รับเข้าระบบ : 08/11/2565
พิจารณา : 06/12/2565
สิ้นสุดกระบวนการ : 23/12/2565

การพยากรณ์ปริมาณและราคาการส่งออกมะม่วงของประเทศไทย: การศึกษาเชิงประจักษ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนคินส์

Forecasting Quantity and Price of Mango Exports in Thailand: An Empirical Study Using Box-Jenkins Method

ลำเพยพรรณ สิงหฬ[1] เฉลิมพล จตุพร[2*] และวสุ สุวรรณวิหค[3]
Lumphoeypun Singhol[1] Chalermpon Jatuporn[2*] and Vasu Suvanvihok[3]

บทคัดย่อ

การศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2550 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2564 รวมข้อมูล จำนวน 180 เดือน และพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนคินส์หรือแบบจำลอง SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s ผลการศึกษา พบว่า ตัวแบบที่เหมาะสมต่อการพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงสด คือ SARIMA(0,1,2)(1,1,0)$_{12}$ และ SARIMA(1,1,1)(1,1,0)$_{12}$ ตามลำดับ และตัวแบบที่เหมาะสมต่อการพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงอบแห้ง คือ SARIMA(1,1,3)(0,1,1)$_{12}$ และ SARIMA(1,0,1)(0,1,1)$_{12}$ ตามลำดับ โดยตัวแบบพยากรณ์ดังกล่าวพิจารณาจากสถิติ AIC SIC และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ สำหรับการพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงสดของประเทศไทย ปี พ.ศ. 2565 พบว่า ปริมาณส่งออกมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ร้อยละ 16.66 แต่ราคาส่งออกมีแนวโน้มลดลง ร้อยละ 33.08 เมื่อเทียบกับปีก่อนหน้า ในขณะที่การพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงอบแห้งของประเทศไทย ปี พ.ศ. 2565 พบว่า ปริมาณส่งออกมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ร้อยละ 8.01 และราคาส่งออกมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ร้อยละ 15.62 เมื่อเทียบกับปีก่อนหน้า

คำสำคัญ: สินค้าเกษตร ผลไม้ การพยากรณ์ทางอนุกรมเวลา การคาดการณ์

Abstract

The main objective of this study is to forecast the quantity and price of mango exports in Thailand using monthly time series from January 2007 to December 2021, a total of 180 months, and forecasting by the Box-Jenkins method or SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s model. The results reveal that the suitable forecasting model using AIC SIC and the correlation coefficients for the export quantity and price of fresh mango is SARIMA(0,1,2)(1,1,0)$_{12}$ and SARIMA(1,1,1)(1,1,0)$_{12}$

[1] นักศึกษาบัณฑิตศึกษา หลักสูตรเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยสุโขทัยธรรมาธิราช
[2] ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร. ประจำสาขาวิชาเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสุโขทัยธรรมาธิราช
[3] อาจารย์ ดร. ประจำสาขาวิชาเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสุโขทัยธรรมาธิราช
[1] Graduate Student, Master of Economics Program, Sukhothai Thammathirat Open University
[2] Assistant Professor, Ph.D., School of Economics, Sukhothai Thammathirat Open University
[3] Lecturer, Ph.D., School of Economics, Sukhothai Thammathirat Open University
[*] Corresponding author : Chalermpon.Jat@gmail.com; jatuporn.stou@gmail.com

respectively as well as the suitable forecasting model for the export quantity and price of dried mango is SARIMA$(1,1,3)(0,1,1)_{12}$ and SARIMA$(3,0,3)(0,1,1)_{12}$ respectively. The forecasting quantity and price of fresh mango exports in Thailand in 2022 show that the export quantity tends to increase by 16.66%, but the export price tends to decrease by 33.08% compared to the previous year. The forecasting quantity and price of dried mango exports in Thailand in 2022 show that the export quantity is likely to increase by 8.01%, and the export price tends to increase by 15.62 % compared to the previous year.

Keywords: Agricultural Commodity, Fruit, Time Series Forecasting, Prediction

บทนำ

มะม่วงเป็นผลไม้เศรษฐกิจที่มีความหลากหลายทางสายพันธุ์และอุดมไปด้วยสารอาหารที่มีคุณประโยชน์ต่อการบำรุงร่างกาย อย่างเช่น เนื้อมะม่วงสีเหลืองมีสารเบต้าแคโรทีนที่ช่วยในการบำรุงผิวพรรณและดวงตา วิตามินซีช่วยเสริมภูมิคุ้มกันให้กับร่างกาย นอกจากนี้ มะม่วงยังมีเส้นใยไฟเบอร์สูงช่วยดูดซับสารพิษต่างๆ ที่ตกค้างอยู่ในลำไส้ อีกทั้งรสชาติของมะม่วงมีความเปรี้ยว หวาน อย่างกลมกล่อม จึงเป็นที่นิยมของผู้บริโภคทั่วทุกมุมโลก สำหรับประเทศไทยมีแหล่งเพาะปลูกมะม่วงอยู่ในภาคต่างๆ เช่น ภาคเหนือ ในพื้นที่เชียงใหม่ ลำพูน พิษณุโลก ภาคกลาง ในพื้นที่ฉะเชิงเทรา นครนายก สุพรรณบุรี และภาคอีสาน ในพื้นที่นครราชสีมา เป็นต้น (Department of Agricultural Extension, 2022) โดยผลผลิตมะม่วงส่วนใหญ่จะใช้บริโภคภายในประเทศ ซึ่งแบ่งออกเป็น 2 ประเภท คือ มะม่วงบริโภคผลดิบ เช่น มะม่วงพันธุ์เขียวเสวย แก้วขมิ้น แรด มันเดือนเก้า และมะม่วงบริโภคผลสุก เช่น มะม่วงน้ำดอกไม้ มหาชนก หนังกลางวัน พิมพ์เสน โดยในช่วงเวลาที่ผลผลิตของมะม่วงออกสู่ตลาดในปริมาณมากจนเกินความต้องการของผู้บริโภคนั้น ผู้ผลิตยังสามารถแปรรูปมะม่วงเป็นผลิตภัณฑ์ที่สร้างมูลค่าเพิ่มให้กับผู้ผลิตได้ด้วย เช่น การทำมะม่วงอบแห้ง มะม่วงแช่อิ่ม มะม่วงกวน แยมมะม่วง ไอศกรีมมะม่วง ซึ่งเป็นวิธีการถนอมอาหารตามภูมิปัญญาของคนไทยที่ช่วยลดการเน่าเสียของผลมะม่วงสดและสามารถเก็บรักษาผลิตภัณฑ์ที่เกิดจากการแปรรูปมะม่วงไว้รับประทานได้ยาวนานยิ่งขึ้น

ประเทศไทยสามารถส่งออกมะม่วงและผลิตภัณฑ์ส่วนหนึ่งออกไปจำหน่ายยังตลาดต่างประเทศ เนื่องจากราคาจำหน่ายในต่างประเทศสูงกว่าตลาดภายในประเทศ นอกจากนี้ ภาครัฐได้มียุทธศาสตร์พัฒนาผลไม้ไทยเพื่อบริหารจัดการการผลิตและการจำหน่ายผลไม้ที่จะสร้างรายได้ให้แก่เกษตรกรและผู้ประกอบการได้เป็นจำนวนมาก โดยที่ยุทธศาสตร์ดังกล่าวได้ให้ความสำคัญต่อผลไม้ 7 ชนิด ได้แก่ ทุเรียน ลำไย มังคุด มะม่วง เงาะ ลิ้นจี่ และลองกอง (Department of Agricultural Extension, 2020) ดังนั้น เกษตรกรผู้ทำการผลิตมะม่วงจึงควรได้รับการส่งเสริมทั้งในด้านการเพาะปลูก พัฒนาคุณภาพผลผลิต รวมถึงการส่งเสริมด้านการเพิ่มมูลค่าให้แก่มะม่วงโดยการแปรรูปผลิตผล ตลอดจนการจัดหาตลาดเพื่อรองรับปริมาณผลผลิตในแต่ละช่วงเวลา โดยเฉพาะช่วงฤดูกาลที่มีผลิตผลออกมามากกว่าปกติ เนื่องจากการผลิตมะม่วงขึ้นอยู่กับฤดูกาลในแต่ละปี โดยบางปีอาจมีผลผลิตออกสู่ตลาดมากเกินความต้องการบริโภคภายในประเทศ

การพยากรณ์ปริมาณและราคาสินค้าเกษตรได้รับความนิยมเพื่อใช้ในการวางแผนการผลิตและการตลาด รวมถึงการใช้ในการบริหารจัดการอุปสงค์และอุปทานสินค้าเกษตรภายในประเทศได้อย่างเหมาะสม ด้วยเหตุนี้ ได้มีการศึกษาเกี่ยวกับการพยากรณ์ปริมาณและราคาสินค้าเกษตรโดยเฉพาะการใช้เทคนิคการพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนคินส์ (Box et al, 1994) เนื่องจากเป็นตัวแบบพยากรณ์ที่ไม่ซับซ้อนและง่ายต่อการนำไปประยุกต์ใช้ในสถานการณ์ต่างๆ เช่น Jatuporn and Sukprasert (2016) ได้พยากรณ์ปริมาณการผลิตและ

การส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังตลาดโลกด้วยวิธีของบ็อกซ์-เจนคินส์ เช่นเดียวกับ Rueangrit et al. (2020) ได้พยากรณ์ราคาทุเรียนในประเทศและราคาทุเรียนส่งออกของประเทศไทยด้วยวิธีของบ็อกซ์-เจนคินส์ สำหรับ Cumroon et al. (2021) ได้พยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกน้ำมันปาล์มดิบของประเทศไทยด้วยวิธีของบ็อกซ์-เจนคินส์ นอกจากนี้ Geeratipunsirikhun et al. (2022) ได้พยากรณ์ปริมาณสงออกถั่วแระญี่ปุ่นไปยังประเทศญี่ปุ่นด้วยวิธีของบ็อกซ์-เจนคินส์เช่นกัน ดังนั้น การศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์หลักเพื่อพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงสดและมะม่วงอบแห้งของประเทศไทยไปยังตลาดโลก โดยผลการวิจัยดังกล่าวจะสามารถใช้เป็นเครื่องมือในการวางแผนการผลิต การตลาด รวมไปถึงการบริหารอุปสงค์และอุปทานการผลิตมะม่วงของประเทศได้อย่างเหมาะสมต่อไป

วัตถุประสงค์

1. เพื่อพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงสดของประเทศไทย
2. เพื่อพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงอบแห้งของประเทศไทย

วิธีดำเนินการวิจัย

ข้อมูลและตัวแปร

การศึกษาครั้งนี้ใช้ข้อมูลทุติยภูมิ มีลักษณะเป็นอนุกรมเวลารายเดือน เริ่มตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2550 ถึงเดือนธันวาคม 2564 รวมข้อมูลทั้งสิ้น 180 เดือน สำหรับตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา ได้แก่ ปริมาณส่งออกมะม่วงสดและมะม่วงอบแห้ง (q) มีหน่วยเป็นกิโลกรัม และราคาส่งออกมะม่วงสดและมะม่วงอบแห้ง (p) มีหน่วยเป็นบาทต่อกิโลกรัม ทั้งนี้ สืบค้นข้อมูลจากศูนย์เทคโนโลยีสารสนเทศและการสื่อสาร สำนักปลัดกระทรวงพาณิชย์โดยความร่วมมือจากกรมศุลกากร

การวิเคราะห์ข้อมูล

การวิเคราะห์ได้ประยุกต์ใช้เครื่องมือทางเศรษฐศาสตร์ เรียกว่า “เศรษฐมิติ” เพื่อสร้างแบบจำลองแล้วพยากรณ์ข้อมูลโดยเทคนิคพยากรณ์ที่ใช้ในการศึกษา คือ การพยากรณ์ทางอนุกรมเวลา ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนคินส์ (Box-Jenkins) ประกอบด้วย 4 ขั้นตอน (Box et al., 1994; Gujarati and Porter, 2009; Cumroon et al., 2021; Ratsaminet et al., 2021; Pisuttinusart et al., 2022) ดังนี้

ขั้นตอน 1 การกำหนดรูปแบบ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s โดยเริ่มจากการกำหนดอันดับความหยุดนิ่งของข้อมูล ด้วยวิธี ADF unit root แล้วจึงวิเคราะห์องค์ประกอบของ AR(p) SAR(P) MA(q) และ SMA(Q) ด้วยแผนภาพคอร์รีโลแกรม (Correlogram)

ขั้นตอน 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s ด้วยวิธีภาวะความน่าจะเป็นสูงสุด (Maximum Likelihood: ML) โดยพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ ณ นัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

ขั้นตอน 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s เพื่อไม่ให้มีการละเมิดปัญหาสหสัมพันธ์ของตัวแปรคลาดเคลื่อนระหว่างคาบเวลาในอดีต (Autocorrelation) โดยใช้สถิติ Q_{LB} statistic ทั้งนี้ หากพบตัวแบบพยากรณ์ที่ผ่านเกณฑ์ตามที่กำหนดไว้มากกว่า 1 ตัวแบบ จะทำการเลือกตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดโดยพิจารณาจากสถิติ AIC และ SIC ที่มีค่าต่ำสุด รวมถึงจะพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ประกอบการอธิบายประสิทธิภาพของตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s

ขั้นตอน 4 การพยากรณ์ข้อมูล จำนวน 12 เดือน เริ่มตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2565 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2565 อย่างไรก็ตาม การศึกษาครั้งนี้เปรียบเทียบอัตราการเปลี่ยนแปลง (Growth) ในช่วง ปี พ.ศ.

2565 กับ ปี พ.ศ. 2564 สำหรับตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s สามารถแสดงในรูปแบบของสมการทั่วไปได้ดังนี้

$$\left(1-\phi_p L\right)\left(1-\Phi_P L^s\right)\left(1-L^d\right)\left(1-L^D\right)Y_t = \alpha + \left(1-\theta_q L\right)\left(1-\Theta_Q L^s\right)\varepsilon_t$$

โดยกำหนดให้

Y หมายถึง อนุกรมเวลา

ϕ_p หมายถึง ค่าสัมประสิทธิ์แบบไม่มีฤดูกาลของ AR

Φ_P หมายถึง ค่าสัมประสิทธิ์แบบมีฤดูกาลของ SAR

θ_q หมายถึง ค่าสัมประสิทธิ์แบบไม่มีฤดูกาลของ MA

Θ_Q หมายถึง ค่าสัมประสิทธิ์แบบมีฤดูกาลของ SMA

L หมายถึง ตัวดำเนินการย้อนกลับของคาบเวลา

d หมายถึง อันดับความหยุดนิ่งแบบไม่มีฤดูกาล

D หมายถึง อันดับความหยุดนิ่งแบบมีฤดูกาล

s หมายถึง ความถี่ของฤดูกาล

ε หมายถึง ค่าความคลาดเคลื่อน

สรุปผลการวิจัย

การวิเคราะห์โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลานั้น Granger and Newbold (1974) ได้เสนอว่าจำเป็นต้องมีการตรวจสอบคุณลักษณะของข้อมูลเสียก่อนเนื่องจากลักษณะโดยธรรมชาติของข้อมูลอนุกรมเวลาส่วนใหญ่จะได้รับอิทธิพลของเวลาหรือฤดูกาล ถ้าหากไม่คำนึงถึงประเด็นดังกล่าวแล้ว ผลการวิเคราะห์ที่เกิดขึ้นอาจก่อให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์บิดเบือน (Spurious relationship) ซึ่งเกิดจากอิทธิพลของเวลาและฤดูกาล ดังนั้นการศึกษาครั้งนี้ได้ตรวจสอบคุณลักษณะของข้อมูลอนุกรมเวลา ด้วยวิธี ADF unit root ของ Dickey and Fuller (1979, 1981)

1. การพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงสดของประเทศไทย

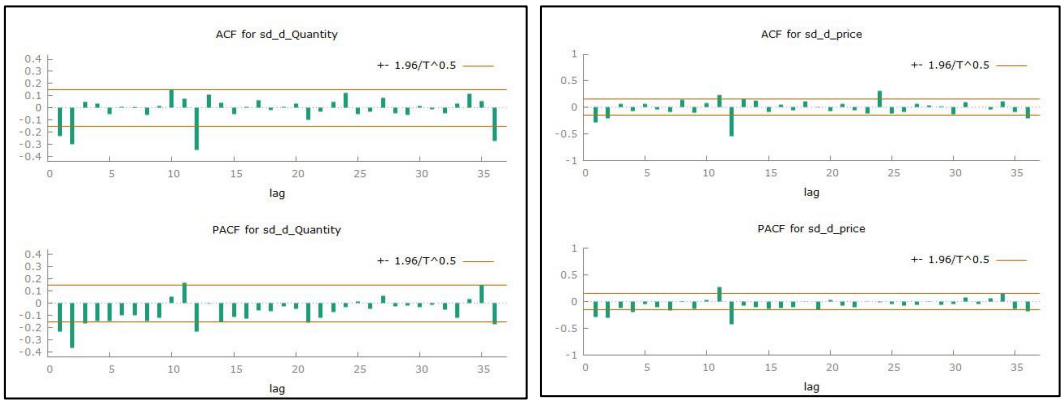
การตรวจสอบความหยุดนิ่งของปริมาณส่งออกมะม่วงสดของประเทศไทย (q) และราคาส่งออกมะม่วงสดของประเทศไทย (p) ด้วยวิธี ADF unit root จากตารางที่ 1 เป็นการวิเคราะห์แบบจำลอง ADF unit root จำนวน 2 แบบจำลอง ได้แก่ (1) แบบจำลองที่มีค่าคงที่และไม่มีแนวโน้มเวลา (With α and no T) และ (2) แบบจำลองที่ทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา (With α and T) สำหรับสมมติฐานหลัก (Null hypothesis: H_0) ในการตรวจสอบความหยุดนิ่งของข้อมูล คือ อนุกรมเวลาไม่มีความหยุดนิ่ง (H_0: Non-stationarity)

ตารางที่ 1 การตรวจสอบความหยุดนิ่งของข้อมูล ด้วยวิธี ADF unit root

Variable	I(d) = I(0)		I(d) = I(1)		I(D) = I(1)	
	t-statistic	p	t-statistic	p	t-statistic	p
With α and no T						
q	1.569	0	-8.584*	0	-5.130*	2
p	-1.076	0	-10.898*	0	-6.161*	12
With α and T						
q	0.203	0	-15.794*	0	-5.120*	2
p	-1.267	0	-10.927*	0	-6.155*	12

* หมายถึง การมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

การตรวจสอบความหยุดนิ่งของข้อมูล ด้วยวิธี ADF unit root ในตารางที่ 1 แสดงให้เห็นว่า การตรวจสอบความหยุดนิ่งแบบไม่มีฤดูกาล พบว่า อนุกรมเวลา q และอนุกรมเวลา p ณ ระดับปกติของข้อมูลให้ค่าสถิติ t จากแบบจำลองทั้ง 2 รูปแบบ ที่ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ นั่นหมายความว่า อนุกรมเวลา q และอนุกรมเวลา p ยังไม่มีความหยุดนิ่งของข้อมูล จึงจำเป็นต้องเพิ่มผลต่างเข้าไปอีกหนึ่งลำดับชั้น แล้วตรวจสอบความหยุดนิ่งอีกครั้งหนึ่งพบว่าให้ค่าสถิติ t ที่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ จึงสรุปได้ว่า อนุกรมเวลา q และอนุกรมเวลา p มีอันดับความหยุดนิ่งแบบไม่มีฤดูกาล I(d) เท่ากับ I(1) ในขณะที่การตรวจสอบความหยุดนิ่งแบบมีฤดูกาลของอนุกรมเวลา q และอนุกรมเวลา p พบว่า ให้ค่าสถิติ t จากแบบจำลองทั้ง 2 รูปแบบ ที่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ จึงสรุปได้ว่า อนุกรมเวลา q และอนุกรมเวลา p มีอันดับความหยุดนิ่งแบบมีฤดูกาล I(D) เท่ากับ I(1) ดังนั้น ตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s เบื้องต้น คือ SARIMA(p,1,q)(P,1,Q)$_{12}$



(ก) (ข)

ภาพที่ 1 แผนภาพคอร์รีโลแกรมของอนุกรมเวลา $\Delta\Delta_{12}$q และ $\Delta\Delta_{12}$p

เมื่อกำหนดอันดับความหยุดนิ่งของข้อมูลเรียบร้อยแล้ว ลำดับต่อไปคือการพิจารณารูปแบบของ AR(p) SAR(P) MA(q) และ SMA(Q) โดยการกำหนด AR(p) และ SAR(P) พิจารณาจากแผนภาพคอร์รีโลแกรมในส่วนของ PACF สำหรับรูปแบบของ AR(p) กำหนดได้จากคาบเวลา 1 – 5 คาบแรก และรูปแบบของ SAR(P) กำหนดได้จากคาบฤดูกาลที่ 12, 24, ... ตามลำดับ ในขณะที่การกำหนด MA(q) และ SMA(Q) พิจารณาจากแผนภาพ

คอร์รีโลแกรมในส่วนของ ACF สำหรับรูปแบบของ MA(q) กำหนดจากคาบเวลา 1 – 5 คาบแรก และรูปแบบของ SMA(Q) กำหนดจากคาบฤดูกาลที่ 12, 24, ... ตามลำดับ

ภาพที่ 1 (ก) แสดงแผนภาพคอร์รีโลแกรมของอนุกรมเวลา $\Delta\Delta_{12}q$ พบว่า ตัวแบบพยากรณ์เบื้องต้นของอนุกรมเวลา q คือ SARIMA(5,1,2)(3,1,3)$_{12}$ และ ภาพที่ 1 (ข) แผนภาพคอร์รีโลแกรมของอนุกรมเวลา $\Delta\Delta_{12}p$ พบว่า ตัวแบบพยากรณ์เบื้องต้นของอนุกรมเวลา p คือ SARIMA(4,1,2)(3,1,3)$_{12}$

ตารางที่ 2 แสดงการประมาณค่าพารามิเตอร์ตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s พบว่า อนุกรมเวลา q มีตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสม จำนวน 3 แบบจำลอง ได้แก่ SARIMA(2,1,2)(1,1,0)$_{12}$ SARIMA(0,1,2)(1,1,0)$_{12}$ และ SARIMA(0,1,2)(0,1,1)$_{12}$ เนื่องจากตัวแบบพยากรณ์ดังกล่าวไม่พบปัญหาสหสัมพันธ์ของตัวคลาดเคลื่อนระหว่างคาบเวลาในอดีต พิจารณาจากค่าสถิติ Q_{LB} ที่ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ (H_0: ตัวแบบพยากรณ์ไม่มีปัญหา Autocorrelation) อย่างไรก็ตาม พบว่า Model 2 แบบจำลอง SARIMA(0,1,2)(1,1,0)$_{12}$ เป็นตัวแบบที่เหมาะสมต่อการพยากรณ์ของอนุกรมเวลา q มากที่สุด เพราะมีค่าสถิติ AIC และ SIC ต่ำสุด

ตารางที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s

Variable	Variable: q			Variable: p		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
AR(1)	-0.556*			-0.470*		0.490*
AR(2)	0.302*			0.471*		
MA(1)		-0.511*	-0.493*		-0.464*	-0.960*
MA(2)	-0.901*	-0.405*	-0.415*	-0.922*	-0.401*	
SAR(1)	-0.355*	-0.373*		-0.569*	-0.578*	-0.569*
SMA(1)			-0.409*			
AIC	5348.309	5343.708	5344.263	1407.377	1406.290	1405.378
SIC	5363.898	5356.180	5356.735	1422.967	1418.762	1417.850
Q_6	3.003^{ns}	0.513^{ns}	0.678^{ns}	2.331^{ns}	2.260^{ns}	2.285^{ns}
Q_{12}	5.172^{ns}	2.023^{ns}	2.583^{ns}	9.978^{ns}	10.028^{ns}	9.957^{ns}

* หมายถึง การมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 และ ^{ns} หมายถึง การไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

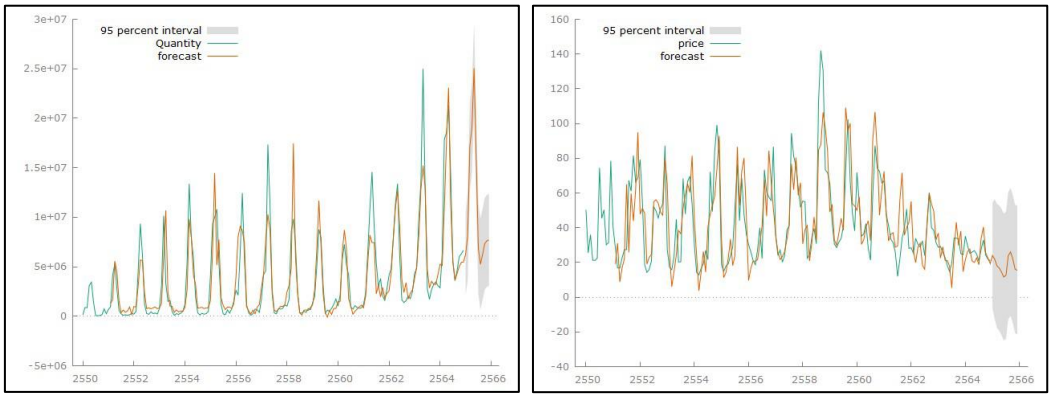
ตารางที่ 3 การพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงสดของประเทศไทย

Forecasting Period	Variable: q	Variable: p
2565 Q1	31,601,375.10	20.22
2565 Q2	60,089,380.06	14.49
2565 Q3	18,416,093.86	20.43
2565 Q4	22,654,863.85	17.88
Growth 2565	**16.66**	**-33.08**

หมายเหตุ: การเปลี่ยนแปลง ปี พ.ศ. 2565 เทียบกับช่วงเดียวกัน ปี พ.ศ. 2564

ในขณะที่อนุกรมเวลา p มีตัวแบบที่เหมาะสมต่อการพยากรณ์ จำนวน 3 แบบจำลอง ได้แก่ SARIMA $(2,1,2)(1,1,0)_{12}$ SARIMA$(0,1,2)(1,1,0)_{12}$ และ SARIMA$(1,1,1)(1,1,0)_{12}$ ตามลำดับ ทั้งนี้ ตัวแบบดังกล่าว ไม่พบปัญหาสหสัมพันธ์ของตัวคลาดเคลื่อนระหว่างคาบเวลาในอดีตเนื่องจากให้ค่าสถิติ Q_{LB} ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ อย่างไรก็ตาม พบว่า Model 3 แบบจำลอง SARIMA$(1,1,1)(1,1,0)_{12}$ เป็นตัวแบบที่เหมาะสมต่อการพยากรณ์อนุกรมเวลา p เนื่องจาก ค่าสถิติ AIC และ SIC ต่ำสุด

ตารางที่ 3 และภาพที่ 2 แสดงข้อมูลและแนวโน้มการพยากรณ์ของอนุกรมเวลา q และอนุกรมเวลา p โดยตารางที่ 3 เป็นการเปรียบเทียบปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงสดของประเทศไทย รายไตรมาส ปี พ.ศ. 2565 กับช่วงเดียวกันของ ปี พ.ศ. 2564 พบว่า ปริมาณการส่งออกมะม่วงสด (q) มีการเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นร้อยละ 16.66 และราคาส่งออกมะม่วงสด (p) มีการเปลี่ยนแปลงลดลงร้อยละ 33.08



(ก) (ข)

ภาพที่ 2 แนวโน้มปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงสดของประเทศไทย

2. การพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงอบแห้งของประเทศไทย

การตรวจสอบความหยุดนิ่งของปริมาณส่งออกมะม่วงอบแห้งของประเทศไทย (q) และราคาส่งออกมะม่วงอบแห้งของประเทศไทย (p) ด้วยวิธี ADF unit root จากตารางที่ 4 เป็นการวิเคราะห์แบบจำลอง ADF unit root จำนวน 2 แบบจำลอง คือ (1) แบบจำลองที่มีค่าคงที่แต่ไม่มีแนวโน้มเวลา (With α and no T) และ (2) แบบจำลองที่ทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา (With α and T) ตามลำดับ สำหรับสมมติฐานหลัก (Null hypothesis: H_0) ที่ใช้ในการตรวจสอบความหยุดนิ่งของข้อมูล คือ อนุกรมเวลาไม่มีความหยุดนิ่ง (H_0: Non-stationarity)

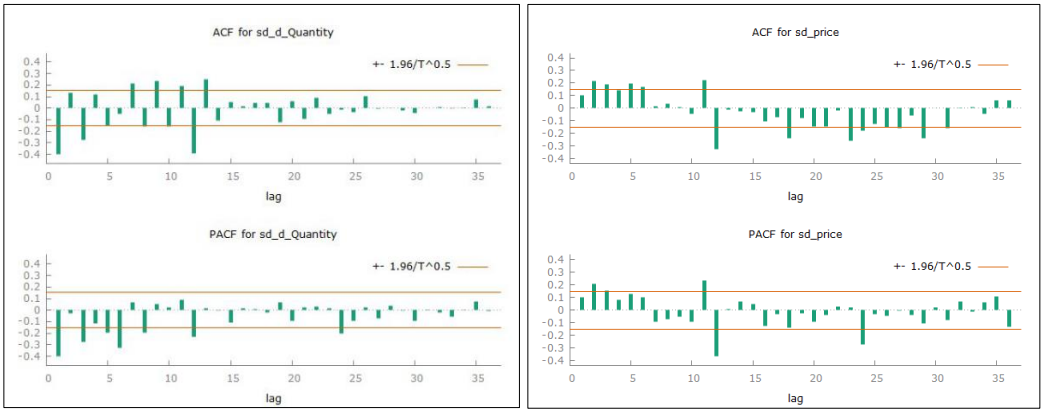
การตรวจสอบความหยุดนิ่งของข้อมูล ด้วยวิธี ADF unit root ในตารางที่ 4 แสดงให้เห็นว่า การตรวจสอบความหยุดนิ่งแบบไม่มีฤดูกาล พบว่า อนุกรมเวลา p ให้ค่าสถิติ t จากแบบจำลองทั้ง 2 รูปแบบ ที่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ นั่นหมายความว่า อนุกรมเวลา p มีความหยุดนิ่งแบบไม่มีฤดูกาล ณ ระดับปกติของข้อมูล จึงสรุปได้ว่า อนุกรมเวลา p มีอันดับความหยุดนิ่งแบบไม่มีฤดูกาล I(d) เท่ากับ I(0) ในส่วนของอนุกรมเวลา q ณ ระดับปกติของข้อมูลให้ค่าสถิติ t จากแบบจำลองทั้ง 2 รูปแบบ ที่ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ นั่นหมายความว่า อนุกรมเวลา q ยังไม่มีความหยุดนิ่งของข้อมูล จึงจำเป็นต้องเพิ่มผลต่างเข้าไปอีกหนึ่งลำดับชั้น แล้วตรวจสอบความหยุดนิ่งอีกครั้งหนึ่งพบว่าให้ค่าสถิติ t ที่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ จึงสรุปได้ว่า อนุกรมเวลา q มีอันดับความหยุดนิ่งแบบไม่มีฤดูกาล I(d) เท่ากับ I(1) สำหรับการตรวจสอบความหยุดนิ่งแบบมีฤดูกาลของอนุกรมเวลา q และอนุกรมเวลา p พบว่า ให้ค่าสถิติ t จากแบบจำลองทั้ง 2 รูปแบบ ที่สามารถ

ปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ จึงสรุปได้ว่า อนุกรมเวลา q และอนุกรมเวลา p มีอันดับความหยุดนิ่งแบบมีฤดูกาล I(D) เท่ากับ I(1) ดังนั้น ตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s เบื้องต้น คือ SARIMA(p,1,q)(P,1,Q)$_{12}$ และ SARIMA(p,0,q)(P,1,Q)$_{12}$ ตามลำดับ

ตารางที่ 4 การตรวจสอบความหยุดนิ่งของข้อมูล ด้วยวิธี ADF unit root

Variable	I(d) = I(0)		I(d) = I(1)		I(D) = I(1)	
	t-statistic	p	t-statistic	p	t-statistic	p
With α and no T						
q	2.302	0	-8.680*	0	-4.502*	2
p	-6.260*	0			-5.021*	12
With α and T						
q	-0.195	0	-9.050*	0	-4.450*	2
p	-6.476*	0			-5.029*	12

* หมายถึง การมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05



(ก) (ข)

ภาพที่ 3 แผนภาพคอร์รีโลแกรมของอนุกรมเวลา $\Delta\Delta_{12}$q และ Δ_{12}p

เมื่อกำหนดอันดับความหยุดนิ่งของข้อมูลเรียบร้อยแล้ว ลำดับต่อไปคือการพิจารณารูปแบบของ AR(p) SAR(P) MA(q) และ SMA(Q) โดยการกำหนด AR(p) และ SAR(P) พิจารณาจากแผนภาพคอร์รีโลแกรมในส่วนของ PACF สำหรับรูปแบบของ AR(p) กำหนดได้จากคาบเวลา 1 – 5 คาบแรก และรูปแบบของ SAR(P) กำหนดได้จากคาบฤดูกาลที่ 12, 24, ... ตามลำดับ ในขณะที่การกำหนด MA(q) และ SMA(Q) พิจารณาจากแผนภาพคอร์รีโลแกรมในส่วนของ ACF สำหรับรูปแบบของ MA(q) กำหนดจากคาบเวลา 1 – 5 คาบแรก และรูปแบบของ SMA(Q) กำหนดจากคาบฤดูกาลที่ 12, 24, ... ตามลำดับ

ภาพที่ 3 (ก) แสดงแผนภาพคอร์รีโลแกรมของอนุกรมเวลา $\Delta\Delta_{12}q$ พบว่า ตัวแบบพยากรณ์เบื้องต้นของอนุกรมเวลา q คือ SARIMA(5,1,5)(2,1,1)$_{12}$ และ ภาพที่ 3 (ข) แผนภาพคอร์รีโลแกรมของอนุกรมเวลา $\Delta_{12}p$ พบว่า ตัวแบบพยากรณ์เบื้องต้นของอนุกรมเวลา p คือ SARIMA(3,0,5)(2,1,2)$_{12}$

ตารางที่ 5 การประมาณค่าพารามิเตอร์ตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s

Variable	Variable: q			Variable: p			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
AR(1)	-0.436*		-0.446*	0.889*	0.213*	0.210*	
AR(2)			-0.327*			0.582*	
AR(3)		-0.347*			0.624*		0.734*
AR(5)			-0.186*				
MA(1)		-0.490*		-0.656*			0.226*
MA(2)	-0.339*				0.231*	-0.378*	0.290*
MA(3)	-0.400*		-0.543*		-0.590*		-0.616*
MA(5)		-0.246*					
SAR(1)		-0.575*	-0.583*				
SMA(1)	-0.595			0.955*	-0.999*	-0.952*	-0.927*
AIC	4196.722	4198.045	4198.092	1980.175	1981.457	1981.590	1979.860
SIC	4212.312	4213.635	4216.800	1992.671	2000.201	1997.209	1998.604
Q_6	0.242 ^{ns}	0.267 ^{ns}	0.153 ^{ns}	0.804 ^{ns}	0.168 ^{ns}	0.650 ^{ns}	0.192 ^{ns}
Q_{12}	0.398 ^{ns}	0.619 ^{ns}	0.362 ^{ns}	0.007 ^{ns}	0.006 ^{ns}	0.003 ^{ns}	0.018 ^{ns}

* หมายถึง การมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 , ^{ns} หมายถึง การไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 และ ^{ns} หมายถึง การไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

ตารางที่ 5 แสดงการประมาณค่าพารามิเตอร์ตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s พบว่า อนุกรมเวลา q มีตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสม จำนวน 3 แบบจำลอง ได้แก่ SARIMA(1,1,3)(0,1,1)$_{12}$ SARIMA(3,1,5)(1,1,0)$_{12}$ และ SARIMA(5,1,3)(1,1,0)$_{12}$ เนื่องจากตัวแบบพยากรณ์ดังกล่าวไม่พบปัญหาสหสัมพันธ์ของตัวคลาดเคลื่อนระหว่างคาบเวลาในอดีต พิจารณาจากค่าสถิติ Q_{LB} ที่ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ (H_0: ตัวแบบพยากรณ์ไม่มีปัญหา Autocorrelation) อย่างไรก็ตาม พบว่า Model 1 แบบจำลอง SARIMA(1,1,3)(0,1,1)$_{12}$ เป็นตัวแบบที่เหมาะสมต่อการพยากรณ์ของอนุกรมเวลา q มากที่สุด เพราะมีค่าสถิติ AIC และ SIC ต่ำสุด

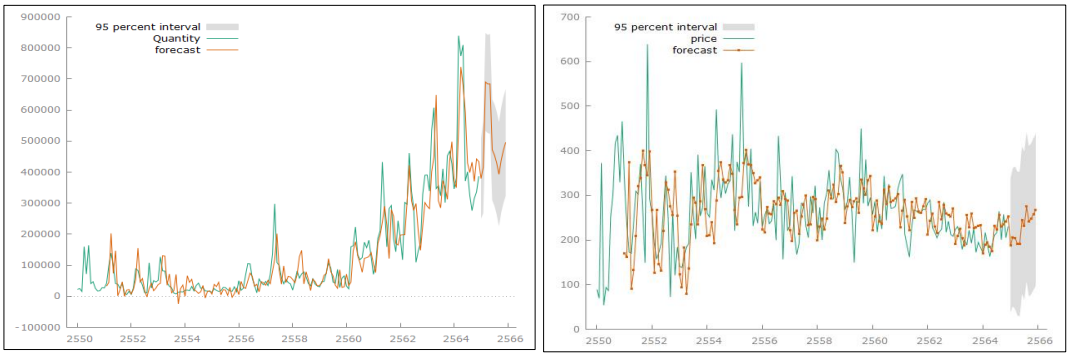
ในขณะที่อนุกรมเวลา p มีตัวแบบที่เหมาะสมต่อการพยากรณ์ จำนวน 4 แบบจำลอง คือ SARIMA (1,0,1)(0,1,1)$_{12}$ SARIMA(3,0,3)(0,1,1)$_{12}$ SARIMA(2,0,2)(0,1,1)$_{12}$ และ SARIMA(3,0,3)(0,1,1)$_{12}$ ทั้งนี้ ตัวแบบดังกล่าว ไม่พบปัญหาสหสัมพันธ์ของตัวคลาดเคลื่อนระหว่างคาบเวลาในอดีตเนื่องจากให้ค่าสถิติ Q_{LB} ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ อย่างไรก็ตาม พบว่า Model 1 แบบจำลอง SARIMA(1,0,1)(0,1,1)$_{12}$ เป็นตัวแบบที่

เหมาะสมต่อการพยากรณ์ของอนุกรมเวลา p มากที่สุด เพราะมีค่าสถิติ SIC ต่ำสุด ในขณะที่สถิติ AIC พบว่ามีค่ามากกว่า แบบจำลอง SARIMA(3,0,3)$(0,1,1)_{12}$ เพียงเล็กน้อย

ตารางที่ 6 การพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงอบแห้งของประเทศไทย

Forecasting Period	Variable: q	Variable: p
2565 Q1	1,485,014.40	207.27
2565 Q2	1,839,998.53	213.36
2565 Q3	1,277,383.96	258.61
2565 Q4	1,404,790.00	266.61
Growth 2565	**8.01%**	**15.62%**

หมายเหตุ: การเปลี่ยนแปลง ปี พ.ศ. 2565 เทียบกับช่วงเดียวกัน ปี พ.ศ. 2564



(ก) (ข)

ภาพที่ 4 แนวโน้มปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงอบแห้งของประเทศไทย

ตารางที่ 6 และภาพที่ 4 แสดงข้อมูลและแนวโน้มการพยากรณ์ของอนุกรมเวลา q และอนุกรมเวลา p โดยตารางที่ 6 เป็นการเปรียบเทียบปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงอบแห้งของประเทศไทย รายไตรมาส ปี พ.ศ. 2565 กับช่วงเดียวกันของ ปี พ.ศ. 2564 พบว่า ปริมาณการส่งออกมะม่วงอบแห้ง (q) มีการเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นร้อยละ 8.01 และราคาส่งออกมะม่วงอบแห้ง (p) มีการเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นร้อยละ 15.62

สรุปและอภิปรายผล

มะม่วงเป็นผลไม้อีกชนิดหนึ่งที่สร้างรายได้ให้กับประเทศไทย ด้วยสภาพอากาศที่เอื้ออำนวยต่อการปลูกอีกทั้งยังมีหลากหลายสายพันธุ์ให้เลือกบริโภค มะม่วงยังมีคุณค่าทางอาหารที่เป็นประโยชน์ต่อร่างกายจึงส่งผลให้เป็นที่สนใจบริโภคทั้งภายในและต่างประเทศ ดังนั้น ประเทศไทยจึงได้กำหนดให้มียุทธศาสตร์พัฒนาผลไม้ไทยเพื่อบริหารจัดการการผลิตการจำหน่ายผลไม้ ซึ่งสามารถสร้างรายได้ให้แก่เกษตรกรและผู้ประกอบการค้าผลไม้ได้เป็นจำนวนมาก โดยที่ยุทธศาสตร์ดังกล่าวได้ให้ความสำคัญต่อผลไม้ 7 ชนิด ได้แก่ ทุเรียน ลำไย มังคุด มะม่วง เงาะ ลิ้นจี่ และลองกอง (Department of Agricultural Extension, 2020) เกษตรกรจึงควรได้รับการส่งเสริมทั้งในด้านการเพาะปลูก พัฒนาคุณภาพผลผลิต รวมถึงการส่งเสริมด้านการเพิ่มมูลค่าให้แก่ผลไม้โดยการ

แปรรูปผลิตผล ตลอดจนการจัดหาตลาดเพื่อรองรับปริมาณผลผลิตในแต่ละช่วงเวลาโดยเฉพาะช่วงฤดูกาลที่มีผลิตผลออกมามากกว่าปกติ โดยเฉพาะการผลิตมะม่วง เนื่องจากการผลิตขึ้นอยู่กับฤดูกาลในแต่ละปี ซึ่งบางปีอาจมีผลผลิตออกสู่ตลาดเกินความต้องการบริโภคภายในประเทศ ดังนั้น เพื่อรักษาดุลยภาพของตลาดมะม่วงสดและมะม่วงอบแห้งให้มีเสถียรภาพ การศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์หลักเพื่อพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงสดและมะม่วงอบแห้งของประเทศไทยไปยังตลาดโลกโดยใช้วิธีการพยากรณ์ทางอนุกรมเวลา ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนคินส์ ซึ่งเป็นเทคนิคพยากรณ์ที่ได้รับความนิยมในวงกว้างเนื่องจากเป็นวิธีการที่มีความยืดหยุ่นและสามารถประยุกต์ใช้ในสถานการณ์ต่างๆ ได้เป็นอย่างดี ทั้งนี้ กระบวนการวิเคราะห์ด้วยวิธีการดังกล่าวประกอบด้วย 4 ขั้นตอน ได้แก่ การกำหนดรูปแบบจำลองเบื้องต้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ และการพยากรณ์ออกไปข้างหน้า สำหรับข้อมูลที่ใช้ในการศึกษามีลักษณะเป็นอนุกรมเวลารายเดือน เริ่มตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2550 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2564 รวมข้อมูล 180 เดือน เพื่อพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออก (1) มะม่วงสด และ (2) มะม่วงอบแห้ง ของประเทศไทยไปยังตลาดโลก เริ่มตั้งแต่ เดือนมกราคม ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2565 รวมจำนวนข้อมูลพยากรณ์เท่ากับ 12 เดือน

ผลการศึกษา พบว่า ตัวแบบที่เหมาะสมต่อการพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงสดของประเทศไทย คือ SARIMA$(0,1,2)(1,1,0)_{12}$ และ SARIMA$(1,1,1)(1,1,0)_{12}$ ตามลำดับ และตัวแบบที่เหมาะสมต่อการพยากรณ์ปริมาณและราคาส่งออกมะม่วงอบแห้งของประเทศไทย คือ SARIMA$(1,1,3)(0,1,1)_{12}$ และ SARIMA$(1,0,1)(0,1,1)_{12}$ ตามลำดับ

ข้อค้นพบในการศึกษาครั้งนี้พบว่าปริมาณส่งออกมะม่วงสดของประเทศไทยมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นร้อยละ 16.66 สืบเนื่องจากแหล่งผลผลิตที่สำคัญส่วนใหญ่จะอยู่ในภาคกลางและภาคเหนือ ซึ่งมีสภาพอากาศเอื้ออำนวยต่อการเจริญเติบโตของมะม่วง ส่งผลให้มีปริมาณผลผลิตที่เพิ่มสูงขึ้น ประกอบกับเกษตรกรมีความรู้เกี่ยวกับเทคโนโลยีด้านการเกษตรที่นำมาใช้ในการบริหารจัดการการผลิตมะม่วงให้มีปริมาณและคุณภาพผลผลิตที่ดีขึ้นตรงตามมาตรฐานของตลาดโลก สำหรับราคาที่ปรับตัวลดลงร้อยละ 33.08 จากสถานการณ์สงครามระหว่างประเทศรัสเซียและยูเครนประกอบกับราคาน้ำมันค่าขนส่งที่ปรับตัวสูงขึ้น ส่งผลให้ความต้องการบริโภคในภาพรวมมีแนวโน้มลดลง

ในขณะที่ปริมาณส่งออกมะม่วงอบแห้งของประเทศไทยในปี พ.ศ. 2565 มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นร้อยละ 8.01 และราคาส่งออกก็ปรับตัวเพิ่มขึ้นร้อยละ 15.62 เพราะมะม่วงอบแห้งเป็นผลิตภัณฑ์ที่เกิดจากการนำเนื้อมะม่วงสดไปผ่านกระบวนการอบด้วยความร้อนเพื่อรักษาสภาพของเนื้อมะม่วงให้มีอายุการเก็บรักษาไว้บริโภคได้ยาวนานกว่ามะม่วงผลสด โดยที่รสชาติ ความหอม หวาน ยังคงอยู่ และด้วยคุณสมบัติดังกล่าวมานี้ทำให้มะม่วงอบแห้งได้รับความนิยมจากผู้บริโภคในต่างประเทศอย่างต่อเนื่อง จึงส่งผลต่อแนวโน้มการเพิ่มขึ้นของทั้งปริมาณและราคาการส่งออกมะม่วงอบแห้งของประเทศไทย

ข้อเสนอแนะ

ข้อเสนอแนะจากการศึกษาและสำหรับการศึกษาครั้งต่อไปสามารถสรุปได้ดังนี้

ข้อเสนอแนะจากการศึกษา

1. ภาครัฐและหน่วยงานที่เกี่ยวข้องควรบริหารจัดการพัฒนาด้านคุณภาพผลผลิต ส่งเสริมการผลิตตามมาตรฐานการปฏิบัติทางการเกษตรที่ดี (Good Agricultural Practice: GAP) และสิ่งบ่งชี้ทางภูมิศาสตร์ (Geographical Indications: GI)

2. ภาครัฐและหน่วยงานที่เกี่ยวข้องควรส่งเสริมด้านการเพิ่มมูลค่าโดยการแปรรูปผลิตผล ตลอดจนการจัดหาตลาดเพื่อรองรับปริมาณผลผลิตในแต่ละช่วงเวลาโดยเฉพาะช่วงฤดูกาลที่มีผลิตผลออกมามากกว่าปกติ

3. ภาครัฐและหน่วยงานที่เกี่ยวข้องให้ความรู้แก่เกษตรกรผู้สนใจในการสร้างรูปแบบแบรนด์ผลิตภัณฑ์ของตนเองเพื่อเป็นที่น่าสนใจ

4. ภาครัฐและหน่วยงานที่เกี่ยวข้องควรหาตลาดส่งออกในต่างประเทศให้เพิ่มมากขึ้น พร้อมทั้งอำนวยความสะดวกในด้าน กฎระเบียบ มาตรการต่างๆที่มีเป็นปัญหา อุปสรรค ต่อการส่งสินค้าไปจำหน่ายในตลาดต่างประเทศให้สามารถทำได้รวดเร็วมากขึ้น

ข้อเสนอแนะสำหรับการศึกษาครั้งต่อไป

ควรพิจารณาเทคนิคพยากรณ์ด้วยวิธีการอื่นเพิ่มเติม เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแบบจำลองให้มีความแม่นยำมากที่สุด เช่น การพยากรณ์โดยใช้ตัวแปรชี้นำ การพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับเรียบแบบเอกซ์โพเนนเชียล การประยุกต์ใช้แบบจำลอง Vector Autoregressive (VAR) การพยากรณ์โดยประยุกต์ใช้แบบจำลอง ARIMA-GARCH การพยากรณ์โดยประยุกต์ใช้โครงข่ายประสาทเทียม เป็นต้น

เอกสารอ้างอิง

Box, G. E. P., Jenkins, G. M., & Reinsel, G. C. (1994). **Time series analysis: Forecasting and control**. (3rd ed.). New Jersey: Englewood Cliffs Prentice-Hall.

Cumroon, C., Jatuporn, C., Suvanvihok, V., & Seerasarn, N. (2021). Forecasting export volume and export price of crude palm oil in Thailand: A case study of time series analysis. **Journal of Modern Learning Development** 6(4): 315-329. (in Thai)

Department of Agricultural Extension. (2020). **Action plan for Thai fruit development 2022-2027**. Public Relations Group, Department of Agricultural Extension. (in Thai)

Department of Agricultural Extension. (2022). **Agricultural production information system**. https://production.doae.go.th/site/login. 1 July 2022. (in Thai)

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association** 74(366a): 427-431.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica** 49(4): 1057-1072.

Geeratipunsirikhun, P., Jatuporn, C., & Suvanvihok, V. (2022). Forecasting export quantity of green soybean of Lanna Agro Industry Co., Ltd. to Japan. **Journal of Legal Entity Management and Local Innovation** 8(3): 125-138. (in Thai)

Granger, C. W. J. & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics** 2(2): 111-120.

Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). **Basic econometrics**. (5th ed.). New York: McGraw Hill.

Jatuporn, C., & Sukprasert, P. (2016). Forecasting models for rubber production and export quantity of Thailand. **Khon Kaen Agriculture Journal** 44(2): 219-228. (in Thai)

Pisuttinusart, C., Jatuporn, C., Suvanvihok, V., & Seerasarn, N. (2022). Forecasting the import demand for chemical fertilizer in Thailand. **The EUrASEANs: Journal on Global Socio-economic Dynamics** 3(34): 61-70.

Ratsaminet, P., Jatuporn, C., Suvanvihok, V., & Seerasarn, N. (2021). Forecasting import volume of coffee in Thailand: An empirical study using Box-Jenkins approach. **Journal of Roi Kaensarn Acadami** 6(8): 318-331. (in Thai)

Rueangrit, P., Jatuporn, C., Suvanvihok, V., & Wanaset, A. (2020). Forecasting domestic durian and export durian prices of Thailand. **Journal of Business Administration, Maejo University** 2(2): 19-31. (in Thai)