วารสารวิจัยและส่งเสริมวิชาการเกษตร 36(3): 54-65

การเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์ราคาขายมันเส้นโดยวิธีการพยากรณ์ทางสถิติ

Comparison of Tapioca Selling Prices Forecast Model by Statistical Forecasting Methods

วรางคณา เรียนสุทธิ์

Warangkhana Riansut

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ พัทลุง 93210

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

Corresponding orther: warang27@gmail.com

Received: January *07, 2019*

Revised: *March 05, 2019*

Accepted: *March 19, 2019*

Abstract

The objective of this study was to compare the tapioca prices forecast model by six statistical forecasting methods: Box-Jenkins method, Holt'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 in order to create the best forecasting model. Time series of monthly tapioca prices gathered from the website of Bank of Thailand during January, 1999 to September, 2018 of 237 values were divided into two sets. The first set had 235 values from January, 1999 to July, 2018 for constructing the forecasting models. The second set had two values from August to September, 2018 for comparing the accuracy of the forecasts via the criteria of the lowest mean absolute percentage error and root mean squared error. Research findings indicated that for all forecasting methods that had been studied, the most accurate method was Winters' additive exponential smoothing method.

Keywords: tapioca, Box-Jenkins Method, Exponential Smoothing Method

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาครั้งนี้ คือ การเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์ราคามันเส้น โดยวิธีการพยากรณ์ทางสถิติทั้งหมด 6 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่ดีที่สุด อนุกรมเวลาราคามันเส้นเฉลี่ยต่อเดือนได้มาจากเว็บไซต์ของธนาคารแห่งประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2542 ถึงเดือนกันยายน พ.ศ. 2561 จำนวน 237 ค่า แบ่งข้อมูล

ออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2542 ถึงเดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 235 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนสิงหาคมถึงเดือนกันยายน พ.ศ. 2561 จำนวน 2 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยและเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า จากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีที่มีความถูกต้องมากที่สุด คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

คำสำคัญ: มันเส้น วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง

คำนำ

มันเส้นเป็นอาหารสัตว์ที่เป็นแหล่งพลังงานอย่างดี จึงเป็นที่นิยมของเกษตรกรที่เลี้ยงโค โดยจะมีการใช้มันเส้นในสูตรอาหารสัตว์ชนิดต่างๆ เพื่อลดต้นทุนการผลิต เนื่องจากมันเส้นมีราคาถูกกว่าวัตถุดิบอาหารประเภทเดียวกัน เช่น ข้าวโพดหรือปลายข้าว ในอดีตมันเส้นยังไม่เป็นที่นิยมใช้ในสูตรอาหารสัตว์ เพราะเกษตรกรผู้เลี้ยงโคขาดความรู้ความเข้าใจในการใช้มันเส้นในสูตรอาหารอย่างถูกต้อง นอกจากนี้ปัญหาสำคัญที่ทำให้ผู้ใช้มันเส้นในสูตรอาหารสัตว์ไม่ประสบความสำเร็จคือ ผู้ใช้ส่วนใหญ่ได้มันเส้นที่มีคุณภาพไม่ดี ส่งผลให้คุณภาพของอาหารต่ำลง ผู้เลี้ยงสัตว์และผู้ผลิตจึงไม่นิยมใช้มันเส้นในสูตรอาหาร แม้ว่าราคามันเส้นจะถูกกว่าก็ตาม (Wikipedia, 2018) จากการศึกษาราคามันเส้นเฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของธนาคารแห่งประเทศไทยย้อนหลังตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 ถึงปัจจุบัน (Bank of Thailand, 2018) พบว่า ราคามันเส้นมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นจากอดีตอย่างชัดเจน เกษตรกรอาจมีคำถามว่าแนวโน้มของราคาจะยังคงสูงขึ้นเช่นนี้ตลอดไปหรือไม่ ช่วงเดือนอะไรที่ราคาสูงหรือราคาตกต่ำ การพยากรณ์ทางสถิตินับเป็นเครื่องมือหนึ่งที่ช่วยตอบคำถามเหล่านี้ได้ อีกทั้งการพยากรณ์ราคาขายมันเส้นในอนาคตจะเป็นประโยชน์อย่างยิ่งต่อเกษตรกรในการวางแผนการเพาะปลูก เป็นเครื่องมือที่ช่วยในการตัดสินใจเพื่อผลิตมันสำปะหลังให้คุ้มทุน และช่วยให้ภาครัฐสามารถวางนโยบายที่เหมาะสม ส่วนผู้ที่เกี่ยวข้องกับการเกษตร เช่น ผู้นำเข้า ผู้ส่งออก ผู้ผลิตสินค้าเกษตรก็สามารถนำผลการพยากรณ์ไปใช้ในการบริหารจัดการได้ การพยากรณ์จึงเป็นวิธีหนึ่งที่ช่วยให้ผู้ที่เกี่ยวข้องได้นำข้อมูลมาใช้ในการตัดสินใจสำหรับสถานการณ์ต่างๆ ที่อาจจะเกิดขึ้นในอนาคต โดยถ้าค่าพยากรณ์มีความคลาดเคลื่อนสูงจะส่งผลกระทบต่อหลายๆ ฝ่าย เช่น ส่งผลให้ภาครัฐวางนโยบายการเพาะปลูกในปีนั้นๆ ผิดพลาด อาจก่อให้เกิดภาวะผลผลิตล้นตลาดหรือขาดตลาดได้ ซึ่งจะส่งผลกระทบกับราคาขายผลผลิตและการส่งออกผลผลิตในตลาดโลก (Luangtong and Kantanantha, 2016) ด้วยเหตุผลดังกล่าว ผู้วิจัยจึงเริ่มสืบค้นงานวิจัยที่เกี่ยวกับการพยากรณ์ราคามันเส้นโดยใช้วิธีการทางสถิติ ซึ่งพบว่า Thitinunpong and Parthanadee (2012) ได้ศึกษาการพยากรณ์ราคารับซื้อมันสำปะหลังสดและราคาขายมันสำปะหลังเส้น จากการพยากรณ์ด้วย Expert modeler ในโปรแกรม PASW 18.0 พบว่า ตัวแบบที่ให้ผลความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์ราคาที่ต่ำที่สุด สำหรับราคารับซื้อมันสำปะหลังสด คือ ตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0) บนชุดข้อมูลที่มีการแปลงค่าด้วยลอการิทึมธรรมชาติ ขณะที่ตัวแบบที่เหมาะสมกับราคามันเส้นที่จังหวัดชลบุรีและที่จังหวัดพระนครศรีอยุธยา คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม และวิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้น (โดยใช้ราคามันเส้นในจังหวัดชลบุรีเป็นตัวแปรต้น) ตามลำดับ

สำหรับการศึกษาครั้งนี้ ผู้วิจัยมีความสนใจที่จะศึกษาการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ทางสถิติทั้งหมด 6 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการ

ปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ จากนั้นจึงคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด 1 วิธี โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Squared Error: RMSE) ที่ต่ำที่สุด เพื่อใช้ในการประเมินราคามันเส้นในอนาคตต่อไป

อุปกรณ์และวิธีการ

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยใช้อนุกรมเวลารายเดือนของราคามันเส้น (บาท/กิโลกรัม) จากเว็บไซต์ของธนาคารแห่งประเทศไทย (Bank of Thailand, 2018) ซึ่งเป็นราคาสินค้าเกษตรที่เกษตรกรขายได้ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2542 ถึงเดือนกันยายน พ.ศ. 2561 จำนวน 237 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2542 ถึงเดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2561 จำนวน 235 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ และชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนสิงหาคมถึงเดือนกันยายน พ.ศ. 2561 จำนวน 2 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด โดยสาเหตุที่ผู้วิจัยแบ่งข้อมูลชุดที่ 2 ไว้เพียง 2 ค่า เนื่องจากในการทดลองวิเคราะห์ข้อมูลครั้งแรกได้เก็บข้อมูลชุดที่ 2 ไว้จำนวน 9 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนกันยายน พ.ศ. 2561 พบว่าตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากข้อมูลชุดที่ 1 จำนวน 228 ค่า ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2542 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2560 มีประสิทธิภาพในการพยากรณ์ข้อมูลชุดที่ 2 ไม่ดีเท่าที่ควร การตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาราคามันเส้นมีส่วนประกอบของแนวโน้มหรือไม่ ดำเนินการดังนี้

1. ตรวจสอบข้อสมมุติ (Assumption) คืออนุกรมเวลาในแต่ละปีมีการแจกแจงปรกติโดยใช้การทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมีร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov Test)

2. ตรวจสอบความเท่ากันของความแปรปรวนโดยใช้การทดสอบของเลวีนภายใต้การใช้มัธยฐาน (Levene's Test Based on Median)

3. เลือกใช้สถิติสำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาในแต่ละปี โดยถ้าอนุกรมเวลาในแต่ละปีมีการแจกแจงปรกติและมีความแปรปรวนเท่ากัน จะใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ (Parametric Statistics) ซึ่งคือ การวิเคราะห์ความแปรปรวน (Analysis of Variance: ANOVA) แต่ถ้าอนุกรมเวลาในแต่ละปีไม่มีการแจกแจงปรกติหรือมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน จะใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric statistics) ซึ่งก็คือ การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของครัสคอล-วอลลิส (Kruskal-Wallis's One-way Analysis of Variance by Rank) ถ้าผลการทดสอบค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาในแต่ละปีมีนัยสำคัญ หมายความว่า ในแต่ละปีอนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยแตกต่างกัน นั่นคือ อนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้มการตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาราคามันเส้นมีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาลหรือไม่ ดำเนินการ ดังนี้

1. พิจารณาว่าอนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้มหรือไม่ ถ้ามีต้องกำจัดแนวโน้มออกก่อนที่จะทดสอบค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือน ซึ่งวิธีการกำจัดแนวโน้มมี 2 วิธี คือ ถ้าพิจารณาที่กราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาแล้วพบว่า อนุกรมเวลามีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวที่ค่อนข้างคงที่เมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป กล่าวได้ว่า อนุกรมเวลามีความเหมาะสมกับตัวแบบบวก ควรกำจัดแนวโน้มออกด้วยการลบแต่ถ้าอนุกรมเวลามีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวที่เพิ่มขึ้นหรือลดลงเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป กล่าวได้ว่าอนุกรมเวลามีความเหมาะสมกับตัวแบบคูณ ควรกำจัดแนวโน้มออกด้วยการหาร

2. ตรวจสอบข้อสมมุติ คือ อนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้วมีการแจกแจงปรกติและมีความแปรปรวนเท่ากันหรือไม่เช่นเดียวกับ ข้อ 1 และ 2 ของการตรวจสอบแนวโน้ม

3. เลือกใช้สถิติสำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้วเช่นเดียวกับข้อ 3 ของการตรวจสอบแนวโน้ม โดยถ้าผลการทดสอบค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาในแต่ละเดือนหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้วมีนัยสำคัญ หมายความว่าในแต่ละเดือนอนุกรมเวลาที่ไม่มีแนวโน้มมีค่าเฉลี่ยแตกต่างกัน นั่นคืออนุกรมเวลามีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล

การพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคามันเส้น ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2542 ถึงเดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2561 (Figure 1) และการทดสอบสมมุติฐานทางสถิติเพื่อคัดเลือกวิธีการพยากรณ์ พบว่าแนวโน้มของราคาเป็นไปในทิศทางเพิ่มขึ้น แต่ไม่น่าจะมีความผันแปรตามฤดูกาล อย่างไรก็ตาม ถึงแม้ว่าอนุกรมเวลาราคามันเส้นจะมีเพียงส่วนประกอบของแนวโน้ม แต่การศึกษาครั้งนี้จะพิจารณาเปรียบเทียบวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ทางสถิติที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาทุกรูปแบบ ซึ่งหมายถึงอนุกรมเวลาที่มีเฉพาะส่วนประกอบของแนวโน้ม ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ ARIMA(p, d, q) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม อนุกรมเวลาที่มีเฉพาะส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล ได้แก่ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ SARIMA(p, d, q) $(P, D, Q)_s$ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เพื่อให้ครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่ดีที่สุด (Riansut, 2018) เนื่องจากผลการพิจารณาค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 (ดัง Table 1 ในผลการวิจัย) พบว่าวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด เมื่อพิจารณาภายใต้เกณฑ์ MAPE พบว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม มีค่า MAPE ต่ำเป็นอันดับที่ 2 แต่เมื่อพิจารณาภายใต้เกณฑ์ RMSE กลับพบว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของ วินเทอร์แบบบวก มีค่า RMSE ต่ำเป็นอันดับที่ 2 ซึ่งวิธีการนี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล

สัญลักษณ์ที่ใช้สำหรับวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปรกติและเป็นอิสระกันด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา

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

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

การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Method)

การพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล มีตัวแบบในรูปทั่วไป คือ SARIMA $(p, d, q)(P, D, Q)_s$ แสดงดังสมการที่ (1)

(Box *et al.*, 1994) แต่ในกรณีที่อนุกรมเวลามีเพียงส่วนประกอบของแนวโน้มเท่านั้น ตัวแบบจะสามารถถูกลดรูปเหลือเพียง 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)

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

$\Phi_P(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \ldots - \Phi_P B^{Ps}$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ P กรณีมีฤดูกาล (Seasonal Autoregressive Operator of Order P: SAR(P))

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

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

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ (Holt's Exponential Smoothing Method)

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

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

เมื่อ

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

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม (Damped Trend Exponential Smoothing Method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีส่วนประกอบของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรงและไม่มีความผันแปรตามฤดูกาล เช่นเดียวกับการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ แต่อัตราการเปลี่ยนแปลงของแนวโน้มนั้นไม่ว่าจะเพิ่มขึ้นหรือลดลง จะช้ากว่าอัตราการเปลี่ยนแปลงของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรงของการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ รวมถึงความชันจะมีค่าลดลงตามเวลา ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ (Manmin, 2006)

$$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t \sum_{i=1}^{m} \phi^i \quad (3)$$

เมื่อ

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

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย (Simple Seasonal Exponential Smoothing Method)

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

$$\hat{Y}_t = a_t + \hat{S}_t \quad (4)$$

เมื่อ

$$a_t = \alpha\left(Y_t - \hat{S}_{t-s}\right) + (1-\alpha)a_{t-1} \quad , \quad \hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$$

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters' Additive Exponential Smoothing Method)

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

$$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m) + \hat{S}_t \qquad (5)$$

เมื่อ

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

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

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters' Multiplicative Exponential Smoothing Method)

การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีส่วนประกอบของแนวโน้มที่เป็นเส้นตรงและมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยที่อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้ (Ket-iam, 2005)

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

เมื่อ

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

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

การเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่มีความถูกต้องและเหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคามันเส้น โดยการเปรียบเทียบราคามันเส้นของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนสิงหาคมถึงเดือนกันยายน พ.ศ. 2561 กับค่าพยากรณ์จากวิธีการทางสถิติทั้ง 6 วิธี เพื่อคำนวณค่า MAPE และ RMSE โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความถูกต้องและเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์ MAPE และ RMSE แสดงดังสมการที่ (7) (Ket-iam, 2005; Manmin, 2006) จากนั้นผู้วิจัยจะใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด ในการพยากรณ์ราคามันเส้น ตั้งแต่เดือนตุลาคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 ต่อไป

$$\text{MAPE} = \frac{100}{n_2}\sum_{t=1}^{n_2}\left|\frac{e_t}{Y_t}\right| \text{ และ } \text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n_2}\sum_{t=1}^{n_2}e_t^2} \qquad (7)$$

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

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

tแทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

ผลการวิจัย

การพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคามันเส้น ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2542 ถึงเดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2561 ดัง Figure 1 พบว่า ราคามันเส้นมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น แต่ไม่น่าจะมีความผันแปรตามฤดูกาล นอกเหนือจากการพิจารณากราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาแล้ว ผู้วิจัยยังได้ใช้การทดสอบสมมุติฐานสำหรับตรวจสอบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้มและไม่มีความผันแปรตามฤดูกาลจริงหรือไม่ ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลาในแต่ละปีไม่มีการแจกแจงปรกติ

และมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงตรวจสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละปี โดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ ผลการตรวจสอบคือ ราคามันเส้นในแต่ละปีมีค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Kruskal-Wallis: χ^2 = 211.465, p-value<0.0001) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม และเนื่องจากอนุกรมเวลาในแต่ละเดือนมีการเคลื่อนไหวของข้อมูลที่ไม่คงที่ จึงปรับแนวโน้มออกด้วยการหาร พบว่าอนุกรมเวลามีการแจกแจงปรกติและมีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงตรวจสอบค่าเฉลี่ยในแต่ละเดือน โดยใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ ผลการตรวจสอบคือ ราคามันเส้นในแต่ละเดือน เมื่อปรับแนวโน้มออกด้วยการหาร มีค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (ANOVA: F=0.155, p-value = 0.999) หมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้ไม่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล อย่างไรก็ตาม ถึงแม้ว่าอนุกรมเวลาราคามันเส้นจะมีเพียงส่วนประกอบของแนวโน้ม แต่การศึกษาครั้งนี้พิจารณาเปรียบเทียบวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ทางสถิติที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาทุกรูปแบบ ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เนื่องจากผลการพิจารณาค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ดัง Table 1 พบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด เมื่อพิจารณาภายใต้เกณฑ์ MAPE พบว่าวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม มีค่า MAPE ต่ำเป็นอันดับที่ 2 แต่เมื่อพิจารณาภายใต้เกณฑ์ RMSE กลับพบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก มีค่า RMSE ต่ำเป็นอันดับที่ 2 ซึ่งวิธีการนี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล

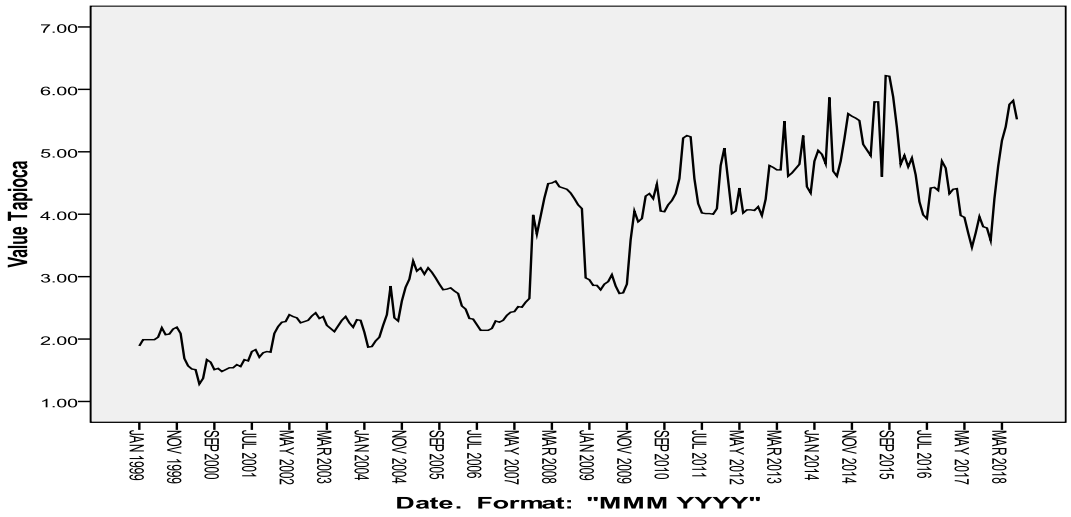

Figure 1 Run plot for the tapioca prices during January, 1999 to July, 2018

Table 1 MAPE and RMSE of the first dataset

Criteria	Box-Jenkins	Holt	Damped	Simple Seasonal	Winters' Additive	Winters' Multiplicative
MAPE	**5.1911**	5.3000	**5.2898**	5.6404	5.8012	5.6633
RMSE	**0.2933**	0.3120	0.3120	0.3060	**0.3034**	0.3188

ผลการพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาชุดที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีส่วนประกอบของแนวโน้ม ผู้วิจัยจึงกำจัดแนวโน้มออกโดยการหาผลต่างลำดับที่ 1 (d=1) พร้อมกับสร้างกราฟ ACF และ PACF ได้ผลแสดงดัง Figure 2 ซึ่งพบว่าอนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น คือ ตัวแบบ AR(6, 11, 14) I(1) MA(6, 11, 12, 14) พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 คือ ตัวแบบ AR(6, 14) I(1) MA(6, 12) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$\left(1-\phi_6B^6-\phi_{14}B^{14}\right)(1-B)Y_t=\left(1-\theta_6B^6-\theta_{12}B^{12}\right)\varepsilon_t$$

$$\left(1-B-\phi_6B^6+\phi_6B^7-\phi_{14}B^{14}+\phi_{14}B^{15}\right)Y_t=\varepsilon_t-\theta_6\varepsilon_{t-6}-\theta_{12}\varepsilon_{t-12}$$

$$Y_t=Y_{t-1}+\phi_6\left(Y_{t-6}-Y_{t-7}\right)+\phi_{14}\left(Y_{t-14}-Y_{t-15}\right)+\varepsilon_t-\theta_6\varepsilon_{t-6}-\theta_{12}\varepsilon_{t-12}$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_t=Y_{t-1}+0.644974\left(Y_{t-6}-Y_{t-7}\right)-0.211525\left(Y_{t-14}-Y_{t-15}\right)-0.851533e_{t-6}+0.202062e_{t-12} \quad (8)$$

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

Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t–j

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

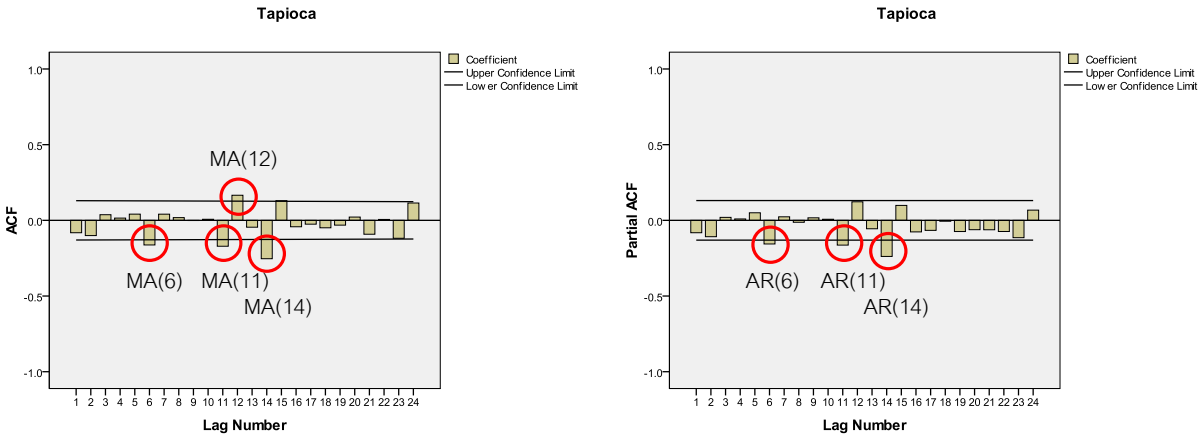

Figure 2 ACF and PACF of the first difference, d=1, of the tapioca prices

(9)

ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์

ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = 5.550835 + 0.0163729\,m$$

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

ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม

ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = 5.549108 + 0.014577\sum_{i=1}^{m}(0.999752)^{i} \qquad (10)$$

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

ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย

ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t} = 5.608082 + \hat{S}_{t} \qquad (11)$$

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

$\hat{S}_{t}$ แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดัง Table 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ราคามันเส้นของเดือนมิถุนายนถึงเดือนกันยายน และเดือนพฤศจิกายนถึงเดือนธันวาคมของทุกปี มีค่าน้อยกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลน้อยกว่า 0

Table 2 Seasonal index from simple seasonal exponential smoothing method

Month	Seasonal index	Month	Seasonal index	Month	Seasonal index
January	0.030482	May	0.120979	September	-0.084284
February	0.051979	June	-0.018522	October	0.005716
March	0.031979	July	-0.065025	November	-0.023758
April	0.015979	August	-0.063228	December	-0.011129

ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (5.656470 + 0.016389\,m) + \hat{S}_{t} \qquad (12)$$

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

$\hat{S}_{t}$ แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดัง Table 3 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ราคามันเส้นของเดือนมิถุนายนถึงเดือนกันยายน และเดือนพฤศจิกายนถึงเดือนธันวาคมของทุกปี มีค่าน้อยกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลน้อยกว่า 0

Table 3 Seasonal index from Winters' additive exponential smoothing method

Month	Seasonal index	Month	Seasonal index	Month	Seasonal index
January	0.080383	May	0.105325	September	-0.067158
February	0.085495	June	-0.050565	October	0.006452
March	0.049105	July	-0.113455	November	-0.039412
April	0.016715	August	-0.029715	December	-0.043169

ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

ตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ แสดงดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (6.055658 + 0.016589\,m)\hat{S}_t \qquad (13)$$

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

$\hat{S}_t$ แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดัง Table 4 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ราคามันเส้นของเดือนมีนาคมถึงเดือนเมษายน เดือนมิถุนายนถึงเดือนกรกฎาคม และเดือนกันยายนถึงเดือนธันวาคมของทุกปี มีค่าน้อยกว่าเดือนอื่นๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลน้อยกว่า 1

Table 4 Seasonal index from Winters' multiplicative exponential smoothing method

Month	Seasonal index	Month	Seasonal index	Month	Seasonal index
January	1.020670	May	1.003169	September	0.996706
February	1.017650	June	0.942303	October	0.980432
March	0.998197	July	0.912287	November	0.969156
April	0.966568	August	1.006963	December	0.959418

ผลการเปรียบเทียบความถูกต้องของตัวแบบพยากรณ์

จากการเปรียบเทียบค่าจริงกับค่าพยากรณ์ราคามันเส้นของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนสิงหาคมถึงเดือนกันยายน พ.ศ. 2561 โดยการคำนวณค่า MAPE และ RMSE ในสมการที่ (7) ได้ผลแสดงดัง Table 5 ซึ่งพบว่า เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกในสมการที่ (12) ได้ค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด ดังนั้นวิธีการพยากรณ์นี้จึงเป็นวิธีที่มีความถูกต้องและเหมาะสมกับอนุกรมราคามันเส้นชุดนี้มากที่สุด โดยวิธีการพยากรณ์นี้มีความผิดพลาดจากการพยากรณ์เพียงร้อยละ 1.9829 (MAPE =1.9829) หรือมีความผิดพลาดจากการพยากรณ์ 0.1373 บาท/กิโลกรัม (RMSE=0.1373) อย่างไรก็ตาม เป็นที่น่าสังเกตว่าในทุกวิธีการพยากรณ์ที่ศึกษามีค่า MAPE และ RMSE ของข้อมูลชุดที่ 2 ต่ำกว่าของข้อมูลชุดที่ 1 อาจเนื่องมาจากจำนวนข้อมูลชุดที่ 2 มีเพียง 2 ค่าเท่านั้น

Table 5 MAPE and RMSE of the second dataset

Criteria	Box-Jenkins	Holt	Damped	Simple Seasonal	Winters' Additive	Winters' Multiplicative
MAPE	2.1492	2.9366	3.0223	3.7239	**1.9829**	6.0233
RMSE	0.1632	0.1924	0.1991	0.2277	**0.1373**	0.3511

วิจารณ์และสรุปผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคามันเส้น โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของธนาคารแห่งประเทศไทย ผลการศึกษาพบว่า วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกเป็นวิธีที่มีความถูกต้องและเหมาะสมมากที่สุด ซึ่งมีตัวแบบพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (5.656470 + 0.016389\,m) + \hat{S}_t$$

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

$\hat{S}_t$ แทนค่าดัชนีฤดูกาล

การศึกษาครั้งนี้มีความขัดแย้งกับการศึกษาในอดีตของ Thitinunpong and Parthanadee (2012) ที่พบว่าตัวแบบที่เหมาะสมกับราคามันเส้นที่จังหวัดชลบุรีและที่จังหวัดพระนครศรีอยุธยา คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม และวิธีการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้น (โดยใช้ราคามันเส้นในจังหวัดชลบุรีเป็นตัวแปรต้น) ตามลำดับ อาจเนื่องมาจากความแตกต่างของช่วงเวลาของอนุกรมเวลาที่นำมาศึกษา จากผลการวิเคราะห์อนุกรมเวลาราคามันเส้นของข้อมูลชุดที่ 1 ที่พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีเพียงส่วนประกอบของแนวโน้ม ซึ่งวิธีการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมควรจะเป็นวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ ARIMA(p, d, q) วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม แต่ผลการศึกษาครั้งนี้กลับพบว่า วิธีการที่มีความเหมาะสม คือ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก ซึ่งจะเห็นว่าวิธีการพยากรณ์นี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีส่วนประกอบของความผันแปรตามฤดูกาล ดังนั้นการศึกษาเกี่ยวกับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ทุกครั้ง ผู้วิจัยควรพิจารณาวิธีการพยากรณ์ที่หลากหลายเพื่อให้ครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมมากที่สุด

เมื่อใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกในการพยากรณ์ราคามันเส้น ตั้งแต่เดือนตุลาคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 ดัง Table 6 พบว่า ราคามันเส้นมีแนวโน้มเป็นไปในทิศทางค่อนข้างคงที่ อย่างไรก็ตาม ราคามันเส้นมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ อาจเพราะสถานการณ์การผลิต สถานการณ์ตลาด ปริมาณความต้องการทั้งภายในและต่างประเทศ สภาวะเศรษฐกิจ นโยบายการค้า-การส่งออกระหว่างประเทศ หรือปัจจัยอื่นๆ ที่เกี่ยวข้อง ดังนั้นจึงควรพิจารณาตัวแปรเหล่านี้เพื่อใช้ในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ให้มีความถูกต้องเหมาะสมมากยิ่งขึ้น โดยการสร้างเป็นตัวแบบถดถอย (Regression model) ซึ่งผู้อ่านสามารถศึกษาวิธีการสร้างตัวแบบลักษณะนี้ได้จาก Montgomery *et al.* (2006) อีกทั้งเมื่อมีราคามันเส้นที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบ เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

Table 6 Forecasts of the tapioca prices (Baht/Kilogram) during October to December, 2018

Time	October, 2018	November, 2018	December, 2018
Tapioca prices	5.71	5.68	5.70

เอกสารอ้างอิง

Bank of Thailand. 2018. **Tapioca Prices.** [Online]. Available http://www2.bot.or.th/statistics/ReportPage.aspx?reportID=545&language=th (13 November 2018).

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.

Ket-iam, S. 2005. **Forecasting Technique.** 2nd Ed. Songkhla: Thaksin University. 328 p. [in Thai]

Luangtong, N. and N. Kantanantha, 2016. Selection of the appropriate agricultural yield forecasting models. **Thammasat Journal of Science and Technology** 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.

Riansut, W. 2018. Comparison of tangerine prices forecast model by exponential smoothing methods. **Thai Journal of Science and Technology** 7(5)(Supplement Issue): 460-470. [in Thai]

Thitinunpong, N. and P. Parthanadee. 2012. Forecasting of Fresh Cassava Root Buying Prices and Cassava Chip Selling Prices. P. 26-33. *In* **Proceedings of the 50th Kasetsart University Annual Conference**. Bangkok: Kasetsart University. [in Thai]

Wikipedia. 2018. **Tapioca.** [Online]. Available https://th.wikipedia.org/wiki/มันเส้น (13 November 2018). [in Thai]