



แบบจำลองการพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรที่สำคัญ



สำนักวิจัยเศรษฐกิจการเกษตร
สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร
กระทรวงเกษตรและสหกรณ์
เอกสารวิจัยเศรษฐกิจการเกษตร เลขที่ 119
กันยายน 2564

BUREAU OF AGRICULTURAL ECONOMIC RESEARCH
OFFICE OF AGRICULTURAL ECONOMICS
MINISTRY OF AGRICULTURE AND COOPERATIVES
AGRICULTURAL ECONOMIC RESEARCH NO. 119
September 2021

แบบจำลองการพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรที่สำคัญ

โดย

สำนักวิจัยเศรษฐกิจการเกษตร

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร

กระทรวงเกษตรและสหกรณ์

บทคัดย่อ

การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรที่สำคัญของไทย จะเป็นข้อมูลในการวางแผนการผลิตให้สอดคล้องกับความต้องการ การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อจัดทำแบบจำลองที่เหมาะสม และพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรที่สำคัญ ในปี 2563 และ 2564 สินค้าเกษตรที่ดำเนินการในการศึกษานี้ เป็นสินค้าเกษตรที่อยู่ในโครงการประกันรายได้ ได้แก่ ข้าว มันสำปะหลัง ปาล์มน้ำมัน และยางพารา และสินค้าเกษตรที่มีมูลค่าการส่งออกและการบริโภคในประเทศสูง ได้แก่ สับปะรดโรงงาน มะพร้าว และไข่ไก่

การศึกษานี้ได้กำหนดแบบจำลองทางสถิติ ได้แก่ Exponential smoothing (Holt-Winters) Autoregressive integrated moving average (ARIMA)/Seasonal ARIMA และ Vector autoregressive (VAR) โดยเลือกแบบจำลองที่เหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์ความต้องการของแต่ละสินค้า ในปี 2563 และ 2564 ผลการพยากรณ์ของแต่ละสินค้า มีดังนี้

ข้าว เป็นการพยากรณ์การส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาวของไทย ผลการพยากรณ์การส่งออกข้าวหอมมะลิ ด้วยแบบจำลอง Exponential smoothing ในปี 2563 และ 2564 เท่ากับ 1,355,771 ตันข้าวสาร และ 1,354,707 ตันข้าวสาร ตามลำดับ ซึ่งผลการพยากรณ์ ปี 2564 ลดลงจากปี 2563 ร้อยละ 0.08 สำหรับผลการพยากรณ์การส่งออกข้าวเจ้าขาว ด้วยแบบจำลอง Exponential smoothing ในปี 2563 และ ปี 2564 เท่ากับ 4,137,632 ตันข้าวสาร และ 4,135,936 ตันข้าวสาร ตามลำดับ ซึ่งผลการพยากรณ์ปี 2564 ลดลงจากปี 2563 ร้อยละ 0.03

จากผลการพยากรณ์ชี้ว่าในปี 2563 และ 2564 ข้าวหอมมะลิมีแนวโน้มลดลงเพียงเล็กน้อย เนื่องจากเป็นข้าวตลาดเฉพาะ ผู้บริโภคเป็นผู้มีรายได้ค่อนข้างสูง และให้ความสำคัญกับคุณลักษณะพิเศษของข้าวหอมมะลิ จึงมีข้อเสนอแนะ คือ การสร้างมูลค่าเพิ่มจากข้าวหอมมะลิจากการแปรรูป สำหรับการส่งออกข้าวเจ้าขาวมีแนวโน้มลดลงอย่างมีนัยสำคัญ เนื่องจากการแข่งขันที่มากขึ้นจากการระบายสต็อกของจีน จึงมีข้อเสนอแนะ คือ ควรส่งเสริมให้เกษตรกรปรับเปลี่ยนไปผลิตสินค้าที่มีผลตอบแทนสูงกว่า

มันสำปะหลัง เป็นการพยากรณ์การส่งออกแป้งมันสำปะหลังและการส่งออกมันเส้นของไทยผลการพยากรณ์การส่งออกแป้งมันสำปะหลัง ด้วยแบบจำลอง Holt-Winters (Multiplicative) ในปี 2563 และ 2564 เท่ากับ 2,595,131 และ 2,739,755 ตัน ตามลำดับ โดยในปี 2563 มีแนวโน้มลดลงจากปี 2562 ร้อยละ 5.22 แต่ในปี 2564 มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 6.94 สำหรับผลการพยากรณ์การส่งออกมันเส้น Holt-Winters (Additive) ในปี 2563 และ 2564 เท่ากับ 2,277,084 และ 2,450,406 ตัน ตามลำดับ โดยในปี 2563 มีแนวโน้มลดลงจากปี 2562 ร้อยละ 8.43 แต่ในปี 2564 จะมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 5.38

จากผลการพยากรณ์ที่ชี้ว่าในปี 2564 การส่งออกแป้งมันสำปะหลังและการส่งออกมันเส้นจะกลับมาเพิ่มขึ้นจากที่ปี 2563 ที่มีปริมาณส่งออกต่ำกว่าปีที่ผ่านมา ซึ่งจะตรงข้ามกับการพยากรณ์ผลผลิตที่สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร

คาดการณ์ จึงมีข้อเสนอแนะคือ ส่งเสริมการเพิ่มประสิทธิภาพการผลิตและลดต้นทุนการปลูกมันสำปะหลัง และหาแนวทางการแก้ปัญหาโรคใบด่างมันสำปะหลังซึ่งเป็นปัญหาสำคัญที่ทำให้ผลผลิตเสียหาย

ปาล์มน้ำมัน เป็นการพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ (CPO) ในการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ และในอุตสาหกรรมไบโอดีเซลภายในประเทศ ผลการพยากรณ์การบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ ด้วยแบบจำลอง ARIMA(2,0,0) ที่มีตัวแปรหุ่นฤดูกาล (Seasonal dummies) ในปี 2563 และ 2564 เท่ากับ 1,311,456 และ 1,400,882 ตัน ตามลำดับ โดยในปี 2563 จะลดลงจากปี 2562 เป็นร้อยละ 10.36 แต่ในปี 2564 จะเพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 6.82 สำหรับผลการพยากรณ์ความต้องการใช้ CPO เพื่อผลิตไบโอดีเซล ด้วยแบบจำลอง ARIMA(1,0,0) ที่มีตัวแปรหุ่นฤดูกาล ในปี 2563 และ 2564 เท่ากับ 1,421,299 และ 1,442,495 ตัน ตามลำดับ โดยในปี 2563 จะเพิ่มขึ้นจากปี 2562 ร้อยละ 6.29 และในปี 2564 จะเพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 1.48

จากแนวโน้มการใช้ไบโอดีเซลที่เพิ่มขึ้น ภาครัฐควรส่งเสริมการใช้น้ำมันไบโอดีเซลในรถยนต์มากขึ้น โดยกำหนดมาตรฐานต่าง ๆ ให้ชัดเจน สำหรับการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมที่มีแนวโน้มลดลง ควรส่งเสริมการใช้ CPO ในช่องทางอื่น เช่น อุตสาหกรรมต่อเนื่อง หรือสร้างความเชื่อมั่นสร้างความเข้าใจในเรื่องการใช้น้ำมันปาล์ม

มะพร้าว เป็นการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปของไทย ผลการพยากรณ์การส่งออกกะทิสำเร็จรูป ด้วยแบบจำลอง SARIMA(1,0,0)(1,0,1)₁₂ ในปี 2563 และ 2564 เท่ากับ 296,581 และ 318,730 ตัน ตามลำดับ โดยในปี 2563 จะเพิ่มขึ้นจากปี 2562 ร้อยละ 12.71 และในปี 2564 จะเพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 7.47

แม้ว่าจากผลการศึกษาการส่งออกกะทิสำเร็จรูปจะมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น แต่ผลผลิตมะพร้าวในประเทศไม่เพียงพอต่อความต้องการของโรงงานแปรรูป ดังนั้น ภาครัฐควรมีมาตรการที่จะเพิ่มผลผลิตมะพร้าวผลในประเทศให้เพียงพอต่อความต้องการใช้ของโรงงานแปรรูปเพื่อส่งออก

ยางพารา เป็นการพยากรณ์ความต้องการใช้ในประเทศและการส่งออก ผลการพยากรณ์ความต้องการใช้ในประเทศ ด้วยแบบจำลอง Holt-Winters (Additive) ในปี 2563 และปี 2564 จะเท่ากับ 695,443 และ 719,562 ตัน ตามลำดับ โดยในปี 2563 จะมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นจากปี 2562 ร้อยละ 4.88 และในปี 2564 จะมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 3.47 สำหรับผลการพยากรณ์ความต้องการยางพาราเพื่อส่งออก ด้วยแบบจำลอง Holt-Winters (Additive) ในปี 2563 และปี 2564 จะเท่ากับ 3,986,010 และ 4,088,341 ตัน ตามลำดับ ซึ่งในปี 2563 มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นจากปี 2562 ร้อยละ 1.20 และในปี 2564 จะมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 2.57

จากผลการพยากรณ์ปริมาณการใช้ยางพาราภายในประเทศและเพื่อการส่งออกที่ชี้ว่ามีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ดังนั้น ภาครัฐจึงควรมีมาตรการสนับสนุนการขยายช่องทางการตลาดยางพาราเพื่อเพิ่มการส่งออกและ

เพิ่มขีดความสามารถในการแข่งขันให้กับผู้ประกอบการภายในประเทศ และมีการส่งเสริมการใช้อย่างพาราภายในประเทศเพื่อสร้างมูลค่าเพิ่มให้มากขึ้น ซึ่งควรสนับสนุนให้เกษตรกรรักษาคุณภาพและมาตรฐานของผลผลิต และการสนับสนุนงานวิจัยการต่อยอดในเชิงพาณิชย์

สับปะรดโรงงาน เป็นการพยากรณ์การส่งออกสับปะรดกระป๋องและน้ำสับปะรดของไทย ผลการพยากรณ์การส่งออกสับปะรดกระป๋อง ด้วยแบบจำลอง SARIMA(1,1,0)(0,1,1)₁₂ ในปี 2563 และ 2564 เท่ากับ 332,354 และ 282,805 ตัน ตามลำดับ โดยในปี 2563 ลดลงจากปี 2562 ร้อยละ 14.71 และในปี 2564 ลดลงจากปี 2563 ร้อยละ 14.91 สำหรับผลพยากรณ์การส่งออกน้ำสับปะรดของไทย โดยใช้แบบจำลอง SARIMA(1,0,0)(0,1,1)₁₂ ในปี 2563 และปี 2564 เท่ากับ 81,117 และ 84,927 ตัน ตามลำดับ โดยในปี 2563 ลดลงจากปี 2562 ร้อยละ 5.03 อย่างไรก็ตาม ในปี 2564 เพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 4.70

จากที่ปริมาณการส่งออกสัมพันธ์กับปริมาณผลผลิต รมนิยมการบริโภค ดังนั้น ควรดำเนินการพัฒนาการผลิตสับปะรดโรงงานและบริโภคสดให้มีปริมาณและคุณภาพคงที่ โดยพัฒนาแหล่งน้ำ พัฒนาพันธุ์ให้มีคุณภาพและมาตรฐานตรงตามความต้องการของตลาด ผลิตตามหลัก GAP ในลักษณะเกษตรแปลงใหญ่ในพื้นที่เหมาะสมตามแผนที่ Agri-Map นำนวัตกรรมมาใช้แปรรูปเป็นผลิตภัณฑ์ใหม่ และควรศึกษาความต้องการของตลาด เจริญการค้าเพื่อขยายตลาดใหม่ ส่งเสริมการบริโภคภายในประเทศ

ไข่ไก่ การพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ในประเทศ ด้วยแบบจำลอง Holt-Winters (Additive) พบว่า ในปี 2563 และ 2564 เท่ากับ 14,372 และ 14,799 ล้านฟอง ตามลำดับ ซึ่งในปี 2563 ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ภายในประเทศมีแนวโน้มลดลงเล็กน้อยจากปี 2562 คิดเป็นร้อยละ 2.55 ในขณะที่ปี 2564 มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 2.97

จากการศึกษามีข้อเสนอแนะคือ ควรมีการบริหารจัดการอุปทานไข่ไก่ เพื่อไม่ให้มีปริมาณมากเกินไป ความต้องการของผู้บริโภค เพื่อลดความเสี่ยงไข่ไก่ล้นตลาด และส่งผลต่อราคาไข่ไก่ในประเทศ รวมทั้งมีการสนับสนุนการบริโภคไข่ไก่อย่างต่อเนื่อง นอกจากนี้ ควรมีการวิจัยและพัฒนาผลิตภัณฑ์จากไข่ไก่ เพื่อเป็นการเก็บรักษาและเพิ่มมูลค่าให้กับสินค้าไข่ไก่ รวมทั้งศึกษาความต้องการบริโภคผลิตภัณฑ์จากไข่ไก่ เพื่อใช้เป็นแนวทางในการเพิ่มปริมาณการบริโภคไข่ไก่ภายในประเทศ

อย่างไรก็ตาม การศึกษาครั้งนี้ใช้ข้อมูลถึงปี 2562 ในการประมาณการ ซึ่งยังไม่มีข้อมูลจากผลของการแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 และใช้แบบจำลองทางสถิติเพื่อการพยากรณ์ ซึ่งไม่ได้มุ่งเน้นอธิบายความสัมพันธ์ของความต้องการใช้สินค้าเกษตรกับปัจจัยอื่น ดังนั้น ในการศึกษาครั้งต่อไป อาจศึกษาผลกระทบจากปัจจัยอื่น ๆ ต่อความต้องการสินค้าเกษตร เช่น การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 และภาวะเศรษฐกิจและสังคม

คำสำคัญ : ความต้องการสินค้าเกษตร การพยากรณ์ ข้าว มันสำปะหลัง ปาล์มน้ำมัน มะพร้าว ยางพารา สับปะรดโรงงาน ไข่ไก่

Abstract

Demand forecasting is especially significant in the production management of Agricultural commodities in Thailand. This paper tries to implement appropriated forecasting demand models and their projections of individual commodities between 2020 – 2021. The selected commodities are in Price Insurance Project; Rice, Cassava, Palm oil and Rubber, as well as some cash crops such as pineapple, coconut, and egg.

The statistical methodology, applied in this study, are as follows: Exponential smoothing (Holt-Winters), Autoregressive integrated moving average (ARIMA)/Seasonal ARIMA, and Vector autoregressive (VAR). The results and suitable models for agricultural products demand are presented below.

Rice The demand predictions for Jasmin and white rice, the empirical results show that demand projection for Jasmin rice using Exponential smoothing in 2021 is 1,354,707 tons, with the decline of 0.08 percentage points from 1,355,771 tons in 2020. For white rice in 2021, demand estimation using Exponential smoothing is 4,135,936 tons, with the decreasing of 0.03 percentage points from 4,137,632 tons in 2020.

The demand forecasting of Jasmin rice implies that Jasmin rice market is expected to slightly shrink since the characteristics of Jasmin rice is market niche with high-income consumers. The suggestion should be highlighted on the value-added products from Jasmin rice. The demand forecasting of white rice implies that the exporting is forecasting to dropped substantially because of highly competitive market and the rice stock in China, already is in low levels. The suggestion is farmer should consider the conversion of rice to other cash crops.

Cassava This study forecasted the exporting demand for starch and cassava chip, using Holt-Winters (Multiplicative). The result shows the projection of exporting demand for starch was 2,595,131 tons in 2020, the demand dropped by 5.22 percent compared with the figure of 2,739,755 tons in 2021. The exporting demand for cassava chip, employing Holt-Winters (Additive) was 2,277,084 tons in 2020, the number fall steadily to 2,450,406 tons in 2021, lesser by 8.43 percentage points.

The projections of those in 2021, however, contradict with the production estimation appraised by Office of Agricultural Economics. The suggestions are to increase productivity and to improve cost reduction together with to control Cassava Mosaic disease affecting Cassava production.

Palm Oil this paper tries to estimate demand for Crude Palm oil (CPO) for household and industry consumption together with domestic biodiesel consumption. The forecasting model for household consumption used ARIMA (2,0,0) method with Seasonal dummies. The result states the fluctuation in demand for CPO. The projected demand in 2020 was 1,311,456 tons, decreasing significantly 10.36 percent from the previous year. However, the estimated demand in 2021 increase steadily to 1,400,882 tons, the rise of 6.82 percentage points. The demand for biodiesel consumption applied ARIMA (1,0,0) with Seasonal dummies. The forecasted biodiesel consumption in 2021 is 1,442,495 tons, rising from 1,421,299 tons in 2020, higher by 1.48 percentage points.

According to the increase in biodiesel consumption, government should encourage the biodiesel use in vehicles through government supportive measurements. The suggestion for household and other industry consumptions are to raise the CPO use in relevant industries or to assure and to constantly acknowledge the use of palm oil.

Coconut The exporting demand for coconut milk applied SARIMA (1,0,0) (1,0,1)₁₂ method. The projection in 2021 proposes 318,730 tons, increasing 7.47 percentage points from 296,581 tons in 2020. Although, the exporting demand for coconut milk is expected to rise, the coconut production is inadequate for processing demand. As a result, government should support farmers to increase productivity so instantaneously that the coconut production can meet the processing demand.

Rubber The projection of demand for domestic consumption and exporting applies Holt-Winters (Additive) method. The demand for domestic consumption in 2020 is forecasted to be 695,443 tons which is expected to rise to 719,562 in 2021, an increase of 3.47 percent. The demand for exporting is projected to be 3,986,010 tons in 2020, followed by 4,088,341 tons in 2021, an increase of 2.57 percent.

An expansion of demand for domestic consumption and exporting incessantly, government should assist rubber industry through additive marketing channels for export, additionally, increase competitiveness for domestic traders. For farmers, they should

maintain quality and productivity standard for producing standardized rubber. Also encouragement of future research and innovation on rubber to commercialization is needed.

Pineapple The exporting demand for canned pineapple and pineapple juice using SARIMA (1,1,0) (0,1,1)₁₂ method, the result states that anticipated demand for canned pineapple is predicted to be 282,805 tons in 2021, decreasing from 332,354 tons in 2020, a decline of 14.91 percent from the previous year. The result shows the exporting demand for pineapple juice used SARIMA (1,0,0) (0,1,1)₁₂ is expected to rise from 81,117 tons in 2020 to 84,927 tons in 2021, a steep expansion of 4.70 percent.

Evidently, the export of pineapple is significantly relevant to production and consumer preference. Accordingly, the processing plant should adopt quality and productive standards. Furthermore, pineapple production should meet consumer needs under Good Agriculture Practices in the collaborative scheme which cultivate crops using Agri-Map. Hence, the expansion of new marketing channels oversea is also required as well as the promotion on domestic consumption.

Egg the projection of domestic demand for egg applied Holt-Winters (Additive) is expected to increase from 14,372 million units in 2020 to 14,799 million units in 2021, a slight growth of 2.97 percent from last year.

Recommendations would be the implementation of supply management of egg to meet domestic consumer's need to mitigate excess supply which would probably affect domestic price. In addition, encouragement on egg consumption should constantly be operationalized. Unavoidably, the research and development of egg products highlighted on value-added and maintenance is essential for strengthening domestic consumption.

However, the effect of corona virus pandemic does not include in this study. Another limitation is other important factors; shocks and socio - economic conditions are not taken into consideration in this models. The future research should incorporate those factors in the predicted models.

Words: Demand for agricultural commodities, forecasting, rice, cassava, palm oil, coconut, rubber, pineapple, egg.

คำนำ

ความต้องการสินค้าเกษตรเป็นข้อมูลด้านเศรษฐกิจที่สำคัญในการวางแผนการผลิตสินค้าเกษตรให้กับเกษตรกร รวมถึงเป็นข้อมูลให้หน่วยงานที่เกี่ยวข้องใช้ในการส่งเสริมการผลิตสินค้าเกษตรให้เหมาะสม ดังนั้นการคาดการณ์แนวโน้มความต้องการสินค้าเกษตรที่แม่นยำ ร่วมกับการวิเคราะห์สถานการณ์เศรษฐกิจ จะเป็นข้อมูลในการวางแผนการผลิตให้มีประสิทธิภาพ

สำนักวิจัยเศรษฐกิจการเกษตร สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ได้จัดทำโครงการวิจัยเรื่อง “แบบจำลองการพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรที่สำคัญ” การศึกษานี้ใช้แบบจำลองทางสถิติในการพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรในปี 2563 และ 2564 สินค้าเกษตรที่ศึกษา ได้แก่ ข้าว มันสำปะหลัง ปาล์มน้ำมัน มะพร้าว ยางพารา สับปะรดโรงงาน และไข่ไก่ โดยหวังเป็นอย่างยิ่งว่า ผลการศึกษาจะสามารถใช้ในการวางแผนการผลิตสำหรับเกษตรกร และหน่วยงานภาครัฐโดยเฉพาะกระทรวงเกษตรและสหกรณ์ เพื่อให้อุปทานสอดคล้องกับความต้องการสินค้าเกษตร ซึ่งช่วยบรรเทาปัญหาการเกิดสินค้าล้นตลาดที่ทำให้ราคาตกต่ำ

สำนักวิจัยเศรษฐกิจการเกษตร ขอขอบคุณผู้ที่มีส่วนเกี่ยวข้องทุกท่าน ทั้งหน่วยงานภาครัฐและเอกชนที่ให้ความอนุเคราะห์ข้อมูลและคำแนะนำที่ช่วยให้งานวิจัยนี้สมบูรณ์ยิ่งขึ้น

สำนักวิจัยเศรษฐกิจการเกษตร

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร

กันยายน 2564

สารบัญ

	หน้า
บทคัดย่อ.....	ค
Abstract	ฅ
คำนำ	ช
สารบัญตาราง	ฌ
สารบัญตารางผนวก	ป
สารบัญภาพ	ท
บทที่ 1 บทนำ.....	1
1.1 ความสำคัญของการวิจัย.....	1
1.2 วัตถุประสงค์ของการวิจัย	5
1.3 ขอบเขตของการวิจัย	5
1.4 วิธีการวิจัย.....	6
1.5 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ	10
บทที่ 2 การตรวจเอกสาร แนวคิดและทฤษฎี.....	11
2.1 การตรวจเอกสาร	11
2.2 แนวคิดและทฤษฎี.....	13
บทที่ 3 ข้อมูลทั่วไป	25
3.1 ข้าว	25
3.1.1 การผลิตและการตลาดข้าว.....	25
3.1.2 บัญชีสมดุลข้าว	30
3.1.3 ความเคลื่อนไหวของความต้องการของข้าว.....	31
3.2 มันสำปะหลัง.....	33
3.2.1 การผลิตและการตลาดมันสำปะหลัง	33
3.2.2 บัญชีสมดุลมันสำปะหลัง.....	35
3.2.3 ความเคลื่อนไหวของความต้องการของมันสำปะหลัง	36
3.3 ปาล์มน้ำมัน.....	38
3.3.1 การผลิตและการตลาดปาล์มน้ำมัน	38

สารบัญ (ต่อ)

	หน้า
3.3.2 บัญชีสมดุลปาล์มน้ำมัน	42
3.3.3 ความเคลื่อนไหวของความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ	42
3.4 มะพร้าว	45
3.4.1 การผลิตและการตลาดมะพร้าว	45
3.4.2 บัญชีสมดุลมะพร้าว	48
3.4.3 ความเคลื่อนไหวของความต้องการของมะพร้าว	48
3.5 ยางพารา	50
3.5.1 การผลิตและการตลาดยางพารา	50
3.5.2 บัญชีสมดุลยางพารา	53
3.5.3 ความเคลื่อนไหวของความต้องการของยางพารา	53
3.6 สับปะรดโรงงาน	61
3.6.1 การผลิตและการตลาดสับปะรดโรงงาน	61
3.6.2 บัญชีสมดุลสับปะรดโรงงาน	65
3.6.3 ความเคลื่อนไหวของความต้องการของสับปะรดโรงงาน	66
3.7 ไข่ไก่	68
3.7.1 การผลิตและการตลาดไข่ไก่	68
3.7.2 บัญชีสมดุลไข่ไก่	71
3.7.3 ความเคลื่อนไหวของปริมาณการบริโภคไข่ไก่ภายในประเทศ	72
บทที่ 4 ผลการวิจัย	73
4.1 ข้าว	73
4.1.1 แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์	74
4.1.2 การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรปี 2563 และ 2564	81
4.2 มันสำปะหลัง	85
4.2.1 แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์	85

สารบัญ (ต่อ)

	หน้า
4.2.2 การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรปี 2563 และ 2564	96
4.3 ปาล์มน้ำมัน.....	100
4.3.1 แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์.....	100
4.3.2 การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรปี 2563 และปี 2564.....	109
4.4 มะพร้าว	112
4.4.1 แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์.....	112
4.4.2 การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรปี 2563 และปี 2564.....	120
4.5 ยางพารา.....	124
4.5.1 แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์.....	124
4.5.2 การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรปี 2563 และปี 2564.....	135
4.6 สับปะรดโรงงาน.....	138
4.6.1 แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์.....	138
4.6.2 การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรปี 2563 และปี 2564.....	150
4.7 ไข่ไก่.....	154
4.7.1 แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์.....	154
4.7.2 การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรปี 2563 และปี 2564.....	161
บทที่ 5 สรุปและข้อเสนอแนะ.....	165
5.1 ข้าว	165
5.1.1 สรุปผลการศึกษา	165
5.1.2 ข้อเสนอแนะ	165
5.2 มันสำปะหลัง.....	166
5.2.1 สรุปผลการศึกษา	166
5.2.2 ข้อเสนอแนะ	166

สารบัญ (ต่อ)

	หน้า
5.3 สรุปปาล์มน้ำมัน.....	167
5.3.1 ผลการศึกษา.....	167
5.3.2 ข้อเสนอแนะ.....	168
5.4 มะพร้าว.....	168
5.4.1 สรุปผลการศึกษา.....	168
5.4.2 ข้อเสนอแนะ.....	169
5.5 สรุปยางพารา.....	170
5.5.1 ผลการศึกษา.....	170
5.5.2 ข้อเสนอแนะ.....	170
5.6 สับปะรดโรงงาน.....	171
5.6.1 สรุปผลการศึกษา.....	171
5.6.2 ข้อเสนอแนะ.....	172
5.7 ไข่ไก่.....	173
5.7.1 สรุปผลการศึกษา.....	173
5.7.2 ข้อเสนอแนะ.....	173
5.8 สรุปในภาพรวม.....	174
5.8.1 สรุปผลการศึกษา.....	174
5.8.2 ข้อเสนอแนะ.....	175
บรรณานุกรม.....	177
ภาคผนวก.....	181
ภาคผนวกที่ 1 ข้าว.....	183
ภาคผนวกที่ 1 - 1 ค่าสถิติโดยสรุปและข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง.....	185
ภาคผนวกที่ 1 - 2 ผลการทดสอบ Unit root.....	189
ภาคผนวกที่ 1 - 3 ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter.....	211
ภาคผนวกที่ 1 - 4 ผลการประมาณการแบบจำลอง ARIMA.....	217

สารบัญ (ต่อ)

	หน้า
ภาคผนวกที่ 1 - 5 ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR	223
ภาคผนวกที่ 2 มันสำปะหลัง	239
ภาคผนวกที่ 2 - 1 ค่าสถิติโดยสรุปและข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง	241
ภาคผนวกที่ 2 - 2 ผลการทดสอบ Unit root.....	245
ภาคผนวกที่ 2 - 3 ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter	251
ภาคผนวกที่ 2 - 4 ผลการประมาณการแบบจำลอง ARIMA.....	257
ภาคผนวกที่ 2 - 5 ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR	271
ภาคผนวกที่ 3 ปาล์มน้ำมัน	277
ภาคผนวกที่ 3 - 1 ค่าสถิติโดยสรุปและข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง	279
ภาคผนวกที่ 3 - 2 ผลการทดสอบ Unit root.....	283
ภาคผนวกที่ 3 - 3 ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter.....	287
ภาคผนวกที่ 3 - 4 ผลการประมาณการแบบจำลอง ARIMA	293
ภาคผนวกที่ 3 - 5 ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR.....	299
ภาคผนวกที่ 4 มะพร้าว	303
ภาคผนวกที่ 4 - 1 ค่าสถิติโดยสรุปและข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง	305
ภาคผนวกที่ 4 - 2 ผลการทดสอบ Unit root.....	309
ภาคผนวกที่ 4 - 3 ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter.....	313
ภาคผนวกที่ 4 - 4 ผลการประมาณการแบบจำลอง ARIMA	317
ภาคผนวกที่ 4 - 5 ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR.....	323
ภาคผนวกที่ 5 ยางพารา	327
ภาคผนวกที่ 5 - 1 ค่าสถิติโดยสรุปและข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง	329
ภาคผนวกที่ 5 - 2 ผลการทดสอบ Unit root.....	333
ภาคผนวกที่ 5 - 3 ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter.....	343
ภาคผนวกที่ 5 - 4 ผลการประมาณการแบบจำลอง ARIMA	349
ภาคผนวกที่ 5 - 5 ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR.....	363

(ต่อ)

สารบัญ (ต่อ)

	หน้า
ภาคผนวกที่ 6 สับประวัติโรงงาน	369
ภาคผนวกที่ 6 - 1 ค่าสถิติโดยสรุปและข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง	371
ภาคผนวกที่ 6 - 2 ผลการทดสอบ Unit root.....	375
ภาคผนวกที่ 6 - 3 ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter.....	381
ภาคผนวกที่ 6 - 4 ผลการประมาณการแบบจำลอง ARIMA	385
ภาคผนวกที่ 6 - 5 ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR.....	393
ภาคผนวกที่ 7 ไขไก่.....	403
ภาคผนวกที่ 7 - 1 ค่าสถิติโดยสรุปและข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง.....	405
ภาคผนวกที่ 7 - 2 ผลการทดสอบ Unit root	409
ภาคผนวกที่ 7 - 3 ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter	415
ภาคผนวกที่ 7 - 4 ผลการประมาณการแบบจำลอง ARIMA.....	419
ภาคผนวกที่ 7 - 5 ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR	423

สารบัญตาราง

หน้า

ตารางที่ 1.1 ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ความต้องการสินค้าข้าว	7
ตารางที่ 1.2 ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ความต้องการมันสำปะหลังจากต่างประเทศ	7
ตารางที่ 1.3 ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ความต้องการน้ำมันปาล์มดิบ (CPO) ในประเทศไทย	8
ตารางที่ 1.4 ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ความต้องการมะพร้าวจากต่างประเทศ.....	8
ตารางที่ 1.5 ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ความต้องการยางพารา.....	9
ตารางที่ 1.6 ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ความต้องการสับปะรดโรงงานจากต่างประเทศ	9
ตารางที่ 1.7 ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์การบริโภคไข่ไก่ในประเทศไทย.....	9
ตารางที่ 3.1.1 เนื้อที่เพาะปลูก ผลผลิต และผลผลิตต่อไร่ ของข้าวนาปี และนาปรัง ปี 2558 - 2562.....	25
ตารางที่ 3.1.2 ความต้องการใช้ข้าว ปี 2558 - 2562.....	31
ตารางที่ 3.2.1 ข้อมูลเนื้อที่เพาะปลูก ผลผลิต และผลผลิตต่อไร่มันสำปะหลัง แยกภาค ปี 2558 - 2562	33
ตารางที่ 3.2.2 ความต้องการใช้และผลผลิตมันสำปะหลัง ปี 2558 - 2562	35
ตารางที่ 3.2.3 ปริมาณการส่งออกมันเส้นและแป้งมันสำปะหลังของประเทศไทย ปี 2550 - 2562	37
ตารางที่ 3.3.1 เนื้อที่ให้ผล ผลผลิต และผลผลิตต่อไร่ของปาล์มน้ำมันของประเทศไทย ปี 2558 - 2562	38
ตารางที่ 3.3.2 บัญชีสมดุลน้ำมันปาล์มดิบ ปี 2558 - 2562	39
ตารางที่ 3.3.3 ปริมาณและมูลค่าการส่งออกและนำเข้าน้ำมันปาล์มดิบและผลิตภัณฑ์ ปี 2558 - 2563	39
ตารางที่ 3.3.4 ราคาปาล์มน้ำมันและน้ำมันปาล์ม ปี 2558 - 2563	40
ตารางที่ 3.4.1 เนื้อที่ให้ผล ผลผลิต และผลผลิตต่อไร่ (เนื้อที่ให้ผล) ของมะพร้าวของไทย ปี 2558 - 2562	45
ตารางที่ 3.4.2 ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปของไทย ปี 2558 - 2562.....	46
ตารางที่ 3.4.3 บัญชีสมดุลมะพร้าว ปี 2560 - 2562.....	48
ตารางที่ 3.4.4 ความต้องการใช้มะพร้าวแก่ ตั้งแต่ปี 2558 - 2562	49
ตารางที่ 3.5.1 เนื้อที่กรีดยาง ผลผลิต และผลผลิตต่อไร่ยางพารา ปี พ.ศ. 2550 - 2562.....	50
ตารางที่ 3.5.2 บัญชีสมดุลสินค้ายางพารา ปี 2558 - 2562	53
ตารางที่ 3.5.3 ปริมาณการส่งออกยางพาราและการใช้ยางของไทย และการใช้ยางพาราของโลก ปี พ.ศ. 2550 - 2562	54
ตารางที่ 3.5.4 สัดส่วนการใช้ยางธรรมชาติและยางสังเคราะห์ของโลก	56

สารบัญตาราง (ต่อ)

	หน้า
ตารางที่ 3.5.5 รูปแบบการนำเข้ายางแปรรูปขั้นต้นในตลาดโลก ปี 2550 - 2562	57
ตารางที่ 3.5.6 รูปแบบการผลิตยางของโรงงานแปรรูปยางขั้นต้น ปี 2550 - 2562	58
ตารางที่ 3.5.7 ปริมาณการส่งออกและส่วนแบ่งทางการตลาดยางพาราในตลาดโลก ปี 2550 - 2562.....	59
ตารางที่ 3.6.1 เนื้อที่เกี่ยวเกี่ยว ผลผลิต ผลิตต่อไร่ สับปะรดโรงงาน ปี 2550 - 2562	62
ตารางที่ 3.6.2 ปริมาณและมูลค่าการส่งออกสับปะรดกระป๋องของประเทศผู้ส่งออกที่สำคัญ ปี 2558 - 2562	64
ตารางที่ 3.6.3 ปริมาณและมูลค่าการส่งออกน้ำสับปะรดของประเทศผู้ส่งออกที่สำคัญ ปี 2558 - 2562	65
ตารางที่ 3.6.4 บัญชีสมดุลสับปะรดโรงงาน ปี 2558 - 2562	66
ตารางที่ 3.7.1 ปริมาณการผลิต การส่งออก และการบริโภคไข่ไก่ของไทย ปี 2558 - 2563	68
ตารางที่ 3.7.2 ปริมาณและมูลค่าการส่งออกไข่ไก่ ปี 2558 - 2562	69
ตารางที่ 3.7.3 บัญชีสมดุลสินค้าไข่ไก่ ปี 2558 - 2562	71
ตารางที่ 4.1.1 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย AGMENTED DICKEY-FULLER TEST กรณีข้าว	75
ตารางที่ 4.1.2 พารามิเตอร์และความแม่นยำของแบบจำลอง HOLT-WINTERS กรณีข้าวหอมมะลิและ ข้าวเจ้าขาว	76
ตารางที่ 4.1.3 ความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาว ด้วยวิธี ARIMA	78
ตารางที่ 4.1.4 ความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาว ด้วยวิธี VAR	80
ตารางที่ 4.1.5 ความแม่นยำของแบบจำลอง HOLT-WINTERS ARIMA และ VAR	81
ตารางที่ 4.1.6 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกล่วงหน้า 24 เดือน (มกราคม 2563 - ธันวาคม 2564) กรณีข้าว	82
ตารางที่ 4.1.7 ร้อยละการเปลี่ยนแปลงความต้องการส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาว ปี 2563 - 2564	84
ตารางที่ 4.2.1 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST กรณีมันสำปะหลัง	86
ตารางที่ 4.2.2 แสดงพารามิเตอร์และความแม่นยำของแบบจำลอง HOLT-WINTERS กรณีมันสำปะหลัง	87
ตารางที่ 4.2.3 ค่าสถิติที่เป็นเกณฑ์เลือกและการตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง สำหรับปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลัง	89

สารบัญตาราง (ต่อ)

	หน้า
ตารางที่ 4.2.4	แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลัง ด้วยวิธี ARIMA89
ตารางที่ 4.2.5	ค่าสถิติที่เป็นเกณฑ์เลือกและการตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง สำหรับ ปริมาณส่งออกมันเส้น91
ตารางที่ 4.2.6	แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกมันเส้น91
ตารางที่ 4.2.7	แสดงผลการทดสอบความแม่นยำจาก VAR กรณีมันสำปะหลัง.....92
ตารางที่ 4.2.8	แสดงผล LAGRANGE-MULTIPLIER TEST.....94
ตารางที่ 4.2.9	แสดงผล JARQUE-BERA TEST ของแบบจำลอง VAR.....94
ตารางที่ 4.2.10	ความแม่นยำของแบบจำลอง HOLT-WINTERS ARIMA และ VAR95
ตารางที่ 4.2.11	ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกล่วงหน้า 24 เดือน (มกราคม 2563 - ธันวาคม 2564) กรณีมันสำปะหลัง97
ตารางที่ 4.2.12	ร้อยละการเปลี่ยนแปลงความต้องการส่งออกแป้งมันสำปะหลังและมันเส้น ปี 2563 -2564.....99
ตารางที่ 4.3.1	ผลการทดสอบความนิ่งด้วย AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST 101
ตารางที่ 4.3.2	แสดงพารามิเตอร์และความแม่นยำของแบบจำลอง HOLT-WINTERS..... 102
ตารางที่ 4.3.3	แสดงความแม่นยำของ ARIMA สำหรับความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบของภาคครัวเรือน และอุตสาหกรรมอื่น ๆ 104
ตารางที่ 4.3.4	แสดงความแม่นยำของ ARIMA สำหรับความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบของอุตสาหกรรม ไบโอดีเซล 104
ตารางที่ 4.3.5	แสดงผล LAGRANGE-MULTIPLIER TEST ของแบบจำลอง VAR เพื่อหาความต้องการใช้ น้ำมันปาล์มดิบในการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ..... 107
ตารางที่ 4.3.6	แสดงผล LAGRANGE-MULTIPLIER TEST ของแบบจำลอง VAR เพื่อหาความต้องการใช้ น้ำมันปาล์มดิบในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล..... 107
ตารางที่ 4.3.7	แสดงผล JARQUE-BERA TEST ของแบบจำลอง VAR เพื่อหาความต้องการใช้ น้ำมันปาล์มดิบในการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ..... 107
ตารางที่ 4.3.8	แสดงผล JARQUE-BERA TEST ของแบบจำลอง VAR เพื่อหาความต้องการใช้ น้ำมันปาล์มดิบในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล..... 108
ตารางที่ 4.3.9	ความแม่นยำของแบบจำลอง HOLT-WINTERS ARIMA และ VAR 108

สารบัญตาราง (ต่อ)

	หน้า
ตารางที่ 4.3.10 แสดงผลพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ ปี 2563 จากวิธี ARIMA	109
ตารางที่ 4.3.11 แสดงผลพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ ปี 2564 จากวิธี ARIMA	110
ตารางที่ 4.3.12 ตารางเปรียบเทียบข้อมูลพยากรณ์ปี 2563 กับ ข้อมูลจริงปี 2563	111
ตารางที่ 4.3.13 ร้อยละการเปลี่ยนแปลงความต้องการใช้ปาล์มน้ำมันดิบในการบริโภคและอุปโภค และไปโอติเซล ปี 2563 - 2564	111
ตารางที่ 4.4.1 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST กรณีกะทิสำเร็จรูป ...	113
ตารางที่ 4.4.2 แสดงพารามิเตอร์และความแม่นยำของแบบจำลอง HOLT-WINTERS	113
ตารางที่ 4.4.3 การตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลองในตัวแปร EXPORT	115
ตารางที่ 4.4.4 แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ EXPORT	116
ตารางที่ 4.4.5 ดัชนีฤดูกาลของตัวแปรปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปของไทยรายเดือน	117
ตารางที่ 4.4.6 แสดงผลการทดสอบความแม่นยำจาก VAR	117
ตารางที่ 4.4.7 แสดงผล LAGRANGE-MULTIPLIER TEST	118
ตารางที่ 4.4.8 แสดงผล JARQUE-BERA TEST ของแบบจำลอง VAR	118
ตารางที่ 4.4.9 ความแม่นยำของแบบจำลอง HOLT-WINTERS SARIMA และ VAR	119
ตารางที่ 4.4.10 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกกะทิสำเร็จรูปล่วงหน้า 24 เดือน (มกราคม 2563 - ธันวาคม 2564)	121
ตารางที่ 4.4.11 ร้อยละการเปลี่ยนแปลงปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป ปี 2563 - 2564	122
ตารางที่ 4.5.1 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST สิ้นค้ายางพารา	124
ตารางที่ 4.5.2 แสดงพารามิเตอร์และความแม่นยำของแบบจำลอง HOLT-WINTERS	125
ตารางที่ 4.5.3 การตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลองในตัวแปร RUBBERD	128
ตารางที่ 4.5.4 แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ RUBBERD	128
ตารางที่ 4.5.5 การตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลองในตัวแปร RUBBEREX	130
ตารางที่ 4.5.6 แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ RUBBEREX	130
ตารางที่ 4.5.7 แสดงผลการทดสอบความแม่นยำจาก VAR	131
ตารางที่ 4.5.8 แสดงผล LAGRANGE-MULTIPLIER TEST	132
ตารางที่ 4.5.9 แสดงผล JARQUE-BERA TEST ของแบบจำลอง VAR	132
ตารางที่ 4.5.10 ความแม่นยำของแบบจำลอง HOLT-WINTERS ARIMA และ VAR	133

สารบัญตาราง (ต่อ)

	หน้า
ตารางที่ 4.5.11 ผลการพยากรณ์ความต้องการใช้ล่วงหน้า 24 เดือน (เดือนมกราคม 2563 - เดือนธันวาคม 2564)	135
ตารางที่ 4.5.12 ร้อยละการเปลี่ยนแปลงปริมาณการใช้ยางพาราภายในประเทศและส่งออก ปี 2563 - 2564.....	136
ตารางที่ 4.6.1 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST กรณีสับปรตโรงงาน	139
ตารางที่ 4.6.2 แสดงพารามิเตอร์และความแม่นยำของแบบจำลอง HOLT-WINTERS.....	140
ตารางที่ 4.6.3 ค่าสถิติที่เป็นเกณฑ์เลือกและการตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง สำหรับปริมาณส่งออกสับปรตกระป๋องของไทย	143
ตารางที่ 4.6.4 แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับปรตกระป๋องของไทย ด้วยวิธี ARIMA	144
ตารางที่ 4.6.5 ค่าสถิติที่เป็นเกณฑ์เลือกและการตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง สำหรับปริมาณส่งออกน้ำสับปรตของไทย	145
ตารางที่ 4.6.6 แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับปรตของไทย ด้วยวิธี ARIMA.....	146
ตารางที่ 4.6.7 แสดงผลการทดสอบความแม่นยำจาก VAR	147
ตารางที่ 4.6.8 แสดงผล LAGRANGE-MULTIPLIER TEST	148
ตารางที่ 4.6.9 แสดงผล JARQUE-BERA TEST ของแบบจำลอง VAR	148
ตารางที่ 4.6.10 ความแม่นยำของแบบจำลอง HOLT-WINTERS ARIMA และ VAR.....	149
ตารางที่ 4.6.11 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกล่วงหน้า 24 เดือน (เดือนมกราคม 2563 - เดือนธันวาคม 2564).....	151
ตารางที่ 4.7.1 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST สินค้าไข่ไก่	154
ตารางที่ 4.7.2 แสดงพารามิเตอร์และความแม่นยำของแบบจำลอง HOLT-WINTERS สินค้าไข่ไก่	155
ตารางที่ 4.7.3 การตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง ARIMA ในการพยากรณ์ปริมาณ การบริโภคไข่ไก่.....	157
ตารางที่ 4.7.4 แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ ด้วยวิธี ARIMA.....	157
ตารางที่ 4.7.5 แสดงผลการทดสอบความแม่นยำของ VAR กรณีไข่ไก่	158
ตารางที่ 4.7.6 แสดงผล LAGRANGE-MULTIPLIER TEST.....	159

สารบัญตาราง (ต่อ)

	หน้า
ตารางที่ 4.7.7 แสดงผล JARQUE-BERA TEST ของแบบจำลอง VAR	159
ตารางที่ 4.7.8 ความแม่นยำของแบบจำลอง HOLT-WINTERS ARIMA และ VAR	160
ตารางที่ 4.7.9 ผลการพยากรณ์ปริมาณความต้องการบริโภคไข่ไก่ใช้ล่วงหน้า 24 เดือน (มกราคม 2563 - ธันวาคม 2564)	161
ตารางที่ 4.7.10 ร้อยละการเปลี่ยนแปลงปริมาณการบริโภคไข่ไก่ ปี 2563 - 2564	162
ตารางที่ 5.1 สรุปแบบจำลองที่เหมาะสมและผลการพยากรณ์	176

สารบัญตารางผนวก

	หน้า
ตารางผนวกที่ 4.1.1 สถิติโดยสรุปของตัวแปรของสินค้าข้าว.....	187
ตารางผนวกที่ 4.1.2 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร EX_HOMMALI (ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ) ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST	191
ตารางผนวกที่ 4.1.3 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร EX_WHITE (ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาว) ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST	195
ตารางผนวกที่ 4.1.4 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร P_H100 (ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ใหม่ ของไทย) ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST	199
ตารางผนวกที่ 4.1.5 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร P_W5_TH (ราคาส่งออกข้าวเจ้าขาว 5% ของไทย) ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST	203
ตารางผนวกที่ 4.1.6 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร P_W5_VN (ราคาส่งออกข้าวเจ้าขาว 5% ของเวียดนาม) ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST	207
ตารางผนวกที่ 4.1.7 ผลการวิเคราะห์ EX_HOMMALI (ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ) ด้วยแบบจำลอง EXPONENTIAL SMOOTHING (A, AD, A)	213
ตารางผนวกที่ 4.1.8 ความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ ในช่วง EX-POST ด้วยวิธี EXPONENTIAL SMOOTHING	214
ตารางผนวกที่ 4.1.9 ผลการวิเคราะห์ EX_WHITE (ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาว) ด้วยแบบจำลอง EXPONENTIAL SMOOTHING (M, AD, N)	214
ตารางผนวกที่ 4.1.10 ความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว ในช่วง EX-POST ด้วยวิธี EXPONENTIAL SMOOTHING	215
ตารางผนวกที่ 4.1.11 ผลการวิเคราะห์ EX_HOMMALI ด้วยวิธี ARIMA(1,0,2)(1,0,1)	219
ตารางผนวกที่ 4.1.12 ผลการวิเคราะห์ EX_HOMMALI ด้วยวิธี AUTO ARIMA	219
ตารางผนวกที่ 4.1.13 ความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว ในช่วง EX-POST ด้วยวิธี ARIMA	220
ตารางผนวกที่ 4.1.14 ผลการวิเคราะห์ EX_WHITE ด้วยวิธี ARIMA(1,0,1)(0,0,1)	221
ตารางผนวกที่ 4.1.15 ผลการวิเคราะห์ EX_WHITE ด้วยวิธี AUTO ARIMA	221
ตารางผนวกที่ 4.1.16 ความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว ในช่วง EX-POST ด้วยวิธี ARIMA	222

สารบัญตารางผนวก (ต่อ)

หน้า

ตารางผนวกที่ 4.1.17	ค่าสถิติเพื่อใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าย้อนหลัง ของแบบจำลอง VAR ข้าวหอมมะลิ.....	225
ตารางผนวกที่ 4.1.18	ผลการทดสอบปัญหา SERIAL AUTOCORRELATION/ HETEROSKEDASTICITY/ NORMALITY ของแบบจำลอง VAR ข้าวหอมมะลิ	225
ตารางผนวกที่ 4.1.19	ผลการประมาณการปริมาณความต้องการส่งออกข้าวหอมมะลิด้วยแบบจำลอง VAR..	226
ตารางผนวกที่ 4.1.20	ค่าสถิติเพื่อใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าย้อนหลัง ของแบบจำลอง VAR ข้าวเจ้าขาว	228
ตารางผนวกที่ 4.1.21	ผลการทดสอบปัญหา SERIAL AUTOCORRELATION/ HETEROSKEDASTICITY/ NORMALITY ของแบบจำลอง VAR ข้าวเจ้าขาว	228
ตารางผนวกที่ 4.1.22	ผลการประมาณการปริมาณความต้องการส่งออกข้าวเจ้าขาวด้วยแบบจำลอง VAR..	233
ตารางผนวกที่ 4.2.1	สถิติโดยสรุปของตัวแปรของสินค้ามันสำปะหลัง	243
ตารางผนวกที่ 4.2.2	ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร QC_EX_T (ปริมาณการส่งออกมันเส้น) ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST แบบมีค่าคงที่ (CONSTANT)	247
ตารางผนวกที่ 4.2.3	ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร FOBC(ราคาส่งออกมันเส้น) ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST แบบมีค่าคงที่ (CONSTANT)	248
ตารางผนวกที่ 4.2.4	ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร QT_EX_T (ปริมาณการส่งออกแป้งมัน สำปะหลัง) ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST แบบมีค่าคงที่ (CONSTANT)	249
ตารางผนวกที่ 4.2.5	ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร FOBT (ราคาส่งออกแป้งมันสำปะหลัง) ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST แบบมีค่าคงที่ (CONSTANT)	250
ตารางผนวกที่ 4.2.6	ผลการวิเคราะห์ QC_EX_T (ปริมาณการส่งออกมันเส้น) ด้วยแบบจำลอง HOLT-WINTER (ADDITIVE)	253
ตารางผนวกที่ 4.2.7	ผลการวิเคราะห์ QC_EX_T (ปริมาณการส่งออกมันเส้น) ด้วยแบบจำลอง HOLT-WINTER (MULTIPLICATIVE)	254
ตารางผนวกที่ 4.2.8	ผลการวิเคราะห์ QT_EX_T (ปริมาณการส่งออกแป้งมันสำปะหลัง) ด้วยแบบจำลอง HOLT-WINTER (ADDITIVE)	255
ตารางผนวกที่ 4.2.9	ผลการวิเคราะห์ QT_EX_T (ปริมาณการส่งออกแป้งมันสำปะหลัง) ด้วยแบบจำลอง HOLT-WINTER (MULTIPLICATIVE).....	256
ตารางผนวกที่ 4.2.10	ผลการวิเคราะห์ QT_EX_T ด้วยแบบจำลอง ARIMA(1,0,0)	259
ตารางผนวกที่ 4.2.11	ผลการวิเคราะห์ QT_EX_T ด้วยแบบจำลอง ARIMA(1,0,0)+ SEASONAL DUMMIES	260

สารบัญตารางผนวก (ต่อ)

	หน้า
ตารางผนวกที่ 4.2.12 ผลการวิเคราะห์ QT_EX_T ด้วยแบบจำลอง SARIMA(1,0,0)(1,0,0) ₁₂	262
ตารางผนวกที่ 4.2.13 ผลการวิเคราะห์ QC_EX_T ด้วยแบบจำลอง ARIMA(1,0,1)	263
ตารางผนวกที่ 4.2.14 ผลการวิเคราะห์ QC_EX_T ด้วยแบบจำลอง ARIMA(2,0,0)	265
ตารางผนวกที่ 4.2.15 ผลการวิเคราะห์ QC_EX_T ด้วยแบบจำลอง ARIMA(1,0,1)+SEASONAL DUMMIES	266
ตารางผนวกที่ 4.2.16 ผลการวิเคราะห์ QC_EX_T ด้วยแบบจำลอง ARIMA(2,0,0)+SEASONAL DUMMIES	268
ตารางผนวกที่ 4.2.17 ผลการวิเคราะห์ QC_EX_T ด้วยแบบจำลอง SARIMA(1,0,0) (1,0,0) ₁₂	269
ตารางผนวกที่ 4.2.18 ค่าสถิติเพื่อใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าย้อนหลังของแบบจำลอง VAR แป้งมันสำปะหลัง	273
ตารางผนวกที่ 4.2.19 ผลการวิเคราะห์ QT_EX_T ด้วยแบบจำลอง VAR.....	273
ตารางผนวกที่ 4.2.20 ค่าสถิติเพื่อใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าย้อนหลังของแบบจำลอง VAR มันเส้น	274
ตารางผนวกที่ 4.2.21 ผลการวิเคราะห์ QC_EX_T ด้วยแบบจำลอง VAR.....	274
ตารางผนวกที่ 4.2.22 ผลการทดสอบ RESIDUAL SERIAL CORRELATION LM TESTS	275
ตารางผนวกที่ 4.2.23 ผลการทดสอบ RESIDUAL NORMALITY TESTS	275
ตารางผนวกที่ 4.2.24 ผลการทดสอบ RESIDUAL HETEROSKEDASTICITY TESTS	276
ตารางผนวกที่ 4.2.25 ผลการทดสอบ ROOTS OF CHARACTERISTIC POLYNOMIAL	276
ตารางผนวกที่ 4.3.1 สถิติโดยสรุปของตัวแปรของสินค้าปาล์มน้ำมัน.....	281
ตารางผนวกที่ 4.3.2 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST	285
ตารางผนวกที่ 4.3.3 ผลการวิเคราะห์ CONSUMP ด้วยแบบจำลอง HOLT-WINTER (ADDITIVE).....	289
ตารางผนวกที่ 4.3.4 ผลการวิเคราะห์ CONSUMP ด้วยแบบจำลอง HOLT-WINTER (MULTIPLICATIVE).....	290
ตารางผนวกที่ 4.3.5 ผลการวิเคราะห์ ENERGY ด้วยแบบจำลอง HOLT-WINTER (ADDITIVE)	291
ตารางผนวกที่ 4.3.6 ผลการวิเคราะห์ ENERGY ด้วยแบบจำลอง HOLT-WINTER (MULTIPLICATIVE).....	292
ตารางผนวกที่ 4.3.7 ผลการประมาณการแบบจำลอง ARMA(2,0) + SEASONAL DUMMIES ของความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ	295
ตารางผนวกที่ 4.3.8 ผลการประมาณการแบบจำลอง ARMA(2,0) ของความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ	296
ตารางผนวกที่ 4.3.9 ผลการประมาณการแบบจำลอง ARMA(1,0) + SEASONAL DUMMIES ของความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล	297

สารบัญตารางผนวก (ต่อ)

หน้า

ตารางผนวกที่ 4.3.10 ผลการประมาณการแบบจำลอง ARMA(1,0) ของความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ ในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล	298
ตารางผนวกที่ 4.3.11 แบบจำลอง VAR ของการพยากรณ์ ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการบริโภค ของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ	301
ตารางผนวกที่ 4.3.12 แบบจำลอง VAR ของการพยากรณ์ ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ ในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล	302
ตารางผนวกที่ 4.4.1 สถิติโดยสรุปของตัวแปรของสินค้ามะพร้าว	307
ตารางผนวกที่ 4.4.2 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST	311
ตารางผนวกที่ 4.4.3 ค่าสถิติที่ใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าล่าช้าของ VAR ของกะทิสำเร็จรูป.....	325
ตารางผนวกที่ 4.5.1 สถิติโดยสรุปของตัวแปรการใช้ยางพาราภายในประเทศ (RUBBERD) และการใช้ยางเพื่อส่งออก (RUBBEREX).....	331
ตารางผนวกที่ 4.5.2 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร RUBBERD ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST แบบมีค่าคงที่ (CONSTANT)	335
ตารางผนวกที่ 4.5.3 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร RUBBERD ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY- FULLER TEST แบบมีค่าคงที่และแนวโน้มของเวลา (CONSTANT AND LINEAR TREND)....	336
ตารางผนวกที่ 4.5.4 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร RUBBERD ลำดับที่ 1 (FIRST DIFFERENT) ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST แบบมีค่าคงที่ (CONSTANT)	337
ตารางผนวกที่ 4.5.5 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร RUBBERD ลำดับที่ 1 (FIRST DIFFERENT) ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST แบบมีค่าคงที่และแนวโน้มของเวลา (CONSTANT AND LINEAR TREND)	338
ตารางผนวกที่ 4.5.6 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร RUBBEREX ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY- FULLER TEST แบบมีค่าคงที่ (CONSTANT)	339
ตารางผนวกที่ 4.5.7 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร RUBBEREX ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY- FULLER TEST แบบมีค่าคงที่และแนวโน้มของเวลา (CONSTANT AND LINEAR TREND)....	340
ตารางผนวกที่ 4.5.8 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร RUBBEREX ลำดับที่ 1 (FIRST DIFFERENT) ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST แบบมีค่าคงที่ (CONSTANT)	341

สารบัญตารางผนวก (ต่อ)

หน้า

ตารางผนวกที่ 4.5.9 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปร RUBBEREX ลำดับที่ 1 (FIRST DIFFERENT) ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST แบบมีค่าคงที่และแนวโน้มของเวลา (CONSTANT AND LINEAR TREND).....	342
ตารางผนวกที่ 4.5.10 ผลการวิเคราะห์ RUBBERD ด้วยแบบจำลอง HOLT-WINTER (ADDITIVE).....	345
ตารางผนวกที่ 4.5.11 ผลการวิเคราะห์ RUBBERD ด้วยแบบจำลอง HOLT-WINTER (MULTIPLICATIVE)	346
ตารางผนวกที่ 4.5.12 ผลการวิเคราะห์ RUBBEREX ด้วยแบบจำลอง HOLT-WINTER (ADDITIVE)	347
ตารางผนวกที่ 4.5.13 ผลการวิเคราะห์ RUBBEREX ด้วยแบบจำลอง HOLT-WINTER (MULTIPLICATIVE)	348
ตารางผนวกที่ 4.5.14 ผลการวิเคราะห์ RUBBERD ด้วยแบบจำลอง ARIMA(3,0,0).....	351
ตารางผนวกที่ 4.5.15 ผลการวิเคราะห์ RUBBERD ด้วยแบบจำลอง ARIMA(4,0,3).....	353
ตารางผนวกที่ 4.5.16 ผลการวิเคราะห์ RUBBERD ด้วยแบบจำลอง ARIMA(3,0,0) + SEASONAL DUMMIES	355
ตารางผนวกที่ 4.5.17 ผลการวิเคราะห์ RUBBEREX ด้วยแบบจำลอง ARIMA(1,0,0)	357
ตารางผนวกที่ 4.5.18 ผลการวิเคราะห์ RUBBEREX ด้วยแบบจำลอง ARIMA(4,0,3)	359
ตารางผนวกที่ 4.5.19 ผลการวิเคราะห์ RUBBEREX ด้วยแบบจำลอง ARIMA(1,0,0) + SEASONAL DUMMIES	361
ตารางผนวกที่ 4.5.20 ค่าสถิติเพื่อใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าย้อนหลัง ของแบบจำลอง VAR.....	365
ตารางผนวกที่ 4.5.21 ผลการวิเคราะห์ RUBBERD และ RUBBEREX ด้วยแบบจำลอง VAR	366
ตารางผนวกที่ 4.5.22 ผลการทดสอบ RESIDUAL SERIAL CORRELATION LM TESTS	367
ตารางผนวกที่ 4.5.23 ผลการทดสอบ RESIDUAL NORMALITY TESTS	367
ตารางผนวกที่ 4.5.24 ผลการทดสอบ RESIDUAL HETEROSKEDASTICITY TESTS	368
ตารางผนวกที่ 4.5.25 ผลการทดสอบ ROOTS OF CHARACTERISTIC POLYNOMIAL	368
ตารางผนวกที่ 4.6.1 สถิติโดยสรุปของตัวแปรของสินค้าสัปดาห์โรงงาน	373
ตารางผนวกที่ 4.6.2 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST	377
ตารางผนวกที่ 4.6.3 ค่าสถิติที่ใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าล่าช้า ของ VAR ของสัปดาห์โรงงาน.....	395
ตารางผนวกที่ 4.7.1 สถิติโดยสรุปของตัวแปรของสินค้าไข่ไก่.....	407
ตารางผนวกที่ 4.7.2 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของปริมาณการบริโภคไข่ไก่ ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST.....	411
ตารางผนวกที่ 4.7.3 ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปรราคาขายปลีกไข่ไก่ด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST.....	412

สารบัญตารางผนวก (ต่อ)

หน้า

ตารางผนวกที่ 4.7.4	ผลการทดสอบ UNIT ROOT ของตัวแปรราคาขายปลีกไข่เป็ดด้วยวิธี AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST	413
ตารางผนวกที่ 4.7.5	ผลการวิเคราะห์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ด้วยแบบจำลอง HOLT-WINTER (ADDITIVE).	417
ตารางผนวกที่ 4.7.6	ผลการวิเคราะห์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ด้วยแบบจำลอง HOLT-WINTER (MULTIPLICATIVE).....	418
ตารางผนวกที่ 4.7.7	ผลการวิเคราะห์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ด้วยแบบจำลอง ARIMA (2,1,0).....	421
ตารางผนวกที่ 4.7.8	ผลการวิเคราะห์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ด้วยแบบจำลอง ARIMA (4,1,4).....	422
ตารางผนวกที่ 4.7.9	ค่าสถิติเพื่อใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าย้อนหลัง ของแบบจำลอง VAR สิ้นค้าไข่ไก่.....	425
ตารางผนวกที่ 4.7.10	ผลการวิเคราะห์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ ด้วยแบบจำลอง VAR	425
ตารางผนวกที่ 4.7.11	ผลการทดสอบ RESIDUAL SERIAL CORRELATION LM TESTS	426
ตารางผนวกที่ 4.7.12	ผลการทดสอบ RESIDUAL NORMALITY TESTS	426
ตารางผนวกที่ 4.7.13	ผลการทดสอบ RESIDUAL HETEROSKEDASTICITY TESTS	427
ตารางผนวกที่ 4.7.14	ผลการทดสอบ ROOTS OF CHARACTERISTIC POLYNOMIAL	427

สารบัญภาพ

หน้า

ภาพที่ 2.1 ตัวอย่างวัฏจักรในข้อมูลอนุกรมเวลา.....	14
ภาพที่ 2.2 กลยุทธ์การสร้างแบบจำลองตามกรอบแนวคิดของ LONDON SCHOOL OF ECONOMICS METHODOLOGY.....	23
ภาพที่ 3.1.1 วิธีตลาดข้าวรวม ปี 2562	27
ภาพที่ 3.1.2 วิธีตลาดข้าวหอมมะลิ ปี 2562	28
ภาพที่ 3.1.3 วิธีตลาดข้าวเจ้าขาว ปี 2562	30
ภาพที่ 3.1.4 ความเคลื่อนไหวของปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิไทยและข้าวเจ้าขาว ช่วงปี 2546-2562	32
ภาพที่ 3.2.1 แผนภาพแสดงโครงสร้างสินค้ามันสำปะหลัง	35
ภาพที่ 3.2.2 ความเคลื่อนไหวของปริมาณส่งออกมันเส้นและแป้งมันสำปะหลังไทย ช่วงปี 2550-2562	37
ภาพที่ 3.3.1 โครงสร้างสินค้าปาล์มน้ำมัน ณ เดือนเมษายน 63	41
ภาพที่ 3.3.2 สัดส่วนการใช้น้ำมันปาล์มดิบ ณ สิ้นปี 2552 และ 2562	42
ภาพที่ 3.3.3 ความเคลื่อนไหวของปริมาณความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในแต่ละตลาด.....	42
ภาพที่ 3.3.4 ราคาน้ำมันถั่วเหลืองและราคาน้ำมันปาล์ม รายเดือน ม.ค 63 - ต.ค. 63	44
ภาพที่ 3.4.1 แผนภาพแสดงวิธีการตลาดสินค้ามะพร้าว.....	47
ภาพที่ 3.4.2 ความเคลื่อนไหวของปริมาณส่งออกกะทิสำเร็จรูปไทย ช่วงปี 2558 - 2562.....	49
ภาพที่ 3.5.1 แผนภาพแสดงวิธีการตลาดสินค้ายางพารา.....	52
ภาพที่ 3.5.2 แผนภาพแสดงการใช้ การส่งออก และผลผลิตยางพาราไทย ปี 2550 - 2562	54
ภาพที่ 3.5.3 ปริมาณการใช้ การส่งออก และผลผลิตรายเดือนของประเทศไทย ปี 2550 - 2562.....	55
ภาพที่ 3.6.1 โครงสร้างสินค้าสับปะรดโรงงาน.....	63
ภาพที่ 3.6.2 แนวโน้มการผลิต การส่งออกสับปะรดกระป๋องและน้ำสับปะรดของไทย ปี 2550 - 2562	67
ภาพที่ 3.6.3 แนวโน้มปริมาณการส่งออกสับปะรดสด สับปะรดกระป๋อง และน้ำสับปะรดของโลก ปี 2550 -2562.....	67
ภาพที่ 3.7.1 โครงสร้างสินค้าไข่ไก่ กรณีเกษตรกรอิสระ	70
ภาพที่ 3.7.2 โครงสร้างสินค้าไข่ไก่ กรณีบริษัทและเกษตรกรพันธะสัญญา.....	70
ภาพที่ 3.7.3 ความเคลื่อนไหวของปริมาณการบริโภคไข่ไก่ในประเทศรายเดือน ช่วงปี 2555-2562.....	72
ภาพที่ 4.1.1 แผนภาพแสดงความต้องการใช้ข้าวในประเทศและเพื่อส่งออก	74
ภาพที่ 4.1.2 ผลพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิแบบจำลอง EXPONENTIAL SMOOTHING	76
ภาพที่ 4.1.3 ผลพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาวจากแบบจำลอง EXPONENTIAL SMOOTHING.....	76

สารบัญภาพ (ต่อ)

	หน้า
ภาพที่ 4.1.4	AUTOCORRELATION FUNCTION และ PARTIAL AUTOCORRELATION FUNCTION กรณี ข้าวหอมมะลิ..... 78
ภาพที่ 4.1.5	AUTOCORRELATION FUNCTION และ PARTIAL AUTOCORRELATION FUNCTION กรณี ข้าวเจ้าขาว 78
ภาพที่ 4.1.6	ผลพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิด้วยวิธี ARIMA 79
ภาพที่ 4.1.7	ผลพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาวด้วยวิธี ARIMA..... 79
ภาพที่ 4.1.8	ผลพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิด้วยวิธี VAR 80
ภาพที่ 4.1.9	ผลพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาวด้วยวิธี VAR 80
ภาพที่ 4.1.10	การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิล่วงหน้า 24 เดือน..... 83
ภาพที่ 4.1.11	การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาวล่วงหน้า 24 เดือน 83
ภาพที่ 4.2.1	แผนภาพแสดงความต้องการใช้มันแป้งมันสำปะหลังและมันเส้นภายในประเทศและเพื่อส่งออก..... 85
ภาพที่ 4.2.2	ผลพยากรณ์ปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลังจากแบบจำลอง HOLT-WINTERS 87
ภาพที่ 4.2.3	ผลพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมันเส้น จากแบบจำลอง HOLT-WINTERS 87
ภาพที่ 4.2.4	AUTOCORRELATION FUNCTION และ PARTIAL AUTOCORRELATION FUNCTION กรณี แป้งมันสำปะหลัง..... 88
ภาพที่ 4.2.5	ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลังจากแบบจำลอง ARIMA..... 90
ภาพที่ 4.2.6	AUTOCORRELATION FUNCTION และ PARTIAL AUTOCORRELATION FUNCTION กรณี มันเส้น 90
ภาพที่ 4.2.7	ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกมันเส้น จากแบบจำลอง ARIMA..... 92
ภาพที่ 4.2.8	ผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง VAR กรณี แป้งมันสำปะหลัง 93
ภาพที่ 4.2.9	ผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง VAR กรณี มันเส้น..... 93
ภาพที่ 4.2.10	ผลการทดสอบความเสถียรของแบบจำลอง VAR..... 94
ภาพที่ 4.2.11	ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลัง จากวิธี HOLT-WINTERS ARIMA และ VAR..... 95
ภาพที่ 4.2.12	ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกมันเส้น จากวิธี HOLT-WINTERS ARIMA และ VAR 96
ภาพที่ 4.2.13	การพยากรณ์แป้งมันสำปะหลังล่วงหน้า 24 เดือน 98
ภาพที่ 4.2.14	การพยากรณ์มันเส้นล่วงหน้า 24 เดือน 98
ภาพที่ 4.3.1	แผนภาพแสดงความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบภายในประเทศและต่างประเทศ..... 100
ภาพที่ 4.3.2	ผลการพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่นๆ และในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล จากแบบจำลอง HOLT-WINTERS..... 102

สารบัญญภาพ (ต่อ)

	หน้า
ภาพที่ 4.3.3	ACF และ PACF ของตัวแปร CONSUMP ที่นำเอาแนวโน้มออก (DETRENDED)..... 103
ภาพที่ 4.3.4	ACF และ PACF ของตัวแปร ENERGY ที่นำเอาแนวโน้มออก (DETRENDED)..... 103
ภาพที่ 4.3.5	ผลการพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่นๆ และในอุตสาหกรรมไปโอดีเซล จากแบบจำลอง ARIMA 104
ภาพที่ 4.3.6	ผลการพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่นๆ และในอุตสาหกรรมไปโอดีเซล จากแบบจำลอง VAR..... 105
ภาพที่ 4.3.7	แสดงผลการทดสอบความเสถียรของแบบจำลอง VAR เพื่อหาความต้องการใช้ น้ำมันปาล์มดิบในการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ 106
ภาพที่ 4.3.8	แสดงผลการทดสอบความเสถียรของแบบจำลอง VAR เพื่อหาความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ ในอุตสาหกรรมไปโอดีเซล..... 106
ภาพที่ 4.4.1	แผนภาพแสดงความต้องการจากต่างประเทศต่อกะทิสำเร็จรูปของไทย 112
ภาพที่ 4.4.2	ผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปของไทย (EXPORT) จากแบบจำลอง HOLT-WINTERS..... 114
ภาพที่ 4.4.3	การทดสอบ ACF และ PACF กรณี กะทิสำเร็จรูป ที่นำเอาแนวโน้มออก (DETRENDED)..... 115
ภาพที่ 4.4.4	ผลการพยากรณ์ EXPORT จากแบบจำลอง ARIMA และ SARIMA 116
ภาพที่ 4.4.5	แสดงผลพยากรณ์ EXPORT ของแบบจำลอง VAR 118
ภาพที่ 4.4.6	ผลการทดสอบความเสถียรของแบบจำลอง VAR 119
ภาพที่ 4.4.7	แสดงผลพยากรณ์ EXPORT ของแบบจำลองที่เหมาะสมของแต่ละวิธี..... 120
ภาพที่ 4.4.8	แสดงการพยากรณ์ล่วงหน้า 24 เดือน 122
ภาพที่ 4.5.1	แผนภาพแสดงความต้องการใช้ยางพาราภายในประเทศและเพื่อส่งออก 124
ภาพที่ 4.5.2	ผลการพยากรณ์การใช้ยางพาราภายในประเทศ (RUBBERD) จากแบบจำลอง HOLT-WINTERS..... 126
ภาพที่ 4.5.3	ผลการพยากรณ์การใช้ยางพาราเพื่อส่งออก (RUBBEREX) จากแบบจำลอง HOLT-WINTERS 126
ภาพที่ 4.5.4	การทดสอบ ACF และ PACF ของ RUBBERD 127
ภาพที่ 4.5.5	ผลการพยากรณ์ RUBBERD จากแบบจำลอง ARIMA 128
ภาพที่ 4.5.6	ACF และ PACF ของ RUBBEREX 129
ภาพที่ 4.5.7	ผลการพยากรณ์ RUBBEREX จากแบบจำลอง ARIMA..... 130
ภาพที่ 4.5.8	แสดงผลการพยากรณ์ RUBBERD ของแบบจำลอง VAR 131

สารบัญภาพ (ต่อ)

	หน้า
ภาพที่ 4.5.9 แสดงผลการพยากรณ์ RUBBEREX ของแบบจำลอง VAR	132
ภาพที่ 4.5.10 แสดงผลการทดสอบความเสถียรของแบบจำลอง VAR	133
ภาพที่ 4.5.11 แสดงผลการพยากรณ์ RUBBERD ของแบบจำลองที่เหมาะสมของแต่ละวิธี.....	134
ภาพที่ 4.5.12 แสดงผลการพยากรณ์ RUBBEREX ของแบบจำลองที่เหมาะสมของแต่ละวิธี	134
ภาพที่ 4.5.13 แสดงการพยากรณ์ล่วงหน้า 24 เดือน	136
ภาพที่ 4.6.1 ความต้องการใช้สับปะรดโรงงาน	138
ภาพที่ 4.6.2 ผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกสับปะรดกระป๋องของไทย จากแบบจำลอง HOLT-WINTERS.....	140
ภาพที่ 4.6.3 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับปะรดไทย จากแบบจำลอง HOLT-WINTERS.....	141
ภาพที่ 4.6.4 AUTOCORRELATION FUNCTION และ PARTIAL AUTOCORRELATION FUNCTION กรณี สับปะรดโรงงาน	142
ภาพที่ 4.6.5 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับปะรดกระป๋องของไทย จากแบบจำลอง ARIMA.....	144
ภาพที่ 4.6.6 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับปะรดของไทย จากแบบจำลอง ARIMA	145
ภาพที่ 4.6.7 แสดงผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง VAR กรณีสับปะรดโรงงาน.....	147
ภาพที่ 4.6.8 แสดงผลการทดสอบความเสถียรของแบบจำลอง VAR	148
ภาพที่ 4.6.9 แสดงผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับปะรดกระป๋อง จากวิธี HOLT-WINTERS ARIMA และ VAR	150
ภาพที่ 4.6.10 แสดงผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับปะรดของไทย จากวิธี HOLT-WINTERS ARIMA และ VAR	150
ภาพที่ 4.6.11 แสดงการพยากรณ์ล่วงหน้า 24 เดือน	152
ภาพที่ 4.7.1 ผลพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่จากแบบจำลอง HOLT-WINTERS	155
ภาพที่ 4.7.2 แสดง ACF และ PACF ของผลต่างลำดับที่ 1 ของปริมาณการบริโภคไข่ไก่	156
ภาพที่ 4.7.3 ผลพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่จากแบบจำลอง ARIMA	157
ภาพที่ 4.7.4 ผลพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่จากแบบจำลอง VAR.....	158
ภาพที่ 4.7.5 แสดงผลการทดสอบความเสถียรของแบบจำลอง VAR	159
ภาพที่ 4.7.6 เปรียบเทียบความแม่นยำการพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่.....	160
ภาพที่ 4.7.7 การพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ล่วงหน้า 24 เดือน	162

บทที่ 1

บทนำ

1.1 ความสำคัญของการวิจัย

การวางแผนการผลิตสินค้าเกษตรให้มีความสอดคล้องกับความต้องการของตลาดจะช่วยแก้ปัญหาสินค้าล้นตลาดที่จะทำให้ราคาสินค้าเกษตรตกต่ำ เพื่อให้เกิดสวัสดิการทางเศรษฐกิจที่สูงที่สุด มีการจัดสรรทรัพยากรให้เกิดประโยชน์และประสิทธิภาพ โดยภาครัฐจะมีมาตรการในการสร้างแรงจูงใจในการปรับเปลี่ยนการใช้พื้นที่ของเกษตรกร (กระทรวงเกษตรและสหกรณ์, 2557)

ในการกำหนดปริมาณการผลิตสินค้าเกษตร การพยากรณ์ปริมาณความต้องการเป็นข้อมูลด้านเศรษฐกิจที่จำเป็นในการใช้ตัดสินใจและวางแผนการผลิตสินค้าเกษตรให้กับเกษตรกร รวมถึงเป็นข้อมูลให้หน่วยงานที่เกี่ยวข้องใช้ในการส่งเสริมการผลิตสินค้าเกษตรให้เหมาะสม ดังนั้น การคาดการณ์แนวโน้มความต้องการสินค้าเกษตรที่แม่นยำ ร่วมกับการวิเคราะห์สถานการณ์เศรษฐกิจ จะเป็นข้อมูลในการวางแผนการผลิตให้มีประสิทธิภาพ ซึ่งจะสอดคล้องกับแผนแม่บทการเกษตร แผนย่อย การพัฒนาระบบนิเวศการเกษตร ภายใต้ยุทธศาสตร์ชาติ (2561 - 2580) ด้านการสร้างความสามารถในการแข่งขัน

ปัจจัยที่ส่งผลต่อความต้องการของแต่ละสินค้ามีความแตกต่างกัน เพื่อให้การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรที่แม่นยำ จึงจำเป็นต้องมีการทดสอบการพยากรณ์และเปรียบเทียบจากหลายวิธีการ ดังนั้น การศึกษาครั้งนี้จะเปรียบเทียบความแม่นยำของวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ เพื่อหาวิธีการที่แม่นยำและเหมาะสมสำหรับสินค้าเกษตรแต่ละชนิด รวมทั้งพยากรณ์ปริมาณความต้องการสินค้าเกษตรเพื่อเป็นข้อมูลในการวางแผนการผลิตในปีเพาะปลูกถัดไป โดยเป็นการพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรที่อยู่ในโครงการประกันรายได้ ได้แก่ ข้าว มันสำปะหลัง ปาล์มน้ำมัน และยางพารา รวมถึงสินค้าเกษตรที่มีมูลค่าการส่งออกสูง และมีการบริโภคในประเทศจำนวนมาก ได้แก่ สับปะรดโรงงาน มะพร้าว และไข่ไก่ ซึ่งสินค้าพืชและปศุสัตว์เศรษฐกิจดังกล่าว ภาครัฐได้มีการประกาศเขตพื้นที่ที่เหมาะสมแล้ว (กระทรวงเกษตรและสหกรณ์, 2557) โดยแต่ละสินค้ามีความสำคัญและลักษณะความต้องการ ดังนี้

ข้าว เป็นพืชเศรษฐกิจที่สำคัญของประเทศ โดยเฉพาะการเป็นพืชอาหารหลักของคนไทย นอกจากนี้ข้าวยังเป็นสินค้าส่งออกที่สำคัญของประเทศ สร้างรายได้และเงินตราต่างประเทศ อย่างไรก็ตามระหว่างปีการผลิต 2554/55 - 2556/57 รัฐบาลดำเนินโครงการจํานําข้าว โดยกำหนดราคารับจํานําที่สูงกว่าราคาตลาด ราคาข้าวเปลือก ณ ความชื้น 15 % ของข้าวหอมมะลิ 20,000 บาท/ตัน และข้าวเจ้าขาว 15,000 บาท/ตัน ซึ่งสูงกว่าราคาตลาด ณ ขณะนั้นกว่าร้อยละ 50 (สำนักงานเลขาธิการสภาผู้แทนราษฎร, 2557) ทำให้เกษตรกรขยายพื้นที่เพาะปลูกรวมทั้งเร่งรอบการเพาะปลูกข้าว ในช่วงที่มีโครงการ (ปีการผลิต 2554/55 - 2556/57) มีเนื้อที่เพาะปลูกเฉลี่ย 80.5 ล้านไร่ ผลผลิตเฉลี่ย 37.6 ล้านตันข้าวเปลือก

ซึ่งสูงกว่าในช่วงที่ไม่มีโครงการ (ปีการผลิต 2557/58 - 2561/62) เนื้อที่เพาะปลูกข้าวเฉลี่ย 68.9 ล้านไร่ ผลผลิตเฉลี่ย 31.3 ล้านตันข้าวเปลือก (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2561) ผลจากการบิดเบือนกลไกตลาดทำให้ผลผลิตข้าวมีมากกว่าความต้องการเป็นจำนวนมาก โดยในปี 2558 ไทยมีสต็อกข้าวจากโครงการจำนำข้าวประมาณ 18 ล้านตันข้าวสาร (กรุงเทพฯธุรกิจ, 2561) รัฐบาลต่อมาจึงใช้แนวทางการบริหารจัดการให้ปริมาณผลผลิตข้าวสอดคล้องกับความต้องการของตลาด ในปี 2559 คณะกรรมการนโยบายและการบริหารจัดการข้าว (นบข.) ได้จัดทำแผนการผลิตและการตลาดข้าวครบวงจร ปีการผลิต 2559/60 โดยหนึ่งในแผนงานคือการกำหนดความต้องการข้าว เพื่อนำข้อมูลดังกล่าวไปวางแผนส่งเสริมการผลิตให้สอดคล้อง มีโครงการสนับสนุนเกษตรกรให้ปรับเปลี่ยนการผลิตจากข้าวไปทำกิจกรรมอื่น ทั้งการปรับเปลี่ยนถาวรและปรับเปลี่ยนชั่วคราว (ปลูกพืชอื่นทดแทนการทำนาปรัง) ซึ่งสอดคล้องกับนโยบายบริหารจัดการเขตเกษตรเศรษฐกิจ (Zoning by Agrimap) ของรัฐบาล

จะเห็นได้ว่าการพยากรณ์ความต้องการข้าวมีความสำคัญต่อการบริหารจัดการรวมถึงการกำหนดนโยบาย หากพยากรณ์ความต้องการสูงกว่าความเป็นจริง อาจส่งผลให้เกิดปัญหาผลผลิตล้นเกิน (Over supply) ทำให้ราคาข้าวลดลง กระทบต่อรายได้ของชาวนาและเศรษฐกิจฐานราก ในทางตรงข้าม หากพยากรณ์ความต้องการต่ำกว่าความเป็นจริง อาจส่งผลให้เกิดปัญหาผลผลิตขาดตลาด (Supply shortage) ทำให้ราคาข้าวสูงขึ้น กระทบต่อค่าครองชีพของคนทั่วไป โดยเฉพาะคนที่อยู่นอกภาคเกษตร และมีรายได้น้อย ซึ่งค่าใช้จ่ายส่วนใหญ่เป็นค่าใช้จ่ายด้านอาหาร

มันสำปะหลัง เป็นวัตถุดิบที่ใช้ในอุตสาหกรรมได้อย่างหลากหลาย โดยผลผลิตทั้งหมดจะถูกนำไปแปรรูปเป็นมันเส้น มันอัดเม็ด แป้งมันสำปะหลัง และเอทานอล เพื่อการส่งออกประมาณร้อยละ 70 - 75 ต่อปี โดยในช่วงปี 2557 - 2561 มีปริมาณการส่งออกมันเส้นและแป้งมันสำปะหลังเฉลี่ยร้อยละ 99.77 ของปริมาณการส่งออกผลิตภัณฑ์มันสำปะหลังทั้งหมด เมื่อพิจารณาสถานการณ์ในช่วงเวลาเดียวกัน พบว่า ปริมาณการส่งออกผลิตภัณฑ์มันสำปะหลังรวมลดลงอัตราร้อยละ 5.94 ต่อปี เมื่อพิจารณาผลผลิตทั้งหมดพบว่าปริมาณการส่งออกมันเส้นลดลงอัตราร้อยละ 10.31 ต่อปี เนื่องจากในช่วงเวลาเดียวกันประเทศคู่ค้าสำคัญ ระบายสต็อกข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ที่มีราคาต่ำ ทำให้ผู้ประกอบการในประเทศคู่ค้าหันไปใช้ข้าวโพดเลี้ยงสัตว์เป็นวัตถุดิบทดแทนมันเส้นมากขึ้น และลดการนำเข้ามันเส้นจากประเทศไทย สำหรับปริมาณการส่งออกแป้งมันสำปะหลังเพิ่มขึ้นอัตราร้อยละ 0.63 ต่อปี เนื่องจากประเทศคู่ค้ามีความต้องการแป้งมันสำปะหลังอย่างต่อเนื่อง (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2561)

จะเห็นได้ว่าความต้องการมันสำปะหลังไทยขึ้นอยู่กับสถานะเศรษฐกิจและการค้าของประเทศคู่ค้า ดังนั้นการพยากรณ์ความต้องการในอนาคต จะทำให้ทราบถึงสถานการณ์และแนวโน้มความต้องการส่งออกมันเส้นและแป้งมันสำปะหลัง เพื่อใช้ในการวางแผนการผลิตให้สอดคล้องกับภาวะตลาด

ปาล์มน้ำมัน เป็นพืชเศรษฐกิจที่สำคัญของประเทศไทย ผลผลิตปาล์มน้ำมันมีมูลค่า 47,860 ล้านบาท คิดเป็นร้อยละ 3.72 ของมูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมของภาคเกษตร ปาล์มน้ำมันเป็นพืชพลังงานทดแทนที่ให้ผลผลิตต่อไร่มากกว่าพืชน้ำมันชนิดอื่น ทำให้มีราคาถูกและถูกใช้อย่างแพร่หลายในอุตสาหกรรมต่าง ๆ เช่น อาหาร เครื่องสำอาง พลังงานทดแทน โดยในปี 2561 มีผลผลิตปาล์มน้ำมันทั้งหมด 15.53 ล้านตัน สกัดเป็นน้ำมันปาล์มดิบ (CPO) 2.80 ล้านตัน (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2562) โดยส่วนใหญ่ใช้ในภาคบริโภคและอุปโภค คิดเป็นร้อยละ 41 และใช้เพื่อผลิตไบโอดีเซล คิดเป็นร้อยละ 37 (กรมการค้าภายใน, 2562)

ปาล์มน้ำมันถูกใช้ผลิตไบโอดีเซล เพื่อใช้เป็นพลังงานทดแทนและอนุรักษ์พลังงาน ลดการปล่อยก๊าซเรือนกระจก สร้างความมั่นคงด้านพลังงานของประเทศ สร้างรายได้ให้เกษตรกร และเป็นตลาดรองรับสำหรับผลผลิตปาล์มน้ำมันที่มากขึ้น ราคา CPO ในประเทศจะเคลื่อนไหวตามราคาตลาดโลกซึ่งมีแนวโน้มลดลง เพราะสหภาพยุโรปประกาศใช้มาตรการ Zero Palm Oil ซึ่งจะเลิกใช้น้ำมันปาล์มภายใน ปี 2020 - 2021 ในการผลิตเชื้อเพลิงชีวภาพ และอินเดียประกาศขึ้นภาษีนำเข้า แต่อินโดนีเซียออกแผนการเพิ่มสัดส่วน CPO ในไบโอดีเซลเป็น 30% และในมาเลเซียเป็น 20% และไทยที่มีแผนการสนับสนุนการใช้ B10 มากขึ้นในปี 2563 ปัจจัยเหล่านี้จะส่งผลกระทบต่อราคา CPO การใช้ CPO ในการผลิตไบโอดีเซลมากขึ้นอาจส่งผลกระทบต่ออุปทาน และอุตสาหกรรมอื่น ๆ ที่ใช้น้ำมันปาล์มเป็นวัตถุดิบ โดยรัฐบาลได้ออกยุทธศาสตร์การปฏิรูปปาล์มน้ำมันและน้ำมันปาล์มทั้งระบบใหม่จากการเปลี่ยนแปลงสถานการณ์ในประเทศและต่างประเทศ โดยในระยะสั้นจะใช้น้ำมันปาล์มดิบส่วนเกินไปผลิตไบโอดีเซลและกระแสไฟฟ้า ระยะกลางจะส่งเสริมอุตสาหกรรมต่อเนื่อง เช่น ไบโอดีเซล เพราะรถยนต์ไฟฟ้าจะเข้ามาทดแทนมากขึ้น และผลิตให้เหมาะสมกับความต้องการ และในระยะยาวจะส่งเสริมอุตสาหกรรมโอเลโอเคมีคอล ซึ่งการเปลี่ยนแปลงสถานการณ์ทั้งในประเทศและต่างประเทศอาจส่งผลกระทบต่อแผนยุทธศาสตร์นี้

งานวิจัยนี้มุ่งศึกษาการพยากรณ์ความต้องการ CPO ในประเทศ ทั้งในการบริโภคและอุปโภค และใช้เป็นพลังงาน เพื่อเป็นข้อมูลในวางแผนการจัดการปาล์มน้ำมันให้เป็นไปตามแผนยุทธศาสตร์การปฏิรูปปาล์มน้ำมันและน้ำมันปาล์ม

มะพร้าว เป็นพืชเศรษฐกิจอีกชนิดหนึ่งของประเทศไทย โดยผลผลิตมะพร้าวในประเทศจะแปรูปเป็นเนื้อมะพร้าวขาวเพื่อเข้าสู่โรงงานกะทิสำเร็จรูปประมาณร้อยละ 70 และจากข้อมูลของ กรมศุลกากร (2562) ในปี 2561 มีมูลค่าการส่งออกกะทิสำเร็จรูป 13,932.089 ล้านบาท จากมูลค่าการส่งออกผลิตภัณฑ์สินค้ามะพร้าวทั้งหมด 17,669.798 ล้านบาท คิดเป็นร้อยละ 78.84 โดยตลาดส่งออกหลักที่สำคัญของไทย คือ สหรัฐอเมริกา สหราชอาณาจักร และออสเตรเลีย ซึ่งคิดเป็นร้อยละ 32.25 9.61 และ 8.57 ของปริมาณส่งออกกะทิสำเร็จรูปทั้งหมด ตามลำดับ ทั้งนี้ข้อมูลการผลิตจาก สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2562) พบว่า ในช่วงปี 2557 - 2561 เนื้อที่ให้ผลและผลผลิตลดลงอัตราร้อยละ

13.38 และ 4.12 ในขณะที่ปริมาณส่งออกกะทิสำเร็จรูปในช่วงเดียวกันเพิ่มขึ้นอัตราร้อยละ 11.08 แสดงให้เห็นว่าความต้องการสินค้ากะทิสำเร็จรูปจากต่างประเทศมากขึ้น

ดังนั้น การพยากรณ์การส่งออกหรือความต้องการของตลาดโลกจะช่วยให้สามารถวางแผนการผลิตกะทิสำเร็จรูปของโรงงานเพื่อให้เพียงพอกับความต้องการสินค้าของตลาดต่างประเทศได้ ซึ่งจะเกี่ยวข้องกับการวางแผนการผลิตมะพร้าวของเกษตรกรด้วย

ยางพารา เป็นสินค้าเกษตรที่สร้างมูลค่าการส่งออกให้กับประเทศในรูปของผลิตภัณฑ์แปรรูปขั้นต้น เช่น ยางแผ่นรมควัน ยางแท่ง และน้ำยางข้น และผลิตภัณฑ์ขั้นปลาย เช่น ยางล้อ ถูมียาง ยางยืด และยางรัดของ ข้อมูลจากกรมศุลกากร (2562) แสดงให้เห็นว่า ในปี 2561 ผลิตภัณฑ์แปรรูปขั้นต้นสร้างมูลค่าการส่งออกได้ 221,358 ล้านบาท และผลิตภัณฑ์ขั้นปลายมีมูลค่าการส่งออก 353,443 ล้านบาท อย่างไรก็ตาม เนื่องจากเศรษฐกิจโลกที่ได้รับผลกระทบจากวิกฤติเศรษฐกิจของสหภาพยุโรป สหรัฐอเมริกา และลุกลามไปทั่วโลก รวมถึงเงินที่เปลี่ยนไปใช้ยางพาราขายใหญ่ของโลก ทำให้การรับซื้อและการลงทุนชะลอตัว และความต้องการยางพาราลดลง ในขณะเดียวกันอุปทานของยางพารามีการขยายตัวอย่างต่อเนื่อง

จะเห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของความต้องการในการใช้ยางพาราได้รับอิทธิพลจากการเปลี่ยนแปลงของเศรษฐกิจโลก ที่กระทบต่อประเทศคู่ค้าและส่งผลให้การใช้ยางพาราลดลง รวมถึงปัจจัยอื่น ๆ ที่มีความเกี่ยวข้อง เช่น สัตว์อกยางพารา ความต้องการยางสังเคราะห์ของโลกซึ่งเป็นสินค้าทดแทน พื้นที่เพาะปลูก ฤดูกาล สภาพภูมิอากาศ นโยบายภาครัฐ อัตราแลกเปลี่ยน ราคาน้ำมันดิบ ดังนั้นการพยากรณ์ความต้องการในตลาดโลกและการใช้ในประเทศจึงเป็นสิ่งสำคัญ ที่จะชี้ให้เห็นถึงทิศทางและการวางมาตรการรองรับของยางพาราในอนาคต

สับปะรดโรงงาน เป็นพืชเศรษฐกิจที่มีความสำคัญ จากข้อมูลการส่งออกของกรมศุลกากร (2563) แสดงให้เห็นว่าในแต่ละปีมูลค่าการส่งออกมากกว่า 20,000 ล้านบาท โดยผลผลิตสับปะรดโรงงานประมาณร้อยละ 80 ถูกนำไปใช้เป็นวัตถุดิบในการแปรรูปเป็นผลิตภัณฑ์เพื่อส่งออกตลาดต่างประเทศเป็นหลัก ผลิตภัณฑ์ที่สำคัญ ได้แก่ สับปะรดกระป๋อง และน้ำสับปะรด ทั้งนี้ข้อมูลการผลิตจาก สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2563) พบว่า สถานการณ์การผลิตสับปะรดโรงงานในช่วงปี 2558 - 2562 มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นร้อยละ 1.56 ต่อปี มีทิศทางตรงข้ามกับการส่งออกสับปะรดกระป๋องในช่วงเดียวกันที่มีแนวโน้มลดลงร้อยละ 4.86 ต่อปี โดยการแปรรูปเพื่อส่งออกของโรงงานแปรรูปส่วนใหญ่ในประเทศไทยเป็นการรับจ้างผลิตตามความต้องการของประเทศคู่ค้า (Original equipment manufacturer : OEM) ทำให้ความต้องการของตลาดต่างประเทศเป็นปัจจัยสำคัญที่มีผลต่อความต้องการวัตถุดิบสับปะรดโรงงานในประเทศเพื่อการแปรรูป ซึ่งการพยากรณ์การส่งออกหรือความต้องการของตลาด จะเป็นส่วนช่วยให้

สามารถกำหนดทิศทางการวางแผนการผลิตสับปะรดโรงงานในประเทศซึ่งสอดคล้องกับนโยบายการตลาดนำการผลิตของรัฐบาล

ไข่ไก่ การผลิตไข่ไก่ของไทยในช่วงปี 2557 - 2561 มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นในอัตราร้อยละ 3.78 ต่อปี โดยส่วนใหญ่ใช้ในการบริโภคภายในประเทศ ในปี 2561 คิดเป็นร้อยละ 98 ของปริมาณการผลิตไข่ไก่ ซึ่งประชากรไทยนิยมบริโภคไข่ไก่ เนื่องจากไข่ไก่มีราคาถูกกว่าอาหารโปรตีนชนิดอื่นและสามารถปรุงอาหารได้ง่าย ประกอบกับภาครัฐและภาคเอกชนมีการรณรงค์เพื่อกระตุ้นการบริโภคไข่ไก่ให้เพิ่มขึ้น อย่างไรก็ตาม ราคาไข่ไก่มีความผันผวนตลอดเวลา โดยปี 2557 - 2561 ราคาไข่ไก่ที่เกษตรกรขายได้มีแนวโน้มลดลงในอัตราร้อยละ 3.02 ต่อปี ทำให้เกษตรกรได้รับผลกระทบจากราคาไข่ไก่ที่ลดลง (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2561) การพยากรณ์ความต้องการไข่ไก่ในระยะสั้นจะช่วยในการวางแผนการผลิตไข่ไก่ในปริมาณที่เหมาะสมกับความต้องการ ซึ่งจะช่วยให้ราคามีแนวโน้มสูงขึ้น

กล่าวโดยสรุปได้ว่า การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรที่สำคัญของไทย ทั้งความต้องการในประเทศและความต้องการของตลาดโลก จะช่วยในการวางแผนบริหารจัดการผลผลิตให้เหมาะสม ช่วยลดปัญหาสินค้าล้นตลาด ที่จะส่งผลให้ราคาตกต่ำและส่งผลกระทบต่อรายได้ของเกษตรกร ซึ่งการเลือกวิธีพยากรณ์ที่มีประสิทธิภาพและเหมาะสมกับบริบทของสินค้าเกษตรจะทำให้ได้ข้อมูลที่แม่นยำในการวางแผนการผลิต

1.2 วัตถุประสงค์ของการวิจัย

- 1) เพื่อจัดทำแบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรที่สำคัญ
- 2) เพื่อพยากรณ์ปริมาณความต้องการสินค้าเกษตรในปี 2563 และ 2564

1.3 ขอบเขตของการวิจัย

สินค้าเกษตรที่จะดำเนินการพยากรณ์ปริมาณความต้องการ ได้แก่ ข้าว มันสำปะหลัง ปาล์ม น้ำมัน มะพร้าว ยางพารา สับปะรดโรงงาน และไข่ไก่ โดยเป็นการพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรดังกล่าว ในปี 2563 และ 2564

ในแต่ละสินค้ามีขอบเขตของความต้องการ ดังนี้

- 1) ข้าว เป็นการพยากรณ์ความต้องการข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาวจากต่างประเทศ โดยใช้ข้อมูลการส่งออกของไทยเป็นตัวแทนความต้องการดังกล่าว ใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี 2546 - 2562
- 2) มันสำปะหลัง เป็นการพยากรณ์ความต้องการจากต่างประเทศที่มีต่อมันเส้นและแป้งมันสำปะหลัง โดยใช้ข้อมูลการส่งออกของไทย จะใช้ข้อมูลเป็นรายไตรมาส ตั้งแต่ปี 2542 - 2562
- 3) ปาล์มน้ำมัน เป็นการพยากรณ์ความต้องการน้ำมันปาล์มดิบ (CPO) ในประเทศไทย โดยแบ่งตามลักษณะความต้องการ เป็นการบริโภคและอุปโภค และเพื่อการผลิตพลังงาน จะใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี 2552 - 2562

4) มะพร้าว จะเป็นการพยากรณ์ความต้องการจากต่างประเทศต่อกะทิสำเร็จรูปของไทย โดยจะใช้ข้อมูลปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป ใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ปี 2555 - 2562

5) ยางพารา เป็นการพยากรณ์ความต้องการจากต่างประเทศที่มีต่อยางพาราของไทย โดยใช้ข้อมูลการส่งออกยางพาราของไทย และความต้องการยางพาราในประเทศไทย ซึ่งจะพยากรณ์ตามประเภทผลิตภัณฑ์ ได้แก่ ยางแผ่นรมควัน ยางแท่ง และน้ำยางข้น โดยใช้ข้อมูลเป็นรายเดือนและไตรมาส ตั้งแต่ปี 2550 - 2561

6) สับปะรด พยากรณ์ความต้องการของตลาดโลกต่อสับปะรดกระป๋องและน้ำสับปะรดของไทย โดยใช้ข้อมูลการส่งออกสับปะรดกระป๋องและน้ำสับปะรดของไทย โดยใช้ข้อมูลเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี 2548 - 2562

7) ไข่ไก่ เป็นการพยากรณ์ความต้องการบริโภคในประเทศ ซึ่งเป็นการประมาณการจากผลผลิตรวมกับการนำเข้า และลบด้วยการส่งออก ใช้ข้อมูลเป็นรายเดือน ตั้งแต่ปี 2555 - 2562

1.4 วิธีการวิจัย

1.4.1 ข้อมูลและตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา

1) แหล่งข้อมูล

1.1) ข้อมูลปฐมภูมิ เป็นข้อมูลการพยากรณ์ความต้องการของสินค้าเกษตรจากผู้เชี่ยวชาญและผู้ที่เกี่ยวข้องในตลาดที่สำคัญ เช่น เกษตรกร ผู้ผลิตที่เป็นบริษัทเอกชน ผู้รวบรวม ลานเท ผู้ค้าปลีก ผู้ค้าส่ง สหกรณ์ โรงงานแปรรูป สมาคมโรงงานแปรรูป ผู้ส่งออก และหน่วยงานภาครัฐ เพื่อเป็นข้อมูลในการวิเคราะห์ร่วมกับผลการพยากรณ์จากวิธีทางสถิติ โดยจะใช้การสุ่มแบบเจาะจง (Purposive sampling) ในการเลือกตัวอย่าง

1.2) ข้อมูลทุติยภูมิ เป็นข้อมูลความต้องการสินค้าเกษตร เช่น ความต้องการในประเทศและปริมาณการส่งออก นอกจากการนำข้อมูลความต้องการในอดีตมาใช้พยากรณ์แล้ว ยังพิจารณาปัจจัยอื่น ๆ เพิ่มเติมในการพยากรณ์ เช่น ราคา (ราคาของสินค้า ราคาสินค้าทดแทน ราคาส่งออกและราคาของคู่แข่ง) ปริมาณความต้องการสินค้าทดแทนหรือสินค้าประกอบกัน จำนวนประชากรซึ่งเกี่ยวข้องกับการบริโภค จำนวนประชากรสัตว์ซึ่งเกี่ยวข้องกับความต้องการใช้เป็นวัตถุดิบในการผลิตอาหารสัตว์ ข้อมูลที่แสดงถึงรายได้ของผู้บริโภค และอัตราแลกเปลี่ยน โดยสืบค้นข้อมูลจากหน่วยงานภาครัฐและภาคเอกชน รายละเอียดของข้อมูลที่ใช้และแหล่งข้อมูลของแต่ละสินค้าแสดงในข้อถัดไป

2) ข้อมูลและตัวแปรที่ใช้ในการพยากรณ์

2.1) ข้าว เป็นการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาว ซึ่งใช้แทนความต้องการจากต่างประเทศ โดยใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี 2546 - 2562 (204 ค่าสังเกต) ซึ่งแหล่งข้อมูลที่ใช้แสดงรายละเอียดในตารางที่ 1.1

ตารางที่ 1.1 ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ความต้องการสินค้าข้าว

ตัวแปร	อธิบาย	หน่วย	แหล่งข้อมูล
ex_hom mali	ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ	ตันข้าวสาร	กรมศุลกากร
ex_ white	ปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว	ตันข้าวสาร	กรมศุลกากร
<i>ตัวแปรอื่นๆ เพิ่มเติม ที่ใช้ใน VAR</i>			
p_ h100_ th	ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิไทย 100%	บาท/ตัน	สภาหอการค้าแห่งประเทศไทย
p_ w5_ th	ราคาส่งออกข้าวเจ้าขาวไทย 5%	บาท/ตัน	สภาหอการค้าแห่งประเทศไทย
p_ w5_ vn	ราคาส่งออกข้าวเจ้าขาว 5% เวียดนาม	บาท/ตัน	FAO

2.2) มันสำปะหลัง เป็นการพยากรณ์ความต้องการของตลาดโลกต่อผลิตภัณฑ์มันสำปะหลังของไทย ซึ่งจะใช้ข้อมูลการส่งออกแป้งมันสำปะหลังและมันเส้น จากกรมศุลกากร โดยพิจารณาปัจจัยอื่นที่เกี่ยวข้องร่วมในการพยากรณ์ ได้แก่ ราคาส่งออกแป้งมันสำปะหลังของประเทศไทย (FOB) และราคาส่งออกมันเส้นของประเทศไทย (FOB) โดยใช้ข้อมูลเป็นรายเดือน ตั้งแต่ปี 2550 - 2562 (156 ค่าสังเกต) แสดงรายละเอียดในตารางที่ 1.2

ตารางที่ 1.2 ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ความต้องการมันสำปะหลังจากต่างประเทศ

ตัวแปร	อธิบาย	หน่วย	แหล่งข้อมูล
QT_ EX_ T	ปริมาณการส่งออกแป้งมันของประเทศไทย	ตัน	กรมศุลกากร
QC_ EX_ T	ปริมาณการส่งออกมันเส้นของประเทศไทย	ตัน	กรมศุลกากร
<i>ตัวแปรอื่นๆ เพิ่มเติม ที่ใช้ใน VAR</i>			
FOBT	ราคาส่งออกแป้งมันของประเทศไทย FOB	บาท/ตัน	กรมศุลกากร
FOBC	ราคาส่งออกมันเส้นของประเทศไทย FOB	บาท/ตัน	กรมศุลกากร

2.3) ปาล์มน้ำมัน ใช้ข้อมูลปริมาณความต้องการ CPO ในประเทศไทย จากกรมการค้าภายใน กระทรวงพาณิชย์ โดยจะพยากรณ์ความต้องการใช้ CPO ในการบริโภคและอุปโภคในครัวเรือนและอุตสาหกรรม และความต้องการใช้ CPO ในการผลิตไบโอดีเซล โดยในแบบจำลอง VAR ได้พิจารณาปัจจัยอื่นเพิ่มเติมเป็นตัวแปรภายใน ได้แก่ ราคา CPO ราคาน้ำมันปาล์ม และราคาน้ำมันถั่วเหลืองบริสุทธิ์ซึ่งเป็นสินค้าทดแทน ราคาน้ำมันดีเซล และราคาน้ำมันดีเซล B100 โดยใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี 2552 - 2562 (132 ค่าสังเกต) รายละเอียดแสดงในตารางที่ 1.3

ตารางที่ 1.3 ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ความต้องการน้ำมันปาล์มดิบ (CPO) ในประเทศไทย

ตัวแปร	คำอธิบาย	หน่วย	แหล่งข้อมูล
CONSUMP	CPO ในการบริโภคและอุปโภคในครัวเรือนและอุตสาหกรรม	ตัน	กรมการค้าภายใน
ENERGY	CPO ในการผลิตพลังงานทดแทน (ไบโอดีเซล)	ตัน	กรมการค้าภายใน
<i>ตัวแปรอื่นๆ เพิ่มเติม ที่ใช้ใน VAR</i>			
CPOT	ราคาขายส่ง CPO	บาท/กก.	กรมการค้าภายใน
D_PALMOIL	การเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันปาล์มแบบขวด 1 ลิตร	บาท/ขวด	กรมการค้าภายใน
D_SOYOIL	การเปลี่ยนแปลงราคาขายส่งน้ำมันถั่วเหลืองบริสุทธิ์ ขวด 1 ลิตร	บาท/ลิตร	กรมการค้าภายใน
DIESEL	ราคาน้ำมันดีเซล	บาท/ขวด	การปิโตรเลียมแห่งประเทศไทย
B100	ราคาน้ำมันดีเซล B100	บาท/ลิตร	กรมธุรกิจพลังงาน

2.4) มะพร้าว ใช้ปริมาณการการส่งออกกะทิสำเร็จรูปของไทยจากกรมศุลกากร โดยจะพิจารณาราคาส่งออกกะทิสำเร็จรูป (FOB) เพิ่มเติมในแบบจำลอง VAR โดยใช้ข้อมูลเป็นรายเดือน ตั้งแต่ปี 2555 - 2562 (96 ค่าสังเกต) แสดงรายละเอียดในตารางที่ 1.4

ตารางที่ 1.4 ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ความต้องการมะพร้าวจากต่างประเทศ

ตัวแปร	คำอธิบาย	หน่วย	แหล่งข้อมูล
EXPORT	ปริมาณส่งออกกะทิสำเร็จรูป	ตัน	กรมศุลกากร
<i>ตัวแปรอื่นๆ เพิ่มเติม ที่ใช้ใน VAR</i>			
Δ FOB	การเปลี่ยนแปลงราคาส่งออกกะทิสำเร็จรูป (FOB)	บาท/กิโลกรัม	กรมศุลกากร

2.5) ยางพารา ข้อมูลความต้องการของตลาดโลกต่อยางพาราของไทยจะใช้ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยของกรมศุลกากรเป็นตัวแทน สำหรับข้อมูลความต้องการใช้ยางพาราในประเทศไทยจะใช้ปริมาณการใช้ยางพาราของประเทศไทยจากกรมวิชาการเกษตรเป็นตัวแทน ซึ่งข้อมูลปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยและปริมาณการใช้ยางพาราของประเทศไทยเป็นข้อมูลที่รวมยางทุกประเภท ได้แก่ ยางแผ่นรมควัน ยางแท่ง และน้ำยางข้น ยางคอมปาวด์ ยางมิกซ์เจอร์ ยางเครป และยางธรรมชาติอื่น ๆ ในรูปของข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ปี 2550 - 2562 (156 ค่าสังเกต) แสดงรายละเอียดในตารางที่ 1.5

ตารางที่ 1.5 ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ความต้องการยางพารา

ตัวแปร	คำอธิบาย	หน่วย	แหล่งข้อมูล
RubberD	ปริมาณความต้องการใช้ยางพาราภายในประเทศของไทย	ตัน	กรมวิชาการเกษตร
RubberEx	ปริมาณความต้องการใช้ยางพาราเพื่อการส่งออกของไทย	ตัน	กรมศุลกากร

2.6) สับปะรดโรงงาน ใช้ข้อมูลการส่งออก เป็นตัวแทนความต้องการของตลาดโลกต่อ สับปะรดกระป๋องและน้ำสับปะรดโรงงานของไทย จาก Trademap.org โดยปริมาณการส่งออกสับปะรด ใช้ พิกัด 200820 และปริมาณการส่งออกน้ำสับปะรด ใช้พิกัด 200941 และ 200949 นอกจากนี้ จะพิจารณา ปัจจัยอื่น ๆ เพิ่มเติมในแบบจำลอง VAR ได้แก่ ราคาส่งออกสับปะรดกระป๋องและน้ำสับปะรดของไทย รวมถึง การส่งออกสับปะรดสดของโลกซึ่งเป็นสินค้าทดแทน ทั้งนี้ราคาดังกล่าวเป็นมูลค่าต่อหน่วย รวมถึงอัตรา แลกเปลี่ยน โดยใช้ข้อมูลเป็นรายเดือน ตั้งแต่ปี 2548 - 2562 (รวม 180 ค่าสังเกต) แสดงรายละเอียดในตารางที่ 1.6

ตารางที่ 1.6 ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ความต้องการสับปะรดโรงงานจากต่างประเทศ

ตัวแปร	คำอธิบาย	หน่วย	แหล่งข้อมูล
Qex_2008	ปริมาณส่งออกสับปะรดกระป๋องของไทย	ตัน	Trademap.org
QJ_2009	ปริมาณส่งออกน้ำสับปะรดไทย	ตัน	Trademap.org
ตัวแปรอื่นๆ เพิ่มเติม ที่ใช้ใน VAR			
Pex_2008	ราคาส่งออกสับปะรดกระป๋องของไทย	US Dollar/กก.	Trademap.org
PJ_2009	ราคาส่งออกน้ำสับปะรดของไทย	US Dollar/กก.	Trademap.org
PWex_0804	ราคาส่งออกสับปะรดสดของโลก	US Dollar/กก.	Trademap.org
EXR	อัตราแลกเปลี่ยน	บาท/US Dollar	ธนาคารแห่งประเทศไทย

2.7) ไข่ไก่ ใช้ข้อมูลการบริโภคในประเทศเป็นรายเดือน โดยคำนวณจากปริมาณการผลิตไข่ไก่ ลบด้วยปริมาณการส่งออก เนื่องจากไข่ไก่ที่ผลิตในประเทศแทบทั้งหมดใช้บริโภคในประเทศ และพิจารณาใช้ ตัวแปรอื่นเพิ่มเติมในแบบจำลอง VAR ได้แก่ ราคาขายปลีกของไข่ไก่ ราคาขายปลีกของไข่เป็ดซึ่งเป็นสินค้า ทดแทนกัน โดยข้อมูลที่ใช้เป็นรายเดือน ตั้งแต่ปี 2555 - 2562 (96 ค่าสังเกต) แสดงรายละเอียดในตารางที่ 1.7

ตารางที่ 1.7 ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์การบริโภคไข่ไก่ในประเทศไทย

ตัวแปร	คำอธิบาย	หน่วย	แหล่งข้อมูล
Egg_con	ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ ภายในประเทศ	ล้านฟอง	ปริมาณการผลิตไข่ไก่จาก สศก. ลบด้วยปริมาณ การส่งออก จากกรมศุลกากร
ตัวแปรอื่นๆ เพิ่มเติม ที่ใช้ใน VAR			
Pe	ราคาขายปลีกไข่ไก่เฉลี่ย	บาท/ฟอง	กรมการค้าภายใน
Pd	ราคาขายปลีกไข่เป็ดเฉลี่ย	บาท/ฟอง	กรมการค้าภายใน

หมายเหตุ: สศก. หมายถึง สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร

1.4.2 การวิเคราะห์ข้อมูล

การพยากรณ์ เป็นการวิเคราะห์เชิงปริมาณด้วยแบบจำลองทางสถิติ โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลา ชั้นแรกจะเป็นการเปรียบเทียบความแม่นยำของแต่ละวิธี ในการเลือกวิธีพยากรณ์ทั้ง Exponential smoothing (Holt-Winters) ARIMA VAR จะขึ้นอยู่กับบริบทของแต่ละสินค้า ซึ่งการพิจารณาเพิ่มตัวแปรภายนอกและฤดูกาลจะขึ้นอยู่กับบริบทของแต่ละสินค้าเช่นกัน การพิจารณาเปรียบเทียบความแม่นยำของการพยากรณ์จะพิจารณาค่า Root mean square error (RMSE) และ Mean absolute percentage error (MAPE) จากนั้นจะใช้แบบจำลองที่เหมาะสมที่สุดพยากรณ์ความต้องการในปี 2563 และ 2564

นอกจากนี้ จะดำเนินการสำรวจและเก็บข้อมูลสถานการณ์ของแต่ละสินค้า และการพยากรณ์ความต้องการของสินค้าจากผู้เชี่ยวชาญ และผู้ที่เกี่ยวข้องในตลาด เพื่อเป็นข้อมูลในการวิเคราะห์ร่วมกับการพยากรณ์จากวิธีทางสถิติ

1.5 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

เกษตรกรและหน่วยงานภาครัฐโดยเฉพาะกระทรวงเกษตรและสหกรณ์สามารถใช้ข้อมูลการพยากรณ์ความต้องการสินค้าข้าว มันสำปะหลัง ปาล์มน้ำมัน มะพร้าว ยางพารา สับปะรดโรงงาน และไข่ไก่ ในการวางแผนการผลิตให้สอดคล้องกับความต้องการของตลาด ซึ่งช่วยแก้ปัญหาการเกิดสินค้าเกษตรล้นตลาดที่ทำให้ราคาตกต่ำ ซึ่งจะช่วยให้เกษตรกรมีรายได้เพิ่มขึ้น

บทที่ 2

การตรวจเอกสาร แนวคิดและทฤษฎี

2.1 การตรวจเอกสาร

โดยทั่วไปเป็นไปได้ยากที่จะทราบปริมาณความต้องการสินค้าทางการเกษตร ในการศึกษาที่ผ่านมาจะใช้ข้อมูลการขายเพื่อประมาณและใช้เป็นข้อมูลความต้องการสินค้าเกษตร งานของ Zhu et al. (2019) ใช้ข้อมูลการขายเพื่อพยากรณ์ความต้องการเมล็ดพันธุ์ต้นหอม ในทำนองเดียวกัน Shukla and Jharkharia (2013) ใช้ข้อมูลการขายหอมหัวใหญ่ในการพยากรณ์ความต้องการผักในตลาดขายส่ง รวมไปถึงการพยากรณ์ความต้องการอาหารที่มีลักษณะเน่าเสียง่ายในร้านค้าปลีกก็ใช้ข้อมูลการขายที่รวบรวมจากร้านค้าปลีกเช่นกัน ซึ่งพบได้ในงานของ Arunraj, Ahrens, and Fernandes (2016) และ Da Veiga et al. (2014) ในกรณีการพยากรณ์ปริมาณการความต้องการจากต่างประเทศจะใช้ข้อมูลการส่งออก เช่นงานของ Co and Boosarawongse (2007) และ ปรียานัฐ เอื้อยศิริเมธี และคณะ (2559) อย่างไรก็ตามพบว่าการศึกษาของ อรชุน พองประไพ และประสาร บุญเสริม (2557) ใช้ข้อมูลปริมาณการใช้ CPO ในประเทศไทยที่นำไปผลิตสินค้าอุปโภคและบริโภค เป็นข้อมูลเพื่อพยากรณ์ความต้องการในประเทศ

การพยากรณ์ทางการเกษตร แรกเริ่มเป็นการใช้วิธีพยากรณ์ด้วยดุลพินิจ (Judgmental forecasts) ซึ่งยังมีความสำคัญในการพยากรณ์ในระยะสั้น (Allen, 1994) ซึ่งมักถูกใช้ในทางปฏิบัติ โดยเฉพาะในกรณีไม่มีข้อมูลในอดีต เช่น เป็นผลิตภัณฑ์ใหม่ การเข้าสู่ตลาดใหม่ของผู้ค้าและเงื่อนไขตลาดแบบใหม่ และกรณีมีข้อมูลไม่สมบูรณ์ วิธีพยากรณ์ด้วยดุลพินิจจำเป็นต้องระวังความเอนเอียงจากผู้พยากรณ์ (Hyndman & Athanasopoulos, 2018) งานของ Lawrence, Goodwin, O'Connor, and Önkal (2006) ได้รวบรวมกลยุทธ์ที่จะเพิ่มความแม่นยำของวิธีพยากรณ์ด้วยดุลพินิจ ซึ่งว่าความรู้ในข้อมูลที่สำคัญและความทันเวลาของข้อมูลจะช่วยเพิ่มความแม่นยำได้ นอกจากนี้ การใช้ดุลพินิจสามารถใช้ร่วมกับการพยากรณ์ด้วยวิธีทางสถิติได้ เช่น การพยากรณ์ประกอบกัน และการใช้ดุลพินิจเพื่อปรับการพยากรณ์ทางสถิติ

การศึกษาการพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรในระยะสั้นที่ผ่านมา พบว่าใช้วิธีทางสถิติที่ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นหลัก และวิธีทางการเรียนรู้ของเครื่อง (Machine learning) และในบางงานมีการเปรียบเทียบความแม่นยำระหว่างวิธีการต่าง ๆ ในการศึกษาของ Co and Boosarawongse (2007) ได้เปรียบเทียบการพยากรณ์การส่งออกข้าวของไทย ระหว่างวิธีโครงข่ายประสาทเทียม (Artificial neural networks: ANNs) และวิธีทางสถิติ ได้แก่ Holt-Winters และแบบจำลอง Box-Jenkins พบว่า ANNs มีความแม่นยำกว่าวิธีทางสถิติ เมื่อพิจารณาจากร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) โดยที่ Holt-Winters's additive model แม่นยำกว่าแบบจำลอง Box-Jenkins เล็กน้อย ซึ่งมีส่วนที่สอดคล้องกับงานของ Da Veiga et al. (2014) ที่พบว่า Holt-Winters มีความแม่นยำมากกว่า ARIMA เมื่อพิจารณา MAPE และ Theil inequality index (U-Theil) ในการพยากรณ์ความต้องการผลิตภัณฑ์นมในร้านค้าปลีกและงานของ Zhu et al. (2019) พบว่าแบบจำลอง hybrid Holt-Winters and Support vector machine

(SVM) แม่นยำกว่าวิธีทางสถิติ ในการพยากรณ์ความต้องการเมล็ดพันธุ์ต้นหอม จากการพิจารณาค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean absolute error: MAE) ค่าคลาดเคลื่อนยกกำลังสองเฉลี่ย (Mean squared error: MSE) และ MAPE แสดงให้เห็นว่าความต้องการสินค้าเกษตรโดยทั่วไปมีความสัมพันธ์กับปัจจัยต่าง ๆ แบบไม่เป็นเส้นตรง ซึ่งสามารถลดทอนความแม่นยำของวิธีทางสถิติที่พิจารณาเป็นเส้นตรงกล่าวโดยสรุป วิธีทางการเรียนรู้ของเครื่องทั้ง ANNs และ SVM โดยทั่วไปพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรได้ความแม่นยำกว่าวิธีทางสถิติ อย่างไรก็ตาม ANNs มีข้อจืดจางจากระเบียบวิธีที่เรียกว่า “Black box” ทำให้ไม่สามารถอธิบายได้ว่าปัจจัยต่าง ๆ ส่งผลต่อตัวแปรที่พยากรณ์อย่างไร (Co & Boosarawongse, 2007) เช่นเดียวกัน SVM ก็มีลักษณะการประมวลผลแบบ “Black box” เช่นกัน (Lovell & Walder, 2008)

ความต้องการสินค้าเกษตรและอาหารยังอาจตอบสนองต่อปัจจัยต่าง ๆ ขึ้นอยู่กับชนิดของสินค้า เช่น ฤดูกาล เทศกาล รายได้ ราคาและกลยุทธ์ทางการตลาด งานของ Arunraj et al. (2016) ได้พิจารณาตัวแปรฤดูกาลและปัจจัยภายนอกอื่น ๆ ในการพยากรณ์ปริมาณการขายอาหารที่มีลักษณะเน่าเสียง่ายในร้านค้าปลีก โดยใช้แบบจำลอง Seasonal autoregressive integrated moving average with external variables (SARIMAX) หากพิจารณาเพียงปัจจัยภายนอกจะเป็นแบบจำลอง Autoregressive integrated moving average with external variables (ARIMAX) พบได้ในงานพยากรณ์ราคาสินค้าเกษตร เช่น งานของ Cherdchoongam and Rungreunganun (2016), Wongsanao and Chaovanapoonphol (2012) และ Anggraeni, Andri, and Mahananto (2017) และหากพิจารณาเพียงรูปแบบของฤดูกาลจะเรียกว่า Seasonal autoregressive integrated moving average (SARIMA) เช่น ในงานของ Adanacioglu and Yercan (2012)

นอกจากนี้ มีการศึกษาที่พิจารณาว่าความต้องการสินค้าเกษตรและปัจจัยที่เกี่ยวข้องเป็นตัวแปรภายใน (Endogenous variables) โดยอธิบายซึ่งกันและกัน เพื่อพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตร งานของ อรชุน ฟองประไพ และประสาร บุญเสริม (2557) พยากรณ์ความต้องการ CPO โดยใช้แบบจำลอง VAR ซึ่งสามารถพิจารณาตัวแปรภายในที่เกี่ยวข้องกันและตัวแปรภายนอกเพิ่มเติมได้ โดยใช้ตัวแปรภายในคือความต้องการ CPO ในประเทศ ราคาขายส่งน้ำมันปาล์มและราคาขายส่งน้ำมันถั่วเหลืองในประเทศ และมีตัวแปรภายนอก (Exogenous variable) คือผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศต่อประชากร ยิ่งไปกว่านั้น งานของ Wang and Bessler (2003) ได้เพิ่มเงื่อนไข Homogeneity¹ ซึ่งเกี่ยวข้องกับทฤษฎีอุปสงค์ในส่วนของคุณสมบัติเชิงคูลยภาพในระยะยาว (Cointegration space) ในแบบจำลอง Vector error correction model (VECM) ทำให้สามารถอธิบายได้ถึงความสัมพันธ์ระหว่างความต้องการสินค้ากับราคาและตัวแปรเกี่ยวกับรายได้ และพบว่าช่วยเพิ่มประสิทธิภาพในพยากรณ์ความต้องการสินค้าประเภทเนื้อวัวและสัตว์ปีก (Poultry) นอกจากนี้ แบบจำลอง VAR ตัวแปรจะต้องมีคุณสมบัติความนิ่ง (Stationary) ซึ่งเมื่อตัวแปรหลายตัวมักจะมีระดับความนิ่งต่างกัน วิธีการแปลงข้อมูลให้อยู่ในรูปแบบผลต่างเพื่อให้ตัวแปรมีความนิ่งเป็นวิธีหนึ่งที่ใช้แก้ปัญหาดังกล่าว เช่น ในงานของ Ito and Sato (2008) ที่ใช้แบบจำลอง VAR ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนกับเงินเพื่อ

¹ การเพิ่มขึ้นของรายได้และราคาที่เกี่ยวข้องกันจะไม่ทำให้อุปสงค์ (ความต้องการใช้) เปลี่ยนแปลง

จากการทบทวนวรรณกรรม การศึกษาครั้งนี้จะใช้วิธีทางสถิติในการพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรที่สำคัญ โดยข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลรายเดือนซึ่งอาจได้รับอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นจึงใช้ทั้งวิธี Exponential smoothing (Holt-Winters) และแบบจำลอง Box-Jenkins (ARIMA และ Seasonal ARIMA) รวมไปถึง VAR หรือ VECM เพื่อพิจารณาตัวแปรที่ต้องการพยากรณ์เป็นตัวแปรภายในร่วมกับตัวแปรอื่น ๆ ที่เกี่ยวข้อง โดยจะเปรียบเทียบความแม่นยำจากค่า RMSE และ MAPE เพื่อเลือกแบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์

2.2 แนวคิดและทฤษฎี

2.2.1 แนวคิดการประมาณความต้องการสินค้าเกษตร

การศึกษานี้ใช้บัญชีสมดุลเป็นกรอบแนวคิดเบื้องต้น เพื่อประมาณความต้องการสินค้าเกษตร ซึ่งบัญชีสมดุลสินค้าเกษตรมีการจัดทำสารสนเทศของสินค้าเกษตรต่าง ๆ ทั้งในเรื่องการผลิต อุปสงค์และอุปทาน อย่างเป็นระบบบัญชีสมดุลสินค้าเกษตรโดยทั่วไปช่วยรายงานสถานการณ์ภาวะการผลิต การนำไปใช้ สต็อก ราคา และการตลาดของสินค้าเกษตร ตลอดจนการประมาณการความต้องการและการใช้สินค้าเกษตร

บัญชีสมดุลสินค้าเกษตรนั้นมีองค์ประกอบ 2 ด้าน คือ ด้านอุปทาน (Supply) และด้านการนำไปใช้ประโยชน์ (Utilization) และต้องทำให้ตัวเลขทั้ง 2 ด้านนี้ให้สมดุลหรือเท่ากัน แสดงสมการได้ดังนี้ (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2559)

$$\text{อุปทาน (Supply)} = \text{การนำไปใช้ประโยชน์ (Utilization)} \quad (1)$$

อุปทานประกอบด้วย สต็อกต้นปีซึ่งเป็นสต็อกที่ยกมาจากสต็อกปลายปีของปีที่แล้ว ปริมาณการผลิตในช่วงระยะเวลา 12 เดือน หรือ 1 ปีการตลาด และการนำเข้าสินค้าจากต่างประเทศในช่วงระยะเวลา 12 เดือน หรือ 1 ปีการตลาด แสดงสมการได้ดังนี้ (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2559)

$$\text{อุปทาน} = \text{สต็อกต้นปี} + \text{ปริมาณการผลิต} + \text{การนำเข้าสินค้า} \quad (2)$$

ด้านการนำไปใช้ประโยชน์ ประกอบด้วย การใช้ภายในประเทศ เช่น การบริโภคหรือการใช้เป็นวัตถุดิบเพื่อผลิตอาหารสัตว์ ในช่วงระยะเวลา 12 เดือน หรือ 1 ปีการตลาด การส่งออกสินค้าจากต่างประเทศในช่วงระยะเวลา 12 เดือน หรือ 1 ปีการตลาด และปริมาณสต็อกสินค้าเกษตรที่ยังเหลืออยู่ ณ ช่วงเดือนสุดท้ายของปีการตลาด แสดงสมการได้ดังนี้ (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2559)

$$\text{การนำไปใช้ประโยชน์} = \text{การใช้ภายในประเทศ} + \text{การส่งออกสินค้า} + \text{สต็อกปลายปี} \quad (3)$$

ซึ่งการนำไปใช้ประโยชน์สะท้อนถึงความต้องการสินค้าเกษตร อย่างไรก็ตาม แม้องค์ประกอบหลักของบัญชีสมดุลจะเหมือนกัน แต่องค์ประกอบย่อยของแต่ละสินค้าจะขึ้นอยู่กับโครงสร้างหรือห่วงโซ่อุปทานของสินค้าเกษตรนั้น ๆ

ความต้องการสินค้าเกษตรในการศึกษานี้ จะขึ้นอยู่กับโครงสร้างหรือห่วงโซ่อุปทานของแต่ละสินค้า รวมถึงข้อจำกัดของข้อมูลในการนำมาประมาณความต้องการใช้

2.2.2 ข้อมูลอนุกรมเวลา

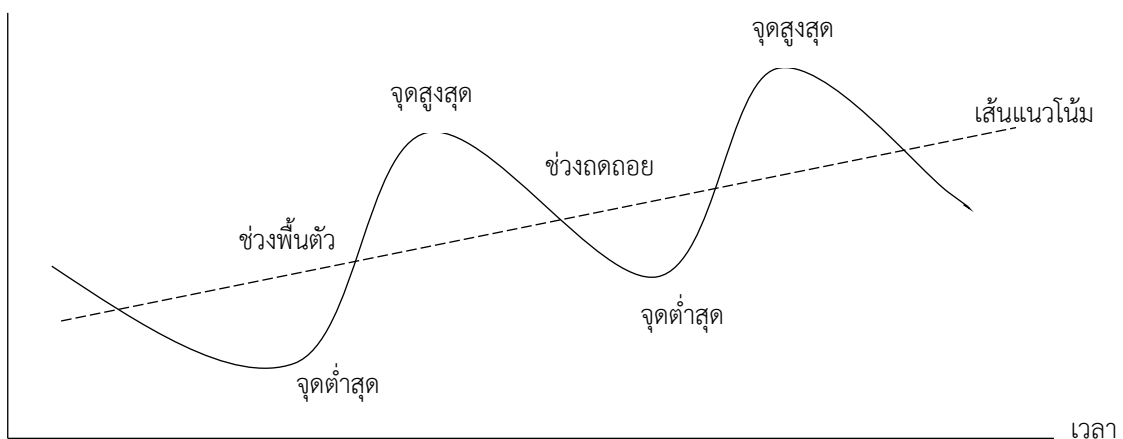
การศึกษารุ่นนี้เป็นการพยากรณ์โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่งเป็นข้อมูลของตัวแปรที่ถูกรวบรวมตามลำดับเวลา ดังนั้น การพยากรณ์ตัวแปรใด ๆ ด้วยข้อมูลอนุกรมเวลา จึงหมายถึงการคาดการณ์อนาคต ด้วยข้อมูลตัวแปรนั้น ๆ ในอดีต ข้อมูลอนุกรมเวลา ประกอบด้วย 4 องค์ประกอบ ได้แก่ แนวโน้ม (Trend) วัฏจักร (Cycle) ความผันแปรจากฤดูกาล (Seasonal variations) และความผันผวนจากเหตุการณ์ไม่ปกติ (Irregular fluctuations) (ภูมิฐาน รั้งคกุลนุวัฒน์, 2562)

แนวโน้ม คือ ส่วนที่ทำให้ข้อมูลอนุกรมเวลามีค่าเพิ่มขึ้นหรือลดลงเมื่อเวลาผ่านไป ซึ่งมักใช้บอกอัตราการเพิ่มขึ้นหรืออัตราการลดลงของข้อมูลอนุกรมเวลาในระยะยาว

วัฏจักร คือ ส่วนที่ทำให้ข้อมูลอนุกรมเวลามีค่าเพิ่มขึ้นและลดลงสลับกันไปรอบ ๆ แนวโน้ม การนับระยะเวลาของวัฏจักร จะเริ่มนับจากจุดสูงสุดจุดหนึ่ง ไปยังอีกจุดสูงสุดอีกจุดหนึ่ง หรือนับจากจุดต่ำสุดจุดหนึ่ง ไปยังอีกจุดต่ำสุดอีกจุดหนึ่ง ซึ่งจะต้องใช้เวลาหลายปี แสดงตัวอย่างในภาพที่ 2.1

ความผันแปรจากฤดูกาล คือ รูปแบบของข้อมูลอนุกรมเวลาที่เกิดขึ้นภายในช่วง 1 ปี และจะเกิดขึ้นซ้ำในทุกปี เช่น ในฤดูเก็บเกี่ยวของผลไม้จะมีผลผลิตออกสูงตลาดมากในแต่ละปี

ความผันผวนจากเหตุการณ์ไม่ปกติ คือ ส่วนที่ทำให้ข้อมูลอนุกรมเวลามีค่าผิดไปจากรูปแบบปกติ ซึ่งเป็นเหตุการณ์ที่ไม่คาดคิด (Shock)



ที่มา: ภูมิฐาน รั้งคกุลนุวัฒน์ (2562)

ภาพที่ 2.1 ตัวอย่างวัฏจักรในข้อมูลอนุกรมเวลา

2.2.3 ความนิ่ง (Stationarity)

ความนิ่ง หมายถึง ข้อมูลมีค่าเฉลี่ยคงที่ มีความแปรปรวนคงที่ และค่าความแปรปรวนร่วมคงที่ หมายความว่า ค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของข้อมูลไม่แปรเปลี่ยนไปตามกาลเวลา โดยทั่วไปแนวโน้มจะส่งผลให้ข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีความนิ่ง ซึ่งจะอาจทำให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่จริง (Spurious regression) ในแบบจำลองเศรษฐมิติ (Granger and Newbold, 1974)

สามารถทดสอบความนิ่งได้โดยการทดสอบ Unit root ในการศึกษาที่ใช้วิธี Augmented Dickey–Fuller (ADF) หรือการทดสอบความนิ่งด้วยวิธี Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) หากข้อมูลไม่มีความนิ่งจะใช้วิธีหาค่าผลต่าง (Difference) จนกว่าข้อมูลจะมีคุณสมบัติดังกล่าวแล้วจึงจะนำไปใช้พยากรณ์ (Greene, 2003) หากข้อมูลขั้นต้น (Level) มีความนิ่ง จะเรียกได้ว่าเป็นข้อมูลที่มีลำดับของความนิ่งที่ 0 หรือ $I(0)$ (Integration of order zero) ถ้าข้อมูลมีความนิ่งที่ค่าผลต่างลำดับที่หนึ่ง (First difference) จะเขียนได้ว่า $I(1)$ ทั้งนี้ สามารถหาผลต่างในลำดับที่มากกว่า 1 เพื่อให้ได้คุณสมบัติความนิ่ง

Unit root หมายถึง ความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูล ณ เวลาหนึ่ง กับข้อมูลที่ผ่านมา อาจมีลักษณะที่เรียกว่า Random walk และ Random walk with drift สามารถยกตัวอย่างรูปความสัมพันธ์ได้ดังนี้ (ภูมิฐาน รังคกุลวัฒน์, 2562)

กรณี Random walk ยกตัวอย่างกรณี ความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูล y ณ เวลา t และข้อมูลดังกล่าวย้อนหลัง 1 ค่า (Autoregressive with lag order 1: AR(1)) แสดงรูปความสัมพันธ์ได้ดังนี้ $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$ โดย $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ หาก $\rho = 1$ จะเรียกว่ามี Unit root ซึ่งส่งผลทำให้ความแปรปรวนเปลี่ยนไปตามกาลเวลา

สำหรับกรณี Random walk with drift ยกตัวอย่างเช่นเดียวกับกรณีที่กล่าวข้างต้น แสดงรูปความสัมพันธ์ได้ดังนี้ $y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$ และ $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ ซึ่งจะส่งผลให้ค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนเปลี่ยนไปตามกาลเวลา

นอกจากนี้ ข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะที่เรียกว่า มีความนิ่งรอบเส้นแนวโน้ม (Trend stationary) ซึ่งเป็นแนวโน้มกำหนดได้ (Deterministic trend) ข้อมูลอนุกรมเวลาจะมีความแปรปรวนคงที่ แต่ค่าเฉลี่ยจะเปลี่ยนไปตามกาลเวลา แสดงความสัมพันธ์ได้ดังนี้ $y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$ โดยที่ $\rho < 1$ และ $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ ข้อมูลที่มีความนิ่งรอบเส้นแนวโน้มสามารถเอาแนวโน้มออก (Detrend) ข้อมูลอนุกรมเวลาก็จะมีคุณสมบัติความนิ่ง

2.2.4 Exponential smoothing (Holt-Winters)

โดยพื้นฐานวิธี Exponential smoothing เป็นการพยากรณ์โดยใช้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก จากค่าสังเกตในอดีต และค่าน้ำหนักจะลดลงแบบ Exponential ตามระยะเวลาย้อนกลับของค่าสังเกต แนวคิดนี้ทำให้สามารถพยากรณ์ได้อย่างรวดเร็ว (Hyndman & Athanasopoulos, 2018)

วิธีการ Holt-Winters ถูกพัฒนาโดย Holt และ Winters เพื่อพิจารณาผลของฤดูกาลในการพยากรณ์ แบบจำลอง Holt-Winters ประกอบด้วยสมการพยากรณ์ และสมการปรับให้เรียบ (Smoothing equations) 3 สมการ ได้แก่ สมการข้อมูลขั้นต้นที่แยกผลของฤดูกาล (Level: l_t) สมการแนวโน้ม (Trend: b_t) และสมการส่วนประกอบของฤดูกาล (Seasonal component: s_t) โดยมีพารามิเตอร์ α , β และ γ ที่เป็นค่าปรับให้เรียบในแต่ละสมการ ตามลำดับ โดยที่ α , β และ γ มีค่าตั้งแต่ 0 ถึง 1 และให้ m เป็นความถี่ของฤดูกาลในแต่ละปี (Hyndman & Athanasopoulos, 2018)

วิธีการ Holt-Winters แบ่งเป็นแบบ Additive และ Multiplicative ตามลักษณะส่วนประกอบของฤดูกาล วิธี Holt-Winters' additive สมการส่วนประกอบของฤดูกาลจะแสดงในรูปแบบผลรวมที่ถูกปรับด้วยพารามิเตอร์ และสมการข้อมูลที่แยกผลของฤดูกาลข้อมูลอนุกรมเวลาจะถูกปรับด้วยการลบส่วนประกอบของฤดูกาลออก แสดงองค์ประกอบของ Holt-Winters' additive method ได้ดังนี้ (Hyndman & Athanasopoulos, 2018)

$$y_{t+h|t} = l_t + hb_t + s_{t+h-m(k+1)} \quad (4)$$

$$l_t = \alpha(y_t - s_{t-m}) + (1 - \alpha)(l_{t-1} + b_{t-1}) \quad (5)$$

$$b_t = \beta(l_t - l_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1} \quad (6)$$

$$s_t = \gamma(y_t - l_{t-1} - b_{t-1}) + (1 - \gamma)s_{t-m} \quad (7)$$

$y_{t+h|t}$ คือสมการพยากรณ์ ซึ่งจะพยากรณ์เป็นช่วงเวลา h ค่าต่อจาก ณ เวลา t เมื่อ k คือ ส่วนของจำนวนเต็มของ $(h-1)/m$ ซึ่งทำให้มั่นใจว่าการประมาณดัชนีฤดูกาลที่ใช้พยากรณ์มาจากปีสุดท้ายของตัวอย่าง โดยมีสมการปรับให้เรียบ ได้แก่ l_t เป็นสมการข้อมูลที่แยกผลของฤดูกาล b_t เป็นสมการแนวโน้ม และ s_t เป็นสมการส่วนประกอบของฤดูกาล

สมการข้อมูลที่แยกผลของฤดูกาลเป็นการเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักระหว่างค่าสังเกตที่ปรับด้วยฤดูกาล ($y_t - s_{t-m}$) และการพยากรณ์แบบไม่มีฤดูกาล ($l_{t-1} + b_{t-1}$) ในเวลา t สำหรับสมการแนวโน้มเป็นการเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักระหว่างประมาณการแนวโน้ม ณ เวลา t ($l_t - l_{t-1}$) และผลการประมาณการแนวโน้มก่อนหน้า และสมการส่วนประกอบของฤดูกาลเป็นการเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักระหว่างดัชนีฤดูกาลในปัจจุบัน ($y_t - l_{t-1} - b_{t-1}$) และดัชนีฤดูกาลของฤดูกาลเดียวกันในปีที่ผ่านมา (Hyndman & Athanasopoulos, 2018)

ขณะที่ Holt-Winters' multiplicative สมการส่วนประกอบของฤดูกาลจะแสดงในรูปแบบสัมพัทธ์ (ร้อยละ) และสมการข้อมูลที่แยกผลของฤดูกาล ชุดข้อมูลจะถูกปรับให้เรียงด้วยการหารส่วนประกอบของฤดูกาล แสดงสมการพยากรณ์ แสดงองค์ประกอบของ Holt-Winters' multiplicative method ได้ดังนี้

$$y_{t+h|t} = (l_t + hb_t)s_{t+h-m(k+1)} \quad (8)$$

$$l_t = \alpha \frac{y_t}{s_{t-m}} + (1 - \alpha)(l_{t-1} + b_{t-1}) \quad (9)$$

$$b_t = \beta(l_t - l_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1} \quad (10)$$

$$s_t = \gamma \frac{y_t}{(l_{t-1} + b_{t-1})} + (1 - \gamma)s_{t-m} \quad (11)$$

สังเกตได้ว่า สมการพยากรณ์ $y_{t+h|t}$ ส่วนประกอบฤดูกาลจะอยู่ในรูปการคูณกับผลรวมของสมการข้อมูลที่แยกผลของฤดูกาลและแนวโน้ม ซึ่งแตกต่างจาก Holt-Winters' additive ที่อยู่ในรูปการบวก และสมการส่วนประกอบของฤดูกาล ในพจน์ของการหาดัชนีฤดูกาลในปัจจุบัน จะเป็นการหารค่าสังเกต ณ เวลา t ด้วยแนวโน้มและค่าที่ปรับให้เรียบในช่วงเวลาที่ผ่านมา (Hyndman & Athanasopoulos, 2018)

ค่าเหมาะสมของพารามิเตอร์ในการปรับให้เรียบและการประมาณค่าเริ่มต้นของแต่ละองค์ประกอบ (α , β และ γ) ได้มาจากการประมาณค่าที่ทำให้ได้ค่าคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด (Hyndman & Athanasopoulos, 2018)

2.2.5 Autoregressive integrated moving average (ARIMA) และ Seasonal ARIMA

แบบจำลอง ARIMA หรือแบบจำลอง Box-Jenkins (Zhu et al., 2019) เป็นแบบจำลองที่นิยมใช้พยากรณ์ด้วยข้อมูลอนุกรมเวลากันอย่างแพร่หลายเช่นเดียวกับ Exponential smoothing ในขณะที่ Exponential smoothing การพยากรณ์จะถูกกำหนดด้วยแนวโน้มและฤดูกาลของข้อมูล แต่ ARIMA จะพยากรณ์ด้วยค่าของข้อมูลที่ผ่านมาและค่าคลาดเคลื่อนที่ผ่านมา (Hyndman & Athanasopoulos, 2018)

เงื่อนไขสำคัญในการใช้แบบจำลอง ARIMA คือ ข้อมูลจะต้องมีคุณสมบัติความนิ่ง หากข้อมูลไม่มีคุณสมบัติดังกล่าว จะใช้วิธีหาค่าผลต่างจนกว่าข้อมูลจะมีคุณสมบัติดังกล่าวแล้วจึงจะนำไปใช้พยากรณ์ด้วยแบบจำลอง ARIMA

ในกรณีที่ข้อมูลเป็น $I(0)$ สามารถใช้แบบจำลองที่เรียกว่า Autoregressive moving average (ARMA) แสดงได้ดังนี้ (Da Veiga et al., 2014)

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_p y_{t-p} + \sum_{i=1}^q \theta_q e_{t-q} + e_t \quad (12)$$

เมื่อ c คือค่าคงที่ และ e_t คือค่าคลาดเคลื่อน (Error term) โดยที่ ϕ คือพารามิเตอร์ของแบบจำลอง Autoregressive ซึ่งแสดงความสัมพันธ์ระหว่างค่า y ในเวลา t และ y ในเวลาย้อนหลังไป p ขณะที่ θ คือพารามิเตอร์ของแบบจำลอง Moving average ซึ่งแสดงความสัมพันธ์ระหว่างค่า y ในเวลา t และค่าความคลาดเคลื่อนในเวลาย้อนหลังไป q

หากข้อมูลไม่มีความนิ่งจะใช้วิธีหาค่าผลต่างเพื่อให้ได้ข้อมูลที่มีคุณสมบัติดังกล่าวแล้วจึงจะนำไปใช้พยากรณ์ เมื่อใช้ข้อมูลที่ได้จากการหาค่าผลต่าง ประกอบรวมกับแบบจำลอง Autoregression และ Moving average จะได้แบบจำลอง ARIMA ที่ไม่ได้พิจารณาฤดูกาล แสดงได้ดังนี้ (Hyndman & Athanasopoulos, 2018)

$$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_p \Delta y_{t-p} + \sum_{i=1}^q \theta_q e_{t-q} + e_t \quad (13)$$

เมื่อ Δy_t คือค่าผลต่างของข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่งสามารถหาค่าผลต่างได้มากกว่า 1 ครั้ง สามารถเขียนแบบจำลองในรูป ARIMA(p,d,q) เมื่อ p คือลำดับของ Autoregressive สำหรับ d คือลำดับครั้งที่หาค่าผลต่าง และ q คือลำดับของ Moving average เพื่อให้ง่ายในการแสดงสมการของแบบจำลอง กำหนดให้ B เป็นตัวดำเนินการย้อนข้อมูลกลับไปตามช่วงเวลา (Backshift) เช่น $By_t = y_{t-1}$ หรือหากย้อนกลับไป 2 ช่วงเวลาจะเขียนได้ว่า $B^2 y_t = y_{t-2}$ แสดงสมการ ARIMA(p,d,q) ใหม่ได้ดังนี้ (Hyndman & Athanasopoulos, 2018)

$$\phi_p(B)(1-B)^d y_t = c + \theta_q(B)e_t \quad (14)$$

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

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

$$d = \text{ลำดับครั้งที่ดำเนินการหาค่าผลต่าง}$$

ในกรณีแบบจำลอง ARIMA ที่เพิ่มตัวแปรภายนอกในการพยากรณ์ นั่นคือ ARIMAX เมื่อ X เป็นเวกเตอร์ของตัวแปรภายนอก แสดงแบบจำลอง ARIMAX(p,d,q) ได้ดังนี้ (Cherdchoongam & Rungreunganun, 2016)

$$\phi_p(B)(1-B)^d y_t = \phi_p(B)X_t + \theta_q(B)e_t \quad (15)$$

แบบจำลอง ARIMA สามารถพิจารณาข้อมูลที่มีฤดูกาลได้ โดยรวมเทอมฤดูกาลในแบบจำลอง ARIMA จะเรียกว่า Seasonal ARIMA เขียนในรูปแบบจำลองได้ว่า SARIMA(p,d,q) (P,D,Q)_m เมื่อ m คือจำนวนหรือช่วงของฤดูกาลต่อปี ส่วนแรกของแบบจำลองคือส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาล และส่วนที่สองคือส่วนของฤดูกาล ซึ่งแสดงสมการได้ดังนี้ (Arunraj et al., 2016; Cherdchoongam & Rungreunganun, 2016)

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^m)(1-B)^d(1-B^m)^D y_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^m)e_t \quad (16)$$

$$\text{โดย } \Phi_p(B^m) = 1 - \phi_1 B^m - \phi_2 B^{2m} - \dots - \phi_p B^{pm}$$

$$\Theta_q(B^m) = 1 - \theta_1 B^m - \theta_2 B^{2m} - \dots - \theta_q B^{qm}$$

D = ลำดับครั้งที่ดำเนินการหาค่าผลต่างของฤดูกาล

การพยากรณ์จากข้อมูลอนุกรมเวลาด้วยแบบจำลอง SARIMA หากมีข้อมูลผิดปกติ (Outliers) อาจส่งผลกระทบต่อกระบวนการประมาณการพารามิเตอร์ ข้อมูลที่ผิดปกติอาจชี้ให้เห็นถึงข้อมูลที่สำคัญ ดังนั้นการพิจารณาตัวแปรภายนอกจึงมีความสำคัญ ซึ่งจะอธิบายถึงความผิดปกติของข้อมูล โดยแบบจำลอง ARIMA ที่เพิ่มการพิจารณาฤดูกาลและตัวแปรภายนอก ก็คือแบบจำลอง SARIMAX ซึ่งใช้แบบจำลอง SARIMA ร่วมกับแบบจำลอง Multiple linear regression โดยเรียกว่า SARIMAX(p,d,q) (P,D,Q)_m(X) เมื่อ X คือ เวกเตอร์ของตัวแปรภายนอก แสดงสมการได้ดังนี้ (Arunraj et al., 2016)

$$y_t = c + \sum_{k=1}^K \eta_k X_{kt} + w_t \quad (17)$$

เมื่อ η_k คือพารามิเตอร์ของตัวแปรภายนอก k โดยที่ k=1, 2, ..., K และ w_t คือส่วนคลาดเคลื่อนแบบสุ่ม ซึ่งสามารถแสดงพจน์ของ w_t ได้ดังนี้

$$w_t = \frac{\Theta_q(B)\Theta_q(B^m)}{\Phi_p(B)\Phi_p(B^m)(1-B)^d(1-B^m)^D} e_t \quad (18)$$

สามารถแทนค่าในสมการ (17) และเขียนใหม่ได้ว่า

$$y_t = c + \sum_{k=1}^K \eta_k X_{kt} + \left(\frac{\Theta_q(B)\Theta_q(B^m)}{\Phi_p(B)\Phi_p(B^m)(1-B)^d(1-B^m)^D} e_t \right) \quad (19)$$

ขั้นตอนการวิเคราะห์ของแบบจำลอง ARIMA

หลังจากเตรียมข้อมูล รวมไปถึงการแปลงข้อมูล และการหาผลต่างของข้อมูลอนุกรมเวลา เพื่อให้ได้คุณสมบัติความนิ่งแล้ว ขั้นตอนในการวิเคราะห์ มีดังนี้ (Arunraj et al., 2016; Shukla & Jharkharia, 2013)

1) การกำหนดรูปแบบ (Identification) เป็นขั้นตอนในการกำหนดลำดับครั้งในการหาผลต่างของข้อมูลอนุกรมเวลา (d) และฤดูกาล (D) ช่วงของฤดูกาล (m) ลำดับของความสัมพันธ์ของข้อมูลย้อนหลัง (Autoregressive order) ของข้อมูลที่ไม่ใช่ฤดูกาล (p) และฤดูกาล (P) และลำดับของความสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อนย้อนหลัง (Moving average order) ของข้อมูลที่ไม่ใช่ฤดูกาล (q) และฤดูกาล (Q) ในการกำหนดรูปแบบจะใช้ Autocorrelations function (ACF) และ Partial autocorrelations function (PACF) เพื่อพิจารณารูปแบบของแบบจำลอง ในการเลือกแบบจำลองที่เหมาะสมจะพิจารณาค่า Akaike information criterion (AIC) และ Bayesian information criterion (BIC) หรือ Schwarz criterion (SC)

- 2) การประมาณค่าพารามิเตอร์ เป็นการประมาณการจากแบบจำลองที่เลือกในขั้นตอนที่ 1
- 3) การตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง (Diagnosis) เป็นการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าคลาดเคลื่อน โดยพิจารณาค่าสถิติ Ljung-Box Q statistic ซึ่งมีสมมติฐานหลักว่า ค่าคลาดเคลื่อนไม่มีปัญหา Autocorrelations และทดสอบว่าค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ด้วย Jarque-Bera test
- 4) การเพิ่มตัวแปรภายนอก หากค่าคลาดเคลื่อนไม่ได้เป็นการแจกแจงแบบปกติ อาจมีการเพิ่มตัวแปรภายนอกที่สำคัญในแบบจำลองโดยใช้ Linear regression
- 5) การพยากรณ์และตรวจสอบความแม่นยำ (Forecasting and validation) โดยแบ่งข้อมูลเพื่อใช้เปรียบเทียบระหว่างค่าพยากรณ์และค่าจริงเพื่อตรวจสอบความแม่นยำ จากนั้นใช้แบบจำลองที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์

2.2.6 Vector autoregressive (VAR)/ Vector error correction model (VECM)

แบบจำลองที่ได้อธิบายก่อนหน้านี้มีลักษณะการกำหนดความสัมพันธ์แบบทิศทางเดียว นั่นคือตัวแปรที่จะพยากรณ์ถูกกำหนดจากตัวแปรอธิบาย (Predictor variables) แต่ตัวแปรอธิบายจะไม่ถูกกำหนดจากตัวแปรที่จะพยากรณ์ อย่างไรก็ตาม ในหลายกรณีควรพิจารณาให้ตัวแปรส่งผลต่อกันและกันได้ ซึ่งแนวคิดของแบบจำลอง VAR ตัวแปรจะถูกกำหนดให้เป็นตัวแปรภายใน (Endogenous variables) ซึ่งตัวแปรเหล่านี้จะถูกพิจารณาว่าส่งผลต่อกันและกัน (Hyndman & Athanasopoulos, 2018)

แบบจำลอง VAR จะประกอบด้วยระบบสมการที่เป็นแบบหนึ่งตัวแปรต่อหนึ่งสมการ ซึ่งตัวแปรทางขวามือของแต่ละสมการคือค่าคงที่และค่าล่าช้า (Lag) ของทุกตัวแปรในระบบ หากระบบสมการมีตัวแปรภายใน n ตัว นั่นคือ y_1, y_2, \dots, y_n และค่าล่าช้าเป็น 1 ช่วงเวลา ($t-1$) จะแสดงสมการทั้งหมดได้ดังนี้ (Hyndman & Athanasopoulos, 2018)

$$\begin{aligned}
 y_{1t} &= c_1 + \phi_{11,1}y_{1,t-1} + \phi_{12,1}y_{2,t-1} + \dots + \phi_{1n,1}y_{n,t-1} + e_{1,t} \\
 y_{2t} &= c_2 + \phi_{21,1}y_{1,t-1} + \phi_{22,1}y_{2,t-1} + \dots + \phi_{2n,1}y_{n,t-1} + e_{2,t} \\
 &\vdots \\
 &\vdots \\
 y_{nt} &= c_n + \phi_{n1,1}y_{1,t-1} + \phi_{n2,1}y_{2,t-1} + \dots + \phi_{nn,1}y_{n,t-1} + e_{n,t}
 \end{aligned} \tag{20}$$

เมื่อ c_1, c_2, \dots, c_n เป็นค่าคงที่

e_1, e_2, \dots, e_n เป็นค่าคลาดเคลื่อน (White noise) ซึ่งอาจมีความสัมพันธ์กันในแต่ละสมการ

$\phi_{ii,1}$ เป็นสัมประสิทธิ์ที่แสดงผลของค่าล่าช้าที่ 1 ของตัวแปร y_i ต่อตัวมันเอง และ $\phi_{ij,1}$ เป็นสัมประสิทธิ์ที่แสดงผลของค่าล่าช้าที่ 1 ของตัวแปร y_j ต่อ y_i เมื่อ $i \neq j$ และ $i=1, 2, \dots, n$

ข้อมูลที่ใช้ในแบบจำลอง VAR จำเป็นต้องคุณสมบัติความนิ่ง หากข้อมูลยังไม่มีคุณสมบัติดังกล่าว จำเป็นจะต้องหาค่าผลต่างก่อนจนได้คุณสมบัติที่ต้องการจึงจะนำมาวิเคราะห์ ในการประมาณการแบบจำลองจะดำเนินการด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Geoffrey Allen & Fildes, 2005)

นอกจากนี้ ยังสามารถเพิ่มเติมตัวแปรภายนอก (Exogenous variables) เช่น ตัวแปรทางเศรษฐกิจที่เกี่ยวข้อง ตัวแปรหุ่นฤดูกาล (Seasonal dummies) และตัวแปรแนวโน้ม ยกตัวอย่างเช่น หากเพิ่มตัวแปรภายนอก x โดยกำหนดให้ μ คือสัมประสิทธิ์ของ x ในสมการ (20) จะแสดงสมการได้ดังนี้

$$\begin{aligned} y_{1t} &= c_1 + \phi_{11,1}y_{1,t-1} + \phi_{12,1}y_{2,t-1} + \dots + \phi_{1n,1}y_{n,t-1} + \mu_1x_t + e_{1,t} \\ y_{2t} &= c_2 + \phi_{21,1}y_{1,t-1} + \phi_{22,1}y_{2,t-1} + \dots + \phi_{2n,1}y_{n,t-1} + \mu_2x_t + e_{2,t} \\ &\vdots \\ &\vdots \\ &\vdots \\ y_{nt} &= c_n + \phi_{n1,1}y_{1,t-1} + \phi_{n2,1}y_{2,t-1} + \dots + \phi_{nn,1}y_{n,t-1} + \mu_nx_t + e_{n,t} \end{aligned} \quad (21)$$

แบบจำลอง VECM เป็นแบบจำลองที่พัฒนามาจากแบบจำลอง VAR ที่ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาที่ไม่มีความนิ่ง Stationarity แต่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration) หมายความว่ามีการประกอบรวมแบบเป็นเส้นตรง (Linear combination) ที่มีคุณสมบัติความนิ่ง ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ข้อมูลอนุกรมเวลาดั้งแต่สองชุดขึ้นไปมีความสัมพันธ์กันในระยะยาว แต่ในระยะสั้นข้อมูลสามารถเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพได้ แนวคิดดังกล่าวทำให้สามารถวิเคราะห์ว่าข้อมูลมีความสัมพันธ์กันในระยะยาวหรือไม่ เมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลง (Shock) ที่ทำให้ตัวแปรหนึ่งเปลี่ยนแปลง ตัวแปรอื่นที่มีความสัมพันธ์กันจะปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพอย่างไร

แบบจำลอง VECM ขยายจากแบบจำลอง VAR โดยการเพิ่มพจน์การปรับตัวสู่ดุลยภาพ (Error correction term: ECT) เป็นตัวแปรอธิบายในแบบจำลอง โดยพื้นฐานแบบจำลอง VECM มีสมมติฐานว่าแบบจำลองมีลักษณะการประกอบรวมแบบเป็นเส้นตรง (Engle & Granger, 1987) แสดงได้ดังนี้

$$\Delta y_t = c + \delta\tau'y_{t-1} + \sum_{l=1}^L \Gamma_l \Delta y_{t-l} + \mu X_t + e_t \quad (22)$$

เมื่อ $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})$ เป็นเวกเตอร์ของตัวแปรภายใน ณ เวลา t และ Δ คือการหาค่าผลต่าง

$X = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})$ เป็นเวกเตอร์ของตัวแปรภายนอก ณ เวลา t ซึ่งอาจรวมไปถึงตัวแปรที่บอกแนวโน้มตามเวลา (Time trends) และตัวแปรหุ่นที่เกี่ยวกับฤดูกาล

μ เป็นเวกเตอร์สัมประสิทธิ์ของตัวแปรภายนอก

$\Gamma_l = [\phi_{ij,l}]$ คือเมทริกซ์ของสัมประสิทธิ์ที่บอกถึงการตอบสนองระยะสั้นต่อการเปลี่ยนแปลงของ y_t ในอดีต ขนาด $n \times n$ โดย $\phi_{ij,l}$ แสดงการตอบสนองของ Δy_{it} ต่อการเปลี่ยนแปลงของ Δy_{jt-l}

δ คือเมทริกซ์ของสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความเร็วในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว (Speed of adjustment) ขนาด $n \times r$

τ คือเมทริกซ์ของสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ในระยะยาว เรียกอีกชื่อว่า Cointegration matrix (ขนาด $n \times r$)

c เป็นเวกเตอร์ค่าคงที่หรือสัมประสิทธิ์ของดริฟท์ (Drift) และ e_t เป็นเวกเตอร์ของค่าคลาดเคลื่อนซึ่งค่าคลาดเคลื่อนในช่วงเวลาเดียวกันระหว่างสมการอาจสัมพันธ์กัน แต่จะไม่สัมพันธ์กันกับค่าคลาดเคลื่อนย้อนหลังของตัวเอง และไม่สัมพันธ์กับตัวแปรทางขวามือของสมการ

ในการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว สามารถทดสอบที่หลายตัวแปร (Multivariate) โดยใช้วิธีของ Johansen (1991) ซึ่งใช้รูปแบบของแบบจำลอง VECM เพื่อทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างข้อมูลอนุกรมเวลาหลายชุดข้อมูล โดยการกำหนดจำนวนค่าล่าช้า (Lag) ที่เหมาะสมในแบบจำลอง สามารถใช้การทดสอบ Loglikelihood ratio หรือการพิจารณาจากค่าสถิติ Akaike information criterion (AIC)

การทดสอบด้วยวิธี Johansen (1991) จะวิเคราะห์การมีอยู่ของความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ด้วยการวิเคราะห์ลำดับชั้น (rank) ของ $\Pi = \delta\tau'$ โดยที่ Johansen เสนอวิธีในการทดสอบ $\text{rank}(\Pi)$ สองวิธี ได้แก่ การทดสอบด้วย Trace และ Maximum eigenvalue

ถ้า $\text{rank}(\Pi) = 0$ แสดงว่าข้อมูล y_t ทั้งหมดไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ซึ่งแบบจำลองจะเหมือนกับแบบจำลอง VAR ที่ใช้ข้อมูลผลต่างลำดับที่หนึ่ง และการตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงของ y_t จะเป็นเพียงการตอบสนองระยะสั้น

ถ้า $\text{rank}(\Pi) = n$ แสดงว่าข้อมูล y_t มีคุณสมบัติ Stationarity และแบบจำลองนี้จะเหมือนกับแบบจำลอง VAR ที่ระดับข้อมูลขั้นต้น (Level)

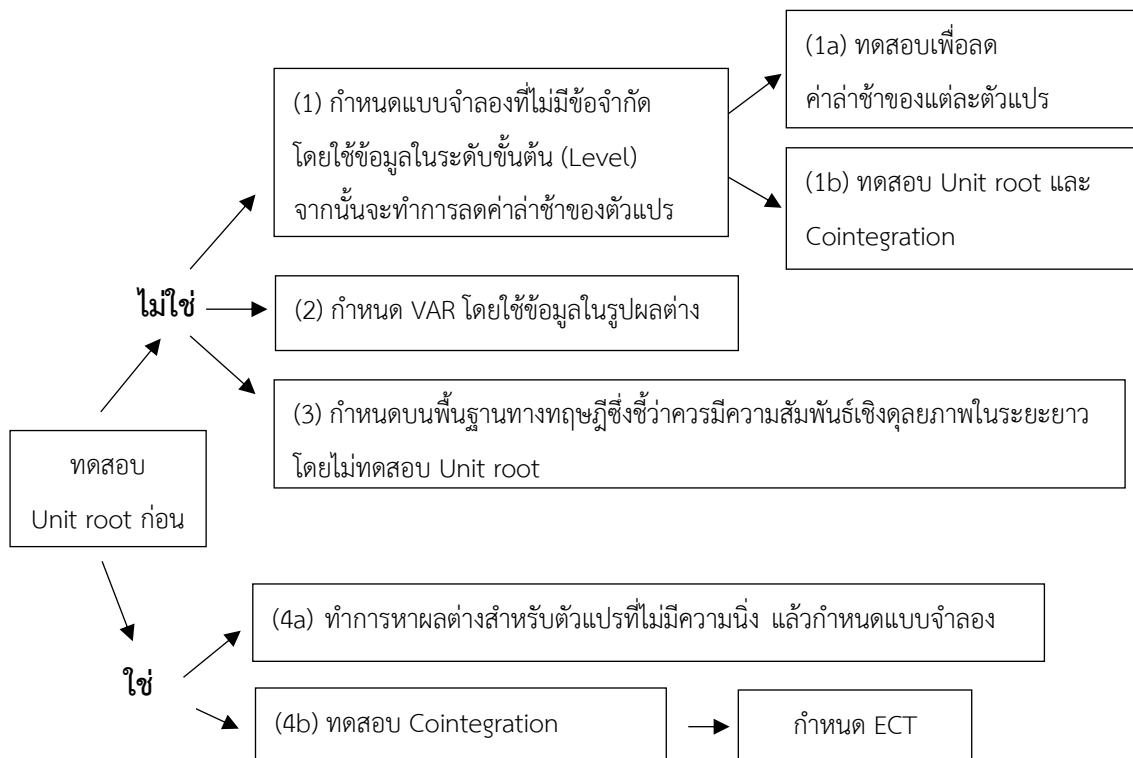
ถ้า $0 < \text{rank}(\Pi) < n$ แสดงว่าข้อมูล y_t มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว โดยที่มีจำนวนความสัมพันธ์เท่ากับ $\text{rank}(\Pi)$

การสร้างแบบจำลอง VAR หรือ VECM ในการพยากรณ์ จะใช้กรอบแนวคิดของ London school of economics methodology (LSEM) ซึ่งถูกเรียบเรียงไว้ในงานของ Geoffrey Allen and Fildes (2005) แสดงในภาพที่ 2.2 กลยุทธ์ที่ 1 จะเป็นการเริ่มกำหนดแบบจำลอง VAR ที่ไม่มีข้อจำกัดโดยใช้ข้อมูลในระดับขั้นต้น (Level) จากนั้นจะทำการลดค่าล่าช้าของตัวแปรจนมีความเหมาะสม โดยกลยุทธ์ 1a เป็นการลดค่าล่าช้าของแต่ละตัวแปร และกลยุทธ์ 1b เป็นการทดสอบ Unit root และความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว หลังจากการกำหนดแบบจำลองในเบื้องต้น

กลยุทธ์ที่ 2 จะสืบเนื่องจากกลยุทธ์ที่ 1b หากทดสอบแล้วไม่พบว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว หรือ $\text{rank}(\Pi) = 0$ จะประมาณการ VAR โดยใช้ข้อมูลในรูปผลต่าง (VAR in differences) ในทางปฏิบัติจะเป็นการหาผลต่างทุกตัวแปรในแบบจำลอง จากนั้นดำเนินการตามกลยุทธ์ที่ 1 และ 1a

กลยุทธ์ที่ 3 จะกำหนดแบบจำลอง โดยไม่ทดสอบ Unit root ก่อน แต่สร้างบนพื้นฐานของทฤษฎี ซึ่งชี้ว่าควรมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว รวมถึงหากมีแนวคิดทางทฤษฎีและประวัติศาสตร์ที่ทำให้คาดได้ว่าตัวแปรมีความนิ่ง

กลยุทธ์ที่ 4 จะเริ่มด้วยการทดสอบ Unit root ก่อนสร้างแบบจำลอง หลังจากการทดสอบจะกำหนดแบบจำลองได้ตาม กลยุทธ์ที่ 4a โดยทำการหาผลต่างสำหรับตัวแปรที่ไม่มีความนิ่ง และทำการประมาณการ VAR ด้วยตัวแปรที่ถูกแปลงรูปแล้วร่วมกับตัวแปรที่มีความนิ่งอยู่แล้ว กลยุทธ์ที่ 4b จะทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวหลังจากทดสอบ Unit root หากพบความสัมพันธ์ดังกล่าว จะทำการเพิ่มพจน์การปรับตัวสู่ดุลยภาพ หากไม่พบความสัมพันธ์ดังกล่าว จะประมาณการ VAR โดยใช้ข้อมูลในรูปผลต่าง



ที่มา: Geoffrey Allen and Fildes (2005)

ภาพที่ 2.2 กลยุทธ์การสร้างแบบจำลองตามกรอบแนวคิดของ London school of economics methodology

การศึกษานี้จะเริ่มจากการทดสอบ Unit root หากข้อมูลเป็น $I(0)$ ทุกตัวแปร จะใช้แบบจำลอง VAR หากมีข้อมูลบางตัวแปรไม่มีความนิ่งที่ระดับ Level จะแปลงตัวแปรให้อยู่ผลต่างก่อนแล้วนำมาวิเคราะห์ในแบบจำลอง VAR และหากข้อมูลเป็น $I(1)$ ทุกตัวแปร จะทดสอบความสัมพันธ์เชิงคูลยภาพระยะยาว หากพบว่ามีความสัมพันธ์ดังกล่าว จะใช้แบบจำลอง VECM

2.2.7 การตรวจสอบความแม่นยำในการพยากรณ์

ในการประเมินความถูกต้องและแม่นยำ (Accuracy and precision) ของแบบจำลอง จะเป็นการตรวจสอบว่าค่าพยากรณ์มีความใกล้เคียงกับค่าจริงเพียงใด โดยแบ่งข้อมูลเพื่อใช้ประมาณการ (In-sample) และข้อมูลที่เป็นค่าจริงสำหรับใช้เพื่อเปรียบเทียบกับค่าพยากรณ์ (Ex-post) และพิจารณาความคลาดเคลื่อนจากทั้ง RMSE และ MAPE ซึ่งแสดงการคำนวณได้ดังนี้ (Zhu et al., 2019)

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (F_i - A_i)^2}$$

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{F_i - A_i}{A_i} \right| \times 100\%$$

เมื่อ n คือจำนวนค่าสังเกต โดยที่ F_i คือค่าพยากรณ์ และ A_i คือค่าจริง

โดยแบบจำลองที่มีค่า RMSE และ MAPE ที่ต่ำที่สุด จะหมายถึงแบบจำลองที่มีความเหมาะสมที่สุด ซึ่งจะถูกลเลือกเพื่อใช้ในการพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรในปี 2563 และ 2564

บทที่ 3
ข้อมูลทั่วไป

3.1 ข้าว

3.1.1 การผลิตและการตลาดข้าว

1) ด้านการผลิต

ปี 2557/58 - 2561/62 ประเทศไทยมีเนื้อที่เพาะปลูกข้าวรวมเพิ่มขึ้นร้อยละ 1.71 จาก 69.25 ล้านไร่ ในปี 2557/58 เป็น 70.98 ล้านไร่ ปี 2561/62 โดยเนื้อที่เพาะปลูกข้าวนาปรังมีอัตราการขยายตัวเพิ่มขึ้นร้อยละ 14.77 และข้าวนาปีมีอัตราการขยายลดลงร้อยละ 0.07

ผลผลิตข้าวรวมทั้งประเทศเพิ่มขึ้นร้อยละ 2.30 จาก 31.62 ล้านตัน ในปี 2557/58 เป็น 31.23 ปี 2561/62 โดยผลผลิตข้าวนาปรังมีอัตราการขยายตัวเพิ่มขึ้นร้อยละ 16.50 แต่ข้าวนาปีมีอัตราการขยายตัวลดลงร้อยละ 0.59

ผลผลิตต่อไร่รวมทั้งประเทศเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.58 จาก 457 กิโลกรัม ในปี 2557/58 เป็น 453 กิโลกรัม ปี 2561/62 โดยผลผลิตต่อไร่ข้าวนาปรังมีอัตราการขยายตัวเพิ่มขึ้นร้อยละ 1.50 แต่ข้าวนาปีมีอัตราการขยายตัวลดลงร้อยละ 0.51 (ตารางที่ 3.1.1)

ตารางที่ 3.1.1 เนื้อที่เพาะปลูก ผลผลิต และผลผลิตต่อไร่ ของข้าวนาปี และนาปรัง ปี 2558 - 2562

รายการ	ปี 2558 (2557/58)	ปี 2559 (2558/59)	ปี 2560 (2559/60)	ปี 2561 (2560/61)	ปี 2562 (2561/62)	เฉลี่ย	อัตราขยายตัว (ร้อยละ)
รวม							
เนื้อที่เพาะปลูก (ล้านไร่)	69.25	63.20	69.10	71.29	70.98	68.76	1.71
ผลผลิต (ล้านตัน)	31.62	27.42	31.86	32.90	32.35	31.23	2.30
ผลผลิตต่อไร่ (กก.)	457	434	461	461	456	453	0.58
ข้าวนาปี							
เนื้อที่เพาะปลูก (ล้านไร่)	60.79	58.06	58.65	59.22	59.98	59.34	-0.07
ผลผลิต (ล้านตัน)	26.27	24.31	25.24	24.93	25.18	25.19	-0.59
ผลผลิตต่อไร่ (กก.)	432	419	430	421	420	424	-0.51
ข้าวนาปรัง							
เนื้อที่เพาะปลูก (ล้านไร่)	8.46	5.14	10.46	12.07	11.00	9.43	14.77
ผลผลิต (ล้านตัน)	5.35	3.11	6.62	7.97	7.17	6.04	16.50
ผลผลิตต่อไร่ (กก.)	632	605	633	660	652	636	1.50

ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2562)

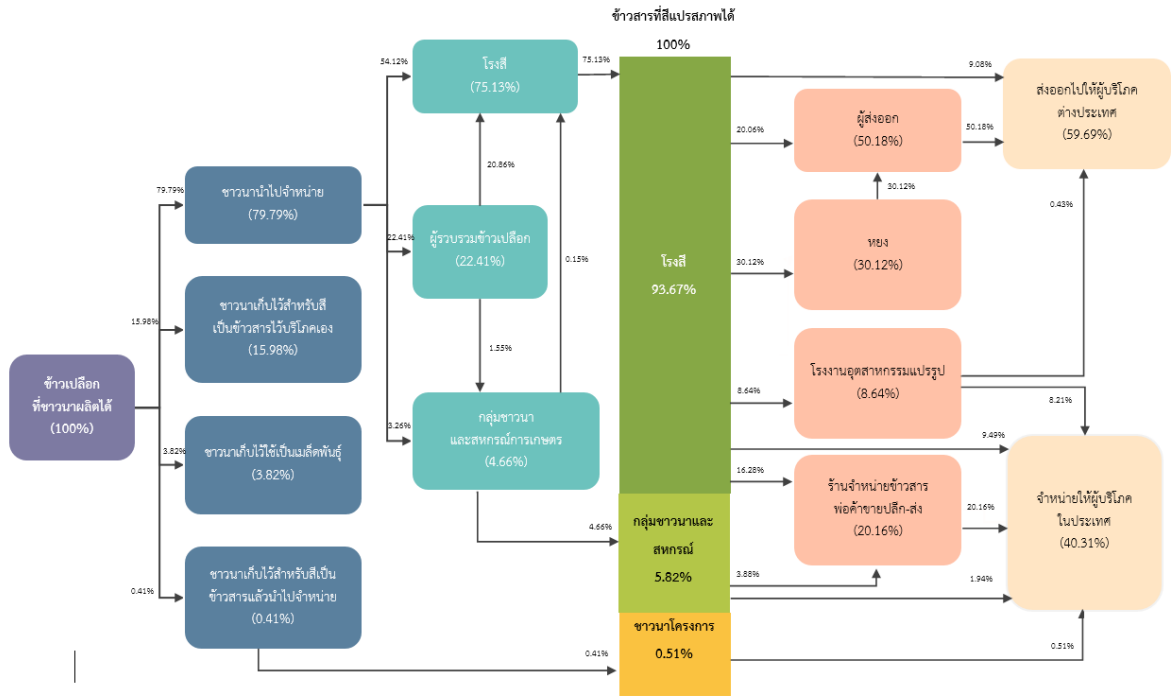
2) วิถีตลาดข้าว

2.1) ข้าวรวม

สำหรับวิถีตลาดข้าวรวม จากการศึกษาการกระจายข้าวเปลือกของชาวนาในระดับประเทศของกรมการข้าว (2562) พบว่าข้าวเปลือกร้อยละ 79.79 ของผลผลิตที่เก็บเกี่ยวทั้งหมด ชาวนาจะนำไปจำหน่ายสำหรับผลผลิตส่วนที่เหลือชาวนาจะเก็บไว้สำหรับบริโภคในครัวเรือนร้อยละ 15.98 เก็บไว้ใช้เป็นเมล็ดพันธุ์ร้อยละ 3.82 และสีเป็นข้าวสารเพื่อจำหน่ายร้อยละ 0.41 ของผลผลิตที่เก็บเกี่ยวทั้งหมดตามลำดับ

ลักษณะการจำหน่ายผลผลิตข้าวเปลือกชาวนาจำหน่ายข้าวเปลือกให้กับโรงสีข้าวโดยตรงร้อยละ 54.12 ของผลผลิตข้าวที่จำหน่ายทั้งหมดรองลงมาคือจำหน่ายให้ผู้รวบรวมข้าวเปลือก ร้อยละ 22.41 และจำหน่ายให้กลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรร้อยละ 3.26 ทั้งนี้ผู้รวบรวมข้าวเปลือกมีการจำหน่ายข้าวเปลือกต่อให้โรงสีข้าวอีกร้อยละ 20.86 และให้กลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรอีกร้อยละ 1.55 ส่วนกลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรมีการขายข้าวเปลือกต่อให้โรงสีข้าวเช่นกันคิดเป็นร้อยละ 0.15 โดยสรุปแล้วข้าวเปลือกที่จะนำไปแปรสภาพเป็นข้าวสารจะมาจาก 2 แหล่งคือจากโรงสีร้อยละ 75.13 และจากกลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรร้อยละ 4.66 ของผลผลิตข้าวที่จำหน่ายทั้งหมด

สำหรับข้าวเปลือกที่ถูกแปรสภาพเป็นข้าวสารเพื่อจำหน่ายจะมาจากแหล่งแปรสภาพ 3 แหล่งซึ่งส่วนใหญ่มาจากโรงสีข้าวร้อยละ 93.67 ของปริมาณข้าวสารที่แปรสภาพได้ทั้งหมดรองลงมาคือกลุ่มชาวนาและสหกรณ์ร้อยละ 5.82 และจากชาวนาสีเพื่อจำหน่ายเองอีกร้อยละ 0.51 โดยโรงสีข้าวมีการกระจายข้าวสารไปในช่องทางต่าง ๆ ส่วนใหญ่จะจำหน่ายให้หยังร้อยละ 30.12 รองลงมาคือจำหน่ายให้ผู้ส่งออกร้อยละ 20.06 จำหน่ายให้ร้านจำหน่ายข้าวสารหรือพ่อค้าขายปลีก-ส่งร้อยละ 16.28 จำหน่ายให้ผู้บริโภคภายในประเทศโดยตรงร้อยละ 9.49 โรงสีข้าวส่งออกต่างประเทศเองร้อยละ 9.08 และจำหน่ายให้โรงงานอุตสาหกรรมแปรรูปร้อยละ 8.64 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมดส่วนกลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรมีการกระจายข้าวสารเพียง 2 ช่องทางคือจำหน่ายให้ร้านจำหน่ายข้าวสารหรือพ่อค้าขายปลีก-ส่งร้อยละ 3.88 จำหน่ายให้ผู้บริโภคภายในประเทศโดยตรงร้อยละ 1.94 ของปริมาณข้าวสารที่แปรสภาพจากกลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรซึ่งในบางผู้ประกอบการก็มีการส่งต่อข้าวสารเพื่อการส่งออก เช่นหยังจะจำหน่ายข้าวทั้งหมดให้กับผู้ส่งออกจึงทำให้ผู้ส่งออกมีข้าวสารรวมคิดเป็นร้อยละ 50.18 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมด จึงสามารถสรุปได้ว่าข้าวที่ส่งออกไปยังผู้บริโภคต่างประเทศคิดเป็นร้อยละ 59.69 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมดมีแหล่งที่มาจากผู้ส่งออกร้อยละ 50.18 จากโรงสีข้าวร้อยละ 9.08 และจากโรงงานอุตสาหกรรมแปรรูปร้อยละ 0.43 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมดส่วนข้าวสารที่บริโภคภายในประเทศคิดเป็นร้อยละ 40.31 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมดมีแหล่งที่มาจากร้านจำหน่ายข้าวสารหรือพ่อค้าขายปลีก-ส่ง ร้อยละ 20.16 โรงสีข้าวร้อยละ 9.49 โรงงานอุตสาหกรรมแปรรูปร้อยละ 8.21 กลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรร้อยละ 1.94 และชาวนาสีเพื่อจำหน่ายเองร้อยละ 0.51 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมด



ที่มา: กรมการข้าว (2562)

ภาพที่ 3.1.1 วิถีตลาดข้าวรวม ปี 2562

2.2) ข้าวหอมมะลิ

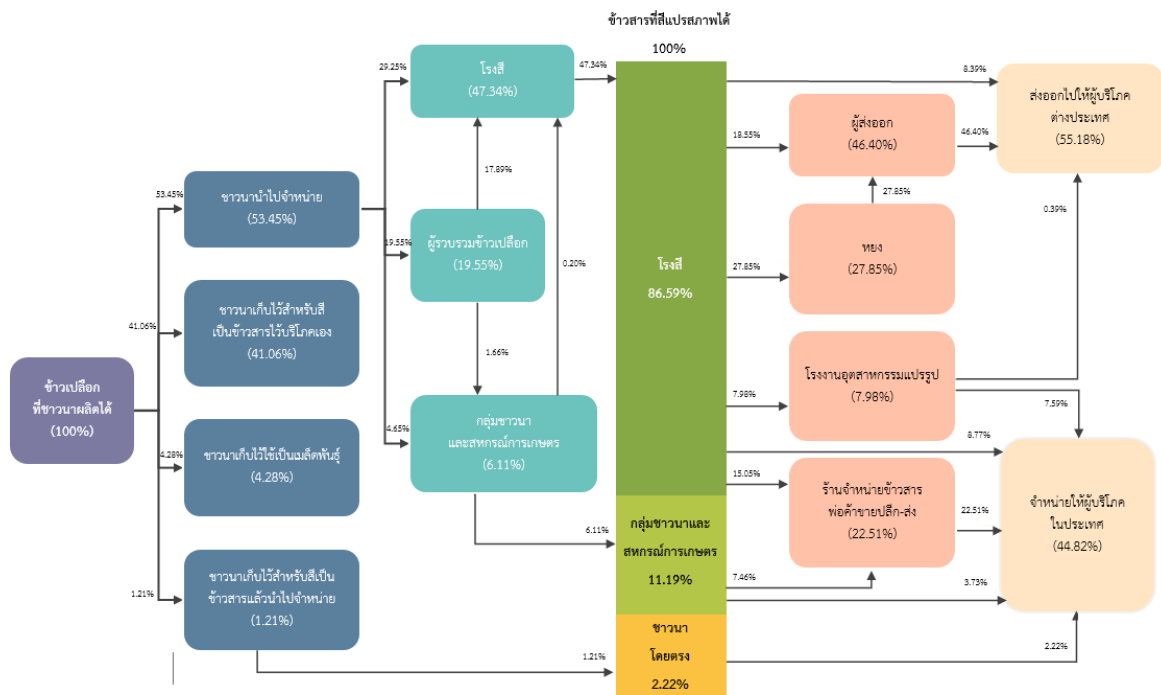
สำหรับวิถีตลาดข้าวหอมมะลิ จากการศึกษาการกระจายข้าวเปลือกของชาวนาในระดับประเทศของกรมการข้าว (2562) พบว่าข้าวเปลือกร้อยละ 53.45 ของผลผลิตที่เก็บเกี่ยวทั้งหมด ชาวนาจะนำไปจำหน่ายสำหรับผลผลิตส่วนที่เหลือชาวนาจะเก็บไว้สำหรับบริโภคในครัวเรือนร้อยละ 41.06 เก็บไว้ใช้เป็นเมล็ดพันธุ์ร้อยละ 4.28 และสีเป็นข้าวสารเพื่อจำหน่ายร้อยละ 1.21 ของผลผลิตที่เก็บเกี่ยวทั้งหมดตามลำดับ

ลักษณะการจำหน่ายผลผลิตข้าวเปลือกชาวนาจำหน่ายข้าวเปลือกให้กับโรงสีข้าวโดยตรงร้อยละ 29.25 ของผลผลิตข้าวที่จำหน่ายทั้งหมดตรงลงมาคือจำหน่ายให้ผู้รวบรวมข้าวเปลือก ร้อยละ 19.55 และจำหน่ายให้กลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรร้อยละ 4.65 ทั้งนี้ผู้รวบรวมข้าวเปลือกมีการจำหน่ายข้าวเปลือกต่อให้โรงสีข้าวอีกร้อยละ 17.89 และให้กลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรอีกร้อยละ 1.66 ส่วนกลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรมีการจำหน่ายข้าวเปลือกต่อให้โรงสีข้าวเช่นกันคิดเป็นร้อยละ 0.20 โดยสรุปแล้วข้าวเปลือกที่จะนำไปแปรสภาพเป็นข้าวสารจะมาจาก 2 แหล่งคือจากโรงสีข้าวร้อยละ 47.34 และจากกลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรร้อยละ 6.11 ของผลผลิตข้าวที่ขายทั้งหมด

สำหรับข้าวเปลือกที่ถูกแปรสภาพเป็นข้าวสารเพื่อจำหน่ายจะมาจากแหล่งแปรสภาพ 3 แหล่งซึ่งส่วนใหญ่มาจากโรงสีข้าวร้อยละ 86.59 ของปริมาณข้าวสารที่แปรสภาพได้ทั้งหมดตรงลงมาคือกลุ่มชาวนาและสหกรณ์ร้อยละ 11.19 และจากชาวนาสีเพื่อจำหน่ายเองอีกร้อยละ 2.22 โดยโรงสีข้าวมีการกระจายข้าวสารไปในช่องทางต่าง ๆ ส่วนใหญ่จะจำหน่ายให้ห้างร้อยละ 27.85 รองลงมาคือจำหน่ายให้ผู้ส่งออกร้อยละ 18.55 จำหน่ายให้ร้านจำหน่ายข้าวสารหรือพ็อค้าขายปลีก-ส่งร้อยละ

15.05 จำหน่ายให้ผู้บริโภคภายในประเทศโดยตรงร้อยละ 8.77 โรงสีข้าวส่งออกต่างประเทศเองร้อยละ 8.39 และจำหน่ายให้โรงงานอุตสาหกรรมแปรรูปร้อยละ 7.98 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมดส่วนกลุ่มชาวนาและสหกรณ์เกษตรกรมีการกระจายข้าวสารเพียง 2 ช่องทาง คือ จำหน่ายให้ร้านจำหน่ายข้าวสารหรือพ่อค้าขายปลีก-ส่งร้อยละ 7.46 จำหน่ายให้ผู้บริโภคภายในประเทศโดยตรงร้อยละ 3.73 ของปริมาณข้าวสารที่แปรรูปจากกลุ่มชาวนาและสหกรณ์เกษตรกรซึ่งในบางผู้ประกอบการก็มีการส่งต่อข้าวสารเพื่อการส่งออกเช่นหยงจะจำหน่ายข้าวทั้งหมดให้กับผู้ส่งออกจึงทำให้ผู้ส่งออกมีข้าวสารรวมคิดเป็นร้อยละ 46.40 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมด

จึงสามารถสรุปได้ว่าข้าวที่ส่งออกไปยังผู้บริโภคต่างประเทศคิดเป็นร้อยละ 55.18 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมดมีแหล่งที่มาจากผู้ส่งออกร้อยละ 46.40 จากโรงสีข้าวร้อยละ 8.39 และจากโรงงานอุตสาหกรรมแปรรูปร้อยละ 0.39 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมดส่วนข้าวสารที่บริโภคภายในประเทศคิดเป็นร้อยละ 44.82 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมดมีแหล่งที่มาจากร้านจำหน่ายข้าวสารหรือพ่อค้าขายปลีก-ส่ง ร้อยละ 22.51 โรงสีข้าวร้อยละ 8.77 โรงงานอุตสาหกรรมแปรรูปร้อยละ 7.59 กลุ่มชาวนาและสหกรณ์เกษตรกรร้อยละ 3.73 และชาวนาสีเพื่อจำหน่ายเองร้อยละ 2.22 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมด



ที่มา: กรมการข้าว (2562)

ภาพที่ 3.1.2 วิถีตลาดข้าวหอมมะลิ ปี 2562

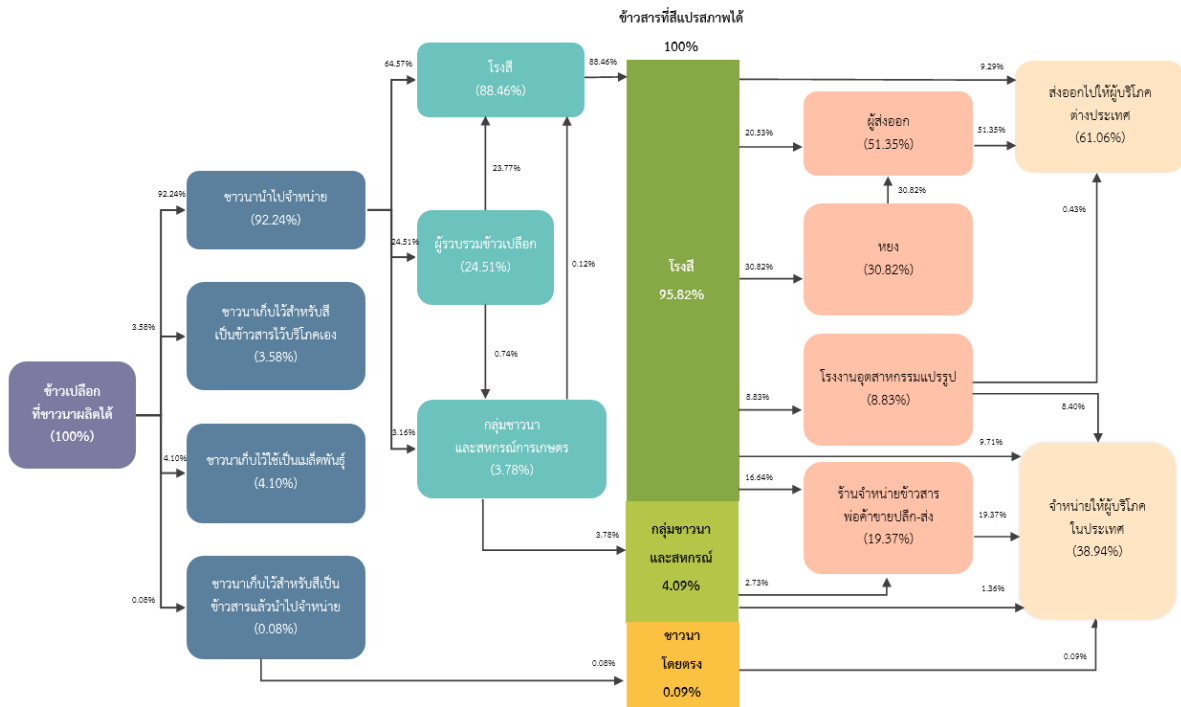
2.3) ข้าวเจ้าขาว

สำหรับวิถีตลาดของข้าวเจ้าขาว จากการศึกษาการกระจายข้าวเปลือกของชาวนาในระดับประเทศของกรมการข้าว (2562) พบว่าข้าวเปลือกร้อยละ 92.24 ของผลผลิตที่เก็บเกี่ยวทั้งหมด ชาวนาจะนำไปจำหน่ายสำหรับผลผลิตส่วนที่เหลือชาวนาจะเก็บไว้ใช้เป็นเมล็ดพันธุ์ร้อยละ 4.10 เก็บไว้สำหรับบริโภคในครัวเรือนร้อยละ 3.58 และสีเป็นข้าวสารเพื่อจำหน่ายร้อยละ 0.08 ของผลผลิตที่เก็บเกี่ยวทั้งหมดตามลำดับ

ลักษณะการจำหน่ายผลผลิตข้าวเปลือกชาวนาจะจำหน่ายข้าวเปลือกให้กับโรงสีข้าวโดยตรงร้อยละ 64.57 ของผลผลิตข้าวที่จำหน่ายทั้งหมดรองลงมาคือจำหน่ายให้ผู้รวบรวมข้าวเปลือก ร้อยละ 24.51 และจำหน่ายให้กลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรร้อยละ 3.16 ทั้งนี้ผู้รวบรวมข้าวเปลือกมีการจำหน่ายข้าวเปลือกต่อให้โรงสีข้าวอีกร้อยละ 23.77 และให้กลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรอีกร้อยละ 0.74 ส่วนกลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรมีการจำหน่ายข้าวเปลือกต่อให้โรงสีข้าวเช่นกันคิดเป็นร้อยละ 0.12 โดยสรุปแล้วข้าวเปลือกที่จะนำไปแปรสภาพเป็นข้าวสารจะมาจาก 2 แหล่ง คือ จากโรงสีข้าวร้อยละ 88.46 และจากกลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรร้อยละ 3.78 ของผลผลิตข้าวที่จำหน่ายทั้งหมด

สำหรับข้าวเปลือกที่ถูกแปรสภาพเป็นข้าวสารเพื่อจำหน่ายจะมาจากแหล่งแปรสภาพ 3 แหล่งซึ่งส่วนใหญ่มาจากโรงสีข้าวร้อยละ 95.82 ของปริมาณข้าวสารที่แปรสภาพได้ทั้งหมดรองลงมาคือกลุ่มชาวนาและสหกรณ์ร้อยละ 4.09 และจากชาวนาสีเพื่อจำหน่ายเองอีกร้อยละ 0.09 โดยโรงสีข้าวมีการกระจายข้าวสารไปในช่องทางต่าง ๆ ส่วนใหญ่จะจำหน่ายให้ห้างร้อยละ 30.82 รองลงมาคือจำหน่ายให้ผู้ส่งออกร้อยละ 20.53 จำหน่ายให้ร้านจำหน่ายข้าวสารหรือพ่อค้าขายปลีก-ส่งร้อยละ 16.64 จำหน่ายให้ผู้บริโภคภายในประเทศโดยตรงร้อยละ 9.71 โรงสีข้าวส่งออกต่างประเทศเองร้อยละ 9.29 และจำหน่ายให้โรงงานอุตสาหกรรมแปรรูปร้อยละ 8.83 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมดส่วนกลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรมีการกระจายข้าวสารเพียง 2 ช่องทาง คือจำหน่ายให้ร้านจำหน่ายข้าวสารหรือพ่อค้าขายปลีก-ส่งร้อยละ 2.73 จำหน่ายให้ผู้บริโภคภายในประเทศโดยตรงร้อยละ 1.36 ของปริมาณข้าวสารที่แปรสภาพจากกลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรซึ่งในบางผู้ประกอบการก็มีการส่งต่อข้าวสารเพื่อการส่งออก เช่นห้างจะจำหน่ายข้าวทั้งหมดให้กับผู้ส่งออกจึงทำให้ผู้ส่งออกมีข้าวสารรวมคิดเป็นร้อยละ 51.35 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมด

จึงสามารถสรุปได้ว่าข้าวที่ส่งออกไปยังผู้บริโภคต่างประเทศคิดเป็นร้อยละ 61.06 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมดมีแหล่งที่มาจากผู้ส่งออกร้อยละ 51.35 จากโรงสีข้าวร้อยละ 9.29 และจากโรงงานอุตสาหกรรมแปรรูปร้อยละ 0.43 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมดส่วนข้าวสารที่บริโภคภายในประเทศคิดเป็นร้อยละ 38.94 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมดมีแหล่งที่มาจากร้านจำหน่ายข้าวสารหรือพ่อค้าขายปลีก-ส่งร้อยละ 19.37 โรงสีข้าวร้อยละ 9.71 โรงงานอุตสาหกรรมแปรรูปร้อยละ 8.40 กลุ่มชาวนาและสหกรณ์การเกษตรร้อยละ 1.36 และชาวนาสีเพื่อจำหน่ายเองร้อยละ 0.09 ของปริมาณข้าวสารทั้งหมด



ที่มา: กรมการข้าว (2562)

ภาพที่ 3.1.3 วิถีตลาดข้าวเจ้าขาว ปี 2562

3.1.2 บัญชีสมดุลข้าว

ปี 2558 - 2562 ผลผลิตข้าวเฉลี่ยประมาณ 20.61 ล้านตันข้าวสารต่อปี โดยมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเฉลี่ยร้อยละ 2.30 ต่อปี สำหรับความต้องการใช้ข้าว เฉลี่ยประมาณ 20.61 ล้านตันข้าวสารต่อปี แบ่งออกเป็น ความต้องการใช้เพื่อส่งออกเฉลี่ย 10.06 ล้านตันข้าวสารต่อปี และความต้องการใช้ภายในประเทศเฉลี่ย 10.56 ล้านตันข้าวสารต่อปี ทั้งนี้ ความต้องการใช้เพื่อส่งออกมีแนวโน้มลดลงเฉลี่ยร้อยละ 3.87 ต่อปี ขณะที่ความต้องการใช้ภายในประเทศมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเฉลี่ยร้อยละ 7.17 ต่อปี (ตารางที่ 3.1.2)

ตารางที่ 3.1.2 ความต้องการใช้ข้าว ปี 2558 - 2562

หน่วย: ล้านตันข้าวสาร

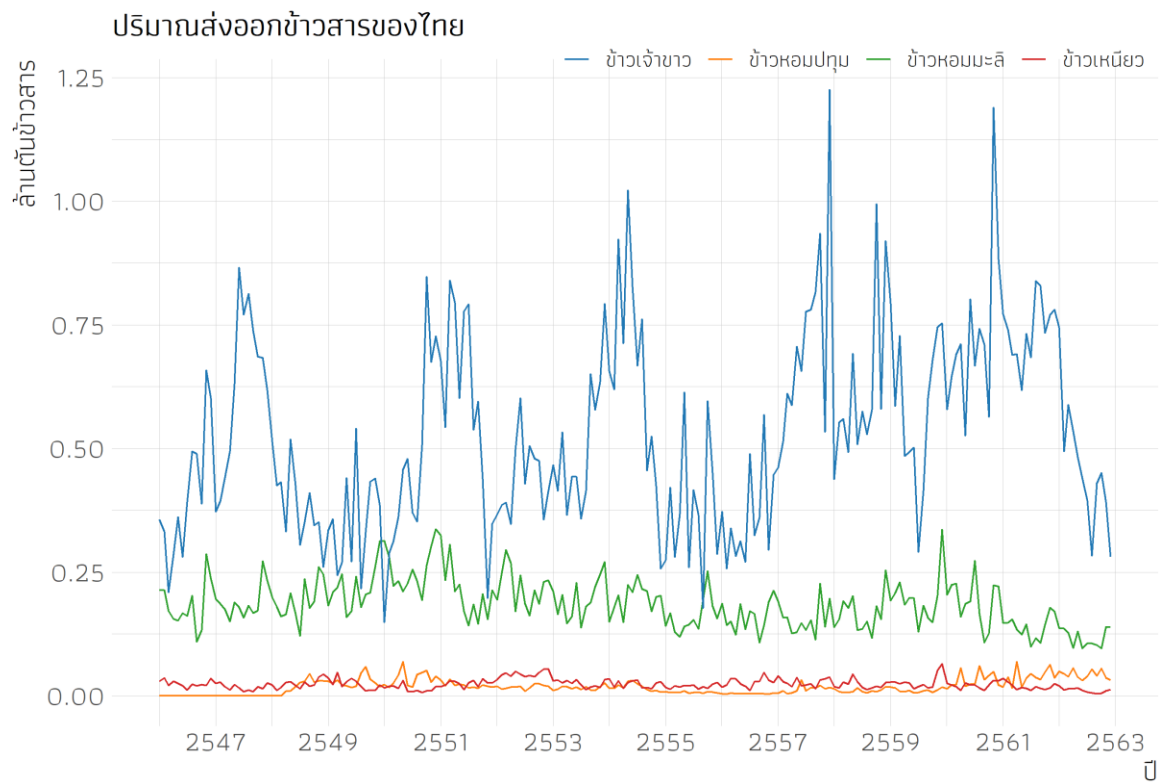
ปี	อุปทาน		อุปสงค์	
	ผลผลิตในประเทศ ¹	ส่งออก ²	ความต้องการใช้ในประเทศ ³	รวม
2558	20.87	9.796	11.07	20.87
2559	18.10	9.9908	8.11	18.10
2560	21.03	11.674	9.35	21.03
2561	21.71	11.232	10.48	21.71
2562	21.35	7.584	13.77	21.35
เฉลี่ย	20.61	10.06	10.56	20.61
อัตราเพิ่ม	2.30	-3.87	7.17	2.30

ที่มา: ¹ สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2563)² กรมศุลกากร (2563)³ ความต้องการใช้ในประเทศ หมายถึง ความต้องการบริโภค ความต้องการใช้ในอุตสาหกรรม และความต้องการใช้เมล็ดพันธุ์ ซึ่งคำนวณจากการนำปริมาณผลผลิตลบด้วยปริมาณส่งออก

3.1.3 ความเคลื่อนไหวของความต้องการของข้าว

จากกราฟแสดงปริมาณการส่งออกข้าว 4 ชนิดพันธุ์ รายเดือน ช่วงปี 2546 - 2562 ประกอบด้วย ข้าวหอมมะลิ ข้าวเจ้าขาว ข้าวหอมปทุมธานี และข้าวเหนียว โดยหากเรียงลำดับจากปริมาณการส่งออกมากไปน้อย พบว่า ข้าวเจ้าขาวมีปริมาณการส่งออกมากที่สุด 530,296 ตันข้าวสารต่อเดือน (6,363,558 ตันข้าวสารต่อปี) รองลงมาได้แก่ ข้าวหอมมะลิ 184,963 ตันข้าวสารต่อเดือน (2,219,553 ตันข้าวสารต่อปี) ข้าวเหนียว 23,378 ตันข้าวสารต่อเดือน (280,532 ตันข้าวสารต่อปี) และข้าวหอมปทุมธานี 18,523 ตันข้าวสารต่อเดือน (222,280 ตันข้าวสารต่อปี) ตามลำดับ โดยข้าวเจ้าขาวมีตลาดหลักเป็นประเทศในภูมิภาคแอฟริกา ตะวันออกกลาง และอาเซียน และข้าวหอมมะลิมีตลาดหลัก คือ ประเทศจีน ฮองกง และสหรัฐอเมริกา ซึ่งช่วงที่มโนบายจำหน่ายข้าว ระหว่างปี 2554 - 2557 การส่งออกข้าวเจ้าขาวลดลงอย่างมีนัยสำคัญและเริ่มเพิ่มขึ้นหลังจากยกเลิกนโยบาย อย่างไรก็ตามก็สังเกตเห็นได้ว่าการส่งออกข้าวหอมมะลิในช่วงที่มโนบายจำหน่ายข้าว ไม่ได้ลดลงอย่างมีนัยสำคัญอย่างกรณีข้าวเจ้าขาว (ภาพที่ 3.1.4)

การศึกษาความต้องการข้าวในครั้งนี้จะพิจารณาความต้องการของส่งออกข้าวของข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาว เนื่องจากเป็นสินค้าที่มีปริมาณในการส่งออกมาก



ที่มา: กรมศุลกากร (2552)

ภาพที่ 3.1.4 ความเคลื่อนไหวของปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิไทยและข้าวเจ้าขาว ช่วงปี 2546-2562

3.2 มັນสำปะหลัง

3.2.1 การผลิตและการตลาดมันสำปะหลัง

1.1) ด้านการผลิต

พื้นที่ปลูกมันสำปะหลัง ช่วงปี 2558 – 2562 ทั้งประเทศเฉลี่ย 9.00 ล้านไร่ มีแนวโน้มพื้นที่ปลูกลดลงร้อยละ 1.85 ต่อปี โดยพื้นที่ปลูกส่วนใหญ่เป็นภาคตะวันออกเฉียงเหนือเฉลี่ย 4.84 ล้านไร่ คิดเป็นร้อยละ 53.83 ของพื้นที่ปลูกทั้งประเทศ รองลงมาเป็นภาคเหนือเฉลี่ย 2.01 ล้านไร่ คิดเป็นร้อยละ 22.37 และภาคกลางเฉลี่ย 2.14 ล้านไร่ คิดเป็นร้อยละ 23.80 โดยช่วง 5 ปีที่ผ่านมา (ปี 2558 - 2562) ทั้ง 3 ภาค มีแนวโน้มพื้นที่ปลูกลดลง ซึ่งภาคกลางมีแนวโน้มลดลงสูงสุด ร้อยละ 5.92 ต่อปี พื้นที่ปลูกลดลง เนื่องจากสภาวะอากาศแห้งแล้งทำให้ผลผลิตบางพื้นที่เสียหาย เกษตรกรบางรายขาดแคลนท่อนพันธุ์ จึงปล่อยให้พื้นที่ว่างเปล่า หรือหันไปปลูกพืชใช้น้ำน้อยทดแทน (ตารางที่ 3.2.1)

ตารางที่ 3.2.1 ข้อมูลเนื้อที่เพาะปลูก ผลผลิต และผลผลิตต่อไร่มันสำปะหลัง แยกภาค ปี 2558 - 2562

รายการ	ปี 2558	ปี 2559	ปี 2560	ปี 2561	ปี 2562	หน่วย: ล้านไร่/ล้านตัน	
						เฉลี่ย	อัตราขยายตัว (ร้อยละ)
ทั้งประเทศ							
เนื้อที่เพาะปลูก	9.32	9.32	8.92	8.62	8.82	9.00	- 1.85
ผลผลิต	32.36	31.16	30.50	29.37	31.08	30.89	- 1.39
ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ							
เนื้อที่เพาะปลูก	4.89	4.87	4.81	4.76	4.89	4.84	- 0.22
ผลผลิต	16.86	16.96	16.84	16.46	17.53	16.93	0.48
ภาคเหนือ							
เนื้อที่เพาะปลูก	2.05	2.10	1.98	1.93	2.00	2.01	- 1.34
ผลผลิต	7.18	6.66	6.55	6.48	6.79	6.73	- 1.37
ภาคกลาง							
เนื้อที่เพาะปลูก	2.38	2.35	2.13	1.93	1.93	2.14	- 5.92
ผลผลิต	8.32	7.54	7.11	6.43	6.76	7.23	- 5.59

ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2562)

เนื้อที่เก็บเกี่ยวผลผลิต ช่วงปี 2558 – 2562 ทั้งประเทศเฉลี่ย 8.75 ล้านตัน ภาพรวมมีแนวโน้มลดลงร้อยละ 1.50 ต่อปี โดยเนื้อที่เก็บเกี่ยวผลผลิตภาคกลางมีแนวโน้มลดลงมากที่สุดร้อยละ 5.94 ต่อปี ภาคตะวันออกเฉียงเหนือมีแนวโน้มลดลงเล็กน้อยร้อยละ 0.19 ต่อปี แต่ภาคเหนือยังมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเล็กน้อยหรือแทบจะไม่เปลี่ยนแปลงร้อยละ 0.15 ต่อปี (ตารางที่ 3.2.1)

ผลผลิตมันสำปะหลัง ช่วงปี 2558 - 2562 ทั้งประเทศเฉลี่ย 30.89 ล้านตัน ภาพรวมมีแนวโน้มลดลง ร้อยละ 1.39 ต่อปี โดยผลผลิตของภาคตะวันออกเฉียงเหนือ เฉลี่ย 16.93 ล้านตัน คิดเป็นร้อยละ 54.80 ของผลผลิตทั้งประเทศ มีแนวโน้มขยายตัว ร้อยละ 0.48 ต่อปี รองลงมาเป็นภาคเหนือ และภาคกลาง ผลผลิตคิดเป็นร้อยละ 21.79 และร้อยละ 23.41 ของผลผลิตทั้งประเทศ ซึ่งมีแนวโน้มลดลง ร้อยละ 1.37 และ 5.59 ต่อปี ตามลำดับ (ตารางที่ 3.2.1)

1.2) โครงสร้างสินค้ามันสำปะหลัง

การผลิตมันสำปะหลังของไทย จากต้นน้ำ กลางน้ำ และปลายน้ำ พบว่ามีผู้เกี่ยวข้องที่มีหน้าที่และบทบาทในการกำหนดราคามันสำปะหลังในแต่ละระดับ ดังนี้ (ภาพที่ 3.2.1)

1.2.1) เกษตรกรผู้ผลิตมันสำปะหลัง ส่วนใหญ่จะเป็นเกษตรกรรายย่อย เมื่อเก็บเกี่ยวผลผลิตจะจำหน่ายผลผลิตส่วนใหญ่ให้จุดรับซื้อ/ลานมันเส้น ร้อยละ 66 อีกร้อยละ 17 เกษตรกรจะกระจายส่งผลผลิตตามลานมันเส้น โรงงานแป้งมันสำปะหลัง และโรงงานเอทานอล การรับซื้อมันสำปะหลังจะกำหนดตามคุณภาพของหัวมัน คือ หัวมันสำปะหลังสดคละ หัวมันสำปะหลังเชื้อแป้งร้อยละ 20 หัวมันสำปะหลังเชื้อแป้งร้อยละ 25 และหัวมันสำปะหลังเชื้อแป้งร้อยละ 30

1.2.2) ลานมันเส้น รับซื้อหัวมันสำปะหลังสดเพื่อแปรรูปเป็นมันเส้นแล้วส่งออกเป็นหลัก ผลผลิตจะมาจากเกษตรกรและนำเข้าจากประเทศเพื่อนบ้าน คิดเป็น ร้อยละ 26 โดยส่วนใหญ่ส่งออกไปจีน ร้อยละ 19 ที่เหลือร้อยละ 7 ใช้ในอุตสาหกรรมอาหารสัตว์ในประเทศ

1.2.3) โรงงานแป้งมันสำปะหลัง ผลผลิตจะมาจากเกษตรกรและนำเข้าจากประเทศเพื่อนบ้าน คิดเป็นร้อยละ 64 โรงงานนำหัวมันสดเข้ากระบวนการแปรรูปจนได้แป้งผง บรรจุถุงเพื่อการส่งออกเป็นหลัก คิดเป็น ร้อยละ 47 ที่เหลือร้อยละ 17 ใช้ในประเทศในอุตสาหกรรมอาหารและเครื่องดื่ม สิ่งทอ กระดาษ ไม้อัด เป็นต้น

1.2.4) โรงงานเอทานอล ผลผลิตจะมาจากเกษตรกรและนำเข้าจากประเทศเพื่อนบ้าน คิดเป็นร้อยละ 10 โดยโรงงานรับซื้อหัวมันสดจากเกษตรกรนำมาทำเอทานอลใช้ในประเทศ



ที่มา: จากการสำรวจ

ภาพที่ 3.2.1 แผนภาพแสดงโครงสร้างสินค้าไม้สำปะหลัง

3.2.2 บัญชีสมดุลไม้สำปะหลัง

ปี 2558 - 2562 ผลผลิตไม้สำปะหลังเฉลี่ย 35.41 ล้านตัน แบ่งเป็นผลผลิตในประเทศ 30.89 ล้านตัน นำเข้า 4.52 ล้านตัน ในส่วนของความต้องการใช้ทั้งหมดเฉลี่ย 38.82 ล้านตัน เป็นความต้องการใช้ในประเทศ 10.17 ล้านตัน ส่งออก 28.65 ล้านตัน โดยจากตารางที่ 3.2.2 จะเห็นว่าผลผลิตรวมและความต้องการใช้ไม้สำปะหลังรวมในแต่ละปีมีปริมาณไม่เท่ากัน เนื่องจากปริมาณผลผลิตคำนวณโดยสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร และความต้องการใช้ไม้สำปะหลังในประเทศคำนวณโดยสมาคมการค้าไม้สำปะหลังไทย ซึ่งจะเห็นว่าข้อมูลมีแหล่งที่มาต่างกันวิธีการคำนวณจึงต่างกัน

ตารางที่ 3.2.2 ความต้องการใช้และผลผลิตไม้สำปะหลัง ปี 2558 - 2562

ปี	นำเข้า ^{1/}	ผลผลิต ^{2/}	รวม	ส่งออก ^{1/}	ใช้ในประเทศ ^{3/}	รวม
2558	3.77	32.36	36.13	32.26	9.36	41.61
2559	5.45	31.16	36.61	32.05	9.91	41.95
2560	5.94	30.50	36.44	31.62	10.88	42.51
2561	3.69	29.37	33.06	25.58	9.72	35.30
2562	3.75	31.08	34.83	21.76	10.99	32.75
เฉลี่ย	4.52	30.89	35.41	28.65	10.17	38.82
อัตราเพิ่ม	-3.93	-1.39	-1.74	-9.63	3.06	-6.31

ที่มา: ^{1/} กรมศุลกากร (2563)

^{2/} สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2563)

^{3/} สมาคมการค้าไม้สำปะหลังไทย (2563)

3.2.3 ความเคลื่อนไหวของความต้องการของน้ำมันสำปะหลัง

ปริมาณการส่งออกมันเส้นและแป้งมันสำปะหลัง² ช่วงปี 2550 - 2562 โดยปริมาณการส่งออกมันเส้นเฉลี่ย 4,511,506 ตันต่อปี ปริมาณการส่งออกแป้งมันสำปะหลังเฉลี่ย 2,382,733 ตันต่อปี โดยจีนเป็นประเทศที่นำเข้าผลิตภัณฑ์มันสำปะหลังจากไทยเป็นอันดับหนึ่ง ซึ่งในปี 2551 จีนมีการนำเข้าผลิตภัณฑ์มันสำปะหลังลดลงเนื่องจากจีนมีนโยบายชะลอการนำเข้ามันเส้นจากต่างประเทศ โดยเน้นการใช้วัตถุดิบทดแทนในประเทศ และเริ่มนำเข้าเพิ่มขึ้นตามปกติในช่วงปี 2552 และสงครามการค้าระหว่างสหรัฐอเมริกาและจีน ในช่วงหลังของปี 2561 - 2562 ส่งผลให้ไทยส่งออกผลิตภัณฑ์มันสำปะหลังไปยังจีนได้ลดลง (ตารางที่ 3.2.3) ปริมาณการส่งออกมันเส้นและแป้งมันสำปะหลัง รายเดือน ช่วงปี 2550 - 2562 โดยปริมาณการส่งออกมันเส้นต่อเดือนเฉลี่ย 380,145 ตัน ปริมาณการส่งออกแป้งมันสำปะหลังต่อเดือนเฉลี่ย 198,561 ตัน (ภาพที่ 3.2.2)

การศึกษาความต้องการมันสำปะหลังในครั้งนี้จะพิจารณาความต้องการของตลาดจีนในสินค้าแป้งมันสำปะหลังและมันเส้น โดยใช้ข้อมูลปริมาณการส่งออกแป้งมันสำปะหลังและมันเส้นของไทยไปยังประเทศจีนเป็นตัวแทนของความต้องการ

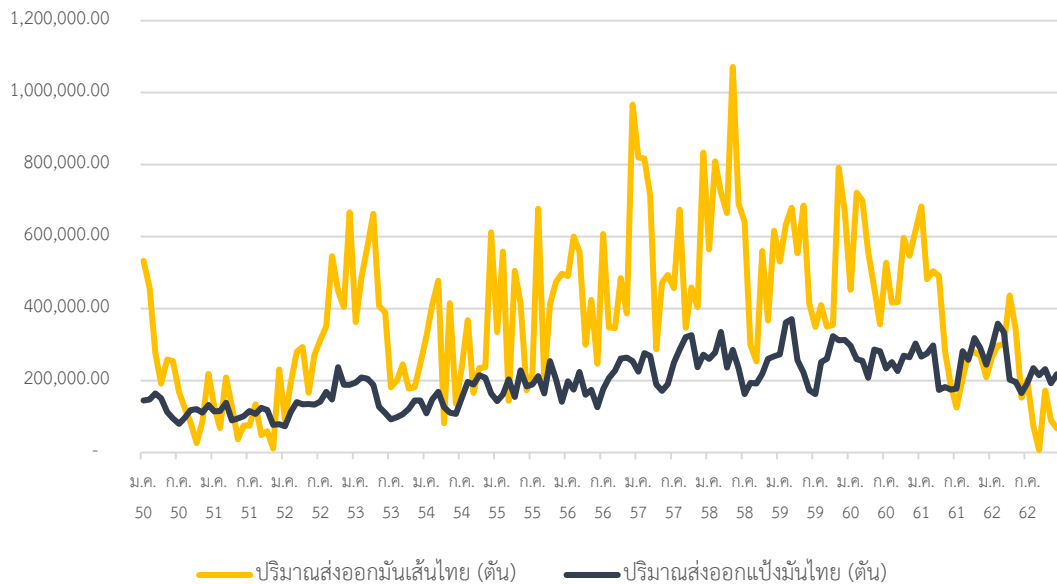
² แป้งมันสำปะหลัง แบ่งออกเป็น แป้งมันสำปะหลัง (รหัสศุลกากร 1106.2010, 1106.2021, 1108.1400, 1106.2029) กับแป้งดัดแปร (รหัสศุลกากร 3505.1010.000, 3505.1090.910, 3505.1090.003, 3505.1090.004) ในการศึกษาใช้แป้งมันสำปะหลัง (รหัสศุลกากร 1106.2010, 1106.2021, 1108.1400, 1106.2029)

ตารางที่ 3.2.3 ปริมาณการส่งออกมันเส้นและแป้งมันสำปะหลังของประเทศไทย ปี 2550-2562

หน่วย: ตัน

ปี	ปริมาณการส่งออก	
	มันเส้น	แป้งมันสำปะหลัง
2550	1,471,108	2,680,451
2551	1,272,169	1,202,463
2552	1,798,100	4,024,228
2553	1,740,806	4,297,934
2554	1,891,343	4,589,979
2555	2,235,574	4,884,399
2556	2,445,612	5,254,682
2557	3,012,111	5,495,293
2558	2,923,441	5,614,030
2559	3,276,979	5,482,422
2560	3,133,778	5,332,200
2561	2,939,031	5,031,390
2562	2,835,484	4,760,109
อัตราเพิ่ม (ร้อยละ)	1.074	1.076

ที่มา: กรมศุลกากร (2563)



ที่มา: กรมศุลกากร (2563)

ภาพที่ 3.2.2 ความเคลื่อนไหวของปริมาณส่งออกมันเส้นและแป้งมันสำปะหลังไทย ช่วงปี 2550-2562

3.3 ปาล์มน้ำมัน

3.3.1 การผลิตและการตลาดปาล์มน้ำมัน

1) ด้านการผลิต

ปี 2558 - 2562 เนื้อที่ให้ผล ผลผลิต และผลผลิตต่อไร่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นร้อยละ 7.14 ต่อปี ร้อยละ 9.32 ต่อปี และร้อยละ 2.04 ต่อปี ตามลำดับ โดยปี 2562 มีเนื้อที่ให้ผล 5.60 ล้านไร่ เพิ่มขึ้นจาก 5.35 ล้านไร่ ในปี 2561 ร้อยละ 4.66 ในขณะที่ผลผลิต 16.77 ล้านตัน และผลผลิตต่อไร่ 2,994 กิโลกรัม ในปี 2562 ลดลงจากผลผลิต 15.53 ล้านตัน และผลผลิตต่อไร่ 2,902 กิโลกรัม ในปี 2561 ร้อยละ 7.39 ร้อยละ 3.07 ตามลำดับ เนื่องจากสถานการณ์ภัยแล้ง และภาวะฝนทิ้งช่วงโดยเฉพาะในแหล่งผลิตสำคัญ สุราษฎร์ธานี กระบี่ และชุมพร ส่งผลให้ผลผลิตต่อไร่เฉลี่ยลดลง (ตารางที่ 3.3.1)

ตารางที่ 3.3.1 เนื้อที่ให้ผล ผลผลิต และผลผลิตต่อไร่ของปาล์มน้ำมันของประเทศไทย ปี 2558 - 2562

ปี	เนื้อที่ให้ผล (ไร่)	ผลผลิต (ตัน)	ผลผลิตต่อไร่ (ตัน)
2558	4,317,615	12,396,682	2.871
2559	4,520,960	11,662,559	2.580
2560	4,982,050	14,452,261	2.901
2561	5,352,641	15,534,984	2.902
2562	5,602,017	16,772,430	2.994
อัตราเพิ่ม (%)	7.14	9.32	2.04

ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2563)

2) ด้านการตลาด

2.1) ความต้องการใช้

ปี 2558 - 2562 ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบของไทยมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ทั้งเพื่อการบริโภคและเพื่อพลังงานทดแทน (ผลิตไบโอดีเซลและผลิตกระแสไฟฟ้า) ร้อยละ 9.14 ต่อปี และร้อยละ 17.32 ต่อปี ตามลำดับ โดยปี 2562 มีความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบเพื่อการบริโภค 1.463 ล้านตัน สูงขึ้นจาก 1.227 ล้านตัน ในปี 2561 ร้อยละ 19.23 และมีความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบเพื่อพลังงานทดแทน 1.527 ล้านตัน (ผลิตไบโอดีเซล 1.337 ล้านตัน และผลิตกระแสไฟฟ้า 0.190 ล้านตัน) สูงขึ้นจาก 1.200 ล้านตัน ในปี 2561 ร้อยละ 27.25 (ตารางที่ 3.3.2)

ตารางที่ 3.3.2 บัญชีสมดุลน้ำมันปาล์มดิบ ปี 2558 - 2562

หน่วย: ล้านตัน

ปี	สต็อกต้นปี	ผลผลิต	นำเข้า	รวม	ส่งออก	บริโภคภายในประเทศ		สต็อกปลายปี	รวม
						บริโภค	ไบโอดีเซล		
2558	0.168	2.068	0.053	2.289	0.068	1.053	0.833	0.335	2.289
2559	0.334	1.804	0.014	2.153	0.056	0.988	0.816	0.293	2.153
2560	0.293	2.626	0.006	2.925	0.303	1.166	0.971	0.485	2.925
2561	0.485	2.778	0.003	3.266	0.373	1.227	1.200	0.466	3.266
2562	0.378	3.034	0.004	3.416	0.296	1.463	1.527 ^{1/}	0.309	3.595
อัตราเพิ่ม (ร้อยละ)	22.08	12.73	-48.87	12.95	62.22	9.14	17.32	3.07	14.11

หมายเหตุ: ^{1/}ใช้ไปผลิตไฟฟ้า 0.190 ล้านตัน

ที่มา: กรมการค้าภายใน (2563)

2.2) การส่งออก

ปี 2562 ปริมาณการส่งออกน้ำมันปาล์มดิบและผลิตภัณฑ์ของไทยลดลงร้อยละ 20.64 จากปี 2561 เนื่องจากราคาน้ำมันปาล์มดิบของไทยสูงกว่าราคาตลาดโลก ส่งผลต่อความสามารถในการส่งออกน้ำมันปาล์มดิบและผลิตภัณฑ์ของไทยลดลง และมูลค่าการส่งออกน้ำมันปาล์มดิบและผลิตภัณฑ์ของไทยลดลงร้อยละ 38.16 จากปี 2561

ตารางที่ 3.3.3 ปริมาณและมูลค่าการส่งออกและนำเข้าน้ำมันปาล์มดิบและผลิตภัณฑ์ ปี 2558 - 2563

รายการ	การส่งออก		การนำเข้า	
	ปริมาณ (ตัน)	มูลค่า (ล้านบาท)	ปริมาณ (ตัน)	มูลค่า (ล้านบาท)
2558	131,189	3,904	158,008	4,650
2559	117,538	4,611	116,037	4,555
2560	429,959	11,752	81,797	3,783
2561	474,849	10,827	70,646	2,838
2562	380,877	6,695	72,959	2,376
อัตราเพิ่ม (ร้อยละ)	42.30	21.32	-18.47	-16.61
2563 ^{1/}	173,462	3,827	57,367	1,854

หมายเหตุ: ^{1/}ข้อมูลเดือนมกราคม - สิงหาคม 2563

ที่มา: กรมศุลกากร (2563)

2.3) การนำเข้า

ปี 2558 - 2562 ปริมาณและมูลค่าการนำเข้าน้ำมันปาล์มดิบและผลิตภัณฑ์ของไทยมีแนวโน้มลดลงร้อยละ 18.47 ต่อปี และร้อยละ 16.61 ต่อปี ตามลำดับ โดยในปี 2562 มีปริมาณการนำเข้าน้ำมันปาล์มดิบและผลิตภัณฑ์ 72,959 ตัน มูลค่า 2,376 ล้านบาท เพิ่มขึ้นจาก 70,646 ตัน และลดลงจากมูลค่า 2,838 ล้านบาท ในปี 2561 ร้อยละ 3.27 และ ร้อยละ 16.28 ตามลำดับ

2.4) ราคา

ราคาปาล์มน้ำมันและน้ำมันปาล์มของไทยขึ้นอยู่กับปริมาณผลผลิต ปริมาณการใช้ และสต็อกภายในประเทศ รวมทั้งสถานการณ์ราคาน้ำมันปาล์มในตลาดโลก โดยราคามีความเคลื่อนไหว ดังนี้

(1) ราคาผลปาล์มสดที่เกษตรกรขายได้ ในช่วง 5 ปี ที่ผ่านมา (ปี 2558 - 2562) มีแนวโน้มลดลงร้อยละ 13.10 ต่อปี โดยปี 2563 ราคาเฉลี่ยกิโลกรัมละ 3.99 บาท เพิ่มขึ้นจาก 2.40 บาท ในช่วงเวลาเดียวกันของปี 2562 ร้อยละ 66.25

(2) ราคาน้ำมันปาล์มดิบขายส่ง กทม. ในช่วง 5 ปี ที่ผ่านมา (ปี 2558 - 2562) มีแนวโน้มลดลงร้อยละ 12.19 ต่อปี โดยปี 2563 ราคาเฉลี่ยกิโลกรัมละ 25.57 บาท เพิ่มขึ้นจาก 16.71 บาท ในช่วงเวลาเดียวกันของปี 2562 ร้อยละ 53.02

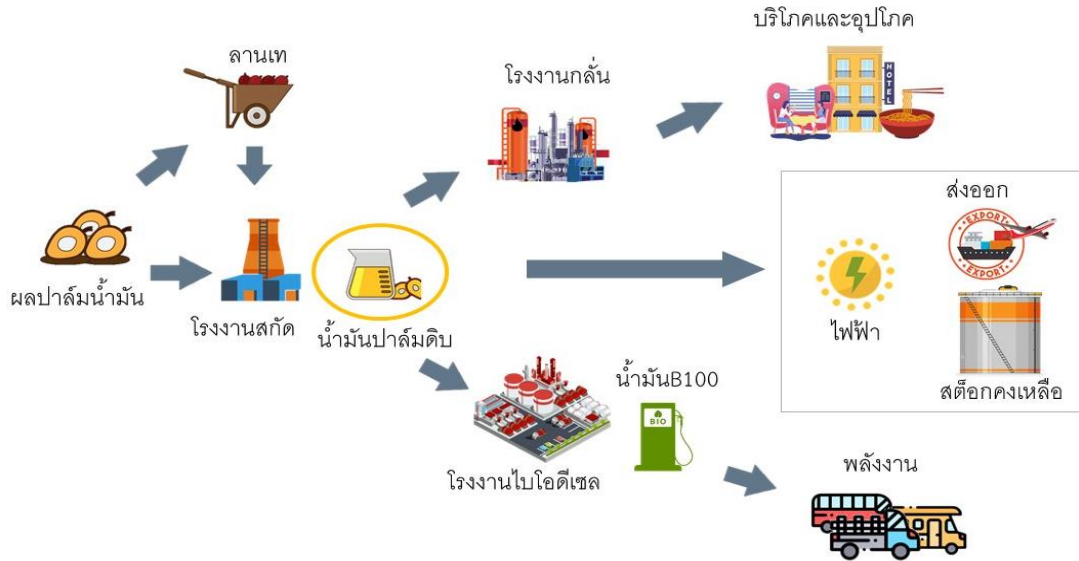
(3) ราคาน้ำมันปาล์มบริสุทธิ์ขายส่ง กทม. ในช่วง 5 ปี ที่ผ่านมา (ปี 2558 - 2562) มีแนวโน้มลดลงร้อยละ 11.05 ต่อปี โดยปี 2563 ราคาเฉลี่ยกิโลกรัมละ 28.98 บาท เพิ่มขึ้นจาก 20.33 บาท ในปี 2562 ร้อยละ 42.55

ตารางที่ 3.3.4 ราคาศาล์มน้ำมันและน้ำมันปาล์ม ปี 2558 - 2563

รายการ	2558	2559	2560	2561	2562	หน่วย: บาท/กิโลกรัม	
						อัตราเพิ่ม (ร้อยละ)	2563 ^{1/}
ผลปาล์มสดที่เกษตรกรขายได้	4.12	5.43	4.06	3.07	2.71	- 13.10	3.99
น้ำมันปาล์มดิบตลาดขายส่ง กทม.	27.33	31.95	24.88	19.57	18.23	-12.19	25.57
น้ำมันปาล์มดิบตลาดมาเลเซีย	19.69	23.04	22.24	18.39	16.60	-5.51	19.54
น้ำมันปาล์มบริสุทธิ์ตลาดขายส่ง กทม.	31.30	35.44	28.96	23.11	21.58	-11.05	28.98

หมายเหตุ: ^{1/}ข้อมูลเฉลี่ยเดือนมกราคม - กันยายน 2563

ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2563)

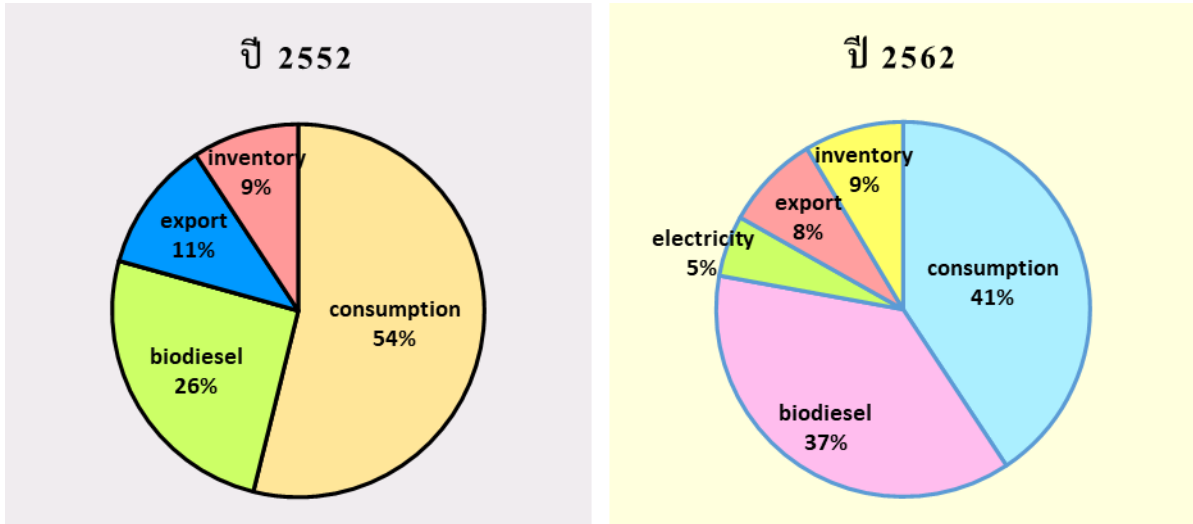


ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2563)

ภาพที่ 3.3.1 โครงสร้างสินค้าปาล์มน้ำมัน ณ เดือนเมษายน 63

2.5) โครงสร้างสินค้าปาล์มน้ำมัน

เกษตรกรเป็นผู้ผลิตปาล์มน้ำมันและส่งต่อให้ลานเท หรือโรงงานสกัดน้ำมันปาล์ม โดยเกษตรกรที่ส่งให้ลานเท ส่วนใหญ่เป็นลานเทส่งที่มตัดมาตัดผลผลิตให้ถึงสวน ซึ่งปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อ การตัดสินใจในการส่งคือ ราคา ระยะทาง และความสัมพันธ์ส่วนตัว เมื่อโรงงานสกัดสกัดได้น้ำมันปาล์มดิบ แล้วจะส่งต่อให้โรงงานกลั่นน้ำมันปาล์ม โรงงานผลิตไบโอดีเซล โรงงานผลิตไฟฟ้า และส่งออก ที่เหลือเก็บ เป็นสต็อก ซึ่งโรงงานสกัดบางแห่งมีโรงงานกลั่นเป็นของตัวเอง และบางแห่งมีทั้งโรงงานกลั่นและ โรงงานไบโอดีเซลเป็นของตัวเอง (ภาพที่ 3.3.1) ในปี 2562 รัฐบาลมีนโยบายนำน้ำมันปาล์มดิบมาผลิต ไฟฟ้า สัดส่วนตามภาพที่ 3.3.2 จะเห็นว่ามีการใช้น้ำมันปาล์มดิบไปผลิตไฟฟ้าประมาณร้อยละ 5 และเมื่อ เทียบปี 2552 กับปี 2562 จะเห็นว่าการใช้น้ำมันปาล์มดิบในตลาดการบริโภคกับตลาดการผลิตไบโอดีเซล มีสัดส่วนที่ใกล้เคียงกันมากขึ้น ซึ่งหมายถึงตลาดมีความต้องการใช้ไบโอดีเซลเพิ่มขึ้น หรือภาครัฐมีนโยบาย มาตรการกระตุ้นการใช้ น้ำมันปาล์มดิบในตลาดไบโอดีเซลมากขึ้น การศึกษาความต้องการใช้ของตลาดบริโภคใน คราวเรือนและอุตสาหกรรมและตลาดบริโภคไบโอดีเซลจึงมีความสำคัญมากในอุตสาหกรรมปาล์มน้ำมัน เนื่องจากเป็นตลาดหลักของสินค้าปาล์มน้ำมัน เมื่อดูจากสัดส่วนการใช้ น้ำมันปาล์มดิบ ในภาพที่ 3.3.2 อีก ทั้งปาล์มน้ำมันไม่ได้ถูกใช้ในอุตสาหกรรมไบโอดีเซลและอุตสาหกรรมอาหารเพียงอย่างเดียว สินค้า ประเภทอื่นเช่น เครื่องสำอาง วิตามินต่าง ๆ ก็ใช้น้ำมันปาล์มเป็นวัตถุดิบเช่นกัน ตลาดเหล่านี้เรียกว่า อุตสาหกรรมต่อเนื่อง ซึ่งอุตสาหกรรมนี้ในประเทศไทยยังมีแนวโน้มเติบโตขึ้นอีกในอนาคต ดังนั้นการ พยายามความต้องการของตลาดจะช่วยให้การวางแผนการผลิต การดำเนินการ และการออกนโยบายทัน ต่อเวลามากขึ้น



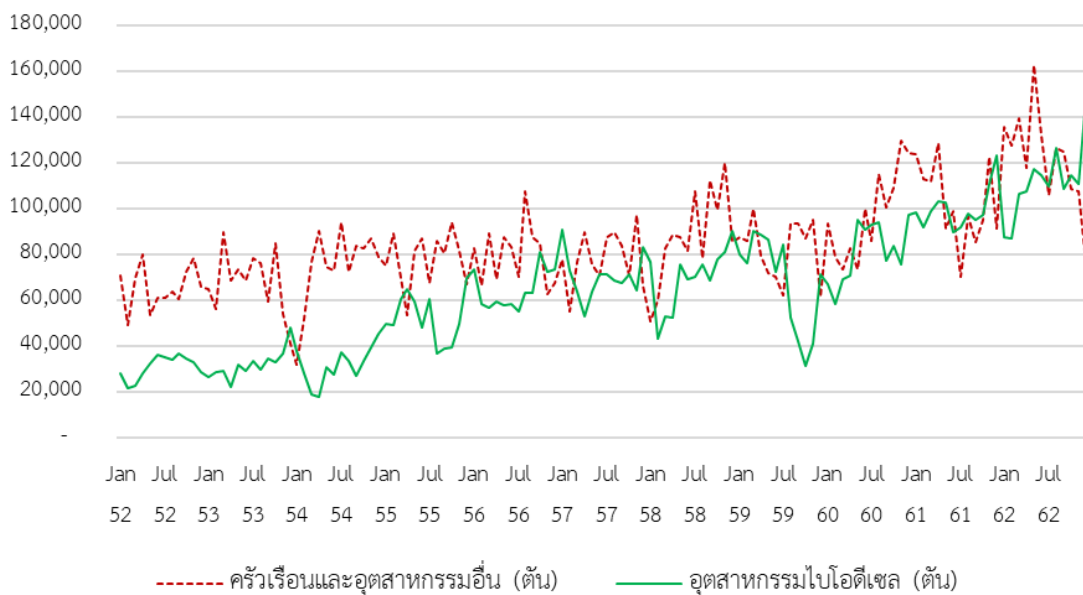
ที่มา: กรมการค้าภายใน (2563)

ภาพที่ 3.3.2 สัดส่วนการใช้น้ำมันปาล์มดิบ ณ สิ้นปี 2552 และ 2562

3.3.2 บัญชีสมดุลปาล์มน้ำมัน

จากตารางที่ 3.3.2 พบว่า ในปี 2558 - 2562 ผลผลิตน้ำมันปาล์มดิบเพิ่มขึ้นร้อยละ 12.73 ต่อปี การนำเข้าในรูปแบบน้ำมันปาล์มดิบลดลงร้อยละ 48.87 ต่อปี การส่งออกในรูปแบบน้ำมันปาล์มดิบเพิ่มขึ้นร้อยละ 62.22 ต่อปี โดยพบว่าน้ำมันปาล์มดิบถูกใช้มากในภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ และอุตสาหกรรมไบโอดีเซล โดยอุตสาหกรรมไบโอดีเซลมีอัตราการเติบโตสูงกว่าการใช้ในภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ แต่น้ำมันปาล์มดิบถูกใช้ในภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ มากกว่าเล็กน้อย

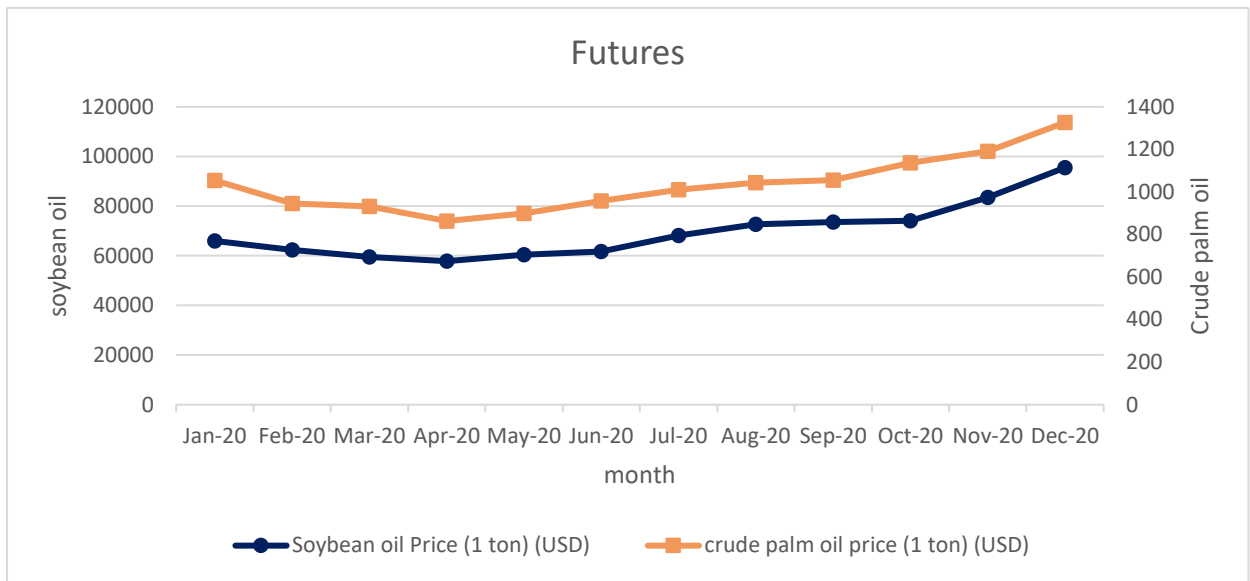
3.3.3 ความเคลื่อนไหวของความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ



ที่มา: กรมการค้าภายใน (2563)

ภาพที่ 3.3.3 ความเคลื่อนไหวของปริมาณความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ ในแต่ละตลาด

ความเคลื่อนไหวของปริมาณความต้องการใช้น้ำมันปาล์ม แสดงในภาพที่ 3.3.3 ในอดีต น้ำมันปาล์มดิบถูกใช้มากในภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ มากกว่าอุตสาหกรรมไบโอดีเซล แต่ในปัจจุบันตลาดไบโอดีเซลได้โตขึ้นจนมีส่วนการใช้น้ำมันปาล์มดิบใกล้เคียงกับภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ เนื่องจากปัจจัยหลายอย่าง เช่น ปัจจัยด้านสิ่งแวดล้อม ด้านความมั่นคงภาคพลังงาน แต่อย่างไรก็ตาม การเติบโตของอุตสาหกรรมไบโอดีเซลจะทำให้เกิดการแข่งขันในการซื้อน้ำมันปาล์มดิบมากขึ้น เพราะการนำเข้า น้ำมันปาล์มดิบ ต้องผ่านการอนุมัติจากภาครัฐ นโยบายผลักดันน้ำมันดีเซล B10 เป็นดีเซลพื้นฐานที่ภาครัฐเริ่มใช้เมื่อวันที่ 1 มกราคม 2563 จะเป็นตัวผลักดันให้ประเทศมีการใช้น้ำมันปาล์มดิบเพิ่มมากขึ้น และส่งผลบวกต่อราคาน้ำมันปาล์มดิบ แต่ไบโอดีเซลมีต้นทุนการผลิตที่สูงกว่าน้ำมันดิบ คาดว่าการเพิ่มปริมาณน้ำมันปาล์มดิบในน้ำมันดิบ อาจทำให้ภาครัฐมีภาระเพิ่มขึ้นในการเข้าไปอุดหนุนราคาน้ำมันไบโอดีเซล น้ำมันปาล์มมีราคาต่ำกว่า (ภาพที่ 3.3.4) และให้สัดส่วนน้ำมันที่สกัดได้จากผลผลิตสูงกว่าน้ำมันคู่แข่งชนิดอื่น เช่น น้ำมันถั่วเหลือง น้ำมันเรพซิด ปัจจัยที่มีผลกระทบต่อความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบคือ สหภาพยุโรป (European union: EU) ออกนโยบาย Zero palm oil ในภาคขนส่ง หรือ จำกัดการนำเข้าน้ำมันปาล์มเฉพาะที่ผ่านการรับรองมาตรฐานด้านความยั่งยืนแล้วเท่านั้น หลังจากที่ยกข้อกีดกัน Transport and Environment (T&E) พบว่า ไบโอดีเซลก่อให้เกิดมลพิษมากกว่าน้ำมันฟอสซิลถึง 3 เท่า (Frédéric Simon, 2018) แต่ผลการศึกษาของ Silalertruksa and Gheewala (2012) พบว่า ไบโอดีเซลลดการปล่อยก๊าซเรือนกระจกร้อยละ 46 – 73 เมื่อเทียบกับน้ำมันดีเซล ความเห็นอีกส่วนหนึ่งคือ การขยายตัวของตลาดไบโอดีเซลทำให้เกิดการขยายพื้นที่ปลูกปาล์มโดยการบุกรุกป่าและทำลายที่อยู่ของสิ่งมีชีวิต ตลาดหลักของน้ำมันปาล์มคือ จีน อินเดีย และ EU ตอนนี้ EU มีเป้าหมายที่ชัดเจนในการลดการใช้น้ำมันปาล์ม แต่จีนและอินเดียยังไม่มีมาตรการออกมา สาเหตุนี้ทำให้เกิดมาตรฐาน Roundtable on sustainable palm oil (RSPO) เพื่อเป็นหลักประกันให้กับผู้บริโภค อย่างไรก็ตาม ปาล์มน้ำมันยังช่วยเพิ่มอาชีพให้กับชุมชนและช่วยให้เศรษฐกิจเติบโตขึ้น โดยเฉพาะในประเทศกำลังพัฒนา ในปัจจุบันแนวโน้มการดูแลสุขภาพของผู้บริโภคมีเพิ่มขึ้น การบริโภคอาหารที่มีไขมันสูง อย่างเช่น น้ำมันปาล์ม ถูกมองว่ามีความเสี่ยงต่อโรคต่าง ๆ โดยเฉพาะโรคหลอดเลือดหัวใจ อย่างไรก็ตาม Mukherjee and Mitra (2009) พบว่า น้ำมันปาล์มไม่ได้เพิ่มความเสี่ยงในโรคหลอดเลือดหัวใจ และยังช่วยลด Low density lipoprotein (LDL) Cholesterol ซึ่งเป็นไขมันที่ไม่ดี มีวิตามิน E สูง ช่วยลดคอเลสเตอรอลในเลือด และช่วยต้านอนุมูลอิสระ



ที่มา: investing.com

ภาพที่ 3.3.4 ราคาน้ำมันถั่วเหลืองและราคาน้ำมันปาล์ม รายเดือน ม.ค 63 - ต.ค. 63

3.4 มะพร้าว

3.4.1 การผลิตและการตลาดมะพร้าว

1) การผลิต

ในช่วงปี 2558 - 2562 เนื้อที่ให้ผลมีแนวโน้มลดลงร้อยละ 11.832 ต่อปี เนื่องจากสภาพแปลงปลูกมะพร้าวส่วนใหญ่เป็นมะพร้าวสวนเก่าอายุค่อนข้างมาก และขาดการดูแลรักษาที่เหมาะสม ผลผลิตลดลงตามอายุและสภาพต้น ทำให้เกษตรกรมีการตัดต้นมะพร้าวแล้วทำการปลูกพืชอื่น ได้แก่ ไม้ผล ยางพารา ปาล์มน้ำมัน ที่ให้ผลตอบแทนสูงกว่า ส่งผลทำให้พื้นที่การผลิตมะพร้าวลดลง โดยในปี 2562 มีเนื้อที่ให้ผล 0.777 ล้านไร่ เพิ่มขึ้นจาก 0.758 ล้านไร่ ในปี 2561 หรือเพิ่มขึ้นร้อยละ 2.507 เนื่องจากเกษตรกรปลูกเพิ่มขึ้นในพื้นที่ว่างเปล่าเดิมที่เคยปลูกมะพร้าว สำหรับผลผลิตมีแนวโน้มลดลงร้อยละ 3.14 ต่อปี เนื่องจากมีสภาพอากาศแห้งแล้ง มะพร้าวมีความสมบูรณ์ต่ำ และศัตรูระบาด ได้แก่ แมลงค้ำหนาม หนอนหัวดำ ทำให้มะพร้าวมีผลผลิตค่อนข้างน้อย โดยในปี 2562 มีผลผลิต 0.806 ล้านตัน ลดลงจาก 0.857 ล้านตัน ในปี 2561 หรือลดลงร้อยละ 5.951 เนื่องจากสภาพอากาศแล้ง ส่งผลให้ผลผลิตภาพรวมลดลง ในขณะที่ผลผลิตต่อไร่ (เนื้อที่ให้ผล) มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นร้อยละ 10.482 ต่อปี เนื่องจากหลังปี 2560 โรคและแมลงระบาดลดลง ส่งผลให้ต้นมะพร้าวฟื้นตัว ทำให้มีการติดจั่น ออกผลเพิ่มขึ้น โดยในปี 2562 มีผลผลิตต่อไร่ (เนื้อที่ให้ผล) กิโลกรัมละ 1,037 บาท ลดลงจากกิโลกรัมละ 1,131 บาท ในปี 2561 หรือลดลงร้อยละ 8.311 เนื่องจากสภาพอากาศแล้ง ตั้งแต่ปี 2562

ตารางที่ 3.4.1 เนื้อที่ให้ผล ผลผลิต และผลผลิตต่อไร่ (เนื้อที่ให้ผล) ของมะพร้าวของไทย ปี 2558 - 2562

ปี	เนื้อที่ให้ผล (ล้านไร่)	ผลผลิต (ล้านตัน)	ผลผลิตต่อไร่ต่อเนื้อที่ให้ผล (กก.)
2558	1.185	0.904	763
2559	1.148	0.884	771
2560	0.756	0.762	1,007
2561	0.758	0.857	1,131
2562	0.777	0.806	1,037
อัตราเพิ่ม (%)	-11.832	-2.571	10.482
การเปลี่ยนแปลง 61-62 (%)	2.507	-5.951	-8.311

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2562)

2) ด้านการตลาด

ประเทศไทยมีแนวโน้มการส่งออกกะทิสำเร็จรูปเพิ่มขึ้นจาก 182,354.392 ตัน ในปี 2558 เป็น 263,120.804 ตัน ในปี 2562 หรือเพิ่มขึ้นร้อยละ 10.50 โดยในปี 2562 มีปริมาณการส่งออกเพิ่มขึ้นจากปี 2561 ร้อยละ 0.14 ซึ่งประเทศที่นำเข้ากะทิสำเร็จรูปจากไทยมากที่สุด 3 ประเทศ ได้แก่ สหรัฐอเมริกา อังกฤษ และออสเตรเลีย ตามลำดับ (ตารางที่ 3.4.2)

(1) สหรัฐอเมริกา ไทยมีแนวโน้มการส่งออกกะทิสำเร็จรูปเพิ่มขึ้นจาก 59,045.965 ตัน ในปี 2558 เป็น 82,591.303 ตัน ในปี 2562 หรือเพิ่มขึ้นร้อยละ 10.17 โดยในปี 2562 มีการส่งออกกะทิสำเร็จรูปลดลงจากปี 2561 ร้อยละ 2.54

(2) อังกฤษ ไทยมีแนวโน้มการส่งออกกะทิสำเร็จรูปเพิ่มขึ้นจาก 17,845.475 ตัน ในปี 2558 เป็น 26,686.511 ตัน ในปี 2562 หรือเพิ่มขึ้นร้อยละ 10.71 โดยในปี 2562 มีการส่งออกกะทิสำเร็จรูปเพิ่มขึ้นจากปี 2561 ร้อยละ 5.69

(3) ออสเตรเลีย ไทยมีแนวโน้มการส่งออกกะทิสำเร็จรูปเพิ่มขึ้นจาก 16,422.299 ตัน ในปี 2558 เป็น 23,006.802 ตัน ในปี 2562 หรือเพิ่มขึ้นร้อยละ 10.32 โดยในปี 2562 มีการส่งออกกะทิสำเร็จรูปเพิ่มขึ้นจากปี 2561 ร้อยละ 2.11

ตารางที่ 3.4.2 ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปของไทย ปี 2558 – 2562

ปี	ปริมาณการส่งออก (ตัน)			
	สหรัฐอเมริกา	อังกฤษ	ออสเตรเลีย	รวม
2558	59,045.965	17,845.475	16,422.299	182,354.392
2559	62,924.741	20,424.293	16,559.621	201,497.490
2560	78,999.064	26,004.354	18,663.111	242,811.833
2561	84,745.841	25,251.071	22,531.943	262,764.243
2562	82,591.303	26,686.511	23,006.802	263,120.804
อัตราเพิ่ม (%)	10.174	10.705	10.321	10.504
การเปลี่ยนแปลง 61-62 (%)	-2.542	5.685	2.107	0.136

ที่มา : กรมศุลกากร (2562)

3) โครงสร้างสินค้ามะพร้าว

(1) เกษตรกร จะจำหน่ายผลผลิตให้กับล้งหรือผู้รวบรวมมะพร้าวในรูปแบบของมะพร้าวผลแก่ ซึ่งมีทั้งมะพร้าวผลใหญ่ มะพร้าวผลกลาง มะพร้าวผลเล็ก และมะพร้าวผลคละ

(2) ล้งหรือผู้รวบรวมมะพร้าว จะรับซื้อผลผลิตจากเกษตรกรในรูปแบบของมะพร้าวผลแก่จากเกษตรกร สำหรับช่องทางการจำหน่ายผลผลิตมี 3 ช่องทาง ได้แก่ ผู้ทำเนื้อมะพร้าวขาว (ร้อยละ 40) พ่อค้าคนกลาง (ร้อยละ 50) และโรงงานกะทิสำเร็จรูป (ร้อยละ 10)

(3) พ่อค้าคนกลางจะรับซื้อมะพร้าวจากฝั่ง เพื่อส่งขายให้กับพ่อค้า/แม่ค้าขายกะทิสดในตลาดค้าปลีก (ร้อยละ 47) และโรงงานผลิตน้ำมันมะพร้าวสกัดเย็น (ร้อยละ 3)

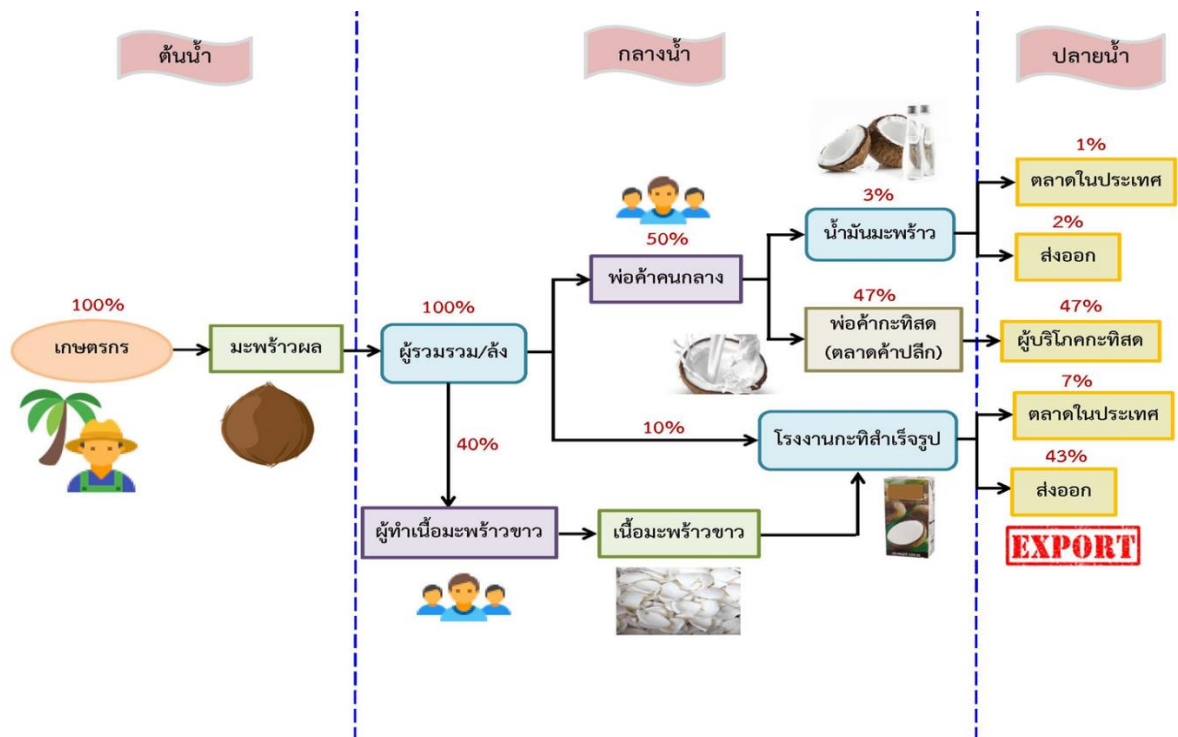
(4) ผู้ทำเนื้อมะพร้าวขาว จะรับซื้อมะพร้าวจากฝั่ง โดยแปรรูปเป็นเนื้อมะพร้าวขาวเพื่อจำหน่ายต่อให้กับโรงงานใช้เป็นวัตถุดิบในการผลิตกะทิสสำเร็จรูป และส่งขายให้กับโรงงานกะทิสสำเร็จรูปร้อยละ 40 ของผลผลิตในประเทศทั้งหมด

(5) ตลาดค้าปลีก จะรับซื้อมะพร้าวจากพ่อค้าคนกลางมาแปรรูปเป็นกะทิสและขายในตลาดร้อยละ 47 ของผลผลิตในประเทศทั้งหมด

(6) โรงงานอุตสาหกรรม

(6.1) โรงงานผลิตกะทิสสำเร็จรูป จะรับซื้อผลผลิตทั้งในรูปแบบของเนื้อมะพร้าวขาว และมะพร้าวผลจากฝั่งหรือผู้รวบรวมมะพร้าว โดยมีสัดส่วนในการใช้ผลผลิตร้อยละ 50 ของผลผลิตในประเทศทั้งหมด ซึ่งส่วนใหญ่จะส่งออกกะทิสสำเร็จรูปไปต่างประเทศร้อยละ 43 และจำหน่ายในประเทศร้อยละ 7

(6.2) โรงงานผลิตน้ำมันมะพร้าวสกัดเย็น และอื่นๆ จะรับซื้อผลผลิตทั้งในรูปแบบของเนื้อมะพร้าวขาวและมะพร้าวผลจากฝั่ง โดยมีสัดส่วนในการใช้ผลผลิตร้อยละ 3 ของผลผลิตในประเทศทั้งหมด สินค้าหลักคือน้ำมันมะพร้าวสกัดเย็น นอกนั้นคือเครื่องสำอาง เนื้อมะพร้าวแห้ง น้ำมันพร้าว และอื่น ๆ ซึ่งส่วนใหญ่จะส่งออกสินค้าไปต่างประเทศร้อยละ 2 และจำหน่ายในประเทศร้อยละ 1 (ภาพที่ 3.4.1)



ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2562)

ภาพที่ 3.4.1 แผนภาพแสดงวิถีการตลาดสินค้ามะพร้าว

3.4.2 บัญชีสมดุลมะพร้าว

ปี 2560 - 2562 ผลผลิตมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นร้อยละ 2.85 ซึ่งความต้องการใช้ในประเทศและ ความต้องการใช้เพื่อการส่งออกมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นร้อยละ 2.92 และ 21.24 ตามลำดับ โดยปี 2562 มีผลผลิต 266,679 ตัน ลดลงจาก 332,413 ตัน ในปี 2561 ร้อยละ 19.77 ความต้องการใช้ในประเทศ 383,127 ตัน ลดลงจาก 383,743 ตัน ในปี 2561 ร้อยละ 0.16 ในขณะที่ความต้องการใช้เพื่อการส่งออก 1,137,777 ตัน เพิ่มขึ้นจาก 1,004,587 ตัน ซึ่งแสดงให้เห็นว่ามีความต้องการจากต่างประเทศมากขึ้น (ตารางที่ 3.4.3)

ตารางที่ 3.4.3 บัญชีสมดุลมะพร้าว ปี 2560 - 2562

หน่วย : ตันมะพร้าวผลปอกเปลือก

ปี	สต็อก ต้นปี	ผลผลิต ^{1/}	นำเข้า รวม ^{2/}	รวม	ความ ต้องการใช้ ในประเทศ	ส่งออก รวม ^{2/}	สต็อก ปลายปี	รวม
2560	0	853,343	614,787	1,468,130	361,682	774,035	332,413	1,468,130
2561	332,413	961,198	361,398	1,655,009	383,743	1,004,587	266,679	1,655,009
2562	266,679	902,750	349,238	1,518,667	383,127	1,137,777	- 2,237	1,518,667
อัตราเพิ่ม (%)	-	2.85	-24.63	1.71	2.92	21.24	-	1.71
$\Delta_{61/62}$ (%)	-19.77	-6.08	-3.36	-8.24	-0.16	13.26	-100.84	-8.24

หมายเหตุ: มีการแปลงเนื้อมะพร้าวขาว และเนื้อมะพร้าวแห้งให้เป็นมะพร้าวผลปอกเปลือก

^{1/}สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร

^{2/}กรมศุลกากร

ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ณ เดือนมีนาคม 2563

3.4.3 ความเคลื่อนไหวของความต้องการของมะพร้าว

ความต้องการใช้มะพร้าวผลในประเทศ แบ่งออกเป็น 3 ส่วน คือ 1) ความต้องการใช้เพื่อการบริโภคโดยตรง 2) ความต้องการใช้เพื่อการแปรรูปในอุตสาหกรรมกะทิสำเร็จรูป และ 3) ความต้องการใช้เพื่อการแปรรูปในอุตสาหกรรมสกัดน้ำมันมะพร้าว โดยในช่วงปี 2558 - 2562 ความต้องการใช้มะพร้าวผลในประเทศมีแนวโน้มลดลงร้อยละ 1.60 ต่อปี อย่างไรก็ตาม ในช่วงปี 2558 - 2562 ความต้องการใช้มะพร้าวผลเพื่อแปรรูปในอุตสาหกรรมกะทิสำเร็จรูปมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นร้อยละ 1.50 ต่อปี (ตารางที่ 3.4.4) ซึ่งสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปที่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น โดยจากภาพที่ 3.4.2 พบว่า ในช่วงปี 2558 - 2562 ปริมาณส่งออกกะทิสำเร็จรูปของไทยมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น 1.095 เท่า โดยไทยส่งออกกะทิสำเร็จรูปไปยังประเทศสหรัฐอเมริกามากที่สุดร้อยละ 30 ของปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปทั้งหมดของไทย รองลงมาคืออังกฤษ และออสเตรเลีย ตามลำดับ โดยในช่วงปี 2558 - 2562 อัตราการเติบโตของการส่งออกกะทิสำเร็จรูปของไทยไปสหรัฐอเมริกา อังกฤษ และออสเตรเลีย เพิ่มขึ้นร้อยละ 10.17, 10.71 และ 10.32 ตามลำดับ (ตารางที่ 3.4.2)

ตารางที่ 3.4.4 ความต้องการใช้มะพร้าวแก่ ตั้งแต่ปี 2558 - 2562

หน่วย : ล้านตัน

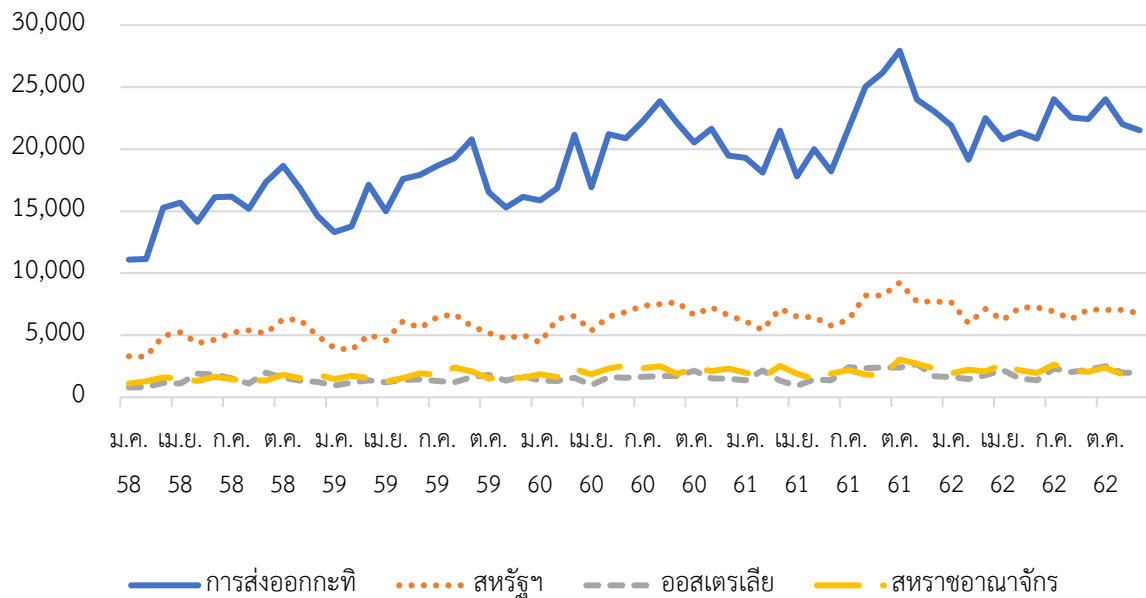
ปี	กะทิสำเร็จรูป ¹	บริโภคน้ำ ²	สกัดน้ำมัน ³	รวม
2558	0.679	0.396	0.056	1.133
2559	0.715	0.417	0.059	1.192
2560	0.805	0.469	0.067	1.341
2561	0.716	0.417	0.059	1.192
2562	0.731	0.261	0.052	1.045
อัตราเพิ่ม(%)	1.50	-8.00	-1.47	-1.60

หมายเหตุ : ปี 2558 - 2561 กะทิสำเร็จรูป¹ = 60% ของผลผลิต, บริโภคน้ำ² = 35% ของผลผลิต และ สกัดน้ำมัน³ = 5% ของผลผลิต

ปี 2562 กะทิสำเร็จรูป¹ = 65% ของผลผลิต, บริโภคน้ำ² = 30% ของผลผลิต และ สกัดน้ำมัน³ = 5% ของผลผลิต

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2562)

หน่วย: ตัน



ที่มา : กรมศุลกากร (2562)

ภาพที่ 3.4.2 ความเคลื่อนไหวของปริมาณส่งออกกะทิสำเร็จรูปไทย ช่วงปี 2558 - 2562

3.5 ยางพารา

3.5.1 การผลิตและการตลาดยางพารา

1.1) การผลิต

ในช่วง 13 ปีที่ผ่านมา ประเทศไทยมีเนื้อที่กรีดยังเพิ่มขึ้นร้อยละ 4.00 ต่อปี (ตารางที่ 3.5.1) โดยเพิ่มขึ้นจาก 12.95 ล้านไร่ ในปี 2550 เป็น 20.46 ล้านไร่ ในปี 2562 และผลผลิตเพิ่มขึ้นจาก 3.01 ล้านตันยางแห้ง ในปี 2550 เป็น 4.77 ล้านตันยางแห้ง ในปี 2562 หรือเพิ่มขึ้นร้อยละ 3.87 ต่อปี ในขณะที่ผลผลิตต่อไร่เพิ่มขึ้นจาก 236 กิโลกรัมต่อไร่ (ยางดิบ) ในปี 2550 เป็น 237 กิโลกรัมต่อไร่ (ยางดิบ) ในปี 2562 แต่อัตราการเติบโตเฉลี่ยกลับลดลงร้อยละ 0.11 ต่อปี โดยเนื้อที่กรีดยังเพิ่มขึ้นมีสาเหตุจากในช่วงปี 2553 - 2554 ราคายางพาราอยู่ในระดับสูงจูงใจให้เกษตรกรขยายเนื้อที่ปลูกโดยเฉพาะในภาคเหนือและภาคตะวันออกเฉียงเหนือ โดยปัจจุบันประเทศไทยมีเนื้อที่ปลูกยางพารามากเป็นอันดับ 2 ของโลกรองจากอินโดนีเซีย แต่ไทยเป็นประเทศที่มีผลผลิตยางมากที่สุดของโลก ส่วนผลผลิตต่อไร่ที่มีแนวโน้มลดลงเนื่องจากมีพื้นที่เปิดกรีดใหม่เพิ่มมากขึ้น ทำให้ได้ผลผลิตต่อไร่ต่ำ

ตารางที่ 3.5.1 เนื้อที่กรีดยัง ผลผลิต ผลผลิตต่อไร่ยางพารา ปี พ.ศ. 2550 - 2562

ปี	เนื้อที่กรีดยัง (ล้านไร่)	ผลผลิต (ล้านตัน)		ผลผลิต/ไร่ (ยางดิบ) (กก.)
		ยางดิบ	ยางแห้ง	
2550	12.95	3.06	3.01	236
2551	13.35	3.21	3.16	241
2552	13.74	3.33	3.28	242
2553	14.88	3.59	3.53	241
2554	15.76	3.92	3.87	249
2555	16.71	3.90	3.84	233
2556	17.39	4.19	4.13	241
2557	18.16	4.42	4.35	243
2558	18.43	4.41	4.34	240
2559	18.47	4.34	4.27	235
2560	19.11	4.50	4.43	236
2561	20.02	4.81	4.74	240
2562	20.46	4.84	4.77	237
อัตราเพิ่ม (ร้อยละ)	4.00	3.87	3.87	-0.11
2563*	20.58	4.75	4.68	231

หมายเหตุ : * ประมาณการ

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2563)

1.2) **โครงสร้างการตลาดยางพารา** องค์ประกอบในตลาดสินค้ายางพาราประกอบด้วย 5 ส่วนที่สำคัญ ได้แก่ (1) เกษตรกร (2) ตัวกลางซื้อ-ขายยางพารา (3) ผู้แปรรูปยางพาราขั้นต้น (4) ผู้ส่งออก และ (5) ผู้แปรรูปผลิตภัณฑ์ยางพารา (แสดงผังโครงสร้างตามภาพที่ 3.5.1) โดยรายละเอียดของแต่ละส่วนมีดังนี้

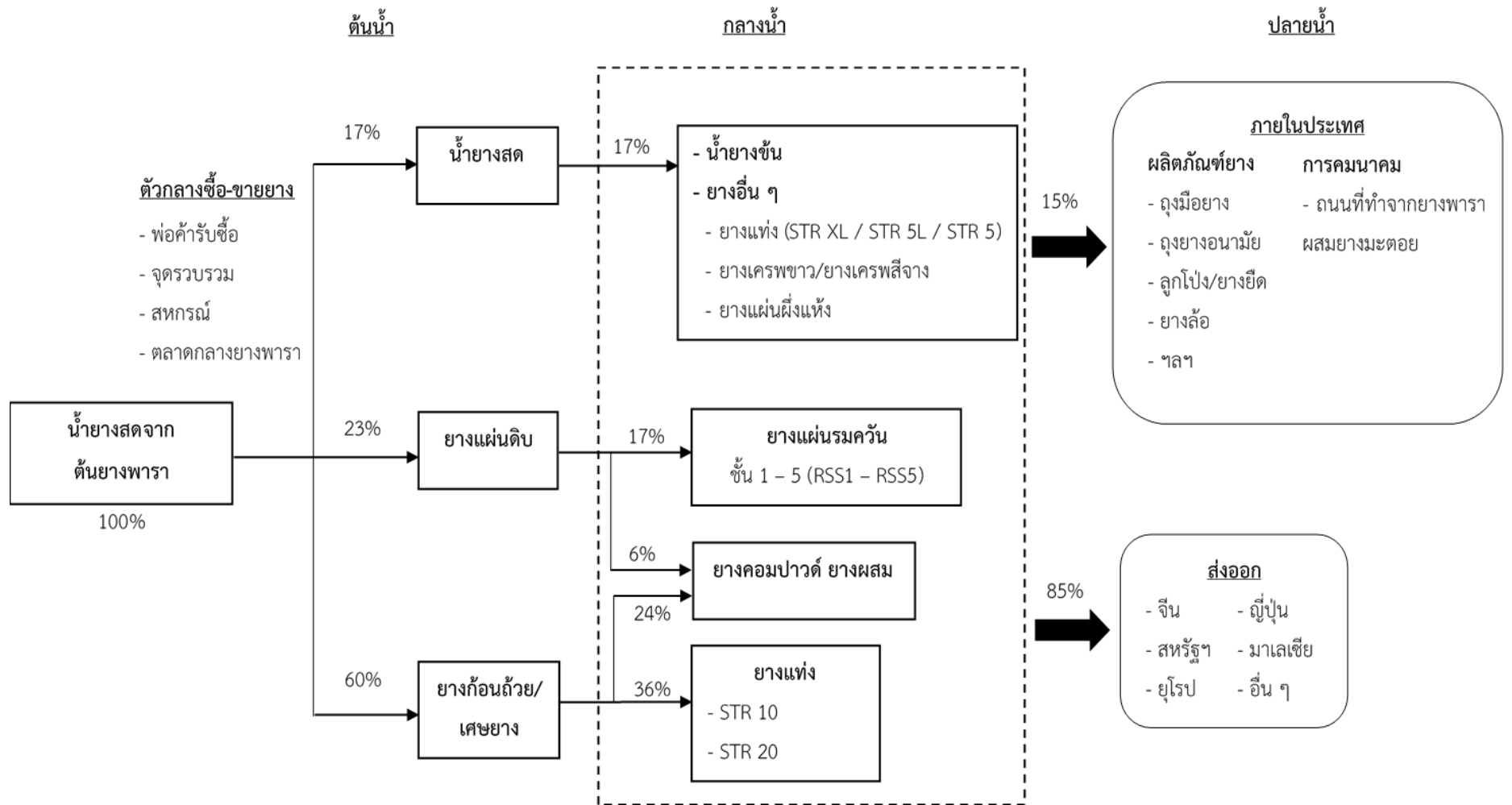
(1) **เกษตรกร** เกษตรกรชาวสวนยางพาราทำการปลูกยางพาราเพื่อเก็บเกี่ยวผลผลิตและจำหน่ายผลผลิตให้ตัวกลางซื้อ-ขายยางพาราและโรงงานแปรรูปยางพาราขั้นต้น โดยเกษตรกรจะจำหน่ายยางพาราใน 3 รูปแบบ ได้แก่ น้ำยางสด ยางก้อนถ้วย และยางแผ่นดิบ ปัจจุบันเกษตรกรชาวสวนยางพาราของประเทศไทย

(2) **ตัวกลางซื้อ-ขายยางพารา** เป็นผู้ที่ทำหน้าที่เป็นตัวกลางระหว่างเกษตรกรและผู้แปรรูปยางพาราขั้นต้น โดยทำการรับซื้อยางพาราจากเกษตรกรและจำหน่ายให้แก่ผู้แปรรูปยางพาราขั้นต้น หรือจัดให้บริการการประมูลซื้อ-ขายยางพาราระหว่างเกษตรกรและผู้แปรรูปยางพาราขั้นต้นหรือพ่อค้าผู้จัดหายางพาราให้แก่ผู้แปรรูปยางพาราขั้นต้น โดยตัวกลางซื้อ-ขายยางพาราประกอบด้วย สถาบันเกษตรกร สหกรณ์ พ่อค้ารวบรวมยางพารา ตลาดกลางยางพารา และจุดรวบรวมยางพาราของกลุ่มเกษตรกร เป็นต้น และจากข้อมูลผู้ขออนุญาตค้ายางของกรมวิชาการเกษตรในปี 2562 มีผู้ขออนุญาตค้ายางจำนวน 2,490 ราย

(3) **ผู้แปรรูปยางพาราขั้นต้น** ประกอบไปด้วยโรงงานที่ทำการแปรรูปยางก้อนถ้วย น้ำยางสด และยางแผ่นดิบ ให้อยู่ในรูปของยางพาราแปรรูปขั้นต้น ได้แก่ ยางแผ่นรมควัน น้ำยางชั้นยางแท่ง ยางเครป ยางแผ่นผึ่งแห้ง ยางคอมปาวด์ และยางมิชเจอร์ เป็นต้น จากข้อมูลผู้ขออนุญาตโรงทำยางของกรมวิชาการเกษตรในปี 2562 มีผู้ขออนุญาตโรงทำยางจำนวน 708 ราย

(4) **ผู้ส่งออก** โดยทั่วไปผู้ส่งออกจะเป็นบริษัทผู้แปรรูปยางพาราขั้นต้นเป็นหลัก จากข้อมูลผู้ขออนุญาตส่งออกยางพารา จากข้อมูลกรมวิชาการเกษตร ในปี 2562 มีผู้ขออนุญาตส่งออกจำนวน 439 ราย

(5) **ผู้แปรรูปผลิตภัณฑ์ยางพารา** เป็นผู้ที่ใช้อย่างพาราแปรรูปขั้นต้นมาผลิตเป็นผลิตภัณฑ์ยางพารา ได้แก่ ยางรถยนต์ ยางรัดของ ถุงมือยาง พื้นรองเท้ายาง กาว/เทปพันสายไฟ ท่อยาง สายพานลำเลียง ยางขัดสีข้าว อุปกรณ์กีฬา เป็นต้น และจากข้อมูลกรมวิชาการเกษตร ในปี 2562 มีผู้จดทะเบียนเป็นผู้ใช้อย่างพาราจำนวน 282 ราย



ภาพที่ 3.5.1 แผนภาพแสดงวิถีการตลาดสินค้ายางพารา

3.5.2 บัญชีสมดุลยางพารา

ในส่วน of ข้อมูลบัญชีสมดุลยางพารา ในช่วง 5 ปีที่ผ่านมา (ปี 2558 - 2562) ข้อมูลผลผลิตภายในประเทศ ความต้องการใช้ภายในประเทศ และการส่งออก เพิ่มขึ้นจาก 4,347,542 ตัน 600,491 ตัน และ 3,661,787 ตัน ในปี 2558 เป็น 4,767,353 ตัน 663,084 ตัน และ 3,938,967 ตัน ในปี 2562 หรือเพิ่มขึ้นร้อยละ 2.91 ร้อยละ 2.24 และร้อยละ 3.05 ต่อปี ตามลำดับ ในขณะที่ การนำเข้าลดลงจาก 2,717 ตัน ในปี 2558 เหลือ 1,723 ตัน ในปี 2562 หรือลดลงร้อยละ 13.99 ต่อปี (ตารางที่ 3.5.2) โดยในช่วงระหว่างปี 2558 - 2562 ประเทศไทยมีปริมาณผลผลิตส่วนเกินในปี 2558 และปี 2562 และมีผลผลิตส่วนขาดในปี 2559 - 2561 โดยในปีที่มีผลผลิตส่วนขาดจะมีการดึงเอาปริมาณยางในสต็อกของปีก่อนหน้ามาใช้

ตารางที่ 3.5.2 บัญชีสมดุลสินค้ายางพารา ปี 2558 - 2562

หน่วย: ตัน

รายการ	อุปทาน		ความต้องการใช้	
	ผลผลิต ในประเทศ ¹	การนำเข้า ²	ความต้องการใช้ ในประเทศ ²	การส่งออก ³
2558	4,347,542	2,717	600,491	3,661,787
2559	4,277,791	2,653	617,269	3,700,041
2560	4,435,554	2,034	653,243	4,241,895
2561	4,741,324	1,462	631,635	4,318,444
2562*	4,767,353	1,723	663,084	3,938,967
อัตราเพิ่ม (ร้อยละ)	2.91	-13.99	2.24	3.05

ที่มา: ¹ สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2563)

² กรมวิชาการเกษตร (2563)

³ กรมศุลกากร (2563)

3.5.3 ความเคลื่อนไหวของความต้องการของยางพารา

ความต้องการใช้ยางพาราของประเทศไทยแบ่งออกเป็น 2 ส่วน คือ ความต้องการใช้ยางพาราภายในประเทศเพื่อแปรรูปเป็นผลิตภัณฑ์ยาง และความต้องการยางพาราเพื่อการส่งออก ซึ่งจากข้อมูลในช่วง 5 ปีที่ผ่านมา (ปี 2558 - 2562) ประเทศไทยมีสัดส่วนการใช้ยางพาราภายในประเทศเฉลี่ยร้อยละ 14.05 เมื่อเทียบกับผลผลิตยางพาราของประเทศไทย และมีสัดส่วนการส่งออกยางพาราเฉลี่ยร้อยละ 89.33 เมื่อเทียบกับผลผลิตยางพาราของประเทศไทย ซึ่งแสดงให้เห็นว่าสินค้ายางพาราของไทยเป็นสินค้าที่พึ่งพาการส่งออกเป็นหลัก สำหรับแนวโน้มการส่งออกยางพาราของไทย การใช้ยางพาราของไทย และปริมาณการใช้ยางพาราโลกในช่วงปี 2550 - 2562 พบว่า การใช้ยางพาราภายในประเทศมีแนวโน้มขยายตัวเฉลี่ยร้อยละ 5.12 ต่อปี การส่งออกยางพาราของไทยมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเฉลี่ยร้อยละ 4.97 ต่อปี และปริมาณการใช้ยางพาราของโลกมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเฉลี่ยร้อยละ 3.15 ต่อปี (ตารางที่ 3.5.3 และภาพที่ 3.5.2)

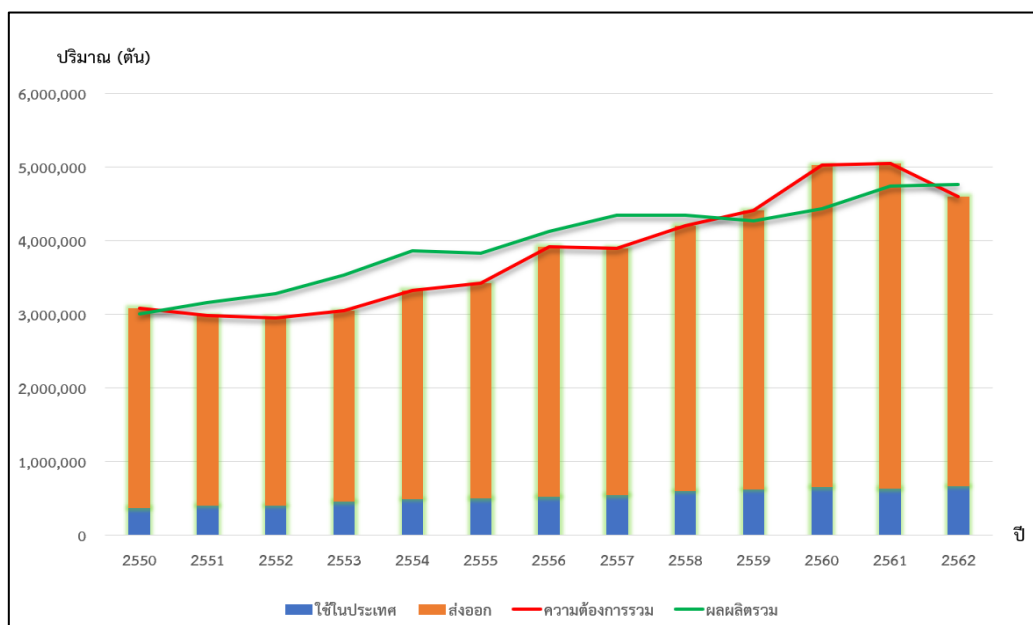
ตารางที่ 3.5.3 ปริมาณการส่งออกยางพาราและการใช้ยางพาราของไทย และการใช้ยางพาราของโลก
ปี พ.ศ. 2550-2562

หน่วย : ล้านตัน

ปี	ความต้องการยางพาราของไทย ^{/1}			การใช้ยางพาราโลก ^{/2}
	ใช้ในประเทศ	ส่งออก	รวม	
2550	0.374	2.711	3.085	10.138
2551	0.398	2.594	2.992	10.187
2552	0.399	2.549	2.948	9.289
2553	0.459	2.590	3.049	10.759
2554	0.487	2.840	3.327	11.034
2555	0.505	2.919	3.424	11.046
2556	0.521	3.400	3.921	11.439
2557	0.541	3.361	3.902	12.192
2558	0.600	3.607	4.207	12.256
2559	0.617	3.794	4.411	12.735
2560	0.653	4.374	5.028	13.332
2561	0.632	4.425	5.057	13.895
2562	0.663	3.939	4.602	13.764
อัตราเพิ่ม (ร้อยละ)	5.12	4.97	4.99	3.15

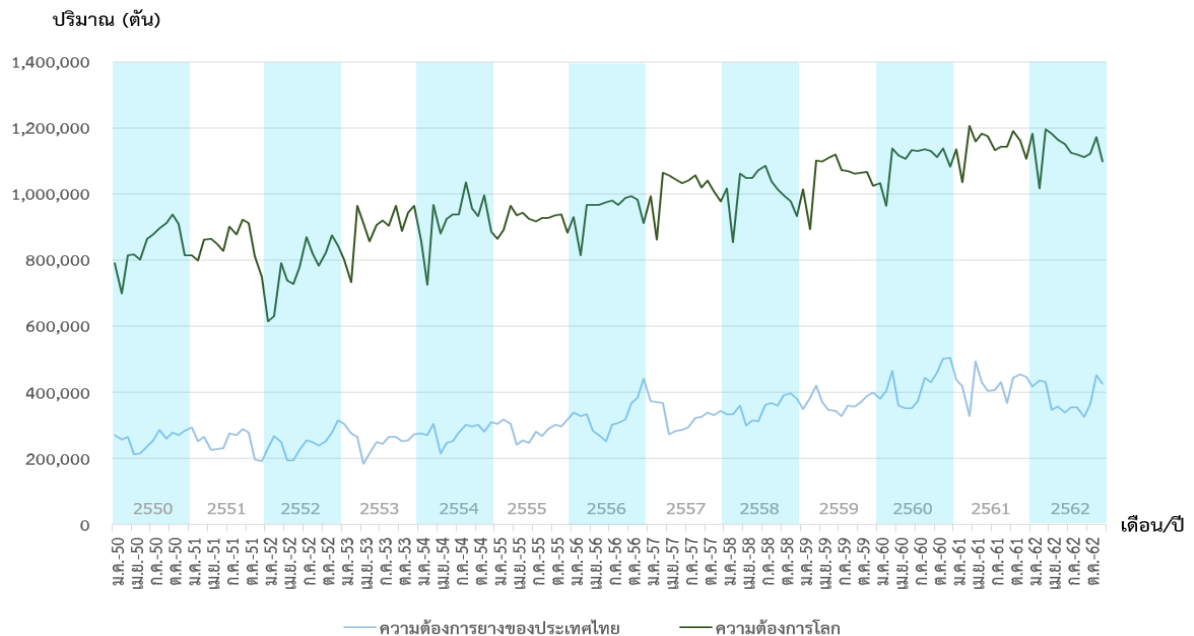
ที่มา: ^{/1} กรมวิชาการเกษตร (2563)

^{/2} องค์การยางพาราระหว่างประเทศ (IRSG) (2563)



ภาพที่ 3.5.2 แผนภาพแสดงการใช้ การส่งออก และผลผลิตยางพาราไทย ปี 2550 - 2562

ตามที่ได้กล่าวข้างต้นว่าสินค้ายางพาราของประเทศไทยพึ่งพาการส่งออกเป็นหลัก ดังนั้นการเปลี่ยนแปลงของปริมาณความต้องการใช้ยางพาราโลกจึงมีผลกระทบต่อความต้องการยางพาราของไทยอย่างชัดเจน ตามภาพที่ 3.5.3 จะเห็นได้ว่าการเคลื่อนไหวของปริมาณการใช้ยางพาราโลกมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับความต้องการยางพาราของประเทศไทย



ภาพที่ 3.5.3 ปริมาณการใช้ การส่งออก และผลผลิตรายเดือนของประเทศไทย ปี 2550 - 2562

1.1) การเปลี่ยนแปลงของระบบตลาด

(1) พฤติกรรมการใช้ยางพารา เนื่องจากยางสังเคราะห์มีความสามารถในการทดแทนยางพาราโดยมีคุณสมบัติที่ใกล้เคียงกับยางพาราแต่ไม่สามารถทดแทนยางพาราได้อย่างสมบูรณ์ในบางผลิตภัณฑ์ จากข้อมูลการใช้ยางพาราโลก (ตารางที่ 3.5.4) ตลอดช่วงระยะเวลา 13 ปีที่ผ่านมา (2550 - 2562) การใช้ยางธรรมชาติและการใช้ยางสังเคราะห์มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น โดยขยายตัวเฉลี่ยร้อยละ 3.06 และร้อยละ 2.15 ต่อปีตามลำดับ แต่เมื่อพิจารณาในสัดส่วนการใช้ยางธรรมชาติและการใช้ยางสังเคราะห์โลก การใช้ยางพาราโลกมีแนวโน้มของสัดส่วนการใช้ยางธรรมชาติเพิ่มขึ้นเฉลี่ยร้อยละ 0.48 ต่อปี ขณะที่สัดส่วนการใช้ยางสังเคราะห์มีแนวโน้มลดลงเฉลี่ยร้อยละ 0.40 ต่อปี และเมื่อพิจารณาข้อมูลย้อนหลัง 5 ปี (2558 - 2562) จะเห็นว่าปริมาณการใช้ยางธรรมชาติและยางสังเคราะห์มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นร้อยละ 3.20 และร้อยละ 1.36 ต่อปี ตามลำดับ และเมื่อพิจารณาในสัดส่วนการใช้ยางธรรมชาติและการใช้ยางสังเคราะห์โลก การใช้ยางพาราโลกมีแนวโน้มของสัดส่วนการใช้ยางธรรมชาติเพิ่มขึ้นเฉลี่ยร้อยละ 0.97 ต่อปี ขณะที่สัดส่วนการใช้ยางสังเคราะห์มีแนวโน้มลดลงเฉลี่ยร้อยละ 0.83 ต่อปี ซึ่งการเปลี่ยนแปลงพฤติกรรมการใช้วัตถุดิบของผู้แปรรูปผลิตภัณฑ์ยางพารา/ผู้ใช้ยางพารา อาจได้รับผลมาจากการรณรงค์ให้ใช้ผลิตภัณฑ์ที่เป็นมิตรกับสิ่งแวดล้อมมากขึ้น

ตารางที่ 3.5.4 สัดส่วนการใช้ยางธรรมชาติและยางสังเคราะห์ของโลก

ปี	ปริมาณการใช้ยางพาราโลก (ล้านตัน)			สัดส่วนต่อการใช้ (ร้อยละ)	
	ยางธรรมชาติ	ยางสังเคราะห์	รวม	ยางธรรมชาติ	ยางสังเคราะห์
2550	10.14	12.58	22.72	44.63	55.37
2551	10.19	12.26	22.45	45.39	54.61
2552	9.29	11.23	20.52	45.27	54.73
2553	10.76	13.22	23.98	44.87	55.13
2554	11.03	13.85	24.88	44.33	55.67
2555	11.05	13.97	25.02	44.16	55.84
2556	11.44	14.10	25.54	44.79	55.21
2557	12.19	13.96	26.15	46.62	53.38
2558	12.14	14.46	26.60	45.64	54.36
2559	12.69	14.79	27.48	46.18	53.82
2560	13.22	15.19	28.41	46.53	53.47
2561	13.77	15.32	29.09	47.34	52.66
2562	13.64	15.20	28.84	47.30	52.70
อัตราเพิ่ม ปี 2550 - 2562 (ร้อยละ)	3.06	2.15	2.57	0.48	-0.40
อัตราเพิ่ม ปี 2558 - 2562 (ร้อยละ)	3.20	1.36	2.21	0.97	-0.83

ที่มา : องค์กรยางระหว่างประเทศ (IRSG) (2563)

และเมื่อพิจารณาข้อมูลการใช้ยางพาราของโลกจากข้อมูลการนำเข้ายางพาราแยกชนิด (ตารางที่ 3.5.5) ในปี 2562 มีการนำเข้ายางแท่งสูงสุด โดยมีปริมาณ 6.143 ล้านตัน รองลงมา คือ ยางมิกซ์เจอร์ ยางคอมปาวด์ ยางแผ่นรมควัน และน้ำยางข้น มีปริมาณ 2.529 ล้านตัน 0.881 ล้านตัน 0.796 ล้านตัน และ 0.754 ล้านตัน ตามลำดับ หรือคิดเป็นส่วนแบ่งการตลาดได้ร้อยละ 50.35 ร้อยละ 20.73 ร้อยละ 6.52 และร้อยละ 6.18 ตามลำดับ

สำหรับแนวโน้มการนำเข้ายางพาราในช่วงปี 2550 - 2562 ปริมาณการนำเข้ายางมิกซ์เจอร์ ยางแท่ง และน้ำยางข้นมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเฉลี่ยร้อยละ 58.74 ร้อยละ 4.35 และร้อยละ 0.43 ต่อปีตามลำดับ ในขณะที่ปริมาณการนำเข้ายางคอมปาวด์และยางแผ่นรมควันมีแนวโน้มลดลงเฉลี่ยร้อยละ 1.86 และร้อยละ 1.30 ต่อปี

ตารางที่ 3.5.5 รูปแบบการนำเข้ายางแปรรูปขั้นต้นในตลาดโลก ปี 2550 - 2562

ปี	น้ำยางชั้น	ยางแผ่น รมควัน	ยางแท่ง	ยางคอม ปาวด์	ยางมิกซ์ เจอร์	ยางอื่น ๆ	รวม	
2550	ปริมาณ (ล้านตัน)	0.787	1.255	4.049	1.101	0.027	1.305	8.524
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(9.23)	(14.73)	(47.5)	(12.91)	(0.32)	(15.31)	
2551	ปริมาณ (ล้านตัน)	0.736	1.077	4.365	1.062	0.026	1.156	8.421
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(8.74)	(12.79)	(51.83)	(12.61)	(0.31)	(13.73)	
2552	ปริมาณ (ล้านตัน)	0.731	0.844	3.695	1.064	0.032	0.855	7.221
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(10.12)	(11.69)	(51.17)	(14.73)	(0.44)	(11.84)	
2553	ปริมาณ (ล้านตัน)	0.689	0.936	4.621	1.202	0.039	1.133	8.622
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(7.99)	(10.86)	(53.6)	(13.95)	(0.46)	(13.14)	
2554	ปริมาณ (ล้านตัน)	0.657	0.981	5.161	1.272	0.059	1.184	9.316
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(7.05)	(10.53)	(55.41)	(13.66)	(0.64)	(12.71)	
2555	ปริมาณ (ล้านตัน)	0.705	0.946	5.312	1.401	0.074	0.924	9.362
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(7.53)	(10.11)	(56.74)	(14.96)	(0.79)	(9.87)	
2556	ปริมาณ (ล้านตัน)	0.755	1.110	5.565	1.505	0.094	0.903	9.932
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(7.6)	(11.17)	(56.03)	(15.15)	(0.95)	(9.09)	
2557	ปริมาณ (ล้านตัน)	0.752	1.088	5.979	1.497	0.084	0.742	10.142
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(7.42)	(10.73)	(58.95)	(14.76)	(0.83)	(7.31)	
2558	ปริมาณ (ล้านตัน)	0.717	0.993	6.296	1.273	0.537	0.797	10.613
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(6.76)	(9.35)	(59.33)	(11.99)	(5.06)	(7.51)	
2559	ปริมาณ (ล้านตัน)	0.689	0.930	5.997	0.895	1.739	0.899	11.150
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(6.18)	(8.34)	(53.78)	(8.03)	(15.6)	(8.06)	
2560	ปริมาณ (ล้านตัน)	0.760	1.061	6.191	0.931	2.624	1.141	12.709
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(5.98)	(8.35)	(48.72)	(7.32)	(20.65)	(8.98)	
2561	ปริมาณ (ล้านตัน)	0.836	0.936	6.369	0.918	2.804	0.954	12.816
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(6.52)	(7.31)	(49.69)	(7.16)	(21.88)	(7.44)	
2562	ปริมาณ (ล้านตัน)	0.754	0.796	6.143	0.881	2.529	1.097	12.199
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(6.18)	(6.52)	(50.35)	(7.22)	(20.73)	(8.99)	
อัตราเพิ่ม ปี 2550 - 2562		0.43	- 1.30	4.35	- 1.86	58.74	- 1.40	4.28
(ร้อยละ)		(- 3.69)	(- 5.35)	(0.07)	(- 5.89)	(52.23)	(- 5.44)	
อัตราเพิ่ม ปี 2558 - 2562		2.98	- 4.27	0.11	- 6.87	43.01	7.22	4.27
(ร้อยละ)		(- 1.23)	(- 8.18)	(- 3.99)	(- 10.69)	(37.16)	(2.83)	

ที่มา : ฐานข้อมูลการค้าโลก (trademap) (2563)

ในส่วนของการแปรรูปยางพาราขั้นต้นของโรงงานแปรรูปยางพาราในประเทศไทยเมื่อพิจารณาจากข้อมูลสถิติการผลิตยางพาราในช่วงปี 2550 - 2562 ของการผลิตยางพาราแปรรูปทั้ง 5 รูปแบบ ได้แก่ ยางแผ่นรมควัน ยางแท่ง น้ำยางข้น ยางคอมปาวด์ และยางอื่น ๆ เห็นได้ว่าการผลิตยางแท่ง น้ำยางข้น ยางคอมปาวด์ และยางอื่น ๆ มีแนวโน้มการผลิตที่เพิ่มขึ้นเฉลี่ยร้อยละ 4.18 ร้อยละ 4.45 ร้อยละ 17.04 และร้อยละ 10.78 ต่อปี ตามลำดับ (ตารางที่ 3.5.6) ในขณะที่การผลิตยางแผ่นรมควันมีแนวโน้มการผลิตลดลงเฉลี่ยร้อยละ 1.99 ต่อปี ซึ่งสอดคล้องกับแนวโน้มการนำเข้ายางแผ่นรมควันของทั้งโลกที่มีแนวโน้มลดลงเฉลี่ยร้อยละ 1.30 ต่อปี

ตารางที่ 3.5.6 รูปแบบการผลิตยางพาราของโรงงานแปรรูปยางขั้นต้น ปี 2550 - 2562

หน่วย : ตัน						
ปี	ยางแผ่นรมควัน	ยางแท่ง	น้ำยางข้น	ยางคอมปาวด์	อื่น ๆ	รวม
2550	957,337	1,218,326	633,926	151,437	64,979	3,056,005
2551	973,273	1,282,036	587,047	154,485	92,910	3,089,751
2552	837,294	1,058,892	703,817	487,160	77,216	3,164,379
2553	813,033	1,235,802	552,841	520,355	130,104	3,252,135
2554	892,249	1,455,094	713,804	428,276	79,610	3,569,033
2555	771,993	1,505,651	757,364	693,210	49,792	3,778,010
2556	912,676	1,579,788	775,662	804,784	97,518	4,170,428
2557	824,030	1,793,945	776,597	858,818	70,585	4,323,975
2558	884,081	1,887,984	964,403	511,349	225,553	4,473,370
2559	856,526	1,952,793	860,767	616,178	250,701	4,536,965
2560	879,724	1,702,256	796,663	1,182,475	570,592	5,131,710
2561	740,305	1,754,379	971,207	1,517,927	99,217	5,083,036
2562	612,202	1,676,073	1,038,506	1,235,931	173,786	4,736,498
อัตราเพิ่ม(ร้อยละ)	-1.99	4.18	4.45	17.04	10.78	4.86

ที่มา: กรมวิชาการเกษตร (2563)

(2) ส่วนแบ่งทางการตลาดยางพารา

ปัจจุบันประเทศไทยเป็นประเทศที่มีปริมาณผลผลิตและมีการส่งออกยางพาราสูงเป็นอันดับหนึ่งของโลก โดยในปี 2562 ประเทศไทยมีปริมาณการส่งออกจำนวน 3.979 ล้านตัน (ตารางที่ 3.5.7) คิดเป็นสัดส่วนต่อปริมาณการส่งออกยางพาราในตลาดโลกร้อยละ 34.25 รองลงมา คือ อินโดนีเซีย เวียดนาม และมาเลเซีย โดยมีส่วนแบ่งการตลาดร้อยละ 22.23 ร้อยละ 14.07 และร้อยละ 9.10 ตามลำดับ เมื่อพิจารณาข้อมูลการส่งออกยางพาราในช่วงปี 2550 - 2562 พบว่า ส่วนแบ่งการตลาดของประเทศเวียดนามและไทยมีการขยายตัวเฉลี่ยร้อยละ 3.16 และร้อยละ 0.28 ต่อปี ตามลำดับ โดยเฉพาะเวียดนามซึ่งเป็นประเทศปลูกยางพาราใหม่ที่มีอัตราการขยายตัวของปริมาณการส่งออกและสัดส่วนส่วน

แบ่งการตลาดสูงที่สุดในช่วง 5 ปีที่ผ่านมา (2558 - 2562) โดยมีการขยายตัวของปริมาณการส่งออกร้อยละ 9.49 และการขยายตัวของส่วนแบ่งการตลาดร้อยละ 5.12 ในขณะที่สัดส่วนของส่วนแบ่งการตลาดของประเทศอื่นมีแนวโน้มที่ลดลง เช่น ส่วนแบ่งการตลาดของประเทศมาเลเซียและประเทศอินโดนีเซียมีการหดตัวเฉลี่ยร้อยละ 5.02 และร้อยละ 2.25 ต่อปี ตามลำดับ และหากพิจารณาในช่วง 5 ปีที่ผ่านมา (2558 - 2562) พบว่า ส่วนแบ่งทางการตลาดของประเทศมาเลเซีย อินโดนีเซีย และไทย มีการหดตัวเฉลี่ยร้อยละ 4.69 ร้อยละ 3.43 และร้อยละ 1.63 ต่อปี ตามลำดับ ในขณะที่ประเทศเวียดนามมีการขยายตัวของส่วนแบ่งการตลาดในตลาดโลกเพิ่มขึ้นเฉลี่ยร้อยละ 5.12 ต่อปี

ตารางที่ 3.5.7 ปริมาณการส่งออกและส่วนแบ่งทางการตลาดยางพาราในตลาดโลก ปี 2550 - 2562

	ปี	ไทย	อินโดนีเซีย	เวียดนาม	มาเลเซีย	อื่น ๆ	รวม
2550	ปริมาณ (ล้านตัน)	2.711	2.416	0.716	1.213	0.713	7.768
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(34.90)	(31.10)	(9.21)	(15.61)	(9.18)	
2551	ปริมาณ (ล้านตัน)	2.594	2.297	0.659	1.154	0.838	7.543
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(34.39)	(30.46)	(8.73)	(15.31)	(11.12)	
2552	ปริมาณ (ล้านตัน)	2.549	2.061	0.731	1.088	0.888	7.317
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(34.84)	(28.17)	(9.99)	(14.87)	(12.14)	
2553	ปริมาณ (ล้านตัน)	2.590	2.369	0.782	1.245	1.061	8.047
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(32.19)	(29.43)	(9.72)	(15.48)	(13.18)	
2554	ปริมาณ (ล้านตัน)	2.840	2.566	0.817	1.239	0.967	8.429
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(33.70)	(30.44)	(9.69)	(14.71)	(11.47)	
2555	ปริมาณ (ล้านตัน)	2.919	2.525	1.023	1.291	1.113	8.871
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(32.91)	(28.46)	(11.53)	(14.55)	(12.54)	
2556	ปริมาณ (ล้านตัน)	3.400	2.770	1.076	1.332	1.299	9.878
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(34.43)	(28.05)	(10.90)	(13.48)	(13.15)	
2557	ปริมาณ (ล้านตัน)	3.361	2.662	1.066	1.192	1.563	9.844
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(34.14)	(27.04)	(10.83)	(12.11)	(15.88)	
2558	ปริมาณ (ล้านตัน)	3.750	2.675	1.137	1.132	1.507	10.200
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(36.76)	(26.22)	(11.15)	(11.10)	(14.77)	
2559	ปริมาณ (ล้านตัน)	3.805	2.603	1.253	1.053	1.740	10.454
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(36.40)	(24.90)	(11.99)	(10.07)	(16.64)	
2560	ปริมาณ (ล้านตัน)	4.097	3.277	1.381	1.217	2.195	12.167
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(33.67)	(26.93)	(11.35)	(10.00)	(18.04)	

ตารางที่ 3.5.8 ปริมาณการส่งออกและส่วนแบ่งทางการตลาดยางพาราในตลาดโลก ปี 2550 - 2562 (ต่อ)

ปี	ไทย	อินโดนีเซีย	เวียดนาม	มาเลเซีย	อื่น ๆ	รวม	
2561	ปริมาณ (ล้านตัน)	4.301	2.954	1.500	1.121	2.210	12.085
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(35.58)	(24.44)	(12.41)	(9.27)	(18.28)	
2562	ปริมาณ (ล้านตัน)	3.979	2.583	1.635	1.058	2.364	11.618
	สัดส่วน (ร้อยละ)	(34.25)	(22.23)	(14.07)	(9.10)	(20.35)	
อัตราเพิ่ม ปี 2550 - 2562	4.83	2.18	7.83	- 0.70	10.62	4.54	
(ร้อยละ)	(0.28)	(- 2.25)	(3.16)	(- 5.02)	(5.82)		
อัตราเพิ่ม ปี 2558 - 2562	2.44	0.57	9.49	- 0.72	12.07	4.14	
(ร้อยละ)	(-1.63)	(- 3.43)	(5.12)	(- 4.69)	(7.63)		

ที่มา : องค์การยางระหว่างประเทศ (2563)

1.2) นโยบายส่งเสริมการใช้อย่างพาราของภาครัฐ

รัฐบาลไทยได้มีมาตรการส่งเสริมให้มีการใช้อย่างพาราภายในประเทศเพิ่มมากขึ้นผ่านทาง การดำเนินโครงการ 3 โครงการ ได้แก่ (1) โครงการ 1 หมู่บ้าน 1 กิโลเมตร ดำเนินการในช่วงระหว่าง ธันวาคม 2561 - กันยายน 2562 (2) โครงการสนับสนุนสินเชื่อผู้ประกอบการผลิตผลิตภัณฑ์ยางพารา ดำเนินการในช่วงระหว่าง พฤษภาคม 2559 - เมษายน 2569 และ (3) โครงการส่งเสริมการใช้อย่างพาราของหน่วยงานภาครัฐ ดำเนินการในช่วงระหว่าง มกราคม 2561 - กันยายน 2565

1.3) แนวโน้มการใช้อย่างพาราในอนาคต

จากข้อมูลการใช้อย่างพาราของประเทศไทยและการใช้อย่างพาราของทั้งโลกตามที่กล่าวมาข้างต้น จะเห็นได้ว่าความต้องการใช้อย่างพาราของโลกและการใช้อย่างพาราภายในประเทศไทยยังมีแนวโน้มที่เพิ่มขึ้น ทั้งนี้ยังมีอีกหลายปัจจัยที่จะเป็นตัวกำหนดความต้องการยางพาราของไทยในอนาคต เช่น สถานการณ์เศรษฐกิจทั้งภายในประเทศและเศรษฐกิจโลก นโยบายของรัฐบาลไทยและของรัฐบาลประเทศคู่ค้า แนวโน้มการใช้รถยนต์ในอนาคต นวัตกรรมการผลิตผลิตภัณฑ์ยางพาราที่อาจใช้ยางธรรมชาติลดลงหรือมีการใช้วัสดุอื่นทดแทนยางธรรมชาติมากขึ้น ราคาของยางสังเคราะห์ที่เป็นสินค้าทดแทนยางพารา การเกิดขึ้นของภัยธรรมชาติและโรคระบาด

3.6 สับปะรดโรงงาน

3.6.1 การผลิตและการตลาดสับปะรดโรงงาน

1) การผลิต

อุตสาหกรรมสับปะรดมีความสำคัญต่อเศรษฐกิจทั้งในระดับชาติและระดับไร่นา กล่าวคือในระดับชาติ เป็นอุตสาหกรรมเกษตรที่สร้างมูลค่าเพิ่มจากการใช้วัตถุดิบภายในประเทศปีละประมาณ 20,000 ล้านบาท ก่อให้เกิดการจ้างแรงงานเป็นจำนวนมาก เนื่องจากกระบวนการผลิตหลายขั้นตอนไม่สามารถใช้เครื่องจักรแทนแรงงานได้ ในระดับไร่นาเป็นอุตสาหกรรมที่เชื่อมโยงภาคการผลิตด้านการเกษตรกับภาคอุตสาหกรรมที่ก่อให้เกิดมูลค่าเพิ่ม เป็นแหล่งรองรับผลผลิตของเกษตรกร

การผลิตสับปะรดไทย ส่วนใหญ่เป็นเกษตรกรรายย่อย ผลิตตามธรรมชาติที่อาศัยน้ำฝนเป็นหลัก โดยผลผลิตออกสู่ตลาดมาก 2 ช่วง ได้แก่ ช่วงที่ 1 ประมาณเดือนเมษายน - มิถุนายน ซึ่งถือเป็นช่วงสับปะรดออกตามฤดูกาล และช่วงที่ 2 เดือนตุลาคม - ธันวาคม เนื่องจากสภาพอากาศหนาวเย็นในช่วงเดือนธันวาคม ทำให้ต้นสับปะรดพร้อมติดดอก และจะให้ผลในช่วงเดือนเมษายน - มิถุนายนของปีถัดไป แต่ช่วงเดือนกุมภาพันธ์ - เมษายนเป็นช่วงฤดูแล้ง ต้นสับปะรดขาดน้ำและไม่สมบูรณ์ต่อการติดดอก ทำให้ผลผลิตช่วงเดือนสิงหาคม - กันยายนของทุก ๆ ปี มีผลผลิตออกสู่ตลาดน้อย โรงงานแปรรูปส่วนใหญ่จึงปิดการรับซื้อ และหยุดทำการผลิตเพื่อปรับปรุงอุปกรณ์ประจำปี และในช่วงเดือนพฤษภาคม - กรกฎาคมเป็นช่วงฤดูฝน ต้นสับปะรดมีความสมบูรณ์ต่อการออกดอก โดยจะให้ผลในช่วงเดือนตุลาคม - ธันวาคม

โดยปี 2550 - 2562 เนื้อที่เกี่ยวเกี่ยว ผลผลิตของประเทศไทยมีแนวโน้มลดลง ร้อยละ 1.62 และร้อยละ 0.52 ต่อปี ตามลำดับ เนื่องจากจากช่วงปี 2558 - 2559 ราคาสับปะรดอยู่ในเกณฑ์สูง เกษตรกรได้ขยายพื้นที่ปลูกอย่างต่อเนื่องในช่วงปี 2560 - 2561 ทำให้มีพื้นที่เกี่ยวเกี่ยวเพิ่มขึ้นและปริมาณผลผลิตสับปะรดเกินความต้องการของตลาด ราคาสับปะรดลดลงอย่างต่อเนื่อง เกษตรกรลดพื้นที่ปลูกและปรับเปลี่ยนไปปลูกพืชอื่น รวมทั้งภาวะแล้งในช่วงปลายปี โดยความเคลื่อนไหวการผลิตช่วงปี 2558 - 2562 พบว่า

1.1) เนื้อที่เกี่ยวเกี่ยว เนื้อที่เกี่ยวเกี่ยว มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น เนื่องจากช่วงปี 2558 - 2559 ราคาสับปะรดอยู่ในเกณฑ์สูง เกษตรกรได้ขยายพื้นที่ปลูกอย่างต่อเนื่อง ทำให้มีพื้นที่เกี่ยวเกี่ยวเพิ่มขึ้น

1.2) ผลผลิต มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น เนื่องจากช่วงปี 2558 - 2559 ราคาสับปะรดอยู่ในเกณฑ์สูง เกษตรกรได้ขยายพื้นที่ปลูกอย่างต่อเนื่อง ทำให้ปริมาณผลผลิตสับปะรดเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง อย่างไรก็ตามในปี 2562 แหล่งผลิตสำคัญประสบภัยแล้งทำให้ผลผลิตลดลง

1.3) ผลผลิตต่อไร่ มีความผันผวนตามสภาพอากาศและราคา ช่วงปี 2558 - 2559 ราคาสับปะรดอยู่ในเกณฑ์สูง เกษตรกรมีกำไร จึงได้ขยายพื้นที่ปลูก รวมทั้งดูแลรักษาแปลงดี ทำให้ผลผลิตต่อไร่เพิ่มขึ้น มีผลผลิตเกินความต้องการของตลาดในช่วงปี 2560 - 2561 ราคาสับปะรดปรับตัวลดลง เกษตรกรประสบภาวะขาดทุน จึงไม่มีการบำรุงรักษาแปลง รวมทั้งแหล่งผลิตบางจังหวัดประสบภาวะแล้งทำให้ผลมีขนาดเล็ก น้ำหนักน้อย ผลผลิตต่อไร่จึงมีแนวโน้มลดลงตั้งแต่ปี 2561 ถึงปี 2562

ตารางที่ 3.6.1 เนื้อที่เก็บเกี่ยว ผลผลิต ผลิตต่อไร่ สับปรดโรงงาน ปี 2550 - 2562

ปี	เนื้อที่เก็บเกี่ยว (ไร่)	ผลผลิต (ตัน)	ผลผลิตต่อไร่ (กิโลกรัม)
2550	590,306	2,185,275	3,702
2551	581,972	2,278,162	3,915
2552	566,599	1,894,862	3,344
2553	596,042	1,966,143	3,299
2554	646,331	2,593,207	4,012
2555	619,565	2,400,187	3,874
2556	532,947	2,067,908	3,880
2557	452,352	1,916,830	4,237
2558	446,771	1,825,195	4,085
2559	493,266	2,013,634	4,082
2560	557,958	2,328,378	4,173
2561	568,394	2,350,887	4,136
2562	485,399	1,825,257	3,760
อัตราเพิ่ม (ร้อยละ)	-1.62	-0.52	1.12
เฉลี่ย	549,069	2,126,610	3,885

ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2563)

2) โครงสร้างสินค้าสับปรด

การผลิตสับปรดมีการรวมกลุ่มเกษตรกรผ่านสมาคมที่เกษตรกรจัดตั้งขึ้นผลผลิตสับปรดของเกษตรกรร้อยละ 80 ของผลผลิตทั้งหมด เข้าสู่โรงงานแปรรูปเพื่อส่งออกต่างประเทศในรูปแบบผลิตภัณฑ์โดยผลิตภัณฑ์ที่สำคัญได้แก่ สับปรดกระป๋อง น้ำสับปรด สับปรดกวน และร้อยละ 20 ของผลผลิตทั้งหมด จำหน่ายให้ผู้บริโภคภายในประเทศ (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2559) ดังนี้

2.1) ต้นน้ำ เกษตรกรเก็บเกี่ยวผลผลิตสับปรด เพื่อส่งให้โรงงานแปรรูปสับปรดหรือผู้ส่งออก ประมาณร้อยละ 40 ส่งให้ผู้รวบรวม/สถาบันเกษตรกร และแผงรับซื้อร้อยละ 50 และผลผลิตประมาณร้อยละ 10 ผ่านผู้รวบรวมสับปรดบริโภคสดในพื้นที่

2.2) กลางน้ำ ประกอบด้วย

2.2.1) โรงงานแปรรูปสับปรด ซึ่งรับผลผลิตร้อยละ 80 ของทั้งประเทศจากผู้รวบรวม/สถาบันเกษตรกร (แผงสับปรด) ร้อยละ 40 ที่รวบรวมจากในแหล่งที่ตั้งโรงงานและพื้นที่อื่น และร้อยละ 40 เกษตรกรโดยตรงทั้งแบบมีและไม่มีข้อตกลงล่วงหน้า นำผลผลิตเข้าสู่กระบวนการแปรรูป ซึ่งส่วนใหญ่เป็นการรับจ้างแปรรูปเพื่อส่งออกต่างประเทศผ่านผู้ส่งออก ตัวแทน (Broker) ทั้งในประเทศและนอกประเทศ ผลิตภัณฑ์หลัก ได้แก่ สับปรดกระป๋อง น้ำสับปรด สับปรดทำไวน์ไม่ให้เสียโดยน้ำตาล (กวน) คิดเป็นร้อยละ 75 ร้อยละ 15 และร้อยละ 5 ของผลิตภัณฑ์ส่งออกทั้งหมด โดยผลิตภัณฑ์แปรรูปมีจำหน่ายภายในประเทศน้อยมาก

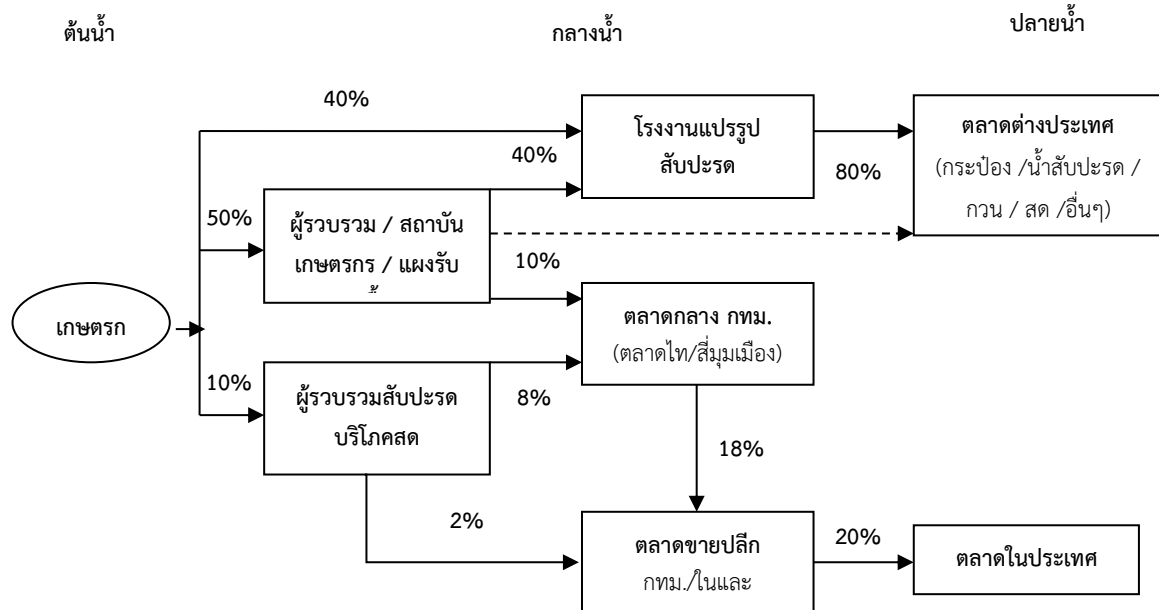
2.2.2) ผู้รวบรวม/สถาบันเกษตรกร (แผงสับประรด) รวบรวมผลผลิตประมาณร้อยละ 50 ของผลผลิตทั้งหมดจากเกษตรกรโดยส่งเข้าโรงงานแปรรูปสับประรด/ผู้ส่งออกร้อยละ 40 และผลผลิตร้อยละ 10 ของผลผลิตทั้งหมดส่งเข้าตลาดกลางในประเทศประมาณร้อยละ 8 โดยมีผู้รวบรวมบางส่วนอาจส่งออกสับประรดสดผ่านการค้าชายแดน

2.2.3) ผู้รวบรวมสับประรดบริโภคสด ส่วนใหญ่เป็นแผงรวบรวมของพ่อค้าท้องถิ่น บางส่วนเป็นพ่อค้าเร่ ทำการรวบรวมผลผลิตจากเกษตรกรประมาณร้อยละ 10 ของผลผลิตทั้งหมดเพื่อจำหน่ายจำหน่ายผ่านตลาดกลางร้อยละ 8 และจำหน่ายปลีกในจังหวัดแหล่งผลิตและนอกแหล่งผลิตประมาณร้อยละ 2

2.3) ปลายทาง

2.3.1) ตลาดต่างประเทศ จากการที่ผลผลิตร้อยละ 80 ของทั้งประเทศเข้าสู่อุตสาหกรรมแปรรูปเพื่อส่งออกต่างประเทศ ซึ่งสับประรดกระป๋อง น้ำสับประรดมีสัดส่วนร้อยละ 90 ของผลิตภัณฑ์ส่งออกตลาดสำคัญได้แก่ สหรัฐอเมริกา และสหภาพยุโรป

2.3.2) ตลาดในประเทศ ผลผลิตร้อยละ 20 ของทั้งประเทศใช้บริโภคในประเทศในแบบผลสดผ่านตลาดระดับท้องถิ่น ตลาดกลาง โดยความต้องการขึ้นกับความสับประรดเพื่อเข้าโรงงานแปรรูป จากโครงสร้างสินค้าพบว่า ความต้องการผลผลิตสับประรดที่เข้าสู่โรงงานแปรรูปประมาณร้อยละ 80 ของผลผลิตทั้งหมด โดยแปรรูปเพื่อส่งออกต่างประเทศ ซึ่งปริมาณการส่งออกสับประรดกระป๋องและน้ำสับประรดรวมประมาณร้อยละ 90 ของการส่งออกผลิตภัณฑ์สับประรดทั้งหมด ดังนั้น ในการศึกษาครั้งนี้กำหนดให้ปริมาณส่งออกสับประรดกระป๋องและน้ำสับประรดเป็นตัวแทนความต้องการสับประรด (ภาพที่ 3.6.1)



หมายเหตุ : เส้นประ หมายถึง มีการดำเนินการกิจกรรมเองในบางช่วงเวลา

ที่มา : การสำรวจโดยสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2559)

ภาพที่ 3.6.1 โครงสร้างสินค้าสับประรดโรงงาน

3) การตลาด

ประเทศไทยถือเป็นประเทศผู้ส่งออกสับปะรดกระป๋องอันดับ 1 ของโลก ซึ่งมีส่วนแบ่งการตลาดประมาณร้อยละ 40 ของการส่งออกสับปะรดกระป๋องทั้งหมดของโลก ตลาดส่งออกสำคัญ ได้แก่ สหภาพยุโรป สหรัฐอเมริกา ญี่ปุ่น และตะวันออกกลาง สำหรับคู่แข่งที่สำคัญ ได้แก่ ฟิลิปปินส์ และอินโดนีเซีย สำหรับเนเธอร์แลนด์ถือเป็นผู้ส่งออกสำคัญในสหภาพยุโรป เนื่องจากเป็นนายหน้ารับซื้อหรือจ้างประเทศผู้ผลิตต่างๆ และจำหน่ายต่อให้ประเทศสมาชิกในสหภาพยุโรป โดยพิจารณาปริมาณและมูลค่าการส่งออกในตลาดโลก ในช่วงปี 2558 - 2562 พบว่า

3.1) การส่งออกสับปะรดกระป๋องของโลก ปริมาณและมูลค่าลดลงร้อยละ 5.87 และร้อยละ 11.21 ต่อปี จากปริมาณ 1.19 ล้านตัน มูลค่า 1,353.67 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ ในปี 2558 ลดลงเป็นปริมาณ 0.96 ล้านตัน มูลค่า 891.14 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ ในปี 2562 โดยปี 2562 ไทยส่งออกมากที่สุดปริมาณ 0.39 ล้านตัน หรือร้อยละ 40.62 ของปริมาณการส่งออกทั้งหมด รองลงมาได้แก่ ฟิลิปปินส์ และอินโดนีเซีย ส่งออกปริมาณ 0.23 ล้านตัน และ 0.19 ล้านตัน หรือร้อยละ 23.95 และร้อยละ 19.79 ของปริมาณการส่งออกทั้งหมด ตามลำดับ สำหรับมูลค่าการส่งออกปี 2562 ไทยส่งออกมากที่สุดมูลค่า 377.02 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ หรือร้อยละ 42.30 ของมูลค่าการส่งออกทั้งหมด รองลงมาได้แก่ ฟิลิปปินส์ และอินโดนีเซีย ส่งออกมูลค่า 181.94 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ และ 162.16 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ หรือร้อยละ 20.41 และร้อยละ 18.19 ของมูลค่าการส่งออกทั้งหมด ตามลำดับ (ตารางที่ 3.6.2)

ตารางที่ 3.6.2 ปริมาณและมูลค่าการส่งออกสับปะรดกระป๋องของประเทศผู้ส่งออกที่สำคัญ ปี 2558 - 2562

ปริมาณ: ล้านตัน มูลค่า: ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ

ประเทศ	2558		2559		2560		2561		2562 ^{1/}		อัตราเพิ่ม (ร้อยละ)	
	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า
ไทย	0.49	563.10	0.49	591.86	0.53	574.05	0.48	400.33	0.39	337.02	-4.85	-13.22
ฟิลิปปินส์	0.33	337.02	0.38	341.47	0.32	277.33	0.24	192.16	0.23	181.94	-11.00	-16.54
อินโดนีเซีย	0.17	192.25	0.12	152.49	0.17	196.79	0.19	157.38	0.19	162.16	5.97	-3.04
เคนย่า	0.06	74.18	0.05	60.80	0.04	50.56	0.03	38.26	0.04	58.76	-12.39	-8.87
เนเธอร์แลนด์	0.02	35.71	0.03	45.08	0.03	45.93	0.03	45.00	0.03	37.89	3.80	1.18
เยอรมนี	0.02	23.47	0.02	28.46	0.02	26.93	0.01	21.42	0.01	17.86	-5.48	-7.96
อื่น ๆ	0.11	127.96	0.11	144.05	0.12	144.34	0.07	103.66	0.07	95.52	-10.76	-8.73
รวม	1.19	1,353.67	1.20	1,364.20	1.23	1,315.94	1.05	958.21	0.96	891.14	-5.87	-11.21

หมายเหตุ: ^{1/} ปริมาณการ (สับปะรดกระป๋อง รหัส 200820) ณ ตุลาคม 2563

ที่มา: The International Trade Centre (ITC) (October 2020)

3.2) การส่งออกน้ำสับปะรดของโลก (รหัส 200941 และ 200949) ในช่วงปี 2558 - 2562 พบว่า ปริมาณและมูลค่าการส่งออกน้ำสับปะรดลดลงร้อยละ 3.56 และร้อยละ 12.45 ต่อปี ตามลำดับ จากปริมาณ 0.78 ล้านตัน มูลค่า 850.11 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ ในปี 2558 ลดลงเป็นปริมาณ 0.70 ล้านตัน มูลค่า 552.73 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ ในปี 2562 โดยปี 2562 คอสตาริกา ส่งออกมากที่สุด ปริมาณ 0.18 ล้านตัน หรือร้อยละ 25.71 ของปริมาณการส่งออกทั้งหมด รองลงมาได้แก่ ฟิลิปปินส์ และไทย ส่งออก ปริมาณ 0.15 ล้านตันและ 0.09 ล้านตัน หรือร้อยละ 21.42 และร้อยละ 12.85 ของปริมาณการส่งออก ทั้งหมด ตามลำดับ สำหรับมูลค่าการส่งออกปี 2562 ฟิลิปปินส์ส่งออกมากที่สุดมูลค่า 100.92 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ หรือร้อยละ 18.25 ของมูลค่าการส่งออกทั้งหมด รองลงมาได้แก่ คอสตาริกาและไทย ส่งออกมูลค่า 94.24 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ และ 92.23 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ หรือร้อยละ 17.05 และ ร้อยละ 16.68 ของมูลค่าการส่งออกทั้งหมด ตามลำดับ (ตารางที่ 3.6.3)

ตารางที่ 3.6.3 ปริมาณและมูลค่าการส่งออกน้ำสับปะรดของประเทศผู้ส่งออกที่สำคัญ ปี 2558 - 2562

ประเทศ	2558		2559		2560		2561		2562 ^{1/}		อัตราเพิ่ม (ร้อยละ)	
	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า
ฟิลิปปินส์	0.14	100.30	0.19	103.26	0.15	107.37	0.14	82.76	0.15	100.92	-2.05	-2.07
คอสตาริกา	0.18	145.18	0.21	200.50	0.20	156.45	0.18	104.55	0.18	94.24	-2.48	-14.06
ไทย	0.09	157.13	0.09	182.81	0.11	138.16	0.11	111.47	0.09	92.23	2.69	-14.45
เนเธอร์แลนด์	0.12	160.52	0.13	156.89	0.12	116.31	0.13	90.14	0.09	87.13	-4.63	-16.27
อินโดนีเซีย	0.02	39.41	0.01	34.96	0.03	39.31	0.03	28.80	0.03	28.83	14.20	-7.86
เคนย่า	0.01	14.84	0.01	15.36	0.01	15.39	0.01	22.42	0.01	19.41	2.23	9.58
อื่นๆ	0.22	232.73	0.22	230.06	0.19	163.34	0.14	137.84	0.16	129.97	-10.35	-15.44
รวม	0.78	850.11	0.86	923.85	0.82	736.31	0.74	577.99	0.70	552.73	-3.56	-12.45

หมายเหตุ: ^{1/} ประมาณการ (น้ำสับปะรด รหัส 200941 และ 200949) ณ ตุลาคม 2563

ที่มา: The International Trade Centre (ITC) (October 2020)

3.6.2 บัญชีสมดุลสับปะรดโรงงาน

ปี 2558 - 2562 ผลผลิตเฉลี่ยประมาณ 2.07 ล้านตัน มีความต้องการใช้เพื่อการส่งออกเฉลี่ย ประมาณ 1.65 ล้านตัน และความต้องการใช้เพื่อการบริโภคเฉลี่ยประมาณ 0.42 ล้านตัน หรือคิดเป็นร้อยละ 80 และร้อยละ 20 ของผลผลิตทั้งหมด ตามลำดับ โดยความต้องการใช้เพื่อการบริโภคมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ร้อยละ 32.79 ต่อปี ขณะที่ความต้องการเพื่อการส่งออกมีแนวโน้มลดลงร้อยละ 3.88 ต่อปี ตามลำดับ ทั้งนี้ จากข้อจำกัดด้านข้อมูลเชิงธุรกิจของบริษัทที่ทำการแปรรูปสับปะรดเพื่อส่งออก ทำให้ไม่สามารถหาข้อมูล ด้านปริมาณสินค้าคงคลังต้นปีและปลายปี (Stock) ได้

ตารางที่ 3.6.4 บัญชีสมดุลสับปะรดโรงงาน ปี 2558 - 2562

หน่วย: ล้านตันสด

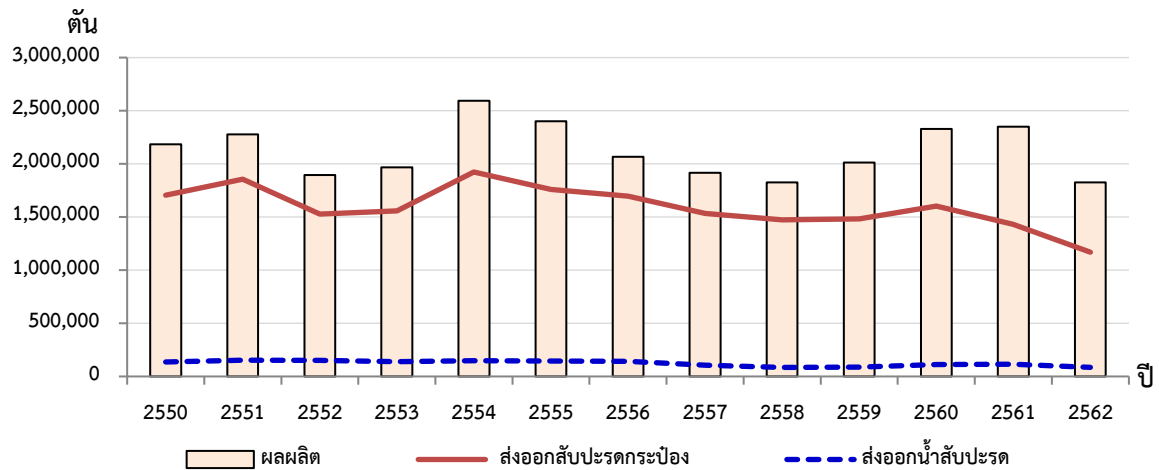
ปี	ผลผลิต	นำเข้า ^{1/}	รวมอุปสงค์	ส่งออก ^{2/}	บริโภคในประเทศ ^{3/}	รวมอุปทาน
2558	1.83	-	1.83	1.67	0.16	1.83
2559	2.01	-	2.01	1.69	0.32	2.01
2560	2.33	-	2.33	1.85	0.48	2.33
2561	2.35	-	2.35	1.69	0.66	2.35
2562	1.83	-	1.83	1.37	0.46	1.83
อัตราเพิ่ม (ร้อยละ)	1.58		1.58	-3.88	32.79	1.58
เฉลี่ย 5 ปี	2.07		2.07	1.65	0.42	
สัดส่วน (%)			100%	80%	20%	

หมายเหตุ: ไม่มีข้อมูลสินค้าคงคลัง, ^{1/} ไทยไม่มีการนำเข้า, ^{2/} ส่งออกรวมทุกผลิตภัณฑ์แปลงเป็นผลสด, ^{3/} จำนวนโดยนำผลผลิตลบด้วยข้อมูลการส่งออก

ที่มา: จำนวนข้อมูลจากสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร กรมศุลกากร

3.6.3 ความเคลื่อนไหวของความต้องการของสับปะรดโรงงาน

พิจารณาการส่งออกสับปะรดกระป๋องและน้ำสับปะรดของไทยปี 2550 - 2562 พบว่ามีแนวโน้มลดลงร้อยละ 2.27 และร้อยละ 4.48 ต่อปี โดยแต่ละปีมีแนวโน้มเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกับปริมาณผลผลิตที่ออกสู่ตลาดซึ่งมีแนวโน้มลดลงร้อยละ 0.52 ต่อปี ซึ่งปี 2552 ปี 2553 และปี 2562 พื้นที่ปลูกส่วนใหญ่ประสบภัยแล้ง ทำให้ปริมาณผลผลิตออกสู่ตลาดลดลง ปริมาณการส่งออกสับปะรดกระป๋องมีแนวโน้มปรับตัวลดลงตามปริมาณผลผลิต และปี 2560 ปริมาณผลผลิตสับปะรดโรงงานในปีการผลิตเพิ่มขึ้น ความต้องการผลผลิตสับปะรดของโรงงานแปรรูปเพื่อเป็นวัตถุดิบในการแปรรูปมีแนวโน้มปรับตัวเพิ่มขึ้น เนื่องจาก เมื่อปริมาณผลผลิตเพิ่มขึ้น ราคารับซื้อวัตถุดิบมีแนวโน้มปรับตัวลดลง โรงงานแปรรูปต้องการวัตถุดิบเพื่อผลิตไว้อาจจำหน่ายในช่วงผลผลิตน้อย และจากราคารับซื้อที่ลดลง ส่งผลให้ต้นทุนการแปรรูปลดลง ผู้ส่งออกสามารถจำหน่ายสินค้าในราคาที่สามารถแข่งขันในตลาดโลกได้ ทำให้ปริมาณการส่งออกมีแนวโน้มปรับตัวเพิ่มขึ้น จากปัจจัยด้านปริมาณผลผลิต ราคาจำหน่ายในตลาดต่างประเทศ ข้อกีดกันทางการค้า พฤติกรรมการบริโภค และรูปแบบอุตสาหกรรมสับปะรดของประเทศคู่แข่งสำคัญ ได้แก่ ฟิลิปปินส์ และอินโดนีเซีย ที่มีระบบการบริหารจัดการผลิต การแปรรูป การตลาดที่ครบวงจรโดยบริษัทขนาดใหญ่ ทำให้ต้นทุนการผลิตต่ำ มีเครือข่ายในการเชื่อมโยงตลาด รวมทั้งได้รับสิทธิพิเศษทางภาษีศุลกากรทั่วไป (Generalized system of preferences: GSP) ทำให้ราคาจำหน่ายสินค้าในตลาดต่างประเทศต่ำ กระทบต่อความต้องการในตลาดโลก ซึ่งส่งผลต่อการส่งออกสับปะรดกระป๋องและน้ำสับปะรดของไทย (ภาพที่ 3.6.2)

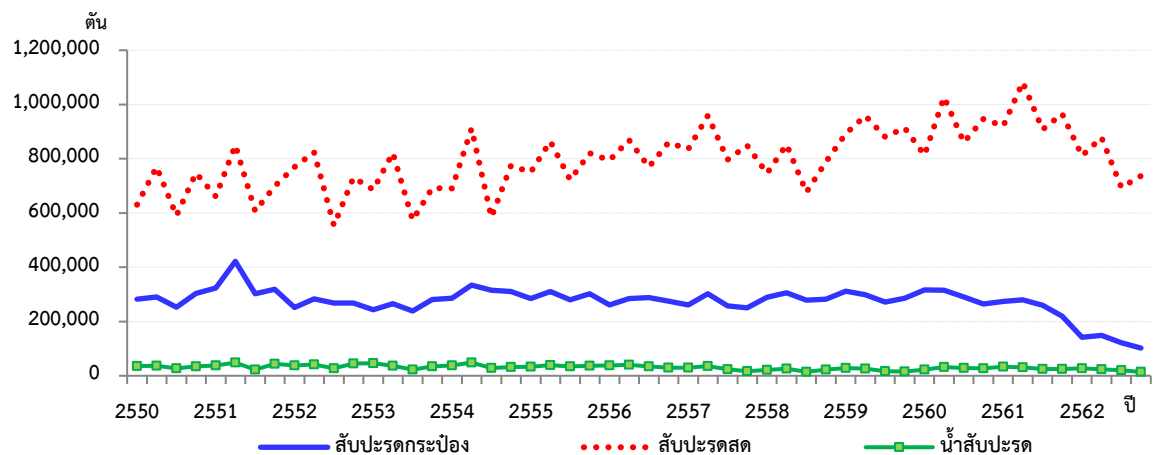


หมายเหตุ: ประมาณการส่งออกสับประดกระป๋อง แปลงเป็นผลสด

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร , กรมศุลกากร (มิถุนายน 2563)

ภาพที่ 3.6.2 แนวโน้มการผลิต การส่งออกสับประดกระป๋องและน้ำสับประดของไทย ปี 2550 - 2562

จากการที่พฤติกรรมหรือรูปแบบการบริโภคในตลาดโลก โดยเฉพาะตลาดสหรัฐอเมริกา สหภาพยุโรป มีแนวโน้มเปลี่ยนแปลงไป ให้ความสำคัญด้านสุขภาพเพิ่มขึ้น โดยการบริโภคสับประดผลสด และน้ำผลไม้สดแบบผสมเนื้อผลไม้ไม่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ส่งผลให้ความต้องการสับประดกระป๋องและน้ำสับประดในตลาดโลกมีแนวโน้มลดลง กระทบต่อประเทศผู้ผลิตสับประดกระป๋องและน้ำสับประดเพื่อส่งออกในตลาดโลก โดยพบว่า ปี 2550 - 2562 การส่งออกสับประดผลสดรวมของตลาดโลกมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องจากปริมาณ 600,000 ตัน ในปี 2550 เพิ่มขึ้นเป็น 700,000 ตัน ในปี 2562 ขณะที่ความต้องการสับประดกระป๋องและน้ำสับประดในตลาดโลกมีแนวโน้มลดลง เป็นผลสะท้อนให้การส่งออกของไทยซึ่งเป็นผู้ส่งออกสับประดกระป๋องรายใหญ่ของโลกมีแนวโน้มปรับตัวในทิศทางเดียวกัน (ภาพที่ 3.6.3)



ที่มา : The International Trade Centre (ITC) (June 2020)

ภาพที่ 3.6.3 แนวโน้มปริมาณการส่งออกสับประดสด สับประดกระป๋อง และน้ำสับประดของโลก ปี 2550 - 2562

3.7 ไข่ไก่

3.7.1 การผลิตและการตลาดไข่ไก่

1) ด้านการผลิต

ปี 2558-2562 การผลิตไข่ไก่ของประเทศไทยมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นในอัตราเฉลี่ยต่อปี ร้อยละ 2.22 เป็นไปตามความต้องการบริโภคที่เพิ่มขึ้น โดยในปี 2562 มีปริมาณการผลิตไข่ไก่ 15,018.74 ล้านฟอง ลดลงจาก 15,135.03 ล้านฟองของปี 2561 ร้อยละ 0.77 เนื่องจากภาครัฐมีการดำเนินมาตรการรักษาผลผลิตไข่ไก่ในระบบเพื่อรักษาเสถียรภาพราคา โดยมีการปรับลดจำนวนแม่ไก่ยืนกรงให้มีปริมาณที่เหมาะสม สำหรับปี 2563 คาดว่าจะมีปริมาณการผลิตไข่ไก่ 15,132.09 ล้านฟอง เพิ่มขึ้นจาก 15,018.74 ล้านฟอง ในปี 2562 ร้อยละ 0.75 เนื่องจากความต้องการบริโภคที่เพิ่มขึ้นตามจำนวนประชากร ประกอบกับเกษตรกรมีการจัดการฟาร์มไก่ไข่ที่มีประสิทธิภาพมากขึ้น ทำให้ผลผลิตเพิ่มขึ้น (ตารางที่ 3.7.1)

ตารางที่ 3.7.1 ปริมาณการผลิต การส่งออก และการบริโภคไข่ไก่ของไทย ปี 2558 - 2563

หน่วย: ล้านฟอง

รายการ	2558	2559	2560	2561	2562*	อัตรา	
						เพิ่ม	2563*
						(ร้อยละ)	
ปริมาณการผลิต ^{1/}	13,854.07	14,284.09	14,895.39	15,135.03	15,018.74	2.22	15,132.09
ปริมาณการส่งออก ^{2/}	189.45	90.01	127.26	301.25	270.80	21.20	195.97
ปริมาณการบริโภค ^{3/}	13,664.62	14,194.08	14,768.13	14,833.78	14,747.94	1.99	14,936.12

หมายเหตุ:* ข้อมูลคาดคะเน

ที่มา: ^{1/} , ^{3/}สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2563)

^{2/}กรมศุลกากร (2563)

2) ด้านการตลาด

2.1) ความต้องการบริโภค

ปี 2558 - 2562 การบริโภคไข่ไก่เฉลี่ยทั้งประเทศมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นในอัตราร้อยละ 1.99 ต่อปี เนื่องจากภาครัฐและภาคเอกชนมีการรณรงค์ส่งเสริมการบริโภคเพื่อกระตุ้นการบริโภคไข่ไก่ให้เพิ่มขึ้น ซึ่งไข่ไก่มีราคาถูกเมื่อเทียบกับอาหารโปรตีนชนิดอื่น และสามารถปรุงอาหารได้ง่าย

2.2) การส่งออก

ปี 2558 - 2562 ปริมาณและมูลค่าการส่งออกไข่ไก่สดมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นร้อยละ 21.20 ต่อปีและร้อยละ 18.06 ต่อปีตามลำดับ โดยในปี 2562 การส่งออกไข่ไก่สดมีปริมาณ 270.80 ล้านฟอง มูลค่า 750.73 ล้านบาทลดลงจากปริมาณ 301.25 ล้านฟอง มูลค่า 997.04 ล้านบาท ของปี 2561 ร้อยละ 10.11 และร้อยละ 24.70 ตามลำดับเนื่องจากในปี 2561 มีการผลักดันการส่งออกเพื่อระบายผลผลิตภายในประเทศ (ตารางที่ 3.7.2)

ตารางที่ 3.7.2 ปริมาณและมูลค่าการส่งออกไข่ไก่ ปี 2558 - 2562

รายการ	2558	2559	2560	2561	2562	อัตราเพิ่ม (ร้อยละ)
ปริมาณ (ล้านฟอง)	189.45	90.01	127.26	301.25	270.8	21.20
มูลค่า (ล้านบาท)	587.70	309.29	380.88	997.04	750.73	18.06

ที่มา: กรมศุลกากร (2563)

3) โครงสร้างสินค้าไข่ไก่

โครงสร้างสินค้าไข่ไก่ แบ่งออกเป็น 2 กรณี คือ 1) กรณีเกษตรกรอิสระ และ 2) กรณีบริษัท และเกษตรกรพันธะสัญญา โดยผู้มีส่วนเกี่ยวข้องที่มีหน้าที่และบทบาทในสินค้าไข่ไก่ ของแต่ละกรณี ดังนี้

3.1) กรณีเกษตรกรอิสระ ผู้มีส่วนเกี่ยวข้องมีหน้าที่และบทบาท ดังนี้ (ภาพที่ 3.7.1)

3.1.1) เกษตรกรผู้เลี้ยงไข่ไก่ เป็นผู้เลี้ยงไข่ไก่แบบอิสระ ซึ่งสามารถจำหน่ายไข่ไก่ให้กับผู้ประกอบการในระดับอื่นๆ ได้อย่างอิสระ โดยประกอบด้วย เกษตรกรผู้เลี้ยงไข่ไทราย่อยและผู้เลี้ยงไข่ไก่ในลักษณะฟาร์มการค้า (รายกลางและรายใหญ่) โดยฟาร์มการค้าบางแห่งเป็นฟาร์มที่ทำหน้าที่ทั้งเป็นพ่อค้าขายส่งและพ่อค้าขายปลีกเอง

3.1.2) พ่อค้าขายส่งไข่ไก่ (ล้ง) ทำหน้าที่รวบรวมไข่ไก่จากเกษตรกร เพื่อจำหน่ายให้กับพ่อค้าขายปลีกต่อไป

3.1.3) พ่อค้าขายปลีกไข่ไก่ ทำหน้าที่จำหน่ายไข่ไก่ให้กับผู้บริโภคโดยรับซื้อไข่ไก่จากเกษตรกรโดยตรง หรือรับซื้อจากพ่อค้าขายส่งไข่ไก่อีกต่อหนึ่งเพื่อจำหน่ายให้กับผู้บริโภค

3.1.4) ผู้บริโภค ซื้อไข่ไก่จากเกษตรกร หรือพ่อค้าขายส่ง/ขายปลีกไข่ไก่

3.2) กรณีบริษัทและเกษตรกรพันธะสัญญา ผู้มีส่วนเกี่ยวข้องมีหน้าที่และบทบาท ดังนี้ (ภาพที่ 3.7.2)

3.2.1) เกษตรกรผู้เลี้ยงไข่ไก่แบบพันธะสัญญา เป็นเกษตรกรที่สัญญาผูกพันกับบริษัทในรูปแบบพันธะสัญญา โดยทำการผลิตไข่ไก่ให้แก่บริษัท และจะส่งผลผลิตทั้งหมดให้แก่บริษัท

3.2.2) บริษัท หรือฟาร์มบริษัท เป็นบริษัทที่เป็นทั้งฟาร์มไข่ไก่ และผู้ประกอบการธุรกิจไข่ไก่และไข่ไก่แบบครบวงจร คือ เป็นทั้งผู้รวบรวมไข่ไก่ ผู้ค้าส่ง ผู้ค้าปลีก ผู้แปรรูป รวมทั้งส่งออกไปยังต่างประเทศ

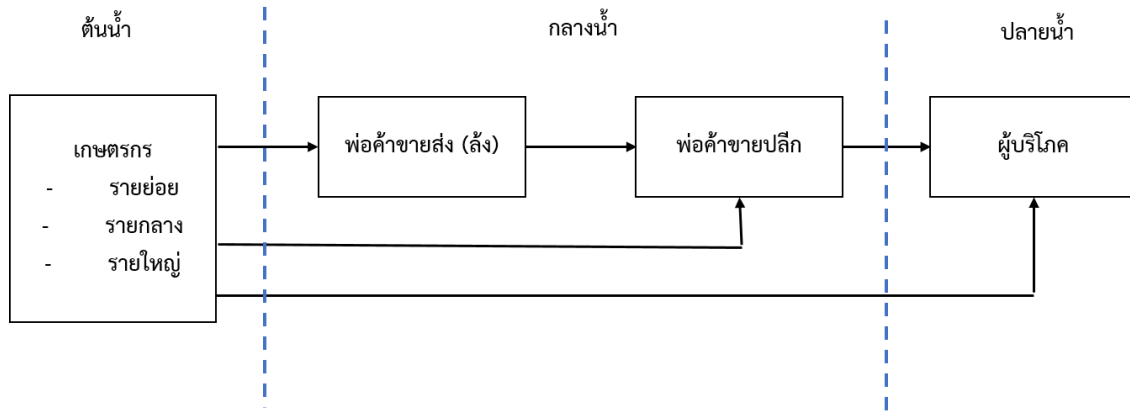
3.2.3) พ่อค้าขายส่งไข่ไก่ (ล้ง) ทำหน้าที่รวบรวมไข่ไก่ หรือรับซื้อจากบริษัท เพื่อจำหน่ายให้กับพ่อค้าขายปลีกต่อไป

3.2.4) พ่อค้าขายปลีกไข่ไก่ ทำหน้าที่จำหน่ายไข่ไก่ให้กับผู้บริโภค โดยรับซื้อไข่ไก่จากบริษัท โดยตรง หรือรับซื้อจากพ่อค้าขายส่งไข่ไก่อีกต่อหนึ่งเพื่อจำหน่ายให้กับผู้บริโภค

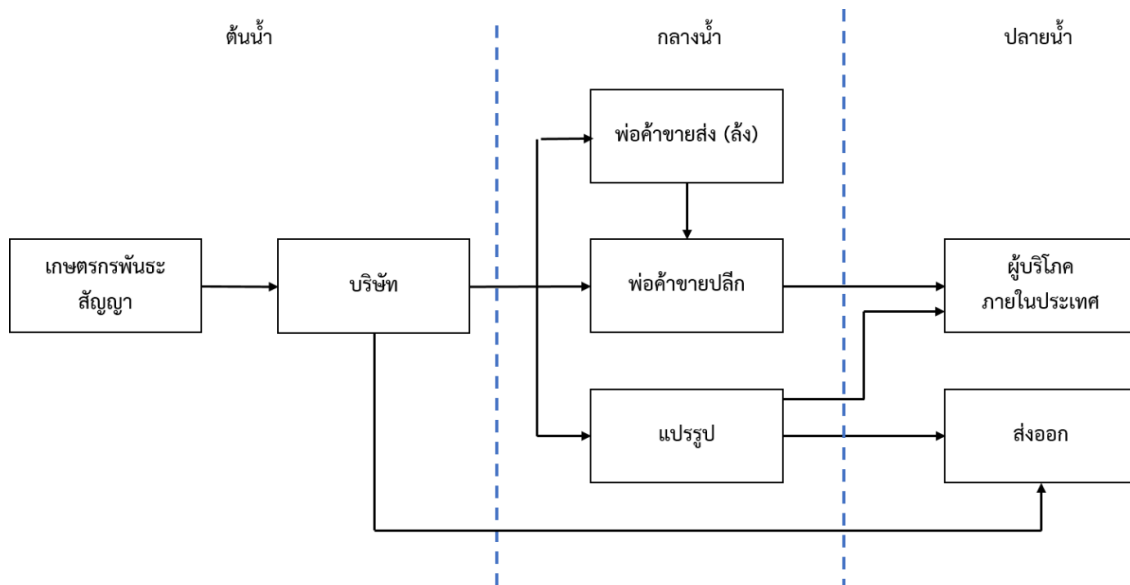
3.2.5) ผู้แปรรูป เป็นผู้รวบรวมไข่ไก่ และทำการแปรรูปไข่ไก่ ก่อนการจำหน่ายให้แก่ ผู้บริโภค หรือทำการส่งออก

3.2.6) ผู้บริโภค ซื้อไข่ไก่จากพ่อค้าขายปลีกไข่ไก่

3.2.7) การส่งออก เป็นการส่งออกไข่ไก่ โดยบริษัท



ภาพที่ 3.7.1 โครงสร้างสินค้าไข่ไก่ กรณีเกษตรกรอิสระ



ภาพที่ 3.7.2 โครงสร้างสินค้าไข่ไก่ กรณีบริษัทและเกษตรกรพันธะสัญญา

เมื่อพิจารณาโครงสร้างไข่ไก่ในภาพรวม พบว่า ต้นน้ำ จะมีทั้งเกษตรกรอิสระ ซึ่งเป็นเกษตรกรรายย่อย รายกลางและรายใหญ่ซึ่งเป็นฟาร์มการค้า และเกษตรกรพันธะสัญญา และฟาร์มของบริษัทที่เป็นผู้ประกอบการครบวงจร โดยส่วนของกลางน้ำเกษตรกรอิสระที่มีขนาดฟาร์มไม่ใหญ่มากจะจำหน่ายผ่านลิ่ง (พ่อค้าส่ง) ในขณะที่เกษตรกรอิสระที่มีฟาร์มขนาดกลางและขนาดใหญ่จะทำหน้าที่เป็นพ่อค้าส่ง หรือพ่อค้าปลีกเอง รวมทั้งจำหน่ายผ่านลิ่งด้วยและลิ่งจะจำหน่ายไปยังพ่อค้าปลีกไปยังผู้บริโภคในประเทศ ในส่วนของบริษัทจะทำการจำหน่ายผ่านทั้งลิ่งและพ่อค้าปลีก รวมทั้งมีการจำหน่ายไปยังโรงงานแปรรูป และส่งออก ทั้งนี้ในส่วนของปลายน้ำ จะเป็นการบริโภคในประเทศ ร้อยละ 98 ของผลผลิตทั้งหมด ส่งออกร้อยละ 2 ของผลผลิตทั้งหมด โดยมีตลาดส่งออกหลักที่สำคัญ คือ ฮองกง ซึ่งการส่งออกไข่ไก่เป็นการส่งออกเพื่อลดปริมาณอุปทานไข่ไก่ภายในประเทศ

3.7.2 บัญชีสมดุลไข่ไก่

ในส่วนของข้อมูลบัญชีสมดุลไข่ไก่ ในช่วง 5 ปีที่ผ่านมา (ปี 2558 - 2562) ปริมาณอุปทานไข่ไก่เป็นปริมาณการผลิตไข่ไก่ภายในประเทศ โดยปริมาณอุปทานไข่ไก่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นในอัตราเฉลี่ยร้อยละ 2.22 ในขณะที่ปริมาณอุปสงค์ไข่ไก่ เป็นปริมาณการบริโภคไข่ไก่ภายในประเทศและปริมาณการส่งออกไข่ไก่ โดยปริมาณอุปสงค์ไข่ไก่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นในอัตราเฉลี่ยร้อยละ 2.22 ซึ่งจะเห็นได้ว่าปริมาณอุปทานและอุปสงค์ไข่ไก่ในแต่ละปีจะมีปริมาณเท่ากัน เนื่องจากปริมาณอุปทานไข่ไก่ มีมากกว่าปริมาณการบริโภคภายในประเทศ ดังนั้น ภาครัฐจึงมีนโยบายให้ภาคเอกชนหรือบริษัทผู้ผลิตไข่ไก่ทำการส่งออกไข่ไก่ เพื่อให้ปริมาณอุปทานและอุปสงค์ไข่ไก่ของไทยมีความสมดุล และเป็นการรักษาระดับราคาไข่ไก่

ตารางที่ 3.7.3 บัญชีสมดุลสินค้าไข่ไก่ ปี 2558 - 2562

หน่วย : ล้านฟอง

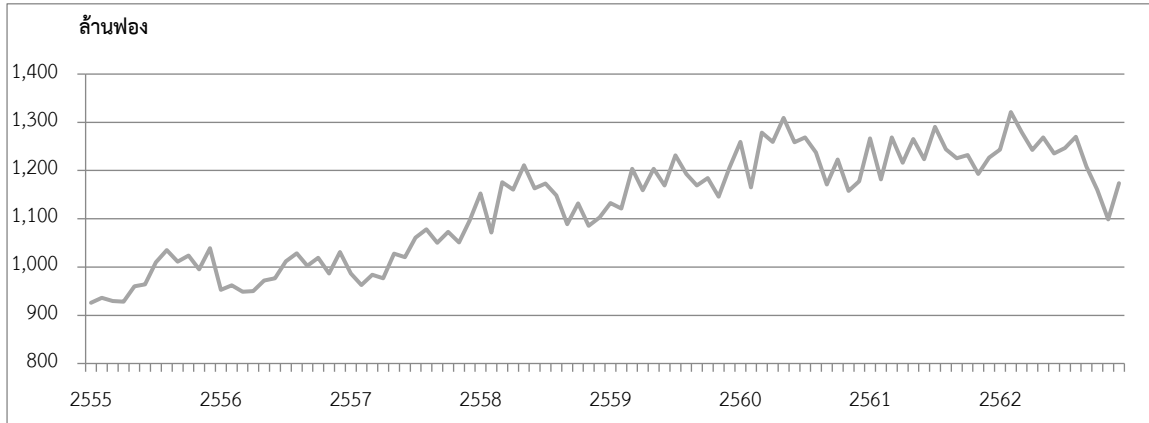
รายการ	อุปทาน		อุปสงค์	
	ปริมาณการผลิตภายในประเทศ ^{1/}	ปริมาณการบริโภคภายในประเทศ ^{2/}	ปริมาณการส่งออก ^{3/}	ปริมาณอุปสงค์รวม
2558	13,854.07	13,664.62	189.45	13,854.07
2559	14,284.09	14,194.08	90.01	14,284.09
2560	14,895.39	14,768.13	127.26	14,895.39
2561	15,135.03	14,833.78	301.25	15,135.03
2562*	15,018.74	14,747.94	270.8	15,018.74
อัตราเพิ่ม	2.22	1.99	21.2	2.22

ที่มา: ^{1/} , ^{2/}สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2563)

^{3/}กรมศุลกากร (2563)

3.7.3 ความเคลื่อนไหวของปริมาณการบริโภคไข่ไก่ภายในประเทศ

จากกราฟแสดงปริมาณการบริโภคไข่ไก่ในประเทศรายเดือน ช่วงปี 2555 - 2562 โดยปริมาณการบริโภคไข่ไก่ต่อเดือนเฉลี่ย 1,126.04 ล้านฟอง มีการบริโภครายเดือนสูงสุด คือ 1,321.22 ล้านฟอง การบริโภคต่ำที่สุด คือ 925.96 ล้านฟอง (รูปภาพที่ 3.7.3)



ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2563)

ภาพที่ 3.7.3 ความเคลื่อนไหวของปริมาณการบริโภคไข่ไก่ในประเทศรายเดือน ช่วงปี 2555 - 2562

นโยบายและมาตรการที่สำคัญของกระทรวงเกษตรและสหกรณ์ โดยกรมปศุสัตว์ ได้ดำเนินมาตรการรักษาเสถียรภาพราคาไข่ไก่ ดังนี้

1) **มาตรการระยะสั้น** ได้แก่ การปรับลดแม่ไก่ไข่ยืนกรง เพื่อรักษาสมดุลของผลผลิตไข่ไก่ในระบบ โดยปี 2561 มีการปลดไก่ไข่ยืนกรงในฟาร์มไข่ที่เลี้ยง 200,000 ตัวขึ้นไป จำนวน 3.10 ล้านตัว รวมทั้งขอความร่วมมือผู้ประกอบการรายใหญ่ร่วมกันส่งออกไข่ไก่ไปต่างประเทศ ตั้งแต่เดือนมีนาคม 2562 - มีนาคม 2563 จำนวน 273 ล้านฟอง เพื่อลดปริมาณไข่ไก่ส่วนเกินในระบบ และช่วยพยุงราคาไข่ไก่ในประเทศให้สูงขึ้น

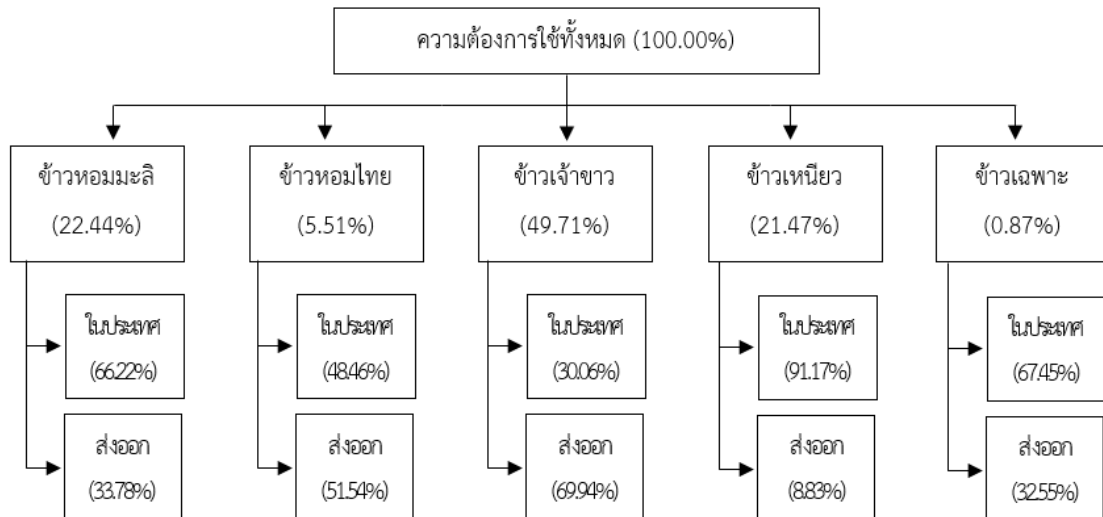
2) **มาตรการระยะยาว** ได้แก่ การควบคุม กำกับ ดูแล และตรวจสอบปริมาณไข่พันธุ์ ไข่ไข่ยืนกรงและติดตามการปลดไข่พันธุ์/แม่ไก่ไข่ยืนกรงตามที่คณะกรรมการนโยบายพัฒนาไข่และผลิตภัณฑ์ (Egg board) กำหนดรวมทั้งมีการปรับลดปริมาณไข่พันธุ์ (Grand parent stock:GP และ Parent stock:PS) โดยปี 2563 ปรับลดแผนการนำเข้าปู่ย่าพันธุ์ (GP) เหลือจำนวน 3,800 ตัว และพ่อแม่พันธุ์ (PS) เหลือจำนวน 460,000 ตัว และเพื่อให้การผลิตแม่ไก่ไข่ยืนกรงอยู่ที่ปริมาณ 50 ล้านตัว มีผลผลิตไข่ไก่ จำนวน 41 - 42 ล้านฟองต่อวัน ซึ่งใกล้เคียงกับการบริโภคในปัจจุบันรวมทั้งคณะกรรมการโครงการรณรงค์บริโภคไข่ไก่ 300 ฟองต่อคนต่อปี ภายใต้ Egg board โดยความร่วมมือของภาครัฐ ภาคเอกชน และกลุ่มเกษตรกร ได้มีการรณรงค์ส่งเสริมการบริโภคไข่ไก่อย่างต่อเนื่อง โดยมีการจัดกิจกรรมที่สำคัญ ได้แก่ การจัดงานวันไข่โลก เพื่อประชาสัมพันธ์คุณประโยชน์ของไข่ไก่และรณรงค์ส่งเสริมการบริโภคไข่

บทที่ 4

ผลการวิจัย

4.1 ข้าว

ความต้องการใช้ข้าวสามารถจำแนกตามกลุ่มพันธุ์ เป็น ข้าวเจ้าขาว ร้อยละ 49.71 ตามด้วย ข้าวหอมมะลิ ร้อยละ 22.44 ข้าวเหนียว ร้อยละ 21.47 ข้าวหอมไทย (ข้าวหอมปทุมธานี) ร้อยละ 5.51 และ ข้าวเฉพาะ (เช่น ข้าวสี) ร้อยละ 0.87 ความต้องการข้าวจะมีทั้งการใช้เพื่อการส่งออกและการใช้ในประเทศ (รวมการบริโภค การใช้ในอุตสาหกรรม และเมล็ดพันธุ์) (ภาพที่ 4.1.1) โดยความต้องการใช้ข้าวรวมเพื่อการส่งออกคิดเป็นร้อยละ 47.36 และเมื่อพิจารณาปริมาณความต้องการใช้ข้าวเพื่อการส่งออก พบว่า ข้าวเจ้าขาว มีปริมาณความต้องการมากที่สุด 7.34 ล้านตันข้าวเปลือก รองลงมาได้แก่ข้าวหอมมะลิ 1.60 ล้านตัน ข้าวสาร ข้าวหอมไทย 0.60 ล้านตันข้าวสาร ข้าวเหนียว 0.40 ล้านตันข้าวสาร และข้าวเฉพาะ 0.06 ล้านตันข้าวสาร จะเห็นได้ว่าข้าวที่ใช้ในการส่งออกส่วนใหญ่จะเป็นข้าวเจ้าขาวและข้าวหอมมะลิ ข้าวหอมปทุม และข้าวตลาดเฉพาะมีสัดส่วนความต้องการใช้ที่น้อย สำหรับข้าวเหนียวถึงแม้ว่าจะมีสัดส่วนความต้องการใช้ถึงร้อยละ 21.47 แต่ส่วนใหญ่เป็นการใช้เพื่อบริโภคในประเทศ (ร้อยละ 91.17) ดังนั้นในการวิจัยครั้งนี้ จึงเป็นการพยากรณ์ความต้องการส่งออกข้าวไปยังต่างประเทศ ปี 2563 - 2564 โดยทำการพยากรณ์ใน 2 กลุ่มพันธุ์ ได้แก่ ข้าวหอมมะลิ และข้าวเจ้าขาว ใช้ข้อมูลปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ และปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาว ซึ่งวิเคราะห์ข้อมูลทุติยภูมิแบบรายเดือนที่รวบรวมจากกรมศุลกากร ตั้งแต่ปี 2546 - 2562 (รวม 204 ค่าสังเกต) โดยมีตัวแปรที่ใช้เพิ่มเติมในแบบจำลอง VAR ได้แก่ ราคาข้าวหอมมะลิ 100% ใหม่ ของไทย ราคาข้าวเจ้าขาว 5% ใหม่ ของไทย และราคาส่งออกข้าวเจ้าขาว 5 % ของเวียดนาม โดยในการศึกษาใช้โปรแกรม R ในการประมวลผล



ที่มา: แผนการผลิตและการตลาดข้าวครบวงจร ปีเพาะปลูก 2562/63

ภาพที่ 4.1.1 แผนภาพแสดงความต้องการใช้ข้าวในประเทศและเพื่อส่งออก

4.1.1 แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์

สำหรับแบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์ มีขั้นตอนการวิเคราะห์ ดังนี้

1) ผลการทดสอบ Unit root

การทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธีโดยใช้ Unit root ตามวิธี Augmented Dicky-Fuller test (ADF) ในการทดสอบจะทำการเลือกตัวล่าช้า (Lags) อัตโนมัติ ด้วยเกณฑ์ของ Schwartz information (SC) โดยการทดสอบความนิ่งของข้อมูลจะพิจารณาเปรียบเทียบค่าสถิติ ADF test กับค่าสถิติ MacKinnon critical ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 ถ้าค่า ADF test มีค่ามากกว่าค่า MacKinnon critical แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลอนุกรมเวลา (Time series) นั้นมีลักษณะไม่นิ่ง ซึ่งเราจะทำการแก้ไขได้โดยการสร้างตัวแปรในรูปแบบผลต่าง (Differencing) ลำดับที่ 1 หรือลำดับถัดไปจนกว่าค่าสถิติ ADF test จะมีค่าน้อยกว่าค่า MacKinnon critical ซึ่งจะปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นจะมีลักษณะนิ่ง

ผลการทดสอบ ADF test พบว่า ข้อมูลปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาวมีความนิ่ง ที่ระดับข้อมูลขั้นต้น (Level) ทั้งแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้มเวลา (With intercept but without trend) และแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม (With trend and intercept) นอกจากปริมาณการส่งออกแล้ว ผู้วิจัยได้พิจารณาตัวแปรที่จะใช้ในแบบจำลอง VAR/VECM เพิ่มเติมประกอบด้วย ข้อมูลราคาส่งออกข้าวหอมมะลิไทย 100% (ข้าวใหม่) ราคาส่งออกข้าวเจ้าขาวไทย 5% (ข้าวใหม่) ราคาส่งออกข้าวเจ้าขาว 5% เวียดนาม โดยราคาส่งออกข้าวเจ้าขาวไทยและเวียดนามมีความนิ่งที่ระดับข้อมูลขั้นต้น ในแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้มเวลา ในขณะที่ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิไทยมีความนิ่งที่ระดับผลต่างลำดับที่ 1 (ตารางที่ 4.1.1)

ตารางที่ 4.1.1 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย Augmented Dickey-Fuller test กรณีข้าว

ตัวแปร	ข้อมูลขั้นต้น		ผลต่างลำดับที่ 1		สรุป
	ค่าคงที่	ค่าคงที่และแนวโน้ม	ค่าคงที่	ค่าคงที่และแนวโน้ม	
ln(ex_hom mali)	-4.95***[1]	-6.03***[0]	-14.47***[3]	-9.12***[10]	I(0)
ln(ex_white)	-3.54***[3]	-3.68** [3]	-15.88***[1]	-15.84***[1]	I(0)
ln(p_h100_th)	-1.90 [1]	-2.03 [1]	-8.30***[1]	-8.30***[1]	I(1)
ln(p_w5_th)	-2.98** [1]	-2.79 [1]	-7.80***[1]	-7.87***[1]	I(0)
ln(p_w5_vn)	-3.40** [1]	-3.37* [1]	-8.21***[1]	-8.25***[1]	I(0)

หมายเหตุ: **, *** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 และ 0.01; [] แสดงค่าค่าช้ำ ซึ่งใช้เกณฑ์ Schwartz information ที่มา: จากการคำนวณ

2) การเปรียบเทียบผลการพยากรณ์จากแบบจำลอง

การวิจัยนี้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ช่วง คือ ข้อมูลที่ใช้ประมาณการแบบจำลอง (In-sample) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2546 ถึงเดือนธันวาคม 2559 และข้อมูลที่ใช้เพื่อเปรียบเทียบกับค่าพยากรณ์ (Ex-post) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2560 ถึงเดือนธันวาคม 2562 เพื่อเปรียบเทียบความแม่นยำจากการพยากรณ์ด้วยวิธี Exponential smoothing (Holt-Winters) ARIMA และ VAR/VECM โดยจะเลือกแบบจำลองที่มีค่า RMSE และ MAPE ที่ต่ำที่สุดในช่วง Ex-post ในที่นี้เป็นการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ (ex hom mali) และปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว (ex_white) โดยทำการพยากรณ์ 3 แบบจำลอง ดังนี้

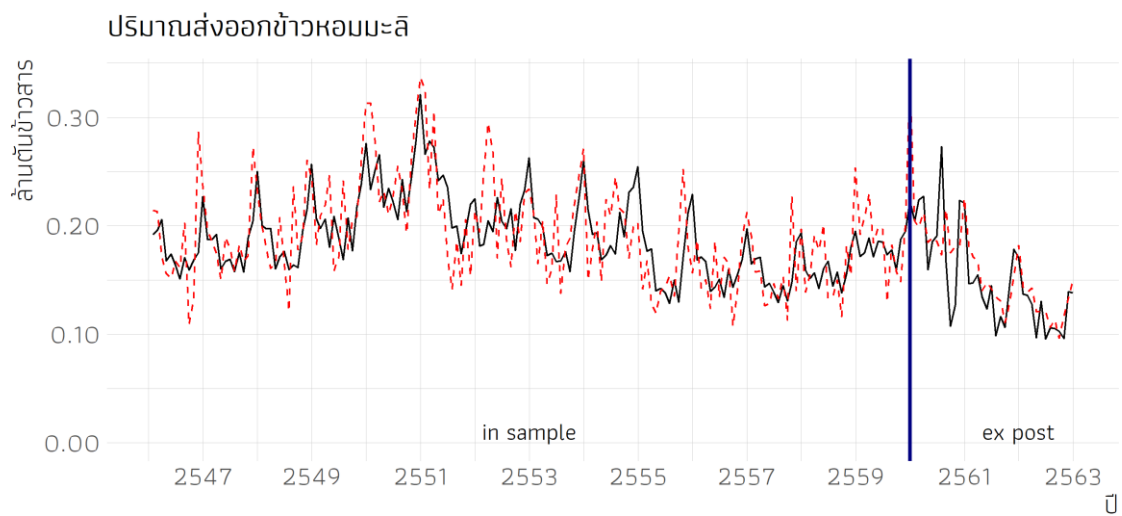
2.1) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง Exponential smoothing

แบบจำลอง Exponential smoothing มีหลายรูปแบบสามารถจำแนกได้ดังนี้ รูปแบบของค่าความคลาดเคลื่อนจำนวน 2 รูปแบบ คือ Additive (A) และ Multiplicative (M) รูปแบบของแนวโน้มเวลาจำนวน 3 รูปแบบ ได้แก่ None (N) Additive (A) Additive damped (Ad) และรูปแบบของฤดูกาล จำนวน 2 รูปแบบ ได้แก่ None และ Additive (A) รวมจำนวนรูปแบบที่พิจารณาทั้งหมด 12 รูปแบบ Exponential smoothing ค่าพารามิเตอร์แทนค่าด้วย $(\alpha, \beta, \gamma, \phi)$ ประมาณการโดยใช้แพ็คเกจ forecast (Hyndman et.al 2020) บนโปรแกรม R ผลการวิเคราะห์ พบว่า ในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ (ex_hom mali) รูปแบบ A-Ad-A มีความเหมาะสมที่สุด ขณะที่การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาว (ex_white) รูปแบบ M-Ad-N มีความเหมาะสมที่สุด โดยพิจารณาจากค่า RMSE ที่ต่ำที่สุด (ตารางที่ 4.1.2) แสดงผลการพยากรณ์เป็นกราฟ ในภาพที่ 4.1.2 - 4.1.3 (ภาคผนวกที่ 1 - 3)

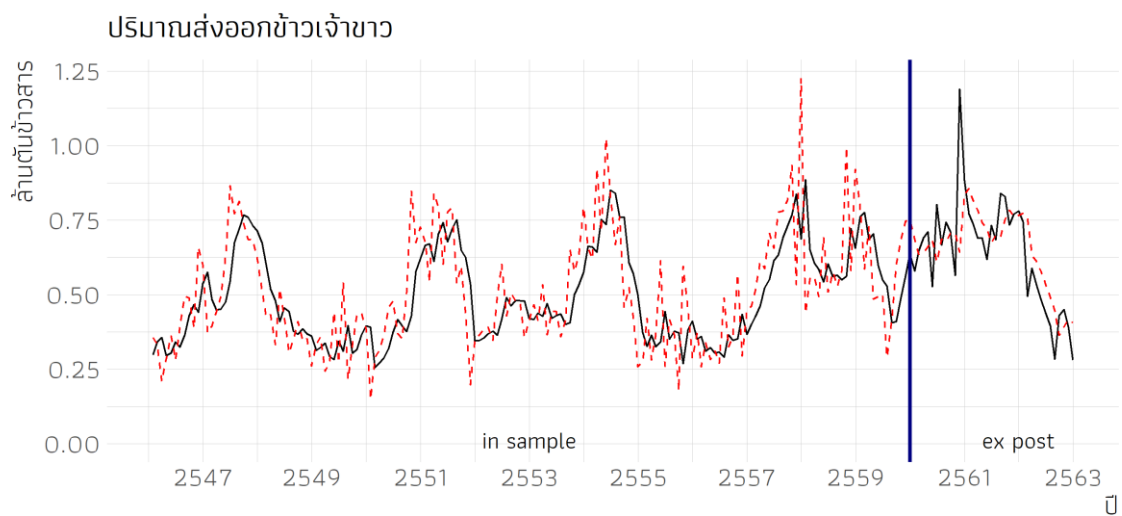
ตารางที่ 4.1.2 พารามิเตอร์และความแม่นยำของแบบจำลอง Holt-Winters กรณีข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาว

แบบจำลอง	α (level)	β (trend)	γ (seasonal)	ϕ (damped)	In-sample		Ex-post	
					ม.ค.2546 - ธ.ค.2559		ม.ค.2560 - ธ.ค.2562	
					RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
ส่งออกข้าวหอมมะลิ								
A-Ad-A	0.2815	0.0001	0.0001	0.9718	36,430	15.30	28,983	14.23
ส่งออกข้าวเจ้าขาว								
M-Ad-N	0.4319	0.0001	n/a	0.9000	146,155	22.96	132,440	15.68

ที่มา: จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.1.2 ผลพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิแบบจำลอง Exponential smoothing



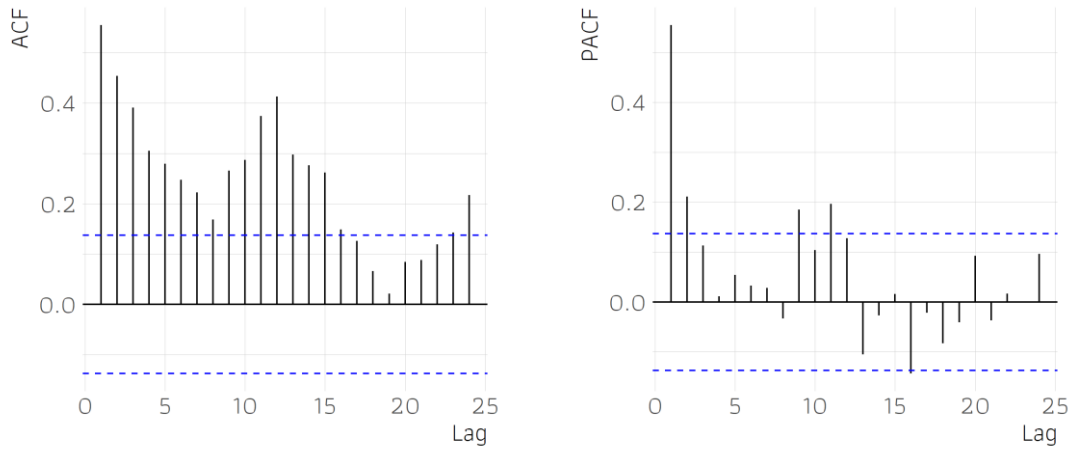
ภาพที่ 4.1.3 ผลพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาวจากแบบจำลอง Exponential smoothing

2.2) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง ARIMA

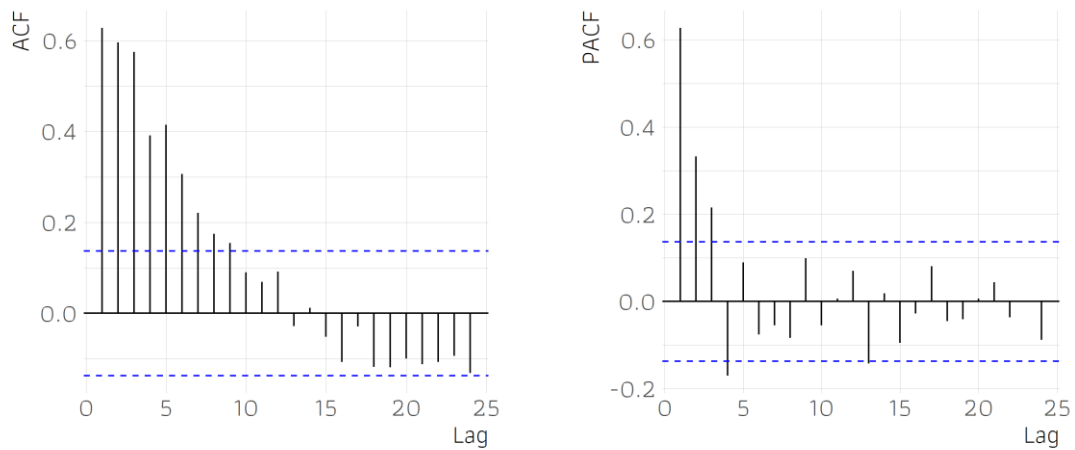
ข้อมูลปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ (ex_hommali) และปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว (ex_white) ในรูป Natural logarithm มีลักษณะเป็น $I(0)$ จึงไม่ต้องแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่าง การพิจารณากำหนด Autoregressive หรือ Moving average จากการพิจารณาค่า Autocorrelation function (ACF) และ Partial autocorrelation function (PACF) (ภาพที่ 4.1.4 – 4.1.5) ซึ่งจะเห็นได้ว่า ไม่มีรูปแบบที่ชัดเจนผู้วิจัยจึงกำหนดรูปแบบหลายๆ รูปแบบมาพิจารณา ในที่นี้พิจารณาความเป็นไปได้ จำนวน 37 รูปแบบ สามารถแยกได้ออกเป็นสองส่วน โดยส่วนแรก มาจากความเป็นไปได้ของ

- (1) ค่า Autoregressive ลำดับที่ 0 1 และ 2
- (2) ค่า Moving average ลำดับที่ 0 1 และ 2
- (3) ค่า Seasonal autoregressive ลำดับที่ 0 และ 1 และ
- (4) ค่า Seasonal moving average ลำดับที่ 0 และ 1

ซึ่งรวมเป็น 36 รูปแบบ ($3 \times 3 \times 2 \times 2 = 36$) และอีก 1 รูปแบบ คือ วิธี Auto ARIMA (Hyndman and Khandakar, 2008) ซึ่งเป็นวิธีที่หาค่า Autoregressive, Moving average, Seasonal autoregressive และ Seasonal moving average แบบอัตโนมัติ แบบจำลองทั้งหมดประมาณการด้วยชุดคำสั่ง Forecast (Hyndman et.al 2020) บนโปรแกรม R เพื่อให้การรายงานผลมีความกระชับ จึงขอแสดงผลการเปรียบเทียบความแม่นยำในการพยากรณ์เฉพาะแบบจำลองที่ดีที่สุดและแบบจำลองจากวิธี Auto ARIMA เท่านั้น ผลการวิเคราะห์ พบว่า ในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ (ex_hommali) รูปแบบ SARIMA(1,0,2)(1,0,1)₁₂ มีความเหมาะสมที่สุด ขณะที่การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาว (ex_white) รูปแบบ SARIMA(1,0,1)(0,0,1)₁₂ มีความเหมาะสมที่สุด โดยพิจารณาจากค่า RMSE ที่ต่ำที่สุด (ตารางที่ 4.1.3) แสดงผลการพยากรณ์เป็นกราฟ ในภาพที่ 4.1.6 - 4.1.7 จะเห็นได้ว่าวิธี Auto ARIMA ไม่ได้เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมที่สุดสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาว (ภาคผนวกที่ 1 - 4)



ภาพที่ 4.1.4 Autocorrelation function และ Partial autocorrelation function กรณี ข้าวหอมมะลิ

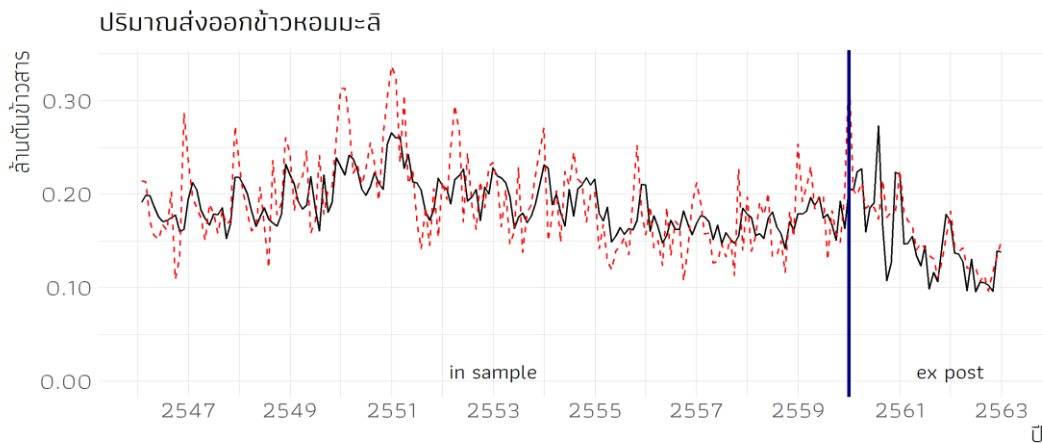


ภาพที่ 4.1.5 Autocorrelation function และ Partial autocorrelation function กรณี ข้าวเจ้าขาว

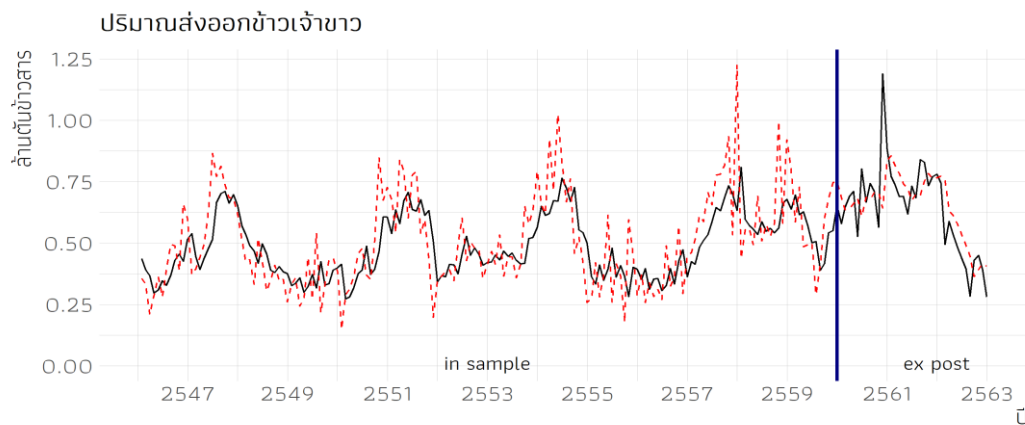
ตารางที่ 4.1.3 ความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาว ด้วยวิธี ARIMA

แบบจำลอง	In-sample ม.ค.2546 - ธ.ค.2559		Ex-post ม.ค.2560 - ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ				
1) SARIMA(1,0,2)(1,0,1) ₁₂	39,067	16.33	31,209	16.99
2) Auto Arima	40,984	17.00	35,818	18.50
ปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว				
1) SARIMA(1,0,1)(0,0,1) ₁₂	141,545	22.03	133,840	14.92
2) Auto ARIMA	136,514	22.33	137,298	16.96

ที่มา: จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.1.6 ผลพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิด้วยวิธี ARIMA



ภาพที่ 4.1.7 ผลพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาวด้วยวิธี ARIMA

2.3) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง VAR

ข้าวหอมมะลิ พิจารณาตัวแปรภายใน 2 ตัวแปร ได้แก่ ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ และราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ โดยข้อมูลปริมาณการส่งออกมีลักษณะหนึ่งที่ระดับ Level แต่ข้อมูลราคาส่งออกมีลักษณะหนึ่งที่ผลต่างลำดับที่ 1 ทำให้ไม่สามารถใช้แบบจำลอง VECM ได้ ดังนั้น จึงเลือกใช้แบบจำลอง VAR ในการพยากรณ์ความต้องการส่งออกข้าวหอมมะลิ ทั้งนี้ต้องทำการแปลงข้อมูลราคาส่งออกให้เป็นการเปลี่ยนแปลงของราคาส่งออก ด้วยการทำผลต่างลำดับที่ 1 เพื่อให้ตัวแปรมีลักษณะหนึ่งที่ตรงกับข้อกำหนดของแบบจำลอง VAR จากการศึกษาพบว่า โดยจำนวนตัวแปรที่เหมาะสมคือ 1 (ภาคผนวกที่ 1 - 5)

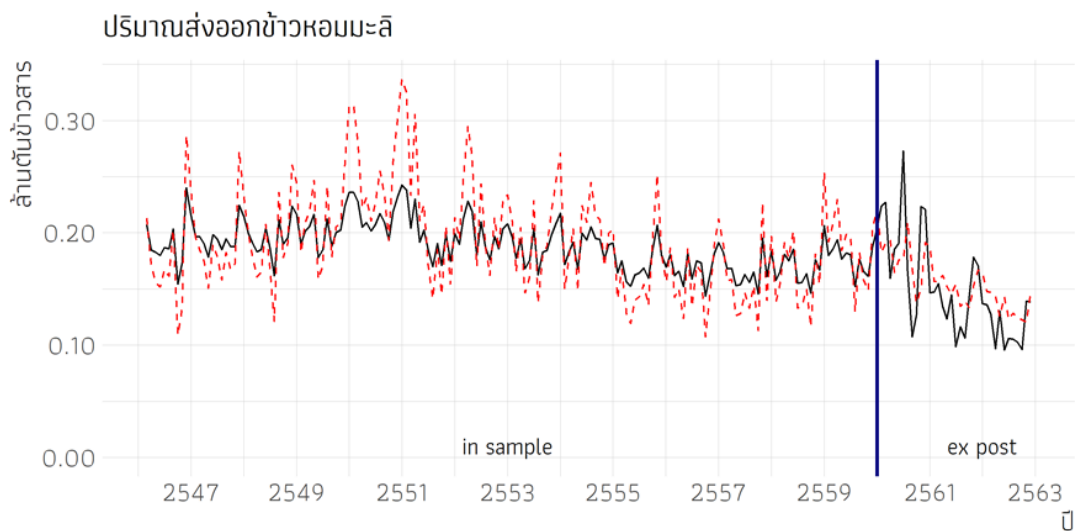
ข้าวเจ้าขาว พิจารณาตัวแปรภายใน 3 ตัวแปร ได้แก่ ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาว ราคาส่งออกข้าวเจ้าขาวของไทย และราคาส่งออกข้าวขาวของเวียดนาม ข้อมูลตัวแปรภายในทุกตัวมีลักษณะหนึ่งที่ระดับ Level จึงเลือกใช้ แบบจำลอง VAR โดยจำนวนตัวแปรที่เหมาะสมคือ 6 (ภาคผนวก ข้าว)

ผลการทดสอบความเหมาะสมที่สุดของตัวแปรปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิด้วยวิธี VECM และปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาวด้วยวิธี VAR โดยในแต่ละตัวแปรจะมีเพียง 1 แบบจำลองเท่านั้น (ตารางที่ 4.1.4) แสดงกราฟเปรียบเทียบกับค่าจริง แสดงในภาพที่ 4.1.8 และ 4.1.9

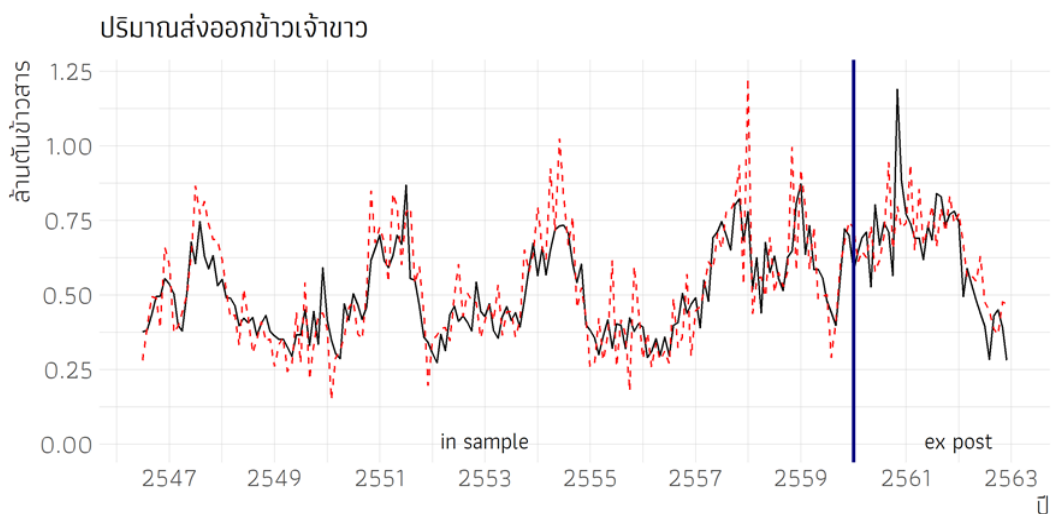
ตารางที่ 4.1.4 ความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาว ด้วยวิธี VAR

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2546 - ธ.ค.2559		ม.ค.2560 - ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ				
VAR (lag = 1)	42,332	17.99	34,612	17.68
ปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว				
VAR (lag = 6)	125,884	19.59	134,440	16.28

ที่มา: จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.1.8 ผลพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิด้วยวิธี VAR



ภาพที่ 4.1.9 ผลพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาวด้วยวิธี VAR

3) แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์

แบบจำลองที่มีความเหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ คือ แบบจำลอง Exponential smoothing รูปแบบ A-Ad-A มีค่าความคลาดเคลื่อนในช่วง Ex-post น้อยกว่าแบบจำลองอื่น ทั้งค่า RMSE และ MAPE ในขณะที่ปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว พบว่าแบบจำลอง Exponential smoothing รูปแบบ M-Ad-N เป็นแบบจำลองที่มีค่า RMSE ในช่วง Ex-post น้อยที่สุด แต่แบบจำลอง ARIMA รูปแบบ SARIMA(1,0,1)(0,0,1)₁₂ เป็นแบบจำลองที่มีค่า MAPE ในช่วง Ex-post น้อยที่สุด สำหรับการพยากรณ์ ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาวผู้วิจัยเลือกแบบจำลอง Exponential smoothing ซึ่งมีค่า RMSE ในช่วง Ex-post น้อยที่สุด เนื่องจากค่า RMSE เป็นการคำนวณด้วยการนำค่าความคลาดเคลื่อนไปยกกำลังสอง ซึ่งให้ความสำคัญกับการกระจายตัวของความคลาดเคลื่อน หากเปรียบเทียบแบบจำลองที่มีค่า RMSE ที่ต่างกัน แบบจำลองที่มีค่า RMSE ที่น้อยกว่า แสดงถึงแบบจำลองที่ค่าพยากรณ์มีการกระจายใกล้เคียงกับค่าจริงมากกว่า (ตารางที่ 4.1.5)

ตารางที่ 4.1.5 ความแม่นยำของแบบจำลอง Holt-Winters ARIMA และ VAR

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2550-ธ.ค.2560		ม.ค.2561-ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ				
Exponential smoothing (A-Ad-A)	36,430	15.30	28,983	14.23
SARIMA(1,0,2)(1,0,1) ₁₂	39,067	16.33	31,209	16.99
VAR	42,332	17.99	34,612	17.68
ปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว				
Exponential smoothing (M-Ad-N)	146,155	22.96	132,440	15.68
SARIMA(1,0,1)(0,0,1) ₁₂	141,545	22.03	133,840	14.92
VAR	125,884	19.59	134,440	16.28

ที่มา: การคำนวณ

4.1.2 การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรปี 2563 และ 2564

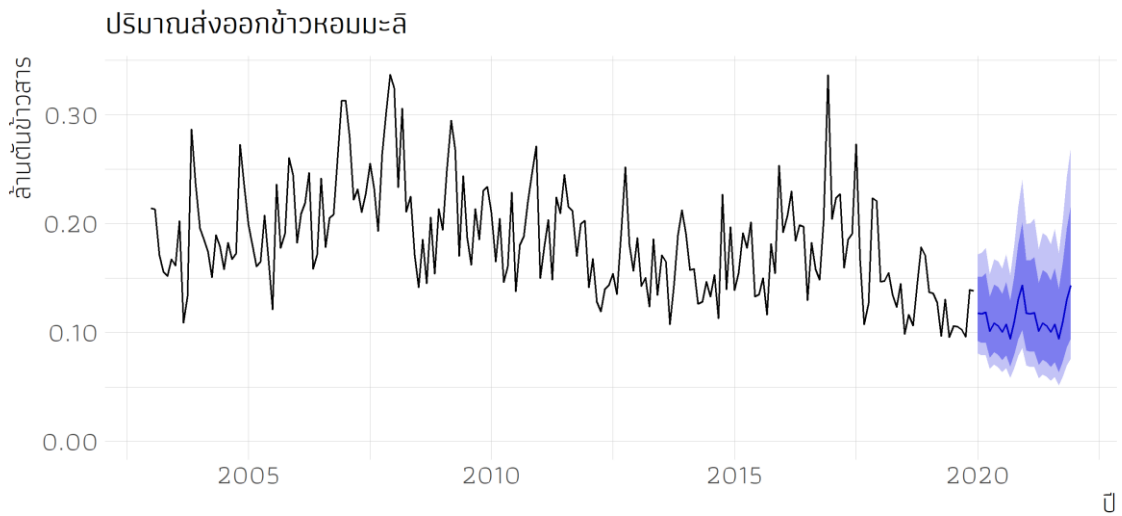
1) ผลพยากรณ์

จากผลการเลือกแบบจำลอง Exponential smoothing ทั้งปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ (ex_hommali) และปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาว (ex_white) แล้วนำมาพยากรณ์ปริมาณการส่งออก ในปี 2563 - 2564 โดยปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ ในปี 2563 และ 2564 เท่ากับ 1,355,771 ตัน และ 1,354,707 ตัน ตามลำดับ สำหรับปริมาณปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว ในปี 2563 และ 2564 เท่ากับ 4,137,632 ตัน และ 4,135,936 ตัน ตามลำดับ (ตารางที่ 4.1.6)

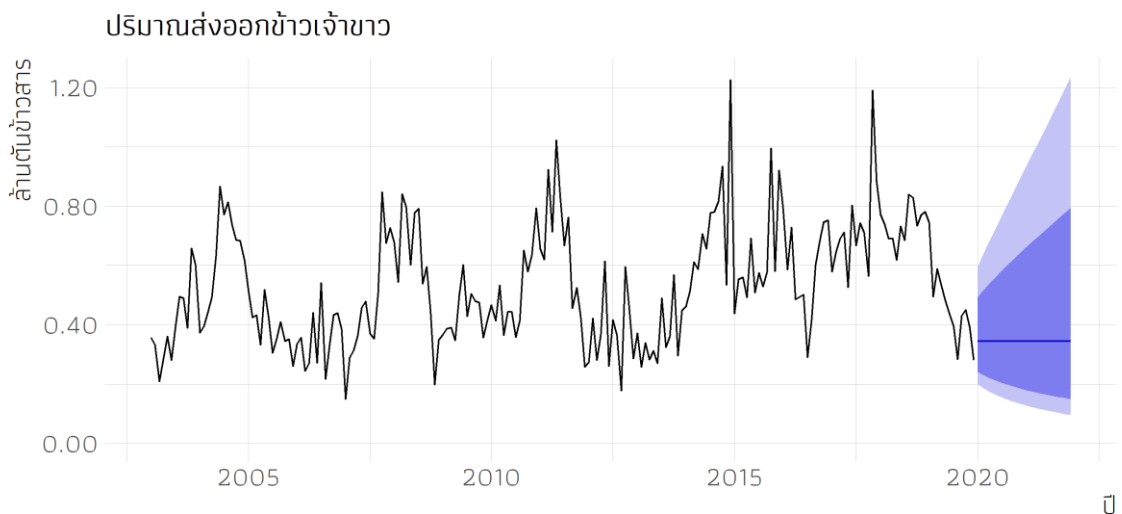
ตารางที่ 4.1.6 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกล่วงหน้า 24 เดือน (มกราคม 2563 - ธันวาคม 2564) กรณีข้าว

เดือน/ปี	ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ (ตันข้าวสาร)	ปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว (ตันข้าวสาร)
ปี 2563	1,355,771	4,137,632
มกราคม	117,994	344,926
กุมภาพันธ์	117,108	344,896
มีนาคม	118,437	344,869
เมษายน	101,173	344,845
พฤษภาคม	108,579	344,822
มิถุนายน	106,136	344,802
กรกฎาคม	100,664	344,783
สิงหาคม	107,521	344,766
กันยายน	94,350	344,750
ตุลาคม	110,083	344,736
พฤศจิกายน	130,316	344,724
ธันวาคม	143,409	344,712
ปี 2564	1,354,707	4,135,936
มกราคม	117,886	344,701
กุมภาพันธ์	117,004	344,692
มีนาคม	118,335	344,683
เมษายน	101,088	344,675
พฤษภาคม	108,490	344,668
มิถุนายน	106,052	344,661
กรกฎาคม	100,586	344,655
สิงหาคม	107,441	344,649
กันยายน	94,281	344,644
ตุลาคม	110,005	344,640
พฤศจิกายน	130,227	344,636
ธันวาคม	143,313	344,632

ที่มา: จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.1.10 การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิล่วงหน้า 24 เดือน



ภาพที่ 4.1.11 การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาวล่วงหน้า 24 เดือน

2) อภิปรายผล

จากผลการพยากรณ์ความต้องการส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาว พบว่า ความต้องการส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาวไปยังต่างประเทศ ปี 2563 มีแนวโน้มลดลงจากปี 2562 ร้อยละ 3.90 และ 24.98 ตามลำดับ โดยที่แนวโน้มการส่งออกข้าวหอมมะลิตดลงเล็กน้อย แต่การส่งออกข้าวเจ้าขาวมีแนวโน้มลดลงมาก เนื่องจากสต็อกข้าวจีนมีผลต่อการส่งออกข้าวไทยปี 2563 - 2564 โดยเฉพาะตลาดแอฟริกา ทำให้ไทยส่งออกข้าวเจ้าขาวไทยลดลง และมีแนวโน้มลดลงต่อเนื่องการแข่งขันในตลาดข้าวเจ้าขาว รวมทั้งปัญหาการแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ที่ทำให้กำลังซื้อของประเทศคู่ค้าลดลง

ปี 2564 เทียบกับปี 2563 ความต้องการส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าชาวดลลงร้อยละ 0.08 และร้อยละ 0.03 ตามลำดับ เนื่องจากสต็อกข้าวของจีนที่มีอยู่มากถึง 120 ล้านตันข้าวสาร คาดว่าจะใช้เวลาในการระบายมากกว่า 1 ปี นอกจากนี้สถานการณ์ปัญหาการแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 คาดว่าจะยังคงส่งผลกระทบต่อไปจนกว่าจะมีการค้นพบวัคซีนที่มีประสิทธิภาพและประชาชนได้รับการฉีดวัคซีนอย่างแพร่หลายถึงจะทำให้เศรษฐกิจกลับมาสู่ภาวะปกติ (ตารางที่ 4.1.7)

อย่างไรก็ตาม ในช่วงเวลาที่ทำกรพยากรณ์ได้เกิดการแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ซึ่งส่งผลกระทบต่อระบบเศรษฐกิจทั่วโลก ผู้วิจัยไม่ได้นำประเด็นนี้มาพิจารณาร่วมเนื่องจากมีข้อจำกัดด้านข้อมูล จึงอาจทำให้ผลการพยากรณ์คลาดเคลื่อนจากความเป็นจริง

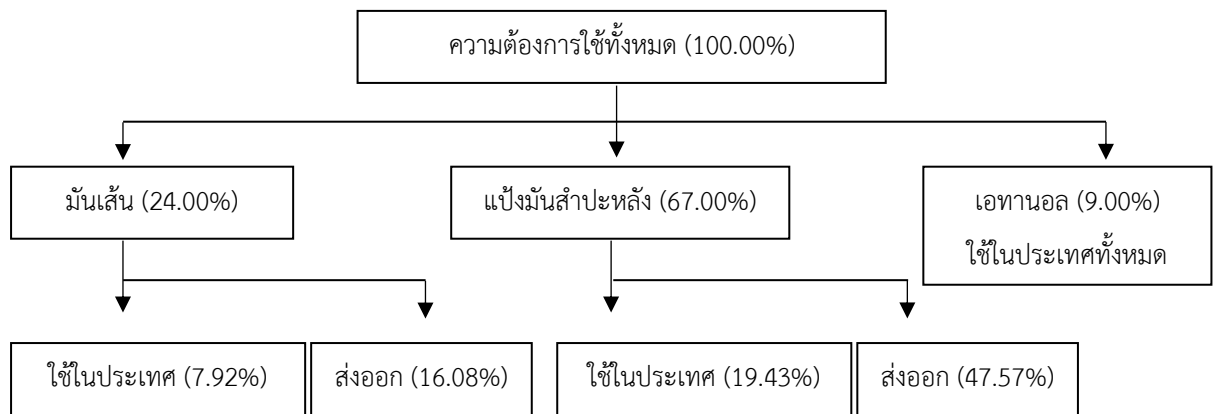
ตารางที่ 4.1.7 ร้อยละการเปลี่ยนแปลงความต้องการส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าชาวน ปี 2563 - 2564

ปี	ปริมาณส่งออก (ตัน)		ร้อยละการเปลี่ยนแปลง	
	ข้าวหอมมะลิ	ข้าวเจ้าชาวน	ข้าวหอมมะลิ	ข้าวเจ้าชาวน
2562	1,410,811	5,515,012		
2563 (พยากรณ์)	1,355,771	4,137,632	-3.90	-24.98
2564 (พยากรณ์)	1,354,707	4,135,936	-0.08	-0.03

ที่มา: จากการคำนวณ

4.2 มันสำปะหลัง

ผลผลิตมันสำปะหลัง ร้อยละ 67.00 จะแปรรูปเป็นแป้งมันสำปะหลัง ร้อยละ 24.00 แปรรูปเป็นมันเส้น ส่วนที่เหลือ ร้อยละ 9.00 แปรรูปเป็นเอทานอล โดยแป้งมันสำปะหลังและมันเส้นจะส่งออก ร้อยละ 47.57 และร้อยละ 16.08 ตามลำดับ (ภาพที่ 4.2.1) ในการวิจัยครั้งนี้จึงเป็นการพยากรณ์ความต้องการส่งออกผลิตภัณฑ์มันสำปะหลังไปยังต่างประเทศ ปี 2563 - 2564 โดยทำการพยากรณ์ใน 2 ผลิตภัณฑ์หลัก ได้แก่ แป้งมันสำปะหลัง และมันเส้น ใช้ข้อมูลปริมาณการส่งออกแป้งมันสำปะหลัง และปริมาณการส่งออกมันเส้น ซึ่งวิเคราะห์ข้อมูลทุติยภูมิแบบรายเดือนที่รวบรวมจากกรมศุลกากร ตั้งแต่ปี 2550 -2562 (รวม 156 ค่าสังเกต) โดยมีตัวแปรที่ใช้เพิ่มเติมในแบบจำลอง VAR ได้แก่ ราคาส่งออก แป้งมันสำปะหลัง FOB และราคาส่งออกมันเส้น FOB โดยในการศึกษาใช้โปรแกรม Eviews ในการประมวลผล



ภาพที่ 4.2.1 แผนภาพแสดงความต้องการใช้มันแป้งมันสำปะหลังและมันเส้นภายในประเทศและเพื่อส่งออก

4.2.1 แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์

สำหรับแบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์ มีขั้นตอนการวิเคราะห์ ดังนี้

1) ผลการทดสอบ Unit root

การทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยตามวิธี Augmented Dicky-Fuller test (ADF) ด้วยเกณฑ์ของ Schwartz information (SC) ผลการทดสอบ พบว่า ข้อมูลทุกตัวแปรมีลักษณะนิ่ง ในระดับข้อมูลขั้นต้น หรือมีลักษณะเป็น I(0) (ตารางที่ 4.2.1) โดยไม่ต้องทำการหาผลต่างลำดับที่ 1 (First difference) (ตารางผนวกที่ 4.2.2 - 4.2.5)

ตารางที่ 4.2.1 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย Augmented Dickey–Fuller test กรณีน้ำมันสำเร็จ

ตัวแปร	ข้อมูลขั้นต้น		ผลต่างลำดับที่ 1		สรุป
	ค่าคงที่	ค่าคงที่และแนวโน้ม	ค่าคงที่	ค่าคงที่และแนวโน้ม	
ln(QT_EX_T)	-3.272** [0]	-5.530**[0]	-9.333**[3]	-9.290**[3]	I(0)
ln(FOBT)	-3.396**[1]	-3.324**[1]	-9.855**[0]	-9.856**[0]	I(0)
ln(QC_EX_T)	-3.292**[1]	-4.159**[1]	-20.238**[0]	-20.165**[0]	I(0)
ln(FOBC)	-2.918**[1]	-2.489** [1]	-20.528**[0]	-20.550**[0]	I(0)

หมายเหตุ: **, *** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 และ 0.01; [] แสดงค่าล่าช้า ซึ่งใช้เกณฑ์ Schwartz information ที่มา: จากการคำนวณ

2) การเปรียบเทียบผลการพยากรณ์จากแบบจำลอง

การวิจัยนี้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ช่วง คือ ข้อมูลที่ใช้ประมาณการแบบจำลอง (In-sample) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2550 ถึงเดือนธันวาคม 2560 และข้อมูลที่ใช้เพื่อเปรียบเทียบกับค่าพยากรณ์ (Ex-post) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 ถึงเดือนธันวาคม 2562 เพื่อเปรียบเทียบความแม่นยำจากการพยากรณ์ด้วยวิธี Exponential smoothing (Holt-Winters), ARIMA และ VAR โดยจะเลือกแบบจำลองที่มีค่า RMSE และ MAPE ที่ต่ำที่สุดในช่วง Ex-post ในที่นี้เป็นการพยากรณ์ปริมาณส่งออกแบงก์น้ำมันสำเร็จ (QT_EX_T) และปริมาณส่งออกมันเส้น (QC_EX_T) โดยทำการพยากรณ์ 3 แบบจำลอง ดังนี้

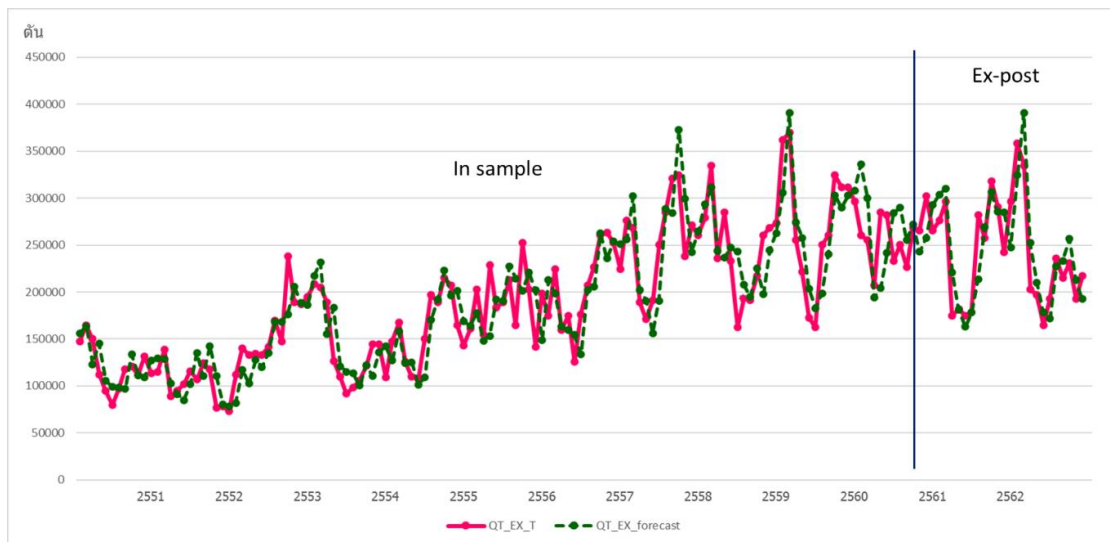
2.1) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง Exponential smoothing

ในที่นี้ใช้แบบจำลอง Holt-Winters ทั้งแบบ Additive และ Multiplicative ด้วยโปรแกรม Eviews ซึ่งกำหนดค่าพารามิเตอร์ (α , β , γ) ในแบบจำลองให้อัตโนมัติ ผลการวิเคราะห์ พบว่าในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกแบงก์น้ำมันสำเร็จ (QT_EX_T) แบบ Multiplicative แม่นยำกว่า Additive ขณะที่การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมันเส้น (QC_EX_T) แบบ Additive แม่นยำกว่า Multiplicative โดยพิจารณาจากค่า RMSE และค่า MAPE ที่ต่ำที่สุด (ตารางที่ 4.2.2) แสดงผลการพยากรณ์เป็นกราฟ แบงก์น้ำมันสำเร็จภาพที่ 4.2.2 มันเส้นภาพที่ 4.2.3 (ภาคผนวกที่ 2-3)

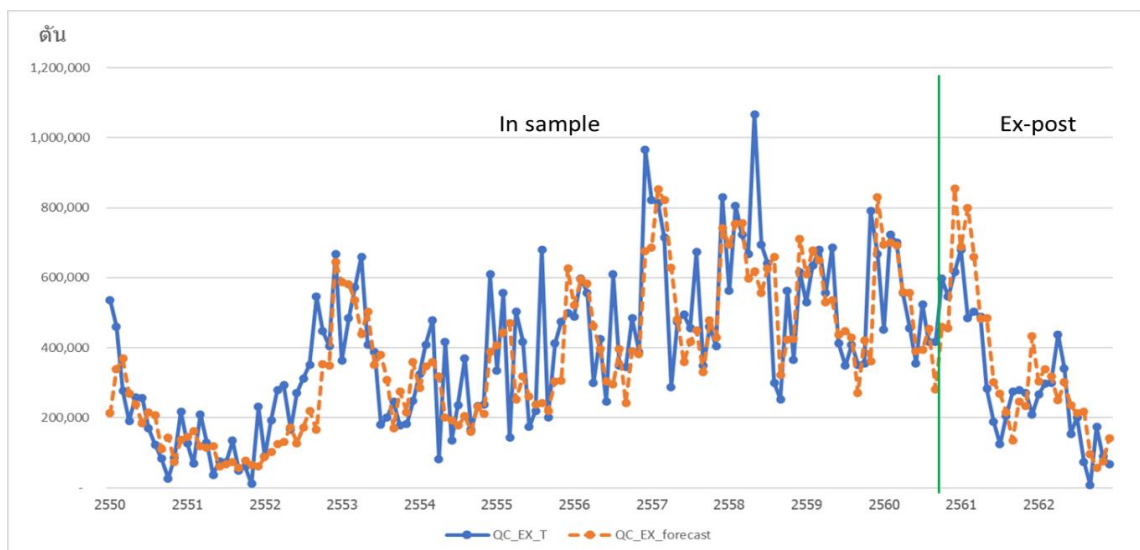
ตารางที่ 4.2.2 แสดงพารามิเตอร์และความแม่นยำของแบบจำลอง Holt-Winters กรณีมันสำปะหลัง

แบบจำลอง	α (level)	β (trend)	γ (seasonal)	In-sample		Ex-post	
				ม.ค.2550 - ธ.ค.2560	ม.ค.2561 - ธ.ค.2562	RMSE	MAPE
ส่งออกแป้งมันสำปะหลัง							
Additive	0.84	0.00	0.00	30446.21	16.05	18955.39	6.87
Multiplicative	0.85	0.00	0.00	29747.98	15.64	18401.49	6.47
ส่งออกมันเส้น							
Additive	0.30	0.00	0.00	138649.70	111.09	65549.36	59.04
Multiplicative	0.22	0.00	0.00	139970.60	107.82	70840.72	69.02

ที่มา: จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.2.2 ผลพยากรณ์ปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลังจากแบบจำลอง Holt-Winters



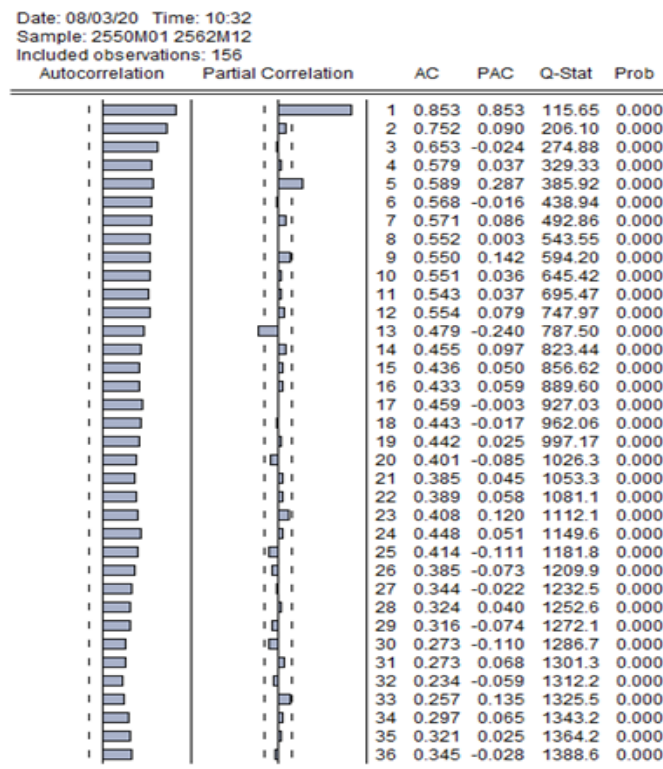
ภาพที่ 4.2.3 ผลพยากรณ์ปริมาณการส่งออกมันเส้น จากแบบจำลอง Holt-Winters

2.2) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง ARIMA

การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกแป้งมันสำปะหลัง (QT_EX_T) และปริมาณการส่งออกมันเส้น (QC_EX_TC) ด้วยวิธี ARIMA ใช้โปรแกรม Eviews โดยจากผลการทดสอบ Unit root ตามวิธี Augmented Dicky-Fuller (ADF) test พบว่า ข้อมูลปริมาณการส่งออกแป้งมันสำปะหลัง (QT_EX_T) และปริมาณการส่งออกมันเส้น (QC_EX_TC) มีคุณสมบัติความนิ่งของข้อมูล ณ ระดับข้อมูลขั้นต้น หรือ $I(0)$ ดังนั้น จึงใช้ข้อมูลทั้ง 2 ตัวแปร ณ ระดับข้อมูลขั้นต้น โดยผลการประมาณการ แสดงในภาคผนวกที่ 2 - 4

2.2.1) แป้งมันสำปะหลัง ข้อมูลการส่งออกแป้งมันสำปะหลัง (QT_EX_T) ในรูป Natural logarithm มีลักษณะเป็น $I(0)$ จึงไม่ต้องแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่าง การกำหนดรูปแบบของแบบจำลองที่เรียกว่า Autoregressive moving average ในที่นี้พิจารณาจากค่า Autocorrelation function (ACF) และ Partial autocorrelation function (PACF) (ภาพที่ 4.2.4) ซึ่งเห็นได้ว่าเป็นลักษณะของ Autoregressive ลำดับที่ 1 นอกจากนี้ ได้ทำการพิจารณาความเป็นฤดูกาลด้วย จึงกำหนดรูปแบบในการพิจารณา ดังนี้

- (1) ARIMA(1,0,0)
- (2) ARIMA(1,0,0) + Seasonal dummies
- (3) SARIMA(1,0,0)(1,0,0)₁₂



ภาพที่ 4.2.4 Autocorrelation function และ Partial autocorrelation function กรณี แป้งมันสำปะหลัง

การเลือกแบบจำลองที่เหมาะสมที่ใช้พยากรณ์แป้งมันสำปะหลัง จะพิจารณาจากค่า AIC และ SC พบว่า ใกล้เคียงกัน โดยรูปแบบที่ 2 มีความเหมาะสมที่สุดเนื่องจากมีค่า AIC และ SC ต่ำที่สุด และจากค่า Q-statistic พบว่าแบบจำลองมีปัญหา Autocorrelation ยกเว้นรูปแบบที่ 1 และจากการทดสอบ Jarque-Bera ชี้ว่าแบบจำลองที่ 1 และ 3 ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ ยกเว้นรูปแบบที่ 2 (ตารางที่ 4.2.3) โดยผลการประมาณการแบบจำลองรูปแบบต่าง ๆ (ตารางผนวกที่ 4.2.10, 4.2.11 , 4.2.12)

ตารางที่ 4.2.3 ค่าสถิติที่เป็นเกณฑ์เลือกและการตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง สำหรับปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลัง

แบบจำลอง	AIC	SC	Q-statistic ^a	Jarque-Bera ^b
1) ARIMA(1,0,0)	24.032	24.090	61.45*** (24)	1.182
2) ARIMA(1,0,0) + Seasonal dummies	23.674	23.948	31.52 (24)	0.020**
3) SARIMA(1,0,0)(1,0,0) ₁₂	23.913	23.975	24.70 (24)	1.731

หมายเหตุ: ^a () แสดงค่าค่าซ้า, ^b Jarque-Bera test แสดงค่า p-value ของ Chi(2)

*, **, *** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.10, 0.05 และ 0.01

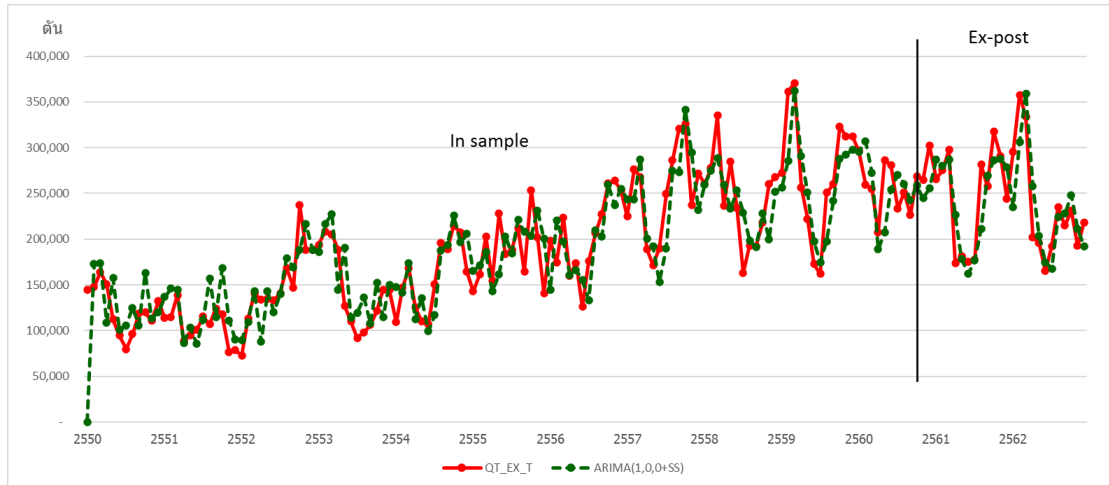
ที่มา: จากการคำนวณ

จากการทดสอบความแม่นยำของแบบจำลองแต่ละรูปแบบ พบว่า รูปแบบที่ 2 มีความแม่นยำ โดยพิจารณาจากค่า RMSE และ MAPE ที่มีค่าน้อยที่สุด (ตารางที่ 4.2.4) และแสดงกราฟเปรียบเทียบค่าจริงกับผลของแบบจำลองที่เลือก (ภาพที่ 4.2.5)

ตารางที่ 4.2.4 แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลัง ด้วยวิธี ARIMA

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2550-ธ.ค.2560		ม.ค.2561-ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
1) ARIMA(1,0,0)	37194.44	16.75	48496.67	15.09
2) ARIMA(1,0,0) + Seasonal dummies	30341.71	13.80	31185.81	9.95
3) SARIMA(1,0,0)(1,0,0) ₁₂	36043.88	15.79	40980.77	13.64

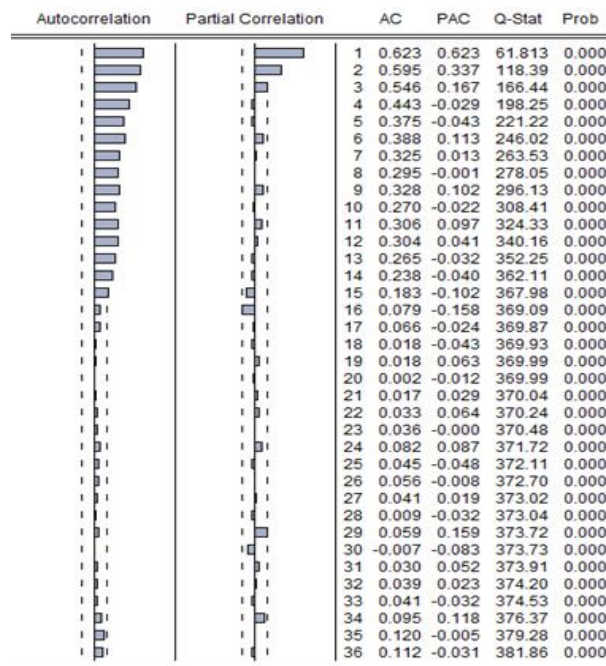
ที่มา: จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.2.5 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลังจากแบบจำลอง ARIMA

2.2.2) มันเส้น ข้อมูลมีลักษณะนิ่งแล้วที่ระดับข้อมูลขั้นต้น จึงไม่ต้องทำการหาผลต่าง พิจารณากำหนด Autoregressive หรือ Moving average จากการพิจารณาค่า Autocorrelation function (ACF) และ Partial autocorrelation function (PACF) (ภาพที่ 4.2.6) ซึ่งจะเห็นได้ว่าไม่มี รูปแบบที่ชัดเจนผู้วิจัยจึงกำหนดรูปแบบหลายๆ รูปแบบมาพิจารณา ดังนี้

- (1) ARIMA (1,0,1)
- (2) ARIMA (2,0,0)
- (3) ARIMA (1,0,1) + Seasonal dummies
- (4) ARIMA (2,0,0) + Seasonal dummies
- (5) SARIMA(1,0,0)(1,0,0)₁₂



ภาพที่ 4.2.6 Autocorrelation function และ Partial autocorrelation function กรณี มันเส้น

การตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลองของน้ำมัน พบว่า รูปแบบที่ 3 และ 1 เป็นแบบจำลองที่มีความเหมาะสมมากที่สุดเนื่องจากมีค่า AIC, SC และ HC ต่ำที่สุด และจากค่า Q statistic พบว่า มีเพียงรูปแบบที่ 3 ที่ไม่พบปัญหา Autocorrelation อย่างไรก็ตามจากการทดสอบ Jarque-Bera ซึ่งว่าค่าคลาดเคลื่อนทุกรูปแบบมีการแจกแจงแบบปกติ (ตารางที่ 4.2.5) โดยผลการประมาณการแบบจำลองรูปแบบต่าง ๆ (ตารางผนวกที่ 4.2.13, 4.2.14 , 4.2.15, 4.2.16, 4.2.17)

ตารางที่ 4.2.5 ค่าสถิติที่เป็นเกณฑ์เลือกและการตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง สำหรับปริมาณส่งออกน้ำมัน

แบบจำลอง	AIC	SC	HC	Q-statistic ^a	Jarque-Bera ^b
1) ARIMA(1,0,1)	26.79	26.87	26.82	52.52***(24)	19.70
2) ARIMA(2,0,0)	26.96	27.02	26.98	61.94***(24)	9.72
3) ARIMA(1,0,1) + Seasonal dummies	26.67	26.97	26.79	21.85 (24)	18.08
4) ARIMA(2,0,0) + Seasonal dummies	26.89	26.95	26.92	32.86*(24)	9.06
5) SARIMA(1,0,0)(1,0,0) ₁₂	26.89	26.96	26.92	72.46***(24)	18.90

หมายเหตุ: ^a () แสดงค่าล่าช้า, ^b Jarque-Bera test แสดงค่า p-value ของ Chi(2)

*, **, *** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.10, 0.05 และ 0.01

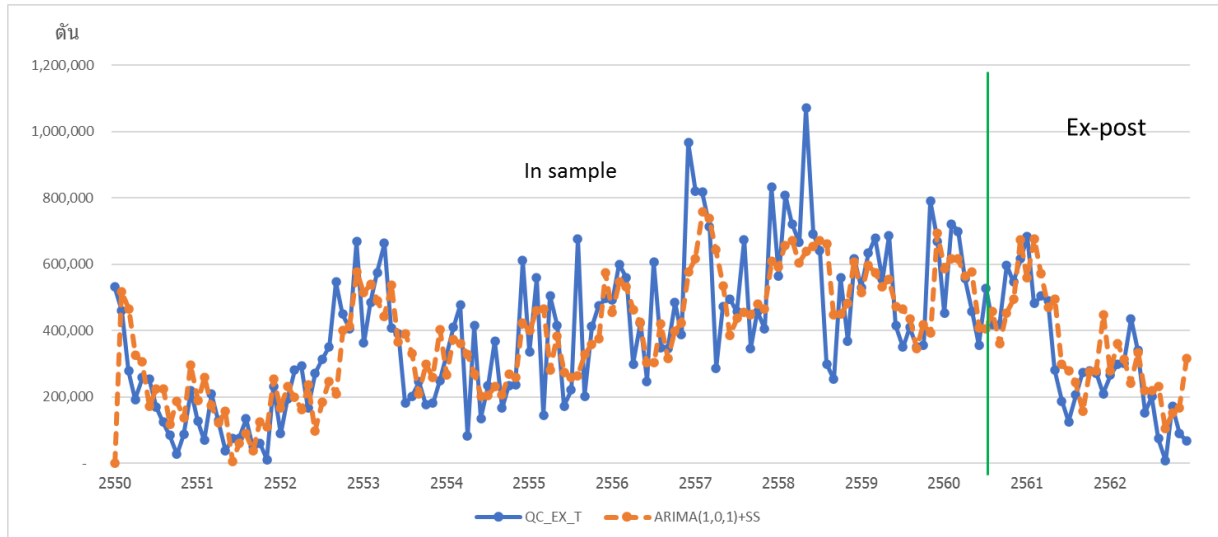
ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบความแม่นยำของแบบจำลอง พบว่า รูปแบบที่ 3 มีความแม่นยำ โดยพิจารณาจากค่า RMSE และ MAPE ที่มีค่าน้อยที่สุด (ตารางที่ 4.2.6) และแสดงกราฟเปรียบเทียบค่าจริงกับผลของแบบจำลองที่เลือก (ภาพที่ 4.2.7)

ตารางที่ 4.2.6 แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำมัน

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2550-ธ.ค.2560		ม.ค.2561-ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
1) ARIMA(1,0,1)	161698.40	57.23	110385.60	153.78
2) ARIMA(2,0,0)	175296.80	70.88	135509.50	213.03
3) ARIMA(1,0,1) + Seasonal dummies	138502.80	48.60	121749.70	113.12
4) ARIMA(2,0,0) + Seasonal dummies	167297.20	59.53	144145.60	238.40
5) SARIMA(1,0,0)(1,0,0) ₁₂	171091.80	64.17	121421.50	179.73

ที่มา: จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.2.7 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกมันเส้น จากแบบจำลอง ARIMA

2.3) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง VAR

แก๊สธรรมชาติ ข้อมูลทุกตัวมีลักษณะหนึ่งที่ระดับข้อมูลขั้นต้น จึงเลือกใช้แบบจำลอง VAR โดย พิจารณาตัวแปรภายใน 2 ตัวแปร ได้แก่ ปริมาณส่งออกแก๊สธรรมชาติ ราคาส่งออกแก๊สธรรมชาติ FOB และเพิ่มตัวแปรค่าคงที่ เป็นตัวแปรภายนอก โดยจำนวนตัวแปรที่เหมาะสมคือ 2 (ภาคผนวกที่ 2-5)

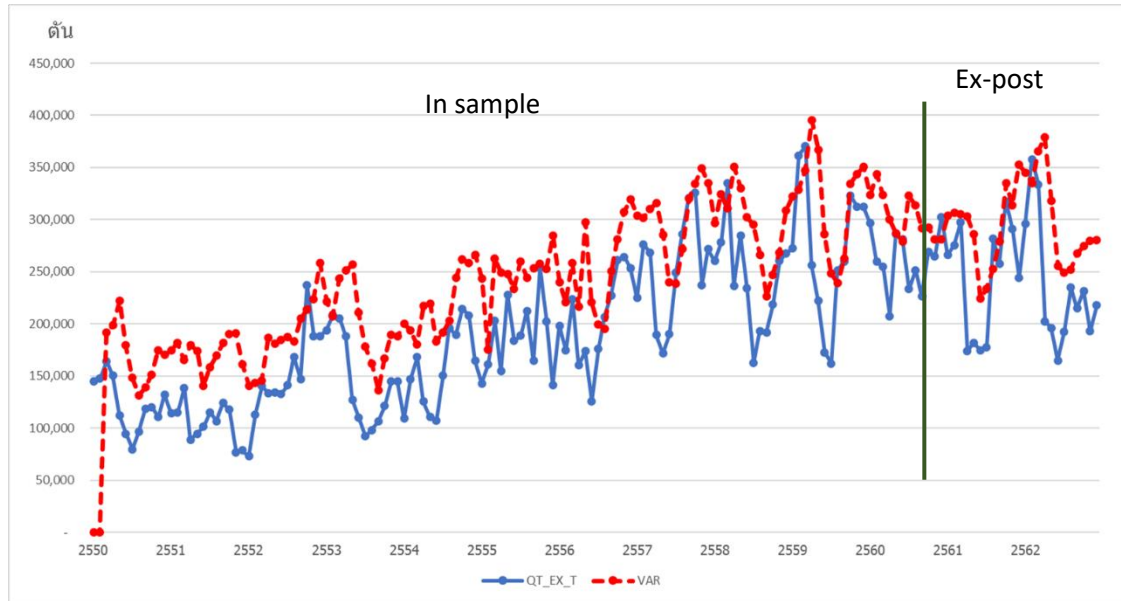
มันเส้น ข้อมูลทุกตัวมีลักษณะหนึ่งที่ระดับข้อมูลขั้นต้น จึงเลือกใช้ แบบจำลอง VAR โดย พิจารณาตัวแปรภายใน 2 ตัวแปร ได้แก่ ปริมาณส่งออกมันเส้น ราคาส่งออกมันเส้น FOB และเพิ่มตัวแปรค่าคงที่ เป็นตัวแปรภายนอก โดยจำนวนตัวแปรที่เหมาะสมคือ 2 (ภาคผนวกที่ 2-5)

ผลการทดสอบความแม่นยำของตัวแปรปริมาณส่งออกแก๊สธรรมชาติ (QT_EX_T) และปริมาณการส่งออกมันเส้น (QC_EX_T) ด้วยวิธี VAR โดยตัวแปรภายใน ได้แก่ ปริมาณส่งออกแก๊สธรรมชาติ ราคาส่งออกแก๊สธรรมชาติ FOB ปริมาณการส่งออกมันเส้นและราคาส่งออกมันเส้น FOB อีกทั้งเพิ่มตัวแปรค่าคงที่ในแบบจำลองด้วย โดยในแต่ละตัวแปรจะมีเพียง 1 แบบจำลองเท่านั้น (ตารางที่ 4.2.7) แสดงกราฟเปรียบเทียบกับค่าจริง แสดงในภาพที่ 4.2.8 และ 4.2.9

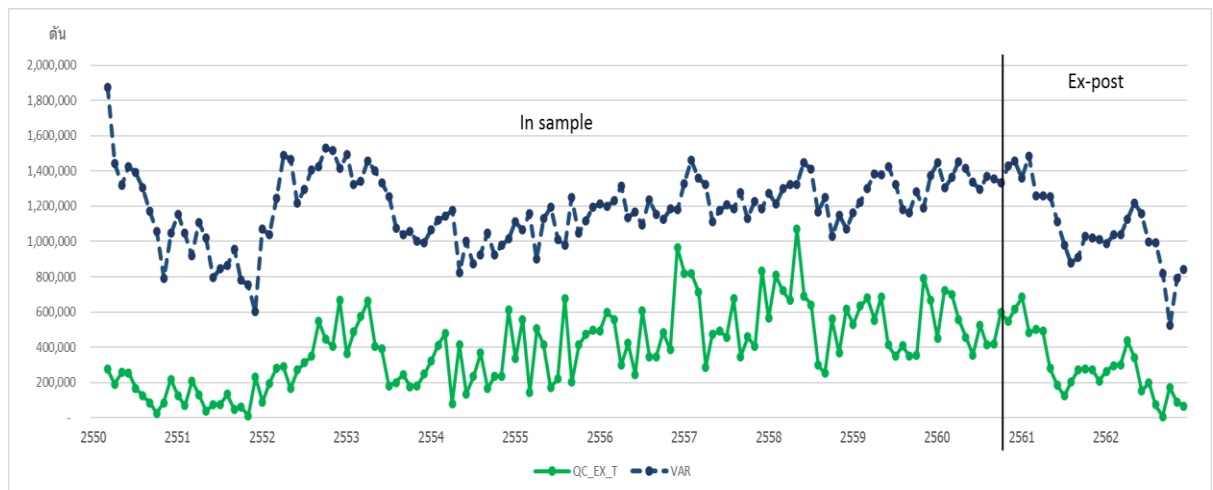
ตารางที่ 4.2.7 แสดงผลการทดสอบความแม่นยำจาก VAR กรณีมันสำปะหลัง

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2550-ธ.ค.2560		ม.ค.2561-ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
ln(QT_EX_T)	361896.08	15.58	43288.15	12.70
ln(QC_EX_T)	198504.70	40.86	123177.60	31.14

ที่มา: จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.2.8 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง VAR กรณี แบ็งก์มันสำปะหลัง



ภาพที่ 4.2.9 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง VAR กรณี น้ำมัน

ผลการทดสอบ Autocorrelation ด้วยวิธี Lagrange-multiplier test พบว่าค่า LM Statistics ในความล่าช้าที่ 2 เท่ากับ 16.35 โดยมีค่า p-value มากกว่าระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.10 นั่นคือ ยอมรับสมมติฐานหลักที่ว่าแบบจำลองไม่มีปัญหา Autocorrelation (ตารางที่ 4.2.8) (ตารางผนวกที่ 4.2.22)

ตารางที่ 4.2.8 แสดงผล Lagrange-multiplier test

lag	LM-stat	Prob
1	21.01	0.18
2	16.35	0.43
3	19.84	0.23
4	35.57	0.00

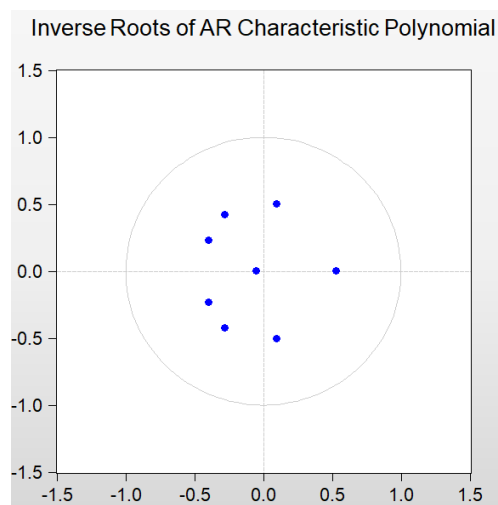
ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบการแจกแจงปกติของค่าคลาดเคลื่อน ด้วย Jarque-Bera test แสดงให้เห็นว่า ปฏิเสธสมมติฐานว่า ค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ เมื่อพิจารณาระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 ดังนั้น ทุกตัวแปรมีการแจกแจงไม่ปกติ ยกเว้น ปริมาณส่งออกเป้งมันสำปะหลังที่ยอมรับสมมติฐานหลักนั้นคือมีการแจกแจงแบบปกติ (ตารางที่ 4.2.9) (ตารางผนวกที่ 4.2.23)

ตารางที่ 4.2.9 แสดงผล Jarque-Bera test ของแบบจำลอง VAR

Component	Jarque-Bera	df	Prob
ln(QT_EX_T)	4.482	2	0.106
ln(FOBT)	97.168	2	0.000
ln(QC_EX_T)	26.849	2	0.000
ln(FOBC)	23.254	2	0.000
Joint	151.753	8	0.000

ผลการทดสอบ Stability ค่า Eigenvalue ไม่มีค่าเกิน 1 และค่า Root อยู่ในวงกลมรัศมีหนึ่งหน่วย แสดงให้เห็นว่า แบบจำลอง VAR มีเสถียรภาพ (Stability) โดยสังเกตได้จากภาพที่ 4.2.10 (ภาคผนวกที่ 4.2.25)



ภาพที่ 4.2.10 ผลการทดสอบความเสถียรของแบบจำลอง VAR

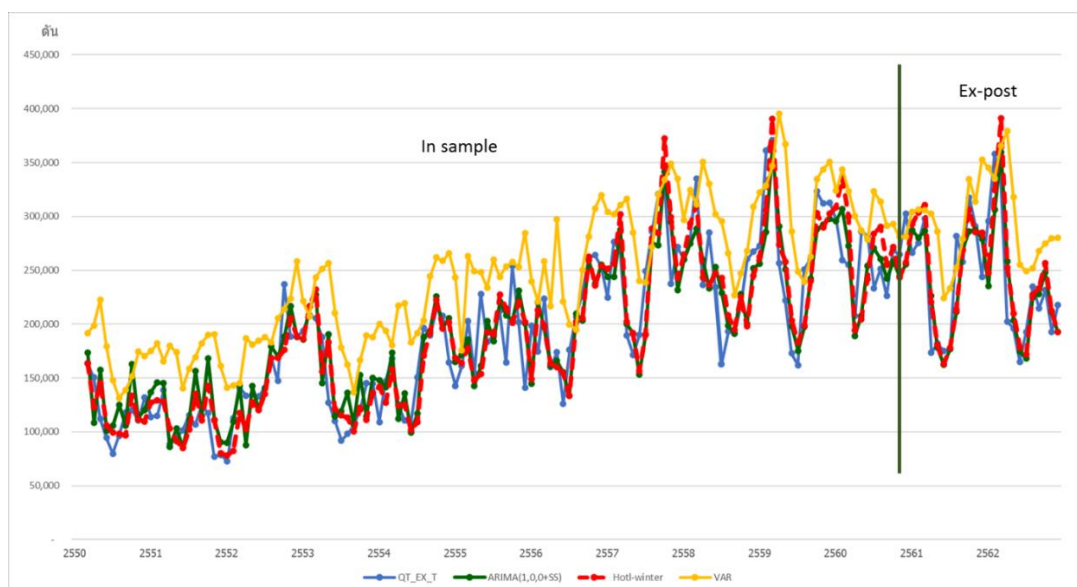
3) แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์

แบบจำลองที่มีความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลังและปริมาณส่งออกมันเส้น พบว่า แบบจำลองวิธี Holt-Winters (Multiplicative) มีความสามารถในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลังได้แม่นยำ และ Holt-Winters (Additive) มีความสามารถในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกมันเส้นได้แม่นยำ เมื่อเทียบกับวิธี ARIMA และ VAR (ตารางที่ 4.2.10) แสดงกราฟเปรียบเทียบในภาพที่ 4.2.11 และ 4.2.12

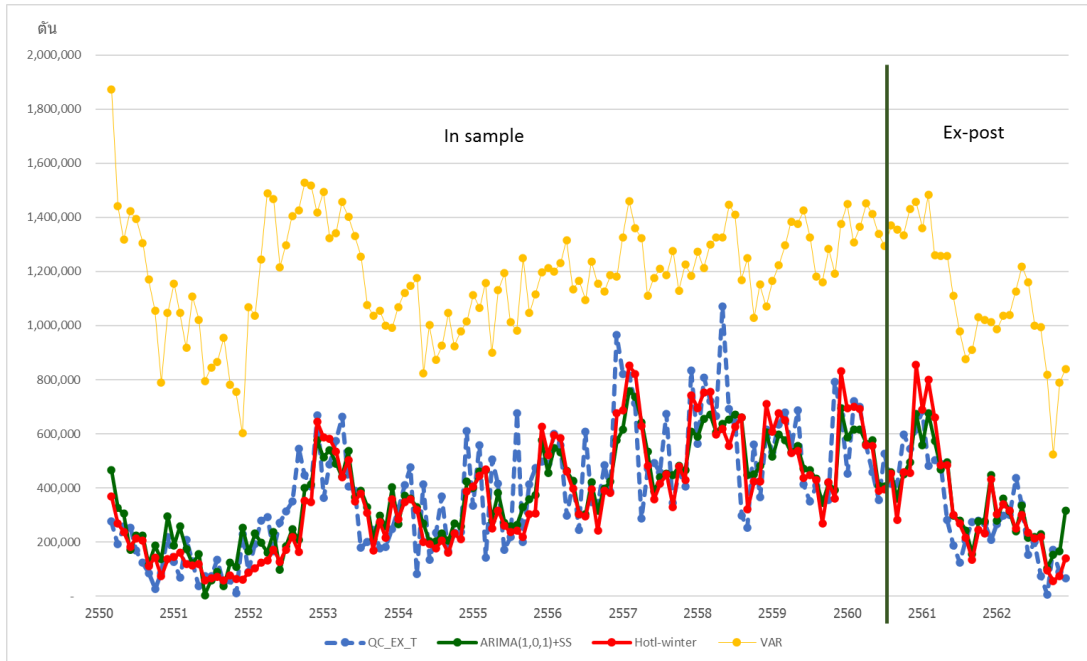
ตารางที่ 4.2.10 ความแม่นยำของแบบจำลอง Holt-Winters ARIMA และ VAR

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2550-ธ.ค.2560		ม.ค.2561-ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
ปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลัง				
Holt-Winters (Multiplicative)	29747.98	15.64	18401.49	6.47
ARIMA (1,0,0) + Seasonal dummies	30341.71	13.80	31185.81	9.95
VAR	361896.08	15.58	43288.15	12.70
ปริมาณส่งออกมันเส้น				
Holt-Winters (Additive)	138649.70	111.09	65549.36	59.04
ARIMA (1,0,1) + Seasonal dummies	138502.80	48.60	121749.70	113.12
VAR	198504.70	40.86	123177.60	31.14

ที่มา: การคำนวณ



ภาพที่ 4.2.11 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลัง จากวิธี Holt-Winters ARIMA และ VAR



ภาพที่ 4.2.12 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกมันเส้น จากวิธี Holt-Winters ARIMA และ VAR

4.2.2 การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรปี 2563 และ 2564

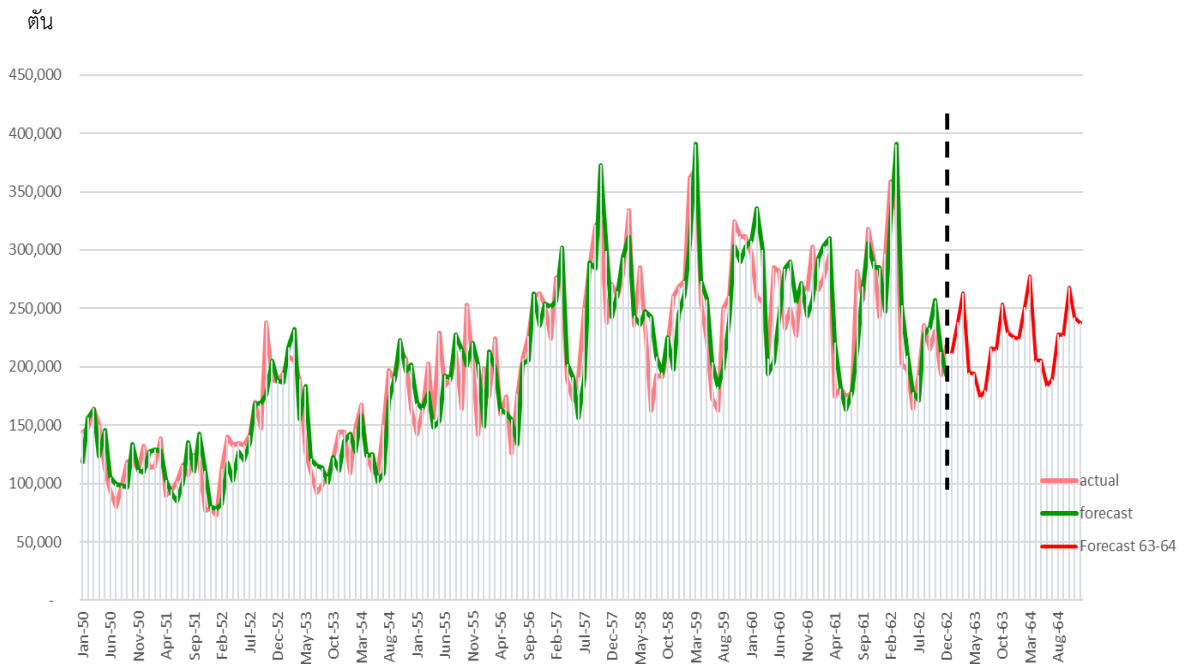
1) ผลการพยากรณ์

จากผลการเลือกแบบจำลอง Holt-Winters ทั้งปริมาณการส่งออกแป้งมันสำปะหลัง (QT_EX_T) และปริมาณการส่งออกมันเส้น (QC_EX_T) แล้วนำมาพยากรณ์ปริมาณการส่งออก ในปี 2563 - 2564 โดยปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลัง ในปี 2563 และ 2564 เท่ากับ 2,595,131 ตัน และ 2,739,755 ตัน ตามลำดับ สำหรับปริมาณปริมาณส่งออกมันเส้น ในปี 2563 และ 2564 เท่ากับ 2,277,084 ตัน และ 2,450,406 ตัน ตามลำดับ (ตารางที่ 4.2.11)

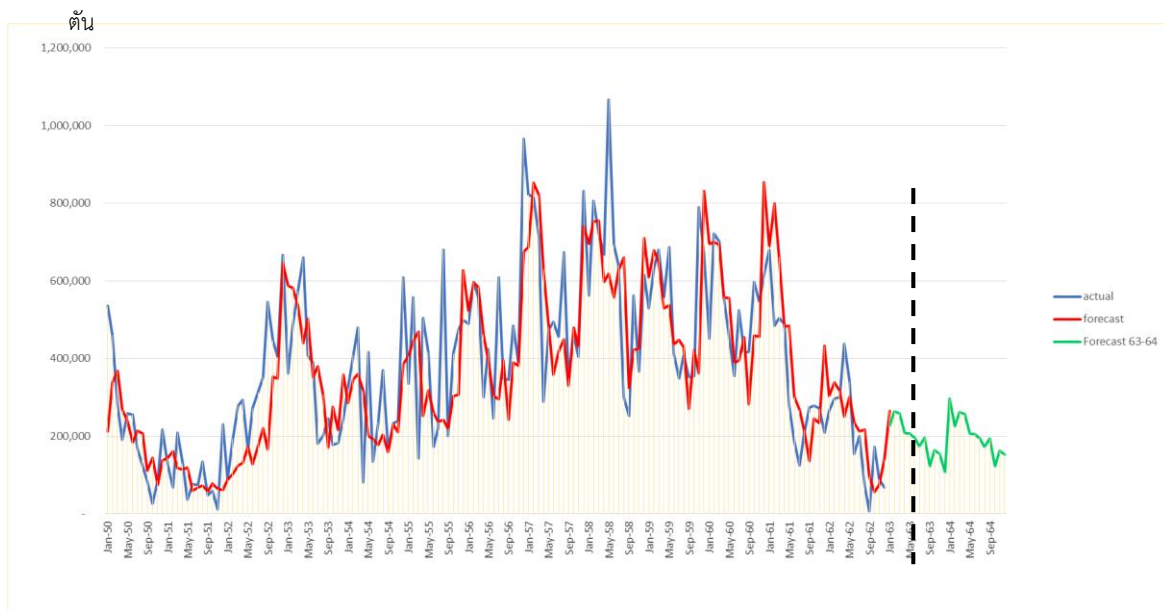
ตารางที่ 4.2.11 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกล่วงหน้า 24 เดือน (มกราคม 2563 - ธันวาคม 2564)
กรณีน้ำมันสำเร็จรูป

เดือน/ปี	ปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลัง (ตัน)	ปริมาณส่งออกมันเส้น (ตัน)
ปี 2563	2,595,131	2,277,084
มกราคม	212,012	226,483
กุมภาพันธ์	237,942	264,150
มีนาคม	262,763	258,720
เมษายน	194,701	207,628
พฤษภาคม	194,447	206,990
มิถุนายน	174,464	195,386
กรกฎาคม	179,909	174,228
สิงหาคม	215,989	195,236
กันยายน	215,215	122,682
ตุลาคม	253,308	164,081
พฤศจิกายน	229,162	154,051
ธันวาคม	225,219	107,450
ปี 2564	2,739,755	2,450,406
มกราคม	223,825	296,685
กุมภาพันธ์	251,323	224,822
มีนาคม	277,656	262,212
เมษายน	205,460	256,823
พฤษภาคม	205,186	206,105
มิถุนายน	184,008	205,472
กรกฎาคม	189,773	193,953
สิงหาคม	228,010	172,950
กันยายน	227,185	193,804
ตุลาคม	267,584	121,782
พฤศจิกายน	241,965	162,878
ธันวาคม	237,779	152,921

ที่มา: จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.2.13 การพยากรณ์แป้งมันสำปะหลังล่วงหน้า 24 เดือน



ภาพที่ 4.2.14 การพยากรณ์มันเส้นล่วงหน้า 24 เดือน

2) อภิปรายผล

จากผลการพยากรณ์ความต้องการส่งออกแป้งมันสำปะหลังและมันเส้น พบว่า ความต้องการส่งออกแป้งมันสำปะหลังและมันเส้นไปยังต่างประเทศ ปี 2563 มีแนวโน้มลดลงจากปี 2562 ร้อยละ 8.43 และ 5.22 ตามลำดับ เนื่องจากผลผลิตมันสำปะหลังในประเทศลดลง ส่งผลให้ปริมาณผลิตภัณฑ์มันสำปะหลัง มีไม่เพียงพอต่อความต้องการจากต่างประเทศ ปัญหาผลผลิตมันสำปะหลังที่ลดลงส่วนหนึ่งเกิดจากปัญหาโรคใบด่างมันสำปะหลังระบาดในพื้นที่ปลูกมันสำปะหลังที่สำคัญ เช่น นครราชสีมา กาญจนบุรี อุบลราชธานี และ สระแก้ว เป็นต้น ซึ่งส่งผลให้ผลผลิตในพื้นที่ที่เกิดโรคใบด่าง

ระบาดเสียหายถึงร้อยละ 80 (ศูนย์ข้อมูลเกษตรแห่งชาติ, 2563) รวมทั้งปัญหาการแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโคโรนา-19 ส่งผลให้ช่วงแรกของ ปี 2563 ประเทศจีนซึ่งประเทศคู่ค้าหลักของไทยได้ชะลอการนำเข้าผลิตภัณฑ์มันสำปะหลังจากไทย แต่ช่วงกลางปีจนถึงปัจจุบันสามารถส่งออกได้ปกติ

หากพิจารณาความต้องการส่งออกแป้งมันสำปะหลังและมันเส้น ปี 2564 มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 5.57 และ 7.61 ตามลำดับ เนื่องจากผลผลิตปี 2564 มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2563) รวมทั้งคาดว่าสถานการณ์ปัญหาการแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโคโรนา-19 จะดีขึ้น (ตารางที่ 4.2.12)

อย่างไรก็ตาม ในช่วงเวลาที่ทำการพยากรณ์ได้เกิดการแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโคโรนา-19 ซึ่งส่งผลต่อระบบเศรษฐกิจทั่วโลก ผู้วิจัยไม่ได้นำประเด็นนี้มาพิจารณาร่วมเนื่องจากมีข้อจำกัดด้านข้อมูล จึงอาจทำให้ผลการพยากรณ์คลาดเคลื่อนจากความเป็นจริง

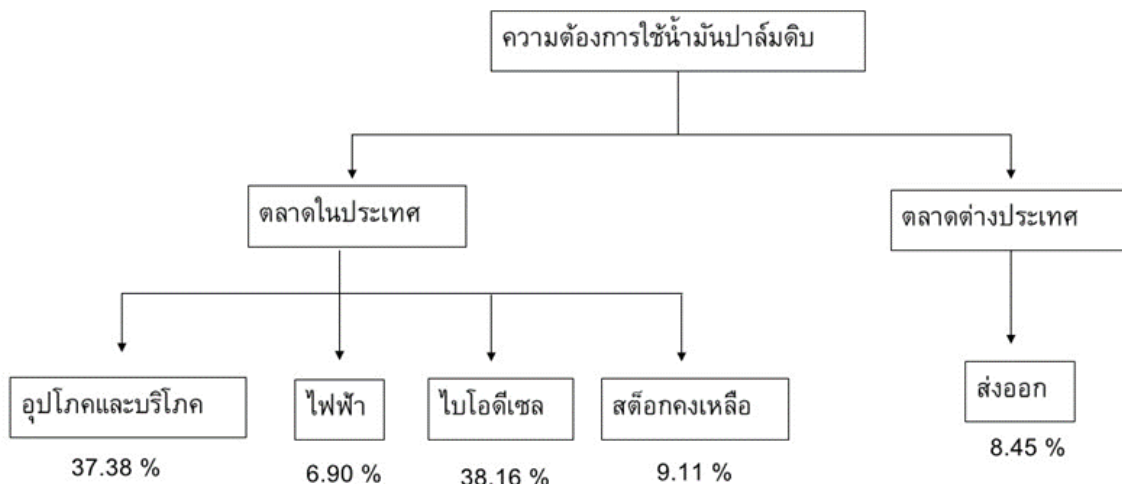
ตารางที่ 4.2.12 ร้อยละการเปลี่ยนแปลงความต้องการส่งออกแป้งมันสำปะหลังและมันเส้น ปี 2563 - 2564

ปี	พยากรณ์ (ตัน)		ร้อยละการเปลี่ยนแปลง	
	แป้งมันสำปะหลัง	มันเส้น	แป้งมันสำปะหลัง	มันเส้น
2562	2,835,484	2,402,555		
2563	2,595,131	2,277,084	-8.48	-5.22
2564	2,739,755	2,450,406	5.57	7.61

ที่มา: จากการคำนวณ

4.3 ปาล์มน้ำมัน

การศึกษานี้เป็นการพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ (CONSUMP) และความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล (ENERGY) เนื่องจากความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบของทั้งสองตลาด คิดเป็นร้อยละ 41 และร้อยละ 37 ของน้ำมันปาล์มดิบทั้งหมด (ภาพที่ 4.3.1) โดยใช้ข้อมูลเป็นรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2552 - เดือนธันวาคม 2562 นอกจากข้อมูลความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบทั้งสองตลาดที่กล่าวถึงข้างต้นแล้ว ยังใช้ข้อมูลราคาน้ำมันปาล์มดิบ (CPOT) การเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันปาล์มบรรจุขวด (D_PALMOIL) การเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันถั่วเหลืองบรรจุขวด (D_SOYOIL) ราคาน้ำมันดีเซล (DIESEL) และราคาน้ำมันดีเซล B100 (B100) ในแบบจำลอง VAR แสดงค่าสถิติโดยสรุปของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง (ตารางภาคผนวกที่ 4.3.1)



ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2563)

ภาพที่ 4.3.1 แผนภาพแสดงความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบภายในประเทศและต่างประเทศ

4.3.1 แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์

1) ผลการทดสอบ Unit root

จากการทดสอบความนิ่งของข้อมูล ด้วยวิธี Augmented-Dickey Fuller test (ADF-test) พบว่า ตัวแปรทุกตัวมีความนิ่งของข้อมูลที่ระดับ Order of integration เท่ากับ 0 หรือ I(0) (ตารางที่ 4.3.1) โดยกำหนดจำนวนความล่าช้าจากเกณฑ์ Akaike information criterion (AIC)

ตารางที่ 4.3.1 ผลการทดสอบความนิ่งด้วย Augmented Dickey-Fuller test

ตัวแปร	ข้อมูลขั้นต้น		ผลต่างลำดับที่ 1		สรุป
	ค่าคงที่	ค่าคงที่และแนวโน้ม	ค่าคงที่	ค่าคงที่และแนวโน้ม	
CONSUMP	-0.686 [11]	-4.992 [5]***	-6.172 [10]***	-6.147 [10]***	I(0)
ENERGY	0.093 [6]	-4.886 [0]***	-6.538 [5]***	-6.592 [5]***	I(0)
CPOT	-3.181 [3]**	-3.654 [3]**	-6.302 [3]***	-6.242 [3]***	I(0)
D_PALMOIL	-8.458 [0]***	-8.430 [0]***	-8.241 [4]***	-8.205 [4]***	I(0)
D_SOYOIL	-4.453 [2]**	-4.863 [2]**	-10.523 [2]***	-10.486 [2]***	I(0)
DIESEL	-2.904 [2]**	-3.501 [2]**	-7.212 [1]***	-7.264 [1]***	I(0)
B100	-3.665 [1]***	-4.189 [1]***	-8.379 [1]***	-8.342 [1]***	I(0)

หมายเหตุ: *, **, *** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.10, 0.05 และ 0.01; [] แสดงค่าล่าช้า (Lags)

ที่มา: การคำนวณ

2) การเปรียบเทียบผลการพยากรณ์จากแบบจำลอง

แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ ได้แก่ Exponential smoothing ของ Holt-Winters ทั้งแบบ Additive และ Multiplicative แบบจำลอง ARIMA และ VAR โดยใช้โปรแกรม Eviews แล้วนำแบบจำลองทั้ง 3 ประเภท มาเปรียบเทียบว่าแบบจำลองใดมีความเหมาะสมที่สุด โดยพิจารณาจากค่า Root mean square error (RMSE) และ Mean absolute percentage error (MAPE) ที่ต่ำที่สุด โดยแบ่งข้อมูลในช่วงปี 2552 - 2560 สำหรับใช้ประมาณการ (In-sample) และแบ่งข้อมูลในช่วงปี 2561 - 2562 เพื่อใช้เทียบกับค่าพยากรณ์ (Ex-post)

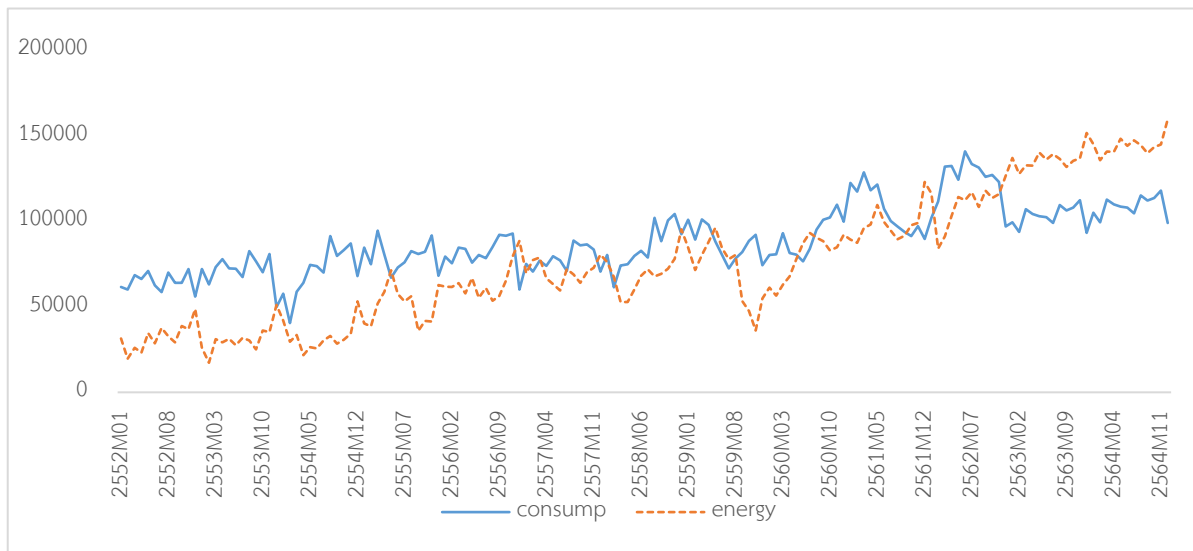
2.1) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง Exponential smoothing

จากผลการประมาณการด้วยวิธีของ Holt-Winters ทั้งแบบ Additive และ Multiplicative เมื่อพิจารณาจากค่า RMSE และ MAPE พบว่า Holt-Winters แบบ Additive พยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ ในการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ และความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล ได้แม่นยำกว่าแบบ Multiplicative (ตารางที่ 4.3.2)

ตารางที่ 4.3.2 แสดงพารามิเตอร์และความแม่นยำของแบบจำลอง Holt-Winters

แบบจำลอง	α (level)	β (trend)	γ (seasonal)	In-sample		Ex-post	
				RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
CONSUMP							
Additive	0.31	0.00	0.00	12,847.05	13.81	23,024.43	18.9
Multiplicative	0.27	0.00	0.00	13,093.57	13.96	23,651.26	19.31
ENERGY							
Additive	0.87	0.00	0.00	8,400.33	13.35	16,301.78	12.47
Multiplicative	0.91	0.00	0.00	8,384.72	12.93	19,568.80	15.87

ที่มา: จากการคำนวณ



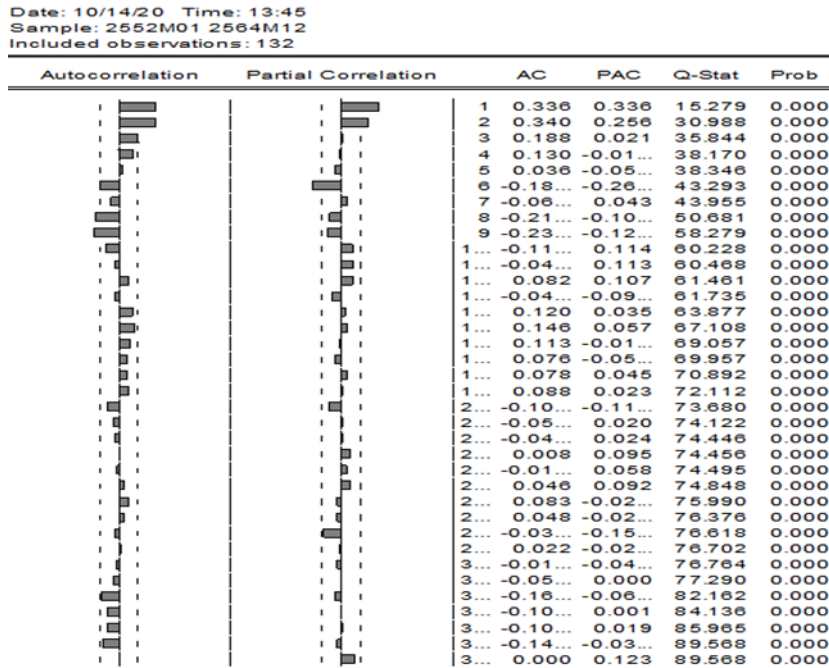
ที่มา: จากการคำนวณ

ภาพที่ 4.3.2 ผลการพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่นๆ และในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล จากแบบจำลอง Holt-Winters

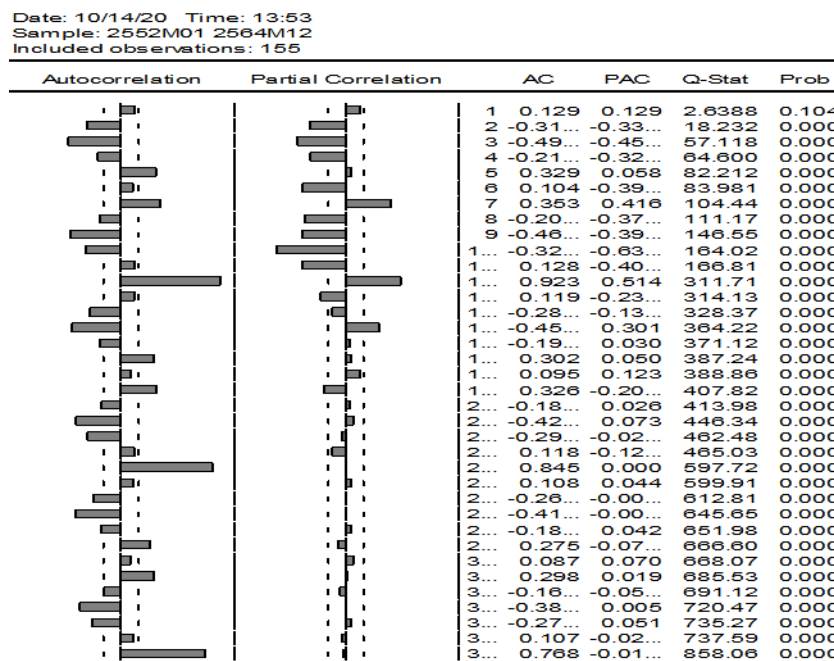
2.2) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง ARIMA

เนื่องจากตัวแปรความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ (CONSUMP) และความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล (ENERGY) มีความนิ่งรอบเส้นแนวโน้ม (Trend stationary) ดังนั้นจึงทำการเอาแนวโน้มออกก่อน (Detrended) หลังจากนั้นนำตัวแปรที่ได้ไปประมาณการในแบบจำลอง ARIMA เพื่อหารูปแบบที่เหมาะสมที่สุด โดยการพิจารณาจากค่า Autocorrelation function (ACF) และค่า Partial autocorrelation function (PACF) แสดงในภาพที่ 4.3.2 และ 4.3.3 โดย PACF บอกถึงจำนวน Autoregression หรือ จำนวนล่าช้าของตัวแปร และ ACF บอกถึงจำนวน Moving average หรือจำนวนล่าช้าของตัวคลาดเคลื่อน (Error)

แบบจำลองแต่ละรูปแบบจะถูกนำมาเปรียบเทียบความเหมาะสมและความแม่นยำในการพยากรณ์ พบว่า ตัวแปร CONSUMP มีจำนวนตัวล่าช้าของตัวเองไป 2 ดังนั้นรูปแบบจำลอง คือ ARMA(2,0) และ ARMA(2,0) ที่เพิ่มตัวแปรหุ่นฤดูกาล (Seasonal dummies) สำหรับตัวแปร ENERGY พบว่า มีจำนวนตัวล่าช้าของตัวเองไป 1 ดังนั้นรูปแบบจำลอง คือ ARMA(1,0) และ ARMA(1,0) ที่เพิ่มตัวแปรหุ่นฤดูกาล (Seasonal dummies)



ภาพที่ 4.3.3 ACF และ PACF ของตัวแปร CONSUMP ที่นำเอาแนวโน้มออก (Detrended)



ภาพที่ 4.3.4 ACF และ PACF ของตัวแปร ENERGY ที่นำเอาแนวโน้มออก (Detrended)

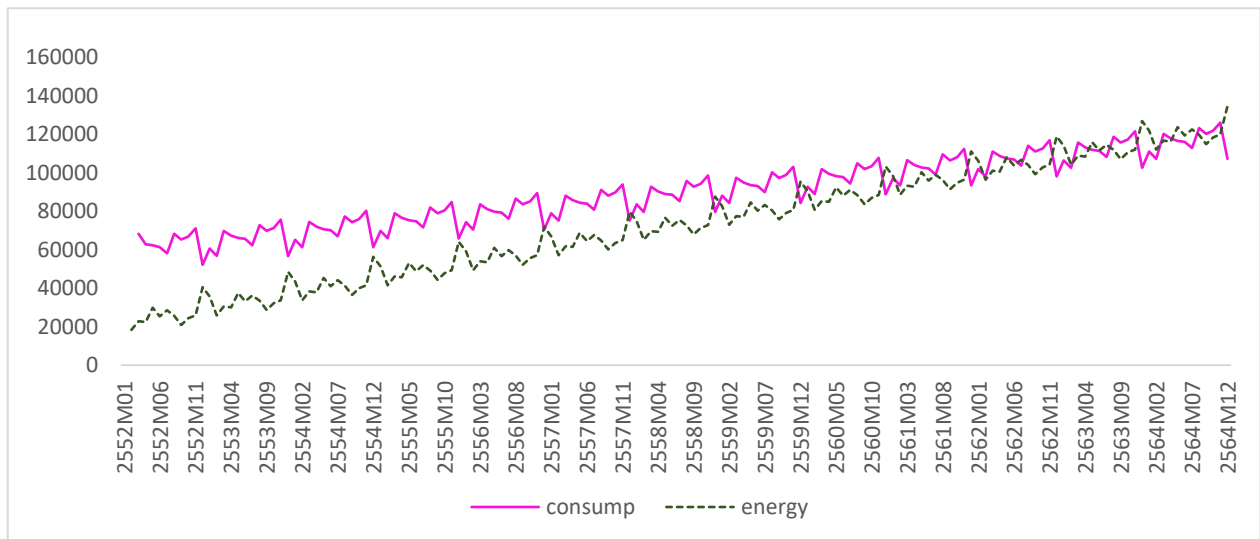
จากการทดสอบความแม่นยำ โดยพิจารณาค่า RMSE และ MAPE ที่ต่ำที่สุด พบว่าในการพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ ในแบบจำลอง ARMA(2,0) กับตัวแปรสุ่มฤดูกาล มีความเหมาะสมที่สุด และในการพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในอุตสาหกรรมไบโอดีเซลในแบบจำลอง ARMA(1,0) กับตัวแปรสุ่มฤดูกาล มีความเหมาะสมที่สุด (ตารางที่ 4.3.3 และ 4.3.4) โดยแสดงผลการพยากรณ์ในภาพที่ 4.3.5

ตารางที่ 4.3.3 แสดงความแม่นยำของ ARIMA สำหรับความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ

	RMSE		MAPE	
	In sample	Ex-post	In sample	Ex-post
ARMA(2,0)+seasonal dummies	13629.489	21384.567	14.549	15.585
ARMA(2,0)	14785.807	21882.587	16.243	16.256

ตารางที่ 4.3.4 แสดงความแม่นยำของ ARIMA สำหรับความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบของอุตสาหกรรมไบโอดีเซล

	RMSE		MAPE	
	In sample	Ex-post	In sample	Ex-post
ARMA(1,0)+seasonal dummies	12263.340	11009.363	19.891	7.999
ARMA(1,0)	12980.330	12741.499	20.285	8.298



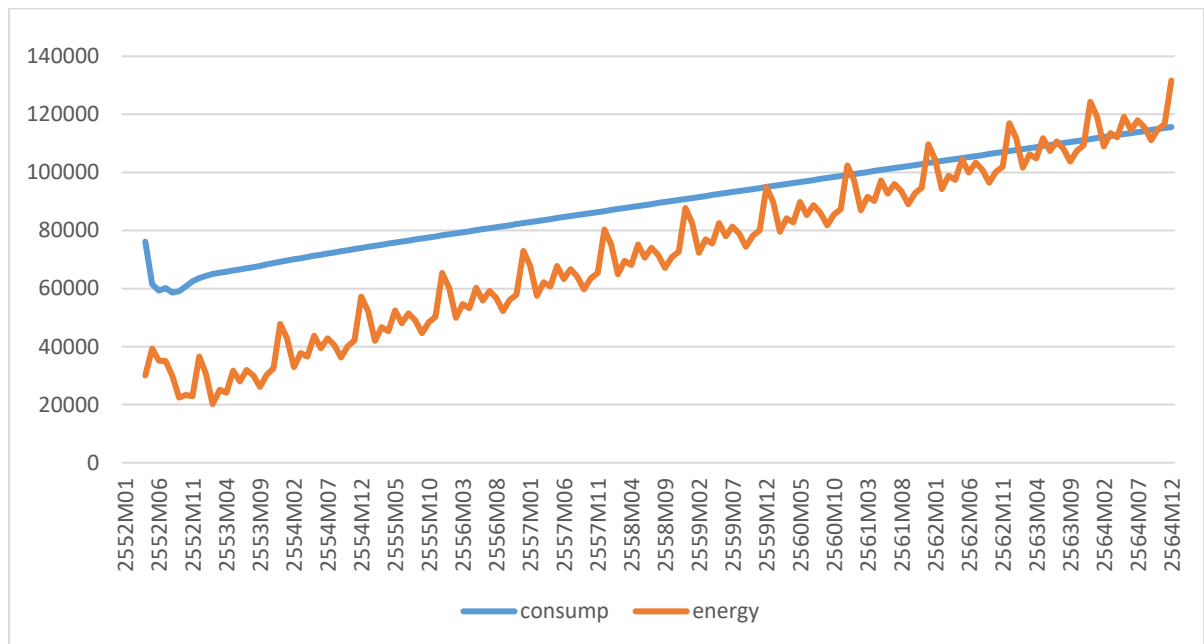
ที่มา: จากการคำนวณ

ภาพที่ 4.3.5 ผลการพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ และในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล จากแบบจำลอง ARIMA

2.3) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง VAR

ในแบบจำลอง VAR กำหนดตัวแปรภายใน (Endogenous variable) 7 ตัวแปร ได้แก่
 1) ปริมาณความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ 2) ปริมาณความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการผลิตไบโอดีเซล 3) ราคาน้ำมันปาล์มดิบ 4) ราคาน้ำมันดีเซล 5) ราคาน้ำมันดีเซล B100 6) การเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันปาล์มบรรจุขวด และ 7) การเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันถั่วเหลืองบรรจุขวด

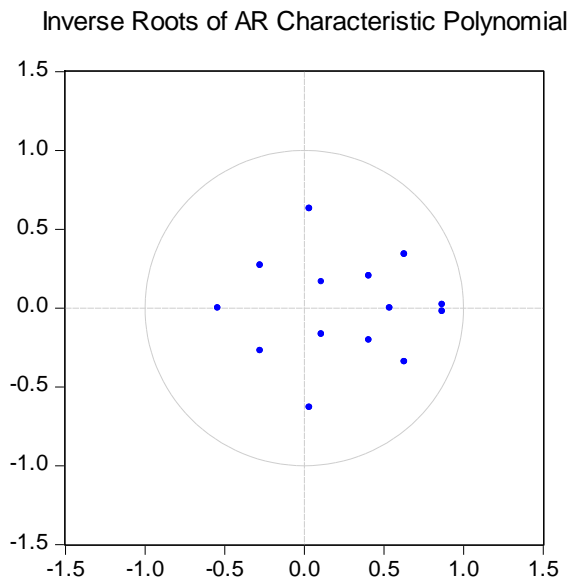
ในการสร้างแบบจำลองจะแยกแบบจำลองระหว่างพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ และความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการผลิตไบโอดีเซล โดยในแบบจำลองการพยากรณ์ปริมาณความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการผลิตไบโอดีเซล มีการเพิ่มตัวแปรหุ่นฤดูกาลเป็นตัวแปรภายนอก ซึ่งช่วยให้มีความแม่นยำมากขึ้น แสดงผลการพยากรณ์ในภาพที่ 4.3.6



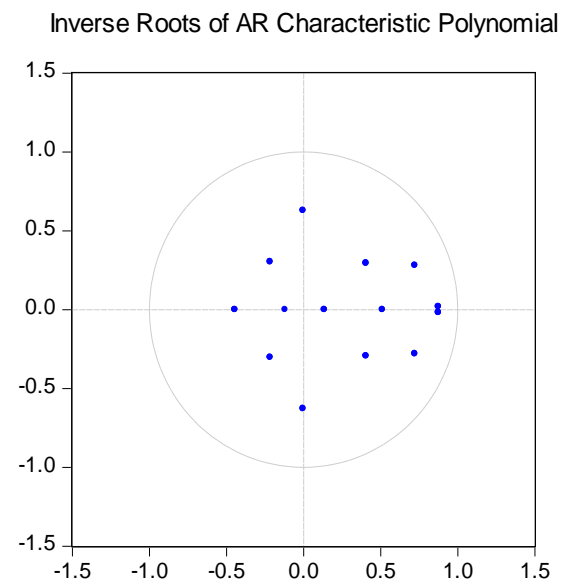
ที่มา: จากการคำนวณ

ภาพที่ 4.3.6 ผลการพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ และในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล จากแบบจำลอง VAR

ผลการทดสอบ Stability โดยดูจากค่า Eigenvalue แล้วพบว่าไม่มีค่าไม่เกิน 1 แสดงให้เห็นว่า แบบจำลอง VAR มีความเสถียรภาพ ดังภาพที่ 4.3.7 และ 4.3.8



ภาพที่ 4.3.7 แสดงผลการทดสอบความเสถียรของแบบจำลอง VAR เพื่อหาความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ



ภาพที่ 4.3.8 แสดงผลการทดสอบความเสถียรของแบบจำลอง VAR เพื่อหาความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล

ผลการทดสอบ Autocorrelation โดย Lagrange-multiplier test พบว่า แบบจำลอง VAR ทั้งสองไม่มีปัญหา Autocorrelation ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 (ตารางที่ 4.3.5 และ 4.3.6)

ตารางที่ 4.3.5 แสดงผล Lagrange-multiplier test ของแบบจำลอง VAR เพื่อหาความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ ในการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ

Lags	LM-Stat	Prob
1	40.8867	0.7885
2	55.9135	0.2313
3	55.5038	0.2430
4	60.4936	0.1257

ตารางที่ 4.3.6 แสดงผล Lagrange-multiplier test ของแบบจำลอง VAR เพื่อหาความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ ในอุตสาหกรรมไปโอดีเซล

Lags	LM-Stat	Prob
1	38.3699	0.8631
2	59.0891	0.1532
3	52.2979	0.3472
4	53.8055	0.2955

ผลการทดสอบการแจกแจงแบบปกติ โดยวิธี Jarque-Bera พบว่า มีการแจกแจงแบบไม่ปกติ ที่ระดับนัยสำคัญที่ 0.01 (ตารางที่ 4.3.7 และ 4.3.8)

ตารางที่ 4.3.7 แสดงผล Jarque-Bera test ของแบบจำลอง VAR เพื่อหาความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ

ตัวแปร	Jarque-Bera	df	Prob.
CONSUME	0.8812	2	0.6436
CPOT	162.4315	2	0.0000
D_PALMOIL	32.8989	2	0.0000
D_SOYOIL	177.2877	2	0.0000
ENERGY	8.2393	2	0.0162
DIESEL	5.2999	2	0.0707
B100	1.3911	2	0.4988
<i>Joint</i>	<i>388.4296</i>	<i>14</i>	<i>0.0000</i>

ตารางที่ 4.3.8 แสดงผล Jarque-Bera test ของแบบจำลอง VAR เพื่อหาความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ ในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล

ตัวแปร	Jarque-Bera	df	Prob.
CONSUMP	0.5112	2	0.7745
CPOT	99.6192	2	0.0000
D_PALMOIL	16.4859	2	0.0003
D_SOYOIL	116.8527	2	0.0000
ENERGY	2.8294	2	0.2430
DIESEL	3.1383	2	0.2082
B100	0.1348	2	0.9348
Joint	239.5715	14	0.0000

2.4) การเปรียบเทียบความแม่นยำ

เป็นการเปรียบเทียบแบบจำลองที่เหมาะสมที่สุดของแต่ละประเภท เพื่อเลือกแบบจำลองที่จะนำไปใช้พยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า RMSE และ MAPE ที่ต่ำสุด จากตารางที่ 4.3.9 พบว่า ค่า RMSE และ MAPE ในช่วง Ex-post ของแบบจำลอง ARIMA มีค่าต่ำที่สุด ทั้งในการพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ (CONSUMP) และการพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการผลิตไบโอดีเซล (ENERGY)

ตารางที่ 4.3.9 ความแม่นยำของแบบจำลอง Holt-Winters ARIMA และ VAR

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
CONSUMP				
HW (additive) $\alpha=0.31$ $\beta=0.00$ $\gamma=0.00$	12847.046	13.806	23024.430	18.895
ARIMA(2,0,0)+Seasonal dummies	13629.488	14.548	21384.566	15.585
VAR	14314.442	15.382	25599.765	17.621
ENERGY				
HW (additive) $\alpha=0.87$ $\beta=0.00$ $\gamma=0.00$	8400.330	13.353	16301.779	12.474
ARIMA(1,0,0)+ Seasonal dummies	12263.340	19.890	11009.362	7.998
VAR	11855.527	19.423	14871.777	11.262

4.3.2 การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรปี 2563 และปี 2564

1) ผลพยากรณ์

ผลการพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ และการพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการผลิตไบโอดีเซล ล่วงหน้าไป 24 เดือน ในปี 2563 และ 2564 ด้วยแบบจำลอง ARIMA แสดงในตารางที่ 4.3.10 และ 4.3.11

ตารางที่ 4.3.10 แสดงผลพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ ปี 2563 จากวิธี ARIMA

หน่วย: ตัน

เดือน/ ปี	ครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ	อุตสาหกรรมไบโอดีเซล
มกราคม 2563	97,398.97	134,995.2
กุมภาพันธ์ 2563	94,037.35	119,485.1
มีนาคม 2563	110,683.9	119,931.6
เมษายน 2563	109,440.4	116,470.4
พฤษภาคม 2563	109,464.4	121,748.9
มิถุนายน 2563	109,719.4	115,835.1
กรกฎาคม 2563	107,077.6	117,750.4
สิงหาคม 2563	117,869.1	114,151.8
กันยายน 2563	115,131.7	108,770.1
ตุลาคม 2563	116,884.4	111,743.1
พฤศจิกายน 2563	121,294	112,926.2
ธันวาคม 2563	102,454.9	127,491.2
รวมทั้งหมด	1,311,456.12	1,421,299.1

ตารางที่ 4.3.11 แสดงผลพยากรณ์ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ ปี 2564 จากวิธี ARIMA

หน่วย: ตัน

เดือน/ปี	ครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ	อุตสาหกรรมไบโอดีเซล
มกราคม 2564	111,001.2	122,352.4
กุมภาพันธ์ 2564	107,186.7	112,475.7
มีนาคม 2564	120,298.5	117,006.4
เมษายน 2564	117,870.4	116,506.5
พฤษภาคม 2564	116,576.3	123,932
มิถุนายน 2564	116,113	119,574.8
กรกฎาคม 2564	112,896.7	122,618.8
สิงหาคม 2564	123,320.1	119,838.4
กันยายน 2564	120,315.8	115,049.9
ตุลาคม 2564	121,888.1	118,453.1
พฤศจิกายน 2564	126,170.9	119,948.1
ธันวาคม 2564	107,244.5	134,739.2
รวมทั้งหมด	1,400,882	1,442,495

2) อภิปรายผล

ในปี 2563 จะมีปริมาณความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการบริโภคและอุปโภค 1,311,456.12 ตัน และปริมาณความต้องการใช้ไบโอดีเซล 1,421,299.11 ตัน ลดลงร้อยละ 10.36 และเพิ่มขึ้นร้อยละ 6.29 จากปี 2562 ตามลำดับ ในปี 2564 ปริมาณความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการบริโภคและอุปโภค 1,400,882.23 ตัน และปริมาณความต้องการใช้ไบโอดีเซล 1,442,495.40 ตัน เพิ่มขึ้นร้อยละ 6.82 และร้อยละ 1.48 จากปี 2563 ตามลำดับ เมื่อนำผลการพยากรณ์มาเปรียบเทียบกับความเห็นของผู้ที่เกี่ยวข้องทั้งจากภาครัฐและเอกชน และข้อมูลจริงในปี 2563 พบว่า ทั้งภาคการอุปโภคบริโภคและภาคการใช้ไบโอดีเซลมีปริมาณน้อยกว่าที่คาดการณ์ร้อยละ 11.17 และ ร้อยละ 4.06 ตามลำดับ ซึ่งไม่สอดคล้องกับข้อมูลที่สอบถามจากผู้ที่เกี่ยวข้องที่คาดการณ์ว่า ปริมาณความต้องการใช้อุปโภคบริโภคจะคงที่ จากสัดส่วนการเพิ่มขึ้นของประชากรที่ค่อนข้างต่ำบวกกับกระแสการรักสุขภาพของผู้บริโภคที่เพิ่มขึ้น อาจมีผลทำให้การบริโภคอาหารที่มีส่วนประกอบของน้ำมันลดลง ซึ่งจากข้อมูลจริงที่พบว่าลดลงกว่าข้อมูลพยากรณ์นั้น ผู้วิจัยคาดว่าเป็นผลกระทบจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ที่ทำให้ร้านอาหารหรือแหล่งท่องเที่ยวต้องปิดตัว ทำให้ความต้องการน้ำมันปาล์มลดลงอย่างมาก ในกรณีการใช้น้ำมันปาล์มในไบโอดีเซล ผู้เกี่ยวข้องได้ให้ความเห็นว่า ปริมาณการใช้น้ำมันปาล์มในภาคพลังงานถูกขับเคลื่อนด้วยนโยบายของภาครัฐ ซึ่งจะแปรเปลี่ยนไปตามสถานการณ์การผลิตในภาคเกษตรและตามเป้าหมายยุทธศาสตร์ของภาครัฐ แต่อย่างไรก็ตามในปี 2563 ปริมาณการใช้ไบโอดีเซลจริงกลับลดลง

เนื่องจากมีมาตรการล็อกดาวน์ ทำให้มีการใช้พาหนะลดลง ซึ่งไม่สอดคล้องกับความเห็นของผู้ที่เกี่ยวข้องดังกล่าวมาข้างต้น โดยอาจเนื่องมาจากผู้วิจัยได้มีการสอบถามในช่วงที่ยังไม่เกิดสถานการณ์ การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ส่วนในปี 2564 ที่ผู้เกี่ยวข้องคาดการณ์ว่าปริมาณการใช้ไบโอดีเซลจะเพิ่มขึ้นแต่น้อยกว่าปี 2563 เนื่องจากมาตรการภาครัฐที่ต้องการส่งเสริมการใช้รถยนต์ไฟฟ้า หรือ EV และมุ่งเป็น EV hub ในกลุ่มอาเซียน ซึ่งอาจส่งผลให้ปริมาณความต้องการใช้น้ำมันปาล์มในไบโอดีเซลเพิ่มขึ้นในอัตราที่ลดลง

ตารางที่ 4.3.12 ตารางเปรียบเทียบข้อมูลพยากรณ์ปี 2563 กับ ข้อมูลจริงปี 2563

หน่วย: ตัน

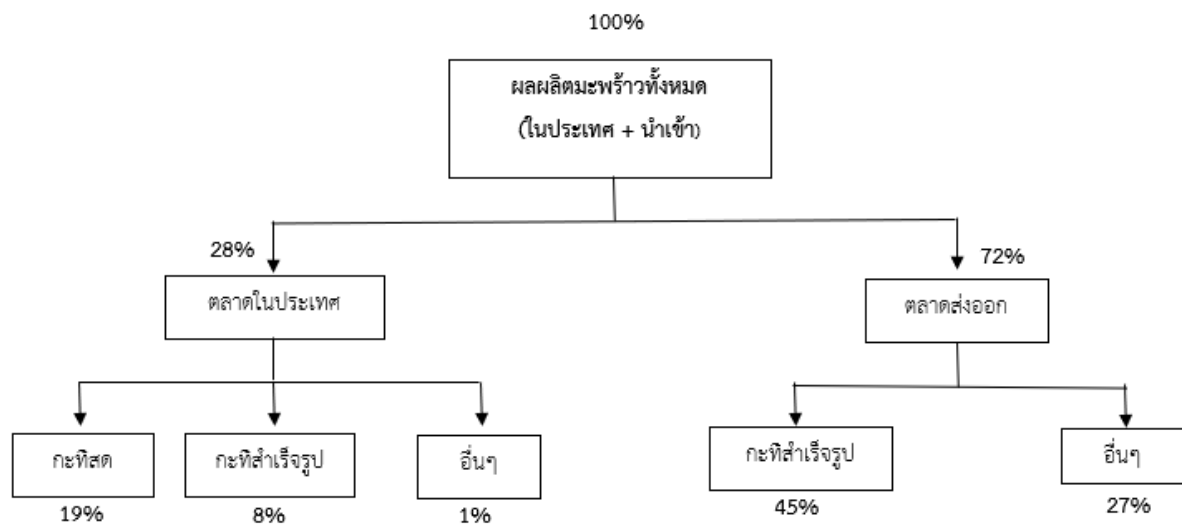
เดือน	ความต้องการใช้บริโภคและอุปโภค		ความต้องการใช้ไบโอดีเซล	
	ข้อมูลพยากรณ์	ข้อมูลจริง	ข้อมูลพยากรณ์	ข้อมูลจริง
ม.ค. 63	97,398.97	72,245	134,995.20	125,439
ก.พ. 63	94,037.35	78,196	119,485.10	113,544
มี.ค. 63	110,683.90	111,591	119,931.60	103,943
เม.ย. 63	109,440.40	85,423	116,470.40	91,671
พ.ค. 63	109,464.40	134,999	121,748.90	117,359
มิ.ย. 63	109,719.40	89,364	115,835.10	120,951
ก.ค. 63	107,077.60	105,037	117,750.40	126,490
ส.ค. 63	117,869.10	111,338	114,151.80	116,442
ก.ย. 63	115,131.70	127,540	108,770.10	101,724
ต.ค. 63	116,884.40	106,229	111,743.10	116,066
พ.ย. 63	121,294	73,327	112,926.20	113,295
ธ.ค. 63	102,454.90	69,696	127,491.20	116,727
รวม	1,311,456.12	1,164,985	1,421,299.10	1,363,651
ร้อยละความแตกต่าง				
ระหว่างข้อมูลพยากรณ์		-11.17		-4.06
กับข้อมูลจริง				

ตารางที่ 4.3.13 ร้อยละการเปลี่ยนแปลงความต้องการใช้ปาล์มน้ำมันดิบในการบริโภคและอุปโภค และไบโอดีเซล ปี 2563 - 2564

รายการ	2563		2564	
	ผลพยากรณ์ (เทียบกับปี 2562)	ผู้เชี่ยวชาญ	ผลพยากรณ์ (เทียบกับปี 2563)	ผู้เชี่ยวชาญ
ความต้องการใช้บริโภคและอุปโภค	-10.36%	คงตัว	+6.82%	คงตัว
ความต้องการใช้ไบโอดีเซล	+6.29%	+ 3-5%	+1.48%	+ 3-5%

4.4 มะพร้าว

ความต้องการใช้มะพร้าวผลในประเทศของโรงงานกะทิสำเร็จรูปมีสัดส่วนร้อยละ 53 โดยเป็นการผลิตเพื่อส่งออกต่างประเทศร้อยละ 45 ของผลผลิตมะพร้าวทั้งหมด ด้วยเหตุนี้งานวิจัยจึงเป็นการพยากรณ์ความต้องการจากต่างประเทศต่อกะทิสำเร็จรูปของไทย ซึ่งเป็นผลิตภัณฑ์แปรรูปมาจากมะพร้าว โดยจะใช้ข้อมูลปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) ซึ่งจะวิเคราะห์โดยใช้โปรแกรม Eviews เป็นข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ปี 2555 - 2562 นอกจากนี้ยังมีตัวแปรอื่นๆ ที่เกี่ยวข้อง ได้แก่ การเปลี่ยนแปลงราคากะทิสำเร็จรูปส่งออก (ΔFOB) โดยใช้เป็นตัวแปรภายในเพิ่มเติมของแบบจำลอง VAR



ภาพที่ 4.4.1 แผนภาพแสดงความต้องการจากต่างประเทศต่อกะทิสำเร็จรูปของไทย

4.4.1 แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์

สำหรับแบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์มีขั้นตอนการวิเคราะห์ ดังนี้

1) ผลการทดสอบ Unit root

จากการทดสอบด้วย ADF test ซึ่งมีสมมติฐานหลักว่าข้อมูลมี Unit root ด้วยโปรแกรม Eviews พบว่า ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) มีความนิ่งรอบเส้นแนวโน้ม (Trend stationary) แสดงถึงข้อมูลมีความนิ่งที่ระดับขั้นต้น และมีผลของแนวโน้ม และการเปลี่ยนแปลงราคากะทิสำเร็จรูปส่งออก (ΔFOB) มีลักษณะเป็น $I(0)$ หมายถึง ข้อมูลมีความนิ่งที่ระดับขั้นต้น (ตารางที่ 4.4.1) โดยไม่ต้องทำการหาผลต่างลำดับที่ 1 (ตารางผนวกที่ 4 - 2)

ตารางที่ 4.4.1 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย Augmented Dickey-Fuller test กรณีที่สำเร็จรูป

ตัวแปร	ข้อมูลขั้นต้น		ผลต่างลำดับที่ 1		สรุป
	ค่าคงที่	ค่าคงที่และ แนวโน้ม	ค่าคงที่	ค่าคงที่และ แนวโน้ม	
ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป	0.185 [9]	-4.975***[6]	-2.855*[11]	-2.868 [11]	Trend
การเปลี่ยนแปลงราคากะทิสำเร็จรูปส่งออก	-4.966*** [2]	-4.857***[2]	-2.946**[9]	-2.887 [9]	Stationary I(0)

หมายเหตุ : ***, **, * แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01, 0.05 และ 0.1

[] แสดงค่าล่าช้า (Lags) โดยเลือกจาก Akaike info criterion (AIC)

ที่มา : จากการคำนวณ

2) การเปรียบเทียบผลการพยากรณ์จากแบบจำลอง

กำหนดช่วงข้อมูลเพื่อใช้ประมาณการ (In-sample) ตั้งแต่ มกราคม 2555 - ธันวาคม 2560 และข้อมูลสำหรับใช้เปรียบเทียบกับค่าพยากรณ์ (Ex-post) จำนวน 24 เดือน ตั้งแต่ มกราคม 2561 - ธันวาคม 2562 เพื่อเปรียบเทียบความแม่นยำจากการพยากรณ์ ด้วยวิธี Exponential smoothing (Holt-Winters) ARIMA และ VAR โดยจะเลือกแบบจำลองที่มีค่า RMSE และ MAPE ที่ต่ำที่สุดในช่วง Ex-post ในที่นี้เป็น การพยากรณ์ปริมาณส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) ซึ่งเป็นผลิตภัณฑ์ที่แปรรูปมาจากมะพร้าว

2.1) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง Exponential smoothing

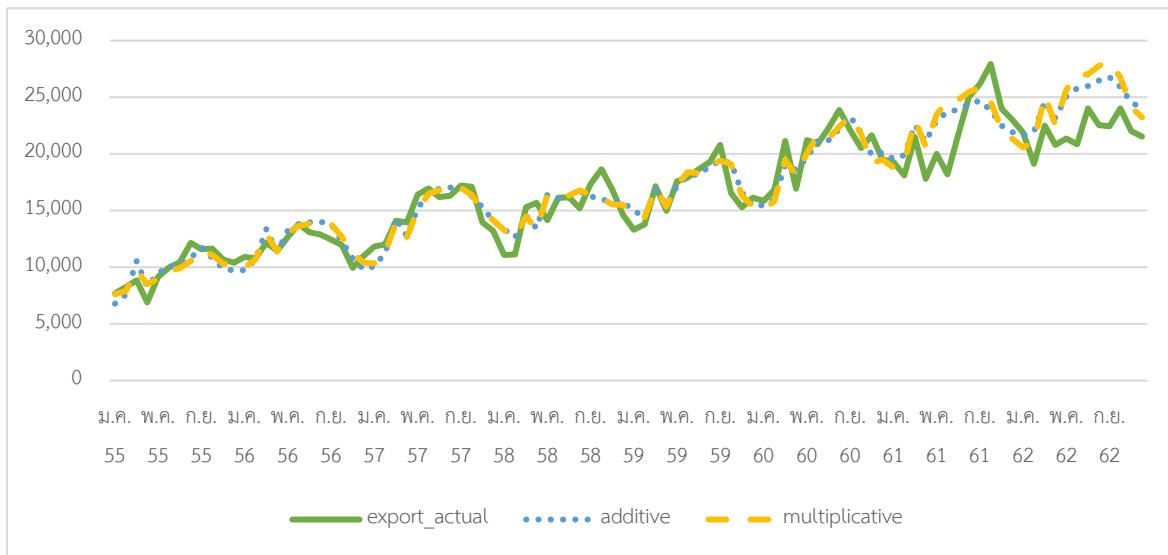
การพยากรณ์ได้ใช้แบบจำลอง Holt-Winters ทั้ง Additive และ Multiplicative ดำเนินการ ด้วยโปรแกรม Eviews เมื่อพิจารณาค่า RMSE และ MAPE แสดงให้เห็นว่า แบบจำลอง Holt-Winters แบบ Additive มีความแม่นยำกว่าแบบ Multiplicative ในการพยากรณ์ข้อมูลปริมาณส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) (ตารางที่ 4.4.2) โดยผลการประมาณการแบบจำลอง แสดงในภาคผนวกที่ 4 - 3

ตารางที่ 4.4.2 แสดงพารามิเตอร์และความแม่นยำของแบบจำลอง Holt-Winters

แบบจำลอง	α (level)	β (trend)	γ (seasonal)	In-sample		Ex-post	
				ม.ค. 2555 - ธ.ค. 2560	ม.ค. 2561 - ธ.ค. 2562	ม.ค. 2561 - ธ.ค. 2562	ม.ค. 2561 - ธ.ค. 2562
				RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
Additive	0.480	0.000	0.000	1,167.519	6.956	2,840.541	11.607
Multiplicative	0.420	0.000	0.000	1,110.165	6.323	3,216.416	12.710

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) ด้วยวิธี Holt-Winters เดือนมกราคม 2561 - เดือนธันวาคม 2562 ทั้งแบบจำลองแบบ Additive และ Multiplicative มีแนวโน้มการเคลื่อนไหวในทิศทางเดียวกัน และผลพยากรณ์มีทิศทางที่สอดคล้องกับข้อมูลจริง ซึ่งผลการพยากรณ์ที่ได้มีความสอดคล้องกับข้อมูลจริง และมีการเคลื่อนไหวเหมือนข้อมูลในอดีตที่ผ่านมา (ภาพที่ 4.4.2)



หมายเหตุ: export_actual คือ ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปของไทย

ภาพที่ 4.4.2 ผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปของไทย (EXPORT) จากแบบจำลอง Holt-Winters

2.2) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง ARIMA

เนื่องจากข้อมูลปริมาณส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) มีความนิ่งรอบเส้นแนวโน้ม (Trend stationary) ดังนั้นจึงทำการเอาแนวโน้มออกก่อน โดยจากผลการทดสอบ Unit root ตามวิธี ADF test พบว่า ข้อมูลปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) ที่ได้ทำการเอาแนวโน้มออก มีความนิ่งเป็น $I(0)$ โดยจะแสดงในภาคผนวกที่ 4 - 4

หลังจากนั้นนำตัวแปรที่ได้ไปประมาณการในแบบจำลอง ARIMA เพื่อหารูปแบบที่เหมาะสมที่สุด โดยการพิจารณาจากค่า Autocorrelation function (ACF) และค่า Partial autocorrelation function (PACF) (ภาพที่ 4.4.3) โดยการกำหนดสมการจะพิจารณาจากค่า AIC ต่ำที่สุด ซึ่งแบบจำลองที่นำมาพิจารณามีดังนี้

- (1) ARIMA(2,0,2)
- (2) ARIMA(2,0,2) + Seasonal dummies
- (3) SARIMA(1,0,0)(1,0,1)₁₂
- (4) SARIMA(1,0,0)(1,0,1)₁₂ + Seasonal dummies

Date: 08/09/20 Time: 22:32
 Sample: 2012M01 2019M12
 Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.559	0.559	23.446	0.000
		2	0.321	0.013	31.301	0.000
		3	0.085	-0.14...	31.854	0.000
		4	-0.22...	-0.32...	35.813	0.000
		5	-0.31...	-0.06...	43.774	0.000
		6	-0.30...	0.003	51.458	0.000
		7	-0.42...	-0.30...	66.414	0.000
		8	-0.29...	-0.01...	73.670	0.000
		9	-0.13...	0.063	75.173	0.000
		1...	0.096	0.227	75.973	0.000
		1...	0.286	0.043	83.101	0.000
		1...	0.409	0.090	97.979	0.000
		1...	0.208	-0.28...	101.88	0.000
		1...	0.152	0.055	104.00	0.000
		1...	-0.01...	-0.05...	104.00	0.000
		1...	-0.16...	-0.05...	106.64	0.000
		1...	-0.18...	0.019	109.98	0.000
		1...	-0.26...	-0.09...	117.11	0.000
		1...	-0.31...	0.020	127.07	0.000
		2...	-0.15...	0.023	129.37	0.000
		2...	0.040	0.222	129.54	0.000
		2...	0.147	-0.17...	131.85	0.000
		2...	0.223	-0.07...	137.25	0.000
		2...	0.230	-0.00...	143.13	0.000
		2...	0.100	0.011	144.27	0.000
		2...	0.040	-0.07...	144.45	0.000
		2...	-0.08...	-0.14...	145.26	0.000
		2...	-0.21...	-0.01...	150.65	0.000
		2...	-0.28...	-0.11...	160.50	0.000
		3...	-0.37...	-0.08...	178.21	0.000
		3...	-0.30...	-0.09...	190.29	0.000
		3...	-0.19...	-0.15...	195.23	0.000

ที่มา: จากการคำนวณ

ภาพที่ 4.4.3 การทดสอบ ACF และ PACF กรณี กะทิสำเร็จรูป ที่นำเอาแนวโน้มออก (Detrended)

การตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลองในการพยากรณ์ EXPORT โดยพิจารณา AIC และ BIC ซึ่งแสดงความเหมาะสม ของแบบจำลอง ค่า Q statistic บอกปัญหาความสัมพันธ์ของตัวแปร (Autocorrelation) และค่า Jarque-Bera บอกการกระจายตัวของข้อมูล (Normality) ซึ่งผลการตรวจสอบ พบว่า แบบจำลองที่ 1 และ 3 มีความเหมาะสม เนื่องจากไม่มีปัญหาเรื่องความสัมพันธ์ระหว่างค่าคลาดเคลื่อน และมีการแจกแจงปกติ (ตารางที่ 4.4.3) โดยผลการประมาณการแบบจำลองรูปแบบต่าง ๆ แสดงในภาคผนวกที่ 4 - 4

ตารางที่ 4.4.3 การตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลองในตัวแปร EXPORT

แบบจำลอง	AIC	BIC	Q statistic ^a	Jarque-Bera ^b
1) ARIMA(2,0,2)	17.462	17.652	34.947 (36)	0.933
2) ARIMA(2,0,2) + Seasonal dummies	17.281	17.819	57.092*** (36)	0.616
3) SARIMA(1,0,0)(1,0,1) ₁₂	17.394	17.553	35.797 (36)	0.216
4) SARIMA(1,0,0)(1,0,1) ₁₂ + Seasonal dummies	17.100	17.606	58.233*** (36)	0.474

หมายเหตุ: ^a () แสดงค่าล่าช้า, ^b Jarque-Bera test แสดงค่า p-value ของ Chi(2)

, * แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 และ 0.01

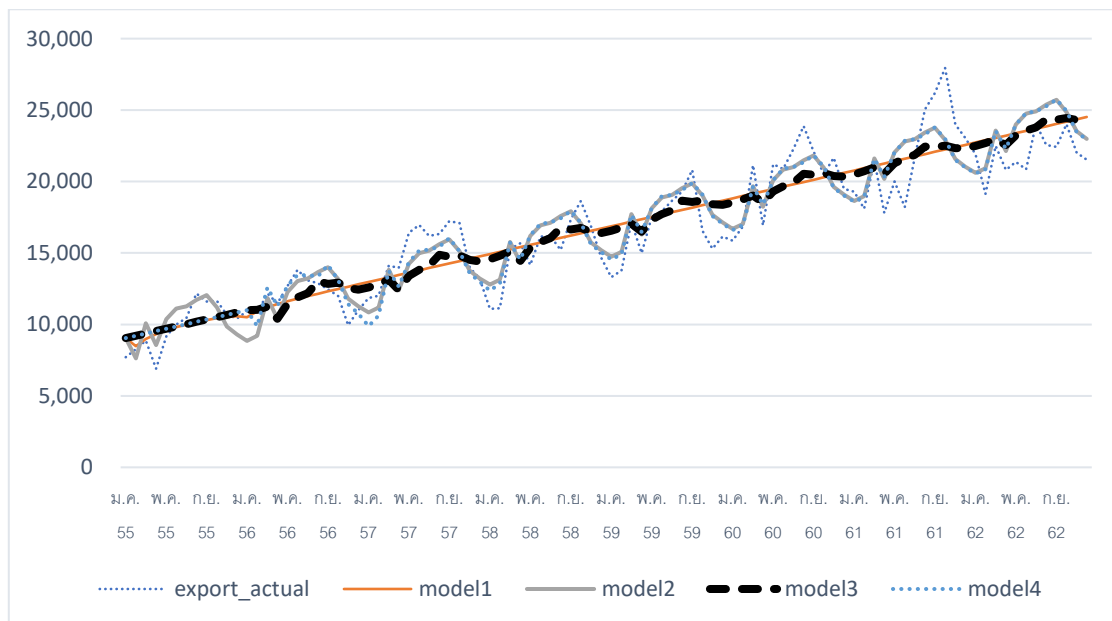
ที่มา: จากการคำนวณ

ผลจากการทดสอบความแม่นยำในการพยากรณ์ EXPORT โดยพิจารณาจากค่า RMSE และ MAPE พบว่า การพยากรณ์ EXPORT ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - เดือนธันวาคม 2562 ใช้แบบจำลองที่ 3 SARIMA(1,0,0)(1,0,1)₁₂ เหมาะสมที่สุด เนื่องจากค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุด เท่ากับ 2,326.162 และ 8.926 ตามลำดับ (ตารางที่ 4.4.4) และแสดงกราฟเปรียบเทียบผลการพยากรณ์ EXPORT จากแบบจำลอง ARIMA ในภาพที่ 4.4.4

ตารางที่ 4.4.4 แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ EXPORT

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	ม.ค. 2555 - ธ.ค. 2560		ม.ค. 2561 - ธ.ค. 2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
1) ARIMA(2,0,2)	1,586.589	8.962	2,391.261	9.175
2) ARIMA(2,0,2) + Seasonal dummies	1,261.425	7.998	5,209.099	13.249
3) SARIMA(1,0,0)(1,0,1) ₁₂	1,700.550	9.950	2,326.162	8.926
4) SARIMA(1,0,0)(1,0,1) ₁₂ + Seasonal dummies	1,228.203	7.328	5,204.422	13.359

ที่มา: จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.4.4 ผลการพยากรณ์ EXPORT จากแบบจำลอง ARIMA และ SARIMA

2.3) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง VAR

ก่อนจะประมาณการด้วยวิธี VAR จะนำเอาผลของฤดูกาลออกจากตัวแปร EXPORT โดยปรับค่าด้วยดัชนีฤดูกาล (Seasonal index) ตามตารางที่ 4.4.5 ซึ่งจะทำให้ตัวแปร EXPORTSA ซึ่งถูกนำผลของฤดูกาลออกไป เหลือแต่ผลของแนวโน้ม (Trend) และจะนำดัชนีฤดูกาลมาคูณเพื่อเอาผลของฤดูกาลกลับคืนหลังจากที่มีการพยากรณ์ด้วยวิธี VAR แล้ว

ตารางที่ 4.4.5 ดัชนีฤดูกาลของตัวแปรปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปของไทยรายเดือน

เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	Seasonal index
มกราคม	0.855169	กรกฎาคม	1.081057
กุมภาพันธ์	0.861127	สิงหาคม	1.096728
มีนาคม	1.045941	กันยายน	1.121682
เมษายน	0.957134	ตุลาคม	1.065508
พฤษภาคม	1.056549	พฤศจิกายน	0.922935
มิถุนายน	1.098898	ธันวาคม	0.893322

ที่มา: จากการคำนวณ

การทดสอบ Vector autoregressive (VAR) และ Vector error correction model (VECM) กำหนดตัวแปรภายใน 2 ตัวแปร ได้แก่ ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปที่ได้มีการนำเอาผลของฤดูกาลออก (EXPORTSA) ซึ่งมีความนิ่งรอบเส้นแนวโน้ม (Trend stationary) และราคากะทิสำเร็จรูปส่งออก (Δ FOB) มีระดับความนิ่งที่ $I(0)$ นอกจากนี้ยังมีตัวแปรภายนอกคือ ค่าคงที่ และแนวโน้ม

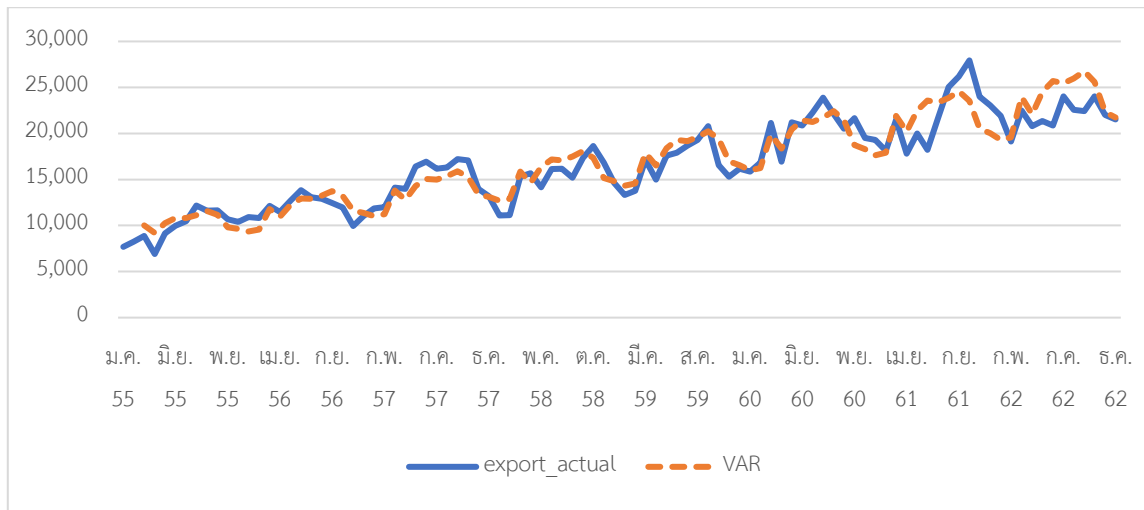
ผลวิเคราะห์ความเหมาะสมของแบบจำลอง พบว่า ค่าล่าช้าที่มีความเหมาะสม (Lag length) คือ 1 โดยแบบจำลองที่ประมาณการไม่มีปัญหา Autocorrelation ค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ และแบบจำลองที่ประมาณค่าได้มีคุณสมบัติเป็น Stability สำหรับผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) โดยใช้โปรแกรม Eviews ด้วยวิธี Vector autoregressive (VAR) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - เดือนธันวาคม 2562 พบว่า ค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุดของ EXPORT เท่ากับ 2,663.330 และ 10.129 ตามลำดับ (ตารางที่ 4.4.6) โดยผลการประมาณการแบบจำลองแสดงในภาคผนวกที่ 4 - 5

ตารางที่ 4.4.6 แสดงผลการทดสอบความแม่นยำจาก VAR

ตัวแปร	In-sample		Ex-post	
	ม.ค. 2555 - ธ.ค. 2560		ม.ค. 2561 - ธ.ค. 2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
EXPORT	1,799.284	9.980	2,663.330	10.129

ที่มา: จากการคำนวณ

สำหรับค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) ด้วยวิธี Vector autoregressive (VAR) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - เดือนธันวาคม 2562 พบว่า มีแนวโน้มเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน และทิศทางการเปลี่ยนแปลง สอดคล้องกับข้อมูลปริมาณการส่งออกจริง (ภาพที่ 4.4.5)



ภาพที่ 4.4.5 แสดงผลพยากรณ์ EXPORT ของแบบจำลอง VAR

ในการทดสอบ Serial correlation ด้วยวิธี Lagrange-multiplier test พบว่า ค่า LM Statistics ใน 4 ความล่าช้า เท่ากับ 1.327 โดยมีค่า p-value มากกว่า 0.01 นั่นคือ ยอมรับสมมติฐานหลักที่ว่าแบบจำลองไม่มีปัญหา Serial autocorrelation (ตารางที่ 4.4.7)

ตารางที่ 4.4.7 แสดงผล Lagrange-multiplier test

lag	LM - Stat	p-value
1	1.431	0.839
2	2.856	0.582
3	7.540	0.110
4	1.327	0.857

ที่มา: จากการคำนวณ

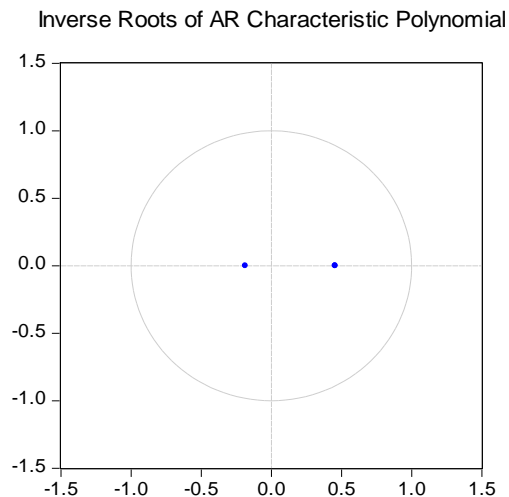
สำหรับการทดสอบการแจกแจงปกติ (Normality test) ของค่าคลาดเคลื่อนด้วย Jarque-Bera test พบว่า ค่า Jarque-Bera มีค่า p-value มากกว่า 0.01 นั่นคือ ยอมรับสมมติฐานหลัก ปฏิเสธสมมติฐานรอง แสดงว่าค่า Error term ที่ได้จากแบบจำลองมีการแจกแจงแบบปกติ (ตารางที่ 4.4.8)

ตารางที่ 4.4.8 แสดงผล Jarque-Bera test ของแบบจำลอง VAR

สมการ	chi2	df	Prob
EXPORTSA	3.557	2	0.169
Δ FOB	0.125	2	0.939
ALL	3.682	4	0.451

ที่มา: จากการคำนวณ

ในการทดสอบ Stability โดยการตรวจสอบจาก Inverse roots AR characteristic ค่า Modulus มีค่าน้อยกว่า 1 และค่า Root อยู่ในวงกลมรัศมีหนึ่งหน่วย แสดงว่าแบบจำลอง VAR ที่ประมาณค่าได้มีคุณสมบัติเป็น Stability (ภาพที่ 4.4.6 และตารางผนวกที่ 4 - 5)



ภาพที่ 4.4.6 ผลการทดสอบความเสถียรของแบบจำลอง VAR

3) แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์

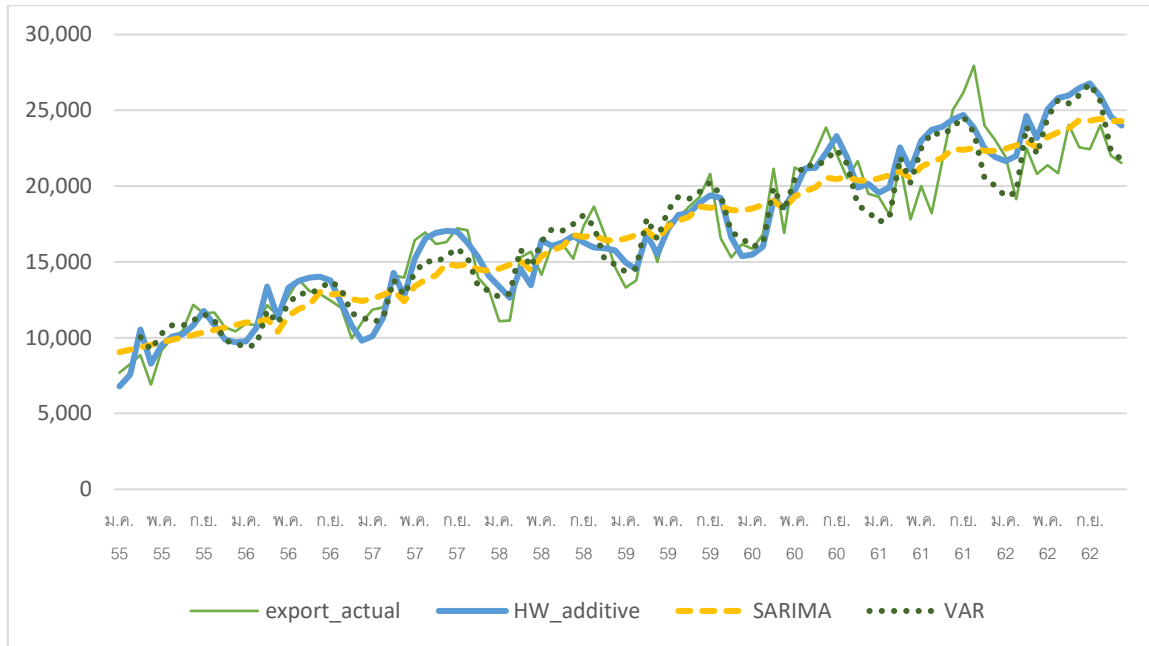
การเปรียบเทียบความแม่นยำที่เลือกมาจากแบบจำลองที่เหมาะสมของแต่ละวิธี ทั้ง Holt-Winters, SARIMA และ VAR โดยพิจารณาค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุด พบว่า แบบจำลอง SARIMA มีความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) มากที่สุด ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - ธันวาคม 2562 เมื่อเปรียบเทียบกับวิธี Holt-Winters และ VAR เพราะมีค่า RMSE และ MAPE ของ SARIMA ต่ำที่สุด โดยการพยากรณ์ EXPORT มีค่าเท่ากับ 2,326.162 และ 8.926 (ตารางที่ 4.4.9)

ตารางที่ 4.4.9 ความแม่นยำของแบบจำลอง Holt-Winters, SARIMA และ VAR

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	ม.ค. 2555 - ธ.ค. 2560		ม.ค. 2561 - ธ.ค. 2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
Holt-Winters (additive)	1,167.519	6.956	2,840.541	11.607
SARIMA(1,0,0)(1,0,1) ₁₂	1,700.550	9.950	2,326.162	8.926
VAR	1,799.284	9.980	2,663.330	10.129

ที่มา: จากการคำนวณ

สำหรับผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) ด้วยวิธี Holt-Winter (Additive) วิธี SARIMA และวิธี VAR ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - เดือนธันวาคม 2562 พบว่า ทั้ง 3 แบบจำลองสามารถพยากรณ์ข้อมูลที่มีความเคลื่อนไหวที่ใกล้เคียงกับข้อมูลจริง (ภาพที่ 4.4.7) อย่างไรก็ตาม วิธี SARIMA ให้ผลพยากรณ์ที่ใกล้เคียงกับข้อมูลจริงมากกว่าวิธี Holt-Winter (Additive) และ VAR



ที่มา: จากการคำนวณ

ภาพที่ 4.4.7 แสดงผลพยากรณ์ EXPORT ของแบบจำลองที่เหมาะสมของแต่ละวิธี

4.4.2 การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรปี 2563 และปี 2564

1) ผลพยากรณ์

การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) ตั้งแต่เดือนมกราคมปี 2563 - เดือนธันวาคมปี 2564 จำนวน 24 เดือน โดยเลือกแบบจำลอง SARIMA ในการพยากรณ์ พบว่า ผลพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) ปี 2563 เท่ากับ 296,581 ตัน และในปี 2564 เท่ากับ 318,730 ตัน โดยมีปริมาณเพิ่มขึ้นจากปีที่ผ่านมาร้อยละ 12.71 และร้อยละ 7.47 ตามลำดับ (ตารางที่ 4.4.10)

ตารางที่ 4.4.10 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกกะทิสำเร็จรูปล่วงหน้า 24 เดือน (มกราคม 2563 - ธันวาคม 2564)

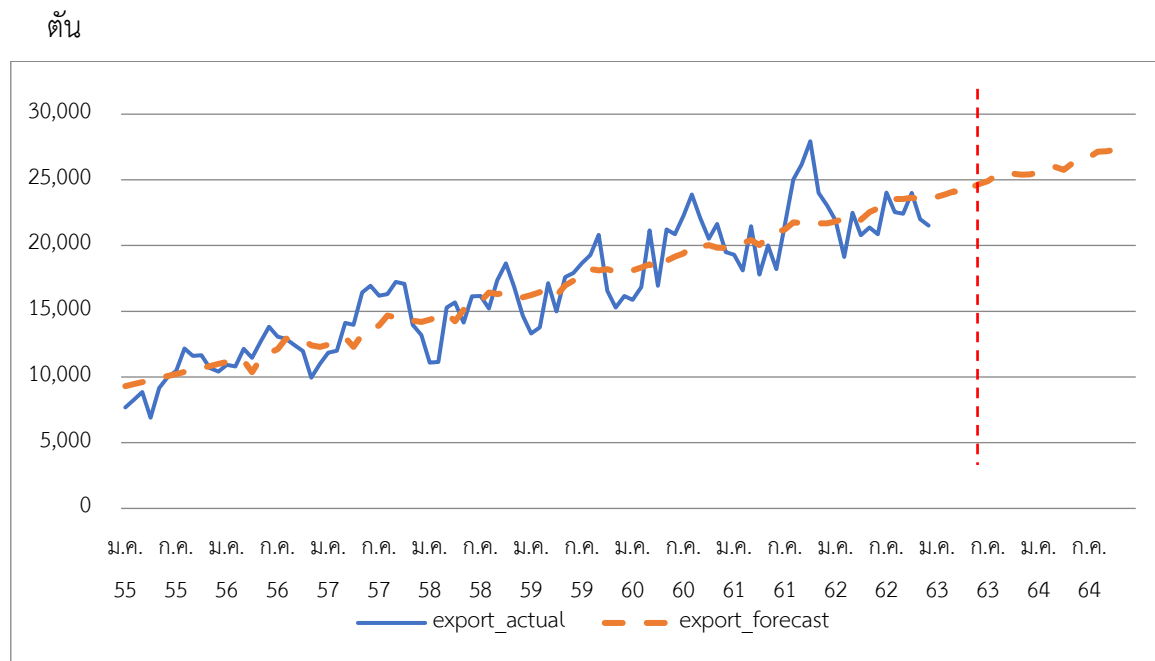
เดือน/ปี	ค่าพยากรณ์ปริมาณส่งออกกะทิสำเร็จรูป (ตัน)
ปี 2563	296,580.854
มกราคม	23,715.954
กุมภาพันธ์	23,910.242
มีนาคม	24,128.059
เมษายน	23,859.157
พฤษภาคม	24,410.358
มิถุนายน	24,686.635
กรกฎาคม	24,897.323
สิงหาคม	25,344.865
กันยายน	25,351.798
ตุลาคม	25,471.852
พฤศจิกายน	25,386.489
ธันวาคม	25,418.122
ปี 2564	318,729.595
มกราคม	25,579.109
กุมภาพันธ์	25,768.810
มีนาคม	25,979.397
เมษายน	25,757.935
พฤษภาคม	26,264.459
มิถุนายน	26,526.940
กรกฎาคม	26,731.198
สิงหาคม	27,145.706
กันยายน	27,169.097
ตุลาคม	27,292.902
พฤศจิกายน	27,234.363
ธันวาคม	27,279.679

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 4.4.11 ร้อยละการเปลี่ยนแปลงปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป ปี 2563 - 2564

ปี	พยากรณ์	% Δ
	ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป	ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป
2562	263,146	
	<i>ผลการพยากรณ์</i>	
2563	296,581	12.71%
2564	318,730	7.47%

ที่มา: จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.4.8 แสดงการพยากรณ์ล่วงหน้า 24 เดือน

2) อภิปรายผล

การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2563 - ธันวาคม 2564 (จำนวน 24 เดือน) ได้ใช้แบบจำลอง SARIMA มาใช้ในการพยากรณ์ เนื่องจากแบบจำลอง SARIMA จับอิทธิพลของผลของฤดูกาล (Seasonal) โดยเฉพาะการลดปัญหา Stochastic seasonality ซึ่งอาจจะส่งผลทำให้ได้แบบจำลองที่เหมาะสม โดยจากผลพยากรณ์ พบว่า ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) ปี 2563 เท่ากับ 296,581 ตัน และในปี 2564 เท่ากับ 318,730 ตัน โดยมีปริมาณเพิ่มขึ้นจากปีที่ผ่านมาร้อยละ 12.71 และร้อยละ 7.47 ตามลำดับ

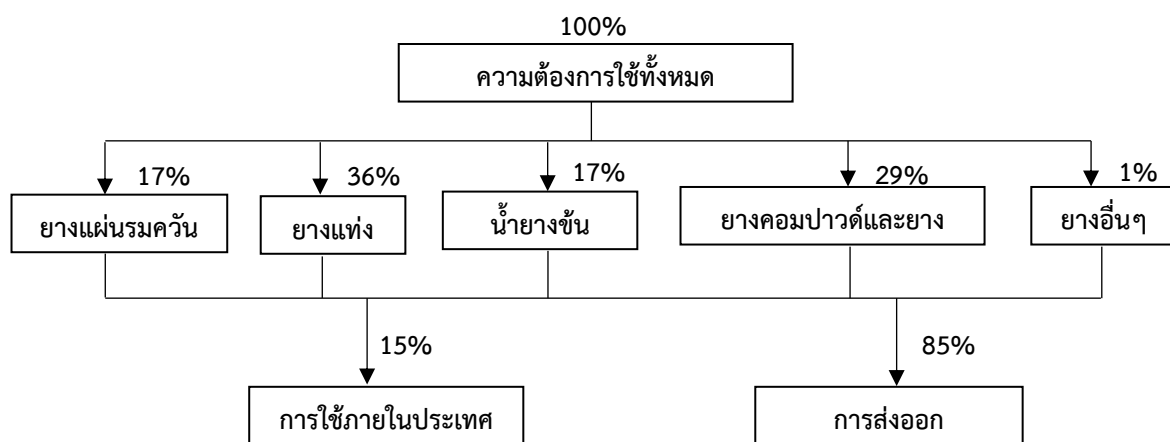
จากการสอบถามข้อมูลเกี่ยวกับแนวโน้มการส่งออกกะทิสำเร็จรูปของไทย ปี 2563 - 2564 จากผู้เกี่ยวข้อง เช่น สมาคมผู้ผลิตอาหารสำเร็จรูป เป็นต้น มีการคาดการณ์ว่าปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปในปี 2563 มีแนวโน้มทรงตัวเมื่อเทียบกับปี 2562 โดยปัจจัยภายนอกที่สำคัญคือ สถานการณ์

การแพร่ระบาดของโรคติดเชื้อโควิด-19 ที่ส่งผลกระทบต่อภาวะเศรษฐกิจของโลก ปริมาณผลผลิตในประเทศที่ไม่เพียงพอต่อความต้องการของโรงงานแปรรูป และปัญหาที่ Supermarket ในอังกฤษถอดสินค้ากะทิสำเร็จรูปออกจากชั้นวางโดยอ้างว่าประเทศไทยมีการใช้ลิงเก็บมะพร้าว ซึ่งกระทบต่อความเชื่อมั่นของผู้บริโภค สำหรับปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปในปี 2564 ผู้ประกอบการคาดการณ์ว่าอัตราการเจริญเติบโตจะใกล้เคียงกับปี 2563 ทั้งนี้ ขึ้นอยู่กับสถานการณ์การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ว่าจะดีขึ้นในปี 2564 หรือไม่ ซึ่งผลการพยากรณ์การส่งออกกะทิสำเร็จรูปในปี 2563 ไม่เป็นไปในทิศทางเดียวกันกับการคาดการณ์ของผู้ที่เกี่ยวข้อง เนื่องจากข้อมูลที่นำมาใช้ในการพยากรณ์คือข้อมูลตั้งแต่ปี 2555 - 2562 ซึ่งยังไม่เกิดสถานการณ์การแพร่ระบาดของโรคติดเชื้อโควิด-19 และปัญหาที่ Supermarket ในอังกฤษถอดสินค้ากะทิสำเร็จรูปออกจากชั้นวางโดยอ้างว่าประเทศไทยมีการใช้ลิงเก็บมะพร้าว ซึ่งกระทบต่อความเชื่อมั่นของผู้บริโภค ด้วยเหตุนี้การพยากรณ์ด้วยแบบจำลองที่เหมาะสมจึงไม่สอดคล้องกับสถานการณ์ที่เกิดขึ้นรวมถึงการคาดการณ์ของผู้ที่มีส่วนเกี่ยวข้อง อย่างไรก็ตาม ในปัจจุบันมีข้อมูลปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปของปี 2563 ทั้งปี พบว่า มีการส่งออกกะทิสำเร็จรูปเพิ่มขึ้นจากปี 2562 ร้อยละ 3.12 แสดงให้เห็นว่ากะทิสำเร็จรูปของไทยยังเป็นที่ต้องการของตลาดต่างประเทศ ซึ่งถึงแม้ว่าผลพยากรณ์ของปี 2563 จะมากกว่าความเป็นจริงก็ตาม แต่ผลพยากรณ์และปริมาณการส่งออกจริงก็มีแนวโน้มที่เพิ่มขึ้นจากการส่งออกปี 2562 เหมือนกัน

ดังนั้น เพื่อให้การพยากรณ์มีความสอดคล้องกับสถานการณ์ในปัจจุบันมากขึ้น อาจจะต้องใช้ข้อมูลการพยากรณ์ในปี 2563 ที่เกิดสถานการณ์การแพร่ระบาดของโรคติดเชื้อโควิด-19 มาใช้วิเคราะห์ร่วมด้วย รวมถึงข้อมูลอื่นๆ ที่มีผลกระทบต่อปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป เช่น ภาวะเศรษฐกิจ อัตราแลกเปลี่ยน ปริมาณผลผลิตในประเทศ เป็นต้น

4.5 ยางพารา

ยางพาราเป็นสินค้าที่ถูกลำไยไปใช้เพื่อแปรรูปเป็นผลิตภัณฑ์แปรรูปขั้นต้น ประกอบด้วย ยางแผ่นรมควัน ยางแท่ง น้ำยางข้น ยางคอมปาวด์ ยางผสม และยางอื่น ๆ ซึ่งผลิตภัณฑ์แปรรูปขั้นต้นส่วนใหญ่จะถูกส่งออกประมาณร้อยละ 85 ของผลผลิตทั้งหมด และถูกใช้ภายในประเทศร้อยละ 15 ของผลผลิตทั้งหมด ดังนั้น ในการพยากรณ์ความต้องการใช้ยางพาราจึงแบ่งการพยากรณ์เป็น 2 ส่วน คือ การใช้ยางพาราภายในประเทศ (RubberD) และการใช้ยางพาราเพื่อการส่งออก (RubberEX) (ภาพที่ 4.5.1) ซึ่งวิเคราะห์ข้อมูลทุติยภูมิแบบรายเดือนที่รวบรวมจากกรมศุลกากรและการยางแห่งประเทศไทย ตั้งแต่ปี 2550 - 2562 (รวม 156 ค่าสังเกต) โดยใช้โปรแกรม Eviews ในการประมวลผล



ภาพที่ 4.5.1 แผนภาพแสดงความต้องการใช้ยางพาราภายในประเทศและเพื่อส่งออก

4.5.1 แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์

สำหรับแบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์ มีขั้นตอนการวิเคราะห์ ดังนี้

1) ผลการทดสอบ Unit root

จากการทดสอบด้วยวิธี ADF test ซึ่งมีสมมติฐานหลักว่าข้อมูลมี Unit root ด้วยโปรแกรม Eviews พบว่า ข้อมูลการใช้ยางพาราภายในประเทศ (RubberD) และการใช้ยางพาราเพื่อการส่งออก (RubberEX) มีลักษณะเป็น I(0) หมายถึง ข้อมูลมีความนิ่งที่ระดับขั้นต้น (ตารางที่ 4.5.1) โดยไม่ต้องทำการหาผลต่างลำดับที่ 1 (ตารางผนวกที่ 4.5.2 - 4.5.9)

ตารางที่ 4.5.1 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย Augmented Dickey-Fuller test สินค้ายางพารา

ตัวแปร	ข้อมูลขั้นต้น		ผลต่างลำดับที่ 1		สรุป
	ค่าคงที่	ค่าคงที่และแนวโน้ม	ค่าคงที่	ค่าคงที่และแนวโน้ม	
การใช้ยางพาราภายในประเทศ	-1.959 [2]	-11.699*** [0]	-13.907*** [1]	-13.861*** [1]	I(0)
การใช้ยางพาราเพื่อการส่งออก	-3.404** [0]	-6.305*** [0]	-15.074*** [0]	-15.030*** [0]	I(0)

หมายเหตุ: **, *** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 และ 0.01 ; [] แสดงค่าล่าช้า ซึ่งใช้เกณฑ์ Schwartz information ที่มา : การคำนวณ

2) การเปรียบเทียบผลการพยากรณ์จากแบบจำลอง

ในการพยากรณ์ข้อมูลได้กำหนดช่วงข้อมูลเพื่อใช้ประมาณการ (In-sample) ตั้งแต่ มกราคม 2550 - ธันวาคม 2560 และข้อมูลสำหรับใช้เปรียบเทียบกับค่าพยากรณ์ (Ex-post) จำนวน 24 เดือน ตั้งแต่ มกราคม 2561 - ธันวาคม 2562 เพื่อเปรียบเทียบความแม่นยำจากการพยากรณ์ด้วยวิธี Exponential smoothing (Holt-Winters) ARIMA และ VAR โดยจะเลือกแบบจำลองที่มีค่า RMSE และ MAPE ที่ต่ำที่สุดในช่วง Ex-post ในที่นี้เป็นพยากรณ์ข้อมูลการใช้ยางพาราภายในประเทศ (RubberD) และการใช้ยางพาราเพื่อการส่งออก (RubberEX)

2.1) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง Exponential smoothing

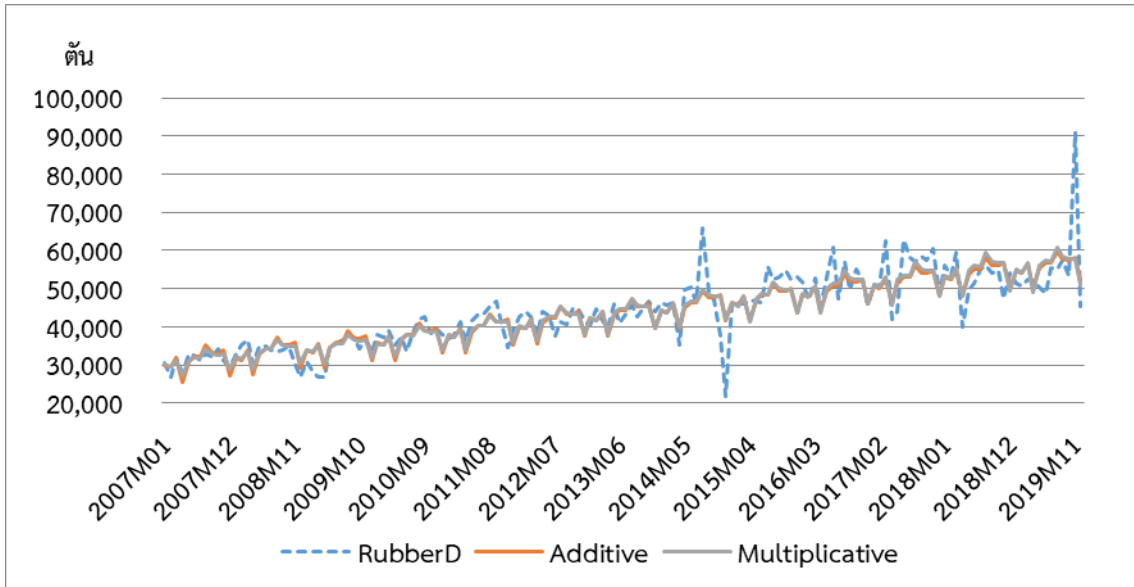
การพยากรณ์ได้ใช้แบบจำลอง Holt-Winters ทั้ง Additive และ Multiplicative ดำเนินการด้วยโปรแกรม Eviews เมื่อพิจารณาค่า RMSE และ MAPE แสดงให้เห็นว่า แบบจำลอง Holt-Winters แบบ Additive มีความแม่นยำกว่าแบบ Multiplicative ทั้งในการพยากรณ์ข้อมูลการใช้ยางพาราภายในประเทศ (RubberD) และการใช้ยางพาราเพื่อการส่งออก (RubberEX) (ตารางที่ 4.5.2) โดยผลการประมาณการแบบจำลอง แสดงในภาคผนวกที่ 5 - 3

ตารางที่ 4.5.2 แสดงพารามิเตอร์และความแม่นยำของแบบจำลอง Holt-Winters

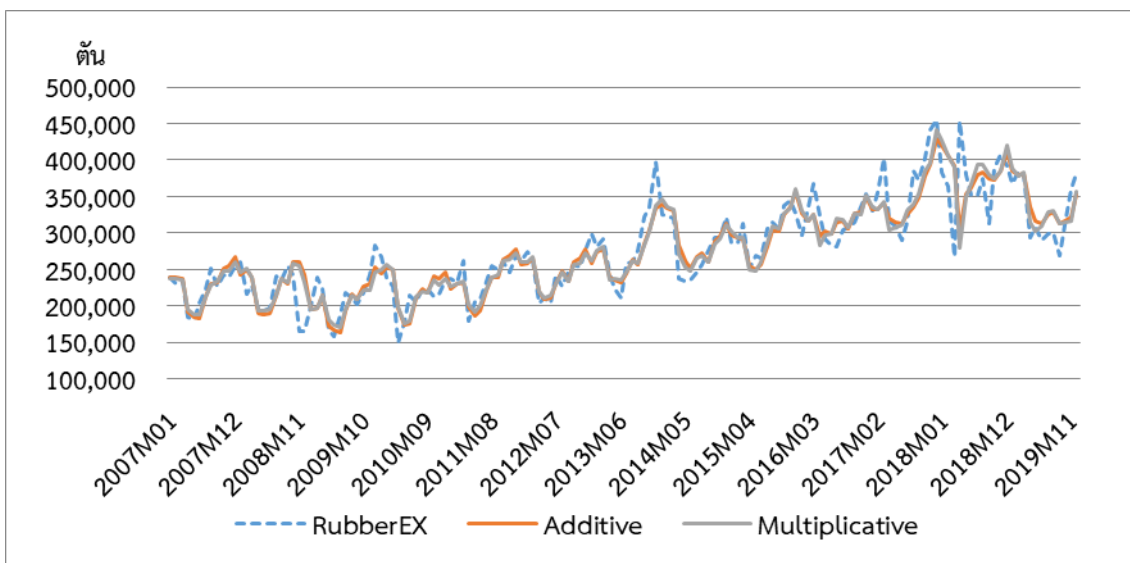
แบบจำลอง	α (level)	β (trend)	γ (seasonal)	In-sample		Ex-post	
				ม.ค.2550-ธ.ค.2560	ม.ค.2561-ธ.ค.2562	ม.ค.2550-ธ.ค.2560	ม.ค.2561-ธ.ค.2562
				RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
<i>การใช้ยางพาราภายในประเทศ</i>							
Additive	0.010	0.000	0.000	4,162.388	7.214	8,059.775	8.810
Multiplicative	0.010	0.000	0.000	4,029.262	6.844	8,246.654	9.446
<i>การใช้ยางพาราเพื่อการส่งออก</i>							
Additive	0.890	0.000	0.000	23,002.094	6.821	48,699.143	10.183
Multiplicative	0.890	0.000	0.000	22,002.758	6.438	52,388.256	10.632

ที่มา : การคำนวณ

ผลการพยากรณ์ปริมาณการใช้ยางพาราในประเทศ (RubberD) และปริมาณการใช้ยางพาราเพื่อส่งออก (RubberEX) ด้วยวิธี Holt-Winters เดือนมกราคม 2561 - เดือนธันวาคม 2562 ทั้งแบบจำลองแบบ Additive และ Multiplicative มีแนวโน้มการเคลื่อนไหวในทิศทางเดียวกัน และผลพยากรณ์มีทิศทางที่สอดคล้องกับข้อมูลจริง ซึ่งจะเห็นได้อย่างชัดเจนโดยเฉพาะในส่วนของข้อมูลการใช้ยางพาราเพื่อการส่งออก ซึ่งข้อมูลมีลักษณะที่เป็นฤดูกาล โดยการส่งออกจะมีปริมาณลดลงในช่วงกลางปี และเพิ่มสูงขึ้นในช่วงปลายปีของทุก ๆ ปี ซึ่งผลการพยากรณ์ที่ได้มีความสอดคล้องกับข้อมูลจริงและมีการเคลื่อนไหวเหมือนข้อมูลในอดีตที่ผ่านมา (ภาพที่ 4.5.2 และภาพที่ 4.5.3)



ภาพที่ 4.5.2 ผลการพยากรณ์การใช้ยางพาราภายในประเทศ (RubberD) จากแบบจำลอง Holt-Winters



ภาพที่ 4.5.3 ผลการพยากรณ์การใช้ยางพาราเพื่อส่งออก (RubberEX) จากแบบจำลอง Holt-Winters

2.2) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง ARIMA

การพยากรณ์ปริมาณการใช้ยางพาราในประเทศไทย (RubberD) และปริมาณการใช้ยางพาราเพื่อส่งออก (RubberEX) ด้วยวิธี ARIMA ใช้โปรแกรม Eviews โดยจากผลการทดสอบ Unit root ตามวิธี Augmented Dicky-Fuller (ADF) test พบว่า ข้อมูลปริมาณการใช้ยางพาราในประเทศไทย (RubberD) และปริมาณการใช้ยางพาราเพื่อส่งออก (RubberEX) มีคุณสมบัติความนิ่งของข้อมูล ณ ระดับ $I(0)$ ดังนั้น ทั้ง 2 ตัวแปรไม่จำเป็นต้องแปลงค่าในรูปผลต่าง โดยผลการประมาณการแบบจำลอง แสดงในภาคผนวกที่ 5 - 4

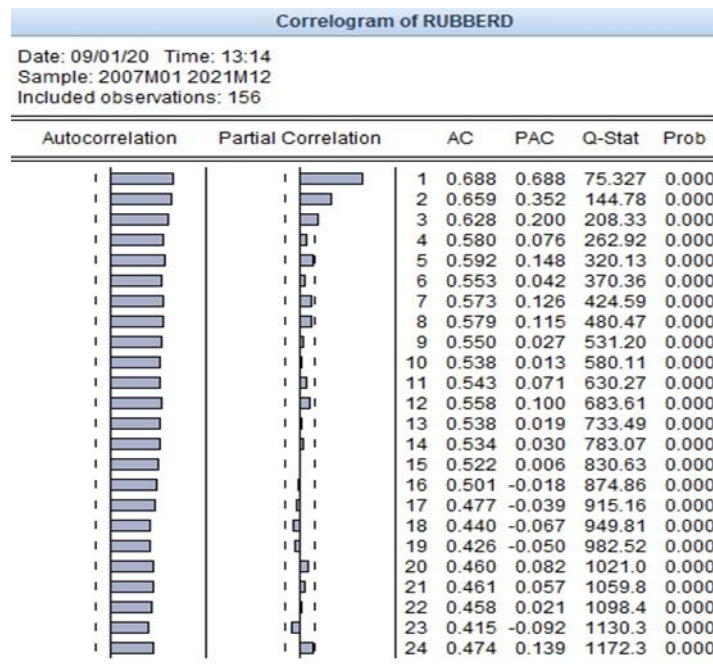
(1) การพยากรณ์การใช้จ่ายพาราในประเทศ (RubberD) ด้วยแบบจำลอง ARIMA

ในการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง ARIMA ได้กำหนดแบบจำลองออกเป็น 3 รูปแบบ ดังนี้

(1.1) กำหนดรูปแบบ (Identification) โดยการพิจารณาจาก ACF และ PACF (ภาพที่ 4.5.4) ซึ่งสามารถสังเกตจาก PACF ได้ว่า Autocorrelation ย้อนหลัง 1 - 3 มีค่าเป็นบวก ซึ่งชี้ถึงลักษณะของ AR และ ACF มีค่าย้อนหลังในทุกค่า ซึ่งไม่สามารถบ่งบอกถึงลักษณะของ MA ได้ ดังนั้นแบบจำลองที่ 1 รูปแบบของสมการ คือ ARIMA(3,0,0) (ตารางผนวกที่ 4.5.14)

(1.2) กำหนดสมการซึ่งการพิจารณาจากค่า AIC ต่ำที่สุด โดยใช้โปรแกรม Eviews ในการกำหนดสมการที่เหมาะสมที่สุด สำหรับสมการที่เหมาะสมที่สุดในแบบจำลองที่ 2 คือ ARIMA(4,0,3) (ตารางผนวกที่ 4.5.15)

(1.3) กำหนดสมการโดยการเพิ่มตัวแปร Seasonal dummies เพื่อลดปัญหา Stochastic seasonality ดังนั้น แบบจำลองที่ 3 รูปแบบของสมการ คือ ARIMA(3,0,0) + Seasonal dummies (ตารางผนวกที่ 4.5.16)



ที่มา: จากการคำนวณ

ภาพที่ 4.5.4 การทดสอบ ACF และ PACF ของ RubberD

การตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลองในการพยากรณ์ RubberD โดยพิจารณา AIC และ BIC ซึ่งแสดงความเหมาะสมของแบบจำลอง ค่า Q-statistic บอกรูปแบบความสัมพันธ์ของตัวแปร (Autocorrelation) และค่า Jarque-Bera บอกรูปแบบการกระจายตัวของข้อมูล (Normality) ซึ่งผลการตรวจสอบ พบว่า ทั้ง 3 แบบจำลองมีความเหมาะสม เนื่องจากค่าความคลาดเคลื่อนของแบบจำลองทั้ง 3 ไม่พบปัญหา Autocorrelation แต่ยังคงมีการแจกแจงแบบไม่ปกติ (ตารางที่ 4.5.3)

ตารางที่ 4.5.3 การตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลองในตัวแปร RubberD

แบบจำลอง	AIC	BIC	Q statistic ^a	Jarque-Bera ^b
1) ARIMA(3,0,0)	20.031	20.140	26.992 (23)	0.000***
2) ARIMA(4,0,3)	19.859	20.056	18.034 (24)	0.000***
3) ARIMA(3,0,0) + Seasonal dummies	19.840	20.189	43.631 (24)	0.000**

หมายเหตุ: ^a () แสดงค่าย้อนหลัง, ^b Jarque-Bera test แสดงค่า p-value ของ Chi(2)

** , *** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 และ 0.01

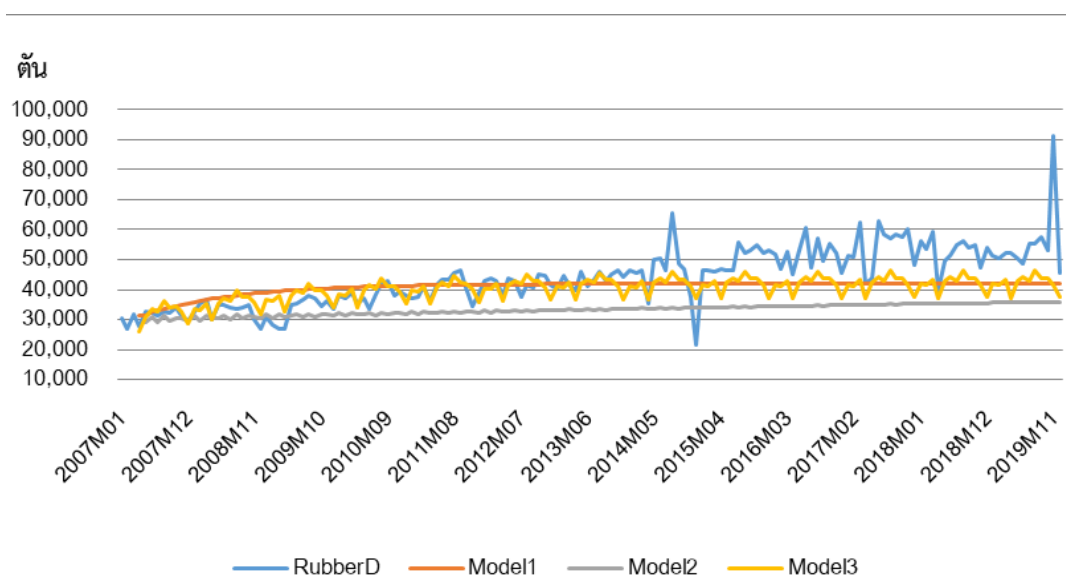
ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบความแม่นยำในการพยากรณ์ RubberD โดยพิจารณาจากค่า RMSE และ MAPE พบว่า การพยากรณ์ RubberD ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - เดือนธันวาคม 2562 ใช้แบบจำลองที่ 3 ARIMA(3,0,0) + Seasonal dummies เหมาะสมที่สุด เนื่องจากค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุด เท่ากับ 14,536.307 และ 20.384 ตามลำดับ (ตารางที่ 4.5.4) และแสดงกราฟเปรียบเทียบผลการพยากรณ์ RubberD จากแบบจำลอง ARIMA ในภาพที่ 4.5.5

ตารางที่ 4.5.4 แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ RubberD

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2550-ธ.ค.2560		ม.ค.2561-ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
1) ARIMA(3,0,0)	7,671.597	13.392	14,855.823	21.115
2) ARIMA(4,0,3)	1,2120.71	21.824	20,337.545	32.776
3) ARIMA(3,0,0) + Seasonal dummies	6,874.677	11.360	14,536.307	20.384

ที่มา: จากการคำนวณ

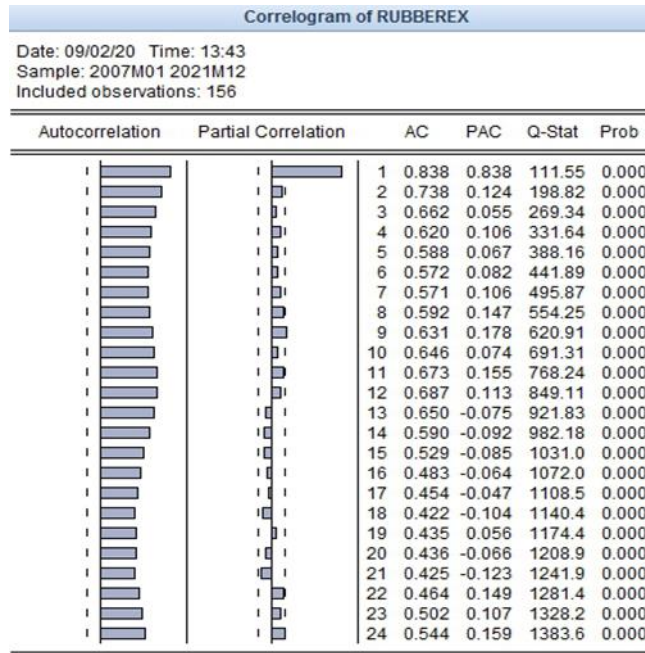


ภาพที่ 4.5.5 ผลการพยากรณ์ RubberD จากแบบจำลอง ARIMA

(2) การพยากรณ์การใช้ยางพาราเพื่อส่งออก (RubberEX) ด้วยแบบจำลอง ARIMA

ในการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง ARIMA ได้กำหนดแบบจำลองออกเป็น 3 รูปแบบ ดังนี้

(2.1) กำหนดรูปแบบ (Identification) โดยการพิจารณาจาก ACF และ PACF (ภาพที่ 4.5.6) ซึ่งสามารถสังเกตจาก PACF ได้ว่า Autocorrelation ย้อนหลัง 1 มีค่าเป็นบวก ซึ่งชี้ถึงลักษณะของ AR และ ACF มีค่าย้อนหลังในทุกค่า ซึ่งไม่สามารถบ่งบอกถึงลักษณะของ MA ได้ ดังนั้น แบบจำลองที่ 1 รูปแบบของสมการ คือ ARIMA(1,0,0) (ตารางผนวกที่ 4.5.17)



ที่มา: จากการคำนวณ

ภาพที่ 4.5.6 ACF และ PACF ของ RubberEX

(2.2) กำหนดสมการซึ่งการพิจารณาจากค่า AIC ต่ำที่สุด โดยใช้โปรแกรม Eviews ในการกำหนดสมการที่เหมาะสมที่สุด สำหรับสมการที่เหมาะสมที่สุดในแบบจำลองที่ 2 คือ ARIMA(4,0,3) (ตารางผนวกที่ 4.5.18)

(2.3) กำหนดสมการโดยการเพิ่มตัวแปร Seasonal dummy เพื่อลดปัญหา Stochastic seasonality ดังนั้น แบบจำลองที่ 3 รูปแบบของสมการ คือ ARIMA(1,0,0) + Seasonal dummies (ตารางผนวกที่ 4.5.19)

การตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลองในการพยากรณ์ RubberEX โดยพิจารณา AIC และ BIC ซึ่งแสดงความเหมาะสมของแบบจำลอง ค่า Q-statistic บอกรูปแบบความสัมพันธ์ของตัวแปร (Autocorrelation) และค่า Jarque-Bera บอกรูปแบบการกระจายตัวของข้อมูล (Normality) ซึ่งผลการตรวจสอบพบว่า ทั้ง 3 แบบจำลองมีความเหมาะสม เนื่องจากค่าความคลาดเคลื่อนของแบบจำลองทั้ง 3 ไม่พบปัญหา Autocorrelation แต่ยังคงมีการแจกแจงแบบไม่ปกติ (ตารางที่ 4.5.5)

ตารางที่ 4.5.5 การตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลองในตัวแปร RubberEX

แบบจำลอง	AIC	BIC	Q statistic ^a	Jarque-Bera ^b
1) ARIMA(1,0,0)	23.468	23.533	80.388 (24)	0.002***
2) ARIMA(4,0,3)	23.418	23.615	68.449 (24)	0.049***
3) ARIMA(1,0,0) + Seasonal dummies	22.949	23.255	23.811 (24)	0.021***

หมายเหตุ: ^a () แสดงค่าย้อนหลัง, ^b Jarque-Bera test แสดงค่า p-value ของ Chi(2)

** , *** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 และ 0.01

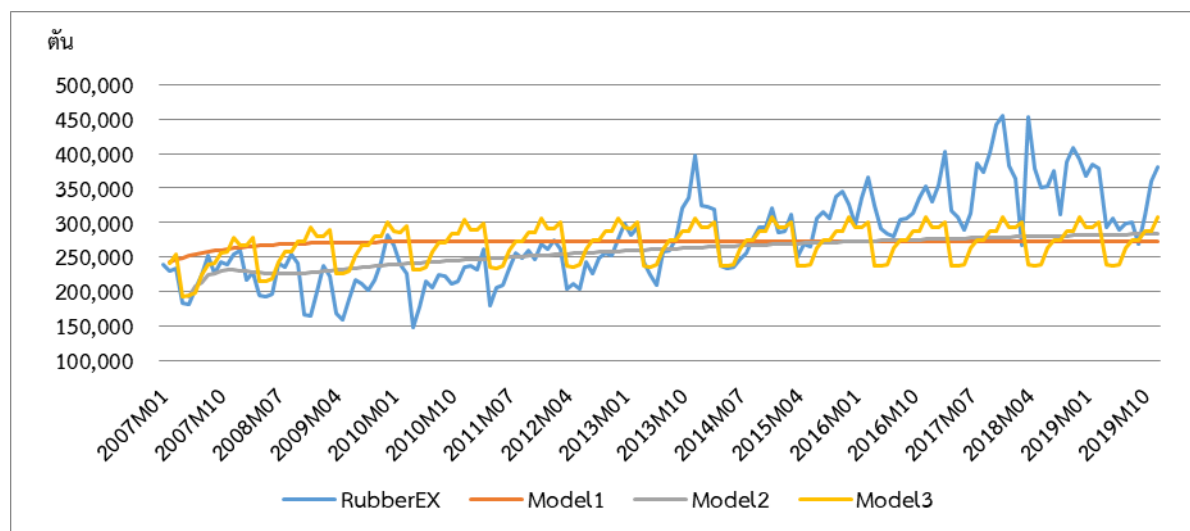
ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบความแม่นยำในการพยากรณ์ RubberEX โดยพิจารณาจากค่า RMSE และ MAPE พบว่า ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - เดือนธันวาคม 2562 ใช้แบบจำลองที่ 2 ARIMA(4,0,3) เหมาะสมที่สุด โดยค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุด เท่ากับ 82,205.689 และ 18.457 ตามลำดับ (ตารางที่ 4.5.6) และแสดงกราฟเปรียบเทียบผลการพยากรณ์ RubberEX จากแบบจำลอง ARIMA ในภาพที่ 4.5.7

ตารางที่ 4.5.6 แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ RubberEX

แบบจำลอง	In-sample ม.ค.2550-ธ.ค.2560		Ex-post ม.ค.2561-ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
1) ARIMA(1,0,0)	57,454.054	18.606	89,357.113	20.552
2) ARIMA(4,0,3)	47,829.476	13.203	82,205.689	18.457
3) ARIMA(1,0,0) + Seasonal dummies	48,637.010	15.005	88,198.678	21.028

ที่มา: จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.5.7 ผลการพยากรณ์ RubberEX จากแบบจำลอง ARIMA

2.3) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง VAR (หรือ VECM)

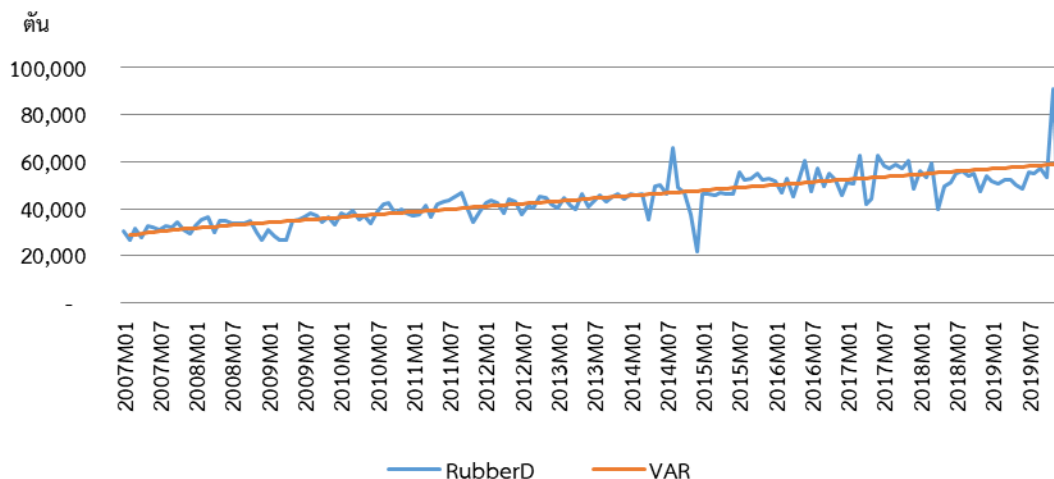
การทดสอบ Vector autoregressive (VAR) และ Vector error correction model (VECM) กำหนดตัวแปรภายใน 2 ตัวแปร ได้แก่ การใช้ยางพาราภายในประเทศ (RubberD) และการใช้ยางพาราเพื่อส่งออก (RubberEX) โดยตัวแปรอยู่ในรูป $I(0)$ และตัวแปรภายนอก ได้แก่ ค่าคงที่ และแนวโน้มของเวลา ผลวิเคราะห์ความเหมาะสมของแบบจำลอง พบว่า ค่าล่าช้าที่เหมาะสม (Lag length) คือ 1 โดยแบบจำลองที่ประมาณการไม่มีปัญหา Autocorrelation ค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ และแบบจำลองที่ประมาณค่าได้มีคุณสมบัติเป็น Stability สำหรับผลการพยากรณ์ปริมาณความต้องการใช้ยางพาราภายในประเทศ (RubberD) และความต้องการใช้ยางพาราเพื่อการส่งออก (RubberEX) โดยใช้โปรแกรม Eviews ด้วยวิธี Vector autoregressive (VAR) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - เดือนธันวาคม 2562 พบว่า ค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุดของ RubberD เท่ากับ 9,038.826 และ 11.252 ตามลำดับ และค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุดของ RubberEX เท่ากับ 53,941.343 และ 13.320 ตามลำดับ (ตารางที่ 4.5.7) โดยผลการประมาณการแบบจำลอง แสดงในภาคผนวกที่ 5 - 5

ตารางที่ 4.5.7 แสดงผลการทดสอบความแม่นยำจาก VAR

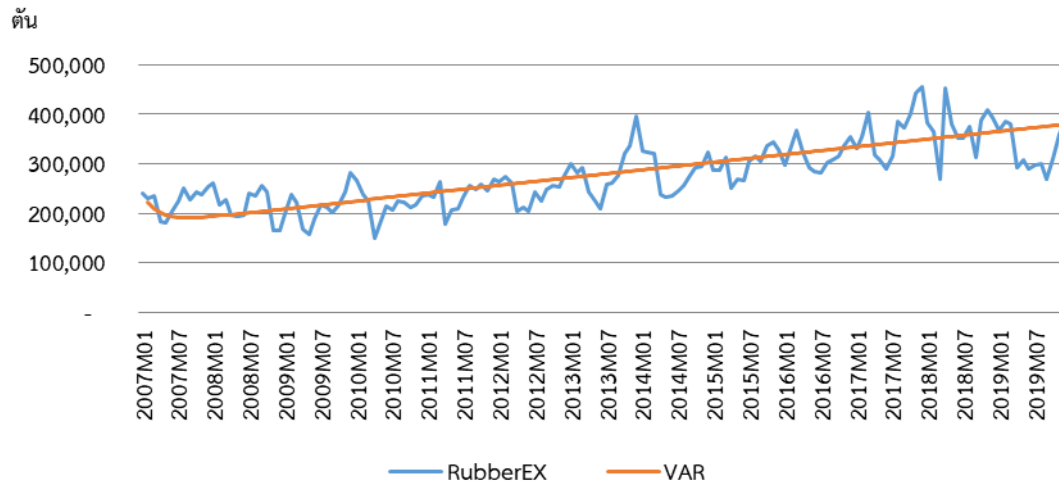
ตัวแปร	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2550-ธ.ค.2560		ม.ค.2561-ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
RubberD	4,741.386	8.124	9,038.826	11.252
RubberEX	37,006.840	11.700	53,941.343	13.320

ที่มา: จากการคำนวณ

สำหรับค่าพยากรณ์การใช้ยางพาราภายในประเทศ (RubberD) และการใช้ยางพาราเพื่อส่งออก (RubberEX) ด้วยวิธี Vector auto regressive (VAR) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - เดือนธันวาคม 2562 พบว่า มีแนวโน้มเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน และทิศทางการเปลี่ยนแปลงสอดคล้องกับข้อมูลปริมาณการส่งออกจริง (ภาพที่ 4.5.8 และภาพที่ 4.5.9)



ภาพที่ 4.5.8 แสดงผลการพยากรณ์ RubberD ของแบบจำลอง VAR



ภาพที่ 4.5.9 แสดงผลการพยากรณ์ RubberEX ของแบบจำลอง VAR

ในการทดสอบ Serial correlation ด้วยวิธี Lagrange-multiplier test พบว่า ค่า LM Statistics ในความล่าช้า 5 lag เท่ากับ 5.948 โดยมีค่า p-value มากกว่า 0.10 นั่นคือ ยอมรับสมมติฐานหลักที่ว่าแบบจำลองไม่มีปัญหา Serial autocorrelation (ตารางที่ 4.5.8)

ตารางที่ 4.5.8 แสดงผล Lagrange-multiplier test

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.348934	0.3608
2	3.529427	0.4734
3	6.818741	0.1458
4	26.33044	0.0000
5	5.947651	0.2031

หมายเหตุ: degree of freedom = 4

ที่มา: จากการคำนวณ

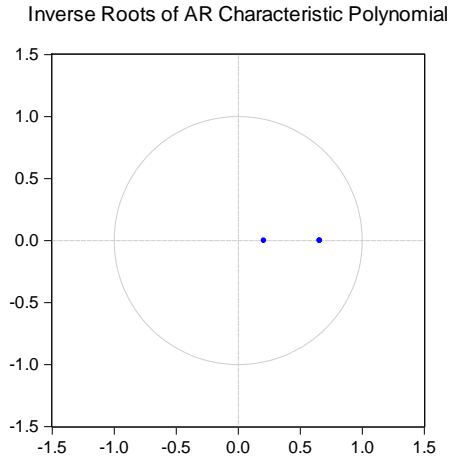
สำหรับการทดสอบการแจกแจงปกติ (Normality test) ของค่าคลาดเคลื่อนด้วย Jarque-Bera test พบว่า ค่า Jarque-Bera มีค่า p-value น้อยกว่า 0.05 นั่นคือ ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ยอมรับสมมติฐานรอง แสดงว่าค่า Error term ที่ได้จากแบบจำลองมีการแจกแจงแบบไม่ปกติ (ตารางที่ 4.5.9)

ตารางที่ 4.5.9 แสดงผล Jarque-Bera test ของแบบจำลอง VAR

สมการ	chi2	df	Prob > chi2
RubberD	249.6273	2	0.0000
RubberEX	3.755237	2	0.1530
ALL	253.3825	4	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

ในการทดสอบ Stability โดยการตรวจสอบจาก Inverse roots AR characteristic พบว่าค่า Modulus มีค่าน้อยกว่า 1 และค่า Root อยู่ในวงกลมรัศมีหนึ่งหน่วย แสดงว่าแบบจำลอง VAR ที่ประมาณค่าได้มีคุณสมบัติเป็น Stability (ภาพที่ 4.5.10 และตารางผนวกที่ 4.5.25)



ภาพที่ 4.5.10 แสดงผลการทดสอบความเสถียรของแบบจำลอง VAR

3) แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์

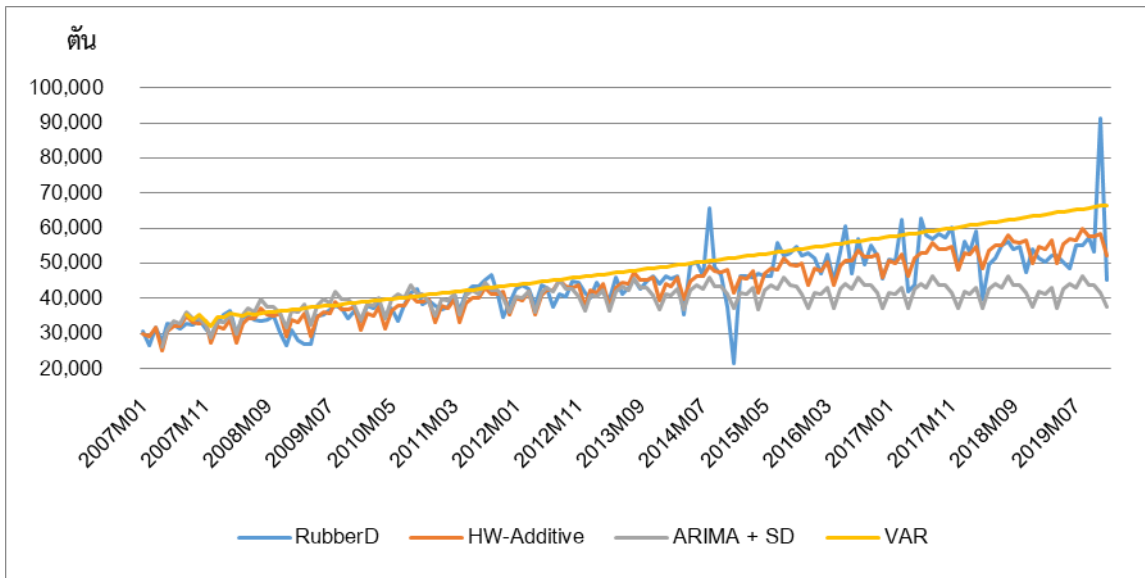
การเปรียบเทียบความแม่นยำที่เลือกมาจากแบบจำลองที่เหมาะสมของแต่ละวิธี ทั้ง Holt-Winters, ARIMA และ VAR โดยพิจารณาค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุด พบว่า แบบจำลอง Holt-Winter (Additive) มีความแม่นยำในการพยากรณ์การใช้จ่ายพาราภายในประเทศ (RubberD) และการใช้จ่ายพาราเพื่อส่งออก (RubberEX) มากที่สุด ตั้งแต่เดือนมกราคมปี 2561 - เดือนธันวาคมปี 2562 เมื่อเปรียบเทียบกับวิธี ARIMA และ VAR เนื่องจาก ค่า RMSE และ MAPE ของวิธี Holt-Winter (Additive) ต่ำที่สุด โดยการพยากรณ์ RubberD มีค่าเท่ากับ 8,059.775 และ 9.046 และ RubberEX มีค่าเท่ากับ 48,699.143 และ 9.842 ตามลำดับ (ตารางที่ 4.5.10)

ตารางที่ 4.5.10 ความแม่นยำของแบบจำลอง Holt-Winters, ARIMA และ VAR

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2550-ธ.ค.2560		ม.ค.2561-ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
<i>การใช้จ่ายพาราภายในประเทศ</i>				
Holt-Winters (Additive)	4,162.388	7.214	8,059.775	8.810
ARIMA(3,0,0) + Seasonal dummies	6,874.677	11.360	14,536.307	20.384
VAR	4,741.39	8.12	9,038.83	11.25
<i>การใช้จ่ายพาราเพื่อส่งออก</i>				
Holt-Winters (Additive)	23,002.094	6.821	48,699.143	10.183
ARIMA(4,0,3)	47,829.48	13.201	82,205.689	18.457
VAR	37,006.840	11.700	53,941.343	13.320

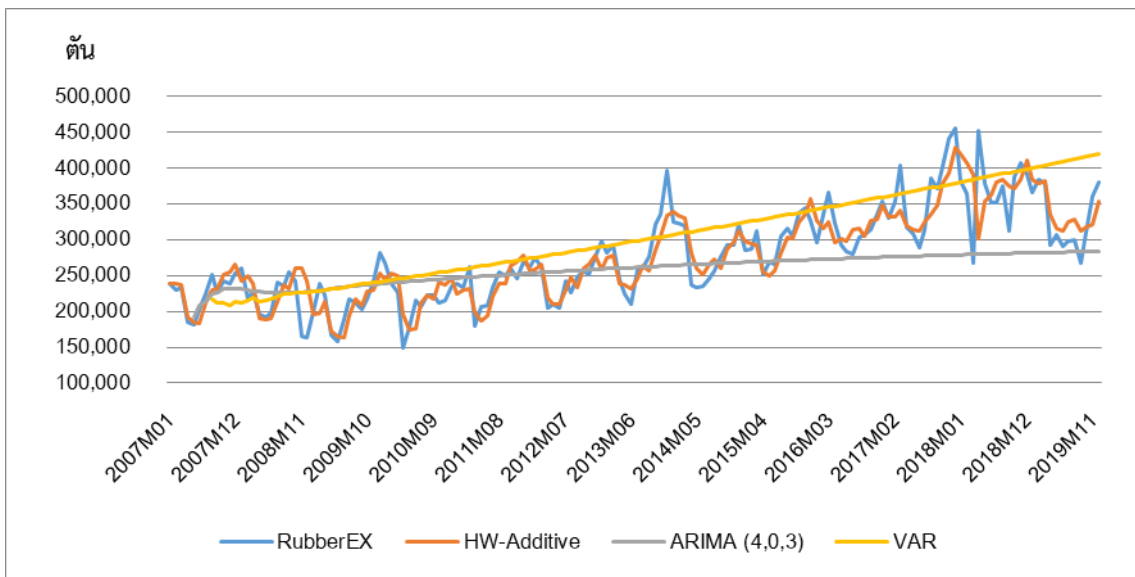
ที่มา: จากการคำนวณ

สำหรับผลการพยากรณ์การใช้ยางพาราภายในประเทศ (RubberD) และการใช้ยางพาราเพื่อส่งออก (RubberEX) ด้วยวิธี Holt-Winter (Additive) วิธี ARIMA และวิธี VAR ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - เดือนธันวาคม 2562 พบว่า ทั้ง 3 แบบจำลอง สามารถพยากรณ์ข้อมูลที่มีความเคลื่อนไหวที่ใกล้เคียงกับข้อมูลจริง (ภาพที่ 4.5.11 และภาพที่ 4.5.12) อย่างไรก็ตาม วิธี Holt-Winter (Additive) ให้ผลพยากรณ์ที่ใกล้เคียงกับข้อมูลจริงมากกว่าวิธี ARIMA และ VAR



ที่มา : การคำนวณ

ภาพที่ 4.5.11 แสดงผลการพยากรณ์ RubberD ของแบบจำลองที่เหมาะสมของแต่ละวิธี



ที่มา : การคำนวณ

ภาพที่ 4.5.12 แสดงผลการพยากรณ์ RubberEX ของแบบจำลองที่เหมาะสมของแต่ละวิธี

4.5.2 การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรปี 2563 และปี 2564

1) ผลพยากรณ์

การพยากรณ์การใช้อย่างพาราภายในประเทศ (RubberD) และการใช้อย่างพาราเพื่อส่งออก (RubberEX) ตั้งแต่เดือนมกราคมปี 2563 - เดือนธันวาคมปี 2564 จำนวน 24 เดือน โดยเลือกแบบจำลอง Holt-Winter (Additive) ในการพยากรณ์ พบว่า ผลพยากรณ์การใช้อย่างพาราภายในประเทศ (RubberD) ปี 2563 เท่ากับ 695,443 ตัน และในปี 2564 เท่ากับ 719,562 ตัน โดยมีปริมาณเพิ่มขึ้นจากปีที่ผ่านมาร้อยละ 4.88% และร้อยละ 3.47% ตามลำดับ สำหรับผลพยากรณ์การใช้อย่างพาราเพื่อส่งออก (RubberEX) ปี 2563 เท่ากับ 3,986,010 ตัน และในปี 2564 เท่ากับ 4,088,341 ตัน โดยมีปริมาณเพิ่มขึ้นจากปีที่ผ่านมาร้อยละ 1.20% และร้อยละ 2.57% ตามลำดับ (ตารางที่ 4.5.11)

ตารางที่ 4.5.11 ผลการพยากรณ์ความต้องการใช้อย่างพาราล่วงหน้า 24 เดือน (เดือนมกราคม 2563 - เดือนธันวาคม 2564)

เดือน/ปี	ค่าพยากรณ์ ปริมาณ (ตัน)	
	การใช้อย่างพาราภายในประเทศ (RubberD)	การใช้อย่างพาราเพื่อส่งออก (RubberEX)
ปี 2563	695,443	3,986,010
มกราคม	56,780	344,572
กุมภาพันธ์	56,154	345,335
มีนาคม	58,572	346,429
เมษายน	52,179	301,917
พฤษภาคม	57,517	297,362
มิถุนายน	58,976	297,574
กรกฎาคม	58,877	318,911
สิงหาคม	61,896	332,800
กันยายน	60,027	326,805
ตุลาคม	59,826	347,891
พฤศจิกายน	60,542	354,371
ธันวาคม	54,096	372,041
ปี 2564	719,562	4,088,341
มกราคม	58,790	353,100
กุมภาพันธ์	58,164	353,863
มีนาคม	60,581	354,956
เมษายน	54,189	310,445
พฤษภาคม	59,527	305,890
มิถุนายน	60,985	306,101
กรกฎาคม	60,887	327,439
สิงหาคม	63,906	341,328
กันยายน	62,037	335,332
ตุลาคม	61,836	356,419
พฤศจิกายน	62,552	362,899
ธันวาคม	56,106	380,569

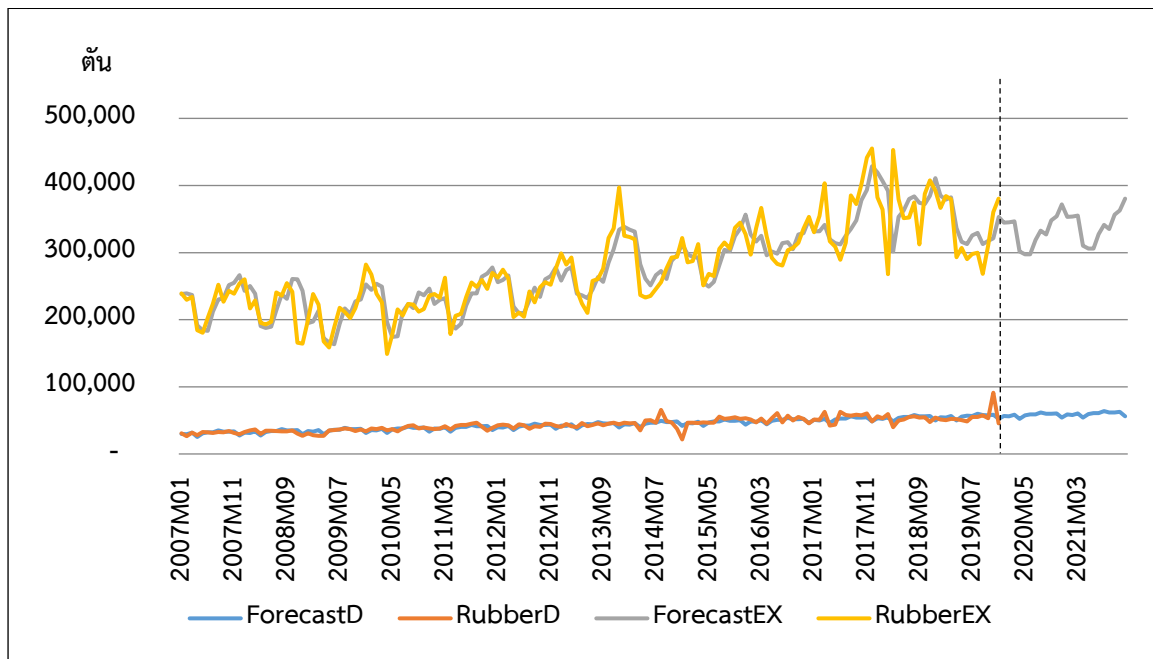
ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 4.5.12 ร้อยละการเปลี่ยนแปลงปริมาณการใช้ยางพาราภายในประเทศและส่งออก ปี 2563 - 2564

ปี	พยากรณ์		%Δ	
	การใช้ภายในประเทศ	การใช้เพื่อส่งออก	การใช้ภายในประเทศ	การใช้เพื่อส่งออก
2562	663,082	3,938,843		
<i>ผลการพยากรณ์</i>				
2563	695,443	3,986,010	4.88%	1.20%
2564	719,562	4,088,341	3.47%	2.57%

ที่มา: จากการคำนวณ

เมื่อพิจารณาแนวโน้มการใช้ยางพาราภายในประเทศ (RubberD) และการใช้ยางพาราเพื่อส่งออก (RubberEX) พบว่า มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น เนื่องจากข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ได้ใช้ข้อมูลในอดีตที่ผ่านมา ซึ่งผลการพยากรณ์จะมีลักษณะใกล้เคียงกับข้อมูลในอดีต อีกทั้ง ในส่วนของข้อมูลการส่งออกยังมีลักษณะของฤดูกาล ทำให้ผลการพยากรณ์ใน ปี 2563-2564 มีการเคลื่อนไหวที่ใกล้เคียงกับการเคลื่อนไหวของข้อมูลในอดีตที่ผ่านมา



ภาพที่ 4.5.13 แสดงการพยากรณ์ล่วงหน้า 24 เดือน

2) อภิปรายผล

การพยากรณ์ปริมาณการใช้ยางพาราภายในประเทศ (RubberD) และการใช้ยางพาราเพื่อส่งออก (RubberEX) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2563 - เดือนธันวาคม 2564 (จำนวน 24 เดือน) ได้ใช้แบบจำลองที่เหมาะสมด้วยแบบจำลอง Holt-Winter (Additive) พบว่า ผลพยากรณ์การใช้ยางพาราภายในประเทศ (RubberD) ปี 2563 เท่ากับ 695,443 ตัน และในปี 2564 เท่ากับ 719,562 ตัน โดยมีปริมาณเพิ่มขึ้นจากปีที่ผ่านมาร้อยละ 4.88 และร้อยละ 3.47 ตามลำดับ และผลพยากรณ์การใช้ยางพาราเพื่อส่งออก (RubberEX) ปี 2563 เท่ากับ 3,986,010 ตัน และในปี 2564 เท่ากับ 4,088,341 ตัน โดยมีปริมาณเพิ่มขึ้นจากปีที่ผ่านมาร้อยละ 1.20 และร้อยละ 2.57 ตามลำดับ

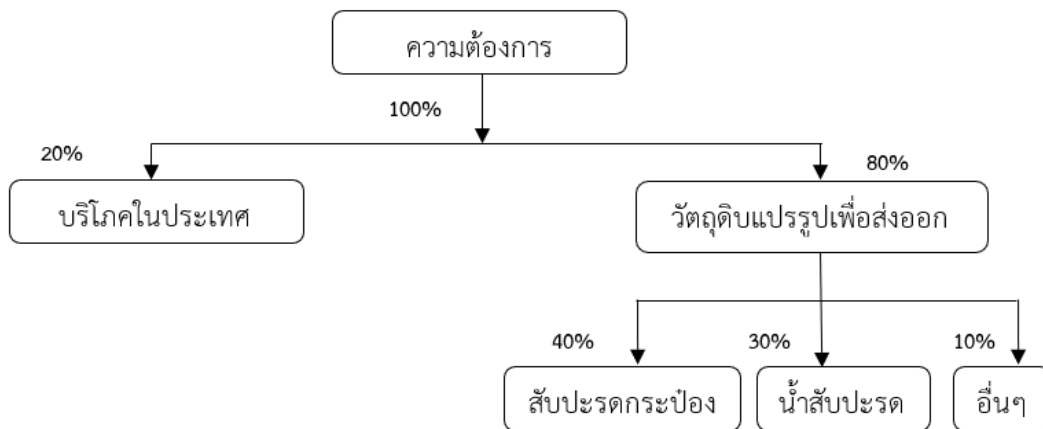
ในขณะที่ สถานการณ์ในปัจจุบันและการสำรวจความคิดเห็นของผู้มีส่วนเกี่ยวข้องทั้งภาครัฐและเอกชน พบว่า ความต้องการใช้ยางพาราภายในประเทศและความต้องการใช้ยางพาราเพื่อส่งออกของไทยในปี 2563 จะลดลงร้อยละ 15 เมื่อเทียบกับปีที่ผ่านมา และคาดว่าในปี 2564 สถานการณ์จะดีขึ้นและทำให้ความต้องการใช้ยางพาราภายในประเทศ และความต้องการยางพาราเพื่อส่งออกของไทยลดลงร้อยละ 10 เมื่อเทียบกับปีที่ผ่านมา เนื่องจาก ในปี 2563 สถานการณ์การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ส่งผลให้เศรษฐกิจโลกชะลอตัว กำลังซื้อของผู้บริโภคหรือความต้องการผลิตภัณฑ์ยางพาราลดลง ผู้แปรรูปผลิตภัณฑ์ยางพาราทั่วโลกจึงลดกำลังการผลิตหรือชะลอการซื้อวัตถุดิบในช่วงที่มีการแพร่ระบาดรุนแรง

การศึกษาแบบจำลองในการพยากรณ์ทำให้ทราบถึงแบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์ความต้องการใช้สินค้ายางพารา ซึ่งผลการพยากรณ์ที่ได้รับเกิดจากการพยากรณ์ด้วยข้อมูลในอดีตที่ผ่านมา มีการวิเคราะห์ทั้งแนวโน้มของเวลา หรือความเป็นฤดูกาลของข้อมูล ของข้อมูลในปี 2550 - 2562 และวิเคราะห์ข้อมูลจริงและข้อมูลพยากรณ์ด้วยค่า Root mean square error (RMSE) ที่ทำให้แบบจำลองมีความเหมาะสมและผลการพยากรณ์มีความแม่นยำมากที่สุดในช่วงของข้อมูลที่ใช้ อย่างไรก็ตาม การพยากรณ์ข้อมูลได้ใช้ข้อมูลในช่วงเวลาปี 2550 - 2562 เพื่อพยากรณ์ข้อมูล ปี 2563 - 2564 ซึ่งในปี 2563 ได้เกิดสถานการณ์การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ที่ส่งผลกระทบต่อความต้องการใช้สินค้ายางพาราไม่เป็นไปตามความต้องการใช้ในอดีตที่ผ่านมา การพยากรณ์ด้วยแบบจำลองที่เหมาะสมจึงไม่สอดคล้องกับสถานการณ์ที่เกิดขึ้นรวมถึงการคาดการณ์ของผู้ที่มีส่วนเกี่ยวข้อง เนื่องจากข้อมูลที่ใช้ในปี 2550 - 2562 ยังไม่มีเหตุการณ์การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19

ดังนั้น เพื่อให้ได้รับข้อมูลการพยากรณ์ที่เหมาะสมและสอดคล้องกับสถานการณ์จริงในปัจจุบัน อาจจำเป็นต้องใช้ข้อมูลในการพยากรณ์ตั้งแต่ช่วงปี 2550 - 2563 และนำปัจจัยการแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 มาวิเคราะห์ร่วมด้วย หรือมีการนำปัจจัยอื่นๆ ที่มีผลกระทบต่อความต้องการใช้ยางพารา เช่น ภาวะเศรษฐกิจโลก ปริมาณผลผลิต ปริมาณสต็อก เป็นต้น

4.6 สับประรดโรงงาน

การวิจัยครั้งนี้ จากโครงสร้างสินค้าและความต้องการใช้ ที่ร้อยละ 80 ของการใช้แปรรูปเพื่อส่งออก ดังนั้น ใช้ปริมาณส่งออกสับประรดกระป๋องของไทย (Qex_2008) และปริมาณส่งออกน้ำสับประรดของไทย (QJ_2009) เป็นตัวแทน (ภาพที่ 4.1) ด้วยแบบจำลองทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ 1) วิธี Holt-Winters แบบ Additive และ Multiplicative 2) วิธี ARIMA มีการพิจารณาความเป็นฤดูกาล (SARIMA) และ 3) วิธี VAR ที่พิจารณาตัวแปรภายในอื่นๆ ร่วมด้วย ได้แก่ ราคาส่งออกสับประรดกระป๋องของไทย (Pex_2008) ราคาส่งออกน้ำสับประรดของไทย (PJ_2009) และราคาส่งออกสับประรดสดของโลก (PW_0804) และอัตราแลกเปลี่ยน (EXR) ซึ่งเป็นข้อมูลรายเดือนช่วงปี 2548 – 2562



ภาพที่ 4.6.1 ความต้องการใช้สับประรดโรงงาน

ทั้งนี้ ทำการแปลงข้อมูลตัวแปรทุกตัวด้วย Natural logarithm เพื่อลดความแปรปรวนของข้อมูล และทดสอบ Unit root ก่อนที่จะทำการพยากรณ์ปี 2563 - 2564 โดยสรุปค่าสถิติของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลองมีค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานช่วง 0.081 ถึง 0.362 ค่าต่ำสุด -0.140 ถึง 9.755 ค่าสูงสุด 0.199 ถึง 11.162 รายละเอียดในภาคผนวกที่ 6 - 1 (ตารางผนวกที่ 4.6.1)

4.6.1 แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์

สำหรับแบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์ มีขั้นตอนการวิเคราะห์ ดังนี้

1) ผลการทดสอบ Unit root

จากการทดสอบด้วย ADF test ซึ่งมีสมมติฐานหลักว่าข้อมูลมี Unit root พบว่า ข้อมูลที่อยู่ในรูป Natural logarithm ของปริมาณส่งออกสับประรดกระป๋องของไทย (lnQex_2008) ราคาส่งออกสับประรดกระป๋องของไทย (lnPex_2008) ราคาส่งออกน้ำสับประรดของไทย (lnPJ_2009) และอัตราแลกเปลี่ยน (lnEXR) มีลักษณะเป็น $I(1)$ หมายถึงทำการหาผลต่างลำดับที่ 1 จึงจะทำให้ข้อมูลมีความนิ่ง ขณะที่ ข้อมูลที่อยู่ในรูป Natural logarithm ของปริมาณส่งออกน้ำสับประรดของไทย (lnQJ_2009) และราคาส่งออกสับประรดสดของโลก (lnPW_0804) มีลักษณะเป็น $I(0)$ แสดงถึงข้อมูลมีความนิ่งที่ระดับขั้นต้น (ตารางที่ 4.6.1 และตารางผนวกที่ 4.6.2)

ตารางที่ 4.6.1 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย Augmented Dickey-Fuller test กรณีสับประรดโรงงาน

ตัวแปร	ข้อมูลขั้นต้น		ผลต่างลำดับที่ 1		สรุป
	ค่าคงที่	ค่าคงที่และแนวโน้ม	ค่าคงที่	ค่าคงที่และแนวโน้ม	
lnQex_2008	0.023 [12]	-1.423 [12]	-5.403*** [11]	-5.725*** [11]	I(1)
lnQJ_2009	-5.028*** [0]	-6.160*** [0]	-8.947*** [9]	-9.056*** [9]	I(0)
lnPex_2008	-1.520 [1]	-1.864 [1]	-16.915*** [0]	-16.871*** [0]	I(1)
lnPJ_2009	-1.658 [2]	-2.295 [1]	-14.195*** [1]	-14.158*** [1]	I(1)
lnPW_0804	-3.825*** [0]	-3.913** [0]	-15.640*** [0]	-15.599*** [0]	I(0)
lnEXR	-1.877 [1]	-2.016 [1]	-8.794*** [0]	-8.404*** [1]	I(1)

หมายเหตุ: **, *** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 และ 0.01; [] แสดงค่าล่าช้า ซึ่งใช้เกณฑ์ Schwartz information
ที่มา : การคำนวณ

2) การเปรียบเทียบผลการพยากรณ์จากแบบจำลอง

กำหนดช่วงข้อมูลเพื่อใช้ประมาณการ (In-sample) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 - ธันวาคม 2560 (กำหนดช่วงเวลาในแบบจำลองเป็น 2005m1 - 2017m12) และข้อมูลสำหรับใช้เปรียบเทียบกับค่าพยากรณ์ (Ex-post) จำนวน 24 เดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - ธันวาคม 2562 (กำหนดช่วงเวลาในแบบจำลองเป็น 2018m1 - 2019m12) เพื่อเปรียบเทียบความแม่นยำจากการพยากรณ์ด้วยวิธี Exponential smoothing (Holt-Winters), ARIMA และ VAR โดยจะเลือกแบบจำลองที่มีค่า RMSE และ MAPE ที่ต่ำที่สุดในช่วง Ex-post ในที่นี้เป็นการพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับประรดกระป๋องของไทย (Qex_2008) และปริมาณส่งออกน้ำสับประรดของไทย (QJ_2009)

2.1) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง Exponential smoothing

ใช้แบบจำลอง Holt-Winters ทั้ง Additive และ Multiplicative ดำเนินการด้วยโปรแกรม Stata โดยกำหนดให้ค่าของฤดูกาลให้เป็นปกติมาตรฐาน³ เมื่อพิจารณาค่า RMSE และ MAPE แสดงให้เห็นว่า แบบจำลอง Holt-Winters แบบ Additive มีความแม่นยำกว่าแบบ Multiplicative ทั้งในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับประรดกระป๋อง (Qex_2008) และการพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับประรดไทย (QJ_2009) (ตารางที่ 4.6.2 และภาคผนวกที่ 6 - 3)

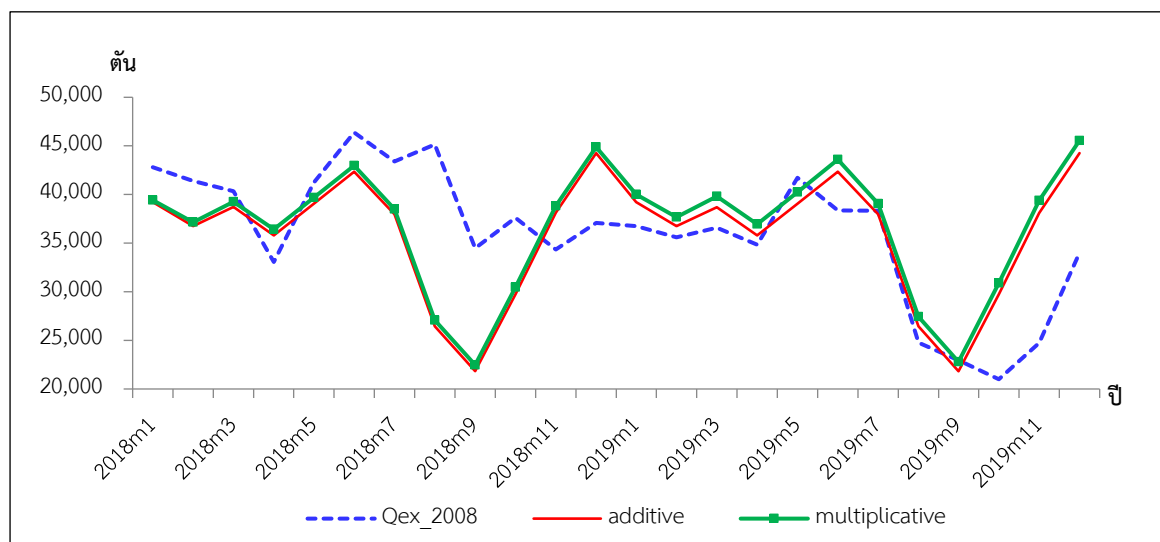
³ ผลรวมค่าของฤดูกาลแบบ Additive มีค่าเป็นศูนย์ และแบบ Multiplicative มีค่าเป็นหนึ่ง

ตารางที่ 4.6.2 แสดงพารามิเตอร์และความแม่นยำของแบบจำลอง Holt-Winters

แบบจำลอง	α (level)	β (trend)	γ (seasonal)	In-sample		Ex-post	
				ม.ค.2548 - ธ.ค.2560		ม.ค.2561 - ธ.ค.2562	
				RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
ปริมาณส่งออกสับประตกระป๋องของไทย							
Additive	0.775	0.000	0.497	6,035.841	11.279	6,868.042	15.060
Multiplicative	0.780	0.000	0.484	5,981.323	11.098	7,061.821	15.918
ปริมาณส่งออกน้ำสับประตของไทย							
Additive	0.599	0.000	0.221	2,605.397	17.700	2,338.452	26.654
Multiplicative	0.610	0.000	0.213	2,613.144	17.540	2,575.219	29.421

ที่มา : การคำนวณ

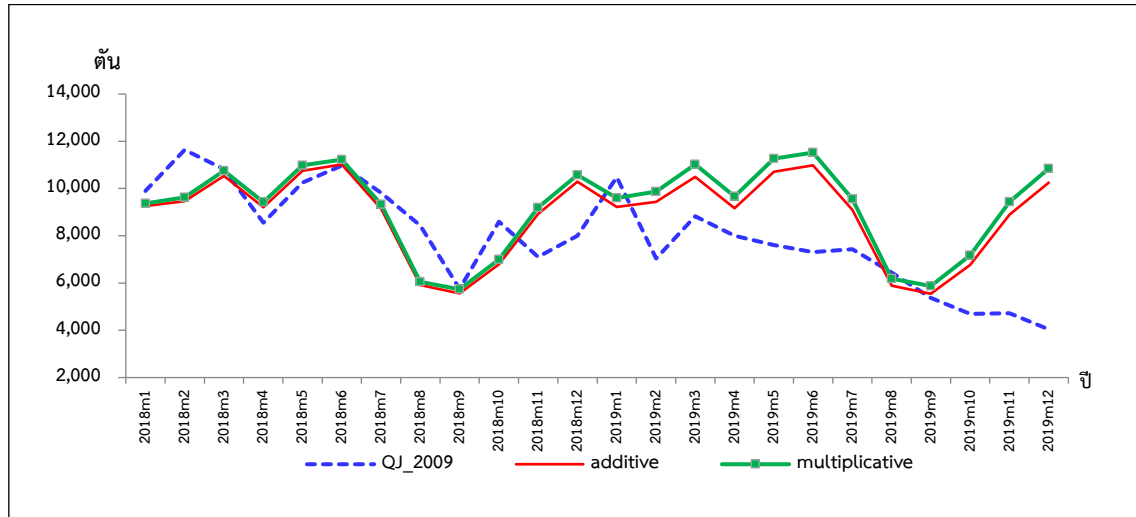
จากการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกสับประตกระป๋อง (Qex_2008) และน้ำสับประตของไทย (QJ_2009) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - ธันวาคม 2562 (กำหนดช่วงเวลาในแบบจำลองเป็น 2018m1-2019m12) ด้วยแบบจำลอง Holt-Winters แบบ Additive และแบบ Multiplicative มีแนวโน้มเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน และมีทิศทางการเปลี่ยนแปลงสอดคล้องกับข้อมูลจริง อย่างไรก็ตาม ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับประตของไทยในช่วงปลายปี 2562 มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ซึ่งไม่สอดคล้องกับข้อมูลจริงที่มีแนวโน้มลดลง เนื่องจากในช่วงเดือนกันยายน ปี 2562 ผลผลิตเพื่อส่งออกมีแนวโน้มลดลง เพราะช่วงดังกล่าวเป็นช่วงปลายฤดูกาลปริมาณผลผลิตออกสู่ตลาดน้อย ทำให้โรงงานแปรรูปส่วนใหญ่ปิดทำการผลิตประจำปี ขณะที่ปี 2562 ผลผลิตสับประตลดลงจากปี 2561 ทำให้ราคาน้ำสับประตปรับตัวเพิ่มขึ้น นำไปสู่ปริมาณการส่งออกน้ำสับประตที่มีแนวโน้มลดลง (ภาพที่ 4.6.2 และ 4.6.3)



หมายเหตุ: Qex_2008 คือ ปริมาณส่งออกสับประตกระป๋องของไทย

ที่มา : การคำนวณ

ภาพที่ 4.6.2 ผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกสับประตกระป๋องของไทย จากแบบจำลอง Holt-Winters



หมายเหตุ: QJ_2009 คือ ปริมาณส่งออมน้ำสับประรดของไทย

ที่มา : การคำนวณ

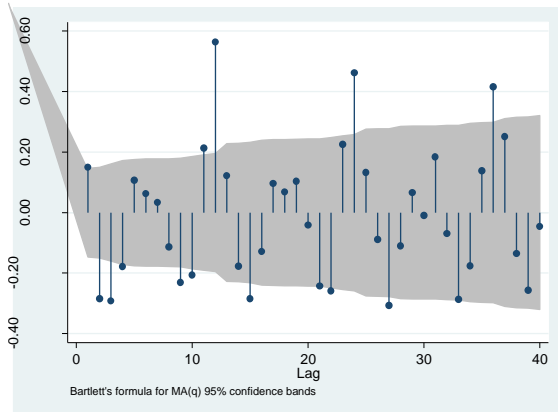
ภาพที่ 4.6.3 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออมน้ำสับประรดไทย จากแบบจำลอง Holt-Winters

2.2) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง ARIMA

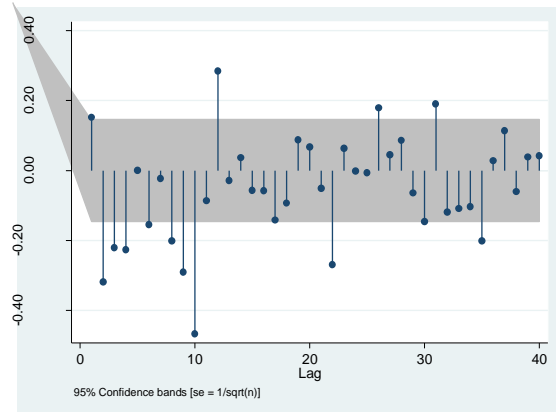
เนื่องจากปริมาณส่งออกสับประรดกระป๋องของไทยที่อยู่ในรูป Natural logarithm ($\ln Q_{ex_2008}$) มีความนิ่งที่ระดับ $I(1)$ จึงใช้ค่าผลต่างลำดับที่ 1 เพื่อให้ได้คุณสมบัติความนิ่ง ดังนั้นใช้แบบจำลอง $ARIMA(p,d,q)$ โดย $d=1$ คือลำดับค่าผลต่างเท่ากับ 1 สำหรับปริมาณส่งออมน้ำสับประรดของไทยที่อยู่ในรูป Natural logarithm ($\ln QJ_2009$) มีความนิ่งที่ระดับปกติ หรือ $I(0)$ ไม่จำเป็นต้องแปลงข้อมูลก่อนประมาณการ โดยใช้แบบจำลอง $ARIMA(p,d,q)$ โดย $d=0$ คือมีความนิ่งที่ระดับปกติ

(1) การพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับประรดกระป๋องของไทยในรูปค่าผลต่างลำดับที่ 1

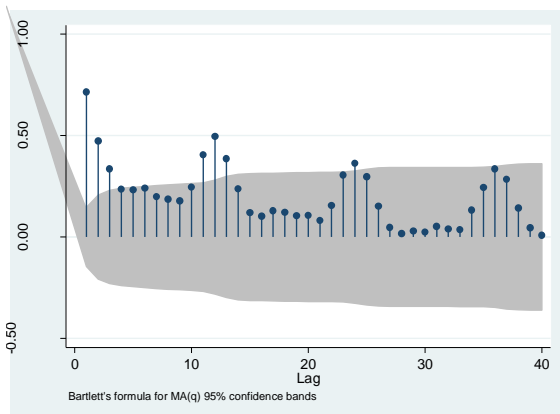
(1.1) การกำหนดรูปแบบของแบบจำลอง ใช้การพิจารณาจากค่า Autocorrelation function (ACF) และค่า Partial autocorrelation function (PACF) แสดงในภาพที่ 4.6.4 ซึ่งแบบจำลองแต่ละรูปแบบจะถูกนำมาเปรียบเทียบความเหมาะสมและความแม่นยำในการพยากรณ์



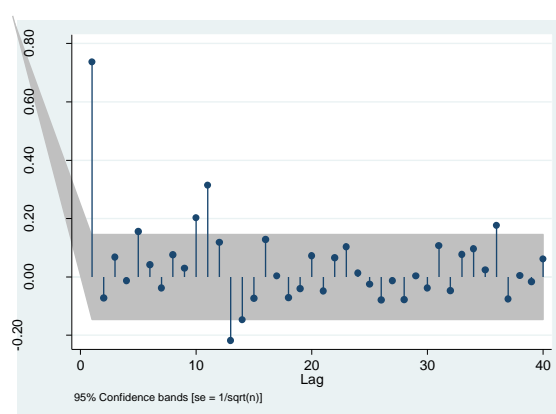
4.6.4-A



4.6.4-B



4.6.4-C



4.6.4-D

ที่มา : การคำนวณ

ภาพที่ 4.6.4 Autocorrelation function และ Partial autocorrelation function กรณี สับปะรดโรงงาน

เมื่อพิจารณาค่า ACF และค่า PACF ของ $D.\ln Qex_2008$ (ภาพที่ 4.6.4 A - B) สังเกตได้ว่า PACF มีค่าล่าช้า 1 ค่าที่มีนัยสำคัญ และเป็นบวก ซึ่งถึงลักษณะของ Autoregressive (AR) และใน ACF มี 4 ค่าล่าช้าที่มีนัยสำคัญ ยิ่งไปกว่านั้น ค่า ACF และ PACF ทุก 12 ค่าล่าช้าโดยประมาณ มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งว่าอาจมี Stochastic seasonality นอกจากนี้ ยังพิจารณา Deterministic seasonality ดังนั้น กำหนดรูปแบบที่นำมาพิจารณาในการพยากรณ์ค่าของ $\Delta \ln Qex_2008$ ได้ดังนี้

- 1) ARIMA(1,1,(1/4,12))
- 2) ARIMA(0,1,(1/4,12))
- 3) ARIMA(1,1,(1/4,12)) + Seasonal dummies
- 4) SARIMA(1,1,0)(0,0,1)12 + Seasonal dummies
- 5) SARIMA(1,1,0)(0,1,1)12

(2) การพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับประรดของไทย (lnQex_2009)

พบว่า ค่า ACF และค่า PACF ของ lnQex_2009 (ภาพที่ 4.6.4 C - D) มีค่า PACF ย้อนหลัง 1 ค่าที่มีนัยสำคัญและมีค่าบวก ค่า ACF มีแนวโน้มค่อยๆ ลดลง ซึ่งเป็นลักษณะของ Autoregressive ลำดับที่ 1 หรือ AR(1) นอกจากนี้ ยังพิจารณาความเป็นฤดูกาลแบบ Stochastic และ Deterministic จึงกำหนดรูปแบบในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับประรดของไทย lnQex_2009 ได้ดังนี้

- 1) ARIMA(1,0,12)
- 2) ARIMA(1,0,12) + Seasonal dummies
- 3) SARIMA(1,0,0)(0,1,1)₁₂

ผลการทดสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง จากค่าสถิติที่ใช้เป็นเกณฑ์เลือกของแบบจำลองของตัวแปร $\Delta \ln Qex_{2008}$ โดยพิจารณาค่า AIC และ BIC ที่ต่ำที่สุด พบว่า แบบจำลองที่ 3 (ARIMA(1,1,(1/4,12)) + Seasonal dummies) แบบจำลองที่ 4 (SARIMA(1,1,0)(0,0,1)₁₂ + Seasonal dummies) และแบบจำลองที่ 5 (SARIMA(1,1,0)(0,1,1)₁₂) เป็นแบบจำลองมีความเหมาะสม (Fit) ที่สุดตามลำดับ อย่างไรก็ตาม จากค่า Q-statistic มีเพียงแบบจำลองที่ 3 ที่ไม่พบว่ามีค่าคลาดเคลื่อนมีปัญหา Autocorrelation และจากค่าสถิติของ Jarque-Bera แสดงให้เห็นว่าค่าคลาดเคลื่อนของทุกแบบจำลองไม่ได้มีการแจกแจงปกติ (ตารางที่ 4.6.3) สำหรับผลการประมาณการของแบบจำลองแสดงในภาคผนวกของสับประรดโรงงาน ภาคผนวกที่ 6 - 4

ตารางที่ 4.6.3 ค่าสถิติที่เป็นเกณฑ์เลือกและการตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง สำหรับปริมาณส่งออกสับประรดกระป๋องของไทย

แบบจำลอง	AIC	BIC	Q statistic ^a	Jarque-Bera ^b
1) ARIMA(1,1,(1/4,12))	-114.147	-89.799	98.325*** (40)	0.005***
2) ARIMA(0,1,(1/4,12))	-116.040	-94.736	97.250*** (40)	0.008***
3) ARIMA(1,1,(1/4,12)) + Seasonal dummies	-178.863	-121.038	49.132 (40)	0.023**
4) SARIMA(1,1,0)(0,0,1) ₁₂ + Seasonal dummies	-159.787	-114.135	82.470*** (40)	<0.001***
5) SARIMA(1,1,0)(0,1,1) ₁₂	-124.846	-112.994	74.081*** (40)	<0.001***

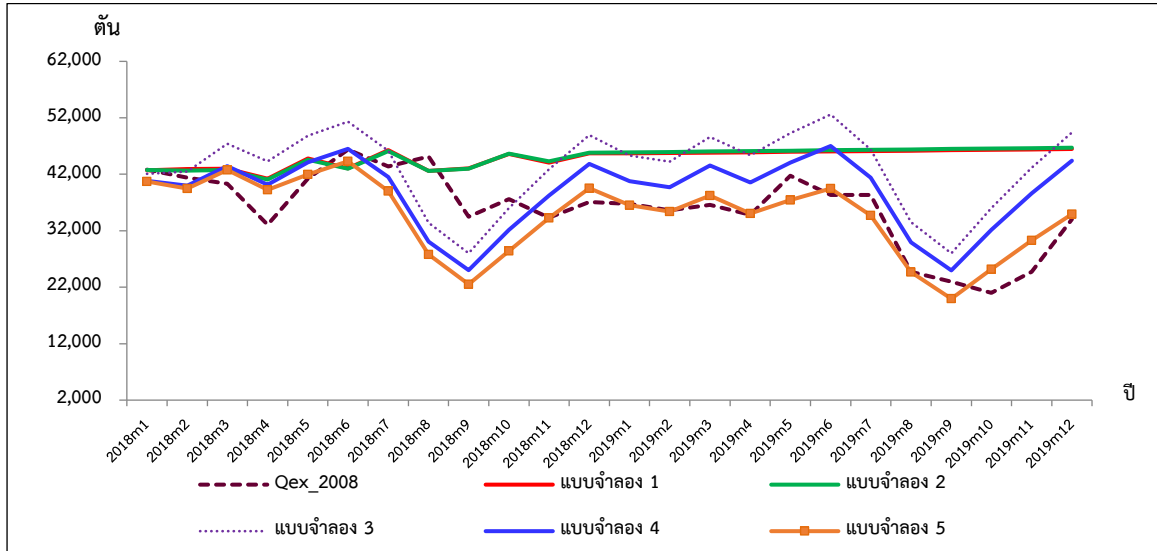
หมายเหตุ: ^a () แสดงค่าล่าช้า, ^b Jarque-Bera test แสดงค่า p-value ของ Chi(2)

** , *** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 และ 0.01

ที่มา : การคำนวณ

จากการพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับประรดกระป๋องของไทย (Qex_2008) ด้วยวิธี ARIMA ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - ธันวาคม 2562 (กำหนดช่วงเวลาในแบบจำลองเป็น 2018m1 - 2019m12) พบว่า แบบจำลองที่ 3 (ARIMA(1,1,(1/4,12)) + Seasonal dummies) แบบจำลองที่ 4 (SARIMA(1,1,0)(0,0,1)₁₂ + Seasonal dummies) และแบบจำลองที่ 5 (SARIMA(1,1,0)(0,1,1)₁₂)

มีแนวโน้มเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน และมีทิศทางการเปลี่ยนแปลงสอดคล้องกับข้อมูลปริมาณการส่งออกจริง ทั้งนี้ ผลพยากรณ์ช่วงปลายปี 2562 แบบจำลองที่ 5 (SARIMA(1,1,0)(0,1,1)₁₂) มีแนวโน้มใกล้เคียงกับปริมาณการส่งออกจริงที่สุด (ภาพที่ 4.6.5)



ที่มา : การคำนวณ

ภาพที่ 4.6.5 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกสัปดาห์ประตกรป้องกันของประเทศไทย จากแบบจำลอง ARIMA

ในการทดสอบความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกสัปดาห์ประตกรป้องกันของประเทศไทย (Qex_2008) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - ธันวาคม 2562 (กำหนดช่วงเวลาในแบบจำลองเป็น 2018m1 - 2019m12) พบว่า ในช่วง Ex-post แบบจำลองที่ 5 คือ SARIMA(1,1,0)(0,1,1)₁₂ มีความเหมาะสมที่สุด โดยมีค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุด เท่ากับ 5,417.847 และ 10.094 ตามลำดับ (ตารางที่ 4.6.4)

ตารางที่ 4.6.4 แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกสัปดาห์ประตกรป้องกันของประเทศไทย ด้วยวิธี ARIMA

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2548 - ธ.ค.2560		ม.ค.2561 - ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
1) ARIMA(1,1,(1/4,12))	6,606.937	12.476	11,582.157	31.433
2) ARIMA(0,1,(1/4,12))	6,614.513	12.466	11,707.210	31.711
3) ARIMA(1,1,(1/4,12)) + Seasonal dummies	5,144.907	9.345	9,782.833	26.369
4) SARIMA(1,1,0)(0,0,1) ₁₂ + Seasonal dummies	5,688.480	9.938	6,908.393	17.393
5) SARIMA(1,1,0)(0,1,1) ₁₂	6,755.936	11.807	5,417.847	10.094

ที่มา : การคำนวณ

การทดสอบความเหมาะสมของแบบจำลองของปริมาณส่งออกน้ำสับปะรดของ ไทยที่อยู่ในรูป Natural logarithm (lnQJ_2009) โดยใช้เกณฑ์จากค่า AIC และ BIC ที่ต่ำที่สุด พบว่า แบบจำลองที่ 3 (SARIMA(1,0,0)(0,1,1)₁₂) มีความเหมาะสมที่สุด อย่างไรก็ตาม จากค่า Q-statistic ทุกแบบจำลองไม่พบว่า ค่าคลาดเคลื่อนมีปัญหา Autocorrelation ยกเว้นแบบจำลองที่ 1 และจาก ค่าสถิติของ Jarque-Bera แสดงให้เห็นว่าค่าคลาดเคลื่อนของทุกแบบจำลองไม่ได้มีการแจกแจงปกติ (ตารางที่ 4.6.5) สำหรับผลการประมาณการของแบบจำลองแสดงในภาคผนวกของสับปะรดโรงงาน ภาคผนวกที่ 6 - 4

ตารางที่ 4.6.5 ค่าสถิติที่เป็นเกณฑ์เลือกและการตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง สำหรับปริมาณส่งออกน้ำ สับปะรดของไทย

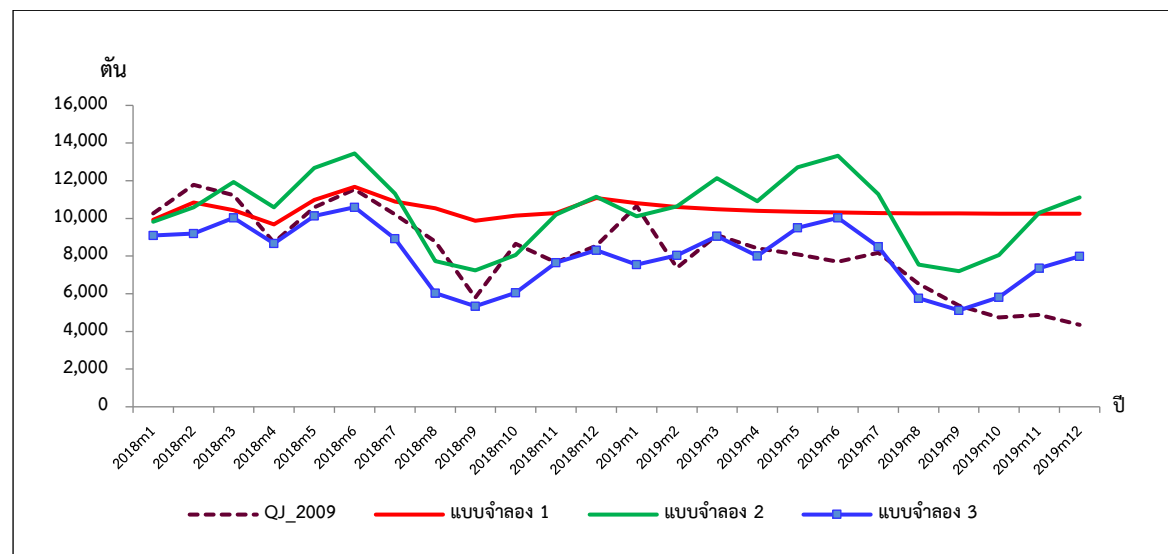
แบบจำลอง	AIC	BIC	Q statistic ^a	Jarque-Bera ^b
1) ARIMA(1,0,12)	4.882	17.082	61.983** (40)	0.008***
2) ARIMA(1,0,12) + Seasonal dummies	23.555	22.192	50.548 (40)	<0.001***
3) SARIMA(1,0,0)(0,1,1) ₁₂	-5.572	6.307	37.147 (40)	<0.001***

หมายเหตุ: ^a () แสดงค่าล่าช้า, ^b Jarque-Bera test แสดงค่า p-value ของ Chi(2)

** , *** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 และ 0.01

ที่มา : การคำนวณ

โดยค่าพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับปะรดของไทย (QJ_2009) ด้วยวิธี ARIMA ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - ธันวาคม 2562 (กำหนดช่วงเวลาในแบบจำลองเป็น 2018m1 - 2019m12) พบว่า แบบจำลองที่ 3 (SARIMA(1,0,0)(0,1,1)₁₂) มีแนวโน้มใกล้เคียงกับปริมาณการส่งออกจริงที่สุด (ภาพที่ 4.6.6)



ที่มา : การคำนวณ

ภาพที่ 4.6.6 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับปะรดของไทย จากแบบจำลอง ARIMA

ผลจากการทดสอบความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับประรดของ ไทย (QJ_2009) พบว่า ในช่วง Ex-post แบบจำลองที่ 4 คือ SARIMA(1,0,0)(0,1,1)₁₂ มีความเหมาะสมที่สุด โดยมีค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุด เท่ากับ 1,654.967 และ 17.084 ตามลำดับ (ตารางที่ 4.6.6)

ตารางที่ 4.6.6 แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับประรดของไทย ด้วยวิธี ARIMA

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2548 - ธ.ค.2560		ม.ค.2561 - ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
1) ARIMA(1,0,12)	2,738.815	18.846	2,909.718	37.259
2) ARIMA(1,0,12) + Seasonal dummies	2,462.878	15.572	2,965.780	35.945
3) SARIMA(1,0,0)(0,1,1) ₁₂	2,769.225	17.739	1,654.967	17.084

ที่มา : การคำนวณ

2.3) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง VAR

เนื่องจากตัวแปรภายใน 6 ตัวแปร ได้แก่ ปริมาณส่งออกสับประรดกระป๋องของไทย (Qex_2008) ปริมาณส่งออกน้ำสับประรดของไทย (QJ_2009) ราคาส่งออกสับประรดกระป๋องของไทย (Pex_2008) ราคาส่งออกน้ำสับประรดของไทย (PJ_2009) ราคาส่งออกสับประรดสดของโลก (PW_0804) และ อัตราแลกเปลี่ยน (EXR) ไม่ได้มีความนิ่งอยู่ในระดับเดียวกัน ดังนั้น จึงนิยามตัวแปรใหม่ โดยกำหนดให้ $D_{\ln Qex_2008} = \Delta \ln Qex_2008$ $D_{\ln Pex_2008} = \Delta \ln Pex_2008$ $D_{\ln PJ_2009} = \Delta \ln PJ_2009$ และ $D_{\ln EXR} = \Delta \ln EXR$ ซึ่งตัวแปรที่ถูกลนิยามใหม่ซึ่งได้มาจากการหาผลต่าง ตัวแปรดังกล่าวจะเป็น I(0) แม้ว่าจะมีปัญหาในการอธิบายความหมายของตัวแปร แต่การศึกษาครั้งนี้มุ่งเน้นการพยากรณ์ซึ่งไม่มีเป้าหมายในการอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร สำหรับค่าพยากรณ์ตัวแปรที่ถูกลนิยามใหม่จะเป็นค่าพยากรณ์การเปลี่ยนแปลงของตัวแปรเดิม ซึ่งจะทำการแปลงข้อมูลกลับให้เป็นค่าก่อนนิยามใหม่ ด้วยการบวกค่าพยากรณ์ที่ได้กับค่าย้อนหลังของตัวแปรเดิม นอกจากนี้ ยังมีตัวแปรภายนอก ได้แก่ ค่าคงที่ และตัวแปรหุ่นฤดูกาล (Seasonal dummies) โดยเลือกค่าล่าช้า 1 ค่าในแบบจำลอง

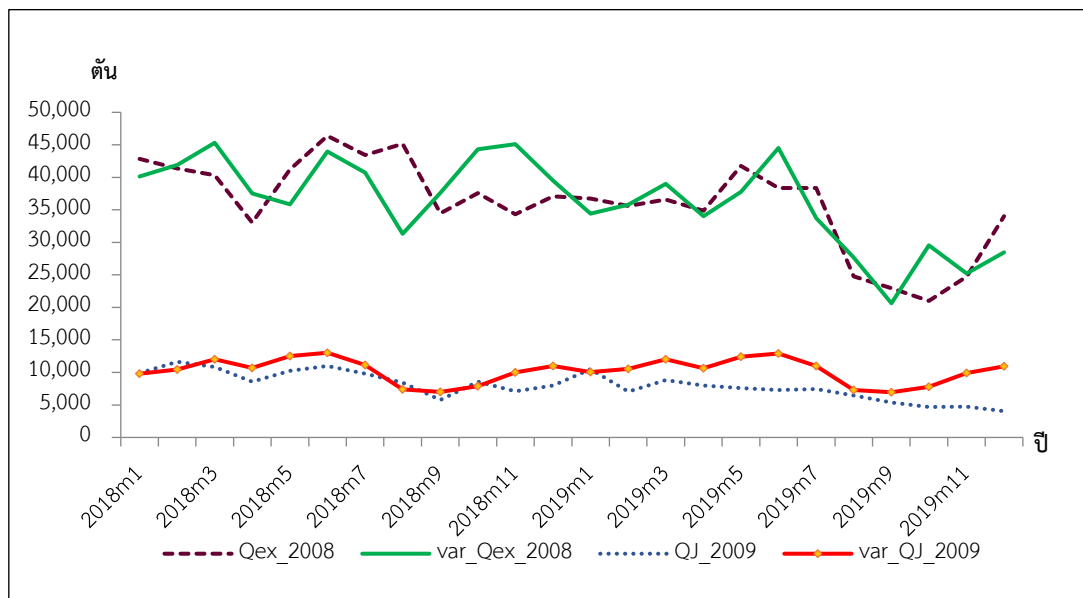
ผลการทดสอบความแม่นยำ ได้ค่า RMSE และ MAPE จากการพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับประรดกระป๋องของไทย (Qex_2008) เท่ากับ 5,270.958 และ 11.981 ตามลำดับ สำหรับการพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับประรดของไทย (QJ_2009) มีค่า RMSE และ MAPE เท่ากับ 3,146.380 และ 38.087 ตามลำดับ (ตารางที่ 4.6.7) โดยผลการประมาณการแบบจำลอง แสดงรายละเอียดในภาคผนวกที่ 6 - 5

ตารางที่ 4.6.7 แสดงผลการทดสอบความแม่นยำจาก VAR

ตัวแปร	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2548 - ธ.ค.2560		ม.ค.2561 - ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
Qex_2008	5,422.791	9.831	5,270.958	11.981
QJ_2009	2,391.750	14.583	3,146.380	38.087

ที่มา : การคำนวณ

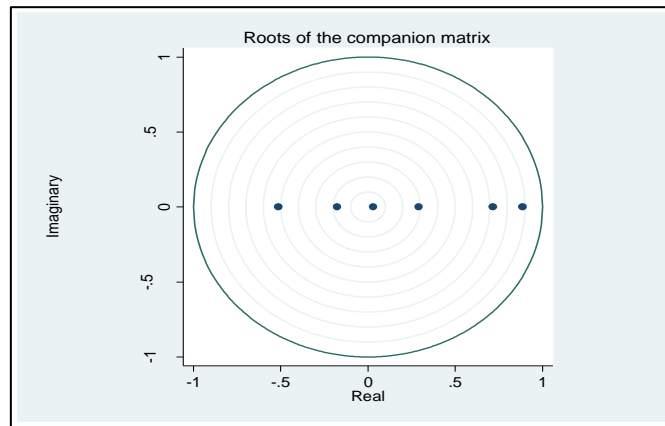
โดยค่าพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับประรดกระป๋องของไทย (Qex_2008) และปริมาณส่งออกน้ำสับประรดของไทย (QJ_2009) ด้วยวิธี VAR ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - ธันวาคม 2562 (กำหนดช่วงเวลาในแบบจำลองเป็น 2018m1 - 2019m12) พบว่า มีแนวโน้มเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน และทิศทางการเปลี่ยนแปลงสอดคล้องกับข้อมูลปริมาณการส่งออกจริง (ภาพที่ 4.6.7)



ที่มา : การคำนวณ

ภาพที่ 4.6.7 แสดงผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง VAR กรณีสับประรดโรงงาน

ผลการทดสอบความมีเสถียรภาพ (Stability) ของแบบจำลอง พบว่า ค่า Eigenvalue ไม่มีค่าเกิน 1 แสดงให้เห็นว่า แบบจำลอง VAR มีเสถียรภาพ (ภาพที่ 4.6.8)



ที่มา : การคำนวณ

ภาพที่ 4.6.8 แสดงผลการทดสอบความเสถียรของแบบจำลอง VAR

ผลการทดสอบ Autocorrelation ของค่าคลาดเคลื่อนด้วย Lagrange-multiplier test พบว่า แบบจำลองยอมรับสมมติฐานหลักว่า ค่าคลาดเคลื่อนไม่มีปัญหา Autocorrelation เมื่อพิจารณาระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 (ตารางที่ 4.6.8)

ตารางที่ 4.6.8 แสดงผล Lagrange-multiplier test

lag	chi2	Df	p-value
1	41.228	36	0.253
2	51.897	36	0.042
3	28.143	36	0.822
4	23.118	36	0.952

ที่มา : การคำนวณ

ผลการทดสอบการแจกแจงปกติของค่าคลาดเคลื่อน ด้วย Jarque-Bera test พบว่า ค่าคลาดเคลื่อนไม่ได้มีการแจกแจงปกติ เมื่อพิจารณานัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ตารางที่ 4.6.9)

ตารางที่ 4.6.9 แสดงผล Jarque-Bera test ของแบบจำลอง VAR

สมการ	chi2	df	Prob > chi2
D_lnQex_2008	20.061	2	0.000
lnQJ_2009	61.803	2	0.000
D_lnPex_2008	901.346	2	0.000
D_lnPJ_2009	2,796.704	2	0.000
lnPW_0804	10,000.000	2	0.000
D_lnEXR	0.824	2	0.662
ALL	14,000	12	0.000

ที่มา : การคำนวณ

3) แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์

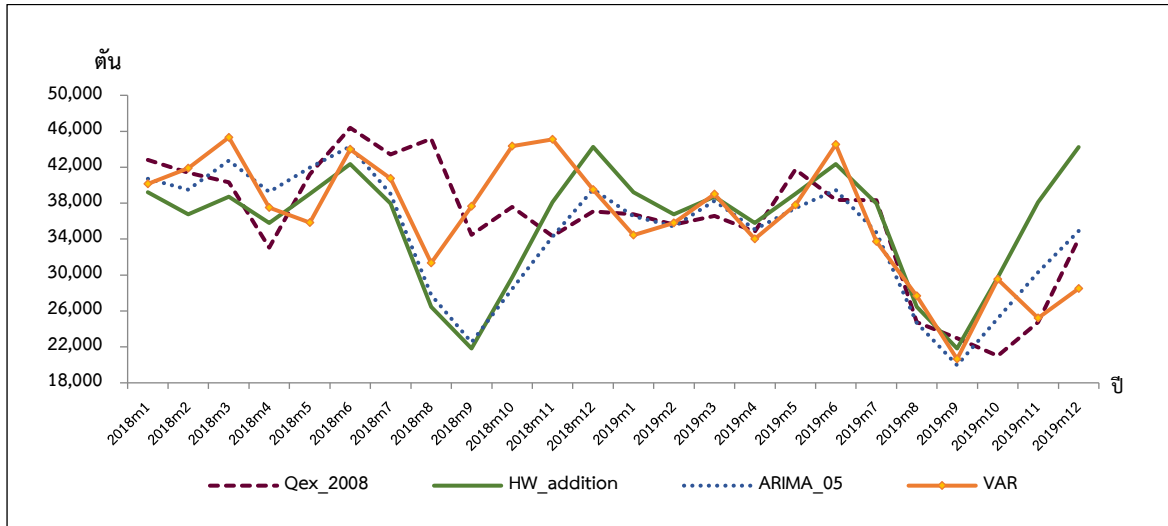
แบบจำลองที่เลือกนำมาเปรียบเทียบจากแบบที่เหมาะสมที่สุดของแต่ละวิธี ทั้ง Holt-Winters, ARIMA และ VAR โดยพิจารณาค่า RMSE และ MAPE ที่ต่ำที่สุด พบว่า แบบจำลอง SARIMA มีความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับปะรดกระป๋องของไทย (Qex_2008) และปริมาณส่งออกน้ำสับปะรดของไทย (QJ_2009) มากกว่าวิธีการแบบ Holt-Winters และ VAR โดยค่า RMSE และ MAPE ของการพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับปะรดกระป๋องของไทย (Qex_2008) เท่ากับ 5,417.847 และ 10.094 ตามลำดับ และค่า RMSE และ MAPE ของการพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับปะรดของไทย (QJ_2009) เท่ากับ 1,654.967 และ 17.084 ตามลำดับ (ตารางที่ 4.6.10)

ตารางที่ 4.6.10 ความแม่นยำของแบบจำลอง Holt-Winters ARIMA และ VAR

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2548 - ธ.ค.2560		ม.ค.2561 - ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
ปริมาณส่งออกสับปะรดกระป๋อง (Qex_2008)				
Holt-Winters (additive)	6,035.841	11.279	6,868.042	15.060
SARIMA(1,1,0)(0,1,1) ₁₂	6,755.936	11.807	5,417.847	10.094
VAR	5,422.791	9.831	5,270.958	11.981
ปริมาณส่งออกน้ำสับปะรด (QJ_2009)				
Holt-Winters (additive)	2,605.397	17.700	2,338.452	26.654
SARIMA(1,0,0)(0,1,1) ₁₂	2,769.225	17.739	1,654.967	17.084
VAR	2,391.750	14.583	3,146.380	38.087

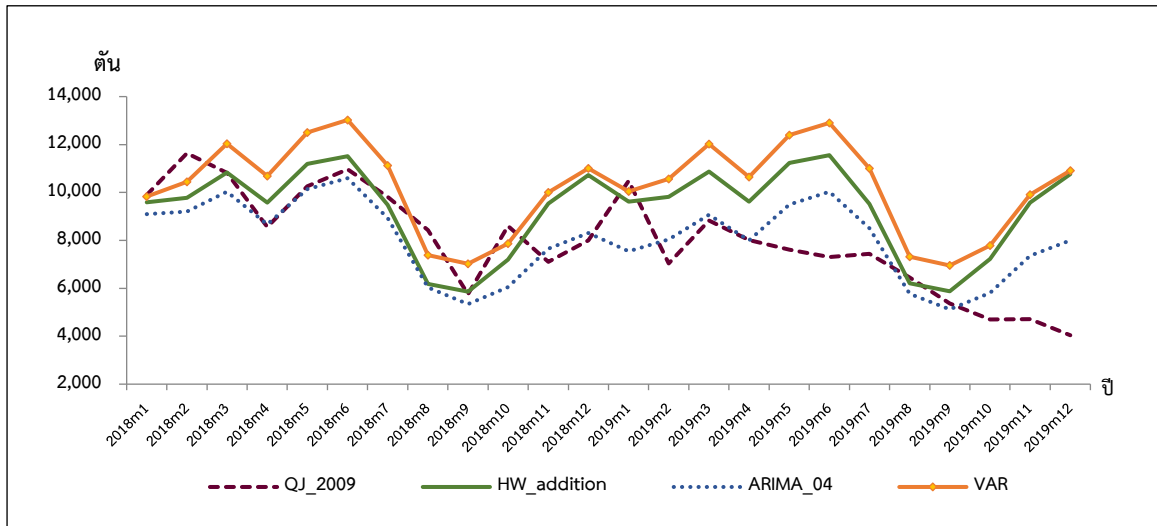
ที่มา : การคำนวณ

ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับปะรดกระป๋อง (Qex_2008) และปริมาณส่งออกน้ำสับปะรดของไทย (QJ_2009) ด้วยแบบจำลอง SARIMA (วิธี ARIMA แบบจำลองที่ 5 และ แบบจำลองที่ 3 ตามลำดับ) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - ธันวาคม 2562 (กำหนดช่วงเวลาในแบบจำลองเป็น 2018m1 -2019m12) พบว่า ให้ผลพยากรณ์ใกล้เคียงกับปริมาณการส่งออกจริงมากกว่าวิธี Holt-Winters และ VAR (ภาพที่ 4.6.9 และ 4.6.10)



ที่มา : การคำนวณ

ภาพที่ 4.6.9 แสดงผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับประตกระป๋อง จากวิธี Holt-Winters ARIMA และ VAR



ที่มา : การคำนวณ

ภาพที่ 4.6.10 แสดงผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับประตของไทย จากวิธี Holt-Winters ARIMA และ VAR

4.6.2 การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรปี 2563 และปี 2564

1) ผลพยากรณ์

การพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับประตกระป๋อง (Qex_2008) และปริมาณส่งออกน้ำสับประตของไทย (QJ_2009) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2563 - ธันวาคม 2564 (กำหนดช่วงเวลาในแบบจำลองเป็น 2020m1 - 2021m12) จำนวน 24 เดือน ทำการเลือกแบบจำลอง SARIMA(1,1,0)(0,1,1)₁₂ ในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับประตกระป๋อง (Qex_2008) พบว่า ปี 2563 และปี 2564 จะมีปริมาณ 332,354 ตัน และ 282,805 ตันลดลงจาก 389,675 ตัน ของปี 2562 ร้อยละ 14.71 และร้อยละ 25.43 โดยปริมาณส่งออกปี 2564 ลดลงจากปี 2563 ร้อยละ 14.91 และในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำ

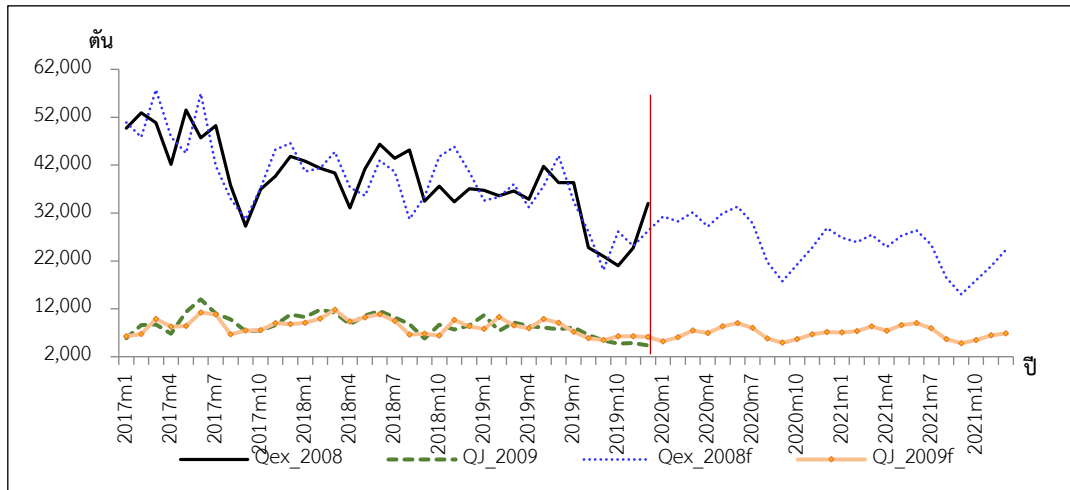
สับประรด (QJ_2009) ใช้แบบจำลอง SARIMA(1,0,0)(0,1,1)₁₂ พบว่า ในปี 2563 และปี 2564 จะมี ปริมาณ 81,117 ตัน และ 84,927 ตัน ลดลงจาก 85,413 ตัน ของปี 2562 ร้อยละ 5.03 และร้อยละ 0.57 ขณะที่ปริมาณส่งออกปี 2564 เพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 4.70 (ตารางที่ 4.6.11)

ตารางที่ 4.6.11 ผลการพยากรณ์ปริมาณส่งออกล่วงหน้า 24 เดือน (เดือนมกราคม 2563 - เดือนธันวาคม 2564)

เดือน / ปี	ค่าพยากรณ์ ปริมาณ (ตัน)	
	สับประรดกระป๋อง (Qex_2008f)	น้ำสับประรด (QJ_2009f)
ปี 2563	332,354	81,117
มกราคม	31,269	5,164
กุมภาพันธ์	30,256	6,056
มีนาคม	32,114	7,451
เมษายน	29,186	6,936
พฤษภาคม	31,956	8,367
มิถุนายน	33,346	8,980
กรกฎาคม	29,870	8,018
สิงหาคม	21,769	5,774
กันยายน	17,731	4,944
ตุลาคม	21,251	5,632
พฤศจิกายน	24,765	6,681
ธันวาคม	28,841	7,113
มกราคม	26,845	7,036
กุมภาพันธ์	25,906	7,324
มีนาคม	27,457	8,333
เมษายน	24,915	7,369
พฤษภาคม	27,237	8,595
มิถุนายน	28,377	9,024
กรกฎาคม	25,380	7,942
สิงหาคม	18,468	5,666
กันยายน	15,019	4,821
ตุลาคม	17,973	5,469
พฤศจิกายน	20,912	6,471
ธันวาคม	24,317	6,877
รวมปี 2563-2564	615,159	166,043

ที่มา : การคำนวณ

เมื่อพิจารณาแนวโน้มการส่งออกสับประดะกระป๋องและน้ำสับประดะของไทย พบว่า มีแนวโน้มลดลง เป็นผลจากปริมาณผลผลิตที่ผันผวนในแต่ละปี โดยช่วงปี 2560 - 2562 ผลผลิตมีแนวโน้มลดลง ซึ่งผลการพยากรณ์ล่วงหน้าปี 2563 มีแนวโน้มลดลงจากปี 2562 สอดคล้องกับสถานการณ์ปี 2563 ที่ผลผลิตออกสู่ตลาดน้อยกว่าภาวะภัยแล้ง ทำให้วัตถุดิบเข้าโรงงานแปรรูปลดลง ส่งผลให้การส่งออกไปตลาดต่างประเทศลดลงตามผลผลิตที่ลดลง (ภาพที่ 4.6.11)



ที่มา : การคำนวณ

ภาพที่ 4.6.11 แสดงการพยากรณ์ล่วงหน้า 24 เดือน

2) อภิปรายผล

การพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับประดะกระป๋องและน้ำสับประดะของไทยตั้งแต่เดือนมกราคม 2563 - ธันวาคม 2564 (จำนวน 24 เดือน) โดยใช้แบบจำลอง SARIMA มีความเหมาะสมในการพยากรณ์ที่สุตปริมาณส่งออกสับประดะกระป๋องใช้แบบจำลอง SARIMA(1,1,0)(0,1,1)₁₂ และปริมาณส่งออกน้ำสับประดะใช้แบบจำลอง SARIMA(1,0,0)(0,1,1)₁₂ พบว่า ผลพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับประดะกระป๋องปี 2563 และปี 2564 ลดลงจากปี 2562 ร้อยละ 14.71 และร้อยละ 27.43 โดยปี 2564 ส่งออกลดลงจากปี 2563 ร้อยละ 14.91 สำหรับผลพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับประดะปี 2563 และปี 2564 ลดลงจากปี 2562 ร้อยละ 5.03 และร้อยละ 0.57 ขณะที่ปี 2564 ส่งออกเพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 4.70 โดยผลพยากรณ์การส่งออกปี 2563 สอดคล้องกับความเห็นของผู้ประกอบการโรงงานแปรรูปที่ประเมินปริมาณการส่งออกสับประดะกระป๋องและน้ำสับประดะของไทยในช่วงปี 2563 - 2564 จะมีแนวโน้มลดลงประมาณร้อยละ 20 จากปัจจัยด้านการลดลงของปริมาณสับประดะโรงงานที่เข้าสู่กระบวนการแปรรูป ซึ่งการประเมินของผู้ประกอบการฯ มากกว่าผลการพยากรณ์ประมาณร้อยละ 5 สำหรับผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำสับประดะปี 2564 เปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นจากปี 2563 ไม่สอดคล้องกับความเห็นของผู้ประกอบการโรงงานแปรรูป ที่คำนึงปัจจัยอื่น เช่น ปริมาณผลผลิตสับประดะไทยและผลผลิตโลก ปริมาณผลิตภัณฑ์สับประดะกระป๋องและน้ำสับประดะในตลาดโลก ราคารับซื้อวัตถุดิบในประเทศ

ปริมาณสินค้าคงคลัง (Stock) ภาวะเศรษฐกิจโลก การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ความต้องการและรสนิยมการบริโภคในตลาดต่างประเทศ เป็นต้น ซึ่งในการศึกษาได้พิจารณาปัจจัยด้านราคาสินค้าทดแทน อัตราแลกเปลี่ยนมาวิเคราะห์ด้วยแบบจำลอง VAR แล้ว เปรียบเทียบความแม่นยำน้อยกว่าแบบจำลอง SARIMA

การศึกษาครั้งนี้ ใช้ข้อมูลในอดีตปี 2548 - 2562 เพื่อทำการพยากรณ์ปี 2563 - 2564 มีการวิเคราะห์ทั้งแนวโน้มของเวลา หรือความเป็นฤดูกาลของข้อมูลในปี 2548 - 2562 และวิเคราะห์ข้อมูลจริงและข้อมูลพยากรณ์ด้วยค่า Root mean square error (RMSE) ทำให้ทราบถึงแบบจำลองที่เหมาะสมและผลการพยากรณ์ที่แม่นยำในช่วงของข้อมูลที่ใช้ อย่างไรก็ตาม ในปี 2563 ได้เกิดสถานการณ์การแพร่ระบาดของโควิด -19 ที่ส่งผลกระทบต่อความต้องการใช้ ทำให้ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลองที่เหมาะสมจึงไม่สอดคล้องกับสถานการณ์ที่เกิดขึ้น ดังนั้น การศึกษาครั้งต่อไป อาจต้องนำปัจจัยปัจจัยอื่น ๆ ที่มีผลกระทบ และไม่ได้กำหนดในการวิจัยครั้งนี้ เช่น ปริมาณผลผลิตสับปะรดของไทยและผลผลิตสับปะรดของโลก ปริมาณผลิตภัณฑ์สับปะรดกระป๋องและน้ำสับปะรดในตลาดโลก ราคารับซื้อวัตถุดิบในประเทศ ปริมาณสินค้าคงคลัง (Stock) ภาวะเศรษฐกิจโลก ผลกระทบจากการแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ความต้องการและรสนิยมการบริโภคในตลาดต่างประเทศ เป็นต้น มาวิเคราะห์ร่วมด้วย หรือใช้แบบจำลองอื่นๆ เพิ่มเติม เพื่อให้ได้ข้อมูลการพยากรณ์ที่เหมาะสมและสอดคล้องกับสถานการณ์

4.7 ไข่ไก่

การวิจัยครั้งนี้ เป็นการพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ภายในประเทศ (Egg con) โดยใช้ข้อมูลปริมาณการบริโภคไข่ไก่ภายในประเทศรายเดือนเป็นหลัก ซึ่งข้อมูลดังกล่าวคำนวณจากการใช้ข้อมูลปริมาณการผลิตไข่ไก่รายเดือน หักออกจากปริมาณการส่งออกไข่ไก่รายเดือน โดยมีตัวแปรที่ใช้เพิ่มเติมในแบบจำลอง VAR ได้แก่ ราคาขายปลีกไข่ไก่ (Pe) และราคาขายปลีกไข่เป็ด (Pd) และทดสอบ Unit root ก่อนที่จะพยากรณ์ด้วยแบบจำลองทางสถิติ แสดงค่าสถิติโดยสรุปของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง ในตารางผนวกที่ 4.7.1

4.7.1 แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์

1) ผลการทดสอบ Unit root

การทดสอบ ADF test ของข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์การบริโภคไข่ไก่ พบว่า ข้อมูลปริมาณการบริโภคไข่ไก่ (Egg_con) และราคาขายปลีกไข่เป็ด (Pd) มีลักษณะเป็น I(1) หมายถึง ต้องทำการหาผลต่างลำดับที่ 1 จึงจะทำให้ข้อมูลมีความนิ่ง โดยข้อมูลราคาขายปลีกไข่ไก่ (Pe) ลักษณะเป็น I(0) แสดงถึงข้อมูลมีความนิ่งที่ระดับขั้นต้น (ตารางที่ 4.7.1) (ตารางผนวกที่ 4.7.2 - 4.7.4)

ตารางที่ 4.7.1 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย Augmented Dickey-Fuller test สินค้าไข่ไก่

ตัวแปร	ข้อมูลขั้นต้น		ผลต่างลำดับที่ 1		สรุป
	ค่าคงที่	ค่าคงที่และแนวโน้ม	ค่าคงที่	ค่าคงที่และแนวโน้ม	
Egg_con	-1.834 [1]	-1.753[1]	-17.010***[0]	-17.096***[0]	I(1)
Pe	-4.346***[0]	-4.310***[0]	-13.540***[0]	-13.139***[0]	I(0)
Pd	-2.218[1]	-2.298[1]	-6.620***[0]	-6.591***[0]	I(1)

หมายเหตุ: **, *** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 และ 0.01 ; [] แสดงค่าค่าช้ำ ซึ่งใช้เกณฑ์ Schwartz information
ที่มา : การคำนวณ

2) การเปรียบเทียบผลการพยากรณ์จากแบบจำลอง

การวิจัยนี้แบ่งชุดข้อมูลออกเป็น 2 ช่วง คือ ข้อมูลในกลุ่มตัวอย่าง (In-sample) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2555 - เดือนธันวาคม 2560 และข้อมูลนอกกลุ่มตัวอย่าง (Ex-post) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2561 - เดือนธันวาคม 2562 โดยทำการพยากรณ์ 3 แบบจำลอง ดังนี้

2.1) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง Exponential smoothing

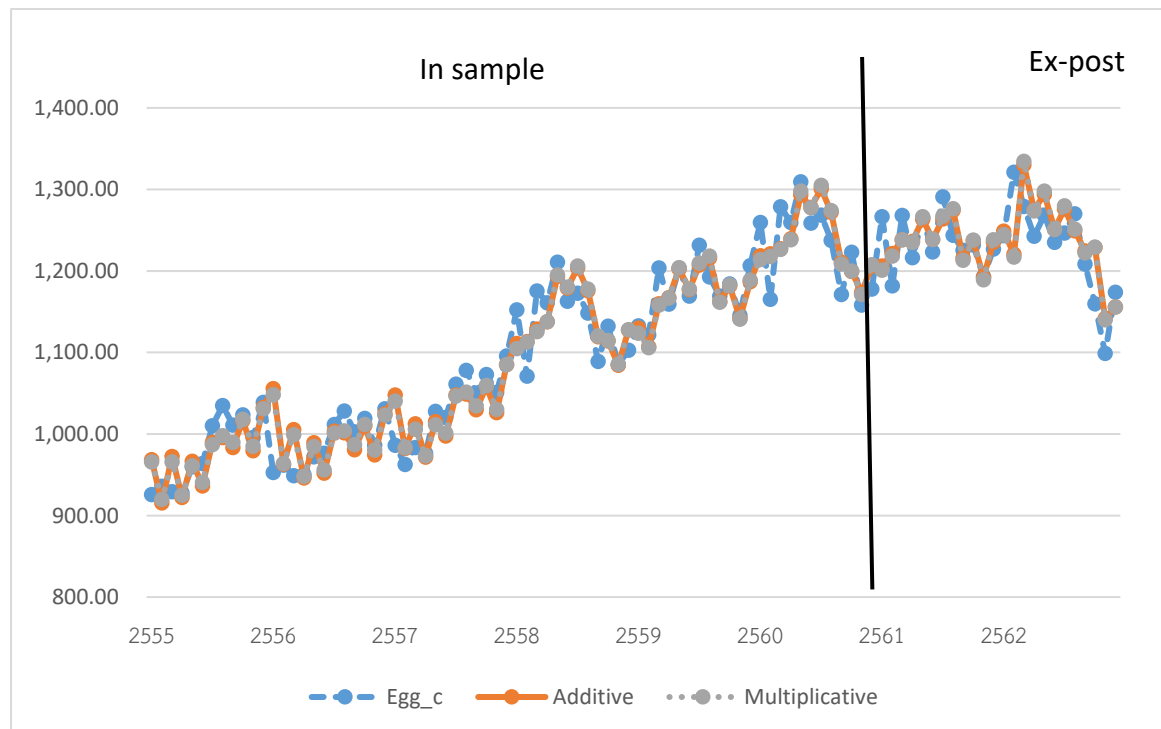
การพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ (Egg_con) ใช้แบบจำลอง Holt-Winters ทั้ง Additive และ Multiplicative ดำเนินการด้วยโปรแกรม Eviews โดยกำหนดให้ค่าของฤดูกาลให้เป็นปกติมาตรฐาน เมื่อพิจารณาค่า RMSE และ MAPE แสดงให้เห็นว่า แบบจำลอง Holt-Winters แบบ Additive มีความแม่นยำกว่าแบบ Multiplicative (ตารางที่ 4.7.2)แสดงผลการพยากรณ์ในภาพที่ 4.7.1 โดยผลการประมาณการแบบจำลอง แสดงในภาคผนวก 7 - 3

ตารางที่ 4.7.2 แสดงพารามิเตอร์และความแม่นยำของแบบจำลอง Holt-Winters สินค้าไข่ไก่

แบบจำลอง	α (level)	β (trend)	γ (seasonal)	In-sample		Ex-post	
				ม.ค.2555-ธ.ค.2560		ม.ค.2561-ธ.ค.2562	
				RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
Additive	0.34	0.00	0.00	28.922	2.145	36.381	2.168
Multiplicative	0.33	0.00	0.00	27.805	2.034	37.373	2.195

ที่มา: จากการคำนวณ

ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ (Egg_con) จากการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง Holt-Winters แบบ Additive และ Multiplicative มีแนวโน้มเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน และมีทิศทางการเปลี่ยนแปลงสอดคล้องกับข้อมูลจริง ซึ่งมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น (ภาพที่ 4.7.1)



ภาพที่ 4.7.1 ผลพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่จากแบบจำลอง Holt-Winters

2.2) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง ARIMA

ข้อมูลปริมาณการบริโภคไข่ไก่ (Egg_con) มีลักษณะเป็น $I(1)$ จึงใช้ค่าผลต่างลำดับที่ 1 หรือ $\Delta\text{Egg_con}$ เพื่อให้ได้คุณสมบัติความนิ่ง ในการกำหนดรูปแบบของแบบจำลอง ARIMA ใช้การพิจารณาจากค่า Autocorrelation function (ACF) และค่า Partial autocorrelation function (PACF) แสดงในภาพที่ 4.7.2 ซึ่งแบบจำลองแต่ละรูปแบบจะถูกนำมาเปรียบเทียบความเหมาะสมและความแม่นยำในการพยากรณ์

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.899	0.899	80.039	0.000
		2	0.888	0.417	159.00	0.000
		3	0.827	-0.088	228.11	0.000
		4	0.775	-0.135	289.47	0.000
		5	0.749	0.141	347.51	0.000
		6	0.695	-0.039	397.99	0.000
		7	0.698	0.189	449.45	0.000
		8	0.666	0.030	496.88	0.000
		9	0.669	0.073	545.27	0.000
		10	0.677	0.153	595.47	0.000
		11	0.634	-0.235	640.01	0.000
		12	0.664	0.182	689.37	0.000
		13	0.589	-0.286	728.73	0.000
		14	0.567	-0.136	765.57	0.000
		15	0.509	-0.046	795.61	0.000
		16	0.460	0.001	820.47	0.000
		17	0.439	0.062	843.44	0.000
		18	0.393	0.045	862.09	0.000
		19	0.400	0.034	881.60	0.000
		20	0.371	-0.016	898.63	0.000
		21	0.364	-0.047	915.22	0.000
		22	0.352	-0.126	930.98	0.000
		23	0.309	-0.009	943.29	0.000
		24	0.312	0.016	955.98	0.000
		25	0.244	-0.096	963.89	0.000
		26	0.212	-0.089	969.91	0.000
		27	0.157	-0.024	973.28	0.000
		28	0.105	-0.055	974.80	0.000
		29	0.087	0.044	975.86	0.000
		30	0.030	-0.125	975.98	0.000
		31	0.030	0.009	976.11	0.000
		32	-0.009	-0.033	976.12	0.000
		33	-0.035	-0.147	976.30	0.000
		34	-0.064	-0.080	976.91	0.000
		35	-0.110	0.056	978.76	0.000
		36	-0.118	0.037	980.95	0.000

ที่มา: จากการคำนวณ

ภาพที่ 4.7.2 แสดง ACF และ PACF ของผลต่างลำดับที่ 1 ของปริมาณการบริโภคไข่ไก่

เมื่อพิจารณาค่า Autocorrelation function (ACF) และค่า Partial autocorrelation function (PACF) ของ $\Delta\text{Egg_con}$ (ภาพที่ 4.7.2) สังเกตได้ว่า ACF ค่อยๆ ลดลง และค่า PACF มี 2 ค่าล่าช้าที่มีนัยสำคัญ ซึ่งให้ถือว่าเป็นลักษณะของ Autoregressive ผู้วิจัยจึงกำหนดรูปแบบหลายๆ รูปแบบมาพิจารณา คือ ARIMA (2,1,0) และเมื่อใช้โปรแกรม Eviews ในการหา Automatic ARIMA forecasting ได้รูปแบบเป็น ARIMA (4,1,4) ดังนั้นกำหนดรูปแบบที่นำมาพิจารณา คือ

1) ARIMA(2,1,0)

2) ARIMA(4,1,4)

ผลการทดสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง จากค่าสถิติที่ใช้เป็นเกณฑ์เลือกของแบบจำลองของตัวแปร $\Delta\text{Egg_con}$ โดยพิจารณาค่า AIC และ BIC ที่ต่ำที่สุด พบว่า แบบจำลองที่ 2 เป็นแบบจำลองมีความเหมาะสม (Fit) ที่สุด อย่างไรก็ตาม จากค่า Q statistic ชี้ว่า แบบจำลองทั้งสองรูปแบบ ค่าคลาดเคลื่อนมีปัญหา Autocorrelation แต่เมื่อพิจารณาค่าจาก Jarque-Bera พบว่า ค่าคลาดเคลื่อนของทั้งสองรูปแบบมีการแจกแจงปกติ (ตารางที่ 4.7.3)

ตารางที่ 4.7.3 การตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง ARIMA ในการพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่

แบบจำลอง	AIC	BIC	Q statistic ^a	Jarque-Bera ^b
1) ARIMA (2,1,0)	10.131	10.259	73.715*** (24)	0.309
2) ARIMA (4,1,4)	9.879	10.199	31.826*** (24)	4.644

หมายเหตุ: ^a () แสดงค่าย้อนหลัง, ^b Jarque-Bera test แสดงค่า p-value ของ Chi(2)

, * แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 และ 0.01

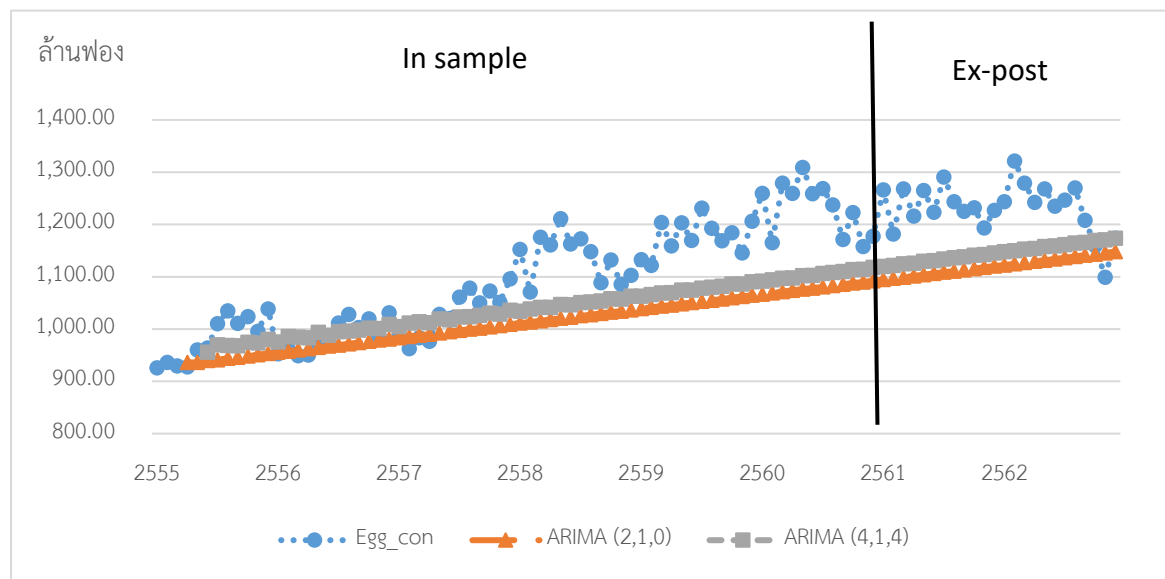
ที่มา: จากการคำนวณ

ค่าพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ (Egg_con) ด้วยวิธี ARIMA ตั้งแต่ มกราคม 2561 - ธันวาคม 2562 พบว่า แบบจำลองที่ 1 ARIMA (2,1,0) และ แบบจำลองที่ 2 ARIMA (4,1,4) มีแนวโน้มเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน และมีทิศทางการเปลี่ยนแปลงสอดคล้องกับข้อมูลปริมาณการบริโภคจริง (ภาพที่ 4.7.3) ในส่วนของการทดสอบความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ (Egg_con) พบว่า ในช่วง Ex-post แบบจำลองที่ 1 คือ ARIMA (2,1,0) มีความแม่นยำที่สุด โดยมีค่า RMSE และ MAPE ที่มีค่าต่ำที่สุด เท่ากับ 63.590 และ 4.367 ตามลำดับ (ตารางที่ 4.7.4)

ตารางที่ 4.7.4 แสดงความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ ด้วยวิธี ARIMA

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2555- ธ.ค.2560		ม.ค.2561-ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
1) ARIMA (2,1,0)	62.363	4.237	63.590	4.367
2) ARIMA (4,1,4)	104.929	7.438	67.274	4.711

ที่มา: จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.7.3 ผลพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่จากแบบจำลอง ARIMA

2.3) ผลการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง VAR

เนื่องจากตัวแปรภายใน 3 ตัวแปร ไม่ได้มีความนิ่งอยู่ในระดับเดียวกัน ดังนั้นจึงใช้แบบจำลอง VAR โดยไม่ทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ซึ่งตัวแปรภายในประกอบด้วยตัวแปรอยู่ในรูปผลต่างลำดับที่ 1 ได้แก่ $\Delta\text{Egg_con}$ และ ΔPe และตัวแปรที่อยู่ในขั้นต้น ได้แก่ Pd โดยเลือกค่าล่าช้า 1 ค่าในแบบจำลอง ค

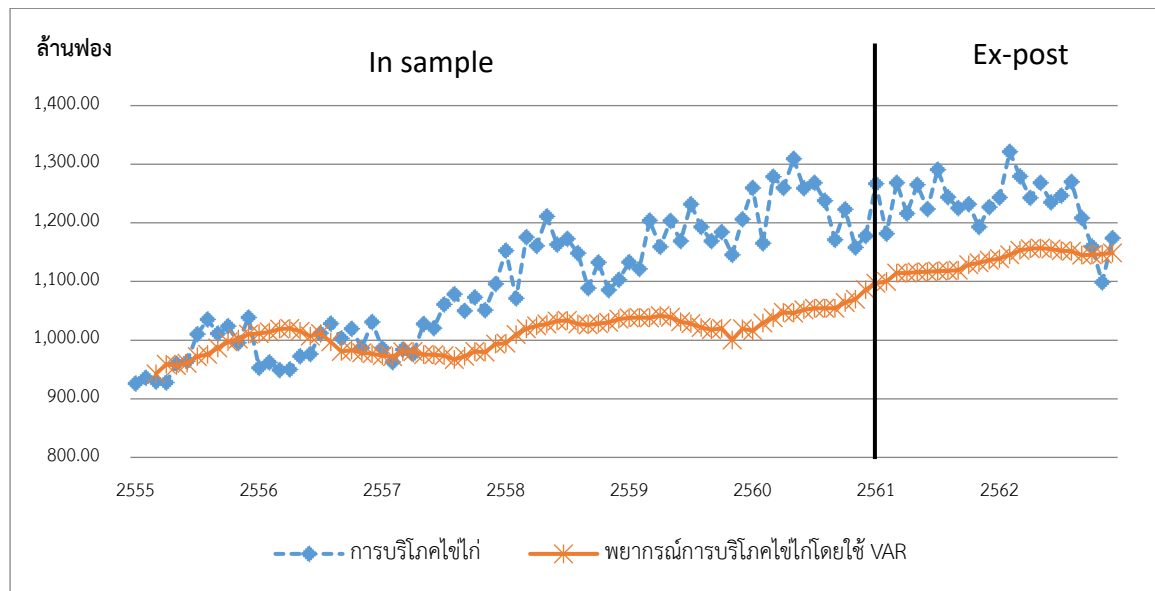
ผลการทดสอบความแม่นยำ ได้ค่า RMSE และ MAPE จากการพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ (Egg_con) เท่ากับ 1,281.563 และ 100.065 ตามลำดับ (ตารางที่ 4.7.5) โดยผลการประมาณการแบบจำลอง แสดงในภาคผนวก ไข่ไก่ ภาคผนวก 7 - 5

ตารางที่ 4.7.5 แสดงผลการทดสอบความแม่นยำของ VAR กรณีไข่ไก่

ตัวแปร	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2555- ธ.ค.2560		ม.ค.2561-ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
Egg_con	1,008.475	99.650	1,281.563	100.065

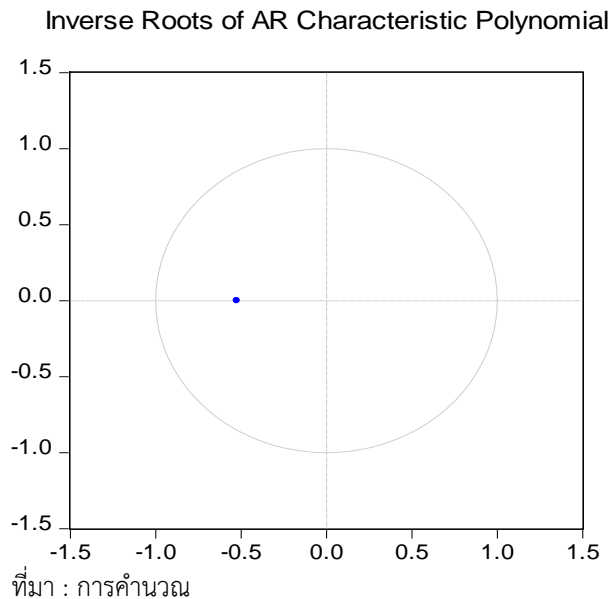
ที่มา: จากการคำนวณ

โดยค่าพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ (Egg_con) ด้วยวิธี VAR ตั้งแต่ มกราคม 2561 - ธันวาคม 2562 พบว่า มีแนวโน้มเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน และทิศทางการเปลี่ยนแปลงสอดคล้องกับข้อมูลปริมาณการบริโภคจริง (ภาพที่ 4.7.4)



ภาพที่ 4.7.4 ผลพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่จากแบบจำลอง VAR

ผลการทดสอบความมีเสถียรภาพ (Stability) ของแบบจำลอง พบว่า ค่า Eigenvalue ไม่มีค่าเกิน 1 แสดงให้เห็นว่า แบบจำลอง VAR มีเสถียรภาพ (ภาพที่ 4.7.5)



ภาพที่ 4.7.5 แสดงผลการทดสอบความเสถียรของแบบจำลอง VAR

ผลการทดสอบ Autocorrelation ของค่าคลาดเคลื่อนด้วย Lagrange-multiplier test พบว่า แบบจำลองยอมรับสมมติฐานหลักว่า ค่าคลาดเคลื่อนไม่มีปัญหา Autocorrelation เมื่อพิจารณาระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 (ตารางที่ 4.7.6)

ตารางที่ 4.7.6 แสดงผล Lagrange-multiplier test

lag	LM-stat	Prob
1	0.006	0.937
2	0.812	0.367
3	0.215	0.642
4	1.812	0.178
5	0.081	0.775

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบการแจกแจงปกติของค่าคลาดเคลื่อน Jarque-Bera test พบว่า ค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ เมื่อพิจารณาจากค่านัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ตารางที่ 4.7.7)

ตารางที่ 4.7.7 แสดงผล Jarque-Bera test ของแบบจำลอง VAR

สมการ	chi2	df	Prob > chi2
EGG_C	0.784573	2	0.6755
ALL	0.784573	2	0.6755

ที่มา: จากการคำนวณ

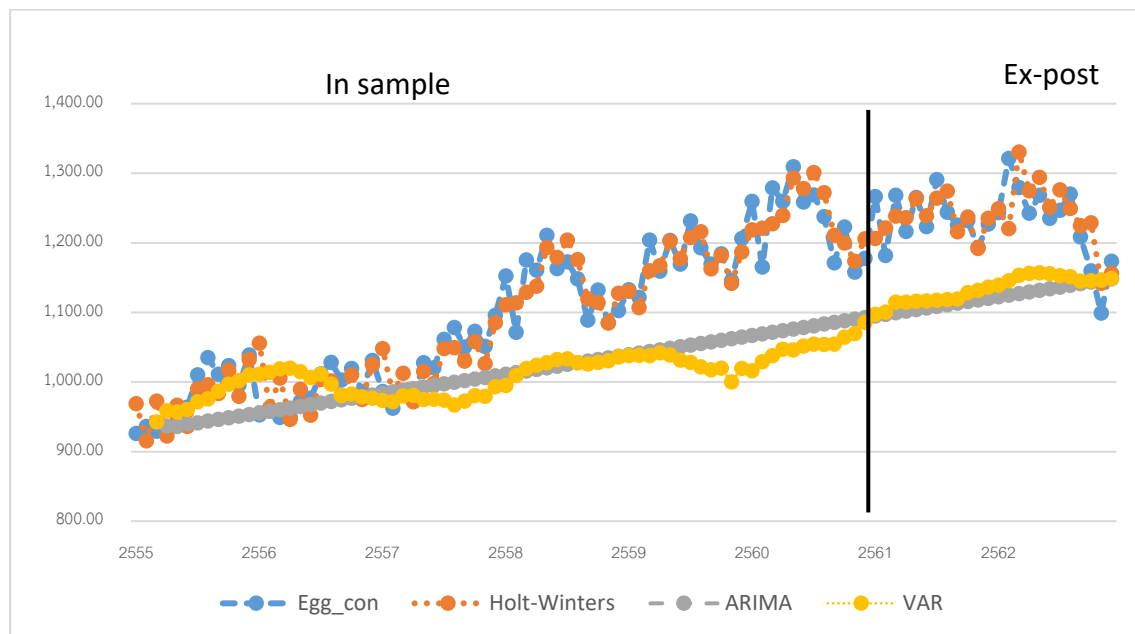
3) แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์

แบบจำลองที่เลือกนำมาเปรียบเทียบกับแบบจำลองที่เหมาะสมที่สุดของแต่ละวิธี ทั้ง Holt-Winters ARIMA และ VAR โดยพิจารณาค่า RMSE และ MAPE ที่ต่ำที่สุด พบว่า แบบจำลอง Holt-Winters มีความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ (Egg_con) มากกว่าวิธีการแบบ ARIMA และ VAR โดยค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุด คือ 36.381 และ 2.168 ตามลำดับ (ตารางที่ 4.7.8)

ตารางที่ 4.7.8 ความแม่นยำของแบบจำลอง Holt-Winters ARIMA และ VAR

แบบจำลอง	In-sample		Ex-post	
	ม.ค.2555-ธ.ค.2560		ม.ค.2561-ธ.ค.2562	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
Holt-Winters (Additive)	28.922	2.145	36.381	2.168
ARIMA (2,1,0)	62.363	4.237	63.590	4.367
VAR	1,008.475	99.650	1,281.563	100.065

ที่มา : จากการคำนวณ



ที่มา : การคำนวณ

ภาพที่ 4.7.6 เปรียบเทียบความแม่นยำการพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่

4.7.2 การพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตรปี 2563 และปี 2564

1) ผลการพยากรณ์

การพยากรณ์ปริมาณการบริโภค (Egg_con) ตั้งแต่ มกราคม 2563 - ธันวาคม 2564 จำนวน 24 เดือน ทำการเลือกแบบจำลอง Holt-Winters แบบ Additive ในการพยากรณ์ พบว่า การบริโภคไข่ไก่ปี 2563 จะมีปริมาณ 14,371.71 ล้านฟอง ลดลงจากปี 2562 ร้อยละ 2.55 โดยการบริโภคไข่ไก่ปี 2564 จะมีปริมาณ 14,798.96 ล้านฟอง เพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 2.97 (ตารางที่ 4.7.9 และ 4.7.10)

ตารางที่ 4.7.9 ผลการพยากรณ์ปริมาณความต้องการบริโภคไข่ไก่ใช้ล่วงหน้า 24 เดือน (มกราคม 2563 - ธันวาคม 2564)

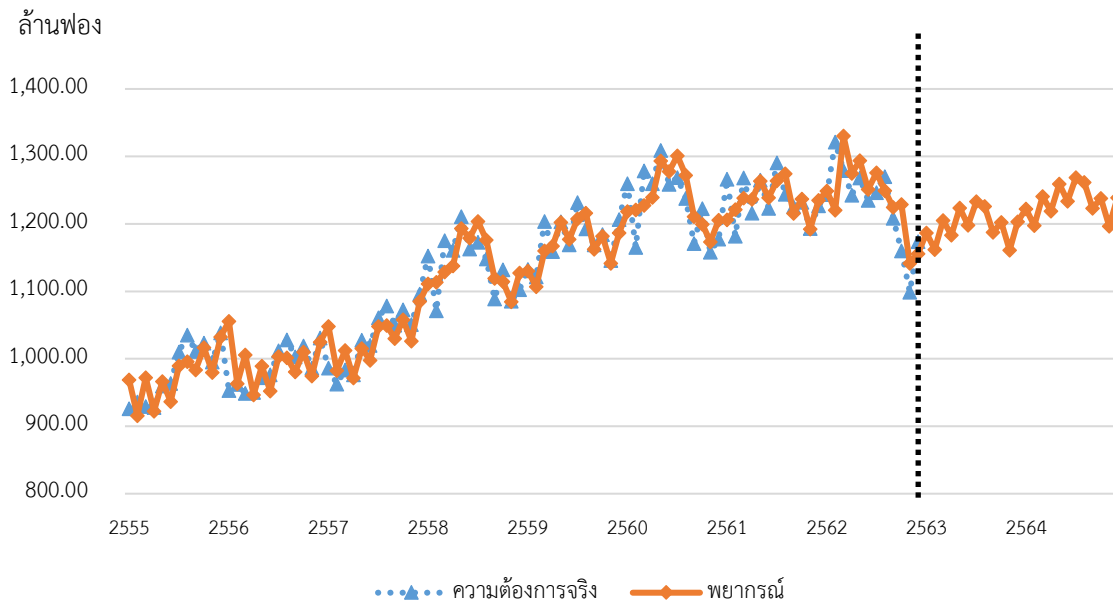
เดือน/ปี	ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ (ล้านฟอง)
มกราคม	1,186.63
กุมภาพันธ์	1,161.82
มีนาคม	1,205.08
เมษายน	1,183.22
พฤษภาคม	1,223.73
มิถุนายน	1,197.89
กรกฎาคม	1,233.32
สิงหาคม	1,225.91
กันยายน	1,187.49
ตุลาคม	1,202.47
พฤศจิกายน	1,160.88
ธันวาคม	1,203.28
ปี 2563	14,371.71
มกราคม	1,222.23
กุมภาพันธ์	1,197.42
มีนาคม	1,240.69
เมษายน	1,218.82
พฤษภาคม	1,259.33
มิถุนายน	1,233.49
กรกฎาคม	1,268.92
สิงหาคม	1,261.52
กันยายน	1,223.09
ตุลาคม	1,238.07
พฤศจิกายน	1,196.48
ธันวาคม	1,238.88
ปี 2564	14,798.96

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 4.7.10 ร้อยละการเปลี่ยนแปลงปริมาณการบริโภคไข่ไก่ ปี 2563 - 2564

ปี	ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ (ล้านฟอง)	ร้อยละการเปลี่ยนแปลง
2562	14,747.94	
2563 (พยากรณ์)	14,371.71	-2.55
2564 (พยากรณ์)	14,798.96	2.97

ที่มา : จากการคำนวณ



ภาพที่ 4.7.7 การพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ล่วงหน้า 24 เดือน

2) อภิปรายผล

จากผลการพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ พบว่า ปี 2563 ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ภายในประเทศมีแนวโน้มลดลงเล็กน้อยจากปี 2562 ร้อยละ 2.55 ซึ่งมีความสอดคล้องกับความเป็นจริงเนื่องจากภาครัฐได้มีการควบคุมปริมาณการผลิตไข่ไก่ภายในประเทศโดยโครงการ PS Support จากคณะกรรมการนโยบายพัฒนาไก่ไข่และผลิตภัณฑ์ รวมทั้งการแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 รวมทั้งการที่นักท่องเที่ยวจากต่างประเทศไม่สามารถเดินทางเข้ามายังไทยได้ ซึ่งส่งผลให้การบริโภคภายในประเทศชะลอตัว

อย่างไรก็ตาม ทิศทางการพยากรณ์ความต้องการบริโภคไข่ไก่ในปี 2564 แม้จะมีแนวโน้มเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 2.97 ซึ่งสอดคล้องกับความเห็นของผู้มีส่วนได้ส่วนเสียในธุรกิจไข่ไก่ ที่คาดการณ์ว่าปริมาณการบริโภคจะเพิ่มขึ้นเล็กน้อยจากปี 2562 เป็นผลมาจากสถานการณ์การระบาดของโรคโควิด-19 เริ่มคลี่คลาย ทำให้ผู้บริโภคกลับมาบริโภคไข่ไก่เพิ่มขึ้น แต่ปัจจัยที่มีผลกระทบต่อผู้บริโภค ภาวะเศรษฐกิจโลก ภาวะเศรษฐกิจของไทย รวมทั้ง สถานการณ์การแพร่ระบาด

ของเชื้อไวรัสโควิด-19 หรือการเพิ่มขึ้นหรือลดลงของจำนวนนักท่องเที่ยว ยังคงมีความไม่ชัดเจน ซึ่งบางปัจจัยมีได้นำมาใช้ในการวิเคราะห์ความต้องการบริโภคไข่ไก่ ซึ่งอาจส่งผลให้ผลการพยากรณ์คลาดเคลื่อน

นอกจากนี้ จะเห็นได้ว่าข้อมูลปริมาณความต้องการบริโภคไข่ไก่ ไม่มีข้อมูลที่แท้จริง ดังนั้น ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ครั้งนี้ จึงเป็นตัวเลขประมาณการ (Proxy) โดยการนำปริมาณการผลิตไข่ไก่ มาหักออกจากปริมาณการส่งออกไข่ไก่ เพื่อเป็นปริมาณความต้องการบริโภคในประเทศ จึงทำให้ทิศทางของความต้องการบริโภคไข่ไก่นั้น มีทิศทางไปในทางเดียวกันกับปริมาณการผลิตไข่ไก่ กล่าวได้ว่า ปริมาณการผลิตและปริมาณการบริโภคมีความเชื่อมโยงกันเป็นอย่างมาก ดังนั้น การพยากรณ์ความต้องการบริโภคไข่ไก่โดยใช้ตัวเลขประมาณการ (Proxy) ในรูปแบบนี้ จะเป็นการสะท้อนถึงทิศทางของการผลิตไปด้วย

ดังนั้น เพื่อให้ได้รับข้อมูลการพยากรณ์ที่เหมาะสมและสอดคล้องกับสถานการณ์จริงในปัจจุบัน ควรมีการนำปัจจัยอื่นๆ ที่มีผลกระทบต่อความต้องการบริโภคไข่ไก่มาร่วมในการวิเคราะห์ด้วย ทั้งในการวิเคราะห์เชิงปริมาณ และเชิงคุณภาพ

บทที่ 5

สรุปและข้อเสนอแนะ

5.1 ข้าว

5.1.1 สรุปผลการศึกษา

ข้าวเป็นสินค้าที่บริโภคโดยตรงเป็นส่วนใหญ่ ประเทศไทยผลิตข้าวได้มากกว่าความต้องการใช้ในประเทศ โดยส่งออกไปต่างประเทศประมาณครึ่งหนึ่งของปริมาณที่ผลิตได้ในแต่ละปี นอกจากนี้ข้าวแต่ละพันธุ์มีลักษณะที่แตกต่างกัน ทำให้ตลาดมีความแตกต่างกันออกไปอยู่กับรสนิยมของผู้บริโภคของแต่ละประเทศ โดยข้าวที่ไทยส่งออกมาก ได้แก่ ข้าวเจ้าขาว และข้าวหอมมะลิ สำหรับ ข้าวเหนียวส่วนใหญ่บริโภคภายในประเทศ และข้าวหอมปทุมธานียังมีปริมาณส่งออกที่ยังไม่มากนัก ดังนั้นในการวิจัยครั้งนี้จึงต้องการ พยากรณ์ความต้องการส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาว ปี 2563 - 2564 โดยใช้ข้อมูลปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ และปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาว (ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ ราคาส่งออกข้าวเจ้าขาวของไทย และราคาส่งออกของข้าวเวียดนาม ใช้ในแบบจำลอง VECM/VAR) เป็นข้อมูลอนุกรมรายเดือน ช่วงปี 2546 - 2562 รวมข้อมูลทั้งหมด 204 ค่าสังเกต โดยข้อมูลทุกตัวแปรทำการแปลงด้วย Natural logarithm แล้วทดสอบความนิ่งของข้อมูล พบว่า ข้อมูลทุกตัวเป็น $I(0)$ ยกเว้นราคาส่งออกข้าวหอมมะลิเป็น $I(1)$ โดยแบบจำลองที่ใช้มี 3 แบบจำลอง ได้แก่ Exponential smoothing ARIMA และ VAR/VECM แล้วเปรียบเทียบเพื่อหาแบบจำลองที่มีความเหมาะสมที่สุด โดยเลือกจากแบบจำลองที่มีค่า RMSE และ/หรือ MAPE ต่ำที่สุด ผลการศึกษาโดยสรุปมีดังนี้

ข้าวหอมมะลิ แบบจำลองที่เหมาะสมที่สุด คือ แบบจำลอง Exponential smoothing แบบ A-Ad-A โดยผลการพยากรณ์ความต้องการส่งออก ปี 2563 และ ปี 2564 เท่ากับ 1,355,771 ตันข้าวสาร และ 1,354,707 ตันข้าวสาร ตามลำดับ ซึ่งผลการพยากรณ์ ปี 2564 ลดลงจากปี 2563 ร้อยละ 0.08 ในส่วนของข้าวเจ้าขาว แบบจำลองที่แม่นยำ ที่สุด คือ Exponential smoothing แบบ M-Ad-N โดยผลการพยากรณ์ความต้องการส่งออก ปี 2563 และ ปี 2564 เท่ากับ 4,137,632 ตันข้าวสาร และ 4,135,936 ตันข้าวสาร ตามลำดับ ซึ่งผลการพยากรณ์ปี 2564 ลดลงจากปี 2563 ร้อยละ 0.03

5.1.2 ข้อเสนอแนะ

1) จากผลการศึกษาจะพบว่าความต้องการข้าวเจ้าขาวของต่างประเทศในปี 2563 มีแนวโน้มลดลงจากปี 2562 เนื่องจากสถานการณ์การแข่งขันที่รุนแรงขึ้น โดยเฉพาะการระบายสต็อกข้าวของจีน รัฐบาลควรส่งเสริมให้เกษตรกรผู้ปลูกข้าวในพื้นที่ที่ไม่เหมาะสมปรับเปลี่ยนการผลิตไปเพาะปลูกสินค้าอื่นที่ให้ผลตอบแทนมากกว่า รวมทั้งการสนับสนุนด้านการผลิตและการตลาด

2) ศึกษาวิจัยความต้องการของตลาด และวิจัยและพัฒนาพันธุ์ให้สอดคล้องกับความต้องการของตลาด เช่น ข้าวพื้นนุ่ม หรือ ข้าวที่มีคุณค่าทางโภชนาการ เป็นต้น

3) สนับสนุนการวิจัยและพัฒนาการแปรรูปข้าวเป็นผลิตภัณฑ์ที่มีมูลค่าสูง ตามหลักคิด เศรษฐกิจชีวภาพ (Bioeconomy) เช่น เครื่องสำอาง หรือ เวชภัณฑ์ เป็นต้น นอกจากจะเป็นการเพิ่มความต้องการใช้ข้าวแล้ว ยังสร้างมูลค่าเพิ่มให้กับสินค้าข้าว ซึ่งจะช่วยให้เกษตรกรอย่างยั่งยืน

5.2 มั่นสำปะหลัง

5.2.1 สรุปผลการศึกษา

มันสำปะหลังเป็นสินค้าที่รูปแบบเน้นการแปรรูปมากกว่าบริโภคโดยตรง โดยส่วนใหญ่แปรรูปเป็นแป้งมันสำปะหลังและมันเส้น และส่งออกไปยังประเทศจีนเป็นหลัก ดังนั้นในการวิจัยครั้งนี้จึงต้องการพยากรณ์ความต้องการส่งออกแป้งมันสำปะหลังและมันเส้นไปยังต่างประเทศ ปี 2563 - 2564 โดยใช้ข้อมูลปริมาณการส่งออกแป้งมันสำปะหลัง และปริมาณการส่งออกมันเส้น (ราคาส่งออกแป้งมันสำปะหลัง ราคาส่งออกมันเส้น FOB ใช้ในแบบจำลอง VAR) เป็นข้อมูลอนุกรมรายเดือน ช่วงปี 2550 - 2562 รวมข้อมูลทั้งหมด 156 ค่าสังเกต โดยข้อมูลทุกตัวแปรทำการแปลงด้วย Natural logarithm แล้วทดสอบความนิ่งของข้อมูล พบว่า ข้อมูลทุกตัวเป็น $I(0)$ โดยแบบจำลองที่ใช้มี 3 แบบจำลอง ได้แก่ Holt-winters (Additive และ Multiplicative) ARIMA และ VAR แล้วเปรียบเทียบเพื่อหาแบบจำลองที่มีความแม่นยำ โดยเลือกจากแบบจำลองที่มีค่า RMSE และ MAPE ต่ำที่สุด ผลการศึกษาโดยสรุปมีดังนี้

แป้งมันสำปะหลัง แบบจำลองที่แม่นยำ คือ แบบจำลอง Holt-winters แบบ Multiplicative โดยผลการพยากรณ์ความต้องการส่งออก ปี 2563 และ ปี 2564 เท่ากับ 2,595,131 ตัน และ 2,739,755 ตัน ตามลำดับ ซึ่งผลการพยากรณ์ ปี 2564 เพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 5.57 ในส่วนของมันเส้น แบบจำลองที่แม่นยำ ที่สุด คือ Holt-winters แบบ Additive โดยผลการพยากรณ์ความต้องการส่งออก ปี 2563 และ ปี 2564 เท่ากับ 2,277,084 ตัน และ 2,450,406 ตัน ตามลำดับ ซึ่งผลการพยากรณ์ปี 2564 เพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 7.61

5.2.2 ข้อเสนอแนะ

1) ข้อเสนอแนะเชิงนโยบาย

1.1) จากผลการศึกษาจะพบว่าความต้องการแป้งมันสำปะหลังและมันเส้นของต่างประเทศในปี 2563 มีแนวโน้มลดลงจากปี 2562 ซึ่งสอดคล้องกับการพยากรณ์ผลผลิตมันสำปะหลังของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ณ วันที่ 16 พฤศจิกายน 2563 ว่าผลผลิตมีแนวโน้มลดลง ซึ่งสาเหตุหนึ่งที่ทำให้ผลผลิตลดลงคือปัญหาโรคใบด่างมันสำปะหลังระบาด ปัญหาภัยแล้ง และอื่นๆ ผู้วิจัยจึงมีข้อเสนอแนะ ดังนี้

1.1.1) หน่วยงานที่เกี่ยวข้องควรศึกษาแนวทางการส่งเสริมการเพิ่มประสิทธิภาพการผลิตมันสำปะหลัง เพื่อให้เกษตรกรสามารถผลิตผลผลิตต่อไร่เพิ่มสูงขึ้น และหาแนวทางลดต้นทุนการผลิตให้แก่เกษตรกรเพื่อเพิ่มพื้นที่ปลูกมันสำปะหลังในพื้นที่ที่เหมาะสมเพิ่มขึ้น

1.1.2) ควรศึกษา วิจัย แนวทางการแก้ปัญหาโรคใบด่างมันสำปะหลังให้มีประสิทธิภาพ เพื่อหยุดวงจรการแพร่ระบาดของโรคนี้อย่างยั่งยืน เนื่องจากโรคนี้นำให้ผลผลิตมันสำปะหลังเสียหายจึงเก็บเกี่ยวผลผลิตได้ลดลง

1.2) การขยายตลาดผลิตภัณฑ์มันสำปะหลังของไทยไปยังประเทศอื่นๆ นอกเหนือจากประเทศจีน เพื่อลดความเสี่ยงหากจีนเกิดปัญหาด้านเศรษฐกิจหรืออื่นๆ ที่อาจส่งผลให้ลดการนำเข้าผลิตภัณฑ์มันสำปะหลังจากไทยในอนาคต

2) ข้อเสนอแนะในการศึกษาครั้งต่อไป

จากสถานการณ์การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ที่ส่งผลกระทบต่อเศรษฐกิจทั่วโลก รวมถึงกระทบต่อการส่งออกผลิตภัณฑ์มันสำปะหลังของไทยไปยังตลาดต่างประเทศ ดังนั้นในการวิจัยครั้งต่อไปอาจนำตัวแปรจากสถานการณ์ดังกล่าวข้างต้นหรือตัวแปรอื่นๆที่เกี่ยวข้องมาวิเคราะห์ร่วมด้วยเพื่อให้สะท้อนความเป็นจริงมากขึ้น

5.3 สรุปปาล์มน้ำมัน

5.3.1 ผลการศึกษา

เกษตรกรชาวสวนปาล์มน้ำมันของไทยส่วนมากเป็นเกษตรกรรายย่อย ราคาที่ผันผวนจะทำให้รายได้ของเกษตรกรมีความเสี่ยงมากขึ้น การพยากรณ์ตลาดความต้องการของน้ำมันปาล์มดิบจะช่วยให้เกษตรกรตัดสินใจผลิตสินค้าออกมาให้เหมาะสมกับความต้องการมากขึ้น รวมถึงภาครัฐออกนโยบายให้สอดคล้องกับความต้องการของตลาดมากขึ้น โดยตลาดของน้ำมันปาล์มดิบ ตลาดหลักคือ ตลาดการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ และตลาดการผลิตไบโอดีเซล งานวิจัยนี้ต้องการศึกษาความต้องการตลาดของสองตลาดหลักนี้ในปี 2563 และปี 2564 โดยคำนึงถึงปัจจัยด้านนโยบาย แนวโน้มของผู้บริโภค และ สถานการณ์โลกต่อตลาดปาล์มน้ำมัน พบว่า ภาครัฐให้ความสำคัญกับสินค้าปาล์มน้ำมันเป็นอย่างมาก โดยในอดีตผู้บริโภคหลักของปาล์มน้ำมัน คือ อุตสาหกรรมอาหารและน้ำมันขวด แต่ในปัจจุบันด้วยการส่งเสริมการใช้และการผลิตไบโอดีเซล ทำให้ตลาดไบโอดีเซลเริ่มมีสัดส่วนการใช้ น้ำมันปาล์มดิบใกล้เคียงกับ ตลาดการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น แนวโน้มของผู้บริโภคที่รักษ์สิ่งแวดล้อม รักสุขภาพมากขึ้น และสถานการณ์ที่หนึ่งในตลาดหลักอย่างยุโรปออกมาตรการเลิกใช้น้ำมันปาล์มในภาคการขนส่ง ซึ่งปัจจัยเหล่านี้จะส่งผลถึงปริมาณความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบเป็นอย่างมาก แต่อย่างไรก็ตาม การศึกษาที่มุ่งวิเคราะห์ความต้องการใช้ในประเทศ เพราะไทยใช้น้ำมันปาล์มดิบในการบริโภคมากกว่าส่งออก จากการศึกษาแบบจำลองทั้ง 3 แบบ ได้แก่ Holt-winters ARIMA และ VAR พบว่า ทั้งการพยากรณ์ในภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ และ การพยากรณ์การผลิตไบโอดีเซลแบบจำลอง ARIMA ให้ค่า RMSE และ MAPE ต่ำสุดจึงตัดสินใจใช้แบบจำลอง ARIMA

ในการพยากรณ์ พบว่า ความต้องการใช้ในภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ ในปี 2563 เท่ากับ 1,311,456.12 ตัน และในปี 2564 เท่ากับ 1,400,882.23 ตัน ซึ่งลดลงจากปี 2562 และเพิ่มขึ้นจากปี 2563 ตามลำดับ เมื่อเปรียบเทียบกับข้อมูลจริง พบว่า ตัวเลขพยากรณ์สูงกว่าตัวเลขจริงประมาณร้อยละ 11 คาดว่าเกิดจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโคโรนา-19 ที่ทำให้เกิดการล็อกดาวน์ประเทศ การท่องเที่ยวลดลง ร้านอาหารปิดตัว ทำให้การใช้น้ำมันปาล์มดิบลดลง ความต้องการใช้ในการผลิตไบโอดีเซลปี 2563 เท่ากับ 1,421,299.11 ตัน และในปี 2564 เท่ากับ 1,442,495.40 ตัน ซึ่งเพิ่มขึ้นจากปี 2562 และปี 2563 ตามลำดับ คาดว่าเกิดจากนโยบายของภาครัฐที่ออกมาเพิ่มสัดส่วนการใช้ น้ำมันปาล์มในน้ำมันดีเซล แต่อย่างไรก็ตาม เมื่อเทียบข้อมูลจริงในแต่ละเดือน พบว่า ตัวเลขพยากรณ์สูงกว่าตัวเลขจริงประมาณร้อยละ 4 คาดว่าเกิดจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโคโรนา-19 ที่ทำให้การใช้รถยนต์ลดลง จึงทำให้มีการใช้ไบโอดีเซลลดลง

5.3.2 ข้อเสนอแนะ

1) แนวโน้มการใช้ไบโอดีเซลที่เพิ่มขึ้น ภาครัฐควรส่งเสริมการใช้น้ำมันไบโอดีเซลในรถยนต์มากขึ้น โดยกำหนดมาตรฐานต่าง ๆ ให้ชัดเจน เช่น มาตรฐานรถยนต์ มาตรฐานน้ำมัน

2) ควรส่งเสริมการใช้ CPO ในช่องทางอื่น เช่น อุตสาหกรรมต่อเนื่อง เพื่อรองรับการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมที่ลดลง หรือสร้างความเชื่อมั่น สร้างความเข้าใจในเรื่องการใช้น้ำมันปาล์ม โดยนำผลการศึกษาและวิจัยมาสนับสนุนมาตรการส่งเสริมการใช้น้ำมันปาล์มเพื่อการบริโภค เช่น ศึกษาวินิจฉัยเรื่องการใช้ไขมันพืชแต่ละประเภทให้เหมาะสมกับการประกอบอาหารในแบบต่าง ๆ

3) ภาครัฐควรศึกษาตลาดการอุปโภคบริโภค ตลาดไบโอดีเซล และตลาดใหม่ เพื่อกำหนดความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในแต่ละตลาดให้ชัดเจน เพื่อช่วยในการวางแผนการผลิตให้เหมาะสม หากผลผลิตมีปริมาณเกินความต้องการของตลาด ภาครัฐควรแนะนำให้เกษตรกรลดพื้นที่ปลูก

5.4 มะพร้าว

5.4.1 สรุปผลการศึกษา

มะพร้าวเป็นพืชเศรษฐกิจอีกชนิดหนึ่งที่สำคัญของประเทศไทย ถือว่าเป็นวัตถุดิบที่สำคัญในการแปรรูปเป็นสินค้าต่าง ๆ โดยสินค้าที่มีมูลค่าสูงสุดคือกะทิสำเร็จรูป ซึ่งผลผลิตมะพร้าวภายในประเทศถูกใช้ในโรงงานกะทิสำเร็จรูปมากที่สุดร้อยละ 57 โดยสินค้ากะทิสำเร็จรูปทั้งหมดมีการส่งออกไปต่างประเทศ ร้อยละ 80 ด้วยเหตุนี้จึงได้มีการพยากรณ์ความต้องการกะทิสำเร็จรูปของไทยจากต่างประเทศ โดยใช้ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปของไทยเป็นตัวแทนในการพยากรณ์

จากการเปรียบเทียบความแม่นยำของแบบจำลองทั้ง 3 แบบ ได้แก่ Holt-Winters SARIMA และ VAR พบว่า การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปของแบบจำลอง SARIMA มีความแม่นยำกว่าวิธีการแบบ Holt-Winters และ VAR เนื่องจากแบบจำลอง SARIMA สามารถจับอิทธิพลของผลของฤดูกาล (Seasonal) โดยเฉพาะการลดปัญหา Stochastic seasonality ซึ่งอาจจะส่งผลให้ได้แบบจำลองที่เหมาะสม

การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูป (EXPORT) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2563 - เดือนธันวาคม 2564 (จำนวน 24 เดือน) ซึ่งในปี 2563 เท่ากับ 296,581 ตัน เพิ่มขึ้นจาก 263,146 ตัน ในปี 2562 ร้อยละ 12.71 และในปี 2564 เท่ากับ 318,730 ตัน เพิ่มขึ้นจากผลพยากรณ์ของปี 2563 ร้อยละ 7.47 ซึ่งไม่ตรงกับการคาดการณ์ของผู้ประกอบการว่าในปี 2563 จะมีปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปทรงตัวเมื่อเทียบกับปี 2562 และปี 2564 จะทรงตัวเมื่อเทียบกับปี 2563 เนื่องจากข้อมูลที่นำมาใช้ในการพยากรณ์คือข้อมูลตั้งแต่ปี 2555 - 2562 ซึ่งยังไม่มีสถานการณ์การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 และผลผลิตมะพร้าวในประเทศที่ไม่เพียงพอต่อความต้องการของโรงงานแปรรูป ทำให้ผลการพยากรณ์ไม่สอดคล้องการคาดการณ์ของผู้ที่เกี่ยวข้อง อย่างไรก็ตาม จากข้อมูลปริมาณการส่งออกกะทิสำเร็จรูปของปี 2563 ทั้งปี พบว่า มีการส่งออกกะทิสำเร็จรูปเพิ่มขึ้นจากปี 2562 ร้อยละ 3.12 ซึ่งผลพยากรณ์ที่ได้ของปี 2563 มากกว่าความเป็นจริง แต่มีแนวโน้มที่เพิ่มขึ้นจากการส่งออกของปี 2562 เหมือนกัน

5.4.2 ข้อเสนอแนะ

1) ข้อเสนอเชิงนโยบาย เนื่องจากแนวโน้มการส่งออกกะทิสำเร็จรูปที่มากขึ้น ซึ่งปัญหาปัจจุบันที่ส่งผลต่อความสามารถในการแข่งขันในตลาดโลกของภาคเอกชนไทยลดลงคือ การที่ผลผลิตมะพร้าวในประเทศไม่เพียงพอต่อความต้องการของโรงงานแปรรูป ดังนั้น ภาครัฐควรมีมาตรการที่จะเพิ่มผลผลิตมะพร้าวผลในประเทศให้เพียงพอต่อความต้องการใช้มะพร้าวของโรงงานแปรรูปเพื่อส่งออก เช่น การเพิ่มผลผลิตต่อไร่ การขยายพื้นที่ในการปลูกโดยการปลูกทดแทนสวนเก่า เป็นต้น

2) ข้อเสนอในการศึกษาครั้งต่อไป เนื่องจากผลพยากรณ์การส่งออกกะทิสำเร็จรูปไม่สอดคล้องกับความเห็นของผู้ที่เกี่ยวข้อง เนื่องจากไม่ได้คำนึงถึงสถานการณ์การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ที่ส่งผลต่อภาวะเศรษฐกิจของโลก และสถานการณ์ผลผลิตมะพร้าวในประเทศที่ลดลง ดังนั้น ควรมีการนำปัจจัยอื่นๆ ที่เกี่ยวข้องเข้ามาศึกษาเพิ่มเติมในการศึกษาครั้งต่อไป

5.5 สรุปยางพารา

5.5.1 ผลการศึกษา

การพยากรณ์การใช้ยางพาราภายในประเทศและการใช้ยางพาราเพื่อส่งออก โดยพยากรณ์ในช่วงระหว่างเดือนมกราคม 2563 - ธันวาคม 2564 (จำนวน 24 เดือน) ซึ่งในปี 2563 จะมีความต้องการยางพารา 695,443 ตัน เพิ่มขึ้นจาก 663,082 ตัน ในปี 2562 หรือเพิ่มขึ้นร้อยละ 4.88 และในปี 2564 จะมีความต้องการยางพารา 719,562 ตัน เพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 3.47 สำหรับผลพยากรณ์การใช้ยางพาราเพื่อส่งออก ในปี 2563 จะมีความต้องการยางพารา 3,986,010 ตัน เพิ่มขึ้นจาก 3,938,843 ตัน ในปี 2562 หรือเพิ่มขึ้นร้อยละ 1.20 และในปี 2564 จะมีความต้องการยางพารา 4,088,341 ตัน เพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 2.57

สำหรับสถานการณ์ในปัจจุบันและการสำรวจความคิดเห็นของผู้มีส่วนเกี่ยวข้องทั้งภาครัฐและเอกชน พบว่า ความต้องการใช้ยางพาราภายในประเทศและความต้องการใช้ยางพาราเพื่อส่งออกของไทยในปี 2563 จะลดลงร้อยละ 15 เมื่อเทียบกับปีที่ผ่านมา และคาดว่าในปี 2564 สถานการณ์จะดีขึ้นและทำให้ความต้องการใช้ยางพาราภายในประเทศ และความต้องการยางพาราเพื่อส่งออกของไทยลดลงร้อยละ 10 เมื่อเทียบกับปีที่ผ่านมา เนื่องจากในปี 2563 สถานการณ์การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ส่งผลให้เศรษฐกิจโลกชะลอตัว กำลังซื้อของผู้บริโภคหรือความต้องการผลิตภัณฑ์ยางพาราลดลง ผู้แปรรูปผลิตภัณฑ์ยางพาราทั่วโลกจึงลดกำลังการผลิตหรือชะลอการซื้อวัตถุดิบในช่วงที่มีการแพร่ระบาดรุนแรง

การพยากรณ์ข้อมูลได้ใช้ข้อมูลในช่วงเวลาปี 2550 - 2562 เพื่อพยากรณ์ข้อมูล ปี 2563 - 2564 ซึ่งในปี 2563 ได้เกิดสถานการณ์การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ที่ส่งผลกระทบต่อความต้องการใช้สินค้ายางพาราไม่เป็นไปตามความต้องการใช้ในอดีตที่ผ่านมา การพยากรณ์ด้วยแบบจำลองที่เหมาะสมจึงไม่สอดคล้องกับสถานการณ์ที่เกิดขึ้นรวมถึงการคาดการณ์ของผู้ที่มีส่วนเกี่ยวข้อง เนื่องจากข้อมูลที่ใช้นปี 2550 - 2562 ยังไม่มีเหตุการณ์การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19

5.5.2 ข้อเสนอแนะ

1) ข้อเสนอแนะเชิงนโยบาย

1.1) จากผลการพยากรณ์ที่เพิ่มขึ้นของปริมาณการใช้ยางพาราภายในประเทศและเพื่อการส่งออก ซึ่งเป็นแนวโน้มที่ดีในการมีโอกาสขยายตลาดส่งออกและเพิ่มการใช้ยางพาราภายในประเทศ ดังนั้น ภาครัฐจึงควรมีมาตรการสนับสนุนการขยายช่องทางการตลาดยางพาราเพื่อเพิ่มการส่งออกและเพิ่มขีดความสามารถในการแข่งขันให้กับผู้ประกอบการภายในประเทศ และมีการส่งเสริมการใช้ยางพาราภายในประเทศเพื่อสร้างมูลค่าเพิ่มให้มากขึ้น

1.2) ควรสนับสนุนให้เกษตรกรรักษาคุณภาพและมาตรฐานของผลผลิตยางพารา เนื่องจากการเพิ่มขึ้นของความต้องการใช้ยางพาราอาจส่งผลให้เกษตรกรให้ความสำคัญกับการเพิ่มผลผลิตโดยไม่มีการคำนึงถึงคุณภาพของผลผลิต

1.3) ในกรณีที่มีการคาดการณ์ความต้องการใช้ยางพาราที่ลดลงของผู้ประกอบการ เนื่องจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ดังนั้น ภาครัฐจึงควรมีการส่งเสริมให้มีการใช้ยางพาราภายในประเทศและเพื่อการส่งออก โดยเฉพาะผลิตภัณฑ์ทางการแพทย์ให้มากขึ้น เพื่อให้สอดคล้องกับนโยบายการสนับสนุนให้ไทยเป็น Product champion ด้านถุงมือยางพารา

1.4) ควรมีการสนับสนุนงานวิจัยการต่อยอดในเชิงพาณิชย์ เพื่อเพิ่มการใช้ยางพาราภายในประเทศให้เพิ่มมากขึ้น

1.5) ควรสนับสนุนการลงทุนในอุตสาหกรรมยางพาราของนักลงทุน ทั้งภายในประเทศและต่างประเทศ โดยให้สิทธิพิเศษทางด้านภาษีและด้านอื่นๆ

2) ข้อเสนอแนะในการศึกษาครั้งต่อไป

จากผลการพยากรณ์ความต้องการใช้ยางพาราภายในประเทศและการใช้เพื่อส่งออก ซึ่งไม่สอดคล้องกับความเห็นของผู้ประกอบการ ดังนั้น เพื่อให้ได้รับข้อมูลการพยากรณ์ที่เหมาะสมและสอดคล้องกับสถานการณ์จริงในปัจจุบัน อาจจำเป็นต้องใช้ข้อมูลในการพยากรณ์ตั้งแต่ช่วงปี 2550 - 2563 และนำปัจจัยการแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 มาวิเคราะห์ร่วมด้วย รวมถึงในการศึกษาครั้งต่อไปควรมีการศึกษาปัจจัยอื่น ๆ เพิ่มเติมที่อาจมีผลกระทบต่อความต้องการใช้ยางพารา เช่น ปริมาณผลผลิต สัตว์ก ภาวะเศรษฐกิจโลก ภาวะเศรษฐกิจของประเทศคู่ค้าที่สำคัญ รวมทั้งผลกระทบจากภัยธรรมชาติและ โรคระบาด

5.6 สับปะรดโรงงาน

5.6.1 สรุปผลการศึกษา

ผลผลิตสับปะรดโรงงานประมาณร้อยละ 80 ถูกนำไปใช้เป็นวัตถุดิบในการแปรรูปเป็นผลิตภัณฑ์เพื่อส่งออกตลาดต่างประเทศเป็นหลัก ผลิตภัณฑ์ที่สำคัญ ได้แก่ สับปะรดกระป๋องและน้ำสับปะรด การศึกษาจึงใช้ปริมาณส่งออกสับปะรดกระป๋องและน้ำสับปะรดของไทย เป็นตัวแทนในการพยากรณ์แบบจำลองความต้องการ โดยเปรียบเทียบความแม่นยำในการพยากรณ์ 3 วิธี ได้แก่ 1) วิธี Holt-Winters แบบ Additive และ Multiplicative 2) วิธี ARIMA มีการพิจารณาความเป็นฤดูกาล เพิ่มตัวแปรหุ่นฤดูกาล (SARIMA) และ 3) วิธี VAR ที่มีตัวแปรด้านราคา อัตราแลกเปลี่ยนเข้ามาเกี่ยวข้อง พบว่า วิธี SARIMA มีความเหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกสับปะรดกระป๋องและน้ำสับปะรด โดยผลพยากรณ์ปริมาณส่งออกสับปะรดกระป๋องด้วยแบบจำลอง SARIMA(1,1,0)(0,1,1)₁₂ ปี 2563 และปี 2564 จะมีปริมาณ 332,354 ตัน และ 282,805 ตัน ลดลงจาก 389,675 ตัน ของปี 2562 ร้อยละ 14.71 และร้อยละ 27.43 ตามลำดับ สำหรับผลพยากรณ์ปริมาณส่งออกน้ำสับปะรดของไทย ด้วยแบบจำลอง SARIMA(1,0,0)(0,1,1)₁₂ ในปี 2563 และปี 2564 ปริมาณ 81,117 ตัน และ 84,927 ตัน โดยปี 2563 ลดลงจาก 85,413 ตันของปี 2562 ร้อยละ 5.03 และร้อยละ 0.57 ทั้งนี้ ผลพยากรณ์ปี 2563 มีแนวโน้มลดลงสอดคล้องกับความเห็นของผู้ประกอบการโรงงานแปรรูปที่ประเมินว่าการส่งออกปี 2563 - 2564 มีแนวโน้มลดลงประมาณร้อยละ 20 สำหรับปี 2564 ผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกน้ำ

สับปะรดเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นจากปี 2563 ไม่สอดคล้องกับสถานการณ์และความเห็นของผู้ประกอบการ โรงงานแปรรูป โดยอาจกระทบจากปัจจัยอื่น ๆ ที่การศึกษาครั้งนี้ไม่ได้นำมาพิจารณา เช่น ปริมาณผลผลิต ปริมาณสินค้าในตลาด ปริมาณสินค้าคงคลัง การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ภาวะเศรษฐกิจโลก เป็นต้น

5.6.2 ข้อเสนอแนะ

1) ข้อเสนอแนะจากการวิจัยครั้งนี้ มีข้อจำกัดด้านข้อมูลในภาคธุรกิจ ทำให้ข้อมูลความต้องการใช้ไม่ครบถ้วนตามหลักวิชาการ ดังนั้น ต้องปรับปรุงข้อมูลให้ทันต่อเหตุการณ์และควรมีการพยากรณ์เป็นระยะ จะทำให้ได้ผลพยากรณ์ที่มีความสมบูรณ์ ใกล้เคียงกับความเป็นจริง สอดคล้องกับสถานการณ์และเป็นที่ยอมรับของทุกภาคส่วนมากขึ้น ทั้งนี้ ภาครัฐและภาคเอกชนควรร่วมมือในการเชื่อมโยงข้อมูล

2) ข้อเสนอแนะเชิงนโยบาย จากที่ปริมาณการส่งออกสับปะรดกระป๋องมีแนวโน้มลดลง และการบริโภคสับปะรดสดมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ดังนั้น การเพิ่มขีดความสามารถในการแข่งขัน ควรพัฒนา ด้านการผลิตสับปะรดโรงงานและบริโภคสดให้มีปริมาณและคุณภาพมาตรฐานตรงตามความต้องการของตลาด โดยพัฒนาแหล่งน้ำ พัฒนาพันธุ์ ผลิตตามหลักเกษตรที่ดีที่เหมาะสม (Good agricultural practice: GAP) ในลักษณะเกษตรแปลงใหญ่ในพื้นที่เหมาะสมตามแผนที่เกษตรเพื่อการบริหารเชิงรุก (Agricultural map for adaptive management: Agri-Map) ด้านการแปรรูป ควรส่งเสริมการวิจัยและการนำนวัตกรรมมาใช้ในการแปรรูปผลิตภัณฑ์ใหม่และการใช้ประโยชน์จากสิ่งเหลือใช้จากกระบวนการแปรรูป เพื่อสร้างมูลค่าเพิ่ม ด้านการตลาด ควรศึกษาวิจัยความต้องการของตลาด เจรจาการค้าเพื่อขยายตลาดใหม่ ส่งเสริมการบริโภคสับปะรดและผลิตภัณฑ์ภายในประเทศ ส่งเสริมการสร้างตราสินค้าสับปะรดไทย แทนการเป็นผู้รับจ้างผลิต รวมทั้งจัดทำข้อมูลสารสนเทศอุตสาหกรรมสับปะรดและพัฒนาระบบโลจิสติกส์

3) ข้อเสนอแนะในการศึกษาครั้งต่อไป จากผลพยากรณ์ปริมาณส่งออกลดลงจากปัจจัยอื่นๆ เช่น ด้านปริมาณผลผลิตสับปะรด ภาวะเศรษฐกิจโลกที่ชะลอตัวจากผลกระทบการแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 แนวโน้มความต้องการและรสนิยมการบริโภคในตลาดต่างประเทศที่เปลี่ยนแปลงไป ดังนั้น การควรมีการพิจารณาตัวแปรที่เกี่ยวข้องในการพยากรณ์ครั้งต่อไป หรือใช้เครื่องมือวิเคราะห์ที่เหมาะสมกับข้อมูลเพิ่มเติม เพื่อให้ผลการศึกษาใกล้เคียงกับสถานการณ์จริง สามารถนำไปใช้ประโยชน์ได้หลากหลายขึ้น

5.7 ไข่ไก่

5.7.1 สรุปผลการศึกษา

ไข่ไก่ เป็นสินค้าที่บริโภคในประเทศเป็นหลักถึงร้อยละ 98 ของปริมาณการผลิตไข่ไก่ทั้งประเทศ ดังนั้น การวิจัยครั้งนี้จึงเป็นการพยากรณ์ปริมาณการบริโภคในประเทศ

จากการเปรียบเทียบความแม่นยำในการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ได้แก่ 1) ES ใช้ทั้งวิธี Holt-Winters แบบ Additive และ Multiplicative 2) ARIMA ซึ่งพิจารณาความเป็นฤดูกาลทั้งการเพิ่มตัวแปรหุ่นฤดูกาล และ SARIMA และ 3) VAR พบว่า แบบจำลอง Holt-Winters แบบ Additive มีความเหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่

โดยผลการพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ ด้วยแบบจำลอง Holt-Winters แบบ Additive ในปี 2563 และ ปี 2564 จะมีปริมาณ 14,371.71 ล้านฟอง และ 14,798.96 ล้านฟอง ตามลำดับ โดยปี 2563 ลดลงจาก 14,747.94 ล้านฟอง ของปี 2562 ร้อยละ 2.55 ทั้งนี้ ผลพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ของปี 2563 สอดคล้องกับความเห็นของผู้มีส่วนเกี่ยวข้องทั้งภาครัฐและเอกชนซึ่งคาดว่าจะใกล้เคียงหรือลดลงเล็กน้อยจากปี 2562 สำหรับผลการพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ปี 2564 เปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นจากปี 2563 ร้อยละ 2.97 สอดคล้องกับความเห็นของผู้เกี่ยวข้องทั้งภาครัฐและเอกชน

อย่างไรก็ตาม การพยากรณ์ดังกล่าว มิได้นำปัจจัยที่มีผลกระทบต่อปริมาณความต้องการการบริโภคไข่ไก่เข้ามาคำนวณ รวมถึงการวิเคราะห์ในเชิงคุณภาพ อาจส่งผลให้ผลของการพยากรณ์ปริมาณความต้องการบริโภคไข่ไก่คลาดเคลื่อนไปจากความเป็นจริง

5.7.2 ข้อเสนอแนะ

1) **ข้อเสนอแนะเชิงนโยบาย** ควรมีการบริหารจัดการอุปทานไข่ไก่ เพื่อไม่ให้มีปริมาณมากเกินไปเกินความต้องการของผู้บริโภค เพื่อลดความเสี่ยงไข่ไก่ล้นตลาด และส่งผลต่อราคาไข่ไก่ในประเทศ รวมทั้งมีการสนับสนุนการบริโภคไข่ไก่อย่างต่อเนื่อง

2) ข้อเสนอแนะในการศึกษาครั้งต่อไป

2.1) ในการพยากรณ์ปริมาณความต้องการบริโภคไข่ไก่ในครั้งต่อไป ควรมีการนำปัจจัยอื่นๆ ที่มีผลกระทบเข้ามาวิเคราะห์ร่วมด้วย เช่น ภาวะเศรษฐกิจ การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ทั้งในรูปแบบเชิงปริมาณ และเชิงคุณภาพ

2.2) ในการศึกษาเรื่องอื่นๆ ที่เกี่ยวข้อง ควรมีศึกษาความต้องการบริโภคผลิตภัณฑ์จากไข่ไก่เพื่อใช้เป็นแนวทางในการเพิ่มปริมาณการบริโภคไข่ไก่ภายในประเทศ

5.8 สรุปในภาพรวม

5.8.1 สรุปผลการศึกษา

การศึกษานี้เป็นการพยากรณ์ความต้องการสินค้าเกษตร ได้แก่ ข้าว มันสำปะหลัง ปาล์มน้ำมัน ยางพารา สับปะรดโรงงาน มะพร้าว และไข่ไก่ ด้วยการเลือกแบบจำลองทางสถิติที่เหมาะสมจากทั้ง Exponential smoothing (Holt-Winters) ARIMA/SARIMA และ VAR ซึ่งจะใช้แบบจำลองที่เหมาะสมที่สุด เพื่อพยากรณ์ความต้องการของแต่ละสินค้า ในปี 2563 และ 2564 ผลการศึกษาโดยสรุป มีดังนี้

ในการทดสอบความแม่นยำเพื่อเลือกแบบจำลอง จะพิจารณาจากค่า RMSE และ MAPE จากช่วงข้อมูลที่เตรียมไว้ (Ex-post) เพื่อเทียบกับค่าที่พยากรณ์ได้จากแบบจำลองต่าง ๆ ซึ่งแบบจำลองที่มีความเหมาะสมที่สุดของแต่ละสินค้าแตกต่างกันไปขึ้นอยู่กับลักษณะข้อมูล โดยสินค้าที่ข้อมูลมีความเป็นฤดูกาล เมื่อพิจารณาจากความเคลื่อนไหวของข้อมูลและ Autocorrelation และ Partial autocorrelation function ทั้งปาล์มน้ำมัน มะพร้าว และสับปะรดโรงงาน ได้กำหนดแบบจำลอง ARIMA/SARIMA เพื่อจับอิทธิพลของความเป็นฤดูกาลทั้งรูปแบบสุ่ม (Stochastic) และแบบที่มีตัวกำหนดชัดเจน (Deterministic) จึงมีส่วนสำคัญที่ทำให้แบบจำลองดังกล่าว มีความเหมาะสมที่สุด สำหรับสินค้าข้าว มันสำปะหลัง ยางพารา และไข่ไก่ พบว่า แบบจำลองที่เหมาะสมเป็นวิธีของ Exponential smoothing (Holt-Winters) ซึ่งข้อมูลแสดงความเป็นฤดูกาลไม่ชัดเจนมาก ขณะที่ VAR ที่ใช้ตัวแปรอื่นร่วมในการวิเคราะห์ ไม่พบว่ามี ความแม่นยำมากกว่าแบบจำลองอื่น โดยแบบจำลองใช้เพียงตัวแปรที่มีความถี่ในระดับเดียวกัน ทำให้มีข้อจำกัดในการเลือกตัวแปรบนพื้นฐานทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์ โดยเฉพาะข้อมูลเกี่ยวกับเศรษฐกิจมหภาคที่มักจะเป็นข้อมูลรายไตรมาสหรือรายปี ซึ่งในการศึกษาครั้งต่อไปอาจพิจารณาใช้ Mixed-frequency VAR เพื่อการพยากรณ์

ผลการพยากรณ์ของแต่ละสินค้าจากแบบจำลองที่เลือกหลังจากทดสอบความแม่นยำ พบว่า สินค้าที่ความต้องการมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นทั้งในปี 2563 และ 2564 ได้แก่ ปาล์มน้ำมัน ในกรณีการใช้ CPO ในการผลิตไบโอดีเซล มะพร้าวในที่นี่คือการส่งออกกะทิสำเร็จรูป และยางพารา ทั้งการใช้ในประเทศและการส่งออก สินค้าที่ความต้องการมีแนวโน้มลดลงทั้งในปี 2563 และ 2564 ได้แก่ สินค้าข้าว ทั้งการส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวเจ้าขาว และสับปะรดโรงงาน ในกรณีการส่งออกสับปะรดกระป๋อง และสินค้าที่ความต้องการมีแนวโน้มลดลงในปี 2563 แต่จะฟื้นตัวในปี 2564 ได้แก่ มันสำปะหลัง ทั้งการส่งออกแป้งมันสำปะหลังและมันเส้น ปาล์มน้ำมัน กรณีการใช้ CPO ของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ สับปะรดโรงงาน ในกรณีการส่งออกน้ำสับปะรด และไข่ไก่ ซึ่งเป็นปริมาณการบริโภคในประเทศ รายละเอียดแสดงในตารางที่ 5.1

5.8.2 ข้อเสนอแนะ

จากผลการพยากรณ์นโยบายในช่วงที่ความต้องการสินค้ามีแนวโน้มลดลง ควรขยายและหาตลาดใหม่ เน้นสร้างมูลค่าเพิ่ม ส่งเสริมการนำไปใช้ในอุตสาหกรรมต่อเนื่อง และอาจส่งเสริมให้ปรับเปลี่ยนไปผลิตสินค้าที่มีผลตอบแทนสูงกว่า สำหรับช่วงที่ความต้องการสินค้ามีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ควรมีการวางแผนการผลิตให้เพียงพอและมีคุณภาพ นอกจากนี้ ในระยะยาวการวิจัยและพัฒนาผลิตภัณฑ์ให้มีมูลค่าเพิ่ม หรือผลิตภัณฑ์ใหม่ที่สอดคล้องกับความต้องการของตลาด จะเป็นการเพิ่มขีดความสามารถในการแข่งขันเพื่อการส่งออก

การศึกษานี้มีข้อจำกัดที่สำคัญคือ ข้อมูลที่ใช้ในช่วงดำเนินการศึกษายังไม่มีผลของการแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 ซึ่งเป็นช่วงเดียวกันกับการพยากรณ์นั้นคือ ปี 2563 และ 2564 การเกิดเหตุการณ์ไม่คาดคิด (Shock) ส่งผลต่อค่าของอนุกรมเวลาให้ผิดไปจากปกติ และอาจทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของข้อมูลโดยฉับพลัน (Structural break) ซึ่งจะส่งผลต่อความแม่นยำของการพยากรณ์ด้วยแบบจำลองทางสถิติ และโดยทั่วไปแบบจำลองทางสถิติเพื่อการพยากรณ์ แม้ว่าจะสามารถทำได้สะดวกรวดเร็วกว่าแบบจำลองเชิงโครงสร้าง (Structural mode) เมื่อมีข้อมูลใหม่เพิ่มเติม แต่แบบจำลองที่เหมาะสมอาจเปลี่ยนแปลง อีกทั้งการพยากรณ์ครั้งนี้ไม่เน้นอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร ดังนั้น หากต้องการศึกษาผลกระทบจากปัจจัยต่าง ๆ ต่อความต้องการสินค้าเกษตร เช่น การแพร่ระบาดของเชื้อไวรัสโควิด-19 และภาวะเศรษฐกิจและสังคม อาจพิจารณาแบบจำลองอื่นเพิ่มเติม นอกจากนี้ ยังอาจพัฒนาการพยากรณ์ด้วยวิธีอื่น เช่น การเรียนรู้ของเครื่อง (Machine learning) ซึ่งเป็นการพยากรณ์ด้วยการทำให้ระบบคอมพิวเตอร์เรียนรู้ได้ด้วยตนเองจากข้อมูลที่มี

ตารางที่ 5.1 สรุปแบบจำลองที่เหมาะสมและผลการพยากรณ์

รายการ	พยากรณ์	แบบจำลองที่เหมาะสมที่สุด	แนวโน้ม	
			%Δ 62-63	%Δ 63-64
ข้าว	ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ	Exponential smoothing (A-Ad-A)	-3.90	-0.08
	ปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว	Exponential smoothing (M-Ad-N)	-24.98	-0.03
มันสำปะหลัง	ปริมาณส่งออกแป้งมันสำปะหลัง	Holt-Winters (Multiplicative)	-8.48	5.57
	ปริมาณส่งออกมันเส้น	Holt-Winters (Additive)	-5.22	7.61
ปาล์มน้ำมัน	ปริมาณการใช้ CPO ของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ	ARIMA(2,0,0)+Seasonal dummies	-10.36	6.82
	ปริมาณการใช้ CPO ในการผลิตไบโอดีเซล	ARIMA(1,0,0)+ Seasonal dummies	6.29	1.48
มะพร้าว	ปริมาณส่งออกกะทิสำเร็จรูป	SARIMA(1,0,0)(1,0,1) ₁₂	12.71	7.47
ยางพารา	ปริมาณการใช้ภายในประเทศ	Holt-Winters (Additive)	4.88	3.47
	ปริมาณการส่งออก	Holt-Winters (Additive)	1.20	2.57
สับปะรด	ปริมาณส่งออกสับปะรดกระป๋อง	SARIMA(1,1,0)(0,1,1) ₁₂	-14.71	-14.91
	ปริมาณส่งออกน้ำสับปะรด	SARIMA(1,0,1)(0,1,1) ₁₂	-5.03	4.70
ไข่ไก่	ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ภายในประเทศ	Holt-Winters (Additive)	-2.55	2.97

ที่มา: การคำนวณ

บรรณานุกรม

- กรมการค้าภายใน. (2562). ตารางประมาณการ การผลิต การใช้ และสต็อกน้ำมันปาล์มคงเหลือ ตามประกาศคณะกรรมการกลางว่าด้วยราคาสินค้าและบริการ (กกร.). [ออนไลน์]. เข้าถึงได้จาก: http://agri.dit.go.th/index.php/department_doc/3/ปริมาณการผลิต%20การใช้และสต็อก%20น้ำมันปาล์มคงเหลือ/66 (วันที่สืบค้นข้อมูล: 2 ธันวาคม 2562).
- กรมศุลกากร. (2562). รายงานสถิติ. [ออนไลน์]. เข้าถึงได้จาก: <http://www.customs.go.th/> (วันที่สืบค้นข้อมูล: ตุลาคม 2562).
- กรมศุลกากร. (2563). รายงานสถิติ [ออนไลน์]. เข้าถึงได้จาก: <http://www.customs.go.th> (วันที่สืบค้นข้อมูล: มิถุนายน 2563).
- กระทรวงเกษตรและสหกรณ์. (2557). คู่มือการบริหารจัดการการผลิตสินค้าเกษตรตามแนวทางการบริหารจัดการพื้นที่เกษตรกรรม.
- กรุงเทพธุรกิจ. (2561). 'พาณิชย์' โละสต็อกข้าว 17.76 ล้านตันสำเร็จ ได้เงินคืนคลัง 1.4 แสนล้าน. กรุงเทพธุรกิจ. [ออนไลน์]. เข้าถึงได้จาก: <https://www.bangkokbiznews.com/news/detail/811793> (วันที่สืบค้นข้อมูล: 31 สิงหาคม 2562).
- คณะกรรมการนโยบายและการบริหารจัดการข้าว. (2561). แผนการผลิตและการตลาดข้าวครบวงจรการผลิต 2561/62.
- ปริญญ์ฐ เอียบศิริเมธี, นันทิ สุทธิการณณัย, & สรวุฒ จันทรมง. (2559). การพยากรณ์ปริมาณความต้องการสับประรดกระป๋องของประเทศไทย ด้วยวิธีการพยากรณ์แบบดั้งเดิมกับวิธีโครงข่ายประสาทเทียม. วารสารวิทยาลัยนครราชสีมา สาขามนุษยศาสตร์และสังคมศาสตร์, 10(2), 9-21.
- ภูมิฐาน รังคกุลณัฐวัฒน์. (2562). การวิเคราะห์อนุกรมเวลาสำหรับเศรษฐศาสตร์และธุรกิจ (Time Series Analysis for Economics and Business). [ออนไลน์]. เข้าถึงได้จาก: https://economics.utcc.ac.th/wp-content/uploads/Time-Series-for-Econ-and-Bus_Poomthan.pdf (วันที่สืบค้นข้อมูล: 2 สิงหาคม 2563).
- ศูนย์ข้อมูลเกษตรแห่งชาติ. (2563). *วิเคราะห์สถานการณ์โรคใบด่างมันสำปะหลัง* [ออนไลน์]. เข้าถึงได้จาก: <https://www.nabc.go.th/disaster/baidang> (วันที่สืบค้นข้อมูล: 29 กันยายน 2563).
- สำนักงานเลขาธิการสภาผู้แทนราษฎร. (2557). โครงการรับจำนำข้าว. Academic Focus เมษายน. สำนักวิชาการ สำนักงานเลขาธิการสภาผู้แทนราษฎร. ISSN 2287-0520.
- สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. (2559). คู่มือการจัดทำบัญชีสมดุระดับจังหวัด.
- สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. (2561). สถานการณ์สินค้าเกษตรที่สำคัญและแนวโน้ม ปี 2562. กรุงเทพฯ: สำนักวิจัยกิจการเกษตร.

- สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. (2562). ตัวชี้วัดเศรษฐกิจการเกษตรของประเทศไทย ปี 2561. [ออนไลน์]. เข้าถึงได้จาก: <http://www.oae.go.th/assets/portals/1/files/journal/2561/indicator61.pdf> (วันที่สืบค้นข้อมูล: 15 สิงหาคม 2563).
- สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. (2562). ข้อมูลการผลิตสินค้าเกษตร. [ออนไลน์]. เข้าถึงได้จาก: <http://www.oae.go.th/> (วันที่สืบค้นข้อมูล: ตุลาคม 2562).
- สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. (2563). ข้อมูลการผลิตสินค้าเกษตร. [ออนไลน์]. เข้าถึงได้จาก: <http://www.oae.go.th/> (วันที่สืบค้นข้อมูล: มิถุนายน 2563).
- อรชุน พองประไพ, และประสาร บุญเสริม. (2557). การพยากรณ์อุปสงค์น้ำมันปาล์มดิบในประเทศไทย. วารสารการวิจัยทางธุรกิจ และการบริหาร, 2(1), 46-67.
- Adanacioglu, h., & yercan, m. (2012). An Analysis of Tomato Prices at Wholesale Level in Turkey: an Application of SARIMA Model. *Custos e@ Gronegocio on Line*, 8(4), 52-75.
- Allen, P. G. (1994). Economic Forecasting in Agriculture. *International Journal of Forecasting*, 10(1), 81-135.
- Anggraeni, W., Andri, k. B., & Mahananto, F. (2017). The Performance of ARIMAX Model and Vector Autoregressive (VAR) Model in Forecasting Strategic Commodity Price in Indonesia. *Procedia Computer Science*, 124, 189-196.
- Arunraj, N. S., Ahrens, D., & Fernandes, M. (2016). Application of SARIMAX Model to Forecast Daily Sales in Food Retail Industry. *International Journal of Operations Research and Information Systems (IJORIS)*, 7(2), 1-21.
- Cherdchoongam, S., & Rungreunganun, V. (2016). Forecasting the Price of Natural Rubber in Thailand Using the ARIMA Model. *King Mongkut's University of Technology North Bangkok International Journal of Applied Science and Technology*, 9(4).
- Co, H. C., & Boosarawongse, R. (2007). Forecasting Thailand's Rice Export: Statistical Techniques vs. Artificial Neural Networks. *Computers & Industrial Engineering*, 53(4), 610-627.
- Da Veiga, C. P., Da Veiga, C. R. P., Catapan, A., Tortato, U., & Da Silva, W. V. (2014). Demand Forecasting in Food Retail: A Comparison between the Holt-Winters and ARIMA Models. *WSEAS Transactions on Business and Economics*, 11, 608-614.

- Du, X. F., Leung, S. C., Zhang, J. L., & Lai, K. K. (2013). Demand Forecasting of Perishable Farm Products Using Support Vector Machine. *International Journal of Systems Science*, 44(3), 556-567.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Frédéric Simon. (2018). *EU heading for 'zero palm oil' in transport by 2021* [Online].
เข้าถึงได้จาก: <https://www.euractiv.com/section/energy/news/eu-heading-for-zero-palm-oil-in-transport-by-2021/> (วันที่สืบค้นข้อมูล: 12 ตุลาคม 2563).
- Geoffrey Allen, P., & Fildes, R. (2005). Levels, differences and ECMs—principles for improved econometric forecasting. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 881-904.
- Granger, C.W.J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis 7th Edition International edition*.
- Hyndman, R. J., & Athanasopoulos, G. (2018). *Forecasting: Principles and Practice: Otexts*.
- Hyndman R, Athanasopoulos G, Bergmeir C, Caceres G, Chhay L, O'Hara-Wild M, Petropoulos F, Razbash S, Wang E, Yasmeeen F (2020). forecast: Forecasting functions for time series and linear models. R package version 8.14 เข้าถึงได้จาก <https://pkg.robjhyndman.com/forecast/>
- Ito, T., & Sato, K. (2008). Exchange rate changes and inflation in post-crisis Asian Economies: Vector Autoregression Analysis of the exchange rate pass-through. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(7), 1407-1438.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1551-1580.
- Lawrence, M., Goodwin, P., O'connor, M., & Önköl, D. (2006). Judgmental Forecasting: A Review of Progress over the Last 25 Years. *International Journal of Forecasting*, 22(3), 493-518.

- Lovell, B. C., & Walder, C. J. (2008). Support Vector Machines for Business Applications. *In Mathematical Methods for Knowledge Discovery and Data Mining* (pp. 82-100): IGI Global.
- Mukherjee, S., & Mitra, A. (2009). Health Effects of Palm Oil. *Journal of Human Ecology*, 26(3), 197-203. doi:10.1080/09709274.2009.11906182
- Shukla, M., & Jharkharia, S. (2013). Applicability of ARIMA Models in Wholesale Vegetable Market: an Investigation. *International Journal of Information Systems and Supply Chain Management (IJISSCM)*, 6(3), 105-119.
- Silalertruksa, T., & Gheewala, S. H. (2012). Environmental sustainability assessment of palm biodiesel production in Thailand. *Energy*, 43(1), 306-314. doi:10.1016/j.energy.2012.04.025
- Trademap. (2019). *Import/Export* [Online]. เข้าถึงได้จาก: <https://www.trademap.org/Index.aspx> (วันที่สืบค้นข้อมูล: มิถุนายน 2563).
- USDA. (2020). Oilseeds: World Markets and Trade [Online]. เข้าถึงได้จาก: <https://www.fas.usda.gov/data/oilseeds-world-markets-and-trade> (วันที่สืบค้นข้อมูล: ตุลาคม 2563).
- Wang, Z., & Bessler, D. A. (2003). Forecast Evaluations in Meat Demand Analysis. *Agribusiness: An International Journal*, 19(4), 505-523.
- Wongsanao, T., & Chaovanapoonphol, Y. (2012). Maize Price Forecasting in Northern Region of Thailand Using ARIMAX Model. *Journal of Agricultural Research and Extension*, 29(2), 58-71.
- Zhu, Y., Zhao, Y., Zhang, J., Geng, N., & Huang, D. (2019). Spring Onion Seed Demand Forecasting Using a Hybrid Holt-Winters and Support Vector Machine Model. *Plos One*, 14(7), e0219889.

ภาคผนวก

ภาคผนวกที่ 1
ข้าว

ภาคผนวกที่ 1 - 1

ค่าสถิติโดยสรุปและข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง

ตารางผนวกที่ 4.1.1 สถิติโดยสรุปของตัวแปรของสินค้าข้าว

ตัวแปร	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	ค่าต่ำสุด	ค่าสูงสุด
ln(ex_hommali)	12.090	0.269	11.468	12.727
ln(ex_white)	13.111	0.383	11.909	14.019
ln(p_h100)	6.692	0.396	5.819	7.169
ln(p_w5_th)	5.599	0.330	5.252	6.852

ที่มา: จากการคำนวณ

ข้อมูลที่ใช้สามารถเข้าถึงได้ที่



https://drive.google.com/file/d/1A4O_DBw08685eAewjwucGoGD3u6xmFhO/view?usp=sharing

ภาคผนวกที่ 1 - 2
ผลการทดสอบ Unit Root

ตารางผนวกที่ 4.1.2 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร $ex_hom mali$ (ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ) ด้วยวิธี
Augmented Dickey-Fuller test

- ระดับ Level รูปแบบ Constant

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression drift

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.57445	-0.15746	0.00844	0.15002	0.62289

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	3.85860	0.78100	4.941	1.70e-06 ***
z.lag.1	-0.31927	0.06455	-4.946	1.66e-06 ***
z.diff.lag	-0.23915	0.06884	-3.474	0.000635 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2149 on 190 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.2617, Adjusted R-squared: 0.254

F-statistic: 33.68 on 2 and 190 DF, p-value: 3.024e-13

Value of test-statistic is: -4.9463 12.261

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

- ระดับ Level รูปแบบ Constant และ Linear Trend

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression trend

Call:

lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.48178	-0.15595	0.00526	0.14917	0.68289

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	5.5625702	0.9242072	6.019	8.96e-09 ***
z.lag.1	-0.4508460	0.0748126	-6.026	8.61e-09 ***
tt	-0.0010485	0.0003218	-3.258	0.00133 **
z.diff.lag	-0.1779716	0.0697401	-2.552	0.01150 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2096 on 189 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.301, Adjusted R-squared: 0.2899

F-statistic: 27.13 on 3 and 189 DF, p-value: 1.232e-14

Value of test-statistic is: -6.0263 12.1254 18.1584

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau3	-3.99	-3.43	-3.13
phi2	6.22	4.75	4.07
phi3	8.43	6.49	5.47

- ระดับ First Difference รูปแบบ Constant

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression drift

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.59911	-0.16055	-0.00911	0.13749	0.65150

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-0.005036	0.016112	-0.313	0.75498
z.lag.1	-1.710285	0.118163	-14.474	< 2e-16 ***
z.diff.lag	0.214415	0.069698	3.076	0.00241 **

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2232 on 189 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.718, Adjusted R-squared: 0.715

F-statistic: 240.6 on 2 and 189 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -14.474 104.7481

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

- ระดับ First Difference รูปแบบ Constant และ Linear Trend

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression trend

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
```

Residuals:

```
   Min      1Q  Median      3Q     Max
-0.51715 -0.12675 -0.00684  0.14044  0.56856
```

Coefficients:

```
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.0286196  0.0320773   0.892  0.37348
z.lag.1      -5.8743216  0.6443071  -9.117 < 2e-16 ***
tt           -0.0003978  0.0002704  -1.471  0.14305
z.diff.lag1   4.1760664  0.6063871   6.887 9.33e-11 ***
z.diff.lag2   3.6205137  0.5555322   6.517 7.05e-10 ***
z.diff.lag3   3.1614891  0.4980942   6.347 1.75e-09 ***
z.diff.lag4   2.6966031  0.4434801   6.081 7.06e-09 ***
z.diff.lag5   2.2621487  0.3849695   5.876 2.01e-08 ***
z.diff.lag6   1.8377371  0.3246837   5.660 5.92e-08 ***
z.diff.lag7   1.4505760  0.2622741   5.531 1.12e-07 ***
z.diff.lag8   0.9518190  0.2011459   4.732 4.50e-06 ***
z.diff.lag9   0.5603789  0.1351032   4.148 5.18e-05 ***
z.diff.lag10  0.1889913  0.0710559   2.660 0.00853 **
```

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2027 on 179 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.7797, Adjusted R-squared: 0.7649

F-statistic: 52.79 on 12 and 179 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -9.1173 27.7861 41.6741

Critical values for test statistics:

```
   1pct  5pct 10pct
tau3 -3.99 -3.43 -3.13
phi2  6.22  4.75  4.07
phi3  8.43  6.49  5.47
```

ตารางผนวกที่ 4.1.3 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร ex_white (ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาว) ด้วยวิธี
Augmented Dickey-Fuller test

- ระดับ Level รูปแบบ Constant

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression drift

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.10377	-0.15896	0.01778	0.16318	0.70549

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	2.85741	0.80964	3.529	0.000524 ***
z.lag.1	-0.21792	0.06163	-3.536	0.000512 ***
z.diff.lag1	-0.40862	0.08368	-4.883	2.23e-06 ***
z.diff.lag2	-0.11470	0.08535	-1.344	0.180579
z.diff.lag3	0.16623	0.07201	2.309	0.022053 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.271 on 188 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.3362, Adjusted R-squared: 0.322

F-statistic: 23.8 on 4 and 188 DF, p-value: 6.132e-16

Value of test-statistic is: -3.5357 6.2761

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

- ระดับ Level รูปแบบ Constant และ Linear Trend

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression trend

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.08659	-0.15415	0.01254	0.16047	0.72092

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	3.1526734	0.8548942	3.688	0.000296 ***
z.lag.1	-0.2436835	0.0661306	-3.685	0.000300 ***
tt	0.0004029	0.0003758	1.072	0.285063
z.diff.lag1	-0.3878734	0.0858564	-4.518	1.11e-05 ***
z.diff.lag2	-0.1001836	0.0863797	-1.160	0.247607
z.diff.lag3	0.1741418	0.0723541	2.407	0.017066 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2709 on 187 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.3402, Adjusted R-squared: 0.3226

F-statistic: 19.28 on 5 and 187 DF, p-value: 1.848e-15

Value of test-statistic is: -3.6849 4.5705 6.8303

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau3	-3.99	-3.43	-3.13
phi2	6.22	4.75	4.07
phi3	8.43	6.49	5.47

- ระดับ First Difference รูปแบบ Constant

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression drift

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)
```

Residuals:

```
   Min      1Q  Median      3Q     Max
-1.02231 -0.14337 -0.00192  0.16759  0.74113
```

Coefficients:

```
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.005381   0.020249  -0.266   0.791
z.lag.1      -1.896219   0.119424 -15.878 < 2e-16 ***
z.diff.lag   0.290428   0.069434   4.183 4.4e-05 ***
```

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2806 on 189 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.7556, Adjusted R-squared: 0.753

F-statistic: 292.2 on 2 and 189 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -15.878 126.0713

Critical values for test statistics:

```
   1pct  5pct 10pct
tau2 -3.46 -2.88 -2.57
phi1  6.52  4.63  3.81
```

- ระดับ First Difference รูปแบบ Constant และ Linear Trend

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression trend

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
```

Residuals:

```
   Min      1Q  Median      3Q     Max
-1.02722 -0.14249 -0.00336  0.16601  0.74184
```

Coefficients:

```
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  3.403e-03  4.397e-02  0.077  0.938
z.lag.1     -1.896e+00  1.197e-01 -15.840 < 2e-16 ***
tt          -8.248e-05  3.663e-04 -0.225  0.822
z.diff.lag  2.906e-01  6.961e-02  4.175  4.56e-05 ***
```

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2813 on 188 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.7557, Adjusted R-squared: 0.7518

F-statistic: 193.8 on 3 and 188 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -15.8396 83.6423 125.4483

Critical values for test statistics:

```
   1pct  5pct 10pct
tau3 -3.99 -3.43 -3.13
phi2  6.22  4.75  4.07
phi3  8.43  6.49  5.47
```

ตารางผนวกที่ 4.1.4 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร p_h100 (ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ใหม่ ของไทย)
ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test

- ระดับ Level รูปแบบ Constant

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression drift

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.150183	-0.017725	0.001131	0.019621	0.232541

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.116241	0.059309	1.960	0.0515 .
z.lag.1	-0.016784	0.008813	-1.904	0.0584 .
z.diff.lag	0.365989	0.066000	5.545	9.73e-08 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.04653 on 190 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.1497, Adjusted R-squared: 0.1407

F-statistic: 16.72 on 2 and 190 DF, p-value: 2.043e-07

Value of test-statistic is: -1.9045 2.3452

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

- ระดับ Level รูปแบบ Constant และ Linear Trend

#####

Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test

#####

Test regression trend

Call:

lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.156326	-0.017905	0.002244	0.019187	0.235920

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	1.719e-01	8.088e-02	2.125	0.0349 *
z.lag.1	-2.650e-02	1.303e-02	-2.033	0.0434 *
tt	8.999e-05	8.896e-05	1.012	0.3130
z.diff.lag	3.722e-01	6.628e-02	5.615	6.93e-08 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.04653 on 189 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.1543, Adjusted R-squared: 0.1408

F-statistic: 11.49 on 3 and 189 DF, p-value: 5.914e-07

Value of test-statistic is: -2.033 1.9048 2.3254

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau3	-3.99	-3.43	-3.13
phi2	6.22	4.75	4.07
phi3	8.43	6.49	5.47

- ระดับ First Difference รูปแบบ Constant

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression drift

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.147354	-0.020678	-0.001231	0.017058	0.239744

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.003139	0.003381	0.928	0.354
z.lag.1	-0.669167	0.080578	-8.305	1.89e-14 ***
z.diff.lag	0.082730	0.070870	1.167	0.245

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.04648 on 189 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.3134, Adjusted R-squared: 0.3061

F-statistic: 43.13 on 2 and 189 DF, p-value: 3.723e-16

Value of test-statistic is: -8.3045 34.488

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

- ระดับ First Difference รูปแบบ Constant และ Linear Trend

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression trend

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.145761	-0.019637	-0.001199	0.017355	0.238646

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	6.185e-03	7.317e-03	0.845	0.399
z.lag.1	-6.708e-01	8.082e-02	-8.300	1.99e-14 ***
tt	-2.852e-05	6.073e-05	-0.470	0.639
z.diff.lag	8.271e-02	7.102e-02	1.165	0.246

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.04658 on 188 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.3142, Adjusted R-squared: 0.3032

F-statistic: 28.71 on 3 and 188 DF, p-value: 2.506e-15

Value of test-statistic is: -8.2998 22.9707 34.4508

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau3	-3.99	-3.43	-3.13
phi2	6.22	4.75	4.07
phi3	8.43	6.49	5.47

ตารางผนวกที่ 4.1.5 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร p_w5_th (ราคาส่งออกข้าวเจ้าขาว 5% ของไทย) ด้วยวิธี
Augmented Dickey-Fuller test

- ระดับ Level รูปแบบ Constant

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression drift

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.12947	-0.02496	-0.00495	0.02256	0.34485

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.21977	0.07293	3.013	0.00294 **
z.lag.1	-0.03606	0.01209	-2.984	0.00322 **
z.diff.lag	0.44202	0.06365	6.945	5.86e-11 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.04945 on 190 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.2306, Adjusted R-squared: 0.2225

F-statistic: 28.47 on 2 and 190 DF, p-value: 1.536e-11

Value of test-statistic is: -2.9839 4.68

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

- ระดับ Level รูปแบบ Constant และ Linear Trend

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression trend

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
```

Residuals:

```
   Min      1Q  Median      3Q     Max
-0.12935 -0.02504 -0.00487  0.02244  0.34491
```

Coefficients:

```
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  2.202e-01  7.581e-02   2.905  0.00412 **
z.lag.1      -3.616e-02  1.294e-02  -2.794  0.00575 **
tt           1.447e-06  6.891e-05   0.021  0.98326
z.diff.lag   4.422e-01  6.435e-02   6.872  8.93e-11 ***
```

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.04958 on 189 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.2306, Adjusted R-squared: 0.2184

F-statistic: 18.88 on 3 and 189 DF, p-value: 9.419e-11

Value of test-statistic is: -2.7937 3.1037 4.4287

Critical values for test statistics:

```
   1pct  5pct 10pct
tau3 -3.99 -3.43 -3.13
phi2  6.22  4.75  4.07
phi3  8.43  6.49  5.47
```


- ระดับ First Difference รูปแบบ Constant

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression drift

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.13400	-0.02667	-0.00237	0.02302	0.34465

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.002452	0.003664	0.669	0.504
z.lag.1	-0.597898	0.076687	-7.797	4.16e-13 ***
z.diff.lag	0.070641	0.072558	0.974	0.332

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.05058 on 189 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.2828, Adjusted R-squared: 0.2752

F-statistic: 37.26 on 2 and 189 DF, p-value: 2.284e-14

Value of test-statistic is: -7.7966 30.3932

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

- ระดับ First Difference รูปแบบ Constant และ Linear Trend

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression trend

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
```

Residuals:

```
   Min      1Q  Median      3Q     Max
-0.13401 -0.02440 -0.00258  0.02393  0.34373
```

Coefficients:

```
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  9.795e-03  8.014e-03   1.222   0.223
z.lag.1     -6.091e-01  7.745e-02  -7.865  2.8e-13 ***
tt           -6.852e-05  6.651e-05  -1.030   0.304
z.diff.lag   7.606e-02  7.274e-02   1.046   0.297
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Residual standard error: 0.05057 on 188 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.2868, Adjusted R-squared: 0.2754

F-statistic: 25.2 on 3 and 188 DF, p-value: 9.468e-14

Value of test-statistic is: -7.8652 20.6225 30.9337

Critical values for test statistics:

```
   1pct  5pct 10pct
tau3 -3.99 -3.43 -3.13
phi2  6.22  4.75  4.07
phi3  8.43  6.49  5.47
```

ตารางผนวกที่ 4.1.6 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร p_w5_vn (ราคาส่งออกข้าวเจ้าขาว 5% ของเวียดนาม)
ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test

- ระดับ Level รูปแบบ Constant

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression drift

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.206207	-0.028183	-0.004555	0.025443	0.234152

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.29977	0.08777	3.415	0.000779 ***
z.lag.1	-0.05059	0.01486	-3.403	0.000812 ***
z.diff.lag	0.51121	0.06110	8.367	1.26e-14 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.05501 on 190 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.2923, Adjusted R-squared: 0.2848

F-statistic: 39.24 on 2 and 190 DF, p-value: 5.451e-15

Value of test-statistic is: -3.4033 5.8506

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

- ระดับ Level รูปแบบ Constant และ Linear Trend

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression trend

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.20127	-0.02805	-0.00577	0.02584	0.23666

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	3.169e-01	9.225e-02	3.435	0.000727 ***
z.lag.1	-5.436e-02	1.611e-02	-3.375	0.000896 ***
tt	4.747e-05	7.739e-05	0.613	0.540388
z.diff.lag	5.162e-01	6.173e-02	8.362	1.33e-14 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.05511 on 189 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.2937, Adjusted R-squared: 0.2825

F-statistic: 26.2 on 3 and 189 DF, p-value: 3.244e-14

Value of test-statistic is: -3.3749 4.013 5.9603

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau3	-3.99	-3.43	-3.13
phi2	6.22	4.75	4.07
phi3	8.43	6.49	5.47

- ระดับ First Difference รูปแบบ Constant

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression drift

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.228011	-0.027126	-0.003574	0.029380	0.217397

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.001671	0.004043	0.413	0.6799
z.lag.1	-0.588311	0.071658	-8.210	3.38e-14 ***
z.diff.lag	0.174600	0.071573	2.439	0.0156 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.05594 on 189 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.2734, Adjusted R-squared: 0.2657

F-statistic: 35.55 on 2 and 189 DF, p-value: 7.849e-14

Value of test-statistic is: -8.2099 33.7016

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

- ระดับ First Difference รูปแบบ Constant และ Linear Trend

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####
```

Test regression trend

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.231629	-0.026918	-0.002485	0.028200	0.216050

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	8.634e-03	8.818e-03	0.979	0.3288
z.lag.1	-5.956e-01	7.216e-02	-8.253	2.65e-14 ***
tt	-6.518e-05	7.335e-05	-0.889	0.3753
z.diff.lag	1.785e-01	7.175e-02	2.488	0.0137 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.05597 on 188 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.2764, Adjusted R-squared: 0.2648

F-statistic: 23.94 on 3 and 188 DF, p-value: 3.634e-13

Value of test-statistic is: -8.2532 22.7059 34.0588

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau3	-3.99	-3.43	-3.13
phi2	6.22	4.75	4.07
phi3	8.43	6.49	5.47

ภาคผนวกที่ 1 - 3

ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter

ตารางผนวกที่ 4.1.7 ผลการวิเคราะห์ ex_hommali (ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ) ด้วยแบบจำลอง
Exponential Smoothing (A, Ad, A)

(In-sample)

ETS(A,Ad,A)

Call:

```
forecast::ets(y = data, model = "AAA", damped = TRUE)
```

Smoothing parameters:

```
alpha = 0.2791
beta  = 0.0001
gamma = 0.0001
phi   = 0.98
```

Initial states:

```
l = 12.1273
b = -0.0018
s = 0.2423 0.1195 0.0147 -0.1506 -0.0342 -0.1388
    -0.0554 -0.0335 -0.0929 0.0583 0.0301 0.0406
```

sigma: 0.196

```
AIC AICc BIC
331.43 336.02 387.66
```

(Ex-post)

ETS(A,Ad,A)

Call:

```
forecast::ets(y = data, model = "AAA", damped = TRUE)
```

Smoothing parameters:

```
alpha = 0.2815
beta  = 0.0001
gamma = 0.0001
phi   = 0.9718
```

Initial states:

```
l = 12.1293
b = 0.0063
s = 0.2452 0.1494 -0.0194 -0.1737 -0.0431 -0.109
    -0.0562 -0.0335 -0.1042 0.0532 0.0419 0.0493
```

sigma: 0.1919

```
AIC AICc BIC
429.73 433.42 489.45
```

ตารางผนวกที่ 4.1.8 ความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ ในช่วง Ex-post ด้วยวิธี

Exponential Smoothing			
model	rmse	mae	mape
A-N-N	35,831	29,330	20.74
A-N-A	30,264	21,596	15.15
A-A-N	35,956	29,358	20.76
A-A-A	29,312	19,950	13.87
A-Ad-N	36,201	29,537	20.65
A-Ad-A	28,983	20,397	14.23
M-N-N	35,829	29,492	20.89
M-N-A	29,487	20,813	14.68
M-A-N	36,208	29,879	21.11
M-A-A	29,526	20,786	14.36
M-Ad-N	36,548	29,677	20.72
M-Ad-A	29,691	21,493	15.01

ตารางผนวกที่ 4.1.9 ผลการวิเคราะห์ ex_white (ปริมาณการส่งออกข้าวเจ้าขาว) ด้วยแบบจำลอง

Exponential Smoothing (M, Ad, N)

(In-sample)

ETS(M,Ad,N)

Call:

```
forecast::ets(y = data, model = "MAN", damped = TRUE)
```

Smoothing parameters:

alpha = 0.4394

beta = 0.0001

phi = 0.9006

Initial states:

l = 12.5399

b = 0.0734

sigma: 0.023

AIC AICc BIC

464.05 464.57 482.79

(Ex-post)

ETS(M,Ad,N)

Call:

```
forecast::ets(y = data, model = "MAN", damped = TRUE)
```

Smoothing parameters:

alpha = 0.4407

beta = 0.0001

phi = 0.9103

Initial states:

$l = 12.5624$

$b = 0.0606$

sigma: 0.0218

AIC AICc BIC

581.35 581.78 601.26

ตารางผนวกที่ 4.1.10 ความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว ในช่วง Ex-post ด้วยวิธี
Exponential Smoothing

model	rmse	mae	mape
A-N-N	132,613	91,689	15.61
A-N-A	165,801	112,809	18.73
A-A-N	133,314	92,782	15.89
A-A-A	172,435	121,415	20.33
A-Ad-N	132,489	91,844	15.64
A-Ad-A	160,143	105,586	17.69
M-N-N	132,522	91,801	15.64
M-N-A	165,166	113,053	18.86
M-A-N	133,602	93,677	16.12
M-A-A	167,538	117,908	19.73
M-Ad-N	132,440	91,936	15.68
M-Ad-A	162,251	109,915	18.31

ภาคผนวกที่ 1 – 4
ผลการประมาณการแบบจำลอง ARIMA

ตารางผนวกที่ 4.1.11 ผลการวิเคราะห์ ex_hommali ด้วยวิธี ARIMA_{(1,0,2)(1,0,1)}

(In-sample)

Series: data

ARIMA(1,0,2)(1,0,1)[12] with non-zero mean

Coefficients:

	ar1	ma1	ma2	sar1	sma1	mean
	0.767	-0.488	0.043	0.776	-0.531	12.138
s.e.	0.181	0.189	0.121	0.396	0.551	0.066

sigma² estimated as 0.0413: log likelihood=31.15

AIC=-48.3 AICc=-47.6 BIC=-26.43

(Ex-post)

Series: data

ARIMA(1,0,2)(1,0,1)[12] with non-zero mean

Coefficients:

	ar1	ma1	ma2	sar1	sma1	mean
	0.964	-0.655	-0.063	0.999	-0.972	12.050
s.e.	0.030	0.078	0.078	0.008	0.086	0.261

sigma² estimated as 0.0375: log likelihood=39.3

AIC=-64.61 AICc=-64.04 BIC=-41.38

ตารางผนวกที่ 4.1.12 ผลการวิเคราะห์ ex_hommali ด้วยวิธี Auto Arima

(In-sample)

Series: data

ARIMA(1,0,1)(1,0,1)[12] with non-zero mean

Coefficients:

	ar1	ma1	sar1	sma1	mean
	0.806	-0.520	0.779	-0.533	12.138
s.e.	0.140	0.168	0.466	0.653	0.070

sigma² estimated as 0.041: log likelihood=31.09

AIC=-50.18 AICc=-49.66 BIC=-31.44

(Ex-post)

Series: data

ARIMA(1,0,1)(1,0,0)[12] with non-zero mean

Coefficients:

	ar1	ma1	sar1	mean
	0.871	-0.565	0.306	12.074
s.e.	0.070	0.127	0.072	0.067

sigma² estimated as 0.0436: log likelihood=31.23

AIC=-52.46 AICc=-52.15 BIC=-35.87

ตารางผนวกที่ 4.1.13 ความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว ในช่วง Ex-post ด้วยวิธี ARIMA

model	rmse	mae	mape
(1, 0, 2)-(1, 0, 1)	31,209	23,539	16.99
(2, 0, 2)-(1, 0, 1)	31,355	23,650	16.96
(2, 0, 1)-(1, 0, 1)	31,423	23,763	17.15
(1, 0, 1)-(1, 0, 1)	31,750	24,001	17.15
(1, 0, 2)-(1, 0, 0)	35,516	26,162	19.28
(2, 0, 1)-(1, 0, 0)	35,571	26,419	19.39
(1, 0, 1)-(1, 0, 0)	35,614	26,482	19.52
(2, 0, 2)-(1, 0, 0)	35,805	26,222	19.36
Auto ARIMA	35,818	25,903	18.50
(2, 0, 0)-(1, 0, 1)	35,952	27,746	19.96
(2, 0, 1)-(0, 0, 1)	35,957	27,327	20.11
(1, 0, 2)-(0, 0, 1)	36,065	27,636	20.30
(1, 0, 1)-(0, 0, 1)	36,101	27,835	20.49
(2, 0, 2)-(0, 0, 1)	36,241	27,752	20.47
(2, 0, 1)-(0, 0, 0)	36,672	29,673	21.56
(1, 0, 1)-(0, 0, 0)	36,855	30,152	21.92
(1, 0, 2)-(0, 0, 0)	37,109	30,167	21.90
(2, 0, 2)-(0, 0, 0)	37,117	30,194	22.00
(2, 0, 0)-(1, 0, 0)	37,162	28,013	20.80
(2, 0, 0)-(0, 0, 1)	37,495	28,772	21.39
(1, 0, 0)-(1, 0, 1)	37,633	30,115	21.96
(1, 0, 0)-(1, 0, 0)	38,113	29,980	22.36
(2, 0, 0)-(0, 0, 0)	38,173	30,939	22.70
(1, 0, 0)-(0, 0, 1)	38,282	30,263	22.74
(1, 0, 0)-(0, 0, 0)	38,402	32,400	24.04
(0, 0, 2)-(1, 0, 1)	39,365	32,475	24.00
(0, 0, 2)-(1, 0, 0)	39,558	31,641	23.77
(0, 0, 2)-(0, 0, 1)	40,036	31,937	24.35
(0, 0, 1)-(1, 0, 1)	41,393	34,734	26.07
(0, 0, 2)-(0, 0, 0)	41,433	35,498	26.99
(0, 0, 1)-(1, 0, 0)	41,531	33,988	25.92
(0, 0, 1)-(0, 0, 1)	42,109	34,849	26.92
(0, 0, 1)-(0, 0, 0)	43,356	37,607	29.17
(0, 0, 0)-(1, 0, 0)	47,454	40,497	31.23
(0, 0, 0)-(1, 0, 1)	47,838	41,802	31.85
(0, 0, 0)-(0, 0, 1)	48,897	41,657	32.93
(0, 0, 0)-(0, 0, 0)	54,997	48,995	38.92

ตารางผนวกที่ 4.1.14 ผลการวิเคราะห์ ex_white ด้วยวิธี ARIMA(1,0,1)(0,0,1)

(In-sample)

Series: data

ARIMA(1,0,1)(0,0,1)[12] with non-zero mean

Coefficients:

	ar1	ma1	sma1	mean
	0.872	-0.44	0.162	13.064
s.e.	0.049	0.08	0.089	0.107

sigma^2 estimated as 0.0838: log likelihood=-28.67

AIC=67.34 AICc=67.71 BIC=82.96

(Ex-post)

Series: data

ARIMA(1,0,1)(0,0,1)[12] with non-zero mean

Coefficients:

	ar1	ma1	sma1	mean
	0.892	-0.453	0.166	13.075
s.e.	0.040	0.070	0.082	0.109

sigma^2 estimated as 0.0761: log likelihood=-25.36

AIC=60.72 AICc=61.02 BIC=77.31

ตารางผนวกที่ 4.1.15 ผลการวิเคราะห์ ex_white ด้วยวิธี Auto Arima

(In-sample)

Series: data

ARIMA(4,0,0)(0,0,1)[12] with non-zero mean

Coefficients:

	ar1	ar2	ar3	ar4	sma1	mean
	0.397	0.279	0.288	-0.223	0.176	13.068
s.e.	0.076	0.078	0.078	0.076	0.089	0.093

sigma^2 estimated as 0.0775: log likelihood=-21.17

AIC=56.35 AICc=57.05 BIC=78.22

(Ex-post)

Series: data

ARIMA(4,0,1)(0,0,2)[12] with non-zero mean

Coefficients:

	ar1	ar2	ar3	ar4	ma1	sma1	sma2	mean
	-0.177	0.480	0.406	-0.046	0.589	0.158	-0.117	13.084
s.e.	0.289	0.108	0.084	0.120	0.283	0.075	0.077	0.088

sigma^2 estimated as 0.0709: log likelihood=-16.4

AIC=50.8 AICc=51.73 BIC=80.66

ตารางผนวกที่ 4.1.16 ความแม่นยำในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวเจ้าขาว ในช่วง Ex-post ด้วยวิธี ARIMA

model	rmse	mae	mape
(1, 0, 1)-(0, 0, 1)	133,840	89,439	14.92
(2, 0, 1)-(0, 0, 1)	134,438	91,571	15.22
(1, 0, 1)-(1, 0, 0)	134,590	89,575	14.97
(2, 0, 1)-(1, 0, 0)	135,076	92,091	15.32
(1, 0, 1)-(1, 0, 1)	135,171	91,594	15.11
(1, 0, 2)-(0, 0, 1)	136,334	94,153	15.56
(2, 0, 1)-(1, 0, 1)	136,394	92,398	15.24
(2, 0, 2)-(0, 0, 1)	136,729	92,972	15.06
(1, 0, 2)-(1, 0, 0)	136,776	94,809	15.69
(2, 0, 2)-(1, 0, 0)	136,987	93,015	15.14
(1, 0, 1)-(0, 0, 0)	137,218	91,477	14.98
Auto ARIMA	137,298	100,417	16.96
(2, 0, 1)-(0, 0, 0)	137,610	94,374	15.4
(2, 0, 0)-(0, 0, 1)	138,157	94,709	15.66
(1, 0, 2)-(1, 0, 1)	138,403	94,001	15.44
(2, 0, 0)-(1, 0, 1)	138,819	94,365	15.49
(1, 0, 2)-(0, 0, 0)	139,055	96,550	15.66
(2, 0, 0)-(1, 0, 0)	139,059	95,623	15.81
(2, 0, 2)-(0, 0, 0)	139,711	94,766	15.22
(2, 0, 2)-(1, 0, 1)	140,407	95,271	15.48
(2, 0, 0)-(0, 0, 0)	142,378	99,610	16.05
(1, 0, 0)-(0, 0, 1)	148,556	103,967	16.78
(1, 0, 0)-(1, 0, 1)	149,934	106,058	16.88
(1, 0, 0)-(1, 0, 0)	149,995	105,003	16.94
(1, 0, 0)-(0, 0, 0)	156,643	110,534	17.15
(0, 0, 2)-(0, 0, 1)	173,890	133,392	21.1
(0, 0, 2)-(1, 0, 1)	174,041	137,188	21.6
(0, 0, 2)-(1, 0, 0)	176,310	135,812	21.38
(0, 0, 1)-(1, 0, 1)	181,916	140,258	21.77
(0, 0, 2)-(0, 0, 0)	182,042	142,218	21.93
(0, 0, 1)-(0, 0, 1)	182,137	140,902	22.04
(0, 0, 1)-(1, 0, 0)	184,757	143,908	22.42
(0, 0, 1)-(0, 0, 0)	194,066	150,992	22.69
(0, 0, 0)-(1, 0, 1)	221,008	184,886	28.91
(0, 0, 0)-(0, 0, 1)	230,449	194,531	30.34
(0, 0, 0)-(1, 0, 0)	233,945	197,065	30.4
(0, 0, 0)-(0, 0, 0)	239,449	199,507	29.99

ภาคผนวกที่ 1 – 5
ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR

ตารางผนวกที่ 4.1.17 ค่าสถิติเพื่อใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าย้อนหลัง ของแบบจำลอง VAR ข้าวหอมมะลิ

\$selection

AIC(n) HQ(n) SC(n) FPE(n)

2 2 1 2

\$criteria

	1	2	3	4	5
AIC(n)	-9.217557792	-9.255975082	-9.219541262	-9.215923613	-9.20896292
HQ(n)	-9.170121542	-9.176914665	-9.108856679	-9.073614862	-9.03503000
SC(n)	-9.100758590	-9.061309744	-8.947009789	-8.865526004	-8.78069918
FPE(n)	0.000099282	0.000095543	0.000099096	0.000099468	0.00010018
	6	7	8	9	10
AIC(n)	-9.17403763	-9.15085730	-9.10449787	-9.13549976	-9.14665206
HQ(n)	-8.96848055	-8.91367605	-8.83569245	-8.83507018	-8.81459831
SC(n)	-8.66790775	-8.56686128	-8.44263572	-8.39577148	-8.32905764
FPE(n)	0.00010378	0.00010625	0.00011135	0.00010803	0.00010692

ตารางผนวกที่ 4.1.18 ผลการทดสอบปัญหา Serial Autocorrelation/ Heteroskedasticity/ Normality ของแบบจำลอง VAR ข้าวหอมมะลิ

- แบบจำลองที่ใช้จำนวนความล่าช้า เท่ากับ 1

\$serial

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 54.9, df = 44, p-value = 0.13

\$sarch

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 112, df = 108, p-value = 0.39

\$norm

\$JB

JB-Test (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 84, df = 4, p-value <0.0000000000000002

\$Skewness

Skewness only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 4.24, df = 2, p-value = 0.12

\$Kurtosis

Kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 79.7, df = 2, p-value <0.0000000000000002

ตารางผนวกที่ 4.1.19 ผลการประมาณการปริมาณความต้องการส่งออกข้าวหอมมะลิด้วยแบบจำลอง VAR (In-sample)

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: ex_hommali, d_p_h100_th

Deterministic variables: both

Sample size: 166

Log Likelihood: 283.964

Roots of the characteristic polynomial:

0.36 0.36

Call:

VAR(y = hommali_train, p = 1, type = "both")

Estimation results for equation ex_hommali:

=====

ex_hommali = ex_hommali.l1 + d_p_h100_th.l1 + const + trend

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
ex_hommali.l1	0.423780	0.074594	5.68	0.000000606420 ***
d_p_h100_th.l1	-0.147971	0.322317	-0.46	0.647
const	7.053086	0.913547	7.72	0.000000000011 ***
trend	-0.000685	0.000372	-1.84	0.067 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.218 on 162 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.217, Adjusted R-squared: 0.203

F-statistic: 15 on 3 and 162 DF, p-value: 0.000000118

Estimation results for equation d_p_h100_th:

=====

d_p_h100_th = ex_hommali.l1 + d_p_h100_th.l1 + const + trend

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
ex_hommali.l1	0.0526234	0.0170843	3.08	0.00243 **
d_p_h100_th.l1	0.2875191	0.0738200	3.89	0.00014 ***
const	-0.6309319	0.2092291	-3.02	0.00298 **
trend	-0.0000562	0.0000852	-0.66	0.51071

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.0499 on 162 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.177, Adjusted R-squared: 0.162

F-statistic: 11.6 on 3 and 162 DF, p-value: 0.000000629

Covariance matrix of residuals:

	ex_hommali	d_p_h100_th
ex_hommali	0.04756	0.00103
d_p_h100_th	0.00103	0.00249

Correlation matrix of residuals:

	ex_hommali	d_p_h100_th
ex_hommali	1.0000	0.0948
d_p_h100_th	0.0948	1.0000

(Ex-post)

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: ex_hommali, d_p_h100_th

Deterministic variables: both

Sample size: 202

Log Likelihood: 348.003

Roots of the characteristic polynomial:

0.402 0.402

Call:

VAR(y = hommali_all, p = 1, type = "both")

Estimation results for equation ex_hommali:

=====

ex_hommali = ex_hommali.l1 + d_p_h100_th.l1 + const + trend

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
ex_hommali.l1	0.47477	0.06353	7.47	0.000000000002462 ***
d_p_h100_th.l1	-0.38013	0.29319	-1.30	0.19631
const	6.45887	0.78076	8.27	0.000000000000019 ***
trend	-0.00105	0.00029	-3.61	0.00038 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.218 on 198 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.357, Adjusted R-squared: 0.347

F-statistic: 36.6 on 3 and 198 DF, p-value: <0.0000000000000002

Estimation results for equation d_p_h100_th:

=====

d_p_h100_th = ex_hommali.l1 + d_p_h100_th.l1 + const + trend

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
ex_hommali.l1	0.0494022	0.0142496	3.47	0.00065 ***
d_p_h100_th.l1	0.3010013	0.0657636	4.58	0.0000083 ***
const	-0.5982561	0.1751242	-3.42	0.00077 ***
trend	0.0000473	0.0000650	0.73	0.46729

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.049 on 198 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.168, Adjusted R-squared: 0.156

F-statistic: 13.4 on 3 and 198 DF, p-value: 0.0000000554

Covariance matrix of residuals:

	ex_hommali	d_p_h100_th
ex_hommali	0.047655	0.000696
d_p_h100_th	0.000696	0.002398

Correlation matrix of residuals:

	ex_hommali	d_p_h100_th
ex_hommali	1.0000	0.0651
d_p_h100_th	0.0651	1.0000

ตารางผนวกที่ 4.1.20 ค่าสถิติเพื่อใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าย้อนหลัง ของแบบจำลอง VAR ข้าวเจ้าขาว

```

$selection
AIC(n) HQ(n) SC(n) FPE(n)
  3    2    2    3
$criteria
      1      2      3      4
AIC(n) -14.27822310485 -14.7211274465 -14.72903971687 -14.69098322861
HQ(n)   -14.16014477493 -14.5322021186  -14.46926739106 -14.36036390485
SC(n)   -13.98747041184 -14.2559231377  -14.08938379225 -13.87687568818
FPE(n)  0.00000062961  0.0000004044  0.00000040138  0.00000041725
      5      6      7      8
AIC(n) -14.66625930137 -14.63865592558 -14.67118810237 -14.66000730069
HQ(n)   -14.26479297967 -14.16634260593 -14.12802778477 -14.04599998514
SC(n)   -13.67770014514 -13.47564515355 -13.33372571453 -13.14809329705
FPE(n)  0.00000042817  0.00000044085  0.00000042766  0.00000043368
      9     10
AIC(n) -14.60467944203 -14.51003017431
HQ(n)   -13.91982512853 -13.75432886286
SC(n)   -12.91831382258 -12.64921293905
FPE(n)  0.00000045999  0.00000050789

```

ตารางผนวกที่ 4.1.21 ผลการทดสอบปัญหา Serial Autocorrelation/ Heteroskedasticity/ Normality ของแบบจำลอง VAR ข้าวเจ้าขาว

- แบบจำลองที่ใช้จำนวนความล่าช้า เท่ากับ 2

```

$serial
      Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object var_obj
Chi-squared = 117, df = 90, p-value = 0.031

$arch
      ARCH (multivariate)
data: Residuals of VAR object var_obj
Chi-squared = 516, df = 432, p-value = 0.0034

$norm
$JB
      JB-Test (multivariate)
data: Residuals of VAR object var_obj
Chi-squared = 584, df = 6, p-value <0.0000000000000002

$$skewness
      Skewness only (multivariate)
data: Residuals of VAR object var_obj
Chi-squared = 60, df = 3, p-value = 0.000000000000006

$Kurtosis
      Kurtosis only (multivariate)
data: Residuals of VAR object var_obj
Chi-squared = 524, df = 3, p-value <0.0000000000000002

```


- แบบจำลองที่ใช้จำนวนความล่าช้า เท่ากับ 3

\$serial

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 97.1, df = 81, p-value = 0.11

\$arch

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 510, df = 432, p-value = 0.0058

\$norm

\$JB

JB-Test (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 737, df = 6, p-value <0.0000000000000002

\$Skewness

Skewness only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 87.4, df = 3, p-value <0.0000000000000002

\$Kurtosis

Kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 649, df = 3, p-value <0.0000000000000002

- แบบจำลองที่ใช้จำนวนความล่าช้า เท่ากับ 4

\$serial

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 84.1, df = 72, p-value = 0.16

\$arch

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 500, df = 432, p-value = 0.013

\$norm

\$JB

JB-Test (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 661, df = 6, p-value <0.0000000000000002

\$Skewness

Skewness only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 77.6, df = 3, p-value <0.0000000000000002

\$Kurtosis

Kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 583, df = 3, p-value <0.0000000000000002

- แบบจำลองที่ใช้จำนวนความล่าช้า เท่ากับ 5

\$serial

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 78.1, df = 63, p-value = 0.095

\$arch

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 473, df = 432, p-value = 0.082

\$norm

\$JB

JB-Test (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 798, df = 6, p-value <0.0000000000000002

\$Skewness

Skewness only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 92, df = 3, p-value <0.0000000000000002

\$Kurtosis

Kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 706, df = 3, p-value <0.0000000000000002

- แบบจำลองที่ใช้จำนวนความล่าช้า เท่ากับ 6

\$serial

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 67.4, df = 54, p-value = 0.1

\$arch

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 453, df = 432, p-value = 0.23

\$norm

\$JB

JB-Test (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 777, df = 6, p-value <0.0000000000000002

\$Skewness

Skewness only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 96.5, df = 3, p-value <0.0000000000000002

\$Kurtosis

Kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var_obj

Chi-squared = 680, df = 3, p-value <0.0000000000000002

ตารางผนวกที่ 4.1.22 ผลการประมาณการปริมาณความต้องการส่งออกข้าวเจ้าขาวด้วยแบบจำลอง VAR

(In-sample)

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: ex_white, p_w5_th, p_w5_vn

Deterministic variables: both

Sample size: 162

Log Likelihood: 561.841

Roots of the characteristic polynomial:

0.903 0.903 0.771 0.761 0.761 0.745 0.745 0.662 0.662 0.656 0.656 0.623 0.623 0.609 0.609 0.6 0.6 0.126

Call:

VAR(y = white_train, p = 6, type = "both")

Estimation results for equation ex_white:

=====

ex_white = ex_white.l1 + p_w5_th.l1 + p_w5_vn.l1 + ex_white.l2 + p_w5_th.l2 + p_w5_vn.l2 + ex_white.l3 + p_w5_th.l3 + p_w5_vn.l3 + ex_white.l4 + p_w5_th.l4 + p_w5_vn.l4 + ex_white.l5 + p_w5_th.l5 + p_w5_vn.l5 + ex_white.l6 + p_w5_th.l6 + p_w5_vn.l6 + const + trend

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
ex_white.l1	0.299095	0.086340	3.46	0.00070 ***
p_w5_th.l1	-1.165952	0.583288	-2.00	0.04752 *
p_w5_vn.l1	1.028627	0.563030	1.83	0.06981 .
ex_white.l2	0.204932	0.089095	2.30	0.02290 *
p_w5_th.l2	0.194555	0.827874	0.24	0.81454
p_w5_vn.l2	-0.347691	0.883389	-0.39	0.69448
ex_white.l3	0.245081	0.089296	2.74	0.00684 **
p_w5_th.l3	0.614759	0.847124	0.73	0.46922
p_w5_vn.l3	0.650585	0.911031	0.71	0.47633
ex_white.l4	-0.206202	0.089484	-2.30	0.02265 *
p_w5_th.l4	-1.023218	0.848936	-1.21	0.23009
p_w5_vn.l4	-0.813000	0.896749	-0.91	0.36615
ex_white.l5	0.159233	0.087065	1.83	0.06951 .
p_w5_th.l5	2.250447	0.859284	2.62	0.00978 **
p_w5_vn.l5	-0.656795	0.829103	-0.79	0.42958
ex_white.l6	-0.105097	0.085009	-1.24	0.21839
p_w5_th.l6	-1.510587	0.584810	-2.58	0.01080 *
p_w5_vn.l6	0.718023	0.542757	1.32	0.18799
const	5.604740	1.405180	3.99	0.00011 ***
trend	0.001217	0.000636	1.91	0.05757 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.272 on 142 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.54, Adjusted R-squared: 0.479

F-statistic: 8.78 on 19 and 142 DF, p-value: 0.000000000000000519

Estimation results for equation p_w5_th:

=====

p_w5_th = ex_white.l1 + p_w5_th.l1 + p_w5_vn.l1 + ex_white.l2 + p_w5_th.l2 + p_w5_vn.l2 + ex_white.l3 + p_w5_th.l3 + p_w5_vn.l3 + ex_white.l4 + p_w5_th.l4 + p_w5_vn.l4 + ex_white.l5 + p_w5_th.l5 + p_w5_vn.l5 + ex_white.l6 + p_w5_th.l6 + p_w5_vn.l6 + const + trend

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
ex_white.l1	-0.006931	0.015657	-0.44	0.65869
p_w5_th.l1	1.157376	0.105776	10.94	< 0.0000000000000002 ***
p_w5_vn.l1	0.384101	0.102102	3.76	0.00025 ***
ex_white.l2	-0.007685	0.016157	-0.48	0.63505
p_w5_th.l2	-0.399925	0.150130	-2.66	0.00862 **
p_w5_vn.l2	-0.302191	0.160198	-1.89	0.06129 .
ex_white.l3	0.015502	0.016193	0.96	0.34004
p_w5_th.l3	0.114324	0.153621	0.74	0.45799
p_w5_vn.l3	0.046134	0.165210	0.28	0.78046
ex_white.l4	0.021226	0.016227	1.31	0.19298
p_w5_th.l4	-0.202981	0.153950	-1.32	0.18946
p_w5_vn.l4	0.069562	0.162620	0.43	0.66947
ex_white.l5	-0.001895	0.015789	-0.12	0.90465
p_w5_th.l5	0.424331	0.155826	2.72	0.00728 **
p_w5_vn.l5	-0.225479	0.150353	-1.50	0.13592
ex_white.l6	-0.001693	0.015416	-0.11	0.91272
p_w5_th.l6	-0.179588	0.106052	-1.69	0.09257 .
p_w5_vn.l6	0.113846	0.098426	1.16	0.24935
const	-0.214460	0.254821	-0.84	0.40142
trend	-0.000117	0.000115	-1.02	0.31094

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.0493 on 142 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.982, Adjusted R-squared: 0.979

F-statistic: 402 on 19 and 142 DF, p-value: <0.0000000000000002

Estimation results for equation p_w5_vn:

=====

p_w5_vn = ex_white.l1 + p_w5_th.l1 + p_w5_vn.l1 + ex_white.l2 + p_w5_th.l2 + p_w5_vn.l2 + ex_white.l3 + p_w5_th.l3 + p_w5_vn.l3 + ex_white.l4 + p_w5_th.l4 + p_w5_vn.l4 + ex_white.l5 + p_w5_th.l5 + p_w5_vn.l5 + ex_white.l6 + p_w5_th.l6 + p_w5_vn.l6 + const + trend

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
ex_white.l1	-0.0019192	0.0166055	-0.12	0.9081
p_w5_th.l1	0.2887408	0.1121813	2.57	0.0111 *
p_w5_vn.l1	1.4963348	0.1082853	13.82	< 0.0000000000000002 ***
ex_white.l2	-0.0071203	0.0171353	-0.42	0.6784
p_w5_th.l2	-0.4045498	0.1592216	-2.54	0.0121 *
p_w5_vn.l2	-0.7129006	0.1698985	-4.20	0.000048 ***
ex_white.l3	0.0374997	0.0171740	2.18	0.0306 *
p_w5_th.l3	0.2878450	0.1629238	1.77	0.0794 .
p_w5_vn.l3	0.1197053	0.1752148	0.68	0.4956
ex_white.l4	-0.0022899	0.0172101	-0.13	0.8943
p_w5_th.l4	-0.4721515	0.1632723	-2.89	0.0044 **
p_w5_vn.l4	0.0595330	0.1724680	0.35	0.7305
ex_white.l5	0.0089576	0.0167448	0.53	0.5935
p_w5_th.l5	0.6727842	0.1652626	4.07	0.000077 ***

p_w5_vn.l5	-0.2152398	0.1594580	-1.35	0.1792
ex_white.l6	-0.0177350	0.0163494	-1.08	0.2799
p_w5_th.l6	-0.3101180	0.1124742	-2.76	0.0066 **
p_w5_vn.l6	0.1423335	0.1043861	1.36	0.1749
const	0.0425344	0.2702524	0.16	0.8752
trend	0.0000422	0.0001223	0.35	0.7303

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.0523 on 142 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.974, Adjusted R-squared: 0.971

F-statistic: 285 on 19 and 142 DF, p-value: <0.0000000000000002

Covariance matrix of residuals:

	ex_white	p_w5_th	p_w5_vn
ex_white	0.073896	0.000751	0.00361
p_w5_th	0.000751	0.002430	0.00154
p_w5_vn	0.003612	0.001545	0.00273

Correlation matrix of residuals:

	ex_white	p_w5_th	p_w5_vn
ex_white	1.000	0.056	0.254
p_w5_th	0.056	1.000	0.599
p_w5_vn	0.254	0.599	1.000

(Ex-post)

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: ex_white, p_w5_th, p_w5_vn

Deterministic variables: both

Sample size: 198

Log Likelihood: 694.128

Roots of the characteristic polynomial:

0.925 0.863 0.764 0.748 0.748 0.747 0.747 0.673 0.673 0.658 0.658 0.645 0.645 0.584 0.584 0.541 0.541 0.0604

Call:

VAR(y = white_all, p = 6, type = "both")

Estimation results for equation ex_white:

=====

ex_white = ex_white.l1 + p_w5_th.l1 + p_w5_vn.l1 + ex_white.l2 + p_w5_th.l2 + p_w5_vn.l2 + ex_white.l3 + p_w5_th.l3 + p_w5_vn.l3 + ex_white.l4 + p_w5_th.l4 + p_w5_vn.l4 + ex_white.l5 + p_w5_th.l5 + p_w5_vn.l5 + ex_white.l6 + p_w5_th.l6 + p_w5_vn.l6 + const + trend

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

ex_white.l1	0.303582	0.078224	3.88	0.00015 ***
p_w5_th.l1	-1.298167	0.509516	-2.55	0.01168 *
p_w5_vn.l1	1.046058	0.484463	2.16	0.03217 *
ex_white.l2	0.182442	0.080607	2.26	0.02482 *
p_w5_th.l2	0.308625	0.735003	0.42	0.67507
p_w5_vn.l2	-0.153309	0.740940	-0.21	0.83632
ex_white.l3	0.227903	0.080401	2.83	0.00512 **

```

p_w5_th.l3 0.437500 0.755871 0.58 0.56345
p_w5_vn.l3 0.485450 0.767132 0.63 0.52767
ex_white.l4 -0.158528 0.080302 -1.97 0.04991 *
p_w5_th.l4 -1.173108 0.756252 -1.55 0.12263
p_w5_vn.l4 -0.727909 0.777541 -0.94 0.35046
ex_white.l5 0.146424 0.079190 1.85 0.06611 .
p_w5_th.l5 2.193569 0.755520 2.90 0.00416 **
p_w5_vn.l5 -0.258724 0.724976 -0.36 0.72161
ex_white.l6 -0.100530 0.076477 -1.31 0.19037
p_w5_th.l6 -1.197273 0.516180 -2.32 0.02150 *
p_w5_vn.l6 0.337418 0.477965 0.71 0.48114
const 5.248430 1.297813 4.04 0.000078 ***
trend 0.000720 0.000434 1.66 0.09860 .

```

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.259 on 178 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.572, Adjusted R-squared: 0.526

F-statistic: 12.5 on 19 and 178 DF, p-value: <0.00000000000000002

Estimation results for equation p_w5_th:

=====

p_w5_th = ex_white.l1 + p_w5_th.l1 + p_w5_vn.l1 + ex_white.l2 + p_w5_th.l2 + p_w5_vn.l2 + ex_white.l3 + p_w5_th.l3 + p_w5_vn.l3 + ex_white.l4 + p_w5_th.l4 + p_w5_vn.l4 + ex_white.l5 + p_w5_th.l5 + p_w5_vn.l5 + ex_white.l6 + p_w5_th.l6 + p_w5_vn.l6 + const + trend

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
ex_white.l1	-0.0051508	0.0145426	-0.35	0.7236
p_w5_th.l1	1.2040857	0.0947240	12.71	<0.00000000000000002 ***
p_w5_vn.l1	0.2836737	0.0900665	3.15	0.0019 **
ex_white.l2	-0.0026135	0.0149856	-0.17	0.8617
p_w5_th.l2	-0.4312449	0.1366443	-3.16	0.0019 **
p_w5_vn.l2	-0.2133575	0.1377480	-1.55	0.1232
ex_white.l3	0.0065876	0.0149472	0.44	0.6599
p_w5_th.l3	0.0924388	0.1405238	0.66	0.5115
p_w5_vn.l3	0.0851449	0.1426173	0.60	0.5513
ex_white.l4	0.0194522	0.0149290	1.30	0.1943
p_w5_th.l4	-0.1150702	0.1405947	-0.82	0.4142
p_w5_vn.l4	-0.0341538	0.1445525	-0.24	0.8135
ex_white.l5	0.0019354	0.0147222	0.13	0.8956
p_w5_th.l5	0.3337211	0.1404586	2.38	0.0186 *
p_w5_vn.l5	-0.1766196	0.1347801	-1.31	0.1917
ex_white.l6	0.0000748	0.0142179	0.01	0.9958
p_w5_th.l6	-0.1511318	0.0959629	-1.57	0.1171
p_w5_vn.l6	0.1121312	0.0888584	1.26	0.2086
const	-0.1847285	0.2412761	-0.77	0.4449
trend	-0.0000842	0.0000806	-1.04	0.2976

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.0482 on 178 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.978, Adjusted R-squared: 0.976

F-statistic: 421 on 19 and 178 DF, p-value: <0.0000000000000002

Estimation results for equation p_w5_vn:

=====

p_w5_vn = ex_white.l1 + p_w5_th.l1 + p_w5_vn.l1 + ex_white.l2 + p_w5_th.l2 + p_w5_vn.l2 + ex_white.l3 + p_w5_th.l3 + p_w5_vn.l3 + ex_white.l4
+ p_w5_th.l4 + p_w5_vn.l4 + ex_white.l5 + p_w5_th.l5 + p_w5_vn.l5 + ex_white.l6 + p_w5_th.l6 + p_w5_vn.l6 + const + trend

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
ex_white.l1	0.0006894	0.0157108	0.04	0.96505
p_w5_th.l1	0.3258660	0.1023334	3.18	0.00171 **
p_w5_vn.l1	1.3802598	0.0973017	14.19	< 0.0000000000000002 ***
ex_white.l2	-0.0004892	0.0161894	-0.03	0.97593
p_w5_th.l2	-0.4074939	0.1476212	-2.76	0.00638 **
p_w5_vn.l2	-0.5673481	0.1488136	-3.81	0.00019 ***
ex_white.l3	0.0279229	0.0161480	1.73	0.08551 .
p_w5_th.l3	0.1934961	0.1518124	1.27	0.20412
p_w5_vn.l3	0.0987993	0.1540740	0.64	0.52219
ex_white.l4	0.0026990	0.0161283	0.17	0.86729
p_w5_th.l4	-0.3177936	0.1518889	-2.09	0.03783 *
p_w5_vn.l4	0.0052377	0.1561647	0.03	0.97328
ex_white.l5	0.0045059	0.0159049	0.28	0.77727
p_w5_th.l5	0.5216492	0.1517418	3.44	0.00073 ***
p_w5_vn.l5	-0.1547038	0.1456072	-1.06	0.28946
ex_white.l6	-0.0131215	0.0153600	-0.85	0.39411
p_w5_th.l6	-0.2360291	0.1036718	-2.28	0.02399 *
p_w5_vn.l6	0.1091640	0.0959965	1.14	0.25700
const	-0.0117619	0.2606582	-0.05	0.96406
trend	-0.0000040	0.0000871	-0.05	0.96345

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.0521 on 178 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.969, Adjusted R-squared: 0.966

F-statistic: 292 on 19 and 178 DF, p-value: <0.0000000000000002

Covariance matrix of residuals:

	ex_white	p_w5_th	p_w5_vn
ex_white	0.06731	0.00033	0.00336
p_w5_th	0.00033	0.00233	0.00151
p_w5_vn	0.00336	0.00151	0.00272

Correlation matrix of residuals:

	ex_white	p_w5_th	p_w5_vn
ex_white	1.0000	0.0264	0.249
p_w5_th	0.0264	1.0000	0.600
p_w5_vn	0.2488	0.5997	1.000

ภาคผนวกที่ 2
มันสำปะหลัง

ภาคผนวกที่ 2 - 1

ค่าสถิติโดยสรุปและข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง

ตารางผนวกที่ 4.2.1 สถิติโดยสรุปของตัวแปรของสินค้ามันสำปะหลัง

ตัวแปร	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	ค่าต่ำสุด	ค่าสูงสุด
ln(QT_EX_T)	12.132	0.376	11.200	12.820
ln(FOBT)	9.455	0.177	8.990	9.770
ln(QC_EX_T)	12.617	0.808	8.860	13.880
ln(FOBC)	8.742	0.916	8.220	9.020

ที่มา: จากการคำนวณ

ข้อมูลที่ใช้สามารถเข้าถึงได้ที่



<https://drive.google.com/drive/mobile/folders/1iUpHQzEQiV1uOM2S9cffPKXx3XCX9FCj?usp=sharing>

ภาคผนวกที่ 2 - 2
ผลการทดสอบ Unit Root

ตารางผนวกที่ 4.2.2 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร QC_EX_T (ปริมาณการส่งออกมันเส้น) ด้วยวิธี

Augmented Dickey-Fuller testแบบมีค่าคงที่ (Constant)

Null Hypothesis: QC_EX_T has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.437291	0.0111
Test critical values:		
1% level	-3.473096	
5% level	-2.880211	
10% level	-2.576805	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(QC_EX_T)
Method: Least Squares
Date: 04/05/21 Time: 13:56
Sample (adjusted): 2550M03 2562M12
Included observations: 154 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QC_EX_T(-1)	-0.222811	0.064822	-3.437291	0.0008
D(QC_EX_T(-1))	-0.352941	0.076687	-4.602352	0.0000
C	81373.44	27813.13	2.925720	0.0040
R-squared	0.273927	Mean dependent var	-2542.628	
Adjusted R-squared	0.264310	S.D. dependent var	182041.0	
S.E. of regression	156140.9	Akaike info criterion	26.77419	
Sum squared resid	3.68E+12	Schwarz criterion	26.83335	
Log likelihood	-2058.613	Hannan-Quinn criter.	26.79822	
F-statistic	28.48402	Durbin-Watson stat	2.040532	
Prob(F-statistic)	0.000000			

ตารางผนวกที่ 4.2.3 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปรFOBC(ราคาส่งออกมันเส้น) ด้วยวิธี

Augmented Dickey-Fuller test แบบมีค่าคงที่ (Constant)

Null Hypothesis: FOBC has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.305809	0.0163
Test critical values:		
1% level	-3.472813	
5% level	-2.880088	
10% level	-2.576739	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(FOBC)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/21 Time: 14:30
 Sample (adjusted): 2550M02 2562M12
 Included observations: 155 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FOBC(-1)	-0.063851	0.019315	-3.305809	0.0012
C	0.244421	0.073350	3.332231	0.0011
R-squared	0.066666	Mean dependent var		0.002000
Adjusted R-squared	0.060565	S.D. dependent var		0.021302
S.E. of regression	0.020647	Akaike info criterion		-4.909709
Sum squared resid	0.065221	Schwarz criterion		-4.870439
Log likelihood	382.5025	Hannan-Quinn criter.		-4.893758
F-statistic	10.92837	Durbin-Watson stat		1.747912
Prob(F-statistic)	0.001180			

ตารางผนวกที่ 4.2.4 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร QT_EX_T (ปริมาณการส่งออก
 แป้งมันสำปะหลัง) ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test แบบมีค่าคงที่ (Constant)

Null Hypothesis: QT_EX_T has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.841398	0.0031
Test critical values: 1% level	-3.472813	
5% level	-2.880088	
10% level	-2.576739	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(QT_EX_T)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/21 Time: 13:58
 Sample (adjusted): 2550M02 2562M12
 Included observations: 155 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QT_EX_T(-1)	-0.174226	0.045355	-3.841398	0.0002
C	35044.40	9540.468	3.673236	0.0003
R-squared	0.087963	Mean dependent var		471.5881
Adjusted R-squared	0.082002	S.D. dependent var		41130.84
S.E. of regression	39408.37	Akaike info criterion		24.01416
Sum squared resid	2.38E+11	Schwarz criterion		24.05343
Log likelihood	-1859.098	Hannan-Quinn criter.		24.03011
F-statistic	14.75634	Durbin-Watson stat		2.147342
Prob(F-statistic)	0.000179			

ตารางผนวกที่ 4.2.5 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร FOBT (ราคาส่งออกแป้งมันสำปะหลัง)

ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test แบบมีค่าคงที่ (Constant)

Null Hypothesis: FOBT has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.942627	0.0429
Test critical values:		
1% level	-3.473096	
5% level	-2.880211	
10% level	-2.576805	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(FOBT)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/21 Time: 14:02
 Sample (adjusted): 2550M03 2562M12
 Included observations: 154 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FOBT(-1)	-0.062077	0.021096	-2.942627	0.0038
D(FOBT(-1))	0.262115	0.076663	3.419048	0.0008
C	0.255880	0.086666	2.952487	0.0037
R-squared	0.113482	Mean dependent var		0.001236
Adjusted R-squared	0.101740	S.D. dependent var		0.020752
S.E. of regression	0.019668	Akaike info criterion		-5.000399
Sum squared resid	0.058409	Schwarz criterion		-4.941238
Log likelihood	388.0308	Hannan-Quinn criter.		-4.976368
F-statistic	9.664687	Durbin-Watson stat		2.028880
Prob(F-statistic)	0.000112			

ภาคผนวกที่ 2 - 3

ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter

ตารางผนวกที่ 4.2.6 ผลการวิเคราะห์ QC_EX_T (ปริมาณการส่งออกมันเส้น) ด้วยแบบจำลอง Holt-Winter (Additive)

(In-sample)

Date: 08/31/20 Time: 10:06
 Sample: 2550M01 2560M12
 Included observations: 132
 Method: Holt-Winters Additive Seasonal
 Original Series: _QC_EX_T
 Forecast Series: _QC_EXSM

Parameters:	Alpha	0.3000
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
	Sum of Squared Residuals	2.54E+12
	Root Mean Squared Error	138649.7

End of Period Levels:	Mean	548736.7
	Trend	2559.549
	Seasonals:	2560M01 33959.80
		2560M02 134075.7
		2560M03 92978.35
		2560M04 -10205.53
		2560M05 40109.29
		2560M06 -81252.80
		2560M07 -59193.03
		2560M08 -40808.84
		2560M09 -134148.2
		2560M10 -63160.95
		2560M11 -58692.46
		2560M12 146338.6

(Ex-post)

Date: 08/31/20 Time: 10:07
 Sample: 2561M01 2562M12
 Included observations: 24
 Method: Holt-Winters Additive Seasonal
 Original Series: _QC_EX_T
 Forecast Series: _QC_EXSM

Parameters:	Alpha	0.0000
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
	Sum of Squared Residuals	1.03E+11
	Root Mean Squared Error	65549.36

End of Period Levels:	Mean	139593.6
	Trend	-11021.71
	Seasonals:	2562M01 147227.8
		2562M02 73576.64
		2562M03 97344.67
		2562M04 169288.3
		2562M05 28172.27
		2562M06 -101776.0
		2562M07 -98293.54
		2562M08 -110341.8
		2562M09 -98704.64
		2562M10 -1959.254
		2562M11 -37031.68
		2562M12 -67502.80

ตารางผนวกที่ 4.2.7 ผลการวิเคราะห์ QC_EX_T (ปริมาณการส่งออกมันเส้น) ด้วยแบบจำลอง
Holt-Winter (Multiplicative)

(In-sample)

Date: 08/31/20 Time: 10:08
 Sample: 2550M01 2560M12
 Included observations: 132
 Method: Holt-Winters Multiplicative Seasonal
 Original Series: _QC_EX_T
 Forecast Series: _QC_EXSM

Parameters:	Alpha	0.2200
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
	Sum of Squared Residuals	2.59E+12
	Root Mean Squared Error	139970.6

End of Period Levels:	Mean	584274.4
	Trend	2559.549
	Seasonals: 2560M01	1.159289
	2560M02	1.322937
	2560M03	1.308308
	2560M04	1.004894
	2560M05	1.031118
	2560M06	0.791183
	2560M07	0.818070
	2560M08	0.933515
	2560M09	0.663072
	2560M10	0.789376
	2560M11	0.780764
	2560M12	1.397474

(Ex-post)

Date: 08/31/20 Time: 10:09
 Sample: 2561M01 2562M12
 Included observations: 24
 Method: Holt-Winters Multiplicative Seasonal
 Original Series: _QC_EX_T
 Forecast Series: _QC_EXSM

Parameters:	Alpha	0.0000
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
	Sum of Squared Residuals	1.20E+11
	Root Mean Squared Error	70840.72

End of Period Levels:	Mean	139593.6
	Trend	-11021.71
	Seasonals: 2562M01	1.437883
	2562M02	1.279487
	2562M03	1.366081
	2562M04	1.710250
	2562M05	1.241494
	2562M06	0.677052
	2562M07	0.736359
	2562M08	0.548299
	2562M09	0.488844
	2562M10	1.052983
	2562M11	0.807958
	2562M12	0.653310

ตารางผนวกที่ 4.2.8 ผลการวิเคราะห์ QT_EX_T (ปริมาณการส่งออกแป้งมันสำปะหลัง) ด้วยแบบจำลอง Holt-Winter (Additive)

(In-sample)

Date: 08/31/20 Time: 10:22
 Sample: 2550M01 2560M12
 Included observations: 132
 Method: Holt-Winters Additive Seasonal
 Original Series: QT_EX_T
 Forecast Series: QT_EX_SM

Parameters:	Alpha	0.8400
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
	Sum of Squared Residuals	1.22E+11
	Root Mean Squared Error	30446.21
End of Period Levels:	Mean	288121.2
	Trend	1154.632
	Seasonals:	
	2560M01	35.25292
	2560M02	18057.25
	2560M03	37898.09
	2560M04	-16054.19
	2560M05	-12325.63
	2560M06	-32645.30
	2560M07	-32274.67
	2560M08	-4732.987
	2560M09	-4986.203
	2560M10	28897.17
	2560M11	10188.18
	2560M12	7943.036

(Ex-post)

Date: 08/31/20 Time: 10:23
 Sample: 2561M01 2562M12
 Included observations: 24
 Method: Holt-Winters Additive Seasonal
 Original Series: QT_EX_T
 Forecast Series: QT_EX_SM

Parameters:	Alpha	0.7200
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
	Sum of Squared Residuals	8.62E+09
	Root Mean Squared Error	18955.39
End of Period Levels:	Mean	214498.6
	Trend	-719.0747
	Seasonals:	
	2562M01	36396.19
	2562M02	72929.87
	2562M03	72549.06
	2562M04	-54284.18
	2562M05	-52787.42
	2562M06	-70920.86
	2562M07	-55331.07
	2562M08	18672.71
	2562M09	-2467.291
	2562M10	36490.84
	2562M11	4500.468
	2562M12	-5748.327

ตารางผนวกที่ 4.2.9 ผลการวิเคราะห์ QT_EX_T (ปริมาณการส่งออกแป้งมันสำปะหลัง) ด้วยแบบจำลอง Holt-Winter (Multiplicative)

(In-sample)

Date: 08/31/20 Time: 10:24
 Sample: 2550M01 2560M12
 Included observations: 132
 Method: Holt-Winters Multiplicative Seasonal
 Original Series: QT_EX_T
 Forecast Series: QT_EX_SM

Parameters:	Alpha	0.8500
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
	Sum of Squared Residuals	1.17E+11
	Root Mean Squared Error	29747.98

End of Period Levels:	Mean	290699.0
	Trend	1154.632
	Seasonals:	
	2560M01	1.001353
	2560M02	1.095251
	2560M03	1.212931
	2560M04	0.936478
	2560M05	0.928973
	2560M06	0.828674
	2560M07	0.842097
	2560M08	0.972725
	2560M09	0.977802
	2560M10	1.147818
	2560M11	1.037811
	2560M12	1.018086

(Ex-post)

Date: 08/31/20 Time: 10:25
 Sample: 2561M01 2562M12
 Included observations: 24
 Method: Holt-Winters Multiplicative Seasonal
 Original Series: QT_EX_T
 Forecast Series: QT_EX_SM

Parameters:	Alpha	0.6900
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
	Sum of Squared Residuals	8.13E+09
	Root Mean Squared Error	18401.49

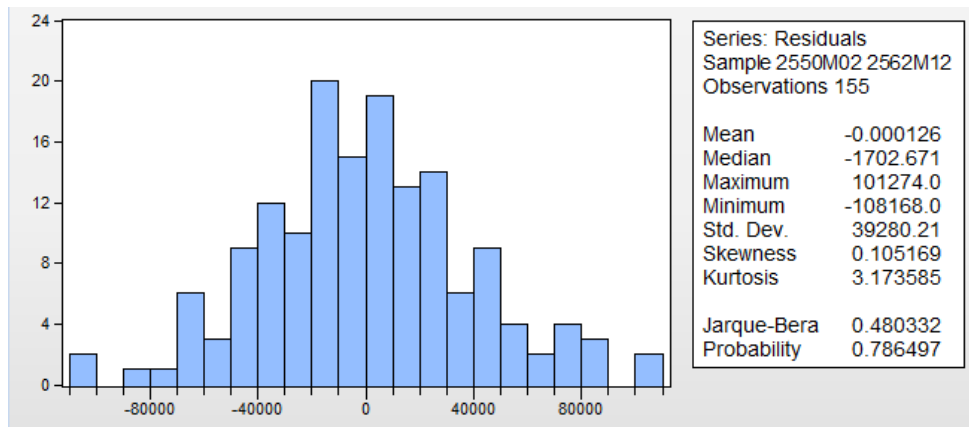
End of Period Levels:	Mean	214267.2
	Trend	-719.0747
	Seasonals:	
	2562M01	1.150786
	2562M02	1.303083
	2562M03	1.300732
	2562M04	0.777715
	2562M05	0.782716
	2562M06	0.705861
	2562M07	0.770861
	2562M08	1.077043
	2562M09	0.988819
	2562M10	1.150896
	2562M11	1.016011
	2562M12	0.975475

ภาคผนวกที่ 2 - 4
ผลการประมาณการแบบจำลอง ARIMA

ตารางผนวกที่ 4.2.10 ผลการวิเคราะห์ QT_Ex_T ด้วยแบบจำลอง ARIMA(1,0,0)

Dependent Variable: QT_EX_T
 Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)
 Date: 08/31/20 Time: 10:31
 Sample: 2550M01 2562M12
 Included observations: 156
 Convergence achieved after 4 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	197584.4	19835.71	9.961047	0.0000
AR(1)	0.823740	0.049605	16.60610	0.0000
SIGMASQ	1.53E+09	1.81E+08	8.446024	0.0000
R-squared	0.684154	Mean dependent var	198561.1	
Adjusted R-squared	0.680025	S.D. dependent var	69808.29	
S.E. of regression	39487.97	Akaike info criterion	24.03170	
Sum squared resid	2.39E+11	Schwarz criterion	24.09035	
Log likelihood	-1871.472	Hannan-Quinn criter.	24.05552	
F-statistic	165.7066	Durbin-Watson stat	2.136566	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.82			



ภาพผนวกที่ 4.2.1 ผลการทดสอบ Jarque-Bera ของ Residual ตัวแปร QT_Ex_T แบบจำลอง ARIMA(1,0,0)

Date: 10/09/20 Time: 11:13
 Sample: 2550M01 2562M12
 Included observations: 155
 Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

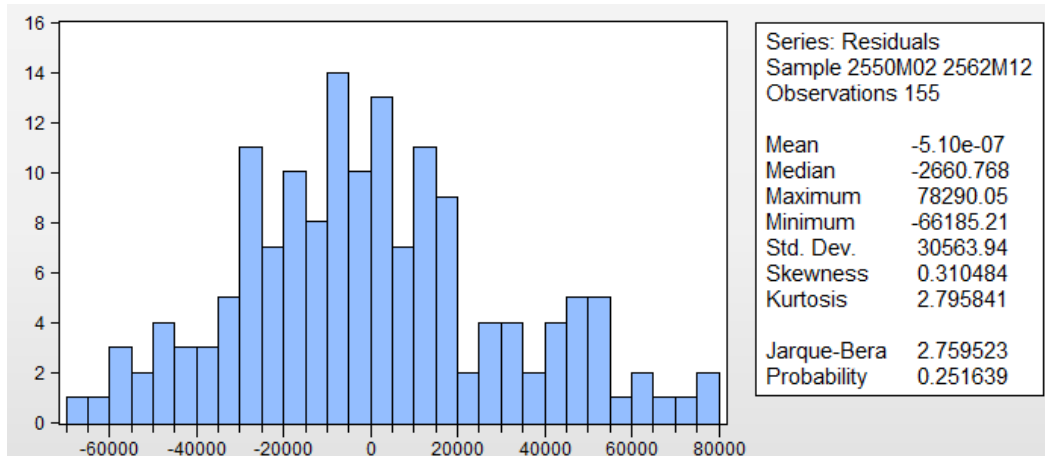
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.077	-0.077	0.9260	
		2 0.051	0.045	1.3326	0.248
		3 -0.028	-0.021	1.4565	0.483
		4 -0.234	-0.242	10.288	0.016
		5 0.137	0.111	13.314	0.010
		6 -0.039	0.001	13.558	0.019
		7 0.114	0.089	15.700	0.015
		8 -0.007	-0.044	15.708	0.028
		9 0.021	0.070	15.784	0.046
		10 0.068	0.062	16.549	0.056
		11 -0.009	0.046	16.563	0.085
		12 0.314	0.306	33.311	0.000
		13 -0.130	-0.079	36.198	0.000
		14 0.027	0.006	36.320	0.001
		15 -0.034	-0.007	36.517	0.001
		16 -0.062	0.069	37.195	0.001
		17 0.182	0.074	43.063	0.000
		18 -0.013	0.026	43.092	0.000
		19 0.154	0.095	47.321	0.000
		20 -0.044	-0.025	47.667	0.000
		21 -0.049	-0.031	48.102	0.000
		22 -0.038	-0.090	48.365	0.001
		23 -0.036	0.005	48.604	0.001
		24 0.263	0.157	61.450	0.000

ภาพผนวกที่ 4.2.2 ผลการทดสอบ Q-Stat ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(1,0,0)

ตารางผนวกที่ 4.2.11 ผลการวิเคราะห์ QT_Ex_T ด้วยแบบจำลอง ARIMA(1,0,0)+ Seasonal Dummies

Dependent Variable: QT_EX_T
 Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)
 Date: 08/31/20 Time: 10:48
 Sample: 2550M01 2562M12
 Included observations: 156
 Convergence achieved after 3 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	196349.1	24795.59	7.918711	0.0000
S1	3043.073	16142.42	0.188514	0.8507
S2	32001.76	13095.08	2.443800	0.0158
S3	24485.36	16021.10	1.528320	0.1287
S4	-22825.59	15598.26	-1.463342	0.1456
S5	41782.23	16546.48	2.525143	0.0127
S6	-35153.12	8489.901	-4.140581	0.0001
S7	-18898.62	14555.74	-1.298362	0.1963
S8	-38360.57	11327.80	-3.386409	0.0009
S9	8362.290	15497.66	0.539584	0.5903
S10	11575.26	14390.56	0.804365	0.4225
S11	-3041.639	11532.70	-0.263740	0.7924
AR(1)	0.880638	0.044845	19.63737	0.0000
SIGMASQ	9.27E+08	1.21E+08	7.644262	0.0000
R-squared	0.808547	Mean dependent var	198561.1	
Adjusted R-squared	0.791020	S.D. dependent var	69808.29	
S.E. of regression	31912.41	Akaike info criterion	23.67441	
Sum squared resid	1.45E+11	Schwarz criterion	23.94812	
Log likelihood	-1832.604	Hannan-Quinn criter.	23.78558	
F-statistic	46.13053	Durbin-Watson stat	2.096858	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.88			



ภาพผนวกที่ 4.2.3 ผลการทดสอบ Jarque-Bera ของ Residual ตัวแปร QT_Ex_T แบบจำลอง ARIMA(1,0,0)+ Seasonal Dummies

Date: 10/09/20 Time: 11:16
 Sample: 2550M01 2562M12
 Included observations: 155
 Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.088	-0.088	1.2205	
		2	0.019	0.011	1.2752	0.259
		3	0.034	0.037	1.4622	0.481
		4	-0.217	-0.213	9.0412	0.029
		5	-0.036	-0.077	9.2563	0.055
		6	0.078	0.080	10.261	0.068
		7	-0.072	-0.047	11.118	0.085
		8	0.184	0.134	16.748	0.019
		9	0.084	0.095	17.921	0.022
		10	0.055	0.103	18.428	0.031
		11	0.028	0.019	18.557	0.046
		12	-0.096	-0.050	20.121	0.044
		13	-0.091	-0.055	21.554	0.043
		14	0.010	0.009	21.572	0.062
		15	0.016	0.043	21.618	0.087
		16	0.064	0.021	22.335	0.099
		17	0.033	-0.018	22.530	0.127
		18	0.118	0.107	25.007	0.095
		19	0.050	0.076	25.456	0.113
		20	0.079	0.122	26.589	0.115
		21	0.008	0.065	26.599	0.147
		22	-0.126	-0.074	29.513	0.102
		23	-0.016	-0.010	29.563	0.129
		24	-0.103	-0.123	31.516	0.111

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

ภาพผนวกที่ 4.2.4 ผลการทดสอบ Q-Stat ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(1,0,0)+ Seasonal Dummies

ตารางผนวกที่ 4.2.12 ผลการวิเคราะห์ QT_Ex_T ด้วยแบบจำลอง SARIMA(1,0,0)(1,0,0)₁₂

Dependent Variable: QT_EX_T

Method: Least Squares

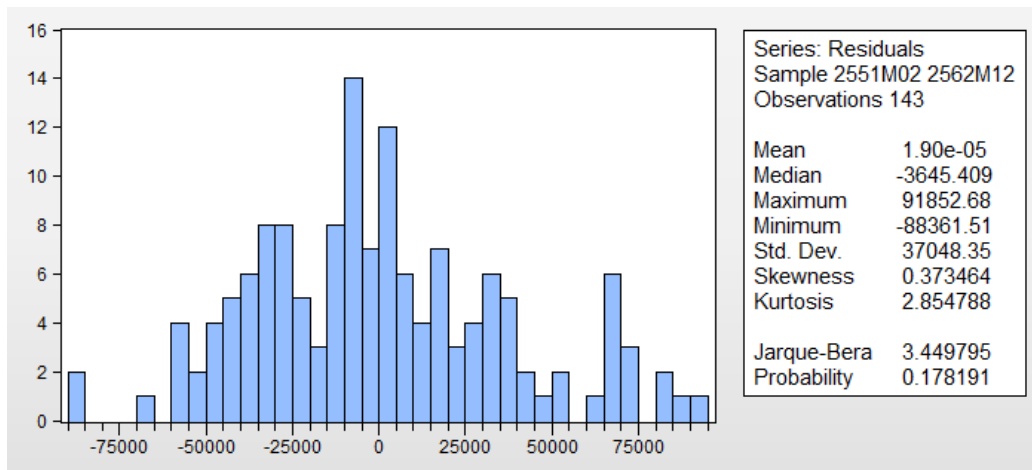
Date: 09/28/20 Time: 16:52

Sample (adjusted): 2551M02 2562M12

Included observations: 143 after adjustments

Convergence achieved after 6 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	214715.9	20076.15	10.69507	0.0000
AR(1)	0.728319	0.058431	12.46471	0.0000
SAR(12)	0.423926	0.081510	5.200895	0.0000
R-squared	0.706782	Mean dependent var		205527.3
Adjusted R-squared	0.702593	S.D. dependent var		68418.44
S.E. of regression	37312.04	Akaike info criterion		23.91278
Sum squared resid	1.95E+11	Schwarz criterion		23.97493
Log likelihood	-1706.763	Hannan-Quinn criter.		23.93803
F-statistic	168.7298	Durbin-Watson stat		1.934758
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.93	.81+.47i	.81-.47i	.73
	.47+.81i	.47-.81i	.00-.93i	-.00+.93i
	-.47+.81i	-.47-.81i	-.81-.47i	-.81+.47i
	-.93			



ภาพผนวกที่ 4.2.5 ผลการทดสอบ Jarque-Bera ของ Residual ตัวแปร QT_Ex_T แบบจำลอง SARIMA(1,0,0)(1,0,0)₁₂

Date: 10/09/20 Time: 11:20
 Sample: 2550M01 2562M12
 Included observations: 143
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

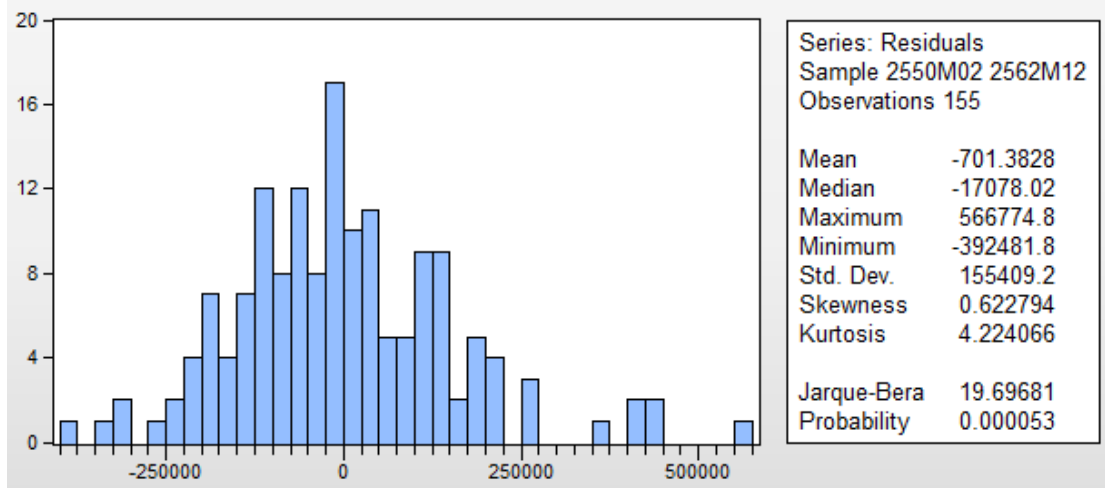
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.009	-0.009	0.0108	
		2	0.064	0.064	0.6194	
		3	-0.020	-0.019	0.6798	0.410
		4	-0.236	-0.242	8.9967	0.011
		5	0.059	0.061	9.5121	0.023
		6	-0.027	0.008	9.6219	0.047
		7	0.036	0.017	9.8144	0.081
		8	0.124	0.076	12.174	0.058
		9	0.022	0.048	12.246	0.093
		10	0.055	0.035	12.718	0.122
		11	0.013	0.028	12.744	0.175
		12	-0.116	-0.085	14.875	0.137
		13	-0.135	-0.145	17.779	0.087
		14	-0.030	-0.000	17.929	0.118
		15	-0.019	-0.004	17.989	0.158
		16	0.003	-0.063	17.991	0.207
		17	0.102	0.055	19.718	0.183
		18	0.015	0.026	19.758	0.231
		19	0.099	0.089	21.385	0.210
		20	0.011	0.033	21.404	0.260
		21	-0.009	0.049	21.417	0.314
		22	-0.092	-0.090	22.872	0.295
		23	-0.014	0.045	22.903	0.349
		24	0.102	0.124	24.704	0.311

ภาพผนวกที่ 4.2.6 ผลการทดสอบ Q-Stat ของ Residual แบบจำลอง SARIMA(1,0,0)(1,0,0)₁₂

ตารางผนวกที่ 4.2.13 ผลการวิเคราะห์ QC_Ex_T ด้วยแบบจำลอง ARIMA(1,0,1)

Dependent Variable: _QC_EX_T
 Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)
 Date: 08/31/20 Time: 11:01
 Sample: 2550M01 2562M12
 Included observations: 156
 Convergence achieved after 9 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	370070.2	73131.27	5.060355	0.0000
AR(1)	0.896292	0.051567	17.38114	0.0000
MA(1)	-0.462532	0.100669	-4.594595	0.0000
SIGMASQ	2.39E+10	2.34E+09	10.20748	0.0000
R-squared	0.483634	Mean dependent var		380145.0
Adjusted R-squared	0.473443	S.D. dependent var		215888.1
S.E. of regression	156657.6	Akaike info criterion		26.79192
Sum squared resid	3.73E+12	Schwarz criterion		26.87012
Log likelihood	-2085.770	Hannan-Quinn criter.		26.82369
F-statistic	47.45501	Durbin-Watson stat		2.064711
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.90			
Inverted MA Roots	.46			



ภาพผนวกที่ 4.2.7 ผลการทดสอบ Jarque-Bera ของ Residual ตัวแปร QC_Ex_T แบบจำลอง ARIMA(1,0,1)

Date: 10/09/20 Time: 13:04
Sample: 2550M01 2562M12
Included observations: 155
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

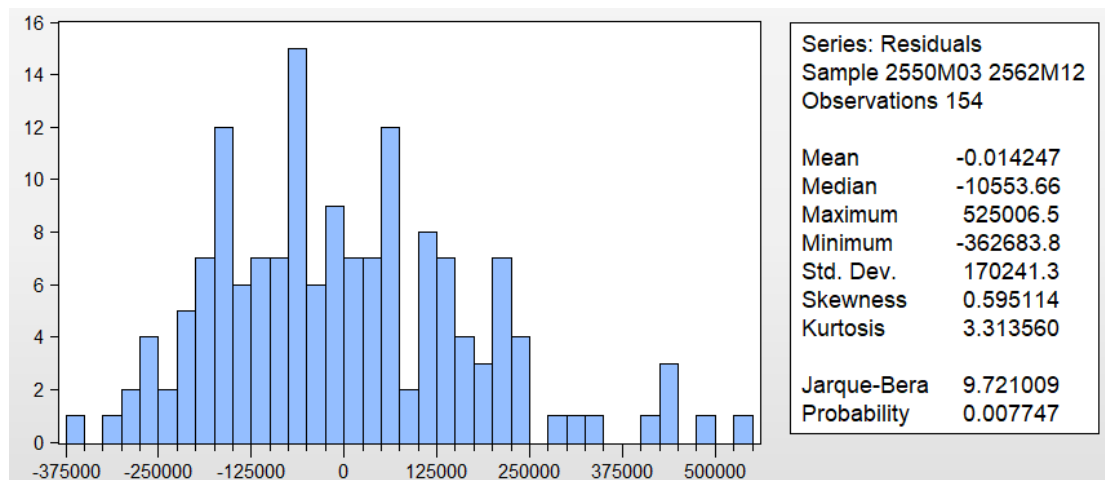
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.033	-0.033	0.1756	
		2 0.111	0.110	2.1292	
		3 0.021	0.028	2.1990	0.138
		4 -0.123	-0.136	4.6520	0.098
		5 0.014	0.000	4.6818	0.197
		6 -0.068	-0.039	5.4384	0.245
		7 -0.043	-0.043	5.7373	0.333
		8 -0.122	-0.133	8.1959	0.224
		9 0.030	0.038	8.3439	0.303
		10 0.056	0.080	8.8661	0.354
		11 0.177	0.178	14.173	0.116
		12 0.213	0.192	21.894	0.016
		13 0.005	-0.010	21.898	0.025
		14 0.098	0.050	23.540	0.023
		15 0.009	0.045	23.554	0.035
		16 -0.095	-0.084	25.126	0.033
		17 0.126	0.138	27.939	0.022
		18 -0.168	-0.088	32.956	0.007
		19 -0.025	-0.005	33.069	0.011
		20 -0.148	-0.131	37.023	0.005
		21 0.007	0.008	37.031	0.008
		22 0.141	0.111	40.661	0.004
		23 -0.055	-0.123	41.210	0.005
		24 0.247	0.156	52.521	0.000

ภาพผนวกที่ 4.2.8 ผลการทดสอบ Q-Stat ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(1,0,1)

ตารางผนวกที่ 4.2.14 ผลการวิเคราะห์ QC_Ex_T ด้วยแบบจำลอง ARIMA(2,0,0)

Dependent Variable: _QC_EX_T
 Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)
 Date: 08/31/20 Time: 11:06
 Sample: 2550M01 2562M12
 Included observations: 156
 Convergence achieved after 4 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	376401.9	39673.26	9.487547	0.0000
AR(2)	0.620326	0.070461	8.803761	0.0000
SIGMASQ	2.86E+10	3.26E+09	8.763099	0.0000
R-squared	0.383364	Mean dependent var		380145.0
Adjusted R-squared	0.375303	S.D. dependent var		215888.1
S.E. of regression	170633.1	Akaike info criterion		26.95769
Sum squared resid	4.45E+12	Schwarz criterion		27.01634
Log likelihood	-2099.700	Hannan-Quinn criter.		26.98151
F-statistic	47.56022	Durbin-Watson stat		1.435656
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.79	-.79		



ภาพผนวกที่ 4.2.9 ผลการทดสอบ Jarque-Bera ของ Residual ตัวแปร QC_Ex_T แบบจำลอง ARIMA(2,0,0)

Date: 10/09/20 Time: 13:06
 Sample: 2550M01 2562M12
 Included observations: 154
 Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.276	0.276	11.925	
		2	-0.024	-0.109	12.018	0.001
		3	0.124	0.177	14.474	0.001
		4	-0.034	-0.144	14.663	0.002
		5	0.067	0.170	15.384	0.004
		6	0.070	-0.055	16.169	0.006
		7	-0.017	0.033	16.219	0.013
		8	-0.047	-0.102	16.587	0.020
		9	0.048	0.129	16.969	0.030
		10	0.131	0.062	19.842	0.019
		11	0.273	0.294	32.374	0.000
		12	0.256	0.073	43.477	0.000
		13	0.067	0.041	44.235	0.000
		14	0.118	0.073	46.622	0.000
		15	0.021	-0.077	46.698	0.000
		16	-0.007	0.021	46.706	0.000
		17	0.114	0.046	48.990	0.000
		18	-0.049	-0.083	49.412	0.000
		19	-0.091	-0.029	50.878	0.000
		20	-0.116	-0.184	53.309	0.000
		21	0.047	0.147	53.703	0.000
		22	0.118	-0.103	56.252	0.000
		23	0.059	0.051	56.897	0.000
		24	0.165	0.058	61.944	0.000

ภาพผนวกที่ 4.2.10 ผลการทดสอบ Q-Stat ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(2,0,0)

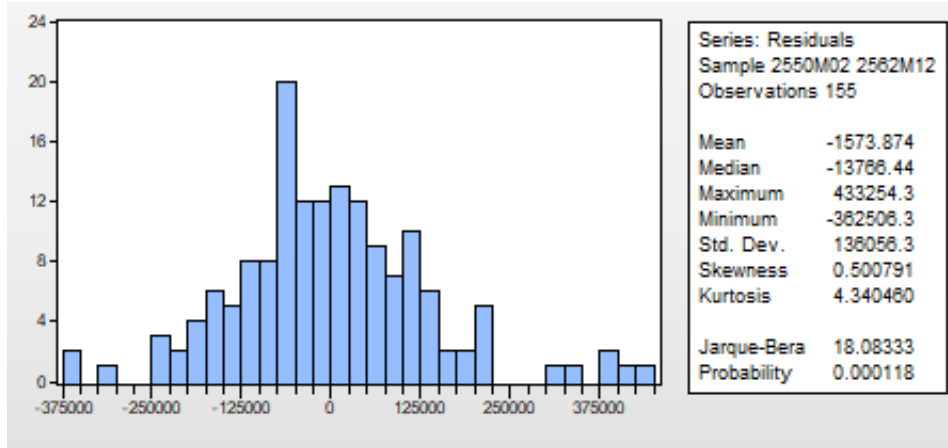
ตารางผนวกที่ 4.2.15 ผลการวิเคราะห์ QC_Ex_T ด้วยแบบจำลอง ARIMA(1,0,1)+seasonal dummies

Dependent Variable: _QC_EX_T
 Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)
 Date: 08/31/20 Time: 11:12
 Sample: 2550M01 2562M12
 Included observations: 156
 Convergence achieved after 11 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	302404.6	99911.68	3.026719	0.0029
S1	87510.39	56745.45	1.542157	0.1253
S2	1439.246	61093.82	0.023558	0.9812
S3	163364.8	53378.26	3.060511	0.0026
S4	60655.51	43679.16	1.388660	0.1671
S5	134618.9	51169.74	2.630831	0.0095
S6	-15648.27	38788.53	-0.403425	0.6872
S7	83707.52	42957.62	1.948607	0.0533
S8	-36872.45	52906.45	-0.696937	0.4870
S9	172042.2	43005.18	4.000500	0.0001
S10	1564.226	50025.05	0.031269	0.9751
S11	-75315.59	45697.01	-1.648151	0.1015
AR(1)	0.949458	0.035538	26.71672	0.0000
MA(1)	-0.598318	0.102641	-5.829210	0.0000
SIGMASQ	1.84E+10	2.01E+09	9.184288	0.0000

R-squared	0.602279	Mean dependent var	380145.0
Adjusted R-squared	0.562790	S.D. dependent var	215888.1
S.E. of regression	142749.3	Akaike info criterion	26.67371
Sum squared resid	2.87E+12	Schwarz criterion	26.96697
Log likelihood	-2065.550	Hannan-Quinn criter.	26.79282
F-statistic	15.25145	Durbin-Watson stat	1.972653
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.95
Inverted MA Roots	.60



ภาพผนวกที่ 4.2.11 ผลการทดสอบ Jarque-Bera ของ Residual ตัวแปร QC_Ex_T แบบจำลอง ARIMA(1,0,1)+seasonal dummies

Date: 10/09/20 Time: 13:09
 Sample: 2550M01 2562M12
 Included observations: 155
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 0.013	0.013	0.0262	
		2 0.041	0.041	0.2892	
		3 0.005	0.004	0.2927	0.589
		4 -0.085	-0.087	1.4550	0.483
		5 0.041	0.043	1.7220	0.632
		6 0.095	0.103	3.2089	0.523
		7 -0.019	-0.025	3.2692	0.659
		8 -0.088	-0.107	4.5592	0.601
		9 0.027	0.039	4.6782	0.699
		10 -0.029	-0.002	4.8187	0.777
		11 0.183	0.173	10.460	0.315
		12 -0.021	-0.055	10.537	0.395
		13 -0.036	-0.040	10.766	0.463
		14 -0.030	-0.015	10.916	0.536
		15 -0.017	0.017	10.968	0.614
		16 -0.031	-0.056	11.138	0.675
		17 0.191	0.170	17.546	0.287
		18 -0.000	0.000	17.546	0.351
		19 0.011	0.039	17.567	0.417
		20 -0.099	-0.145	19.324	0.372
		21 -0.001	0.050	19.324	0.436
		22 0.066	0.038	20.110	0.451
		23 -0.097	-0.120	21.842	0.409
		24 -0.004	-0.031	21.846	0.469

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

ภาพผนวกที่ 4.2.12 ผลการทดสอบ Q-Stat ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(1,0,1)+seasonal dummies

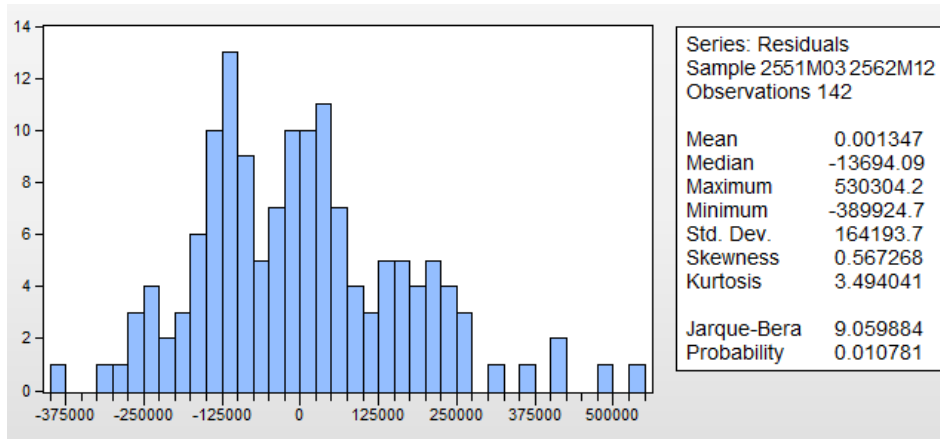
ตารางผนวกที่ 4.2.16 ผลการวิเคราะห์ QC_Ex_T ด้วยแบบจำลอง ARIMA(2,0,0)+seasonal dummies

Dependent Variable: QC_EX_T
 Method: Least Squares
 Date: 10/09/20 Time: 11:39
 Sample (adjusted): 2551M03 2562M12
 Included observations: 142 after adjustments
 Convergence achieved after 6 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	400228.7	41833.42	9.567199	0.0000
AR(2)	0.524747	0.073162	7.172435	0.0000
SAR(12)	0.301693	0.082170	3.671559	0.0003

R-squared	0.413278	Mean dependent var	397368.6
Adjusted R-squared	0.404836	S.D. dependent var	214358.2
S.E. of regression	165370.7	Akaike info criterion	26.89067
Sum squared resid	3.80E+12	Schwarz criterion	26.95311
Log likelihood	-1906.237	Hannan-Quinn criter.	26.91604
F-statistic	48.95469	Durbin-Watson stat	1.524474
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots				
	.90	.78+.45i	.78-.45i	.72
	.45+.78i	.45-.78i	.00+.90i	.00-.90i
	-.45+.78i	-.45-.78i	-.72	-.78-.45i
	-.78+.45i	-.90		



ภาพผนวกที่ 4.2.13 ผลการทดสอบ Jarque-Bera ของ Residual ตัวแปร QC_Ex_T แบบจำลอง ARIMA(2,0,0)+seasonal dummies

Date: 10/09/20 Time: 13:02
 Sample: 2550M01 2562M12
 Included observations: 142
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

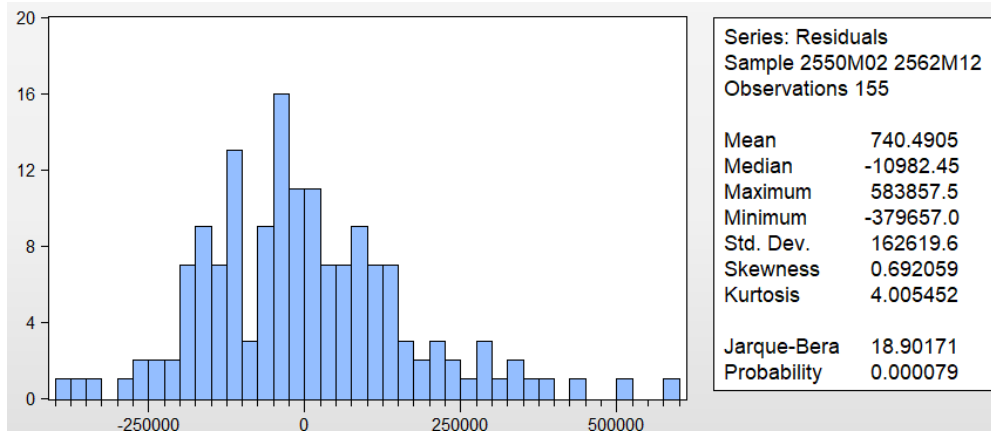
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.234	0.234	7.9221	
		2	-0.040	-0.101	8.1604	
		3	0.133	0.178	10.746	0.001
		4	-0.021	-0.115	10.809	0.004
		5	0.049	0.126	11.173	0.011
		6	0.067	-0.020	11.856	0.018
		7	-0.026	-0.002	11.958	0.035
		8	-0.012	-0.027	11.979	0.062
		9	0.002	0.006	11.980	0.101
		10	0.106	0.124	13.717	0.089
		11	0.211	0.160	20.638	0.014
		12	-0.069	-0.171	21.396	0.018
		13	-0.015	0.079	21.431	0.029
		14	0.113	0.025	23.463	0.024
		15	-0.042	-0.030	23.746	0.034
		16	-0.020	-0.041	23.810	0.048
		17	0.105	0.113	25.597	0.042
		18	-0.048	-0.086	25.977	0.054
		19	-0.070	-0.018	26.800	0.061
		20	-0.107	-0.180	28.708	0.052
		21	0.038	0.167	28.952	0.067
		22	0.072	-0.055	29.848	0.072
		23	-0.045	0.059	30.197	0.088
		24	0.124	0.074	32.862	0.064

ภาพผนวกที่ 4.2.14 ผลการทดสอบ Q-Stat ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(2,0,0)+seasonal dummies

ตารางผนวกที่ 4.2.17 ผลการวิเคราะห์ QC_Ex_T ด้วยแบบจำลอง SARIMA(1,0,0) (1,0,0)₁₂

Dependent Variable: QC_EX_T
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/20 Time: 17:01
 Sample (adjusted): 2551M02 2562M12
 Included observations: 143 after adjustments
 Convergence achieved after 6 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	395578.3	40954.24	9.659030	0.0000
AR(1)	0.552182	0.072965	7.567767	0.0000
SAR(12)	0.245076	0.085193	2.876702	0.0046
R-squared	0.417388	Mean dependent var		395068.6
Adjusted R-squared	0.409065	S.D. dependent var		215365.5
S.E. of regression	165556.5	Akaike info criterion		26.89277
Sum squared resid	3.84E+12	Schwarz criterion		26.95493
Log likelihood	-1919.833	Hannan-Quinn criter.		26.91803
F-statistic	50.14849	Durbin-Watson stat		2.390862
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.89	.77-.44i	.77+.44i	.55
	.44+.77i	.44-.77i	-.00-.89i	-.00+.89i
	-.44+.77i	-.44-.77i	-.77-.44i	-.77+.44i
	-.89			



ภาพผนวกที่ 4.2.15 ผลการทดสอบ Jarque-Bera ของ Residual ตัวแปร QC_Ex_T แบบจำลอง SARIMA(1,0,0) (1,0,0)₁₂

Date: 10/09/20 Time: 13:10
 Sample: 2550M01 2562M12
 Included observations: 155
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.216 -0.216	7.3506		
		2 0.225 0.187	15.415		
		3 0.129 0.227	18.086	0.000	
		4 0.016 0.048	18.128	0.000	
		5 0.127 0.069	20.751	0.000	
		6 0.059 0.065	21.314	0.000	
		7 0.075 0.057	22.238	0.000	
		8 0.002 -0.038	22.239	0.001	
		9 0.113 0.058	24.357	0.001	
		10 0.027 0.044	24.480	0.002	
		11 0.222 0.220	32.822	0.000	
		12 0.033 0.090	33.004	0.000	
		13 0.056 -0.028	33.541	0.000	
		14 0.100 0.000	35.283	0.000	
		15 0.057 0.047	35.839	0.001	
		16 -0.071 -0.157	36.712	0.001	
		17 0.200 0.090	43.739	0.000	
		18 -0.131 -0.082	46.765	0.000	
		19 0.088 0.007	48.154	0.000	
		20 -0.100 -0.163	49.948	0.000	
		21 0.028 -0.040	50.086	0.000	
		22 0.142 0.137	53.800	0.000	
		23 -0.167 -0.115	58.929	0.000	
		24 0.270 0.169	72.462	0.000	

ภาพผนวกที่ 4.2.16 ผลการทดสอบ Q-Stat ของ Residual แบบจำลอง SARIMA(1,0,0) (1,0,0)₁₂

ภาคผนวกที่ 2 – 5
ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR

ตารางผนวกที่ 4.2.18 ค่าสถิติเพื่อใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าย้อนหลังของแบบจำลอง VAR แป้งมันสำปะหลัง

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-6.06	NA	0.00	0.10	0.15	0.12
1	289.76	579.98	0.00	-3.73	-3.61	-3.69
2	303.47	26.52*	0.00*	-3.86*	-3.66*	-3.78*
3	305.42	3.70	0.00	-3.83	-3.56	-3.72
4	307.36	3.65	0.00	-3.81	-3.45	-3.66

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.2.19 ผลการวิเคราะห์ QT_EX_T ด้วยแบบจำลอง VAR

Vector Autoregression Estimates
Date: 08/13/20 Time: 15:56
Sample: 2561M01 2562M12
Included observations: 24
Standard errors in () & t-statistics in []

	_QT_EX_T	_FOBT
_QT_EX_T(-1)	0.477670 (0.19436) [2.45765]	0.039418 (0.03390) [1.16286]
_QT_EX_T(-2)	0.100497 (0.20372) [0.49330]	-0.002208 (0.03553) [-0.06215]
_FOBT(-1)	-2.583287 (1.00660) [-2.56634]	1.503576 (0.17556) [8.56466]
_FOBT(-2)	2.789695 (0.95393) [2.92443]	-0.640400 (0.16637) [-3.84928]
C	3.241898 (5.34820) [0.60617]	0.848231 (0.93275) [0.90939]
R-squared	0.536110	0.891748
Adj. R-squared	0.438449	0.868958
Sum sq. resids	0.568350	0.017287
S.E. equation	0.172954	0.030164
F-statistic	5.489497	39.12923
Log likelihood	10.86233	52.77549
Akaike AIC	-0.488527	-3.981291
Schwarz SC	-0.243100	-3.735863
Mean dependent	12.36583	9.572917
S.D. dependent	0.230800	0.083326
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.69E-05
Determinant resid covariance		1.69E-05
Log likelihood		63.76710
Akaike information criterion		-4.480592
Schwarz criterion		-3.989736
Number of coefficients		10

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.2.20 ค่าสถิติเพื่อใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าย้อนหลังของแบบจำลอง VAR มั่นเส้น

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-136.38	NA	0.02	1.82	1.86	1.84
1	113.48	489.85	0.00	-1.41	-1.29	-1.37
2	125.91	24.04	0.00	-1.53	-1.33*	-1.44
3	132.82	13.18*	0.00	-1.56	-1.28	-1.45*
4	137.19	8.23	0.00*	-1.57*	-1.21	-1.42

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.2.21 ผลการวิเคราะห์ QC_EX_T ด้วยแบบจำลอง VAR

Vector Autoregression Estimates
Date: 08/13/20 Time: 15:43
Sample: 2561M01 2562M12
Included observations: 24
Standard errors in () & t-statistics in []

	FOBC	QC_EX_T
FOBC(-1)	0.717454 (0.19801) [3.62333]	1.045442 (5.56670) [0.18780]
FOBC(-2)	0.001739 (0.18922) [0.00919]	-2.173010 (5.31966) [-0.40849]
QC_EX_T(-1)	0.002727 (0.00823) [0.33138]	0.415969 (0.23137) [1.79784]
QC_EX_T(-2)	0.015524 (0.00875) [1.77425]	0.141221 (0.24599) [0.57410]
C	2.264776 (1.06601) [2.12454]	15.32719 (29.9690) [0.51144]
R-squared	0.696586	0.300724
Adj. R-squared	0.632709	0.153508
Sum sq. resids	0.017699	13.98870
S.E. equation	0.030521	0.858049
F-statistic	10.90516	2.042736
Log likelihood	52.49297	-27.57688
Akaike AIC	-3.957748	2.714740
Schwarz SC	-3.712320	2.960168
Mean dependent	8.858333	12.22667
S.D. dependent	0.050361	0.932610
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.000648
Determinant resid covariance		0.000406
Log likelihood		25.59981
Akaike information criterion		-1.299984
Schwarz criterion		-0.809129
Number of coefficients		10

ตารางผนวกที่ 4.2.22 ผลการทดสอบ Residual Serial Correlation LM Tests

lag	LM-stat	Prob
1	21.01	0.18
2	16.35	0.43
3	19.84	0.23
4	35.57	0.00

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.2.23 ผลการทดสอบ Residual Normality Tests

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.330442	2.784390	1	0.0952
2	0.003706	0.000350	1	0.9851
3	0.352385	3.166464	1	0.0752
4	-0.317235	2.566266	1	0.1092
Joint		8.517470	4	0.0744

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.516106	1.698077	1	0.1925
2	6.904096	97.16754	1	0.0000
3	4.927423	23.68285	1	0.0000
4	4.801408	20.68732	1	0.0000
Joint		143.2358	4	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.482467	2	0.1063
2	97.16789	2	0.0000
3	26.84932	2	0.0000
4	23.25359	2	0.0000
Joint	151.7533	8	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.2.24 ผลการทดสอบ Residual Heteroskedasticity Tests

Joint test					
Chi-sq	df	Prob.			
266.9955	160	0.0000			

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(16,136)	Prob.	Chi-sq(16)	Prob.
res1*res1	0.182945	1.903220	0.0249	27.99062	0.0317
res2*res2	0.395365	5.558067	0.0000	60.49084	0.0000
res3*res3	0.085022	0.789839	0.6949	13.00834	0.6721
res4*res4	0.287537	3.430449	0.0000	43.99320	0.0002
res2*res1	0.209344	2.250564	0.0063	32.02960	0.0099
res3*res1	0.079205	0.731155	0.7583	12.11839	0.7358
res3*res2	0.261618	3.011655	0.0003	40.02754	0.0008
res4*res1	0.160281	1.622439	0.0707	24.52306	0.0787
res4*res2	0.167463	1.709760	0.0516	25.62188	0.0596
res4*res3	0.270377	3.149857	0.0001	41.36773	0.0005

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.2.25 ผลการทดสอบ Roots of Characteristic Polynomial

Roots of Characteristic Polynomial
 Endogenous variables: D(QT_EX_T) D(FOBT) D(QC...
 Exogenous variables: C
 Lag specification: 1 2
 Date: 04/21/21 Time: 16:16

Root	Modulus
0.525532	0.525532
0.093430 - 0.500744i	0.509386
0.093430 + 0.500744i	0.509386
-0.279777 - 0.421323i	0.505755
-0.279777 + 0.421323i	0.505755
-0.397536 - 0.233540i	0.461060
-0.397536 + 0.233540i	0.461060
-0.052274	0.052274

No root lies outside the unit circle.
 VAR satisfies the stability condition.

ที่มา: จากการคำนวณ

ภาคผนวกที่ 3
ปาล์มน้ำมัน

ภาคผนวกที่ 3 - 1

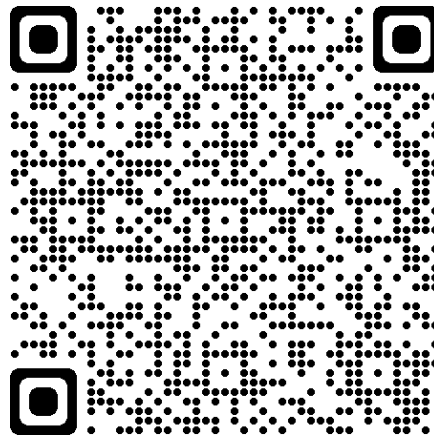
ค่าสถิติโดยสรุปและข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง

ตารางผนวกที่ 4.3.1 สถิติโดยสรุปของตัวแปรของสินค้าปาล์มน้ำมัน

ตัวแปร	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	ค่าต่ำสุด	ค่าสูงสุด
CONSUMP	85,025.19	21,904.71	31,770.00	162,658.00
ENERGY	64,603.22	28,160.60	18,017.00	147,904.00
CPOP	26.97	6.83	14.76	58.20
D_PALMOIL	-0.08	1.51	-4.77	5.53
D_SOYOIL	-0.09	0.96	-3.88	6.61
DIESEL	27.40	2.80	18.64	32.33
B100	30.43	6.08	19.46	57.76

ข้อมูลที่ใช้สามารถเข้าถึงได้ที่ <https://bit.ly/2Okj1L>

หรือเข้าถึงได้จาก QR code



ภาคผนวกที่ 3 - 2
ผลการทดสอบ Unit Root

ตารางผนวกที่ 4.3.2 ผลการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test

Null Hypothesis: CONSUME has a unit root				Null Hypothesis: CONSUME has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend				Exogenous: Constant			
Lag Length: 8 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)				Lag Length: 10 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)			
		t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.45762	0.0029	Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.78556	0.8185
Test critical values:	1% level	-4.05339		Test critical values:	1% level	-3.49917	
	5% level	-3.45584			5% level	-2.89155	
	10% level	-3.15371			10% level	-2.58285	
Null Hypothesis: ENERGY has a unit root				Null Hypothesis: ENERGY has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend				Exogenous: Constant			
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)				Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)			
		t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.57687	0.0019	Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.35787	0.1562
Test critical values:	1% level	-4.04607		Test critical values:	1% level	-3.49252	
	5% level	-3.45236			5% level	-2.88867	
	10% level	-3.15167			10% level	-2.58131	
Null Hypothesis: DIESEL_PRICE has a unit root				Null Hypothesis: DIESEL_PRICE has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend				Exogenous: Constant			
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)				Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)			
		t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.82061	0.0191	Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.53618	0.1099
Test critical values:	1% level	-4.04693		Test critical values:	1% level	-3.49375	
	5% level	-3.45276			5% level	-2.8892	
	10% level	-3.15191			10% level	-2.5816	
Null Hypothesis: D_SOYOIL has a unit root				Null Hypothesis: D_SOYOIL has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend				Exogenous: Constant			
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)				Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)			
		t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.08372	0.0090	Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.81952	0.0037
Test critical values:	1% level	-4.04868		Test critical values:	1% level	-3.49438	
	5% level	-3.4536			5% level	-2.88947	
	10% level	-3.1524			10% level	-2.58174	
Null Hypothesis: D_PALMOIL has a unit root				Null Hypothesis: D_PALMOIL has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend				Exogenous: Constant			
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)				Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)			
		t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.56783	0.0000	Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.58656	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.04693		Test critical values:	1% level	-3.49313	
	5% level	-3.45276			5% level	-2.88893	
	10% level	-3.15191			10% level	-2.58145	

ตารางผนวกที่ 4.3.2 ผลการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test (ต่อ)

Null Hypothesis: CPO_PRICE has a unit root			Null Hypothesis: CPO_PRICE has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend			Exogenous: Constant			
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)			Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)			
		t-Statistic	Prob.*			
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.50243	0.0443	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
Test critical values:	1% level	-4.04868		Test critical values:	1% level	-3.49438
	5% level	-3.4536			5% level	-2.88947
	10% level	-3.1524			10% level	-2.58174
Null Hypothesis: B100 has a unit root			Null Hypothesis: B100 has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend			Exogenous: Constant			
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)			Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)			
		t-Statistic	Prob.*			
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.91865	0.0145	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
Test critical values:	1% level	-4.04693		Test critical values:	1% level	-3.49313
	5% level	-3.45276			5% level	-2.88893
	10% level	-3.15191			10% level	-2.58145

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ภาคผนวกที่ 3 - 3

ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter

ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter

ตารางผนวกที่ 4.3.3 ผลการวิเคราะห์ CONSUMP ด้วยแบบจำลอง Holt-Winter (Additive)

Date: 04/26/21 Time: 11:40			
Sample: 2552M01 2560M12			
Included observations: 108			
Method: Holt-Winters Additive Seasonal			
Original Series: CONSUMP			
Forecast Series: CONSUMSM			
Parameters:	Alpha		0.31
	Beta		0
	Gamma		0
Sum of Squared Residuals			1.78E+10
Root Mean Squared Error			12847.05
End of Period Levels:	Mean		113424.2
	Trend		329.7413
	Seasonals:	2560M01	-6776.108
		2560M02	-11712.96
		2560M03	3005.187
		2560M04	-244.2208
		2560M05	-3098.073
		2560M06	-1553.703
		2560M07	133.9997
		2560M08	7298.258
		2560M09	4676.073
		2560M10	6982.554
		2560M11	8939.59
		2560M12	-7650.596

ตารางผนวกที่ 4.3.4 ผลการวิเคราะห์ CONSUMP ด้วยแบบจำลอง Holt-Winter (Multiplicative)

Date: 04/26/21 Time: 11:41			
Sample: 2552M01 2560M12			
Included observations: 108			
Method: Holt-Winters Multiplicative Seasonal			
Original Series: CONSUMP			
Forecast Series: CONSUMSM			
Parameters:	Alpha		0.2699
	Beta		0
	Gamma		0
Sum of Squared Residuals			1.85E+10
Root Mean Squared Error			13093.57
End of Period Levels:	Mean		112063.6
	Trend		329.7413
	Seasonals:	2560M01	0.916135
		2560M02	0.848787
		2560M03	1.051758
		2560M04	1.006931
		2560M05	0.965765
		2560M06	0.980441
		2560M07	1.006013
		2560M08	1.089438
		2560M09	1.051305
		2560M10	1.088957
		2560M11	1.099991
		2560M12	0.894477

ตารางผนวกที่ 4.3.5 ผลการวิเคราะห์ ENERGY ด้วยแบบจำลอง Holt-Winter (Additive)

Date: 04/26/21 Time: 12:48			
Sample: 2552M01 2560M12			
Included observations: 108			
Method: Holt-Winters Additive Seasonal			
Original Series: ENERGY			
Forecast Series: ENERGYSM			
Parameters:	Alpha		0.87
	Beta		0
	Gamma		0
Sum of Squared Residuals			7.62E+09
Root Mean Squared Error			8400.33
End of Period Levels:	Mean		86941.03
	Trend		521.1823
	Seasonals:	2560M01	6288.966
		2560M02	-4706.328
		2560M03	-2064.399
		2560M04	-3342.026
		2560M05	4484.57
		2560M06	625.1652
		2560M07	4236.872
		2560M08	-2102.644
		2560M09	-6093.493
		2560M10	-3355.342
		2560M11	-3033.857
		2560M12	9062.516

ตารางผนวกที่ 4.3.6 ผลการวิเคราะห์ ENERGY ด้วยแบบจำลอง Holt-Winter (Multiplicative)

Date: 04/26/21 Time: 12:49			
Sample: 2552M01 2560M12			
Included observations: 108			
Method: Holt-Winters Multiplicative Seasonal			
Original Series: ENERGY			
Forecast Series: ENERGYSM			
Parameters:	Alpha		0.91
	Beta		0
	Gamma		0
Sum of Squared Residuals			7.59E+09
Root Mean Squared Error			8384.723
End of Period Levels:	Mean		83033.75
	Trend		521.1823
	Seasonals:	2560M01	1.116461
		2560M02	0.914675
		2560M03	0.940317
		2560M04	0.916795
		2560M05	1.073542
		2560M06	1.003739
		2560M07	1.082201
		2560M08	0.960453
		2560M09	0.908154
		2560M10	0.949142
		2560M11	0.971483
		2560M12	1.163037

ภาคผนวกที่ 3 - 4
ผลการประมาณการแบบจำลอง ARIMA

ผลการประมาณการแบบจำลอง ARIMA

ตารางผนวกที่ 4.3.7 ผลการประมาณการแบบจำลอง ARMA(2,0) + Seasonal dummies ของความต้องการใช้น้ำมัน
ปาล์มดิบในการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ

Dependent Variable: DETREND

Method: Least Squares

Date: 08/10/20 Time: 14:05

Sample (adjusted): 2552M03 2562M12

Included observations: 130 after adjustments

Convergence achieved after 5 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12027.56	4964.612	-2.422658	0.0170
@MONTH=1	8102.222	5499.696	1.473213	0.1434
@MONTH=2	3862.531	5567.720	0.693737	0.4892
@MONTH=3	16562.20	6087.655	2.720620	0.0075
@MONTH=4	13730.98	6243.499	2.199245	0.0298
@MONTH=5	12039.99	6398.900	1.881571	0.0624
@MONTH=6	11184.22	6419.236	1.742298	0.0841
@MONTH=7	7578.435	6391.390	1.185726	0.2382
@MONTH=8	17614.47	6219.096	2.832320	0.0055
@MONTH=9	14224.20	6051.081	2.350687	0.0204
@MONTH=10	15411.55	5382.806	2.863108	0.0050
@MONTH=11	19310.13	5326.403	3.625360	0.0004
AR(1)	0.300236	0.089836	3.342034	0.0011
AR(2)	0.272282	0.089738	3.034177	0.0030
R-squared	0.313370	Mean dependent var	4.736328	
Adjusted R-squared	0.236420	S.D. dependent var	16365.25	
S.E. of regression	14300.45	Akaike info criterion	22.07541	
Sum squared resid	2.37E+10	Schwarz criterion	22.38422	
Log likelihood	-1420.902	Hannan-Quinn criter.	22.20089	
F-statistic	4.072392	Durbin-Watson stat	2.012247	
Prob(F-statistic)	0.000017			
Inverted AR Roots	.69		-.39	

ตารางผนวกที่ 4.3.8 ผลการประมาณการแบบจำลอง ARMA(2,0) ของความต้องการใช้น้ำมันปาล์ม
ดิบ ในการบริโภคของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ

Dependent Variable: DETREND

Method: Least Squares

Date: 08/10/20 Time: 14:05

Sample (adjusted): 2552M03 2562M12

Included observations: 130 after adjustments

Convergence achieved after 2 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.262166	0.086637	3.026027	0.0030
AR(2)	0.260770	0.086498	3.014761	0.0031
R-squared	0.178946	Mean dependent var		4.736328
Adjusted R-squared	0.172531	S.D. dependent var		16365.25
S.E. of regression	14886.70	Akaike info criterion		22.06959
Sum squared resid	2.84E+10	Schwarz criterion		22.11370
Log likelihood	-1432.523	Hannan-Quinn criter.		22.08751
Durbin-Watson stat	1.957387			
Inverted AR Roots	.66		-.40	

ตารางผนวกที่ 4.3.9 ผลการประมาณการแบบจำลอง ARMA(1,0) + Seasonal dummies ของความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล

Dependent Variable: DETREND

Method: Least Squares

Date: 08/10/20 Time: 14:19

Sample (adjusted): 2552M02 2562M12

Included observations: 131 after adjustments

Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11618.95	4002.897	2.902635	0.0044
@MONTH=1	-5625.072	3020.760	-1.862138	0.0651
@MONTH=2	-16034.06	3835.446	-4.180493	0.0001
@MONTH=3	-12068.92	4311.812	-2.799036	0.0060
@MONTH=4	-13158.68	4595.515	-2.863375	0.0050
@MONTH=5	-6340.598	4746.861	-1.335745	0.1842
@MONTH=6	-11317.93	4792.774	-2.361456	0.0198
@MONTH=7	-8903.300	4740.576	-1.878105	0.0628
@MONTH=8	-12319.74	4580.903	-2.689370	0.0082
@MONTH=9	-17749.10	4283.474	-4.143622	0.0001
@MONTH=10	-14990.29	3779.816	-3.965878	0.0001
@MONTH=11	-14142.31	2894.248	-4.886351	0.0000
AR(1)	0.725026	0.066709	10.86856	0.0000
R-squared	0.569284	Mean dependent var	-49.02816	
Adjusted R-squared	0.525483	S.D. dependent var	12994.56	
S.E. of regression	8951.327	Akaike info criterion	21.13095	
Sum squared resid	9.45E+09	Schwarz criterion	21.41628	
Log likelihood	-1371.077	Hannan-Quinn criter.	21.24689	
F-statistic	12.99689	Durbin-Watson stat	1.959066	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.73			

ตารางผนวกที่ 4.3.10 ผลการประมาณการแบบจำลอง ARMA(1,0) ของความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบ
ในอุตสาหกรรม ไบโอดีเซล

Dependent Variable: DETREND

Method: Least Squares

Date: 08/10/20 Time: 14:20

Sample (adjusted): 2552M02 2562M12

Included observations: 131 after adjustments

Convergence achieved after 2 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.647483	0.071213	9.092234	0.0000
R-squared	0.388712	Mean dependent var		-49.02816
Adjusted R-squared	0.388712	S.D. dependent var		12994.56
S.E. of regression	10159.78	Akaike info criterion		21.29787
Sum squared resid	1.34E+10	Schwarz criterion		21.31981
Log likelihood	-1394.010	Hannan-Quinn criter.		21.30678
Durbin-Watson stat	1.894052			
Inverted AR Roots	.65			

ภาคผนวกที่ 3 - 5
ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR

ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR

ตารางผนวกที่ 4.3.11 แบบจำลอง VAR ของการพยากรณ์ ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในการบริโภค ของภาคครัวเรือนและอุตสาหกรรมอื่น ๆ

Dependent Variable: CONSUME

Method: Least Squares

Date: 04/24/21 Time: 23:15

Sample (adjusted): 2552M04 2560M12

Included observations: 105 after adjustments

$$\begin{aligned} \text{CONSUME} = & C(1)*\text{CONSUME}(-1) + C(2)*\text{CONSUME}(-2) + C(3) \\ & *CPO_PRICE(-1) + C(4)*CPO_PRICE(-2) + C(5)*D_PALMOIL(-1) + \\ & C(6)*D_PALMOIL(-2) + C(7)*D_SOYOIL(-1) + C(8)*D_SOYOIL(-2) + \\ & C(9)*ENERGY(-1) + C(10)*ENERGY(-2) + C(11)*DIESEL_PRICE(-1) \\ & + C(12)*DIESEL_PRICE(-2) + C(13)*B100(-1) + C(14)*B100(-2) \\ & + C(15) + C(16)*\text{TREND} \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.035338	0.117720	0.300184	0.7647
C(2)	0.249183	0.113511	2.195231	0.0307
C(3)	-2921.226	1731.319	-1.687283	0.0951
C(4)	1713.026	1675.221	1.022567	0.3093
C(5)	-1282.261	992.9214	-1.291402	0.1999
C(6)	-776.5920	980.8695	-0.791738	0.4306
C(7)	-751.4350	1596.301	-0.470735	0.6390
C(8)	2173.473	1568.452	1.385743	0.1693
C(9)	-0.264695	0.150074	-1.763764	0.0812
C(10)	0.303572	0.149964	2.024305	0.0459
C(11)	-1402.745	1659.590	-0.845236	0.4002
C(12)	945.6604	1576.063	0.600014	0.5500
C(13)	1727.974	2296.477	0.752446	0.4538
C(14)	-705.6722	1697.065	-0.415819	0.6785
C(15)	61550.42	27650.00	2.226055	0.0285
C(16)	145.8420	110.1178	1.324418	0.1888
R-squared	0.493881	Mean dependent var		79461.73
Adjusted R-squared	0.408580	S.D. dependent var		16852.55
S.E. of regression	12960.26	Akaike info criterion		21.91660
Sum squared resid	1.49E+10	Schwarz criterion		22.32101
Log likelihood	-1134.622	Hannan-Quinn criter.		22.08048
F-statistic	5.789855	Durbin-Watson stat		2.122565
Prob(F-statistic)	0.000000			

ตารางผนวกที่ 4.3.12 แบบจำลอง VAR ของการพยากรณ์ ความต้องการใช้น้ำมันปาล์มดิบในอุตสาหกรรมไบโอดีเซล

Dependent Variable: ENERGY

Method: Least Squares

Date: 04/25/21 Time: 16:32

Sample (adjusted): 2552M04 2560M12

Included observations: 105 after adjustments

$$\begin{aligned} \text{ENERGY} = & C(1)*\text{CONSUME}(-1) + C(2)*\text{CONSUME}(-2) + C(3) \\ & *CPO_PRICE(-1) + C(4)*CPO_PRICE(-2) + C(5)*D_PALMOIL(-1) + \\ & C(6)*D_PALMOIL(-2) + C(7)*D_SOYOIL(-1) + C(8)*D_SOYOIL(-2) + \\ & C(9)*\text{ENERGY}(-1) + C(10)*\text{ENERGY}(-2) + C(11)*\text{DIESEL_PRICE} \\ & (-1) + C(12)*\text{DIESEL_PRICE}(-2) + C(13)*B100(-1) + C(14)*B100(-2) \\ & + C(15) + C(16)*\text{@TREND} + C(17)*\text{@MONTH}=1) + C(18) \\ & *\text{@MONTH}=2) + C(19)*\text{@MONTH}=3) + C(20)*\text{@MONTH}=4) + \\ & C(21)*\text{@MONTH}=5) + C(22)*\text{@MONTH}=6) + C(23) \\ & *\text{@MONTH}=7) + C(24)*\text{@MONTH}=8) + C(25)*\text{@MONTH}=9) + \\ & C(26)*\text{@MONTH}=10) + C(27)*\text{@MONTH}=11) \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.138456	0.077179	1.793959	0.0767
C(2)	0.047400	0.076368	0.620675	0.5366
C(3)	676.3073	1170.755	0.577667	0.5652
C(4)	777.6735	1163.268	0.668525	0.5058
C(5)	-536.1202	659.1666	-0.813330	0.4185
C(6)	984.1301	639.3711	1.539216	0.1278
C(7)	548.4422	1040.650	0.527019	0.5997
C(8)	-1293.337	1027.482	-1.258744	0.2119
C(9)	0.634982	0.111091	5.715887	0.0000
C(10)	-0.000729	0.110474	-0.006597	0.9948
C(11)	888.8539	1072.562	0.828720	0.4098
C(12)	-134.4906	1027.274	-0.130920	0.8962
C(13)	-1039.220	1502.896	-0.691479	0.4913
C(14)	-1176.790	1167.650	-1.007827	0.3167
C(15)	11980.11	17744.75	0.675135	0.5016
C(16)	197.0585	70.14522	2.809293	0.0063
C(17)	-5498.848	4528.794	-1.214197	0.2283
C(18)	-13864.33	4486.641	-3.090136	0.0028
C(19)	-3098.098	4655.492	-0.665472	0.5077
C(20)	-7899.029	4692.638	-1.683281	0.0963
C(21)	-1186.808	4248.950	-0.279318	0.7807
C(22)	-8941.566	4171.375	-2.143554	0.0352
C(23)	-4012.121	4152.660	-0.966157	0.3370
C(24)	-13402.98	4256.790	-3.148611	0.0023
C(25)	-14021.64	4107.182	-3.413932	0.0010
C(26)	-9289.681	4086.127	-2.273469	0.0257
C(27)	-12187.17	3963.370	-3.074951	0.0029
R-squared	0.891750	Mean dependent var		56366.40
Adjusted R-squared	0.855666	S.D. dependent var		21196.48
S.E. of regression	8052.813	Akaike info criterion		21.04246
Sum squared resid	5.06E+09	Schwarz criterion		21.72491
Log likelihood	-1077.729	Hannan-Quinn criter.		21.31901
F-statistic	24.71356	Durbin-Watson stat		1.961480
Prob(F-statistic)	0.000000			

ภาคผนวกที่ 4
มะพร้าว

ภาคผนวกที่ 4 - 1

ค่าสถิติโดยสรุปและข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง

ตารางผนวกที่ 4.4.1 สถิติโดยสรุปของตัวแปรของสินค้ามะพร้าว

ตัวแปร	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	ค่าต่ำสุด	ค่าสูงสุด
EXPORT	14,820.070	3,874.958	6,906.223	23,876.000
Δ FOB	-0.051	1.651	-5.440	3.460

ข้อมูลที่ใช้สามารถเข้าถึงได้ที่

<https://drive.google.com/file/d/1srV0zO7Yn02qFey13lovHlvaBDinpM0i/view?usp=sharing>

หรือเข้าถึงข้อมูลได้จาก QR CODE



ภาคผนวกที่ 4 – 2
ผลการทดสอบ Unit Root

ตารางผนวกที่ 4.4.2 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย Augmented Dickey-Fuller test

1) ตัวแปรปริมาณกะที่สำเร็จรูป (EXPORT)

Null Hypothesis: EXPORT has a unit root				Null Hypothesis: EXPORT has a unit root			
Exogenous: Constant				Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 9 (Automatic - based on AIC, maxlag=11)				Lag Length: 6 (Automatic - based on AIC, maxlag=11)			
		t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test sta	0.184735	0.9695		Augmented Dickey-Fuller test sta	-4.97594	0.0007	
Test critica	1% level	-3.5402		Test critica	1% level	-4.10553	
	5% level	-2.90921			5% level	-3.48046	
	10% level	-2.59222			10% level	-3.16804	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			
Null Hypothesis: D(EXPORT) has a unit root				Null Hypothesis: D(EXPORT) has a unit root			
Exogenous: Constant				Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 11 (Automatic - based on AIC, maxlag=11)				Lag Length: 11 (Automatic - based on AIC, maxlag=11)			
		t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test sta	-2.85596	0.0568		Augmented Dickey-Fuller test sta	-2.8688	0.1799	
Test critica	1% level	-3.5461		Test critica	1% level	-4.1213	
	5% level	-2.91173			5% level	-3.48785	
	10% level	-2.59355			10% level	-3.17231	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

2) ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงราคากะทิสำเร็จรูปส่งออก (ΔFOB)

Null Hypothesis: ΔFOB has a unit root				Null Hypothesis: $D(\Delta\text{FOB})$ has a unit root							
Exogenous: Constant				Exogenous: Constant							
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=11)				Lag Length: 9 (Automatic - based on AIC, maxlag=11)							
			t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*			
Augmented Dickey-Fuller test sta				-4.96603	0.0001	Augmented Dickey-Fuller test sta				-2.94627	0.046
Test critica	1% level		-3.53003		Test critica	1% level		-3.54406			
	5% level		-2.90485			5% level		-2.91086			
	10% level		-2.58991			10% level		-2.59309			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				*MacKinnon (1996) one-sided p-values.							
Null Hypothesis: ΔFOB has a unit root				Null Hypothesis: $D(\Delta\text{FOB})$ has a unit root							
Exogenous: Constant, Linear Trend				Exogenous: Constant, Linear Trend							
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=11)				Lag Length: 9 (Automatic - based on AIC, maxlag=11)							
			t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*			
Augmented Dickey-Fuller test sta				-4.85751	0.001	Augmented Dickey-Fuller test sta				-2.88697	0.174
Test critica	1% level		-4.09874		Test critica	1% level		-4.11844			
	5% level		-3.47728			5% level		-3.48651			
	10% level		-3.16619			10% level		-3.17154			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				*MacKinnon (1996) one-sided p-values.							

ภาคผนวกที่ 4 – 3

ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter

1. แบบ Additive

Date: 04/27/21 Time: 09:17

Sample: 2555M01 2560M12

Included observations: 72

Method: Holt-Winters Additive Seasonal

Original Series: EXPORT

Forecast Series: EXPORTSM

Parameters:	Alpha	0.4800
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
	Sum of Squared Residuals	98143325
	Root Mean Squared Error	1167.519
End of Period Levels:	Mean	21463.22
	Trend	173.5666
	Seasonals:	
	2560M01	-2075.737
	2560M02	-1898.367
	2560M03	572.7762
	2560M04	-1062.181
	2560M05	650.9003
	2560M06	1216.301
	2560M07	1229.149
	2560M08	1542.719
	2560M09	1671.194
	2560M10	645.3249
	2560M11	-867.5695
	2560M12	-1624.510

2. แบบ Multiplicative

Date: 04/27/21 Time: 09:19

Sample: 2555M01 2560M12

Included observations: 72

Method: Holt-Winters Multiplicative Seasonal

Original Series: EXPORT

Forecast Series: EXPORTSM

Parameters:	Alpha	0.4200
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
	Sum of Squared Residuals	88737610
	Root Mean Squared Error	1110.165
End of Period Levels:	Mean	21692.78
	Trend	173.5666
	Seasonals:	
	2560M01	0.859731
	2560M02	0.872704
	2560M03	1.035238
	2560M04	0.922576
	2560M05	1.041176
	2560M06	1.086385
	2560M07	1.081169
	2560M08	1.104030
	2560M09	1.108979
	2560M10	1.049045
	2560M11	0.940133
	2560M12	0.898835

ภาคผนวกที่ 4 - 4
ผลการประมาณการแบบจำลอง ARIMA

แบบจำลอง ARIMA (2,0,2)

Dependent Variable: DE

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 09/01/20 Time: 23:56

Sample: 2012M01 2017M12

Included observations: 72

Convergence not achieved after 500 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12.04510	197.4217	-0.061012	0.9515
AR(1)	1.725816	0.025511	67.65060	0.0000
AR(2)	-0.992710	0.023407	-42.41009	0.0000
MA(1)	-1.671043	2.444064	-0.683715	0.4965
MA(2)	0.998303	2.904033	0.343764	0.7321
SIGMASQ	1727176.	5051141.	0.341938	0.7335
R-squared	0.488956	Mean dependent var		2.91E-13
Adjusted R-squared	0.450241	S.D. dependent var		1851.298
S.E. of regression	1372.659	Akaike info criterion		17.46207
Sum squared resid	1.24E+08	Schwarz criterion		17.65179
Log likelihood	-622.6346	Hannan-Quinn criter.		17.53760
F-statistic	12.62949	Durbin-Watson stat		1.552606
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.86-.50i	.86+.50i		
Inverted MA Roots	.84-.55i	.84+.55i		

แบบจำลอง ARIMA (2,0,2) + Seasonal dummies

Dependent Variable: DE

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 09/01/20 Time: 23:58

Sample: 2012M01 2017M12

Included observations: 72

Convergence achieved after 35 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1517.339	777.3796	-1.951864	0.0561
@MONTH=1	-595.7763	597.1566	-0.997688	0.3228
@MONTH=2	-398.5163	981.1985	-0.406153	0.6862
@MONTH=3	2067.289	906.9664	2.279345	0.0265
@MONTH=4	439.1377	842.4909	0.521237	0.6043
@MONTH=5	2159.511	842.0510	2.564585	0.0131
@MONTH=6	2734.593	1060.807	2.577842	0.0127
@MONTH=7	2758.505	1080.355	2.553332	0.0135
@MONTH=8	3084.735	923.3168	3.340928	0.0015
@MONTH=9	3227.857	915.2182	3.526872	0.0009
@MONTH=10	2219.443	841.8433	2.636408	0.0109
@MONTH=11	728.6889	809.3450	0.900344	0.3719
AR(1)	0.357756	2.232560	0.160245	0.8733
AR(2)	0.159647	1.052851	0.151633	0.8800
MA(1)	0.124777	2.207358	0.056528	0.9551
MA(2)	-0.126719	0.313135	-0.404679	0.6873
SIGMASQ	1164185.	261304.3	4.455286	0.0000
R-squared	0.655536	Mean dependent var		2.91E-13
Adjusted R-squared	0.555328	S.D. dependent var		1851.298
S.E. of regression	1234.514	Akaike info criterion		17.28149
Sum squared resid	83821333	Schwarz criterion		17.81904
Log likelihood	-605.1337	Hannan-Quinn criter.		17.49549
F-statistic	6.541776	Durbin-Watson stat		1.986568
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.62		-.26	
Inverted MA Roots	.30		-.42	

แบบจำลอง SARIMA (1,0,0)(1,0,1)₁₂

Dependent Variable: DE

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 10/02/20 Time: 14:01

Sample: 2012M01 2017M12

Included observations: 72

Convergence achieved after 29 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.785493	816.8313	0.010756	0.9915
AR(1)	0.521617	0.107455	4.854288	0.0000
SAR(12)	0.910905	0.201011	4.531617	0.0000
MA(12)	-0.651736	0.398840	-1.634080	0.1069
SIGMASQ	1667317.	369336.3	4.514361	0.0000
R-squared	0.506667	Mean dependent var		2.91E-13
Adjusted R-squared	0.477215	S.D. dependent var		1851.298
S.E. of regression	1338.560	Akaike info criterion		17.39454
Sum squared resid	1.20E+08	Schwarz criterion		17.55265
Log likelihood	-621.2036	Hannan-Quinn criter.		17.45748
F-statistic	17.20275	Durbin-Watson stat		1.988405
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.99	.86+.50i	.86-.50i	.52
	.50+.86i	.50-.86i	.00+.99i	-.00-.99i
	-.50+.86i	-.50-.86i	-.86+.50i	-.86-.50i
		-.99		
Inverted MA Roots	.96	.84-.48i	.84+.48i	.48+.84i
	.48-.84i	.00+.96i	-.00-.96i	-.48+.84i
	-.48-.84i	-.84-.48i	-.84+.48i	-.96

แบบจำลอง SARIMA (1,0,0)(1,0,1)₁₂ + Seasonal dummies

Dependent Variable: DE

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 10/02/20 Time: 14:06

Sample: 2012M01 2017M12

Included observations: 72

Failure to improve objective (non-zero gradients) after 30 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1559.994	406.4675	-3.837930	0.0003
@MONTH=1	-585.1566	349.0133	-1.676602	0.0992
@MONTH=2	-444.1050	516.2715	-0.860216	0.3933
@MONTH=3	2073.142	480.6386	4.313308	0.0001
@MONTH=4	650.1757	442.9352	1.467880	0.1477
@MONTH=5	2199.804	451.0948	4.876589	0.0000
@MONTH=6	2839.880	564.0542	5.034765	0.0000
@MONTH=7	2778.938	544.8422	5.100446	0.0000
@MONTH=8	2970.449	486.4517	6.106360	0.0000
@MONTH=9	3286.256	513.2802	6.402460	0.0000
@MONTH=10	2332.616	439.2981	5.309871	0.0000
@MONTH=11	685.8692	423.6227	1.619057	0.1111
AR(1)	0.446464	0.130839	3.412312	0.0012
SAR(12)	0.415615	0.276981	1.500521	0.1391
MA(12)	-1.000000	3932.971	-0.000254	0.9998
SIGMASQ	811567.2	1.60E+09	0.000509	0.9996
R-squared	0.759870	Mean dependent var		2.91E-13
Adjusted R-squared	0.695550	S.D. dependent var		1851.298
S.E. of regression	1021.491	Akaike info criterion		17.09978
Sum squared resid	58432841	Schwarz criterion		17.60571
Log likelihood	-599.5921	Hannan-Quinn criter.		17.30119
F-statistic	11.81381	Durbin-Watson stat		2.018233
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.93	.80+.46i	.80-.46i	.46+.80i
	.46-.80i	.45	.00-.93i	-.00+.93i
	-.46+.80i	-.46-.80i	-.80-.46i	-.80+.46i
		-.93		
Inverted MA Roots	1.00	.87-.50i	.87+.50i	.50+.87i

ภาคผนวกที่ 4 - 5
ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR

ตารางผนวกที่ 4.4.3 ค่าสถิติที่ใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าล่าช้าของ VAR ของกะทิสำเร็จรูป

lag	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-674.083	NA	3946665	20.8641	20.99791	20.91689
1	-664.369	18.23327*	3311213.*	20.68827*	20.95588*	20.79386*
2	-661.46	5.281276	3426779	20.72183	21.12326	20.88022
3	-657.53	6.892312	3439185	20.72399	21.25922	20.93517
4	-655.325	3.731154	3643297	20.77923	21.44827	21.04321
5	-649.762	9.071638	3484913	20.73114	21.53399	21.04792
6	-649.144	0.969832	3887026	20.8352	21.77186	21.20478

ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR

Vector Autoregression Estimates

Date: 10/02/20 Time: 13:59

Sample (adjusted): 2012M03 2017M12

Included observations: 70 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	EXPORTSA	D(P_COMILK)
EXPORTSA(-1)	0.466338 (0.10968) [4.25181]	-0.000105 (0.00016) [-0.64818]
Δ FOB(-1)	60.43042 (81.1781) [0.74442]	-0.194410 (0.12025) [-1.61675]
C	4909.576 (1024.75) [4.79099]	0.519612 (1.51794) [0.34231]
@TREND	85.62950 (18.4438) [4.64272]	0.026332 (0.02732) [0.96381]
R-squared	0.901464	0.055251
Adj. R-squared	0.896985	0.012308
Sum sq. resids	81975158	179.8679
S.E. equation	1114.472	1.650839
F-statistic	201.2678	1.286602
Log likelihood	-588.3958	-132.3561
Akaike AIC	16.92559	3.895890
Schwarz SC	17.05408	4.024375
Mean dependent	14898.44	-0.060714
S.D. dependent	3472.308	1.661093
Determinant resid covariance (dof adj.)		3341447.
Determinant resid covariance		2970478.
Log likelihood		-720.2996
Akaike information criterion		20.80856
Schwarz criterion		21.06553

ภาคผนวกที่ 5
ยางพารา

ภาคผนวกที่ 5 - 1

ค่าสถิติโดยสรุปและข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง

ตารางผนวกที่ 4.5.1 สถิติโดยสรุปของตัวแปรการใช้ยางพาราภายในประเทศ (RubberD) และการใช้ยางพาราเพื่อส่งออก (RubberEX)

	ค่าเฉลี่ย	ค่าสูงสุด	ค่าต่ำสุด	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน
RubberD	43,900	91,217	21,652	9,782
RubberEX	276,303	455,166	148,983	64,656

ที่มา : การคำนวณ

ข้อมูลที่ใช้สามารถเข้าถึงได้ที่



<https://bit.ly/3hl29nn>

ภาคผนวกที่ 5 – 2
ผลการทดสอบ Unit Root

ตารางผนวกที่ 4.5.2 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร RubberD ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test แบบมีค่าคงที่ (Constant)

Null Hypothesis: RUBBERD has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.958972	0.3048
Test critical values:		
1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RUBBERD)

Method: Least Squares

Date: 09/01/20 Time: 11:42

Sample (adjusted): 2007M04 2019M12

Included observations: 153 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RUBBERD(-1)	-0.117121	0.059787	-1.958972	0.0520
D(RUBBERD(-1))	-0.646295	0.094643	-6.828778	0.0000
D(RUBBERD(-2))	-0.273080	0.094904	-2.877442	0.0046
C	5566.022	2660.834	2.091834	0.0381
R-squared	0.362723	Mean dependent var		89.38562
Adjusted R-squared	0.349892	S.D. dependent var		7706.234
S.E. of regression	6213.483	Akaike info criterion		20.33263
Sum squared resid	5.75E+09	Schwarz criterion		20.41185
Log likelihood	-1551.446	Hannan-Quinn criter.		20.36481
F-statistic	28.26904	Durbin-Watson stat		1.990372
Prob(F-statistic)	0.000000			

ตารางผนวกที่ 4.5.3 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร RubberD ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test แบบมีค่าคงที่และแนวโน้มของเวลา (Constant and Linear Trend)

Null Hypothesis: RUBBERD has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.69879	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.018349	
5% level	-3.439075	
10% level	-3.143887	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RUBBERD)

Method: Least Squares

Date: 09/01/20 Time: 11:43

Sample (adjusted): 2007M02 2019M12

Included observations: 155 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RUBBERD(-1)	-0.964050	0.082406	-11.69879	0.0000
C	28999.90	2612.572	11.10014	0.0000
@TREND("2007M01")	171.8978	18.01383	9.542548	0.0000
R-squared	0.473953	Mean dependent var		95.29677
Adjusted R-squared	0.467031	S.D. dependent var		7673.289
S.E. of regression	5601.862	Akaike info criterion		20.11875
Sum squared resid	4.77E+09	Schwarz criterion		20.17766
Log likelihood	-1556.203	Hannan-Quinn criter.		20.14268
F-statistic	68.47374	Durbin-Watson stat		1.964590
Prob(F-statistic)	0.000000			

ตารางผนวกที่ 4.5.4 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร RubberD ลำดับที่ 1 (First Different)
ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test แบบมีค่าคงที่ (Constant)

Null Hypothesis: D(RUBBERD) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.90674	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RUBBERD,2)

Method: Least Squares

Date: 09/01/20 Time: 11:44

Sample (adjusted): 2007M04 2019M12

Included observations: 153 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RUBBERD(-1))	-2.057700	0.147964	-13.90674	0.0000
D(RUBBERD(-1),2)	0.319222	0.092800	3.439890	0.0008
C	447.9194	508.8399	0.880276	0.3801
R-squared	0.759577	Mean dependent var		-332.2353
Adjusted R-squared	0.756372	S.D. dependent var		12706.93
S.E. of regression	6271.978	Akaike info criterion		20.34498
Sum squared resid	5.90E+09	Schwarz criterion		20.40440
Log likelihood	-1553.391	Hannan-Quinn criter.		20.36912
F-statistic	236.9506	Durbin-Watson stat		2.000816
Prob(F-statistic)	0.000000			

ตารางผนวกที่ 4.5.5 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร RubberD ลำดับที่ 1 (First Different) ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test แบบมีค่าคงที่และแนวโน้มของเวลา (Constant and Linear Trend)

Null Hypothesis: D(RUBBERD) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.86060	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.019151	
5% level	-3.439461	
10% level	-3.144113	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RUBBERD,2)

Method: Least Squares

Date: 09/01/20 Time: 11:44

Sample (adjusted): 2007M04 2019M12

Included observations: 153 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RUBBERD(-1))	-2.059044	0.148554	-13.86060	0.0000
D(RUBBERD(-1),2)	0.319569	0.093108	3.432253	0.0008
C	242.5489	1042.577	0.232644	0.8164
@TREND("2007M01")	2.605599	11.53359	0.225914	0.8216
R-squared	0.759660	Mean dependent var		-332.2353
Adjusted R-squared	0.754821	S.D. dependent var		12706.93
S.E. of regression	6291.912	Akaike info criterion		20.35771
Sum squared resid	5.90E+09	Schwarz criterion		20.43694
Log likelihood	-1553.365	Hannan-Quinn criter.		20.38990
F-statistic	156.9847	Durbin-Watson stat		2.000059
Prob(F-statistic)	0.000000			

ตารางผนวกที่ 4.5.6 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร RubberEX ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test แบบมีค่าคงที่ (Constant)

Null Hypothesis: RUBBEREX has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.404286	0.0122
Test critical values:		
1% level	-3.472813	
5% level	-2.880088	
10% level	-2.576739	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RUBBEREX)

Method: Least Squares

Date: 09/01/20 Time: 11:43

Sample (adjusted): 2007M02 2019M12

Included observations: 155 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RUBBEREX(-1)	-0.147989	0.043471	-3.404286	0.0008
C	41701.65	12301.80	3.389883	0.0009
R-squared	0.070413	Mean dependent var		911.5406
Adjusted R-squared	0.064337	S.D. dependent var		35868.26
S.E. of regression	34695.25	Akaike info criterion		23.75941
Sum squared resid	1.84E+11	Schwarz criterion		23.79868
Log likelihood	-1839.354	Hannan-Quinn criter.		23.77536
F-statistic	11.58917	Durbin-Watson stat		2.218867
Prob(F-statistic)	0.000847			

ตารางผนวกที่ 4.5.7 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร RubberEX ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test โดยมีค่าคงที่และแนวโน้มของเวลา (Constant and Linear Trend)

Null Hypothesis: RUBBEREX has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.304519	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.018349	
5% level	-3.439075	
10% level	-3.143887	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RUBBEREX)

Method: Least Squares

Date: 09/01/20 Time: 11:45

Sample (adjusted): 2007M02 2019M12

Included observations: 155 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RUBBEREX(-1)	-0.409753	0.064994	-6.304519	0.0000
C	76584.49	13268.87	5.771740	0.0000
@TREND("2007M01")	477.7821	93.11915	5.130868	0.0000
R-squared	0.207645	Mean dependent var		911.5406
Adjusted R-squared	0.197220	S.D. dependent var		35868.26
S.E. of regression	32137.24	Akaike info criterion		23.61258
Sum squared resid	1.57E+11	Schwarz criterion		23.67149
Log likelihood	-1826.975	Hannan-Quinn criter.		23.63651
F-statistic	19.91665	Durbin-Watson stat		1.996234
Prob(F-statistic)	0.000000			

ตารางผนวกที่ 4.5.8 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร RubberEX ลำดับที่ 1 (First Different) ด้วยวิธี
Augmented Dickey-Fuller test แบบมีค่าคงที่ (Constant)

Null Hypothesis: D(RUBBEREX) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.07428	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.473096	
5% level	-2.880211	
10% level	-2.576805	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RUBBEREX,2)

Method: Least Squares

Date: 09/01/20 Time: 11:46

Sample (adjusted): 2007M03 2019M12

Included observations: 154 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RUBBEREX(-1))	-1.199055	0.079543	-15.07428	0.0000
C	1135.515	2851.063	0.398278	0.6910
R-squared	0.599192	Mean dependent var		192.6734
Adjusted R-squared	0.596555	S.D. dependent var		55689.14
S.E. of regression	35372.25	Akaike info criterion		23.79814
Sum squared resid	1.90E+11	Schwarz criterion		23.83759
Log likelihood	-1830.457	Hannan-Quinn criter.		23.81417
F-statistic	227.2339	Durbin-Watson stat		2.031578
Prob(F-statistic)	0.000000			

ตารางผนวกที่ 4.5.9 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร RubberEX ลำดับที่ 1 (First Different) ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test แบบมีค่าคงที่และแนวโน้มของเวลา (Constant and Linear Trend)

Null Hypothesis: D(RUBBEREX) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.03044	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.018748	
5% level	-3.439267	
10% level	-3.143999	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RUBBEREX,2)

Method: Least Squares

Date: 09/01/20 Time: 11:46

Sample (adjusted): 2007M03 2019M12

Included observations: 154 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RUBBEREX(-1))	-1.199381	0.079797	-15.03044	0.0000
C	-207.1794	5802.118	-0.035708	0.9716
@TREND("2007M01")	17.10765	64.32269	0.265966	0.7906
R-squared	0.599380	Mean dependent var		192.6734
Adjusted R-squared	0.594073	S.D. dependent var		55689.14
S.E. of regression	35480.87	Akaike info criterion		23.81066
Sum squared resid	1.90E+11	Schwarz criterion		23.86982
Log likelihood	-1830.421	Hannan-Quinn criter.		23.83469
F-statistic	112.9577	Durbin-Watson stat		2.031930
Prob(F-statistic)	0.000000			

ภาคผนวกที่ 5 - 3

ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter

ตารางผนวกที่ 4.5.10 ผลการวิเคราะห์ RubberD ด้วยแบบจำลอง Holt-Winter (Additive)

Date: 09/01/20 Time: 13:10

Sample: 2007M01 2017M12

Included observations: 132

Method: Holt-Winters Additive Seasonal

Original Series: RUBBERD

Forecast Series: RUBBERDADD

Parameters:	Alpha	0.0100
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
Sum of Squared Residuals		2.09E+09
Root Mean Squared Error		3977.365
End of Period Levels:	Mean	54999.17
	Trend	194.1556
	Seasonals:	
	2017M01	-296.9929
	2017M02	-896.6939
	2017M03	1064.151
	2017M04	-4895.823
	2017M05	493.2939
	2017M06	2026.502
	2017M07	768.8919
	2017M08	4066.736
	2017M09	1641.763
	2017M10	1511.153
	2017M11	-612.0030
	2017M12	-4870.977

ที่มา : การคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.5.11 ผลการวิเคราะห์ RubberD ด้วยแบบจำลอง Holt-Winter (Multiplicative)

Date: 09/01/20 Time: 13:10

Sample: 2007M01 2017M12

Included observations: 132

Method: Holt-Winters Multiplicative Seasonal

Original Series: RUBBERD

Forecast Series: RUBBERDMUL

Parameters:	Alpha	0.0100
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
Sum of Squared Residuals		2.02E+09
Root Mean Squared Error		3912.360
End of Period Levels:	Mean	54990.63
	Trend	194.1556
	Seasonals:	
	2017M01	0.994092
	2017M02	0.977978
	2017M03	1.021958
	2017M04	0.884990
	2017M05	1.020070
	2017M06	1.043650
	2017M07	1.018629
	2017M08	1.093705
	2017M09	1.040260
	2017M10	1.033764
	2017M11	0.982044
	2017M12	0.888859

ตารางผนวกที่ 4.5.12 ผลการวิเคราะห์ RubberEX ด้วยแบบจำลอง Holt-Winter (Additive)

Date: 09/01/20 Time: 13:11

Sample: 2007M01 2017M12

Included observations: 132

Method: Holt-Winters Additive Seasonal

Original Series: RUBBEREX

Forecast Series: RUBBEREXADD

Parameters:	Alpha	0.8900
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
Sum of Squared Residuals		5.72E+10
Root Mean Squared Error		20812.12
End of Period Levels:	Mean	421532.6
	Trend	1155.219
	Seasonals:	
	2017M01	16257.27
	2017M02	16060.90
	2017M03	25428.12
	2017M04	-37318.51
	2017M05	-38431.88
	2017M06	-35273.83
	2017M07	-11994.16
	2017M08	1042.620
	2017M09	1366.533
	2017M10	14411.26
	2017M11	14573.59
	2017M12	33878.10

ตารางผนวกที่ 4.5.13 ผลการวิเคราะห์ RubberEX ด้วยแบบจำลอง Holt-Winter (Multiplicative)

Date: 09/01/20 Time: 13:12

Sample: 2007M01 2017M12

Included observations: 132

Method: Holt-Winters Multiplicative Seasonal

Original Series: RUBBEREX

Forecast Series: RUBBEREXMUL

Parameters:	Alpha	0.8900
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
Sum of Squared Residuals		5.70E+10
Root Mean Squared Error		20787.59
End of Period Levels:	Mean	408839.1
	Trend	1155.219
	Seasonals:	
	2017M01	1.076094
	2017M02	1.067674
	2017M03	1.095036
	2017M04	0.848943
	2017M05	0.850058
	2017M06	0.872370
	2017M07	0.963882
	2017M08	1.006772
	2017M09	1.007956
	2017M10	1.051713
	2017M11	1.042436
	2017M12	1.117067

ภาคผนวกที่ 5 - 4

ผลการประมาณการแบบจำลอง ARIMA

ตารางผนวกที่ 4.5.14 ผลการวิเคราะห์ RubberD ด้วยแบบจำลอง ARIMA(3,0,0)

Dependent Variable: RUBBERD

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 09/01/20 Time: 13:17

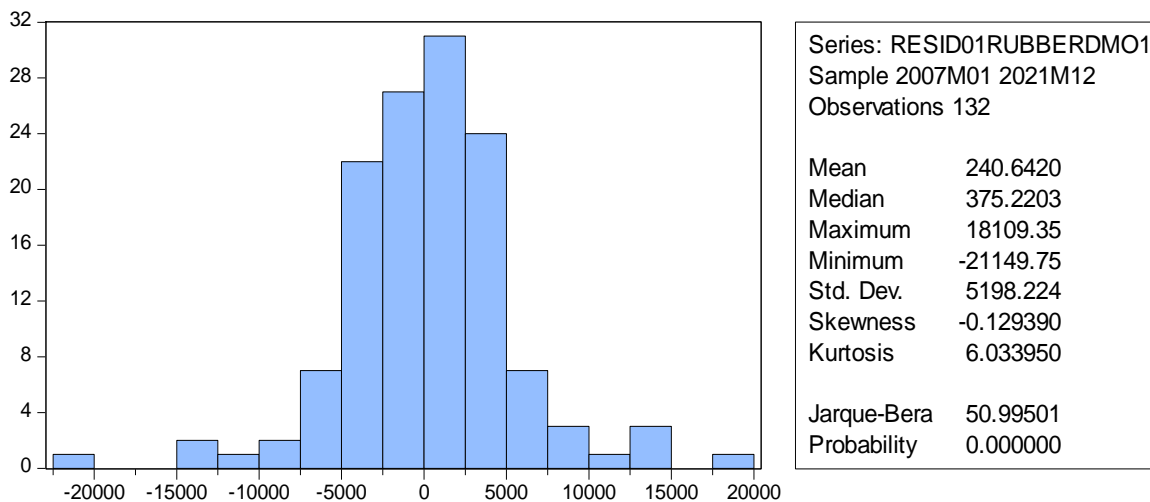
Sample: 2007M01 2017M12

Included observations: 132

Convergence achieved after 29 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	41956.76	3988.695	10.51892	0.0000
AR(1)	0.435063	0.056859	7.651615	0.0000
AR(2)	0.204795	0.079688	2.569955	0.0113
AR(3)	0.252476	0.057564	4.386014	0.0000
SIGMASQ	26874728	2103866.	12.77398	0.0000
R-squared	0.649541	Mean dependent var		42073.76
Adjusted R-squared	0.638503	S.D. dependent var		8790.322
S.E. of regression	5285.148	Akaike info criterion		20.03084
Sum squared resid	3.55E+09	Schwarz criterion		20.14004
Log likelihood	-1317.035	Hannan-Quinn criter.		20.07521
F-statistic	58.84550	Durbin-Watson stat		1.964431
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.94	-.25-.45i		-.25+.45i



ภาพผนวกที่ 4.5.1 ผลการทดสอบ Jarque-Bera ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(3,0,0)

Correlogram of RESID01RUBBERDMO1

Date: 09/01/20 Time: 13:18
 Sample: 2007M01 2021M12
 Included observations: 132

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.003	-0.003	0.0010	0.974
		2 -0.088	-0.088	1.0660	0.587
		3 -0.086	-0.087	2.0742	0.557
		4 -0.235	-0.248	9.7196	0.045
		5 0.123	0.106	11.839	0.037
		6 -0.125	-0.192	14.022	0.029
		7 0.023	0.009	14.098	0.049
		8 0.148	0.080	17.223	0.028
		9 -0.026	0.005	17.322	0.044
		10 0.020	-0.042	17.381	0.066
		11 -0.094	-0.036	18.673	0.067
		12 0.126	0.175	21.018	0.050
		13 0.015	-0.042	21.049	0.072
		14 0.051	0.130	21.443	0.091
		15 0.096	0.097	22.845	0.087
		16 0.010	0.119	22.861	0.118
		17 0.041	0.028	23.122	0.145
		18 -0.127	-0.009	25.639	0.108
		19 -0.020	0.053	25.705	0.139
		20 -0.003	-0.039	25.706	0.176
		21 0.001	0.033	25.706	0.218
		22 0.089	0.027	26.991	0.212
		23 0.001	0.036	26.992	0.256
		24 0.229	0.206	35.560	0.061

ภาพผนวกที่ 4.5.2 ผลการทดสอบ Q-Stat ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(3,0,0)

ตารางผนวกที่ 4.5.15 ผลการวิเคราะห์ RubberD ด้วยแบบจำลอง ARIMA(4,0,3)

Dependent Variable: RUBBERD

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 09/01/20 Time: 13:23

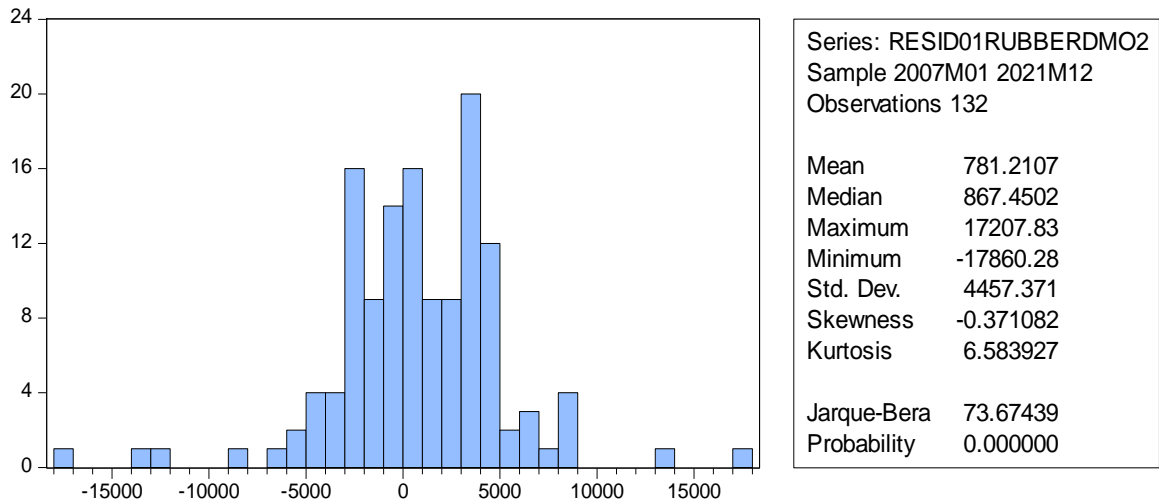
Sample: 2007M01 2017M12

Included observations: 132

Convergence not achieved after 500 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	42651.30	10227.08	4.170426	0.0001
AR(1)	-0.451541	0.090694	-4.978761	0.0000
AR(2)	0.907532	0.073243	12.39077	0.0000
AR(3)	0.768397	0.060201	12.76392	0.0000
AR(4)	-0.235664	0.098719	-2.387232	0.0185
MA(1)	0.948897	0.280602	3.381647	0.0010
MA(2)	-0.532585	0.143602	-3.708760	0.0003
MA(3)	-0.844220	0.253247	-3.333583	0.0011
SIGMASQ	20327933	5425282.	3.746890	0.0003
R-squared	0.734914	Mean dependent var		42073.76
Adjusted R-squared	0.717673	S.D. dependent var		8790.322
S.E. of regression	4670.690	Akaike info criterion		19.85909
Sum squared resid	2.68E+09	Schwarz criterion		20.05565
Log likelihood	-1301.700	Hannan-Quinn criter.		19.93896
F-statistic	42.62512	Durbin-Watson stat		1.991638
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	1.00	.25	-.85-.49i	-.85+.49i
Inverted MA Roots	.85	-.90+.43i	-.90-.43i	



ภาพผนวกที่ 4.5.3 ผลการทดสอบ Jarque-Bera ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(4,0,3)

Correlogram of RESID01RUBBERDMO2

Date: 09/01/20 Time: 13:24
 Sample: 2007M01 2021M12
 Included observations: 132

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.039	-0.039	0.2085	0.648
		2 -0.012	-0.013	0.2266	0.893
		3 -0.065	-0.066	0.8115	0.847
		4 -0.115	-0.121	2.6240	0.623
		5 -0.059	-0.073	3.1060	0.684
		6 -0.053	-0.070	3.4973	0.744
		7 -0.108	-0.138	5.1477	0.642
		8 0.081	0.041	6.0943	0.637
		9 0.013	-0.013	6.1175	0.728
		10 -0.111	-0.154	7.9148	0.637
		11 0.008	-0.040	7.9245	0.720
		12 0.030	0.015	8.0574	0.781
		13 0.042	0.013	8.3231	0.822
		14 0.020	-0.019	8.3856	0.868
		15 0.031	0.033	8.5314	0.901
		16 0.053	0.050	8.9610	0.915
		17 -0.061	-0.080	9.5342	0.922
		18 -0.062	-0.043	10.124	0.928
		19 -0.079	-0.061	11.091	0.921
		20 0.014	-0.006	11.121	0.943
		21 0.005	-0.022	11.125	0.960
		22 0.062	0.052	11.745	0.962
		23 0.031	0.025	11.903	0.972
		24 0.193	0.177	18.034	0.801

ภาพผนวกที่ 4.5.4 ผลการทดสอบ Q-Stat ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(4,0,3)

ตารางผนวกที่ 4.5.16 ผลการวิเคราะห์ RubberD ด้วยแบบจำลอง ARIMA(3,0,0) + Seasonal Dummies

Dependent Variable: RUBBERD

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 09/01/20 Time: 13:28

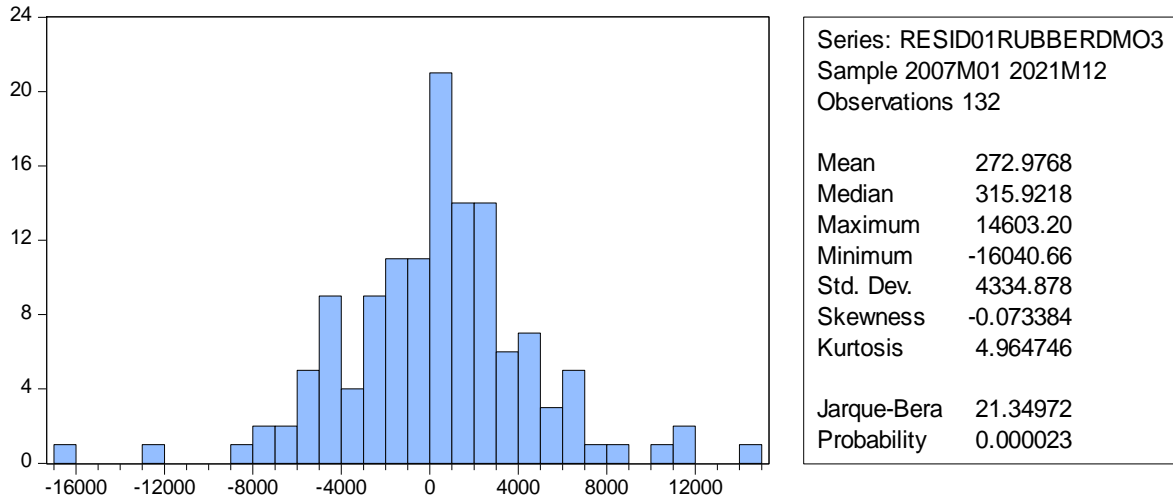
Sample: 2007M01 2017M12

Included observations: 132

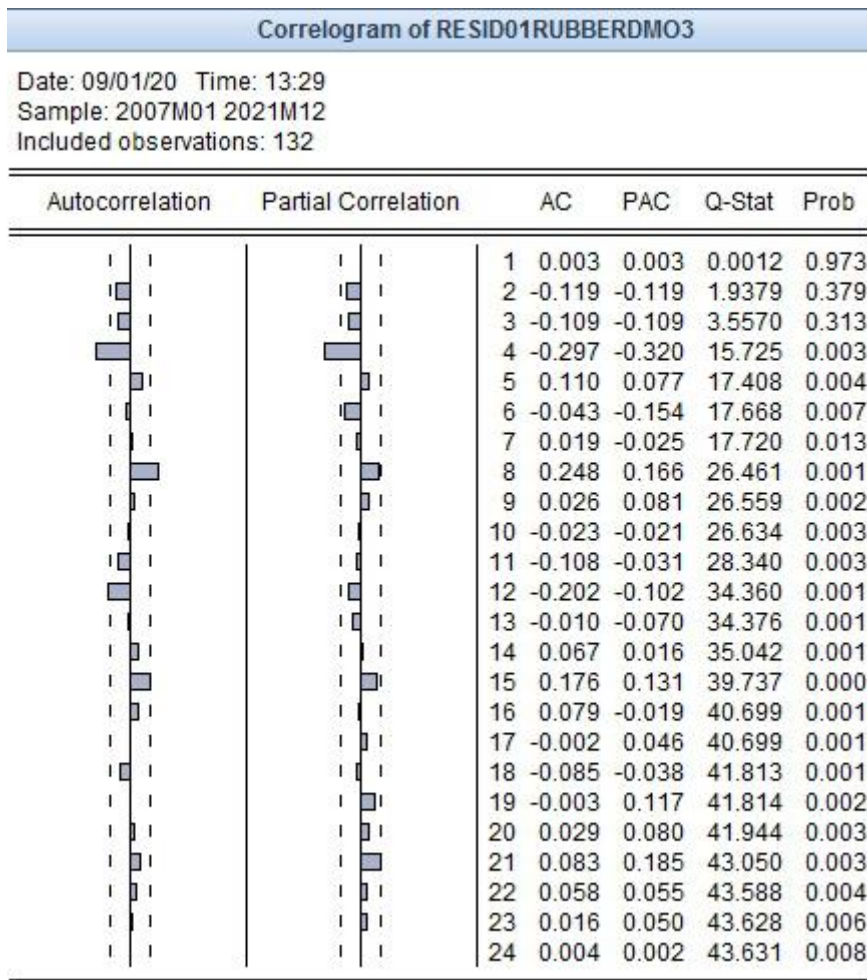
Convergence achieved after 27 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	37514.13	5001.289	7.500893	0.0000
D1	4420.586	1851.710	2.387299	0.0186
D2	3956.449	2118.157	1.867873	0.0643
D3	5797.514	1822.522	3.181040	0.0019
D4	-135.7728	1863.070	-0.072876	0.9420
D5	5289.972	2000.063	2.644903	0.0093
D6	6811.798	1869.353	3.643934	0.0004
D7	5562.910	1859.574	2.991498	0.0034
D8	8867.784	2104.008	4.214710	0.0000
D9	6463.236	1767.747	3.656200	0.0004
D10	6340.824	1886.962	3.360336	0.0011
D11	4178.111	1329.141	3.143466	0.0021
AR(1)	0.453318	0.072438	6.258019	0.0000
AR(2)	0.163983	0.093462	1.754548	0.0820
AR(3)	0.317198	0.068796	4.610719	0.0000
SIGMASQ	18723323	2539494.	7.372857	0.0000
R-squared	0.755839	Mean dependent var		42073.76
Adjusted R-squared	0.724267	S.D. dependent var		8790.322
S.E. of regression	4615.826	Akaike info criterion		19.83979
Sum squared resid	2.47E+09	Schwarz criterion		20.18922
Log likelihood	-1293.426	Hannan-Quinn criter.		19.98178
F-statistic	23.93978	Durbin-Watson stat		1.964481
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.96	-.26-.51i		-.26+.51i



ภาพผนวกที่ 4.5.5 ผลการทดสอบ Jarque-Bera ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(3,0,0) + Seasonal Dummies



ภาพผนวกที่ 4.5.6 ผลการทดสอบ Q-Stat ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(3,0,0) + Seasonal Dummies

ตารางผนวกที่ 4.5.17 ผลการวิเคราะห์ RubberEX ด้วยแบบจำลอง ARIMA(1,0,0)

Dependent Variable: RUBBEREX

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 09/02/20 Time: 13:45

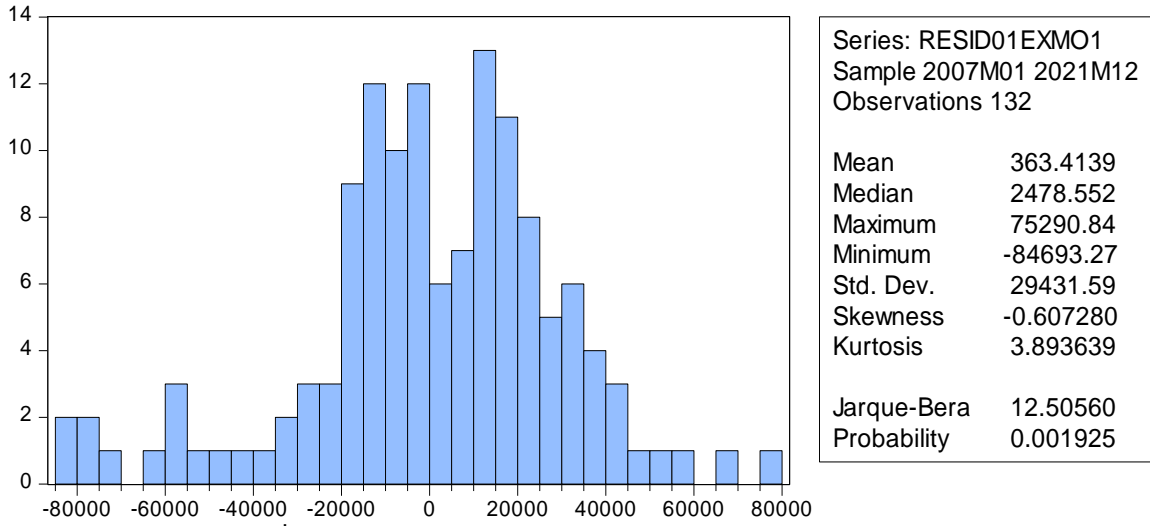
Sample: 2007M01 2017M12

Included observations: 132

Convergence achieved after 10 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	272621.7	25997.50	10.48646	0.0000
AR(1)	0.893058	0.041840	21.34472	0.0000
SIGMASQ	8.60E+08	95530836	9.000115	0.0000
R-squared	0.745908	Mean dependent var		263176.1
Adjusted R-squared	0.741968	S.D. dependent var		58391.74
S.E. of regression	29661.15	Akaike info criterion		23.46763
Sum squared resid	1.13E+11	Schwarz criterion		23.53315
Log likelihood	-1545.864	Hannan-Quinn criter.		23.49425
F-statistic	189.3448	Durbin-Watson stat		1.977339
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.89			



ภาพผนวกที่ 4.5.7 ผลการทดสอบ Jarque-Bera ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(1,0,0)

Correlogram of RESID01EXM01						
Date: 09/02/20 Time: 13:46						
Sample: 2007M01 2021M12						
Included observations: 132						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.006	0.006	0.0045	0.947
		2	-0.016	-0.016	0.0409	0.980
		3	-0.023	-0.023	0.1122	0.990
		4	-0.150	-0.150	3.2272	0.521
		5	0.114	0.118	5.0503	0.410
		6	-0.130	-0.143	7.4158	0.284
		7	0.009	0.015	7.4267	0.386
		8	-0.113	-0.148	9.2617	0.321
		9	0.094	0.146	10.536	0.309
		10	0.011	-0.076	10.553	0.393
		11	0.052	0.117	10.944	0.448
		12	0.458	0.422	41.900	0.000
		13	-0.021	0.032	41.965	0.000
		14	0.038	0.024	42.183	0.000
		15	-0.031	0.055	42.328	0.000
		16	-0.103	-0.002	43.961	0.000
		17	0.118	0.065	46.093	0.000
		18	-0.155	-0.098	49.822	0.000
		19	0.022	0.069	49.899	0.000
		20	-0.014	0.044	49.932	0.000
		21	-0.034	-0.142	50.116	0.000
		22	-0.003	-0.063	50.118	0.001
		23	0.001	-0.027	50.118	0.001
		24	0.430	0.280	80.388	0.000

ภาพผนวกที่ 4.5.8 ผลการทดสอบ Q-Stat ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(1,0,0)

ตารางผนวกที่ 4.5.18 ผลการวิเคราะห์ RubberEX ด้วยแบบจำลอง ARIMA(4,0,3)

Dependent Variable: RUBBEREX

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 09/02/20 Time: 13:50

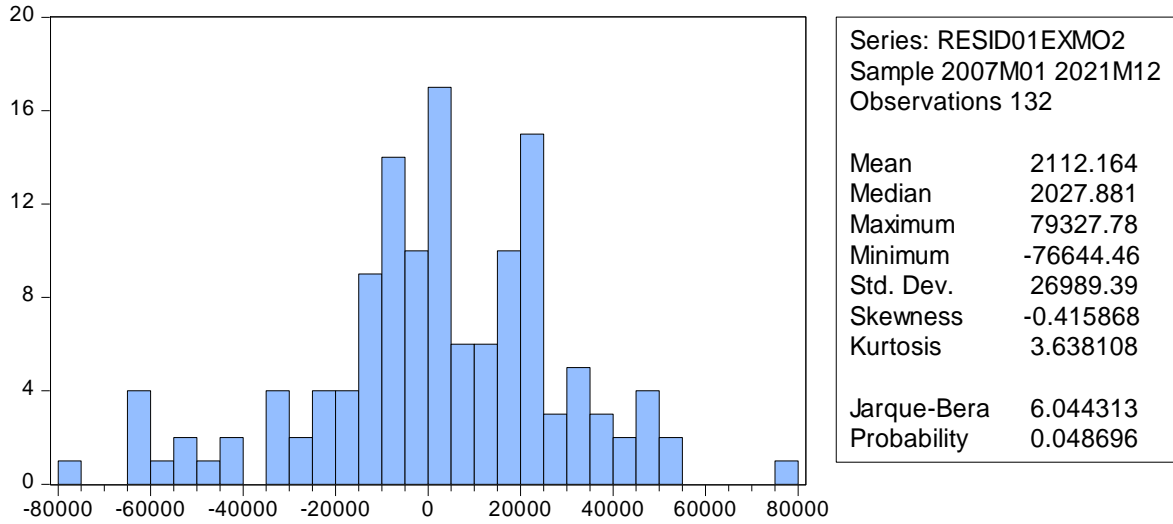
Sample: 2007M01 2017M12

Included observations: 132

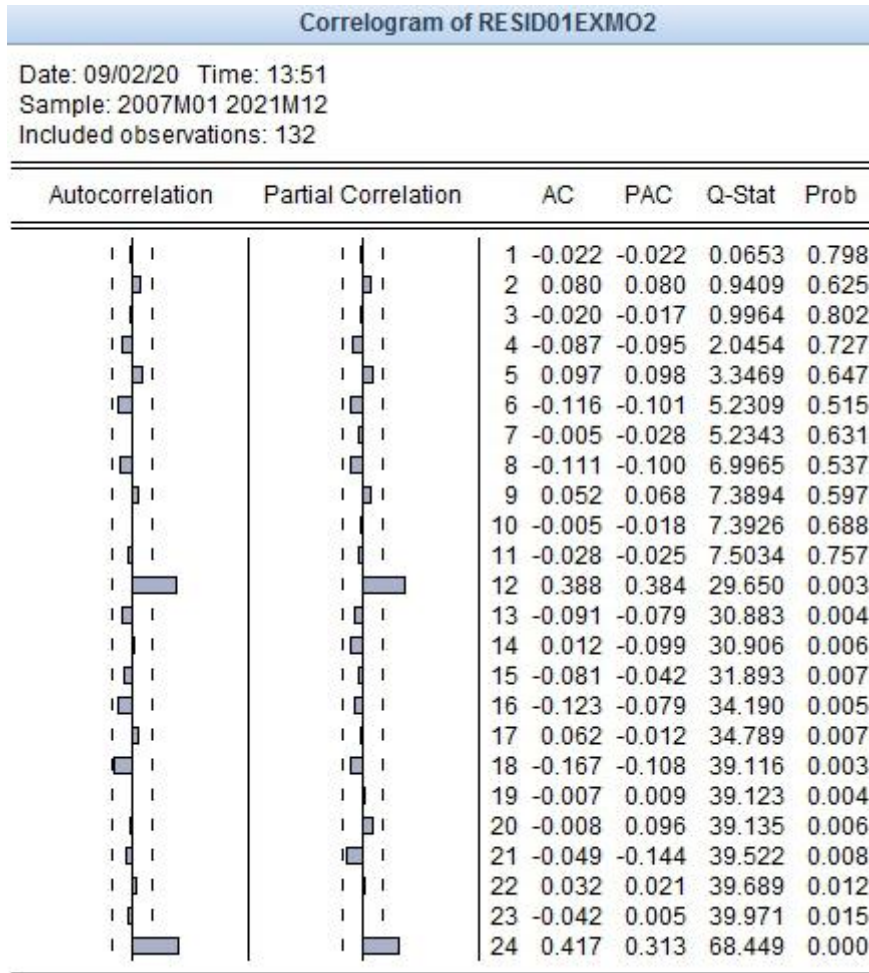
Convergence achieved after 82 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	300586.3	76105.37	3.949607	0.0001
AR(1)	1.868003	0.185669	10.06090	0.0000
AR(2)	-0.325708	0.462883	-0.703652	0.4830
AR(3)	-1.097603	0.432737	-2.536421	0.0125
AR(4)	0.553808	0.158652	3.490703	0.0007
MA(1)	-1.074664	0.153427	-7.004386	0.0000
MA(2)	-0.722783	0.257256	-2.809581	0.0058
MA(3)	0.852464	0.134188	6.352749	0.0000
SIGMASQ	7.27E+08	92440717	7.868502	0.0000
R-squared	0.785041	Mean dependent var		263176.1
Adjusted R-squared	0.771060	S.D. dependent var		58391.74
S.E. of regression	27939.08	Akaike info criterion		23.41827
Sum squared resid	9.60E+10	Schwarz criterion		23.61482
Log likelihood	-1536.606	Hannan-Quinn criter.		23.49814
F-statistic	56.15034	Durbin-Watson stat		2.011869
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.99	.82+.22i	.82-.22i	-.77
Inverted MA Roots	.97-.17i	.97+.17i	-.87	



ภาพผนวกที่ 4.5.9 ผลการทดสอบ Jarque-Bera ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(4,0,3)



ภาพผนวกที่ 4.5.10 ผลการทดสอบ Q-Stat ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(4,0,3)

ตารางผนวกที่ 4.5.19 ผลการวิเคราะห์ RubberEX ด้วยแบบจำลอง ARIMA(1,0,0) + Seasonal dummies

Dependent Variable: RUBBEREX

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 09/02/20 Time: 13:56

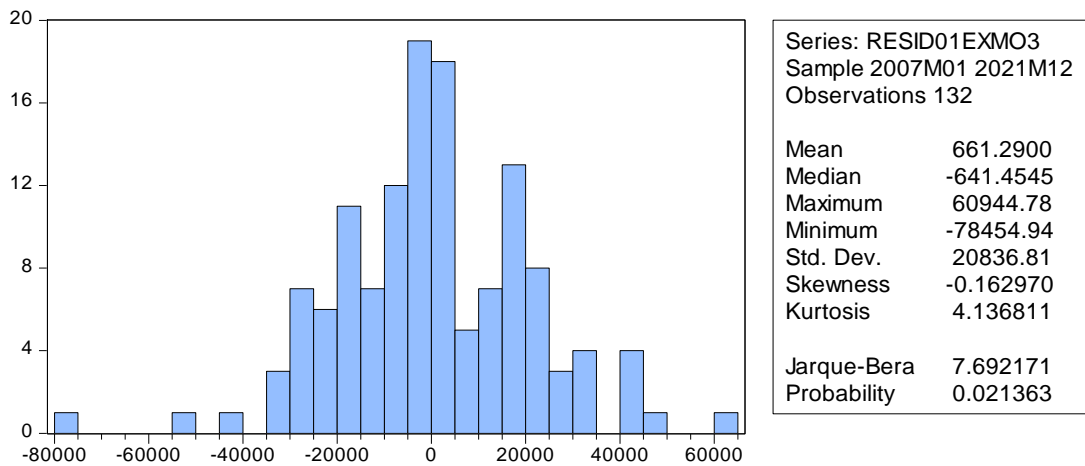
Sample: 2007M01 2017M12

Included observations: 132

Convergence achieved after 7 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	307532.8	32808.67	9.373522	0.0000
D1	-14047.68	5296.279	-2.652368	0.0091
D2	-14803.50	7351.272	-2.013734	0.0463
D3	-5933.229	9117.345	-0.650763	0.5165
D4	-69119.84	10927.20	-6.325485	0.0000
D5	-70621.53	11988.23	-5.890906	0.0000
D6	-67805.34	12511.79	-5.419317	0.0000
D7	-44826.06	12202.32	-3.673569	0.0004
D8	-32053.05	11756.02	-2.726522	0.0074
D9	-31961.05	10246.69	-3.119157	0.0023
D10	-19121.01	8169.226	-2.340615	0.0209
D11	-19140.70	6525.303	-2.933305	0.0040
AR(1)	0.943821	0.031113	30.33561	0.0000
SIGMASQ	4.31E+08	51118465	8.437670	0.0000
R-squared	0.872532	Mean dependent var		263176.1
Adjusted R-squared	0.858489	S.D. dependent var		58391.74
S.E. of regression	21965.75	Akaike info criterion		22.94914
Sum squared resid	5.69E+10	Schwarz criterion		23.25489
Log likelihood	-1500.643	Hannan-Quinn criter.		23.07338
F-statistic	62.13267	Durbin-Watson stat		2.023356
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.94			



ภาพผนวกที่ 4.5.11 ผลการทดสอบ Jarque-Bera ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(1,0,0) + Seasonal Dummies

Correlogram of RESID01EXM03

Date: 09/02/20 Time: 13:58
 Sample: 2007M01 2021M12
 Included observations: 132

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.016	-0.016	0.0337	0.854		
2	-0.145	-0.145	2.8991	0.235		
3	-0.064	-0.071	3.4695	0.325		
4	-0.099	-0.126	4.8162	0.307		
5	0.069	0.044	5.4881	0.359		
6	0.057	0.022	5.9409	0.430		
7	-0.064	-0.061	6.5188	0.481		
8	-0.033	-0.030	6.6696	0.573		
9	0.190	0.196	11.856	0.222		
10	-0.022	-0.025	11.930	0.290		
11	0.150	0.201	15.231	0.172		
12	0.020	0.051	15.290	0.226		
13	-0.050	0.064	15.659	0.268		
14	-0.064	-0.066	16.269	0.297		
15	-0.062	-0.039	16.854	0.328		
16	0.011	-0.015	16.874	0.394		
17	0.120	0.095	19.088	0.324		
18	-0.031	-0.095	19.240	0.377		
19	-0.010	0.046	19.255	0.441		
20	0.152	0.099	22.892	0.294		
21	-0.025	-0.002	22.994	0.344		
22	0.033	0.018	23.168	0.392		
23	0.062	0.115	23.790	0.416		
24	-0.011	0.064	23.811	0.472		

ภาพผนวกที่ 4.5.12 ผลการทดสอบ Q-Stat ของ Residual แบบจำลอง ARIMA(1,0,0) + Seasonal Dummies

ภาคผนวกที่ 5 - 5
ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR

ตารางผนวกที่ 4.5.20 ค่าสถิติเพื่อใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าย้อนหลัง ของแบบจำลอง VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2800.353	NA	1.46e+17	45.19925	45.24474	45.21773
1	-2689.525	216.2941	2.61e+16	43.47621	43.61268*	43.53165
2	-2681.925	14.58734	2.46e+16	43.41814	43.64559	43.51054
3	-2675.481	12.15962	2.37e+16	43.37873	43.69715	43.50808
4	-2665.282	18.91831	2.14e+16	43.27874	43.68814	43.44505
5	-2655.202	18.37130	1.94e+16	43.18068	43.68105	43.38394
6	-2648.208	12.52210*	1.85e+16*	43.13238	43.72373	43.37260*
7	-2644.189	7.064741	1.85e+16	43.13209*	43.81441	43.40926
8	-2641.013	5.481405	1.88e+16	43.14537	43.91868	43.45951

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.5.21 ผลการวิเคราะห์ RubberD และ RubberEX ด้วยแบบจำลอง VAR

	RUBBERD	RUBBEREX
RUBBERD(-1)	0.184889 (0.08765) [2.10947]	0.608426 (0.52543) [1.15796]
RUBBEREX(-1)	-0.017169 (0.01137) [-1.50975]	0.679925 (0.06817) [9.97356]
C	27146.30 (3268.89) [8.30443]	39890.54 (19596.4) [2.03560]
@TREND	177.8436 (23.1969) [7.66669]	302.3296 (139.061) [2.17407]
R-squared	0.724476	0.778233
Adj. R-squared	0.717968	0.772994
Sum sq. resid	2.75E+09	9.89E+10
S.E. equation	4655.645	27909.76
F-statistic	111.3133	148.5577
Log likelihood	-1290.254	-1524.862
Akaike AIC	19.75961	23.34140
Schwarz SC	19.84740	23.42919
Mean dependent	42160.95	263357.8
S.D. dependent	8766.583	58578.44
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.65E+16
Determinant resid covariance		1.55E+16
Log likelihood		-2813.499
Akaike information criterion		43.07632
Schwarz criterion		43.25190

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.5.22 ผลการทดสอบ Residual Serial Correlation LM Tests

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.348934	0.3608
2	3.529427	0.4734
3	6.818741	0.1458
4	26.33044	0.0000
5	5.947651	0.2031

หมายเหตุ: Probs from chi-square with 4 df.

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.5.23 ผลการทดสอบ Residual Normality Tests

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.830392	15.05520	1	0.0001
2	-0.311622	2.120202	1	0.1454
Joint		17.17540	2	0.0002
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	9.555535	234.5721	1	0.0000
2	3.547310	1.635035	1	0.2010
Joint		236.2071	2	0.0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	249.6273	2	0.0000	
2	3.755237	2	0.1530	
Joint	253.3825	4	0.0000	

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.5.24 ผลการทดสอบ Residual Heteroskedasticity Tests

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
32.50400	18	0.0191			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(6,124)	Prob.	Chi-sq(6)	Prob.
res1*res1	0.080705	1.814336	0.1015	10.57240	0.1025
res2*res2	0.113488	2.645665	0.0189	14.86690	0.0213
res2*res1	0.096718	2.212865	0.0461	12.67007	0.0486

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.5.25 ผลการทดสอบ Roots of Characteristic Polynomial

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: RUBBERD RUBBEREX

Exogenous variables: C @TREND

Lag specification: 1 1

Date: 10/08/20 Time: 09:57

Root	Modulus
0.657838	0.657838
0.206976	0.206976

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

ที่มา: จากการคำนวณ

ภาคผนวกที่ 6
สับปรดโรงงาน

ภาคผนวกที่ 6 - 1

ค่าสถิติโดยสรุปและข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง

ตารางผนวกที่ 4.6.1 สถิติโดยสรุปของตัวแปรของสินค้าสัปดาห์โรงงาน

ตัวแปร	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	ค่าต่ำสุด	ค่าสูงสุด
lnQex_2008	10.673	0.252	9.755	11.162
lnQJ_2009	9.206	0.362	8.001	10.216
lnPex_2008	-0.112	0.201	-0.545	0.199
lnPJ_2009	0.194	0.286	-1.400	0.853
lnPW_0804	-0.579	0.216	-0.796	0.372
lnEXR	3.511	0.081	3.370	3.732

ที่มา : การคำนวณ

ข้อมูลที่ใช้สามารถเข้าถึงได้ที่

<https://drive.google.com/file/d/1866mpOVDJob9ZOOzyWUxgkpkBXUD9nk/view?usp=sharing>

หรือ QR Code



ภาคผนวกที่ 6 - 2
ผลการทดสอบ Unit Root

ตารางผนวกที่ 4.6.2 ผลการทดสอบความนิ่ง ด้วย Augmented Dickey-Fuller test

1) ตัวแปรปริมาณส่งออกสับปะรดกระป๋องของไทย (lnQex_2008)

ที่ระดับ Level

Null Hypothesis: LNQEX_2008 has a unit root	Null Hypothesis: LNQEX_2008 has a unit root
Exogenous:	Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC,	Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC,
t-	t-Statistic
Augmented Dickey-Fuller test statistic 0.0 0.958	Augmented Dickey-Fuller test -1.42362 0.

ที่ระดับ 1st difference

Null Hypothesis: D(LNQEX_2008) has a unit root	Null Hypothesis: D(LNQEX_2008) has a unit root
Exogenous:	Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC,	Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)
t-	t-
Augmented Dickey-Fuller test statistic - 0.0000	Augmented Dickey-Fuller test -5.72503 0.0000
Test critical 1% level -	Test critical 1% level -4.01014
5% level -	5% level -3.43513
10% level -	10% level -3.14157

หมายเหตุ: critical values ระดับ level เท่ากับ ระดับ 1st difference

ที่มา : การคำนวณ

2) ตัวแปรปริมาณส่งออกน้ำสับปะรดของไทย (lnQJ_2009)

ที่ระดับ Level

Null Hypothesis: LNQJ_2009 has a unit root	Null Hypothesis: LNQJ_2009 has a unit root
Exogenous: Constant	Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)	Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)
t-	t-Statistic
Augmented Dickey-Fuller test statistic -5.02781 0	Augmented Dickey-Fuller test -6.160342 0.0

ที่ระดับ 1st difference

Null Hypothesis: D(LNQJ_2009) has a unit root	Null Hypothesis: D(LNQJ_2009) has a unit root
Exogenous: Constant	Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC,	Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)
t-	t-
Augmented Dickey-Fuller test - 0.0000	Augmented Dickey-Fuller test -9.05634 0.0000
Test critical values: 1% level -	Test critical 1% -
5% level -	5% -
10% -	10% -

หมายเหตุ: critical values ระดับ level เท่ากับ ระดับ 1st difference

ที่มา : การคำนวณ

3) ตัวแปรราคาส่งออกสับประรดกระป๋องของไทย (lnPex_2008)

ที่ระดับ Level

Null Hypothesis: LNPEX_2008 has a unit root	Null Hypothesis: LNPEX_2008 has a unit root
Exogenous: Constant	Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)	Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC,
t-Statistic	t-Statistic
Augmented Dickey-Fuller test statistic - 0	Augmented Dickey-Fuller test -1.864303 0

ที่ระดับ 1st difference

Null Hypothesis: D(LNPEX_2008) has a unit root	Null Hypothesis: D(LNPEX_2008) has a unit root
Exogenous: Constant	Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC,	Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)
t-	t-
Augmented Dickey-Fuller test - 0.0000	Augmented Dickey-Fuller test - 0.0000
Test critical values: 1% level -	Test critical 1% -
5% level -	5% -
10% -	10% -

หมายเหตุ: critical values ระดับ level เท่ากับ ระดับ 1st difference

ที่มา : การคำนวณ

4) ตัวแปรราคาส่งออกน้ำสับประรดของไทย (lnPJ_2009)

ที่ระดับ Level

Null Hypothesis: LNPJ_2009 has a unit root	Null Hypothesis: LNPJ_2009 has a unit root
Exogenous: Constant	Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC,	Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)
t-	t-
Augmented Dickey-Fuller test statistic - 0.451	Augmented Dickey-Fuller test - 0.4342

ที่ระดับ 1st difference

Null Hypothesis: D(LNPJ_2009) has a unit root	Null Hypothesis: D(LNPJ_2009) has a unit root
Exogenous: Constant	Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC,	Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)
t-	t-
Augmented Dickey-Fuller test - 0.0000	Augmented Dickey-Fuller test - 0.0000
Test critical values: 1% level -3.46501	Test critical 1% -4.00708
5% level -2.87668	5% -3.43365
10% -2.57492	10% -3.14070

หมายเหตุ: critical values ระดับ level เท่ากับ ระดับ 1st difference

ที่มา : การคำนวณ

5) ตัวแปรราคาส่งออกสัปดาห์ประตศตของโลก (lnPW_0804)

ที่ระดับ Level

Null Hypothesis: LNPW_0804 has a unit root	Null Hypothesis: LNPW_0804 has a unit root
Exogenous: Constant	Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC,	Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)
t-	t-Statistic
Augmented Dickey-Fuller test statistic - 0.003	Augmented Dickey-Fuller test - 0.01

ที่ระดับ 1st difference

Null Hypothesis: D(LNPW_0804) has a unit root	Null Hypothesis: D(LNPW_0804) has a unit root
Exogenous: Constant	Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC,	Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)
t-	t-
Augmented Dickey-Fuller test - 0.0000	Augmented Dickey-Fuller test - 0.0000
Test critical values: 1% level -	Test critical 1% -
5% level -	5% level -
10% -	10% -

หมายเหตุ: critical values ระดับ level เท่ากับ ระดับ 1st difference

ที่มา : การคำนวณ

6) ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน (lnEXR)

ที่ระดับ Level

Null Hypothesis: LNEXT has a unit root	Null Hypothesis: LNEXT has a unit root
Exogenous: Constant	Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC,	Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)
t-	t-
Augmented Dickey-Fuller test - 0.3426	Augmented Dickey-Fuller test - 0.5883

ที่ระดับ 1st difference

Null Hypothesis: D(LNEXT) has a unit root	Null Hypothesis: D(LNEXT) has a unit root
Exogenous: Constant	Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC,	Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)
t-	t-
Augmented Dickey-Fuller test - 0.0000	Augmented Dickey-Fuller test - 0.0000
Test critical values: 1% level -	Test critical 1% level -
5% level -	5% level -
10% -	10% -

หมายเหตุ: critical values ระดับ level เท่ากับ ระดับ 1st difference

ที่มา : การคำนวณ

ภาคผนวกที่ 6 - 3

ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter

ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter

1) ตัวแปรปริมาณส่งออกสับประตกระป๋องของไทย (lnQex_2008)

แบบ Additive	แบบ Multiplicative
alpha = 0.7745 beta = 0.0000 gamma = 0.4972 sum-of-squared residuals = 3.039665 root mean squared error = .1395888	alpha = 0.7798 beta = 0.0000 gamma = 0.4843 sum-of-squared residuals = 2.986499 root mean squared error = .1383626

2) ตัวแปรปริมาณส่งออกน้ำสับประตของไทย (lnQJ_2009)

แบบ Additive	แบบ Multiplicative
alpha = 0.5992 beta = 0.0000 gamma = 0.2210 sum-of-squared residuals = 7.677346 root mean squared error = .2218417	alpha = 0.6098 beta = 0.0000 gamma = 0.2125 sum-of-squared residuals = 7.611289 root mean squared error = .2208853

ภาคผนวกที่ 6 - 4
ผลการประมาณการแบบจำลอง ARIMA

แบบจำลองที่ 2 ARIMA(1,0,12) +Seasonal dummies

Sample: 2005m1 - 2017m12
 Log likelihood = 26.77768

Number of obs = 156
 Wald chi2(13) = 550.09
 Prob > chi2 = 0.0000

lnQJ_2009	OPG		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnQJ_2009						
m2	.0504444	.1052874	0.48	0.632	-.1559152	.2568039
m3	.1830422	.1187195	1.54	0.123	-.0496439	.4157282
m4	.0770841	.140661	0.55	0.584	-.1986064	.3527747
m5	.2292745	.1475772	1.55	0.120	-.0599715	.5185205
m6	.2766705	.1458061	1.90	0.058	-.0091043	.5624452
m7	.1107087	.1463903	0.76	0.449	-.176211	.3976284
m8	-.291453	.1378301	-2.11	0.034	-.561595	-.021311
m9	-.3388699	.1310756	-2.59	0.010	-.5957733	-.0819664
m10	-.2263323	.1251048	-1.81	0.070	-.4715332	.0188685
m11	.0189694	.1211517	0.16	0.876	-.2184836	.2564224
m12	.0964498	.1055297	0.91	0.361	-.1103845	.3032841
_cons	9.220491	.1274691	72.34	0.000	8.970656	9.470326
ARMA						
ar						
L1.	.7261624	.0364996	19.90	0.000	.6546246	.7977002
ma						
L12.	.0796883	.088851	0.90	0.370	-.0944618	.2538278
/sigma	.2032651	.0094801	21.44	0.000	.1846845	.2218457

แบบจำลองที่ 3 SARIMA(1,0,0)(0,1,1)₁₂

Sample: 2006m1 - 2017m12
 Log likelihood = 6.785978

Number of obs = 144
 Wald chi2(2) = 197.43
 Prob > chi2 = 0.0000

S12. lnQJ_2009	OPG		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnQJ_2009						
_cons	-.0370688	.0154534	-2.40	0.016	-.0673568	-.0067808
ARMA						
ar						
L1.	.6556109	.0561309	11.68	0.000	.5455963	.7656254
ARMA12						
ma						
L1.	-.8747798	.0973681	-8.98	0.000	-1.065618	-.6839419
/sigma	.2171765	.0125459	17.31	0.000	.1925869	.2417661

ภาคผนวกที่ 6 - 5
ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR

ตารางผนวกที่ 4.6.3 ค่าสถิติที่ใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าล่าช้า ของ VAR ของสับปะรดโรงงาน

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	951.236				1.1e	12	-10.5298	-9.98416
1	1232.33	562.19	36	0.000	5.7e	14*	-13.465*	-12.6466*
2	1256.42	48.182	36	0.084	6.7e	14	-13.3224	-12.2312
3	1284.28	55.722	36	0.019	7.4e	14	-13.2249	-11.8609
4	1308.92	49.271	36	0.069	8.7e	14	-13.0888	-11.452
5	1330.73	43.62	36	0.179	1.1e	13	-12.9189	-11.0092
6	1345.3	29.153	36	0.784	1.4e	13	-12.6623	-10.4798
7	1365.21	39.811	36	0.304	1.8e	13	-12.4696	-10.0143
8	1393.4	56.38	36	0.016	2.1e	13	-12.376	-9.64795
9	1417.75	48.712	36	0.077	2.6e	13	-12.2366	-9.23569
10	1452.57	69.626	36	0.001	2.8e	13	-12.2224	-8.94867
11	1498.11	91.08	36	0.000	2.8e	13	-12.3366	-8.79011
12	1534.7	73.181*	36	0.000	3.2e	13	-12.3437	-8.52438

ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR

Sample:	2005m3 - 2017m12	Number of obs	=	154
Log likelihood	= 1135.674	AIC	=	-13.34641
FPE	= 6.48e-14	HQIC	=	-12.48129
Det (Sigma_ml)	= 1.58e-14	SBIC	=	-11.2166

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
D_lnQex_2008	18	.135673	0.6219	253.2935	0.0000
lnQJ_2009	18	.204736	0.7168	389.7596	0.0000
D_lnPex_2008	18	.049237	0.1958	37.49742	0.0029
D_lnPJ_2009	18	.132028	0.3258	74.41471	0.0000
lnPW_0804	18	.115388	0.7814	550.3438	0.0000
D_lnEXR	18	.011819	0.2991	65.72548	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
D_lnQex_2008						
lnQex_2008						
LD.	-.0231916	.0808914	-0.29	0.774	-.1817357	.1353526
lnQJ_2009						
L1.	-.063541	.0385631	-1.65	0.099	-.1391232	.0120412
lnPex_2008						
LD.	.5772357	.2220103	2.60	0.009	.1421036	1.012368
lnPJ_2009						
LD.	-.0284339	.0756209	-0.38	0.707	-.1766482	.1197804
lnPW_0804						
L1.	.0001619	.0490646	0.00	0.997	-.0960029	.0963266
lnEXR						
LD.	-.4150224	.8627248	-0.48	0.630	-2.105932	1.275887
m2	.0058897	.0555881	0.11	0.916	-.103061	.1148404
m3	.143428	.0536236	2.67	0.007	.0383277	.2485282
m4	-.0219429	.0525006	-0.42	0.676	-.1248421	.0809564
m5	.1406521	.0542945	2.59	0.010	.0342367	.2470674
m6	.1159567	.0528793	2.19	0.028	.0123151	.2195983
m7	-.0648232	.0526059	-1.23	0.218	-.1679288	.0382824
m8	-.2960937	.0564796	-5.24	0.000	-.4067916	-.1853958
m9	-.162439	.0641028	-2.53	0.011	-.2880782	-.0367997
m10	.265513	.0593777	4.47	0.000	.1491349	.3818911
m11	.2221267	.0549543	4.04	0.000	.1144182	.3298351
m12	.1844363	.0526611	3.50	0.000	.0812224	.2876502
_cons	.5421576	.351138	1.54	0.123	-.1460602	1.230376

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnQJ_2009						
lnQex_2008						
LD.	.1084847	.1220685	0.89	0.374	-.1307651	.3477345
lnQJ_2009						
L1.	.7099248	.0581933	12.20	0.000	.5958681	.8239816
lnPex_2008						
LD.	.0296766	.3350229	0.09	0.929	-.6269563	.6863094
lnPJ_2009						
LD.	.3404669	.1141152	2.98	0.003	.1168053	.5641285
lnPW_0804						
L1.	-.1745515	.0740405	-2.36	0.018	-.3196682	-.0294348
lnEXR						
LD.	-1.47981	1.301888	-1.14	0.256	-4.031464	1.071844
m2	.10579	.0838848	1.26	0.207	-.0586212	.2702012
m3	.2054654	.0809202	2.54	0.011	.0468647	.3640661
m4	-.0119082	.0792256	-0.15	0.881	-.1671875	.1433712
m5	.2435725	.0819328	2.97	0.003	.0829872	.4041577
m6	.1754382	.0797972	2.20	0.028	.0190386	.3318377
m7	-.0271877	.0793845	-0.34	0.732	-.1827784	.128403
m8	-.3200896	.0852301	-3.76	0.000	-.4871374	-.1530418
m9	-.0356316	.0967339	-0.37	0.713	-.2252266	.1539633
m10	.1236252	.0896034	1.38	0.168	-.0519943	.2992447
m11	.1615714	.0829284	1.95	0.051	-.0009652	.324108
m12	.1103439	.0794679	1.39	0.165	-.0454102	.2660981
_cons	2.518814	.5298821	4.75	0.000	1.480264	3.557364

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnQJ_2009						
lnQex_2008						
LD.	.1084847	.1220685	0.89	0.374	-.1307651	.3477345
lnQJ_2009						
L1.	.7099248	.0581933	12.20	0.000	.5958681	.8239816
lnPex_2008						
LD.	.0296766	.3350229	0.09	0.929	-.6269563	.6863094
lnPJ_2009						
LD.	.3404669	.1141152	2.98	0.003	.1168053	.5641285
lnPW_0804						
L1.	-.1745515	.0740405	-2.36	0.018	-.3196682	-.0294348
lnEXR						
LD.	-1.47981	1.301888	-1.14	0.256	-4.031464	1.071844
m2	.10579	.0838848	1.26	0.207	-.0586212	.2702012
m3	.2054654	.0809202	2.54	0.011	.0468647	.3640661
m4	-.0119082	.0792256	-0.15	0.881	-.1671875	.1433712
m5	.2435725	.0819328	2.97	0.003	.0829872	.4041577
m6	.1754382	.0797972	2.20	0.028	.0190386	.3318377
m7	-.0271877	.0793845	-0.34	0.732	-.1827784	.128403
m8	-.3200896	.0852301	-3.76	0.000	-.4871374	-.1530418
m9	-.0356316	.0967339	-0.37	0.713	-.2252266	.1539633
m10	.1236252	.0896034	1.38	0.168	-.0519943	.2992447
m11	.1615714	.0829284	1.95	0.051	-.0009652	.324108
m12	.1103439	.0794679	1.39	0.165	-.0454102	.2660981
_cons	2.518814	.5298821	4.75	0.000	1.480264	3.557364

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
D_lnPex_2008					
lnQex_2008					
LD.	.0265345	.0293561	0.90	0.366	-.0310024 .0840715
lnQJ_2009					
L1.	-.0141807	.0139948	-1.01	0.311	-.0416101 .0132487
lnPex_2008					
LD.	-.1962819	.0805693	-2.44	0.015	-.3541949 -.0383689
lnPJ_2009					
LD.	.0088581	.0274434	0.32	0.747	-.0449301 .0626462
lnPW_0804					
L1.	-.018852	.0178059	-1.06	0.290	-.053751 .016047
lnEXR					
LD.	.501426	.3130898	1.60	0.109	-.1122188 1.115071
m2	-.0157444	.0201734	-0.78	0.435	-.0552835 .0237947
m3	.0012548	.0194604	0.06	0.949	-.036887 .0393965
m4	-.0267186	.0190529	-1.40	0.161	-.0640615 .0106244
m5	.0142176	.0197039	0.72	0.471	-.0244014 .0528366
m6	-.0028714	.0191903	-0.15	0.881	-.0404837 .034741
m7	.0225912	.0190911	1.18	0.237	-.0148267 .0600091
m8	.0004132	.0204969	0.02	0.984	-.03976 .0405863
m9	.0002519	.0232634	0.01	0.991	-.0453436 .0458474
m10	-.0095918	.0215486	-0.45	0.656	-.0518264 .0326427
m11	-.0061299	.0199434	-0.31	0.759	-.0452182 .0329584
m12	-.0465485	.0191111	-2.44	0.015	-.0840056 -.0090913
_cons	.1294103	.1274308	1.02	0.310	-.1203495 .3791702

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
D_lnPJ_2009						
lnQex_2008						
LD.	-.051239	.0787182	-0.65	0.515	-.2055239	.1030458
lnQJ_2009						
L1.	.0201622	.0375271	0.54	0.591	-.0533895	.0937139
lnPex_2008						
LD.	.3102395	.2160459	1.44	0.151	-.1132028	.7336817
lnPJ_2009						
LD.	-.4948471	.0735893	-6.72	0.000	-.6390796	-.3506147
lnPW_0804						
L1.	-.0155387	.0477464	-0.33	0.745	-.1091199	.0780426
lnEXR						
LD.	1.07774	.8395475	1.28	0.199	-.5677432	2.723223
m2	-.0336542	.0540947	-0.62	0.534	-.1396779	.0723696
m3	-.0293759	.052183	-0.56	0.573	-.1316526	.0729008
m4	-.0399973	.0510902	-0.78	0.434	-.1401321	.0601376
m5	-.0389577	.0528359	-0.74	0.461	-.1425142	.0645987
m6	-.0568128	.0514587	-1.10	0.270	-.1576701	.0440444
m7	-.0067656	.0511926	-0.13	0.895	-.1071013	.09357
m8	-.0315087	.0549622	-0.57	0.566	-.1392327	.0762153
m9	-.1174382	.0623807	-1.88	0.060	-.2397021	.0048258
m10	.0557446	.0577825	0.96	0.335	-.0575069	.1689962
m11	.0684039	.0534779	1.28	0.201	-.036411	.1732187
m12	-.0328212	.0512464	-0.64	0.522	-.1332623	.0676198
_cons	-.1724627	.3417046	-0.50	0.614	-.8421915	.497266

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnPW_0804						
lnQex_2008						
LD.	-.1444897	.068797	-2.10	0.036	-.2793293	-.00965
lnQJ_2009						
L1.	-.0232077	.0327974	-0.71	0.479	-.0874893	.0410739
lnPex_2008						
LD.	-.1573594	.1888167	-0.83	0.405	-.5274334	.2127145
lnPJ_2009						
LD.	.1097652	.0643146	1.71	0.088	-.016289	.2358194
lnPW_0804						
L1.	.8764681	.0417287	21.00	0.000	.7946813	.9582549
lnEXR						
LD.	-.4223445	.7337356	-0.58	0.565	-1.86044	1.015751
m2	.0431418	.0472769	0.91	0.361	-.0495193	.1358029
m3	.0304205	.0456061	0.67	0.505	-.0589658	.1198068
m4	.0562119	.044651	1.26	0.208	-.0313025	.1437263
m5	-.0014512	.0461768	-0.03	0.975	-.091956	.0890536
m6	.0286499	.0449732	0.64	0.524	-.0594959	.1167956
m7	.0561429	.0447406	1.25	0.210	-.031547	.1438328
m8	.0437052	.0480351	0.91	0.363	-.0504419	.1378522
m9	-.0004667	.0545186	-0.01	0.993	-.1073212	.1063878
m10	-.0304784	.0504999	-0.60	0.546	-.1294564	.0684995
m11	.014601	.0467379	0.31	0.755	-.0770036	.1062055
m12	.1683114	.0447876	3.76	0.000	.0805294	.2560934
_cons	.1086914	.2986381	0.36	0.716	-.4766284	.6940113

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
D_lnEXR						
lnQex_2008						
LD.	.0066464	.0070465	0.94	0.346	-.0071645	.0204573
lnQJ_2009						
L1.	-.0036159	.0033593	-1.08	0.282	-.0101999	.0029681
lnPex_2008						
LD.	-.0308746	.0193395	-1.60	0.110	-.0687793	.0070301
lnPJ_2009						
LD.	-.0147604	.0065874	-2.24	0.025	-.0276715	-.0018493
lnPW_0804						
L1.	-.0024624	.004274	-0.58	0.565	-.0108394	.0059146
lnEXR						
LD.	.3573954	.0751526	4.76	0.000	.210099	.5046918
m2	.0014351	.0048423	0.30	0.767	-.0080557	.0109259
m3	-.0001402	.0046712	-0.03	0.976	-.0092955	.0090152
m4	.0046333	.0045734	1.01	0.311	-.0043303	.013597
m5	.0143135	.0047296	3.03	0.002	.0050435	.0235834
m6	.0119851	.0046064	2.60	0.009	.0029568	.0210134
m7	.0016653	.0045825	0.36	0.716	-.0073163	.0106469
m8	.0086706	.00492	1.76	0.078	-.0009724	.0183135
m9	.0071045	.005584	1.27	0.203	-.00384	.0180491
m10	.001748	.0051724	0.34	0.735	-.0083898	.0118858
m11	.0075043	.0047871	1.57	0.117	-.0018782	.0168869
m12	.0066898	.0045873	1.46	0.145	-.0023012	.0156809
_cons	.025876	.0305879	0.85	0.398	-.0340751	.0858272

ภาคผนวกที่ 7
ไข่ไก่

ภาคผนวกที่ 7 - 1

ค่าสถิติโดยสรุปและข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง

ตารางผนวกที่ 4.7.1 สถิติโดยสรุปของตัวแปรของสินค้าไข่ไก่

ตัวแปร	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	ค่าสูงสุด	ค่าต่ำสุด
ปริมาณการบริโภคไข่ไก่รายเดือน (ล้านฟอง)	1,126.041	112.454	1,321.219	925.959
ราคาขายปลีกไข่ไก่ (บาทต่อฟอง)	3.348	0.337	4.456	2.73
ราคาขายปลีกไข่เป็ด (บาทต่อฟอง)	4.381	0.387	5.183	3.80

ที่มา : การคำนวณ

ข้อมูลที่ใช้ในการพยากรณ์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่สามารถเข้าถึงได้ที่

<https://drive.google.com/file/d/16Ar2kpFdoAmRnuO4ogj6ogBo53frPXSU/view?usp=sharing>



ภาคผนวกที่ 7 – 2
ผลการทดสอบ Unit Root

ตารางผนวกที่ 4.7.2 ผลการทดสอบ Unit Root ของปริมาณการบริโภคไข่ไก่ ด้วยวิธี
Augmented Dickey-Fuller test

ระดับ Level

Null Hypothesis: EGG_C has a unit root			Null Hypothesis: EGG_C has a unit root		
Exogenous: Constant			Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)			Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller			Augmented Dickey-		
test statistic	-1.83415	0.362	Fuller test statistic	-1.75307	0.7195
Test 1% level	-3.50145		Test 1% level	-4.05862	
critical 5% level	-2.89254		critical 5% level	-3.45833	
values: 10% level	-2.58337		values: 10% level	-3.15516	

ระดับ First Difference

Null Hypothesis: D(EGG_C) has a unit root			Null Hypothesis: D(EGG_C) has a unit root		
Exogenous: Constant			Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)			Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller			Augmented Dickey-		
test statistic	-17.0104	0.0001	Fuller test statistic	-17.0958	0.0000
Test 1% level	-3.50145		Test 1% level	-4.05862	
critical 5% level	-2.89254		critical 5% level	-3.45833	
values: 10% level	-2.58337		values: 10% level	-3.15516	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

ตารางผนวกที่ 4.7.3 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปรราคาขายปลีกไข่ไก่ด้วยวิธี

Augmented Dickey-Fuller test

ระดับ Level

Null Hypothesis: PE has a unit root			Null Hypothesis: PE has a unit root			
Exogenous: Constant			Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)			Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)			
		t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller			Augmented Dickey-			
	test statistic	-4.346	0.0007	Fuller test statistic	-4.310	0.0047
Test	1% level	-3.50067		Test	1% level	-4.05753
critical	5% level	-2.8922		critical	5% level	-3.45781
values:	10% level	-2.58319		values:	10% level	-3.15486

ระดับ First Difference

Null Hypothesis: D(PE) has a unit root			Null Hypothesis: D(PE) has a unit root			
Exogenous: Constant			Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)			Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)			
		t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller			Augmented Dickey-			
	test statistic	-13.54	0.0001	Fuller test statistic	-13.466	0.0000
Test	1% level	-3.50145		Test	1% level	-4.05753
critical	5% level	-2.89254		critical	5% level	-3.45781
values:	10% level	-2.58337		values:	10% level	-3.15486

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ตารางผนวกที่ 4.7.4 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปรราคาขายปลีกไข่เป็ดด้วยวิธี

Augmented Dickey-Fuller test

ระดับ Level

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

t-Statistic Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test

statistic -2.218 0.2014

Test critical 1% level -3.50145

5% level -2.89254

values: 10% level -2.58337

Null Hypothesis: PD has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

t-Statistic Prob.*

Augmented Dickey-

Fuller test statistic -2.298 0.4306

Test 1% level -4.05862

critical 5% level -3.45833

values: 10% level -3.15516

ระดับ First Difference

Null Hypothesis: D(PD) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

t-Statistic Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test

statistic -6.62 0.0000

Test critical 1% level -3.50145

5% level -2.89254

values: 10% level -2.58337

Null Hypothesis: D(PD) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

t-Statistic Prob.*

Augmented Dickey-

Fuller test statistic -6.591 0.0000

Test 1% level -4.05862

critical 5% level -3.45833

values: 10% level -3.15516

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ภาคผนวกที่ 7 - 3

ผลการประมาณการแบบจำลอง Holt-Winter

ตารางผนวกที่ 4.7.5 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ด้วยแบบจำลอง Holt-Winter (Additive)

Sample: 2555M01 2560M12

Included observations: 72

Method: Holt-Winters Additive Seasonal

Original Series: EGG_C

Forecast Series: EGG_CSM

Parameters:	Alpha		0.73
	Beta		0
	Gamma		0
	Sum of Squared Residuals		54880.29
	Root Mean Squared Error		27.60845
End of Period Levels:	Mean		1189.214
	Trend		4.181185
	Seasonals:	2560M01	0.816614
		2560M02	-35.2657
		2560M03	10.80439
		2560M04	-7.72686
		2560M05	29.67808
		2560M06	3.512955
		2560M07	33.42396
		2560M08	23.27564
		2560M09	-18.7766
		2560M10	4.002803
		2560M11	-38.9848
		2560M12	-4.76048

ตารางผนวกที่ 4.7.6 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ด้วยแบบจำลอง Holt-Winter (Multiplicative)

Sample: 2555M01 2560M12

Included observations: 72

Method: Holt-Winters Multiplicative Seasonal

Original Series: EGG_C

Forecast Series: EGG_CSM

Parameters:	Alpha	0.76
	Beta	0
	Gamma	0
	Sum of Squared Residuals	51152.87
	Root Mean Squared Error	26.65439
End of Period Levels:	Mean	1185.923
	Trend	4.181185
	Seasonals:	
	2560M01	0.9989
	2560M02	0.967694
	2560M03	1.006801
	2560M04	0.990474
	2560M05	1.024671
	2560M06	1.002158
	2560M07	1.030296
	2560M08	1.022854
	2560M09	0.985255
	2560M10	1.00524
	2560M11	0.967071
	2560M12	0.998586

ภาคผนวกที่ 7 - 4
ผลการประมาณการแบบจำลอง ARIMA

ตารางผนวกที่ 4.7.7 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ด้วยแบบจำลอง ARIMA (2,1,0)

Dependent Variable: D(EGG_C)

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 09/02/20 Time: 15:19

Sample: 2555M02 2560M12

Included observations: 71

Convergence achieved after 9 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.407988	3.01519	1.130273	0.2624
AR(1)	-0.5141	0.109072	-4.71333	0
AR(2)	0.048613	0.130156	0.3735	0.71
SIGMASQ	1307.647	240.4717	5.437841	0
R-squared	0.30146	Mean dependent var		3.547137
Adjusted R-squared	0.270182	S.D. dependent var		43.57424
S.E. of regression	37.2252	Akaike info criterion		10.13147
Sum squared resid	92842.93	Schwarz criterion		10.25894
Log likelihood	-355.667	Hannan-Quinn criter.		10.18216
F-statistic	9.638116	Durbin-Watson stat		2.030557
Prob(F-statistic)	0.000023			

ตารางผนวกที่ 4.7.8 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ด้วยแบบจำลอง ARIMA (4,1,4)

Dependent Variable: D(EGG_C)

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 09/02/20 Time: 15:24

Sample: 2555M02 2560M12

Included observations: 71

Convergence not achieved after 500 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.225529	5.057738	0.637741	0.526
AR(1)	-0.65849	0.121232	-5.43168	0
AR(2)	0.227161	0.161329	1.408065	0.1642
AR(3)	0.06159	0.214539	0.287079	0.775
AR(4)	-0.57162	0.150375	-3.80129	0.0003
MA(1)	0.37581	22.80846	0.016477	0.9869
MA(2)	-0.14708	2.368063	-0.06211	0.9507
MA(3)	0.376275	33.00687	0.0114	0.9909
MA(4)	0.9992	32.28862	0.030946	0.9754
SIGMASQ	736.2961	23727.72	0.031031	0.9753
R-squared	0.606673	Mean dependent var		3.547137
Adjusted R-squared	0.548642	S.D. dependent var		43.57424
S.E. of regression	29.27457	Akaike info criterion		9.879821
Sum squared resid	52277.03	Schwarz criterion		10.19851
Log likelihood	-340.734	Hannan-Quinn criter.		10.00655
F-statistic	10.45416	Durbin-Watson stat		2.179133
Prob(F-statistic)	0			

ภาคผนวกที่ 7 - 5
ผลการประมาณการแบบจำลอง VAR

ตารางผนวกที่ 4.7.9 ค่าสถิติเพื่อใช้เป็นเกณฑ์เลือกค่าย้อนหลัง ของแบบจำลอง VAR สินค้าไข่ไก่

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-456.938	NA	2287.986	10.573	10.658	10.607
1	-442.525	27.500*	1680.972*	10.264*	10.378*	10.310*
2	-442.487	0.072	1718.658	10.287	10.428	10.344
3	-441.953	0.993	1737.346	10.297	10.467	10.366
4	-440.618	2.455	1724.241	10.290	10.488	10.369

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.7.10 ผลการวิเคราะห์ปริมาณการบริโภคไข่ไก่ ด้วยแบบจำลอง VAR

	D(EGG_CON)	PD	D(PE)
D(EGG_CON(-1))	-0.55566	0.000385	0.00097
	-0.09094	-0.00027	-0.00056
	[-6.10994]	[1.40963]	[1.73675]
PD(-1)	-3.127	0.958904	-0.14846
	-10.5503	-0.03166	-0.06479
	[-0.29639]	[30.2915]	[-2.29137]
D(PE(-1))	-25.681	0.066877	-0.31641
	-15.6178	-0.04686	-0.09591
	[-1.64434]	[1.42714]	[-3.29904]
C	17.44827	0.179419	0.653481
	-46.4526	-0.13938	-0.28527
	[0.37561]	[1.28726]	[2.29073]
R-squared	0.295674	0.911006	0.184461
Adj. R-squared	0.272196	0.908039	0.157277
Sum sq. resids	140614.3	1.265938	5.303061
S.E. equation	39.52697	0.1186	0.24274
F-statistic	12.5939	307.1011	6.785506
Log likelihood	-476.973	69.07142	1.745272
Akaike AIC	10.23346	-1.3845	0.047973
Schwarz SC	10.34169	-1.27627	0.156198
Mean dependent	2.529618	4.384255	0.002128
S.D. dependent	46.33257	0.391097	0.264423
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.110244	
Determinant resid covariance		0.974456	
Log likelihood		-398.925	
Akaike information criterion		8.743074	
Schwarz criterion		9.06775	

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.7.11 ผลการทดสอบ Residual Serial Correlation LM Tests

Lags	LM-Stat	Prob
1	0.006151	0.9375
2	0.812109	0.3675
3	0.215255	0.6427
4	1.812639	0.1782
5	0.0811	0.7758

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: Probs from chi-square with 4 df.

ตารางผนวกที่ 4.7.12 ผลการทดสอบ Residual Normality Tests

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.14245	0.314526	1	0.5749
2	0.777335	9.365882	1	0.0022
3	-0.46209	3.309658	1	0.0689
Joint		12.99007	3	0.0047
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.31434	1.821752	1	0.1771
2	7.545244	80.05457	1	0
3	6.766849	54.98295	1	0
Joint		136.8593	3	0
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	2.136278	2	0.3436	
2	89.42046	2	0	
3	58.29261	2	0	
Joint	149.8493	6	0	

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.7.13 ผลการทดสอบ Residual Heteroskedasticity Tests

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
97.57039	72	0.0241			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(12,80)	Prob.	Chi-sq(12)	Prob.
res1*res1	0.043485	0.303082	0.9872	4.044141	0.9826
res2*res2	0.124211	0.945513	0.507	11.55158	0.4823
res3*res3	0.303337	2.90276	0.0022	28.21033	0.0052
res2*res1	0.110443	0.8277	0.6218	10.2712	0.5922
res3*res1	0.300115	2.858705	0.0026	27.91068	0.0057
res3*res2	0.263169	2.381084	0.0111	24.47468	0.0175

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางผนวกที่ 4.7.14 ผลการทดสอบ Roots of Characteristic Polynomial

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: D(EGG_C1) PD D(PE)

Exogenous variables: C

Lag specification: 1 2

Root	Modulus
0.888045	0.888045
-0.61232	0.61232
-0.257191 - 0.404470i	0.479316
-0.257191 + 0.404470i	0.479316
0.328645 - 0.090917i	0.340988
0.328645 + 0.090917i	0.340988

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

