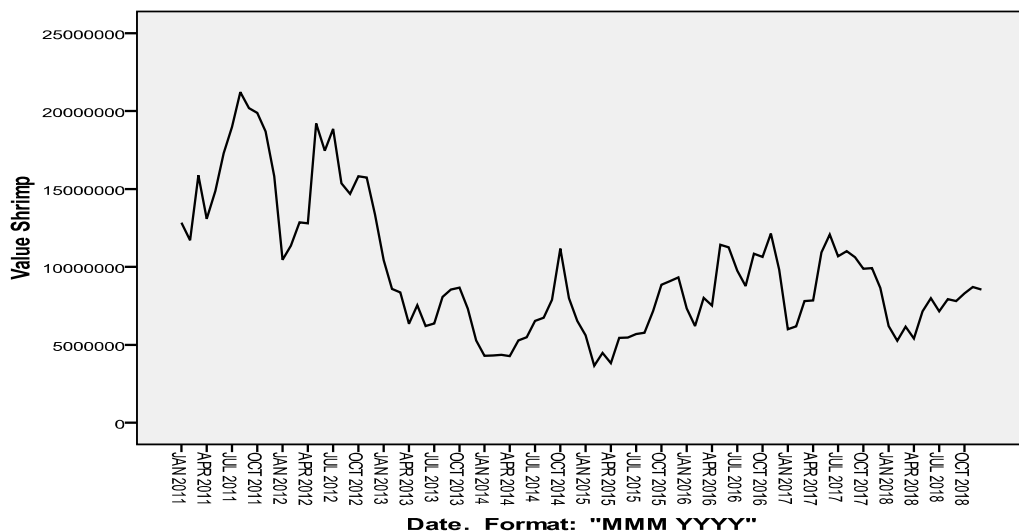


Figure 1 Run plot of the export volume of frozen shrimp from January 2011 to December 2018.

จาก (Table 3) พบว่าปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของเดือนพฤษภาคมถึงเดือนพฤศจิกายนของทุกปีมีค่ามากกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 0

จาก (Table 4) พบว่าปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของเดือนพฤษภาคมถึงเดือนธันวาคมของทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 0

Table 2 Forecasting model results.

no.	method	forecasting model
1	Box-Jenkins	AR(4, 12) I(1) SI(1) : $\hat{Y}_t = Y_{t-1} - 0.24(Y_{t-4} - Y_{t-5} - Y_{t-16} + Y_{t-17}) + 0.58(Y_{t-12} - Y_{t-13}) + 0.42(Y_{t-24} - Y_{t-25})$ where Y_{t-j} represent the time series at $t - j$ time
2	Holt	$\hat{Y}_{t+m} = 8,546,744.06 - 81,133.57(m)$ where $m = 1$ represent January 2019
3	Brown	$\hat{Y}_{t+m} = 8,511,480.25 + 164,477.29 \left[(m-1) + \frac{1}{0.61} \right]$ where $m = 1$ represent January 2019
4	damped	$\hat{Y}_{t+m} = 8,583,572.15 - 43,860.01758 \sum_{i=1}^m 0.27^i$ where $m = 1$ represent January 2019
5	simple seasonal	$\hat{Y}_t = 8,440,216.23 + \hat{S}_t$ where $\hat{S}_t$ represent the season index as shown in (Table 3)
6	Winter additive	$\hat{Y}_{t+m} = (7,957,634.44 - 87,726.21m) + \hat{S}_t$ where $m = 1$ represent January 2019 and $\hat{S}_t$ represent the season index as shown in (Table 4)
7	Winter multiplicative	$\hat{Y}_{t+m} = (8,725,643.65 - 85,698.81m)\hat{S}_t$ where $m = 1$ represent January 2019 and $\hat{S}_t$ represent the season index as shown in (Table 5)
8	Combined ^{1/}	$\hat{Y}_t = -0.13BJ + 0.11SimpleS + 0.53WinterAdd + 0.49WinterMul$

^{1/} Not considering Holt, Brown and Damped methods due to all 3 forecasting methods do not pass the assumption. As detailed in (Table 6).

Table 3 Seasonal index from simple seasonal exponential smoothing method.

month	seasonal index	month	seasonal index	month	seasonal index
January	-1,806,699	May	528,891	September	1,268,553
February	-2,540,342	June	705,325	October	1,951,029
March	-1,210,379	July	801,270	November	1,496,051
April	-2,059,880	August	906,019	December	-39,839

Table 4 Seasonal index from Winters' additive exponential smoothing method.

month	seasonal index	month	seasonal index	month	seasonal index
January	-2,289,993	May	397,028	September	1,488,325
February	-2,935,911	June	661,371	October	2,258,706
March	-1,518,057	July	845,224	November	1,891,613
April	-2,279,651	August	1,037,882	December	443,390

Table 5 Seasonal index from Winters' multiplicative exponential smoothing method.

month	seasonal index	month	seasonal index	month	seasonal index
January	0.77	May	1.03	September	1.15
February	0.72	June	1.04	October	1.21
March	0.88	July	1.07	November	1.14
April	0.79	August	1.12	December	0.98

จาก (Table 5) พบว่าปริมาณการส่งออกสูงสุด
 แห่แข็งของเดือนพฤษภาคมถึงเดือนพฤศจิกายนของ
 ทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาล
 มากกว่า 1 ผลการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ
 พยากรณ์ แสดงดัง (Table 6) ซึ่งพบว่าตัวแบบพยากรณ์
 ที่สร้างขึ้นด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบ
 ด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการ
 ปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก
 วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์
 แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม มีความเหมาะสมที่
 ระดับนัยสำคัญ 0.05 แต่วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้ง
 เลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลข
 ชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้ง

เลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบเดิม ไม่มีความเหมาะสม
 เนื่องจากมีค่า Ljung-Box Q มีนัยสำคัญทางสถิติที่
 ระดับ 0.05 ดังนั้นการสร้างตัวแบบพยากรณ์รวมและ
 การตรวจสอบความแม่นยำของการพยากรณ์จะไม่
 พิจารณาวิธีการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธีนี้ ซึ่งสาเหตุที่วิธีการ
 ปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการ
 ปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ และ
 วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้ม
 แบบเดิม ไม่มีความเหมาะสม อาจเนื่องมาจากทั้ง 3
 วิธีการพยากรณ์นี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มี
 เพียงส่วนประกอบของแนวโน้ม แต่ปริมาณการ
 ส่งออกสูงสุดแห่แข็งมีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้ม
 และความผันแปรตามฤดูกาล

Table 6 Result of checking the suitability of the forecasting method.

No.	method	BIC	Ljung-Box Q	p-value	KS test	p-value	runs test	p-value	t-test	p-value	Levene statistic	p-value
1	BJ	28.80	14.24	0.58	0.34	1.00	0.11	0.91	0.13	0.90	0.63	0.80
2	Holt	28.91	36.97	0.00 [*]	0.72	0.67	0.00	1.00	0.20	0.85	0.44	0.93
3	Brown	29.09	41.24	0.00 [*]	0.68	0.75	-1.64	0.10	-0.06	0.95	0.50	0.90
4	Damped	28.96	34.49	0.00 [*]	0.69	0.73	1.03	0.31	-0.21	0.84	0.42	0.95
5	SimpleS	28.25	18.68	0.29	0.63	0.82	-0.82	0.41	-0.54	0.59	0.45	0.93
6	WinterAdd	28.28	19.86	0.18	0.60	0.86	-0.41	0.68	0.11	0.92	0.45	0.93
7	WinterMul	28.25	18.28	0.25	0.53	0.94	-0.21	0.84	0.26	0.80	0.31	0.98
8	Combined	^{1/}	-	-	0.60	0.87	-1.66	0.10	0.58	0.56	0.28	0.99

^{*} With statistical significance at the level of 0.05.

^{1/} SPSS does not display these statistics for the combined forecasting method.

เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างขึ้นใน (Table 2) สำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนสิงหาคม 2562 จากนั้นเปรียบเทียบค่าพยากรณ์กับค่าจริงโดยการคำนวณค่า MAPE ได้ผลแสดงดัง (Table 7) ผลการเปรียบเทียบพบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีความแม่นยำมากที่สุดในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง เนื่องจากมีค่า MAPE ต่ำที่สุด (MAPE=7.37) และวิธีการพยากรณ์นี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้ง

ส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล ซึ่งสอดคล้องกับลักษณะของอนุกรมเวลา ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งที่นำมาศึกษา สำหรับวิธีที่มีความแม่นยำรองลงมา คือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (MAPE=8.69) และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายมีความแม่นยำต่ำที่สุด (MAPE=21.49) อาจเนื่องมาจากวิธีการพยากรณ์นี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีเพียงความผันแปรตามฤดูกาลเท่านั้น

Table 7 MAPE of the second dataset.

method	BJ	SimpleS	WinterAdd	WinterMul	Combined
MAPE	8.69	21.49	7.37	20.21	14.05

อภิปรายผล

การศึกษานี้พบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกเป็นวิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุดในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง หรืออาจกล่าวได้ว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมี

ประสิทธิภาพสูงที่สุด ผลการศึกษานี้ขัดแย้งกับการศึกษาของ Keerativibool (2015a) และ Keerativibool (2015b) ที่พบว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณและวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมมากที่สุด ตามลำดับ อาจเนื่องมาจากความแตกต่างของประเภทข้อมูลและช่วงเวลาที่นำมา

ศึกษา สำหรับการศึกษาคั้งนี้พบว่า วิธีการพยากรณ์รวมไม่ได้มีประสิทธิภาพสูงสุดเป็นอันดับที่ 1 แต่มีประสิทธิภาพสูงเป็นอันดับที่ 3 สอดคล้องกับการศึกษาของ Riansut (2018) ที่พบว่าวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์มีความเหมาะสมมากกว่าวิธีการพยากรณ์รวม อาจเนื่องมาจากการรวมค่าพยากรณ์ของตัวแบบพยากรณ์เดี่ยว เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีค่า

คลาดเคลื่อนน้อยที่สุด สามารถใช้ได้ดีเมื่อตัวแบบพยากรณ์เดี่ยวแต่ละตัวแบบมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากเพียงพอ (Manmin, 2006) อย่างไรก็ตามการรวมค่าพยากรณ์ในการศึกษาคั้งนี้สามารถทำให้ค่าคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 1 มีค่าต่ำที่สุด (MAPE=9.22) ดังแสดงรายละเอียดใน (Table 8)

Table 8 MAPE of the first dataset.

method	BJ	SimpleS	WinterAdd	WinterMul	Combined
MAPE	13.70	11.06	11.18	11.32	9.22

เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ตั้งแต่เดือนกันยายน 2562 ถึงเดือนธันวาคม 2563 พบว่า ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งยังคงมีแนวโน้มลดลงดัง (Table 9) และ (Figure 2) โดยปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งจะ

เพิ่มขึ้นสูงที่สุดในช่วงเดือนตุลาคมถึงเดือนพฤศจิกายน แต่จะมีปริมาณการส่งออกต่ำที่สุดในช่วงเดือนกุมภาพันธ์ อย่างไรก็ตาม ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ ดังนั้นเมื่อมีข้อมูลที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบเพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

Table 9 Forecast values of the export volume of frozen shrimp from Winters' additive exponential smoothing method and Box-Jenkins method.

time	forecast values by		time	forecast values by	
	Winters' additive	Box-Jenkins		Winters' additive	Box-Jenkins
SEP 2019	8,656,423	7,557,181	MAY 2020	6,863,317	6,321,263
OCT 2019	9,339,079	7,522,288	JUN 2020	7,039,933	7,195,109
NOV 2019	8,884,259	7,839,438	JUL 2020	7,136,061	6,211,467
DEC 2019	7,348,310	7,269,271	AUG 2020	7,240,992	6,852,331
JAN 2020	4,527,200	4,523,141	SEP 2020	7,603,709	6,648,633
FEB 2020	3,793,556	3,820,218	OCT 2020	8,286,364	6,848,827
MAR 2020	5,123,684	4,854,087	NOV 2020	7,831,545	7,169,539
APR 2020	4,274,364	4,244,166	DEC 2020	6,295,595	6,756,550

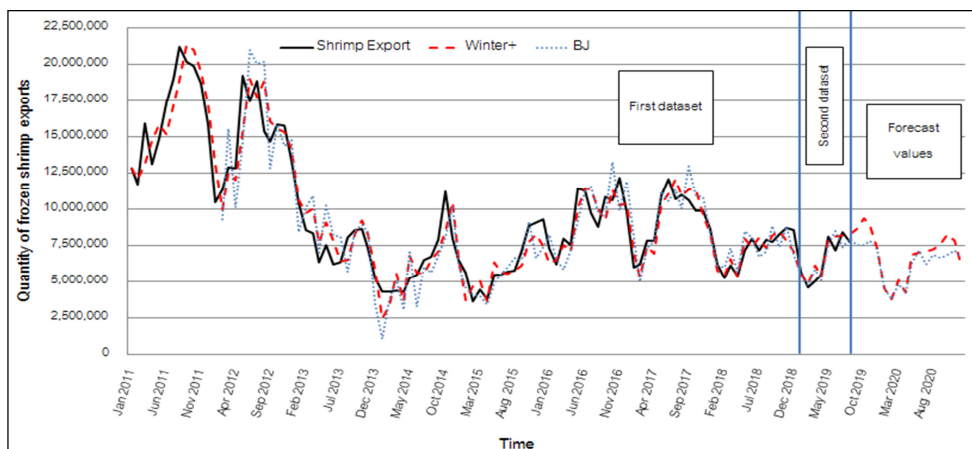


Figure 2 Comparison of the export volume of frozen shrimp and its forecasts from Winters' additive exponential smoothing method and Box-Jenkins method.

สรุป

การศึกษาค้นคว้าได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง โดยพิจารณาวิธีการพยากรณ์ทั้งหมด 8 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการปรับเรียบด้วยเส้น

โค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม จากนั้นเปรียบเทียบความแม่นยำของการพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ MAPE ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีความแม่นยำมากที่สุด ซึ่งสามารถเขียนเป็นสมการพยากรณ์ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (7,957,634.44266 - 87,726.21451m) + \hat{S}_t$$

โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2562 และ

$\hat{S}_t$ แทนดัชนีฤดูกาล วิธีที่มีความแม่นยำรองลงมาคือวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ สามารถเขียนเป็นสมการพยากรณ์ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_t = Y_{t-1} - 0.24(Y_{t-4} - Y_{t-5} - Y_{t-16} + Y_{t-17}) + 0.58(Y_{t-12} - Y_{t-13}) + 0.42(Y_{t-24} - Y_{t-25})$$

โดยที่ Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา $t-j$

จากสมการพยากรณ์ข้างต้นและค่าพยากรณ์ดัง (Table 9) หน่วยงานที่ดูแลการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของประเทศไทยควรสนับสนุนส่งเสริมให้เกษตรกร

เลี้ยงกุ้งเพิ่มขึ้นในฤดูกาลที่มีการส่งออกในปริมาณมาก เช่นในช่วงเดือนตุลาคมถึงเดือนพฤศจิกายน และควรแนะนำให้เกษตรกรลดปริมาณการเลี้ยงลง เนื่องจาก

ปริมาณการส่งออกมีแนวโน้มลดลง เช่น ในเดือน
กุมภาพันธ์ อย่างไรก็ตาม การศึกษาครั้งนี้ได้พยากรณ์
ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งโดยพิจารณาเพียง
ปัจจัยของเวลาเท่านั้น ดังนั้นการศึกษารังต่อไป
ผู้วิจัยควรพิจารณาปัจจัยอื่นๆ เช่น ราคากุ้ง คุณภาพ
การผลิตกุ้ง ความเชื่อถือในตัวสินค้า และสภาพทาง
เศรษฐกิจของประเทศผู้นำเข้า เป็นต้น (Nuamkhayan,
1996) โดยนำปัจจัยต่างๆ เหล่านี้มาสร้างเป็นสมการ
ถดถอย (regression model) (Montgomery, Peck,
& Vining, 2006) เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ที่มีความ
แม่นยำมากยิ่งขึ้น

เอกสารอ้างอิง

- Box, G. E. P., Jenkins, G. M., & Reinsel, G. C. (1994).
Time series analysis: forecasting and control.
(3rd ed.). New Jersey: Prentice Hall.
- IBM Corporation. (2013). *Brown's exponential
smoothing (TSMODEL algorithms)*. Retrieved
October 3, 2019, from [https://www.ibm.com/
support/knowledgecenter/SSLVMB_22.0.0/com.i
bm.spss.statistics.algorithms/alg_tsmodel_mod
els_exsmooth_browns.html](https://www.ibm.com/support/knowledgecenter/SSLVMB_22.0.0/com.ibm.spss.statistics.algorithms/alg_tsmodel_models_exsmooth_browns.html)
- Keerativibool, W. (2015a). Forecasting model for the
export values for fresh frozen shrimp of
Thailand. *KKU Science Journal*, 43(1), 148-162.
(in Thai)
- Keerativibool, W. (2015b). Forecasting the white shrimp
Litopenaeus Vannamei prices. *Srinakharinwirot
Science Journal*, 31(1), 123-140. (in Thai)
- Ket-iam, S. (2005). *Forecasting technique*. (2nd ed.).
Songkhla: Thaksin University. (in Thai)
- Nuamkhayan, W. (1996). *Thailand's export of frozen
shrimps under GATT agreement: A case study
of Japanese and the U.S. markets* (Master's
thesis). Kasetsart university, Bangkok. (in Thai)
- Manmin, M. (2006). *Time series and forecasting*. Bangkok:
Foreprinting. (in Thai)
- Matchon online. (2018). *Thai shrimp export direction in
the year 2019 shifted slightly*. Retrieved
October 3, 2019, from [https://www.matchon.
co.th/news-monitor/news_1271317](https://www.matchon.co.th/news-monitor/news_1271317) (in Thai)
- Montgomery, D. C., Peck, E. A., & Vining, G. G. (2006).
Introduction to linear regression analysis (4th ed.).
New York: John Wiley and Sons.
- Office of Agricultural Economics. (2019). *Export statistics
of fresh frozen shrimp from 2011 to 2019*. Retrieved
October 2, 2019, from [http://impexp.oae.go.th/
service/export.php?S_YEAR=2554&E_YEAR=25
62&PRODUCT_GROUP=5248&wf_search=&WF
_SEARCH=Y#export](http://impexp.oae.go.th/service/export.php?S_YEAR=2554&E_YEAR=2562&PRODUCT_GROUP=5248&wf_search=&WF_SEARCH=Y#export) (in Thai)
- Posttoday. (2019). *Thai shrimp exports are likely to contract*.
Retrieved October 3, 2019, from [https://www.
posttoday.com/finance-stock/news/226291](https://www.posttoday.com/finance-stock/news/226291) (in Thai)
- Riansut, W. (2018). Selection of appropriate forecasting
model for the grain price of long *Oryza sativa*.
Burapha Science Journal, 23(3), 1779-1792.
(in Thai)