

ตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการส่งออกสับประรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งของประเทศไทย

A Model for Forecasting the Export Value of Fresh or Frozen Pineapples in Thailand

วารางคณา เรียนสุทธิ์^{1*}

Warangkha Riansut^{1*}

Received date: 1 พ.ย. 64 Revised date: 3 พ.ย. 66 Accepted date: 8 พ.ย. 66

DOI: <https://doi.org/10.55003/kmaj.2025.05.28.003>

บทคัดย่อ

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์มูลค่าการส่งออกสับประรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งของประเทศไทย ด้วยวิธีการทางสถิติ โดยใช้ข้อมูลค่าเฉลี่ยรายเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 132 เดือน ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2563 จำนวน 120 เดือน สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติทั้งหมด 7 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 12 เดือน นำมาใช้สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ร้อยละค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด คือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย

คำสำคัญ: สับประรด การพยากรณ์ บ็อกซ์-เจนกินส์ การทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลัง

Abstract

The objective of this study is to construct the appropriate forecasting model for the export values of fresh or frozen pineapples in Thailand via the use of statistical methods. The monthly average data, which were gathered from the website of the Office of Agricultural Economics during January 2011 to December 2021 of 132 months were divided into 2 datasets. The first dataset, which consisted of 120 months from January 2011 to December 2020, was used for constructing the forecasting models via the use of 7 statistical methods, namely, 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. The second dataset, which consisted of 12 months from January to December 2021, was used for comparing the accuracy of the forecasting model via the lowest mean absolute percentage error. The results indicated that the most accurate method was the simple seasonal exponential smoothing method.

Keywords: pineapple, forecast, Box-Jenkins, exponential smoothing

คำนำ

ประเทศไทยได้ชื่อว่าเป็นประเทศเกษตรกรรม ถึงแม้ว่าในปัจจุบันจะหันไปมุ่งเน้นทางอุตสาหกรรมมากขึ้น แต่ภาคการเกษตรก็ยังมีส่วนสำคัญอย่างมากต่อเศรษฐกิจของประเทศ (Luangtong and Kantanantha, 2016) สับประรดนับว่าเป็นพืชเศรษฐกิจที่สำคัญชนิดหนึ่งของประเทศไทย เนื่องจากประเทศไทยมีการส่งออกสับประรดและผลิตภัณฑ์ที่ได้จากสับประรดเป็นลำดับต้น ๆ ของโลก โดยในเดือนมีนาคม 2562 ประเทศไทยมีมูลค่าการส่งออกสับประรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งสูงที่สุด มีมูลค่ามากถึง 78,509,087 บาท (Office of Agricultural Economics, 2021) อย่างไรก็ตาม พบว่ายังมีปัญหาและอุปสรรคเกี่ยวกับสภาพการผลิต การตลาด และการส่งออกสับประรด เช่น มีผลผลิตที่ไม่ได้ขนาด ด้อยคุณภาพ เนื่องจากลูกเล็กเกินไป สุกเกินไป บางฤดูกาลมีปริมาณผลผลิตมากเกินไปจนล้นตลาด ทำให้ราคาตกต่ำ พันธุ์ที่ใช้ปลูกมีการกลายพันธุ์ ต้นทุนปัจจัยการผลิตสูงขึ้นจากราคาน้ำมัน รวมถึงภาวะเศรษฐกิจโลกที่ชะลอตัวลง (Phumalee et al., 2017; Srimanee, 2018) ดังนั้นเกษตรกรและภาคอุตสาหกรรมส่งออกอาจมีคำถามว่าแนวโน้มของการส่งออกสับประรดจะเป็นเช่นไรในอนาคต การพยากรณ์โดยใช้การวิเคราะห์อนุกรมเวลา

¹ สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์และนวัตกรรมดิจิทัล มหาวิทยาลัยทักษิณ จ.พัทลุง 93210

¹ Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science and Digital Innovation, Thaksin University, Phatthalung 93210

* Corresponding author: email warang27@gmail.com

เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์เป็นวิธีการหนึ่งที่จะช่วยตอบคำถามนี้ได้ ผู้วิจัยจึงเริ่มศึกษางานวิจัยที่เกี่ยวกับสับปะรดและการพยากรณ์ ดังนี้ การพยากรณ์แนวโน้มมูลค่าการส่งออกสับปะรดของไทย (Romprasert, 2013) การพยากรณ์ปริมาณความต้องการสับปะรดกระป๋องของประเทศไทย ด้วยวิธีการพยากรณ์แบบดั้งเดิมกับวิธีโครงข่ายประสาทเทียม (Eabsirimethee et al., 2016) การศึกษาสภาพการผลิตและการตลาดสับปะรดของเกษตรกรในจังหวัดชุมพร (Phumalee et al., 2017) การศึกษาความสัมพันธ์ของปัจจัยภายในและปัจจัยภายนอกประเทศที่มีต่อการส่งออกสับปะรดกระป๋องไปยังสหรัฐอเมริกา (Srimanee, 2018) การพยากรณ์ราคาสับปะรดโรงงานด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Riansut, 2019) และการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกสับปะรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งของประเทศไทย (Riansut, 2022) จากการศึกษาในอดีตยังไม่เคยมีการศึกษาการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกสับปะรดสดหรือแช่เย็นจนแข็ง ด้วยเหตุผลดังกล่าว วัตถุประสงค์ของการศึกษานี้คือ การสร้างตัวแบบสำหรับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกสับปะรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งของประเทศไทยในอนาคตว่าเป็นอย่างไร ผลการวิจัยที่ได้จะเป็นประโยชน์ต่อผู้ส่งออกและภาครัฐ รวมทั้งกลุ่มบุคคลที่มีส่วนเกี่ยวข้องในการวางแผนหรือกำหนดนโยบายให้การส่งออกสับปะรดมีประสิทธิภาพมากยิ่งขึ้นต่อไป

วิธีการศึกษา

การเรียบเรียงข้อมูลอนุกรมเวลา

เรียบเรียงข้อมูลมูลค่าการส่งออกสับปะรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งของประเทศไทย (บาท) โดยใช้ค่าเฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (Office of Agricultural Economics, 2021) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 132 เดือน หลังจากนั้นแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2563 จำนวน 120 เดือน สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 12 เดือน สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ร้อยละค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (mean absolute percentage error: MAPE) ที่ต่ำที่สุด

การตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล

ตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกสับปะรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งชุดที่ 1 ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของครัสคอลล-วอลลิส (Kruskal-Wallis's one-way analysis of variance by rank) โดยการตรวจสอบแนวโน้มจะเป็นการวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวจำแนกข้อมูลเป็นรายปี เพื่อพิจารณาว่าอนุกรมเวลาแต่ละปีมีค่ามัธยฐานแตกต่างกันหรือไม่ ถ้าพบความแตกต่างจะสรุปว่าอนุกรมเวลามีแนวโน้ม แต่ยังไม่สามารถสรุปได้ว่าเป็นแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลง ต้องพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลาอีกครั้ง ขณะที่การตรวจสอบอิทธิพลของฤดูกาลจะเป็นการวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวจำแนกข้อมูลเป็นรายเดือน (ข้อมูลหลังจากกำจัดแนวโน้มออกแล้ว) เพื่อพิจารณาว่าอนุกรมเวลาแต่ละเดือนมีค่ามัธยฐานแตกต่างกันหรือไม่ ถ้าพบความแตกต่างจะสรุปว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล ถ้าผลการตรวจสอบพบว่า อนุกรมเวลามีเฉพาะแนวโน้ม วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ autoregressive integrated moving average: ARIMA(p, d, q) วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก อนุกรมเวลามีเฉพาะอิทธิพลของฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม ได้แก่ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และอนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ seasonal autoregressive integrated moving average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Box et al., 1994; Ket-iam, 2005; Manmin, 2006) จากผลการตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลในผลการวิจัยแสดงว่า มูลค่าการส่งออกสับปะรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งมีแนวโน้ม แต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล อย่างไรก็ตาม การศึกษาครั้งนี้จะพิจารณาวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ทางสถิติที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาทุกรูปแบบ เพื่อให้ครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่ดีที่สุด (Table 1) โดยพิจารณาค่า MAPE ของข้อมูลชุดที่ 1 ในการคัดเลือกวิธีที่จะนำมาพยากรณ์ และพิจารณาค่า MAPE ของข้อมูลชุดที่ 2 ในการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ ซึ่งเกณฑ์ MAPE จะพิจารณาความแตกต่างระหว่างข้อมูลจริงและค่าพยากรณ์ ผู้วิจัยเชื่อว่ามีความน่าเชื่อถือมากกว่าการตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล เนื่องจากการตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลจะพิจารณาข้อมูลทั้งหมด โดยบางช่วงเวลาข้อมูลอาจมีแนวโน้มหรือมีอิทธิพลของฤดูกาล แต่เมื่อตรวจสอบข้อมูลทั้งหมดอาจตรวจไม่พบแนวโน้ม/อิทธิพลของฤดูกาลได้

Table 1 Forecasting model

No.	Forecasting methods	Forecasting model	Time series characteristics
1	Box-Jenkins	SARIMA(p, d, q)(P, D, Q) _s : $\hat{\phi}_p(B)\hat{\Phi}_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D\hat{Y}_t = \hat{\delta} + \hat{\theta}_q(B)\hat{\Theta}_q(B^s)e_t$	trend and seasonal
2	Holt	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t(m)$ where $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$	trend
3	Brown	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t\left[(m-1) + \frac{1}{\alpha}\right]$ where $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)a_{t-1}$, $b_t = \alpha(a_t - a_{t-1}) + (1-\alpha)b_{t-1}$	trend
4	damped	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t \sum_{i=1}^m \phi^i$ where $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + \phi b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)\phi b_{t-1}$	trend
5	simple seasonal	$\hat{Y}_t = a_t + \hat{S}_t$ where $a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)a_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$	seasonal
6	Winters' additive	$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m) + \hat{S}_t$ where $a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$	trend and seasonal
7	Winters' multiplicative	$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m)\hat{S}_t$ where $a_t = \alpha\frac{Y_t}{\hat{S}_{t-s}} + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta\frac{Y_t}{\hat{S}_{t-s}} + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$	trend and seasonal

Table 1 มีความหมายของสัญลักษณ์ต่าง ๆ ดังนี้

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

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

$\hat{\phi}_p(B) = 1 - \hat{\phi}_1 B - \hat{\phi}_2 B^2 - \dots - \hat{\phi}_p B^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ p กรณีไม่มีฤดูกาล (non-seasonal autoregressive operator of order p: AR(p))

$\hat{\Phi}_p(B^s) = 1 - \hat{\phi}_1 B^s - \hat{\phi}_2 B^{2s} - \dots - \hat{\phi}_p B^{ps}$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ P กรณีมีฤดูกาล (seasonal autoregressive operator of order P: SAR(P))

$\hat{\theta}_q(B) = 1 - \hat{\theta}_1 B - \hat{\theta}_2 B^2 - \dots - \hat{\theta}_q B^q$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ q กรณีไม่มีฤดูกาล (non-seasonal moving average operator of order q: MA(q))

$\hat{\Theta}_q(B^s) = 1 - \hat{\theta}_1 B^s - \hat{\theta}_2 B^{2s} - \dots - \hat{\theta}_q B^{qs}$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ Q กรณีมีฤดูกาล (seasonal moving average operator of order Q: SMA(Q))

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_1 โดยที่ n_1 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ($n_1 = 120$)

s แทนจำนวนฤดูกาล ซึ่งอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกสับประรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งเป็นข้อมูลรายเดือน ดังนั้น $s = 12$

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

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

a_t และ b_t แทนค่าประมาณระยะตัดแกน Y และความชันของแนวโน้ม ณ เวลา t ตามลำดับ

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

การตรวจสอบข้อสมมุติ

ข้อสมมุติ (assumption) ของตัวแบบพยากรณ์ คือ อนุกรมเวลาของค่าตลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบคอลโมโกรอฟ-สมิรโนฟ (Kolmogorov-Smirnov test: KS test) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบรันส์ (runs test) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-test) และมีความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีเนภายใต้การใช้มัธยฐาน (Levene's test based on median) หากพบว่าข้อสมมุติข้อใดข้อหนึ่งไม่เป็นจริงจะสรุปว่าตัวแบบพยากรณ์ไม่เหมาะสม และไม่สมควรนำไปใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

การเปรียบเทียบความแม่นยำ

เปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ โดยการเปรียบเทียบมูลค่าการส่งออกสับประรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2564 จำนวน 12 เดือน ($n = 12$) กับค่าพยากรณ์ เพื่อคำนวณค่า MAPE โดยตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่า MAPE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความแม่นยำมากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด สูตร MAPE แสดงดังนี้ (Ket-iam, 2005)

$$MAPE = \frac{100}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{e_t}{Y_t} \right|$$

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

Y_t และ \hat{Y}_t แทนอนุกรมเวลาและค่าพยากรณ์ ณ เวลา t ตามลำดับ

ผลการศึกษาและวิจารณ์

ผลการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกสับประรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2563 จำนวน 120 เดือน พบว่า มูลค่าการส่งออกสับประรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ($t = 6.6165$, $p\text{-value} < 0.0001$) แต่เมื่อพิจารณาเป็นช่วง พบว่า มีลักษณะการเคลื่อนไหวคงที่ในช่วงเดือนมกราคม 2554 ถึงเดือนธันวาคม 2559 ($t = -0.7177$, $p\text{-value} = 0.4753$) มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นในช่วงเดือนมกราคม 2560 ถึงเดือนมีนาคม 2562 ($t = 3.7138$, $p\text{-value} = 0.001$) หลังจากนั้นถึงเดือนธันวาคม 2563 มีแนวโน้มลดลงอย่างไม่มีนัยสำคัญ ($t = -1.3914$, $p\text{-value} = 0.1802$) รวมถึงไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล (Figure 1) ผลการทดสอบสมมติฐานเพื่อตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล พบว่า มูลค่าการส่งออกมีค่ามีนัยฐานในแต่ละปีแตกต่างกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ($\chi^2 = 68.049$, $p\text{-value} < 0.0001$) นั่นคือ อนุกรมเวลามีแนวโน้ม และมูลค่าการส่งออกหลังจากกำจัดแนวโน้มมีค่ามีนัยฐานในแต่ละเดือนไม่แตกต่างกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ($\chi^2 = 7.006$, $p\text{-value} = 0.799$) นั่นคือ อนุกรมเวลาไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล ซึ่งการศึกษาครั้งนี้ใช้วิธีการกำจัดแนวโน้มออกด้วยการหารเนื่องจากอนุกรมเวลามีการเคลื่อนไหวหรือมีการแกว่งตัวที่เพิ่มขึ้นเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป (Figure 1) ผลการตรวจสอบความคงที่ของอนุกรมเวลา พบว่า กราฟฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัว (autocorrelation function: ACF) มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบลดลงอย่างช้า ๆ (die down slowly) และกราฟฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวบางส่วน (partial autocorrelation function: PACF) มีช่วงเวลาที่ 1 (Lag 1) มีค่าความสัมพันธ์สูงเกินจากขอบเขตที่กำหนดอย่างชัดเจน นั่นหมายความว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้ม (Figure 2) จึงกำจัดแนวโน้มโดยการหาผลต่างลำดับที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลายังไม่มีความคงที่ เนื่องจากผลต่างลำดับที่ 1 มีความแปรปรวนเพิ่มขึ้นเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป (Figure 3) ดังนั้นการศึกษารังนี้ผู้วิจัยจะทำการแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (natural logarithm: Ln) ก่อนดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ต่อไป

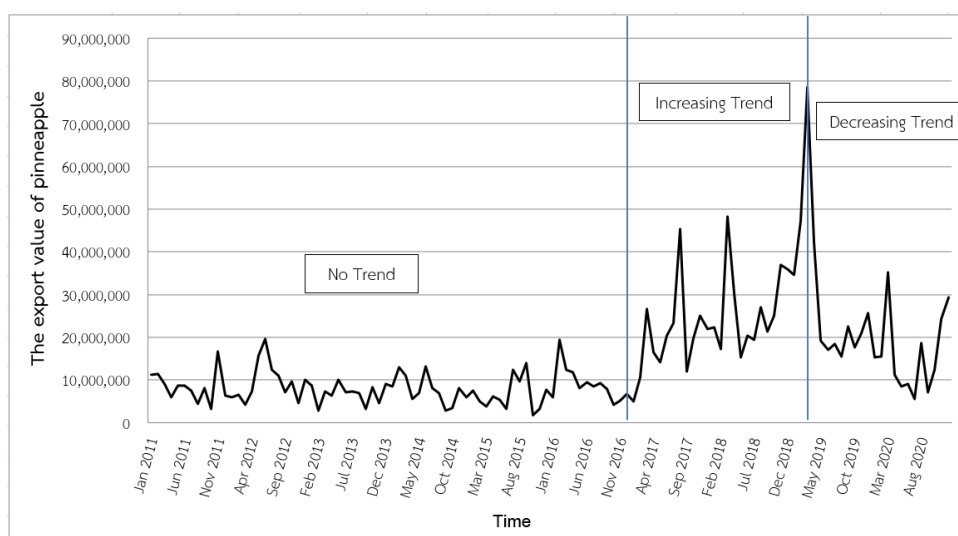


Figure 1 Run plot for the export values of fresh or frozen pineapples during January 2011 to December 2020.

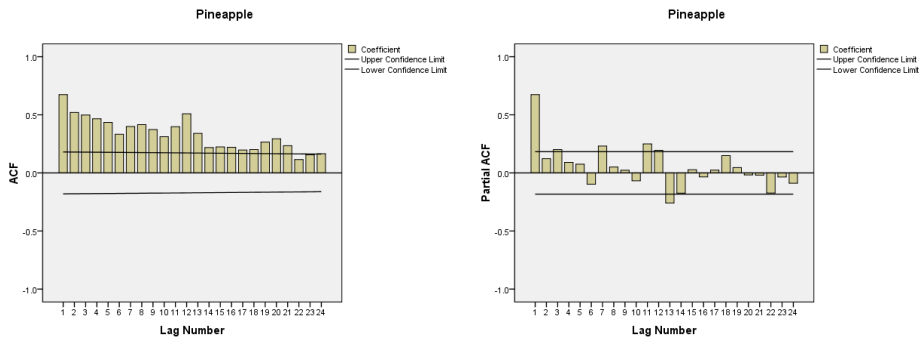


Figure 2 ACF and PACF of the export values of fresh or frozen pineapples.

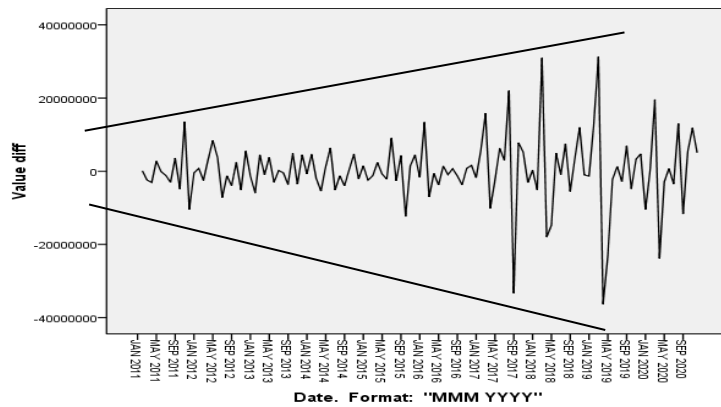


Figure 3 First difference ($Z_t = Y_t - Y_{t-1}$).

ผลการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกสับประตสดหรือแช่เย็นจนแข็งที่พบว่า อนุกรมเวลามีแนวโน้ม แต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นวิธีการพยากรณ์ที่มีความเหมาะสม คือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ ARIMA วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก อย่างไรก็ตาม เมื่อพิจารณาค่า MAPE ของข้อมูลชุดที่ 1 พบว่า วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก มีค่า MAPE ต่ำที่สุดเท่ากับ 2.3547 หรือมีความผิดพลาดในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกสับประตสดหรือแช่เย็นจนแข็งร้อยละ 2.35 (Table 2) ซึ่งวิธีการพยากรณ์ดังกล่าวเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นการศึกษาคั้งนี้ จะพิจารณาวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาทุกรูปแบบ เพื่อให้ครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่ดีที่สุด

Table 2 MAPE of the first dataset

Forecasting methods	Box-Jenkins	Holt	Brown	damped
MAPE	2.4297	2.4468	2.5321	2.4397
Forecasting methods	simple seasonal	Winters' additive	Winters' multiplicative	
MAPE	2.3767	2.3547	2.5711	

ผลการตรวจสอบที่พบว่า อนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกสับประตสดหรือแช่เย็นจนแข็งมีแนวโน้ม แต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล และอนุกรมเวลายังไม่มีความคงที่ จึงแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติและหาผลต่างลำดับที่ 1 เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ พิจารณากราฟ ACF และกราฟ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว พบว่า อนุกรมเวลา มีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น คือ ตัวแบบ AR(1, 4, 10) I(1) MA(1, 5) (Figure 4) คัดเลือกตัวแบบให้เหลือเฉพาะพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสม คือ ตัวแบบ ARIMA(0, 1, 1) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว สำหรับวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ หลังจากแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติเช่นเดียวกับวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

แล้วแทนค่าประมาณพารามิเตอร์จากโปรแกรม SPSS จะได้ตัวแบบพยากรณ์ (Table 3) และค่าดัชนีฤดูกาล (Table 4) เมื่อตรวจสอบข้อสมมุติของตัวแบบพยากรณ์ พบว่า ตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างขึ้นทั้ง 7 วิธี มีข้อสมมุติเป็นจริงทุกข้อที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 กล่าวคือ อนุกรมเวลาของค่าตลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีการแจกแจงปกติ เคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ ศูนย์ และความแปรปรวนเท่ากันทุกช่วงเวลา (Table 5)

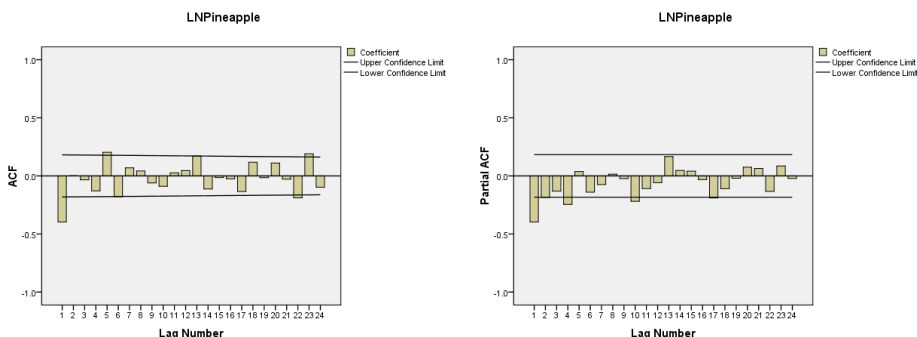


Figure 4 ACF and PACF of the transformed data (d = 1 and natural logarithm).

Table 3 Results of the forecasting model

No.	Forecasting methods	Forecasting model
1	Box-Jenkins	$\hat{Y}_t = \exp\{Z_{t-1} - 0.66066e_{t-1}\}$ where $Z_{t-1} = \ln(Y_{t-1})$, Y_{t-1} represents the logarithm of time series at time t - 1 and $e_{t-1} = Z_{t-1} - \hat{Z}_{t-1}$ represents the error at time t - 1
2	Holt	$\hat{Y}_{t+m} = \exp\{16.69306 + 0.01133(m)\}$
3	Brown	$\hat{Y}_{t+m} = \exp\left\{16.58826 - 0.01295\left (m-1) + \frac{1}{0.17790}\right \right\}$
4	damped	$\hat{Y}_{t+m} = \exp\left\{16.69551 + 0.01019\sum_{i=0}^m (0.02794)^i\right\}$
5	simple seasonal	$\hat{Y}_t = \exp\{16.68304 + \hat{S}_t\}$
6	Winters' additive	$\hat{Y}_{t+m} = \exp\{(16.84855 + 0.01163m) + \hat{S}_t\}$
7	Winters' multiplicative	$\hat{Y}_{t+m} = \exp\{(16.77044 + 0.010920m)\hat{S}_t\}$

where m = 1 represents January 2021 and \hat{S}_t is shown in Table 4.

Table 4 Seasonal index from simple seasonal exponential smoothing method, Winters' additive exponential smoothing method, and Winters' multiplicative exponential smoothing method

Month	\hat{S}_t from simple seasonal	\hat{S}_t from Winters' additive	\hat{S}_t from Winters' multiplicative
JAN	-0.05934	0.00463	0.99481
FEB	0.04622	0.09856	1.00310
MAR	0.30671	0.34742	1.02047
APR	0.01519	0.04427	0.99624
MAY	-0.04529	-0.02784	0.99070
JUN	0.03162	0.03743	0.99946
JUL	0.01699	0.01117	1.00052
AUG	0.11759	0.10014	1.01076
SEP	-0.22123	-0.25030	0.98630
OCT	-0.35641	-0.39712	0.97800
NOV	-0.00499	-0.05733	0.99749
DEC	0.15293	0.08896	1.00520

Table 5 The results of checking the assumptions of the forecasting models

No.	Forecasting methods	KS test	p-value	Runs test	p-value	t-test	p-value	Levene statistic	p-value
1	Box-Jenkins	0.624	0.832	-1.749	0.080	0.263	0.793	1.081	0.383
2	Holt	0.658	0.780	-1.833	0.067	-0.398	0.691	1.140	0.338
3	Brown	0.546	0.927	-1.467	0.142	-0.024	0.981	0.933	0.512
4	damped	0.642	0.804	-1.833	0.067	0.344	0.732	1.120	0.353
5	simple seasonal	0.448	0.988	-1.467	0.142	0.424	0.672	1.136	0.341
6	Winters' additive	0.387	0.998	-1.100	0.271	-0.259	0.796	1.143	0.336
7	Winters' multiplicative	0.513	0.955	-1.467	0.142	-0.342	0.733	1.181	0.309

เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างขึ้น (Table 3) พยากรณ์มูลค่าการส่งออกสับประรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2564 เพื่อเปรียบเทียบกับค่าจริงโดยการคำนวณค่า MAPE พบว่า วิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด คือวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย เนื่องจากมีค่า MAPE ต่ำที่สุดเท่ากับ 2.2037 นั่นคือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายมีความผิดพลาดในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกสับประรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งร้อยละ 2.20 รองลงมาคือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก มีค่า MAPE เท่ากับ 2.2388 นั่นคือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีความผิดพลาดในการพยากรณ์ร้อยละ 2.24 (Table 6)

Table 6 MAPE of the second dataset

Forecasting methods	Box-Jenkins	Holt	Brown	damped
MAPE	2.4395	2.5373	2.9863	2.4373
Forecasting methods	simple seasonal	Winters' additive	Winters' multiplicative	
MAPE	2.2037	2.2388	2.3046	

จากผลการตรวจสอบแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลของอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกสับประรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งชุดที่ 1 ที่พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้ม แต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมควรจะเป็นวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ ARIMA วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก (Ket-iam, 2005; Manmin, 2006) ไม่สอดคล้องกับผลการศึกษาค้นคว้าที่พบว่า วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายมีความเหมาะสมมากกว่า ขณะที่กลุ่มของวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีเพียงแนวโน้มมีค่า MAPE สูงที่สุด ดังนั้นการศึกษากับการพยากรณ์ทุกครั้งควรพิจารณาวิธีการพยากรณ์ที่หลากหลาย เพื่อให้ครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสม จากผลการศึกษาครั้งนี้พบว่า วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายมีความเหมาะสมมากที่สุด ไม่สอดคล้องกับการศึกษาในอดีต เนื่องจากอนุกรมเวลาที่ศึกษาเป็นคนละประเภทกันและงานวิจัยส่วนใหญ่ศึกษาเพียงวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์เท่านั้น เช่น Romprasert (2013) ได้พยากรณ์แนวโน้มมูลค่าการส่งออกน้ำสับประรดของไทยโดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ พบว่า ตัวแบบที่เหมาะสมคือ AR(1) MA(2) Eabsirimethee et al. (2016) ได้พยากรณ์ความต้องการสับประรดกระป๋องของไทยในตลาดโลกโดยวิธีการพยากรณ์แบบเดิม (traditional forecasting technique) วิธีถดถอยพหุคูณ (multiple regression) และวิธีโครงข่ายประสาทเทียม (neural network) พบว่า วิธีโครงข่ายประสาทเทียมมีความเหมาะสมมากที่สุด Riansut (2019) ได้พยากรณ์ราคาสับประรดโรงงานโดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ พบว่า ตัวแบบที่เหมาะสมคือ I(1) MA(1, 3) SMA(1) ไม่มีพจน์ค่าคงตัว และ Riansut (2022) ได้พยากรณ์ปริมาณการส่งออกสับประรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งของประเทศไทยโดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ พบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์มีความเหมาะสมมากที่สุด

เมื่อใช้วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกสับประรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม 2565 พบว่า มูลค่าการส่งออกมีแนวโน้มค่อนข้างคงที่ (Figure 5) อย่างไรก็ตามการศึกษาค้นคว้านี้ได้พิจารณาเพียงปัจจัยเวลาเท่านั้นในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ซึ่งมูลค่าการส่งออกสับประรดสดหรือแช่เย็นจนแข็งมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ และการเปลี่ยนแปลงอาจเกิดจากปัจจัยอื่น ๆ นอกเหนือจากปัจจัยเวลา ดังนั้นเมื่อมีปัจจัยที่มีผลกระทบ

ต่อการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าการส่งออกหรือมีข้อมูลที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบเพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความแม่นยำมากยิ่งขึ้น สำหรับใช้ในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกสัปดาห์หรือรายวันในอนาคต่อไป

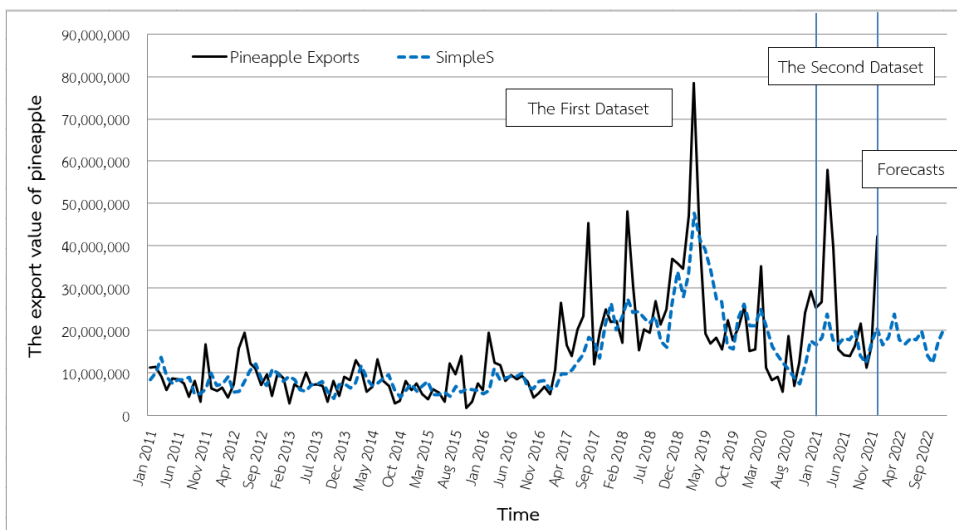


Figure 5 Comparison of the export values of fresh or frozen pineapples and its forecasts from the simple seasonal exponential smoothing.

สรุปผลการศึกษา

การศึกษาค้นคว้าครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกสัปดาห์หรือรายวันของประเทศไทยด้วยวิธีการทางสถิติ 7 วิธี ได้แก่ (1) วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (2) วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ (3) วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ (4) วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก (5) วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย (6) วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และ (7) วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ผลการศึกษาพบว่า วิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด คือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย โดยมีตัวแบบพยากรณ์ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = \exp\{16.68304 + \hat{S}_t\}$$

เมื่อ \hat{S}_t แทนค่าดัชนีฤดูกาล

ผลประโยชน์ทับซ้อน

ผู้เขียนขอประกาศว่าบทความนี้ไม่มีผลประโยชน์ทับซ้อน

การมีส่วนร่วมในการเขียนบทความของผู้เขียน

ความคิดริเริ่ม การปฏิบัติการวิจัย การมีส่วนร่วมในการออกแบบ การรวบรวมข้อมูล การวิเคราะห์ข้อมูล การแปลผล การวิพากษ์วิจารณ์ผล การเปรียบเทียบกับข้อสรุปหรือองค์ความรู้ หรือทฤษฎีเดิม การมีเขียนต้นฉบับบทความ: วราภรณ์ เรืองสุทธิ์

เอกสารอ้างอิง

- Luangtong, N., & Kantanantha, N. (2016). Selection of the appropriate agricultural yield forecasting models. **Thai Science and Technology Journal**, 24(3), 370-381. (in Thai).
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M., & Reinsel, G. C. (1994). **Time Series Analysis: Forecasting and Control**. 3rd Ed. Prentice Hall.
- Eabsirimethee, P., Suthikanarunai, N., & Chandrapong, S. (2016). Thailand's canned pineapple forecasting using multiple regression model and artificial neural network. **Humanities and Social Science**, 10(2), 9-21. (in Thai).
- Ket-iam, S. (2005). **Forecasting Technique**. 2nd Ed. Thaksin University. (in Thai).
- Manmin, M. (2006). **Time Series and Forecasting**. Foreprinting. (in Thai).
- Office of Agricultural Economics. (2021). **Statistics on Export of Fresh or Frozen Pineapple from 2011 to 2021**. Retrieved from <https://impexpth.oae.go.th/>. (in Thai).
- Phumalee, P., Nilvises, P., & Seesang, S. (2017). Pineapple production and marketing of farmers in Chumphon province. In **The 14th National Academic Conference**, pp. 3852-3859. Kasetsart University Kamphaeng Saen Campus. (in Thai).
- Riansut, W. (2019). Forecasting of factory pineapple prices with Box-Jenkins method. **Thai Journal of Science and Technology**, 8(2), 105-115. (in Thai).
- Riansut, W. (2022). A model for forecasting the export quantity of fresh or frozen pineapples in Thailand. **KKU Research Journal (Graduate Studies)**, 22(4), 27-36. (in Thai).
- Romprasert, S. (2013). Forecasting trend on Thailand's pineapple juice export value. **Journal of Business Administration the Association of Private Education Institutions of Thailand**, 2(1), 16-24. (in Thai).
- Srimanee, S. (2018). **Relationship Between Internal and External Factors Affecting Exportation of Canned Pineapple to The United States of America**. Independent Study. Rajamangala University of Technology Thanyaburi. (in Thai).