

การพยากรณ์ราคาถั่วเขียว Forecasting the Prices of Green Bean

วารางคณา เรียนสุทธิ์

Warangkhan Riansut

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ พัทลุง 93210

Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University, Pattalung, Thailand 93210

Corresponding author: warang27@gmail.com

Received: July 22, 2019

Revised: October 13, 2019

Accepted: October 28, 2019

Abstract

The objective of this study was to construct the green bean prices forecasting model by 7 statistical methods: 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, and Winters' multiplicative exponential smoothing method. Time series of monthly green bean prices which were gathered from the website of the Office of Agricultural Economics during January 2005 to December 2018 of 168 observations were divided into 2 datasets. The first dataset had 156 observations from January 2005 to December 2017 for constructing the forecasting models. The second dataset had 12 observations from January to December 2018 for comparing the accuracy of the forecasts via the criteria of the lowest mean absolute percentage error and root mean squared error. The research findings indicated that the most accurate method was Winters' multiplicative exponential smoothing method.

Keywords: green bean, forecasting model, Box-Jenkins, exponential smoothing

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการวิจัยครั้งนี้ คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ราคาถั่วเขียวโดยวิธีการทางสถิติทั้งหมด 7 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแตรม วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบ

ด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ อนุกรมเวลาราคาถั่วเขียวเฉลี่ยต่อเดือนได้มาจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 168 ค่า แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 จำนวน 156 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 12 ค่า

สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยและเกณฑ์รากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีที่มีความถูกต้องมากที่สุด คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

คำสำคัญ: ถั่วเขียว ตัวแบบพยากรณ์ บ็อกซ์-เจนกินส์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง

คำนำ

ถั่วเขียวเป็นพืชเศรษฐกิจสำคัญชนิดหนึ่งของประเทศไทยที่มีอายุการเก็บเกี่ยวสั้นและทนแล้งได้ดี ผลผลิตส่วนใหญ่นำมาใช้บริโภค บางส่วนใช้เป็นวัตถุดิบสำหรับอุตสาหกรรมอาหาร เช่น วุ้นเส้น แป้งถั่วเขียว ถั่วงอก และขนมหวาน ในอดีตประเทศไทยเคยเป็นประเทศส่งออกถั่วเขียวรายใหญ่ที่สุดของโลก แต่ในปัจจุบันพื้นที่เพาะปลูกและผลผลิตของถั่วเขียวลดลง ขณะที่ความต้องการในประเทศยังคงสูง ทำให้ต้องมีการนำเข้าถั่วเขียวจากประเทศเพื่อนบ้าน (Kumbor, 2013) ดังนั้นการวางแผนการผลิตอย่างมีประสิทธิภาพ เช่น การพยากรณ์ราคาถั่วเขียวในอนาคตจะเป็นประโยชน์อย่างยิ่งต่อเกษตรกรในการวางแผนการเพาะปลูก และเป็นเครื่องมือที่ช่วยในการตัดสินใจเพื่อผลิตถั่วเขียวให้คุ้มทุน อีกทั้งยังช่วยให้ภาครัฐสามารถวางนโยบายที่เหมาะสม ส่วนผู้ที่เกี่ยวข้องกับการเกษตร เช่น ผู้นำเข้า ผู้ส่งออก ผู้ผลิตสินค้าเกษตร ก็สามารถนำผลการพยากรณ์ไปใช้ในการบริหารจัดการได้ การพยากรณ์จึงเป็นวิธีหนึ่งที่ช่วยให้ผู้ที่เกี่ยวข้องได้นำข้อมูลมาใช้ตัดสินใจสำหรับสถานการณ์ต่างๆ ที่อาจจะเกิดขึ้นในอนาคต โดยถ้าค่าพยากรณ์มีค่าคลาดเคลื่อนสูงจะส่งผลกระทบต่อหลายๆ ฝ่าย เช่น ส่งผลให้ภาครัฐวางนโยบายการเพาะปลูกในปีนั้นๆ ผิดพลาด อาจก่อให้เกิดภาวะผลผลิตล้นตลาดหรือขาดตลาดได้ ซึ่งจะส่งผลกระทบต่อราคาขายผลผลิตและการส่งออกผลผลิตในตลาดโลก

(Luangtong and Kantanantha, 2016) ด้วยเหตุผลดังกล่าว จึงเป็นที่น่าสนใจที่ควรมีการศึกษาการพยากรณ์ข้อมูลในอนาคต

การศึกษาค้นคว้าวิจัยนี้ผู้วิจัยให้ความสนใจกับการพยากรณ์ราคาถั่วเขียว จึงเริ่มต้นที่การทบทวนวรรณกรรมพบว่า Kumbor (2013) ได้ศึกษาตัวแบบการเจริญเติบโตและผลผลิตของถั่วเขียวโดยใช้โครงข่ายประสาทเทียม ผลการศึกษาพบว่า ตัวแบบโครงข่ายประสาทเทียมมีประสิทธิภาพในการทำนายความสูง แต่ทำนายจำนวนข้อและใบประกอบได้ต่ำกว่าค่าสังเกตเมื่อต้นถั่วเขียวยังเล็ก และทำนายได้แม่นยำมากขึ้นเมื่อถั่วเขียวมีอายุมากขึ้น ส่วนการทำนายจำนวนกิ่งหลักและผลผลิตค่อนข้างต่ำกว่าค่าสังเกต และตัวแบบพื้นที่ใบและน้ำหนักชีวมวลมีประสิทธิภาพในการทำนายต่ำกว่าการทำนายการเจริญเติบโต Luangtong and Kantanantha (2016) ได้ศึกษาการพยากรณ์ผลผลิตการเกษตร 4 ชนิด ได้แก่ ข้าว นาปี ข้าวนาปรัง มันสำปะหลัง และสับปะรด โดยคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ 3 วิธี ได้แก่ วิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้น ระบบผสมของขั้นตอนระหว่างวิธีทางพันธุกรรมกับการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้น และวิธีโครงข่ายประสาทเทียม ผลการศึกษาพบว่า วิธีโครงข่ายประสาทเทียมให้ค่าร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) ต่ำที่สุดในพืชทุกชนิด

Kerdsomboon (1999) ได้ศึกษาการพยากรณ์พื้นที่เพาะปลูก ผลผลิต และราคาสินค้าเกษตร ได้แก่ ข้าว (ข้าวนาปีและข้าวนาปรัง) ข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ ถั่วเขียว และถั่วเหลือง โดยใช้เทคนิคการพยากรณ์เชิงสถิติ ได้แก่ วิธีการวิเคราะห์การถดถอย วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง วิธีอัตราถดถอย วิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา และเปรียบเทียบกับวิธีของศูนย์สารสนเทศการเกษตร ผลการศึกษาพบว่า ตัวแบบการถดถอยมีความเหมาะสมกับการพยากรณ์พื้นที่เพาะปลูก ข้าวนาปี ข้าวนาปรัง และถั่วเขียว ปริมาณผลผลิตข้าวนาปี ข้าวนาปรัง ข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ และถั่วเหลือง และราคา

ข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ความชื้นไม่เกิน 14% ตัวแบบบ็อกซ์-เจนกินส์มีความเหมาะสมกับการพยากรณ์ราคาข้าวเปลือกเจ้านาปี 5% และราคาถั่วเหลืองชนิดคละ ตัวแบบอัตโนมัติมีความเหมาะสมกับการพยากรณ์พื้นที่เพาะปลูกข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ และถั่วเหลือง ปริมาณผลผลิตถั่วเขียว และราคาข้าวเปลือกเจ้านาปีความชื้น 14-15% สำหรับตัวแบบการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลาที่มีความเหมาะสมกับการพยากรณ์ราคาถั่วเขียวผิวมันเมล็ดใหญ่ชนิดคละ

จากการทบทวนวรรณกรรมที่ผ่านมาพบว่ามีการศึกษาพยากรณ์ราคาถั่วเขียวโดยใช้วิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลา เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์ทางสถิติเพียงไม่กี่งานเท่านั้น ดังนั้นการศึกษานี้ ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะสร้างตัวแบบพยากรณ์ราคาถั่วเขียว โดยใช้วิธีการทางสถิติทั้งหมด 7 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแตร วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ จากนั้นจึงคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด 1 ตัวแบบ โดยใช้เกณฑ์ MAPE และเกณฑ์รากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) ที่ต่ำที่สุด เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์สำหรับใช้ในการพยากรณ์ราคาถั่วเขียวในอนาคตต่อไป

วิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ราคาถั่วเขียวโดยใช้โปรแกรม SPSS ซึ่งข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาได้มาจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (Office of Agricultural Economics, 2019) เป็นอนุกรมเวลาราคาถั่วเขียวผิวมันเมล็ดใหญ่ชนิดคละที่เกษตรกรขายได้ ณ ไร่นา เฉลี่ยต่อเดือน (บาท/กิโลกรัม)

กลุ่มธัญพืชและพืชอาหาร ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 168 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 จำนวน 156 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ และชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 12 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด โดยเมื่อพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 พบว่าราคาถั่วเขียวมีส่วนประกอบของแนวโน้มที่เพิ่มขึ้น แต่ไม่มีความผันแปรตามฤดูกาล (แสดงรายละเอียดในผลการวิจัย Figure 1) นอกเหนือจากการพิจารณารูปของอนุกรมเวลา (Y_t) เทียบกับเวลา (t) แล้วผู้วิจัยยังได้ตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม แต่ไม่มีความผันแปรตามฤดูกาลจริงหรือไม่ (Ket-iam, 2005; Riansut, 2018)

การตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาราคาถั่วเขียวมีส่วนประกอบของแนวโน้มหรือไม่ ดำเนินการดังนี้

1. ตรวจสอบข้อสมมติ (Assumption) คือ อนุกรมเวลาในแต่ละปีมีการแจกแจงปกติโดยใช้การทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมิรโนฟ (Kolmogorov-Smirnov Test) พบว่าราคาถั่วเขียวในแต่ละปีมีการแจกแจงปกติ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 และตรวจสอบความเท่ากันของความแปรปรวนโดยใช้การทดสอบของเลวินภายใต้การใช้มัธยฐาน (Levene's Test Based on Median) พบว่าราคาถั่วเขียวในแต่ละปีมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

2. ทดสอบมัธยฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละปี หรือทดสอบมัธยฐานของอนุกรมเวลา 13 กลุ่ม (13 ปี) กลุ่มละ 12 ค่า (12 เดือน) โดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric statistics) คือ การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของครัสคาล-วอลลิส (Kruskal-Wallis's One-way Analysis of Variance by Rank) เนื่องจากราคาถั่วเขียวในแต่ละปีมีการแจกแจงปกติแต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ผลการทดสอบ

พบว่า ราคาถั่วเขียวในแต่ละปีมีมาตรฐานแตกต่างกัน อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Kruskal-Wallis: $\chi^2 = 105.414$, $p\text{-value} = 4.8113 \times 10^{-17}$) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม ซึ่งอาจจะเป็นแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลงก็ได้

การตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาราคาถั่วเขียวมีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาลหรือไม่ ดำเนินการดังนี้

1. จากการตรวจสอบแนวโน้มพบว่า อนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้ม จึงต้องกำจัดแนวโน้มออกก่อนที่จะทดสอบค่าเฉลี่ยหรือมาตรฐานของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือน ซึ่งวิธีการกำจัดแนวโน้มมี 2 วิธี คือ ถ้าพิจารณาที่กราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาแล้วพบว่า อนุกรมเวลามีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวค่อนข้างคงที่เมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป กล่าวได้ว่า อนุกรมเวลา มีความเหมาะสมกับตัวแบบบวก ควรกำจัดแนวโน้มออกด้วยการลบ แต่ถ้าอนุกรมเวลา มีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวที่เพิ่มขึ้นหรือลดลงเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป กล่าวได้ว่า อนุกรมเวลา มีความเหมาะสมกับตัวแบบคูณ ควรกำจัดแนวโน้มออกด้วยการหาร สำหรับการเคลื่อนไหวของราคาถั่วเขียวในผลการวิจัย Figure 1 พบว่าอนุกรมเวลา มีความเหมาะสมกับตัวแบบคูณจึงกำจัดแนวโน้มออกด้วยการหาร

2. ตรวจสอบข้อสมมติ คือ อนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้ว มีการแจกแจงปกติ และมีความแปรปรวนเท่ากันหรือไม่ เช่นเดียวกับข้อ 1 ของการตรวจสอบแนวโน้ม ผลการตรวจสอบพบว่าราคาถั่วเขียวในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้ว มีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนเท่ากันที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

3. ทดสอบค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้ว หรือทดสอบค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลา 12 กลุ่ม (12 เดือน) กลุ่มละ 13 ค่า (13 ปี) โดยใช้สถิติของพารามิเตอร์ (Parametric statistics) คือ การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว

(One-way Analysis of Variance: ANOVA) เนื่องจาก ราคาถั่วเขียวในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้ว มีการแจกแจงปกติ และมีความแปรปรวนเท่ากัน ผลการทดสอบพบว่า ราคาถั่วเขียวในแต่ละเดือนเมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการหาร มีค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (ANOVA: $F = 0.380$, $p\text{-value} = 0.962$) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้ไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล

อย่างไรก็ตาม ถึงแม้ว่าอนุกรมเวลาราคาถั่วเขียว มีเพียงส่วนประกอบของแนวโน้ม แต่การศึกษาครั้งนี้ พิจารณาวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาทุกรูปแบบ ซึ่งหมายถึงอนุกรมเวลาที่มีเฉพาะส่วนประกอบของแนวโน้ม ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (เมื่อใช้ตัวแบบ Autoregressive Integrated Moving Average: ARIMA) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก อนุกรมเวลาที่มีเฉพาะส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล ได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (เมื่อใช้ตัวแบบ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เพื่อให้ครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่ดีที่สุด (Riansut, 2018) อีกทั้งเมื่อพิจารณาค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ดัง Table 1 พบว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด ซึ่งจะเห็นว่าวิธีการนี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีเพียงส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาลเท่านั้น แต่กลับมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาถั่วเขียวที่มีเพียงส่วนประกอบของแนวโน้ม วิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติทั้ง 7 วิธี ที่ต้องการ

ศึกษา แสดงรายละเอียดดังหัวข้อที่ 1-7 หัวข้อที่ 8 เป็นการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ โดยพิจารณาที่อนุกรมเวลาของค่าตลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ และหัวข้อที่ 9 เป็นการเปรียบเทียบความ

ถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างขึ้นจากข้อมูลชุดที่ 1 สำหรับการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 โดยคัดเลือกตัวแบบที่เหมาะสมจากเกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด

Table 1 MAPE and RMSE of the first dataset

Criteria	Box-Jenkins	Holt	Brown	Damped	Simple Seasonal	Winters' Additive	Winters' Multiplicative
MAPE	11.5034	11.7447	12.4419	11.5048	11.0833	11.1798	12.0364
RMSE	4.1198	4.1228	4.3009	4.1192	3.9083	3.914	4.1677

สัญลักษณ์ที่ใช้สำหรับวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ในหัวข้อที่ 1-7 แสดงดังนี้

Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\hat{Y}_t$ และ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t และเวลา $t+m$ ตามลำดับ โดยที่ m แทนจำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า

ε_t แทนอนุกรมเวลาของค่าตลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา

a_t , b_t และ $\hat{S}_t$ แทนค่าประมาณ ณ เวลา t แสดงระยะตัดแกน Y ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล ตามลำดับ

α , γ , ϕ และ δ แทนค่าคงตัวการปรับเรียบ โดยที่ $0 < \alpha < 1$, $0 < \gamma < 1$, $0 < \phi < 1$ และ $0 < \delta < 1$

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_1 เมื่อ n_1 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

1. การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล มีตัวแบบในรูปแบบทั่วไป คือ SARIMA(p, d, q) (P, D, Q)_s แสดงดังสมการที่ (1) (Box *et al.*, 1994) แต่ใน

กรณีที่อนุกรมเวลามีเพียงส่วนประกอบของแนวโน้มเท่านั้น ตัวแบบสามารถสรุปเหลือเพียง ARIMA(p, d, q)

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

เมื่อ $\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_p(B^s)$ แทนค่าคงตัว (Constant) โดยที่ μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่ (Stationary)

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \quad \text{แทนตัว}$$

ดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองอันดับที่ p กรณีไม่มีฤดูกาล (Non-seasonal Autoregressive Operator of Order p : AR(p))

$$\Phi_p(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps} \quad \text{แทนตัว}$$

ดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองอันดับที่ P กรณีมีฤดูกาล (Seasonal Autoregressive Operator of Order P : SAR(P))

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \quad \text{แทนตัว}$$

ดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ q กรณีไม่มีฤดูกาล (Non-seasonal Moving Average Operator of Order q : MA(q))

$$\Theta_q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_q B^{qs} \quad \text{แทนตัว}$$

ดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ Q กรณีมีฤดูกาล (Seasonal Moving Average Operator of Order Q : SMA(Q))

D และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

2. การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีส่วนประกอบของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรง และไม่มีความผันแปรตามฤดูกาล มีค่าคงตัวการปรับเรียบ 2 ตัว คือ ค่าคงตัวการปรับเรียบของค่าระดับ (Level: α) และค่าคงตัวการปรับเรียบของค่าความชัน (Trend: γ) ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ (Ket-iam, 2005)

$$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t(m) \quad (2)$$

$$\text{เมื่อ } a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1}),$$

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

3. การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์

วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรง และไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล เช่นเดียวกับการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ แต่มีการกำหนดให้ค่าคงตัวการปรับเรียบของค่าระดับ และค่าคงตัวการปรับเรียบของค่าความชันเท่ากัน ดังนั้นอาจกล่าวได้ว่า การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์เป็นกรณีพิเศษของการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ (IBM Corporation, 2013)

$$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t[(m-1) + 1/\alpha] \quad (3)$$

$$\text{เมื่อ } a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)a_{t-1},$$

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

4. การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแตร

วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแตร มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มี

ส่วนประกอบของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรงและไม่มีความผันแปรตามฤดูกาล เช่นเดียวกับการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ แต่อัตราการเปลี่ยนแปลงของแนวโน้มนั้นไม่ว่าจะเพิ่มขึ้นหรือลดลงจะช้ากว่าอัตราการเปลี่ยนแปลงของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรงของการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ รวมถึงความชันจะมีค่าลดลงตามเวลา ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ (Manmin, 2006)

$$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t \sum_{i=1}^m \phi^i \quad (4)$$

$$\text{เมื่อ } a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + \phi b_{t-1}),$$

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

5. การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย

วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่ไม่มีส่วนประกอบของแนวโน้ม แต่มีเพียงความผันแปรตามฤดูกาล โดยความผันแปรตามฤดูกาลมีค่าเท่ากันทุกช่วงเวลา ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ (Ket-iam, 2005)

$$\hat{Y}_t = a_t + \hat{S}_t \quad (5)$$

$$\text{เมื่อ } a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)a_{t-1},$$

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

6. การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีส่วนประกอบของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรงและมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยที่อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าคงที่ กล่าวคืออัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ (Ket-iam, 2005)

$$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m) + \hat{S}_t \quad (6)$$

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

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

7. การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีส่วนประกอบของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรงและความผันแปรตามฤดูกาล โดยที่อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ (Ket-iam, 2005)

$$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m) \hat{S}_t \quad (7)$$

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

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

8. การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์

หลังจากที่ได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ ดังนี้ (Riansut, 2018)

1. ตัวแบบพยากรณ์มีค่าเกณฑ์สารสนเทศเบย์เซียน (Bayesian Information Criterion: BIC) ที่ต่ำที่สุด
2. ตัวแบบพยากรณ์มีความเหมาะสม โดยมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ที่ไม่มีนัยสำคัญ
3. ค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมิรโนฟ
4. ค่าคลาดเคลื่อนมีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยใช้การพิจารณาจากกราฟ Autocorrelation Function (ACF) และ Partial Autocorrelation Function (PACF) ของค่าคลาดเคลื่อน
5. ค่าคลาดเคลื่อนมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-Test)
6. ค่าคลาดเคลื่อนมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวินภายใต้การใช้มัธยฐาน

หากพบว่าอนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อนมีเงื่อนไขข้อใดข้อหนึ่งไม่เป็นจริง จะสรุปว่าตัวแบบพยากรณ์นั้นไม่เหมาะสม และไม่สมควรนำไปใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

9. การเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีความถูกต้องและเหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาถั่วเขียว โดยการเปรียบเทียบราคากลางของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 กับค่าพยากรณ์จากวิธีการทางสถิติทั้ง 7 วิธี เพื่อคำนวณค่า MAPE และ RMSE โดยตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความถูกต้องและเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์ MAPE และ RMSE แสดงดังสมการที่ (8) และสมการที่ (9) ตามลำดับ (Ket-iam, 2005) จากนั้นผู้วิจัยใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุดในการพยากรณ์ราคากลางถั่วเขียว ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 ต่อไป

$$MAPE = \frac{100}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \quad (8)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{t=1}^{n_2} e_t^2} \quad (9)$$

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

Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

ผลการวิจัย

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคากั่วเขียวชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 จำนวน 156 ค่า

ดัง Figure 1 พบว่า ราคาถั่วเขียวในช่วงเดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2552 แนวโน้มมีลักษณะคงตัว หลังจากนั้นราคาถั่วเขียวมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างชัดเจน แต่ไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล

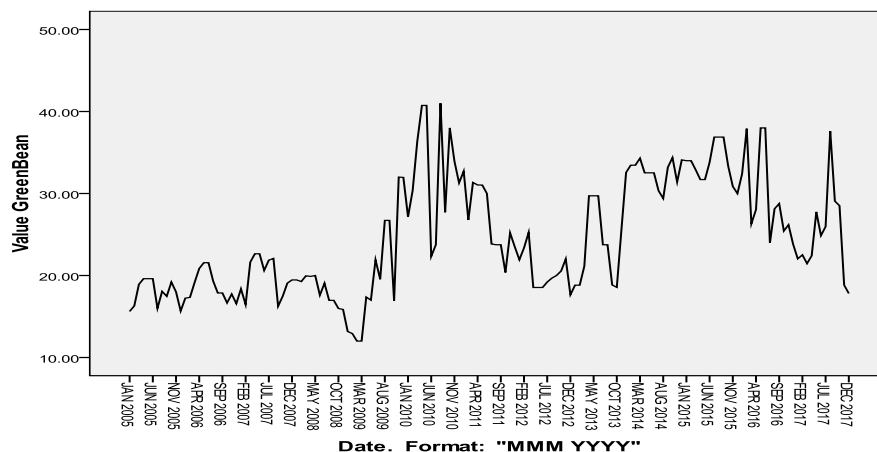


Figure 1 Run plot for the green bean prices during January 2005 through December 2017

1. ผลการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

เนื่องจากอนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม ผู้วิจัยจึงกำจัดแนวโน้มออกโดยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) ได้กราฟ ACF และ PACF หลังจากการแปลงข้อมูลแสดงดัง Figure 2 ซึ่งพบว่าอนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น คือ ตัวแบบ ARIMA(2, 1, 2) พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 มีค่า BIC ต่ำที่สุด (BIC = 2.877) และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 21.693, p-value = 0.197) คือ ตัวแบบ ARIMA(0, 1, 1) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว เมื่อตรวจสอบคุณสมบัติของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 1.352$, p-value = 0.052) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดใน Figure 3

ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของค่าคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = 0.168$, p-value = 0.867) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.586, p-value = 0.838) ดังนั้นตัวแบบ ARIMA(0, 1, 1) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ ดังนี้

$$(1-B)Y_t = (1-\theta_1 B)\varepsilon_t$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = Y_{t-1} - 0.45405\varepsilon_{t-1} \quad (10)$$

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

Y_{t-1} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา $t - 1$

ε_{t-1} แทนค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา $t - 1$

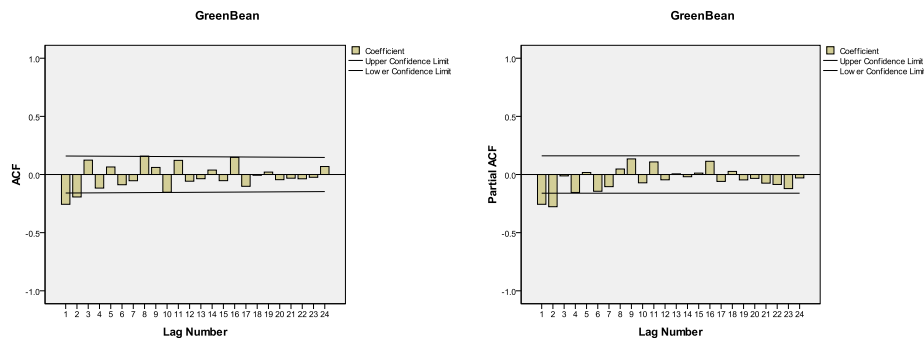


Figure 2 ACF and PACF of the first difference, $d = 1$, of the green bean prices

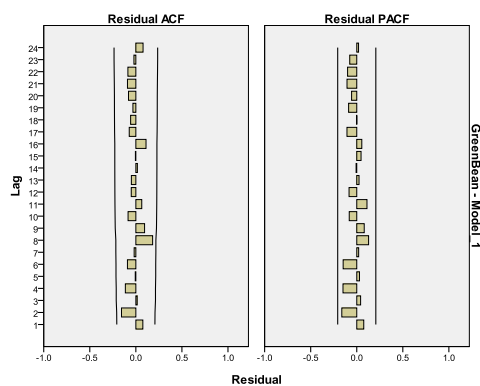


Figure 3 ACF and PACF of the errors from Box-Jenkins method

2. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 2.911 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 21.569, $p\text{-value} = 0.158$) เมื่อตรวจสอบคุณสมบัติของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov $Z = 1.318$, $p\text{-value} = 0.062$) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดใน Figure 4 ซึ่งพบว่า

ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวบางส่วนของค่าคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -0.349$, $p\text{-value} = 0.728$) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.590, $p\text{-value} = 0.835$) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = 21.03542 + 0.08696(m) \quad (11)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t + m$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม พ.ศ. 2561

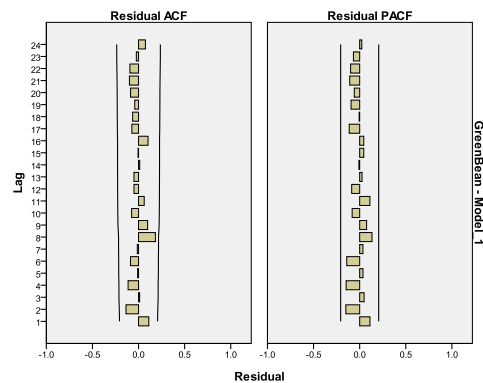


Figure 4 ACF and PACF of the errors from Holt's exponential smoothing method

3. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 2.956 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 25.869, p-value = 0.077) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.120, p-value = 0.162)

มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -0.276$, p-value = 0.783) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.920, p-value = 0.523) แต่มีการเคลื่อนไหวไม่เป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดใน Figure 5 ซึ่งพบว่า ช่วงเวลาที่ 1 มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของค่าคลาดเคลื่อนเกินจากขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้ไม่มีความเหมาะสม จึงไม่นำเสนอตัวแบบไว้ ณ ที่นี้ รวมถึงจะไม่มีการนำตัวแบบไปพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 เพื่อเปรียบเทียบค่า MAPE และ RMSE

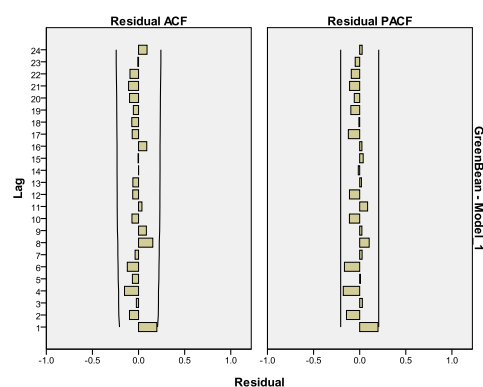


Figure 5 ACF and PACF of the errors from Brown's exponential smoothing method

4. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแตร

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแตร พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 2.948 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 21.820, p-value = 0.113) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.390, p-value = 0.042) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดใน

Figure 6 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน ค่าคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = 0.138$, p-value = 0.890) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.593, p-value = 0.832) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = 20.41479 - 0.35472 \sum_{i=1}^m (0.00232)^i \quad (12)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t + m$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม พ.ศ. 2561

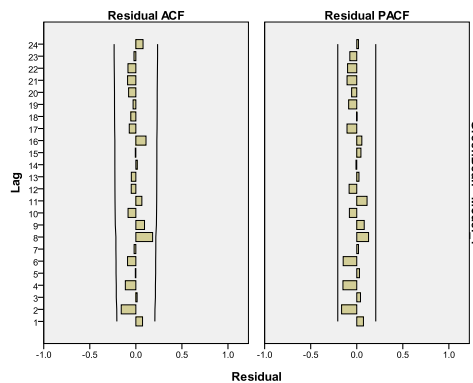


Figure 6 ACF and PACF of the errors from damped trend exponential smoothing method

5. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 2.804 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 29.991, p-value = 0.018) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.204, p-value = 0.110) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดใน Figure 7 ซึ่งพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน ค่าคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ยกเว้นช่วงเวลาที่ 8 มีค่าสัมประสิทธิ์

สหสัมพันธ์ในตัวเองเกินจากขอบเขตเพียงเล็กน้อย ซึ่งไม่มีผลเสียแต่อย่างใดเนื่องจากเป็นความสัมพันธ์ระหว่างค่าคลาดเคลื่อนช่วงเวลาที่ t กับค่าคลาดเคลื่อนช่วงเวลาที่ $t - 8$) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = 0.120$, p-value = 0.904) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.590, p-value = 0.835) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t = 20.64362 + \hat{S}_t \quad (13)$$

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

$\hat{S}_t$ แทนดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดัง

Table 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ราคาข้าวของเดือนมีนาคมถึงเดือนมิถุนายน และเดือนสิงหาคมของทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 0

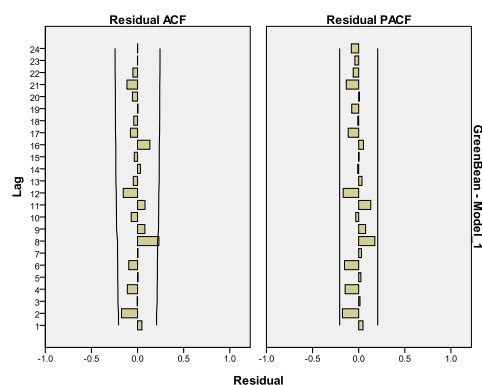


Figure 7 ACF and PACF of the errors from Simple seasonal exponential smoothing method

Table 2 Seasonal index from Simple seasonal exponential smoothing method

Month	Seasonal Index	Month	Seasonal Index	Month	Seasonal Index
January	-1.07484	May	2.36590	September	-0.50564
February	-0.88716	June	0.84667	October	-1.13180
March	0.04975	July	-1.27718	November	-0.25872
April	1.15436	August	1.68051	December	-0.96180

6. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 2.846 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 30.129, p-value = 0.011) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.108, p-value = 0.172) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดใน Figure 8 ซึ่งพบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนค่าคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ยกเว้นช่วงเวลาที่ 8 มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองเกินจากขอบเขต

เพียงเล็กน้อย ซึ่งไม่มีผลเสียแต่อย่างใด เนื่องจากเป็นความสัมพันธ์ระหว่างค่าคลาดเคลื่อนช่วงเวลา t กับค่าคลาดเคลื่อนช่วงเวลา $t - 8$ มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -0.310$, p-value = 0.757) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.583, p-value = 0.840) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (21.12665 + 0.08792m) + \hat{S}_t \quad (14)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t + m$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม พ.ศ. 2561

$\hat{S}_t$ แทนดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดัง Table 3 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ราคาข้าวเขียวของเดือนมีนาคมถึงเดือนมิถุนายน และเดือนสิงหาคมของทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 0

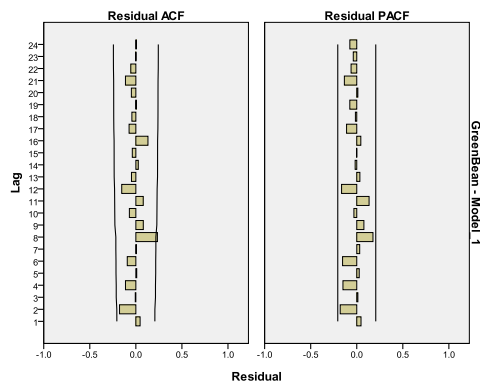


Figure 8 ACF and PACF of the errors from Winters' additive exponential smoothing method

Table 3 Seasonal index from Winters' additive exponential smoothing method

Month	Seasonal Index	Month	Seasonal Index	Month	Seasonal Index
January	-0.59141	May	2.49778	September	-0.72544
February	-0.49157	June	0.89063	October	-1.43950
March	0.35745	July	-1.32114	November	-0.65431
April	1.37416	August	1.54863	December	-1.44522

7. ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

จากการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ 2.971 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 28.032, p-value = 0.021) เมื่อตรวจสอบคุณสมบัติของค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 1.274, p-value = 0.078) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดใน Figure 9 ซึ่งพบว่าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองและสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของค่าคลาดเคลื่อนตกอยู่ในขอบเขตความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ยกเว้นช่วงเวลาที่ 8 มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองเกินจากขอบเขต

เพียงเล็กน้อย ซึ่งไม่มีผลเสียแต่อย่างใด เนื่องจากเป็นความสัมพันธ์ระหว่างค่าคลาดเคลื่อนช่วงเวลา t กับค่าคลาดเคลื่อนช่วงเวลา $t - 8$ มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ($t = -0.409$, p-value = 0.683) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Levene Statistic = 0.713, p-value = 0.725) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (21.69173 + 0.07604m) \hat{S}_t \quad (15)$$

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา $t + m$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2561

$\hat{S}_t$ แทนดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดัง Table 4 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ราคาข้าวเขียวของเดือนเมษายนถึงเดือนมิถุนายน และเดือนสิงหาคมของทุกปีมีค่ามากกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 1

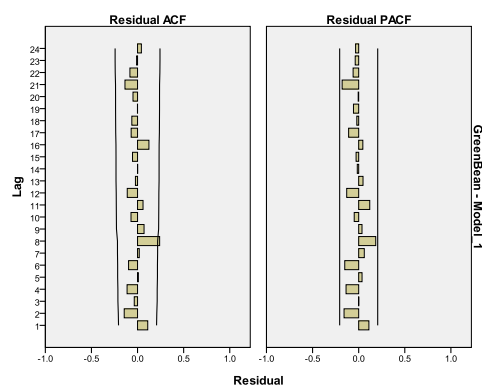


Figure 9 ACF and PACF of the errors from Winters' multiplicative exponential smoothing method

Table 4 Seasonal index from Winters' multiplicative exponential smoothing method

Month	Seasonal Index	Month	Seasonal Index	Month	Seasonal Index
January	0.94901	May	1.10120	September	0.94332
February	0.94347	June	1.02891	October	0.91365
March	0.97848	July	0.93489	November	0.96186
April	1.04650	August	1.03426	December	0.93923

8. ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์

จากการเปรียบเทียบค่าจริงกับค่าพยากรณ์ราคาถั่วเขียวของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 12 ค่า โดยการคำนวณค่า MAPE และ RMSE ในสมการที่ (8) และสมการที่ (9) ตามลำดับ ได้ผลแสดงดัง Table 5 ซึ่งพบว่า เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ในสมการที่ (15) ได้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด ดังนั้นวิธีการพยากรณ์นี้จึงเป็นวิธีที่มี

ความถูกต้องและเหมาะสมกับอนุกรมราคาถั่วเขียวชุดนี้มากที่สุด โดยวิธีการพยากรณ์นี้มีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ร้อยละ 8.7121 (MAPE = 8.7121) หรือมีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ 2.4348 บาท/กิโลกรัม (RMSE = 2.4348) ซึ่งทั้ง 2 เกณฑ์ที่ใช้ในการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ให้ผลเป็นไปในทิศทางเดียวกัน จึงทำให้น่าเชื่อถือได้มากยิ่งขึ้นว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณเป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด

Table 5 MAPE and RMSE of the second dataset

Criteria	Box-Jenkins	Holt	Damped	Simple Seasonal	Winters' Additive	Winters' Multiplicative
MAPE	11.6947	10.1606	11.7696	11.3285	9.6476	8.7121
RMSE	2.8896	2.7160	2.9021	2.6208	2.5552	2.4348

วิจารณ์และสรุปผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาข้าวเขียวผลการศึกษาพบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณเป็นวิธีที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (21.69173 + 0.07604m) \hat{S}_t$$

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

โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม พ.ศ. 2561

$\hat{S}_t$ แทนดัชนีฤดูกาล

การศึกษาครั้งนี้ยังได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์อื่นๆ เช่น วิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลาและวิธีการพยากรณ์รวม ผลการศึกษาพบว่า MAPE และ RMSE มีค่าสูงกว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณที่ได้นำเสนอในการศึกษาครั้งนี้ โดยวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลามีค่า MAPE = 52.1912 และ RMSE = 10.8665 และวิธีการพยากรณ์รวมมีค่า MAPE = 10.0713 และ RMSE = 2.5564 ผลการศึกษานี้มีความขัดแย้งกับการศึกษาของ Kerdsoomboon (1999) ที่พบว่าวิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลาที่มีความเหมาะสมกับการพยากรณ์ราคาข้าวเขียว รวมถึงยังแสดงค่า MAPE = 2.4044 ซึ่งต่ำกว่าการศึกษานี้ (8.7121) อาจเนื่องมาจากช่วงเวลาของอนุกรมเวลาที่นำมาสร้างตัวแบบพยากรณ์เป็นคนละช่วงเวลากัน อีกทั้งการศึกษาของ Kerdsoomboon (1999) พยากรณ์ราคาข้าวเขียวรายปีตั้งแต่ปี พ.ศ. 2525 ถึงปี พ.ศ. 2541 โดยไม่มีการแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด เพื่อทดสอบตัวแบบ โดยค่า MAPE ที่แสดงเป็นค่าที่คำนวณจากปี พ.ศ. 2525 ถึงปี พ.ศ. 2541 แต่การศึกษานี้ได้พยากรณ์ราคาข้าวเขียวรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 168 ค่า โดยมีแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 จำนวน 156 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึง

เดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 12 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์

จากผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาราคาข้าวเขียวของข้อมูลชุดที่ 1 ที่พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีเพียงส่วนประกอบของแนวโน้ม ซึ่งวิธีการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมควรเป็นวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (เมื่อใช้ตัวแบบ ARIMA) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของบราวน์และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก แต่ผลการศึกษาครั้งนี้กลับพบว่า จากการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ในการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 วิธีที่มีความเหมาะสม คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ซึ่งวิธีการนี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล แต่กลับมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาข้าวเขียวที่มีเพียงส่วนประกอบของแนวโน้ม อีกทั้งจากการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของข้อมูลชุดที่ 1 ยังพบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายมีความเหมาะสมมากที่สุด ซึ่งวิธีการนี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีเพียงส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาลเท่านั้น ดังนั้นการศึกษาเกี่ยวกับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ทุกครั้ง ผู้วิจัยควรพิจารณาวิธีการพยากรณ์ที่หลากหลาย เพื่อให้ครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด

เมื่อใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณในการพยากรณ์ราคาข้าวเขียว ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2562 ได้ผลแสดงดัง Table 6 และ Figure 10 ซึ่งพบว่าราคาข้าวเขียวมีแนวโน้มค่อนข้างคงตัว อย่างไรก็ตาม ราคาข้าวเขียวมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ อาจเพราะพื้นที่เพาะปลูก ปริมาณผลผลิต สถานการณ์ตลาด ปริมาณความต้องการบริโภค ทั้งภายในและต่างประเทศ ปริมาณการส่งออก ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ราคาน้ำมันดีเซล หรือปัจจัยอื่นๆ ที่เกี่ยวข้อง (Kerdsoomboon, 1999) ดังนั้นการศึกษานี้

ต่อไป ควรพิจารณาตัวแปรเหล่านี้ โดยนำมาสร้างเป็นตัวแบบถดถอย (Regression Model) (Montgomery *et al.*, 2006) ซึ่งอาจทำให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความถูกต้องเหมาะสมมากยิ่งขึ้น อีกทั้งเมื่อมีราคาถั่วเขียวที่เป็น

ปัจจุบันหรือราคาถั่วเขียวมีความผันผวนเพิ่มขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบเพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

Table 6 Forecast values of the green bean prices from Winters' multiplicative exponential smoothing method

Time	Forecast Values	Time	Forecast Values	Time	Forecast Values
JAN. 2019	21.52	MAY. 2019	25.31	SEP. 2019	21.97
FEB. 2019	21.47	JUN. 2019	23.73	OCT. 2019	21.35
MAR. 2019	22.34	JUL. 2019	21.63	NOV. 2019	22.55
APR. 2019	23.97	AUG. 2019	24.01	DEC. 2019	22.09

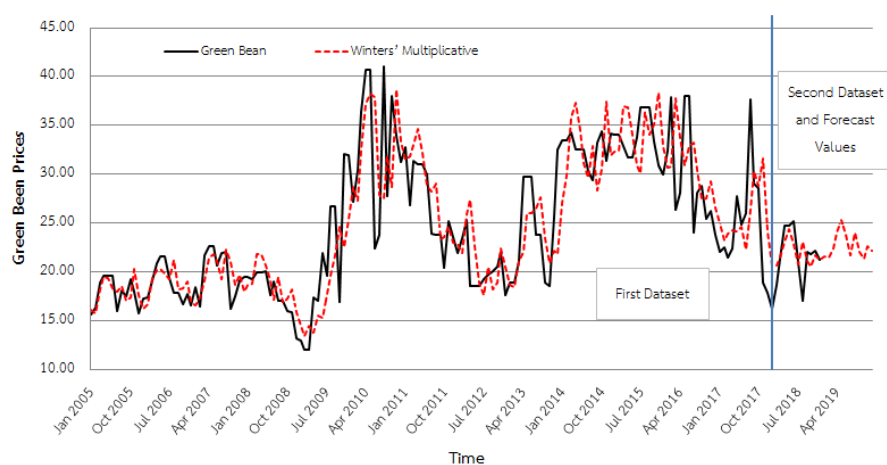


Figure 10 Comparison of the green bean prices and its forecasts from Winters' multiplicative exponential smoothing method

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณสาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ
คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ สำหรับสถานที่
ดำเนินงานวิจัย

เอกสารอ้างอิง

- Box, G.E.P., G.M. Jenkins and G.C. Reinsel. 1994. **Time Series Analysis: Forecasting and Control 3rd Ed.** New Jersey: Prentice Hall. 438 p.
- IBM Corporation. 2013. **Brown's Exponential Smoothing (TSMODEL Algorithms).** [Online]. Available https://www.ibm.com/support/knowledgecenter/SSLVMB_22.0.0/com.ibm.spss.statistics.algorithms/alg_tsmode_model_exsmooth_browns.htm (25 March 2019).
- Kerdsomboon, M. 1999. **Forecasting of Agricultural Products and Prices.** Master Thesis. Chulalongkorn University. 566 p. [in Thai]
- Ket-iam, S. 2005. **Forecasting Technique.** 2nd Ed. Songkhla: Thaksin University. 328 p. [in Thai]
- Kumbor, S. 2013. **Mungbean Growth and Yield Models Using Artificial Neural Network.** Master Thesis. Suranaree University of Technology. 69 p. [in Thai]
- Luangtong, N. and N. Kantanantha. 2016. Selection of the appropriate agricultural yield forecasting models. **Thai Science and Technology Journal** 24(3): 370-381. [in Thai]
- Manmin, M. 2006. **Time Series and Forecasting.** Bangkok: Foreprinting. 448 p. [in Thai]
- Montgomery, D.C., E.A Peck and G.G. Vining. 2006. **Introduction to Linear Regression Analysis 4th Ed.** New York: Wiley. 535 p.
- Office of Agricultural Economics. 2019. **Green Bean Prices.** [Online]. Available <http://www.oae.go.th/view/1/ดัชนีราคาและผลผลิต/TH-TH> (19 February 2019).
- Riansut, W. 2018. Comparison of tangerine prices forecast model by exponential smoothing methods. **Thai Journal of Science and Technology.** 7(Suppl.5): 460-470. [in Thai]