แบบจำลองอุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย

The Modelof Export Demand for Thailand's Parboiled Rice

พรภวิษย์ เก่งการกิจ[1] และ เริงชัย ตันสุชาติ[2]

Pornpawit Kengkankit[1] and Roengcchai Tansuchat[2]

บทคัดย่อ

การศึกษาครั้งนี้วัตถุประสงค์เพื่อศึกษา 1) ศึกษาสถานการณ์การส่งออกข้าวนึ่งไปยัง3 ประเทศ ได้แก่ ประเทศโอมาน ประเทศโมซัมบิก และประเทศจอร์แดน 2) วิเคราะห์ปัจจัยที่มีผลต่ออุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของไทยไปยัง 3 ประเทศ ได้แก่ ประเทศโอมานประเทศโมซัมบิก และประเทศจอร์แดน

วิธีการศึกษาในครั้งนี้ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายไตรมาสของราคาการส่งออกข้าวนึ่งจากประเทศไทยไป 3 ประเทศ ราคาส่งออกข้าวจากประเทศอินเดียไป 3 ประเทศ อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศใน 3 ประเทศอัตราเงินเฟ้อใน 3 ประเทศ และรายได้ประชาชาติของ 3 ประเทศ ได้แก่ ประเทศโอมาน, ประเทศโมซัมบิก และประเทศจอร์แดนตั้งแต่ปี 2547 ถึง 2558 จำนวน 11 ปี การวิเคราะห์ข้อมูลวิเคราะห์โดยใช้วิธีอนุกรมเวลา โดยการทดสอบความนิ่งของข้อมูลตัวแปรที่นำมาศึกษา (Unit Root Test) โดยวิธี Augmented Dickey – Fuller Test (ADF) นำตัวแปรที่ผ่านการทดสอบมาทดสอบหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของตัวแปรที่กำหนดไว้ในแบบจำลองโดยวิธี Co-integrationของ Engle and Granger (โดยใช้รูปแบบสมการ ARDL) ทำการทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปร เพื่อให้ปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว โดยประยุกต์ใช้เทคนิค Error Correction Model (ECM) ของ Engle and Granger

ผลการศึกษาสถานการณ์การส่งออกข้าวนึ่งไปยัง 3 ประเทศ ได้แก่ ประเทศโอมาน ประเทศโมซัมบิก และประเทศจอร์แดนพบว่า สัดส่วนการนำเข้าข้าวนึ่งของทั้งสามประเทศ ระหว่างปี 2547 ถึง 2558 มีสัดส่วนร้อยละในการส่งออก เท่ากับ 0.34 0.14 และ 0.46 ตามลำดับ ในแต่ละปีมีการนำเข้าข้าวนึ่งจากประเทศไทยโดยตลอด ยกเว้นปี 2547 ที่ประเทศโมซัมบิกไม่มีการนำเข้าข้าวนึ่งจากประเทศไทย ส่วนปี 2551 ประเทศโอมานมีการนำเข้าข้าวจากประเทศไทยในปริมาณที่สูงกว่าทั้งสองประเทศ ส่วนประเทศจอร์แดนมีการนำเข้าข้าวนึ่งจากประเทศไทยอย่างต่อเนื่อง แต่การส่งออกข้าวนึ่งกับประเทศโมซัมบิกจะมีปริมาณที่น้อยที่สุดในสามประเทศ อาจเนื่องมาจากประเทศโมซัมบิกมีการนำเข้าข้าวนึ่งจากประเทศแอฟริกาใต้ และประเทศสหรัฐอเมริกา เนื่องจากมีมูลค่าการนำเข้าสินค้าจากประเทศทั้งสอง

การวิเคราะห์ปัจจัยที่มีผลต่ออุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของไทยไปยัง 3 ประเทศ ได้แก่ ประเทศโอมาน ประเทศโมซัมบิก และประเทศจอร์แดนพบว่า

ประเทศโอมาน พบว่ารายได้ประชาชาติมีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของไทยในทิศทางเดียวกัน และพบว่าข้าวนึ่งเป็นสินค้าปกติสำหรับประชากรประเทศโอมาน แต่อัตราเงินเฟ้อมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย

ประเทศโมซัมบิก พบว่ารายได้ประชาชาติ และอัตราแลกเปลี่ยน มีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของไทยในทิศทางเดียวกัน และพบว่าข้าวนึ่งเป็นสินค้าปกติสำหรับประชากรประเทศโมซัมบิก แต่อัตราเงินเฟ้อ ราคาส่งออกข้าวนึ่งของไทย และราคาส่งออกข้าวนึ่งอินเดีย มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย

ประเทศจอร์แดนพบว่าไม่มีตัวแปรตัวใดที่มีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งไทย ซึ่งอาจเป็นเพราะปัญหาการเมือง และความไม่สงบทั้งในและนอกประเทศจอร์แดน ซึ่งส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของไทยไม่มีเสถียรภาพ

การทดสอบความสัมพันธ์ในระยะสั้น พบว่าเมื่อเกิดความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าที่เกิดขึ้นจริงและดุลยภาพของปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของไทย จะไม่มีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวด้วยตนเอง

คำสำคัญ: แบบจำลอง, อุปสงค์, การส่งออกข้าวนึ่ง, ประเทศไทย

ABSTRACT

The research aims to study 1) parboiled rice exporting situation to 3 countries such as Oman, Mozambique, and Jordan 2) analyze the affecting factors on the demand of parboiled rice exporting situation to 3 countries namely Oman, Mozambique, and Jordan.

Methods of this research are as follows. Research data were three months time series of Thailand's parboiled rice exporting price to the 3 countries, India's parboiled rice exporting price to the 3 countries, currency exchange rate of the 3 countries, inflation rate of the 3 countries, and national income of the 3 countries, Oman, Mozambique, and Jordan, from the year 2004 – 2015, total of 11 years. Data analysis was done using the time series followed Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) method of unit root test on the studied variable. The tested variable then went through co-integration test of Engle and Granger, using ARDL equation. Then Error Correction Model was performed on the variable to create the co-integration by using a technique application from Error Correction Model : ECM of Engle and Granger.

The study result of Thailand's parboiled rice exporting situation to 3 countries namely Oman, Mozambique, and Jordan found that the 3 countries had the parboiled rice importing ratio between the year 2004 -2015 exporting percentage of 0.34, 0.14 and 0.46

respectively. There was a parboiled rice import from Thailand every year except in 2004; Mozambique did not have any parboiled rice import from Thailand. It was also found that the year 2008 Oman had the highest parboiled rice import from Thailand compared to the other 2 countries. Jordan had consecutively imported parboiled rice from Thailand. However, the export of parboiled rice to Mozambique was found in the lowest amount among 3 countries. This might be because Mozambique had also imported parboiled rice from South Africa and United States. These import value from the two countries might affect the finding number.

The analysis of affecting factors on Thailand's parboiled rice exporting demand to the 3 countries, Oman, Mozambique, and Jordan, was as follows.

For Oman, it was found that the national income correlated in the same direction to Thailand's parboiled rice export amount. Parboiled rice was a common good for Oman's citizen. However, inflation rate correlated in the opposite direction to Thailand's parboiled rice export amount.

For Mozambique, it was found that the national income and currency exchange rate correlated in the same direction to Thailand's parboiled rice export amount. Parboiled rice was found as a common good for Mozambique's citizen. Nevertheless, inflation rate, Thailand's parboiled rice export price, and India's parboiled rice export price correlated in the opposite direction to Thailand's parboiled rice export amount.

For Jordan, it was found that there was no variable correlated to Thailand's parboiled rice export amount. This may happen due to political issue and the inside and outside insurgency of Jordan. They affect the instability of Thailand's parboiled rice export amount.

Error Correction Model Test found that when there was deviation between the actual value and equilibrium of Thailand's parboiled rice export amount, there would not be any self-adjustment to the long-run equilibrium.

Key word: model, demand, export parboiled rice, Thailand

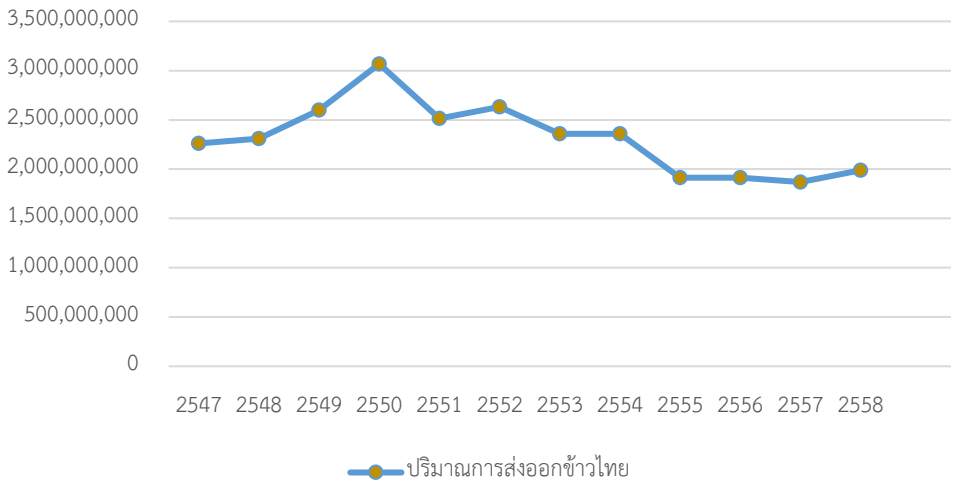
ที่มาและความสำคัญ

ในประเทศไทยช่วงเวลาที่ผ่านมาเรื่องของการพัฒนาประเทศนั้น จำเป็นต้องมีการพัฒนาในทุกๆด้าน เช่นด้านการพัฒนาโครงสร้างพื้นฐานของประเทศ การพัฒนาชีวิตความเป็นอยู่ของประชาชนในประเทศชาติ การพัฒนาเศรษฐกิจของประเทศชาติ เป็นต้น ซึ่งปัจจัยที่มีความสำคัญเป็นอย่างยิ่งต่อการพัฒนาประเทศชาติ ได้แก่ การพัฒนาด้านเศรษฐกิจ ซึ่งมีความสำคัญต่อชีวิตความเป็นอยู่ของประชาชนโดยอาชีพของประชาชนใน

ประเทศส่วนใหญ่ประกอบอาชีพเกษตรกร โดยสินค้าภาคการเกษตรเป็นสินค้าอีกกลุ่มหนึ่งที่มีบทบาทสำคัญต่อการช่วยเสริมสร้างความเข้มแข็งเศรษฐกิจของประเทศชาติแม้ว่าในช่วงเวลาที่ผ่านมาประเทศไทยจะได้รับผลกระทบจากปัญหาวิกฤติเศรษฐกิจของโลกและการเปลี่ยนแปลงสภาพภูมิอากาศ เช่น น้ำท่วม ภัยแล้ง รวมถึงสัดส่วนมูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศภาคการเกษตรลดน้อยลงเมื่อเปรียบเทียบกับภาคการผลิตสินค้าในกลุ่มอื่น แต่อย่างไรก็ตามสินค้าภาคเกษตรยังคงมีความสำคัญต่อระบบเศรษฐกิจของประเทศ และในปัจจุบันสินค้าของภาคเกษตรยังเปลี่ยนแปลงจากสินค้าที่มีไว้เพื่อการบริโภคภายในประเทศและเพื่อการส่งออกแล้วนั้นยังเป็นสินค้าที่ใช้เป็นวัตถุดิบเพื่อการผลิตของภาคการผลิตอื่น สามารถช่วยสร้างมูลค่าและรายได้แก่ประเทศมากขึ้น (แผนพัฒนาการเกษตรในช่วงแผนพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติฉบับที่ 11 พ.ศ.2555– พ.ศ. 2559, 2555)

ผลผลิตทางการเกษตรมีหลากหลายชนิด ซึ่งข้าวถือเป็นสินค้าอีกชนิดหนึ่งที่อยู่ในกลุ่มสินค้าภาคการเกษตรนับว่าเป็นพืชอาหารที่สำคัญชนิดหนึ่งของโลกในภูมิภาคเอเชียนั้นเป็นแหล่งเพาะปลูกข้าวที่สำคัญของโลกโดยมีผลผลิตข้าวคิดเป็นสัดส่วนร้อยละ 90 ของผลผลิตทั้งหมดของโลก ซึ่งผลผลิตข้าวของหลายประเทศนั้นจะเน้นการผลิตข้าวเพื่อการบริโภคในประเทศเป็นหลัก โดยเฉพาะประเทศจีนที่เป็นผู้บริโภครายใหญ่ที่สุดของโลก รองลงมาได้แก่ประเทศอินเดีย และ ประเทศอินโดนีเซีย เป็นผลให้การค้าข้าวในตลาดโลกมีสัดส่วนเพียงร้อยละ 8-9 ของผลผลิตทั้งหมด โดยประเทศผู้ส่งออกข้าวหลัก ได้แก่ประเทศไทย (ข้อมูลปี 2558) มีสัดส่วนการส่งออกประมาณร้อยละ 24 ของปริมาณการส่งออกข้าวของทั่วโลก รองลงมาคือประเทศอินเดียมีสัดส่วนการส่งออกประมาณร้อยละ 22 และประเทศเวียดนามมีสัดส่วนการส่งออกประมาณร้อยละ 17 (ธนาคารกรุงศรีอยุธยา แนวโน้มธุรกิจอุตสาหกรรม, 2559)

ในปี 2558 ที่ผ่านมา มีการส่งออกข้าวไทยปริมาณ 1,987,213 ตันข้าวสาร มูลค่าการส่งออก 52,830 ล้านบาท โดยปริมาณส่งออกเพิ่มขึ้นร้อยละ 6.29 และมูลค่าการส่งออกเพิ่มขึ้นร้อยละ 1.29 เมื่อเทียบกับปี 2557 ที่มีการส่งออกปริมาณ 1,869,672 ตันข้าวสาร มูลค่าการส่งออก 52,156 ล้านบาท ดังภาพที่ 1.1 และจะเห็นได้ว่าปริมาณการส่งออกข้าวไทยในช่วงปี 2553-2555 มีแนวโน้มการส่งออกที่ลดลง เนื่องจากมีจุดอ่อนในด้านการผลิตข้าว โดยพื้นที่เพาะปลูกร้อยละ 70 อยู่ในเขตน้ำฝน ไม่มีระบบชลประทาน จึงทำให้เกษตรกรขากแคลนแหล่งน้ำ รวมทั้งเกษตรกรที่อยู่ในพื้นที่ชลประทานมีการปลูกข้าวอย่างต่อเนื่อง ซึ่งมีการเพาะปลูกตลอดทั้งปี จึงส่งผลให้ดินมีความเสื่อมโทรม เนื่องจากมีการใช้ปุ๋ยเคมีสะสมเป็นเวลานาน ซึ่งส่งผลถึงผลผลิตที่ไม่มีคุณภาพเพราะเร่งการผลิต และจากข้อมูลจากข้อมูลของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ปี 2553 พบว่าผลผลิตข้าวเฉลี่ยต่อไร่ เท่ากับ 441 กิโลกรัมซึ่งถือว่าเป็นปริมาณที่ต่ำมาก เมื่อเทียบกับข้อมูลจากกระทรวงเกษตร สหรัฐอเมริกา โดยผลผลิตข้าวเฉลี่ยของโลกต่อไร่ ปี 2553 เท่ากับ 688 กิโลกรัม ซึ่งประเทศสหรัฐอเมริกาผลิตได้ 1,206 กิโลกรัมต่อไร่ ประเทศจีน 1,048 กิโลกรัมต่อไร่ และในปีเดียวกัน ราคาข้าวไทยมีการปรับตัวสูงขึ้น สืบเนื่องมาจากการผลิตข้าวที่มีต้นทุนการผลิตสูงไม่ว่าจะเป็นค่าแรงงาน ค่าปุ๋ยเคมี และค่าเมล็ดพันธุ์ รวมถึงการพัฒนาผลิตภัณฑ์ข้าวเพื่อสร้างมูลค่าเพิ่มยังมีน้อยด้วย (สำนักนโยบายและยุทธศาสตร์ข้าว กรมการค้าข้าว กระทรวงเกษตรและสหกรณ์, 2555)



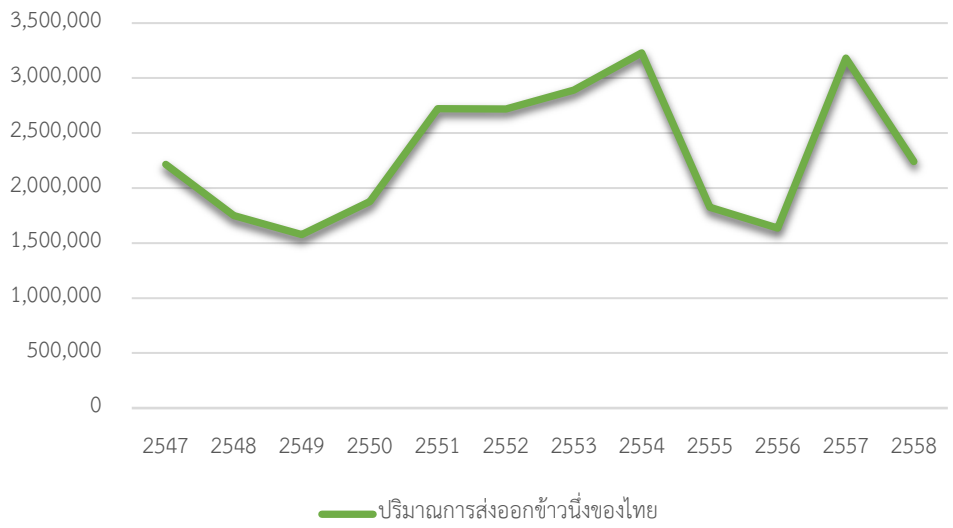
ภาพที่ 1.1 ปริมาณการส่งออกข้าวไทย ปี 2547 - 2558
ที่มา:สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร กระทรวงเกษตรและสหกรณ์, 2558.

ปัจจุบันนี้ตลาดข้าวนึ่งเป็นข้าวส่งออกประเภทหนึ่งที่มีความน่าสนใจทั้งในการขยายตลาดส่งออกและตลาดในประเทศ แม้ว่าในปัจจุบันข้าวนึ่งที่ผลิตได้นั้นพึ่งพิงการส่งออกทั้งหมด และการส่งออกข้าวนึ่งของไทยนั้นมีแนวโน้มผันผวน เนื่องจากต้องเผชิญการแข่งขันที่รุนแรงทั้งจากคู่แข่งดั้งเดิมอย่างอินเดีย ปากีสถาน รวมทั้งยังมีคู่แข่งรายใหม่ที่เข้ามาแข่งขันแย่งตลาดข้าวนึ่ง คือ สหรัฐฯและสหภาพยุโรป ซึ่งมีสถานะเป็นทั้งคู่แข่งและคู่ค้า

สถานการณ์การส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยในปี 2558 ที่ผ่านมา มีการส่งออกข้าวนึ่งปริมาณ 2,240,671 ตัน มูลค่า 850,389,740 ดอลลาร์สหรัฐ โดยปริมาณส่งออกลดลงร้อยละ 29.57 และมูลค่าการส่งออกลดลง 38.32 เมื่อเทียบกับปี 2557 ที่มีการส่งออกปริมาณ 3,181,405 ตัน มูลค่า 1,378,639,897 ดอลลาร์สหรัฐ และในปี 2554 พบว่าประเทศไทยมีปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งมากที่สุด เนื่องมาจากในช่วงปี 2551 – 2554 ประเทศอินเดียมีนโยบายห้ามส่งออกข้าวที่ไม่ใช่ข้าวบาสมาติ จึงทำให้ตลาดข้าวนึ่งของประเทศไทยมีโอกาสส่งออกได้มากขึ้นเมื่อเทียบกับการส่งออกปี 2550 ที่มีปริมาณการส่งออกเพียง 1,878,062 ตัน อย่างไรก็ตามประเทศไทยเป็นผู้ส่งออกข้าวนึ่งรายใหญ่ได้ไม่นาน ช่วงปลายปี 2554 ถึง ต้นปี 2557ได้เกิดการเปลี่ยนแปลงนโยบายเกี่ยวกับข้าวของไทย ซึ่งรัฐบาลต้องการยกระดับราคาข้าวเปลือกภายใต้โครงการรับจำนำข้าว ส่งผลให้ราคาข้าวนึ่งของประไทยมีระดับราคาที่สูงกว่าประเทศคู่แข่งขัน และในปลายปี 2554 ประเทศอินเดียได้ยกเลิกข้อจำกัดการส่งออกข้าวสารและข้าวนึ่งด้วย

ตลาดข้าวนึ่งถือว่าเป็นตลาดน้อยราย ซึ่งเป็นสินค้ามีการแข่งกันในด้านราคาและปริมาณมากกว่าด้านคุณภาพ ถึงแม้ว่าในช่วงปี 2557-2558 ประเทศไทยยกเลิกโครงการรับจำนำข้าว ซึ่งทำให้ราคาลดลงจาก

433.34 ดอลลาร์สหรัฐ เหลือ 379.52 ดอลลาร์สหรัฐ แต่ปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของไทยยังไม่สามารถแบ่งส่วนการตลาดจากประเทศคู่แข่งได้ (เศรษฐศาสตร์ตลาดข้าว, 2559)



ภาพที่ 1.2 ปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของไทย ปี 2547 – 2558
ที่มา : Global Trade Atlas, 2558

วัตถุประสงค์การศึกษา

1. ศึกษาสถานการณ์การส่งออกข้าวนึ่งไปยัง 3 ประเทศ คือ ได้แก่ ประเทศโอมาน ประเทศโมซัมบิก และประเทศจอร์แดน

2. วิเคราะห์ปัจจัยที่มีผลต่ออุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของไทยไปยัง 3 ประเทศ คือ ได้แก่ ประเทศโอมาน ประเทศโมซัมบิก และประเทศจอร์แดน

วิธีการศึกษา

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้เป็นอนุกรมเวลารายไตรมาสของราคาการส่งออกข้าวนึ่งจากประเทศไทยไป 3 ประเทศ ,ราคาส่งออกข้าวจากประเทศอินเดียไป 3 ประเทศ ,อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศใน 3 ประเทศ, อัตราเงินเฟ้อใน 3ประเทศ และรายได้ประชาชาติของ 3 ประเทศ ได้แก่ ประเทศโอมาน, ประเทศโมซัมบิก และประเทศจอร์แดนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2547 ถึง พ.ศ. 2558 จำนวน 11 ปี จำนวน 41 ตัวแปร

เพื่อศึกษาแบบจำลองอุปสงค์ในการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย

วิธีวิเคราะห์ ใช้วิธีอนุกรมเวลา ซึ่งมีรูปแบบสมการแสดงความสัมพันธ์ ดังนี้

ขั้นที่ 1 การทดสอบความนิ่งของข้อมูลตัวแปรที่นำมาศึกษา (Unit Root Test) โดยวิธี Augmented Dickey – Fuller Test (ADF)

ขั้นที่ 2 นำตัวแปรที่ผ่านการทดสอบด้วยวิธี Augmented Dickey - Fuller Test (ADF) แล้วมาทดสอบหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของตัวแปรที่กำหนดไว้ในแบบจำลองโดยวิธี Co-integration ของ Engle and Granger (โดยใช้รูปแบบสมการ ARDL)

ขั้นที่ 3 ทำการทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปร เพื่อให้ปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว โดยประยุกต์ใช้เทคนิค Error Correction Model (ECM) ของ Engle and Granger

แบบจำลอง

ในการวิจัยครั้งนี้ได้รวบรวมกรอบแนวคิดทางทฤษฎีและเอกสารงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับงานวิจัย เพื่อให้ทราบเกิดความเข้าใจในประเด็นที่ทำการศึกษา โดยมีแบบจำลองในการวิจัยดังนี้

การส่งออกข้าว =f (ราคาส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย,ราคาส่งออกข้าวนึ่งของประเทศอินเดีย,อัตราเงินเฟ้อ,อัตราแลกเปลี่ยน, รายได้ประชาชาติ)

แบบจำลอง (Model) $Q_i = (PTH_i, PIN_i, CPI_i, EX_i, GDP_i)$

ซึ่งเขียนเป็นสมการได้ดังนี้

$$Q_i = \alpha + \beta_1 PTH_i + \beta_2 PIN_i + \beta_3 CPI_i + \beta_4 EX_i + \beta_5 GDP_i + \varepsilon_t$$

ตารางที่ 1 ตัวแปร หน่วย และที่มาของแหล่งข้อมูล

ตัวแปร	คำจำกัดความ	หน่วย	ที่มา
Q_i	ปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของไทยไปยังประเทศ i	ตัน	Global Trade Atlas
GDP_i	รายได้ประชาชาติของประเทศ i	USD	Reuter
CPI_i	อัตราเงินเฟ้อของประเทศ i	%	Reuter
EX_i	อัตราแลกเปลี่ยนของประเทศ iเทียบกับดอลลาร์	-	Reuter
PTH_i	ราคาส่งออกข้าวนึ่งของไทยไปยังประเทศ i	USD	Global Trade Atlas
PIN_i	ราคาส่งออกข้าวนึ่งของอินเดียไปยังประเทศ i	USD	Global Trade Atlas

เพื่อให้ตัวเลขที่นำมาทดสอบมีเสถียรภาพ จึงทำให้อยู่ในรูปสมการที่เป็น Log จะได้สมการส่งออกข้าวนึ่งของไทยดังนี้

สมการการส่งออกข้าวนึ่งระยะยาว (Cointregration)

$$\log(Q_i) = \alpha + \beta_1 \log(PTH_i) + \beta_2 \log(PIN_i) + \beta_3 \log(CPI_i) + \beta_4 \log(EX_i) + \beta_5 \log(GDP_i) + \varepsilon_t$$

สมการการส่งออกข้าวนึ่งระยะสั้น (Error Correction Model)

$$D(\log(Q_i)) = \alpha + \beta_1 (D\log(PTH_i)) + \beta_2 (D(\log(PIN_i)) + \beta_3 (D(\log(CPI_i)) + \beta_4 (D(\log(EX_i))$$
$$+ \beta_5 (D(\log(GDP_i)) + \varepsilon_t$$

ผลการศึกษา

1.การทดสอบความนิ่ง (Unit Root Test) ของตัวแปรทั้ง 3 ประเทศ

โดยวิธี Augmented Dickey – Fuller Test (ADF)

1.1 ประเทศโอมาน

การทดสอบความนิ่งของตัวแปร ต้องทำการวิเคราะห์คุณลักษณะความนิ่งของข้อมูลโดยใช้การทดสอบ Augmented Dickey – Fuller Test (ADF) ซึ่งอยู่ภายใต้สมมติฐานที่ว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง (มี Unit Root) และสมมติฐานว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (ไม่มี Unit Root) กับข้อมูลแบบจำลองอุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย

ดังตารางที่ 2 ผลจากการทดสอบ พบว่าผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศโอมาน (GDP_OM) อัตราเงินเฟ้อของประเทศโอมาน (CPI_OM)ปริมานการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปประเทศโอมาน (Q_OM) และราคาข้าวนึ่งของประเทศไทย (PTH_OM) ลักษณะไม่นิ่งยกเว้นอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างสกุลเงิน เรียลโอมานและบาท (EX_OM) และราคาข้าวนึ่งของประเทศอินเดีย (PIN_OM) มีลักษณะนิ่งภายใต้รูปแบบสมการการทดสอบที่มีค่าคงที่และสมการที่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้ม ดังนั้นจึงต้องทดสอบโดยการแปลงข้อมูลให้อยู่ในรูปผลต่างอันดับที่ 1stDiffrence พบว่า ข้อมูลทุกตัวแปรมีลักษณะนิ่ง

ตารางที่ 2 ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลสำหรับแบบจำลองอุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย ไปยังประเทศโอมาน ด้วยวิธี Augmented Dickey – Fuller Test (ADF)

ตัวแปร	ข้อมูลปกติ (Level)			ผลต่างอันดับ 1 (1stDiffrence)		
	None	Intercept	Intercept& Trend	None	Intercept	Intercept& Trend
Q_OM	-0.187887	-2.352081	-2.778421	-9.486753***	-9.441268***	-7.462461***
GDP_OM	1.668547	-2.579022	-2.335497	-6.963509***	-7.191112***	-7.372896***
CPI_OM	2.197557	-2.180274	0.548511	-2.638969***	-3.591239**	-4.149901**

ที่มา : จากการคำนวณ Eviews

หมายเหตุ : * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.10

** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

*** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

1.2. ประเทศโมซัมบิก

การทดสอบความนิ่งของตัวแปร ต้องทำการวิเคราะห์คุณลักษณะความนิ่งของข้อมูลโดยใช้การทดสอบ Augmented Dickey – Fuller Test (ADF) ซึ่งอยู่ภายใต้สมมติฐานที่ว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง (มี Unit Root) และสมมติฐานว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (ไม่มี Unit Root) กับข้อมูลแบบจำลองอุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย

ดังตารางที่ 3 ผลจากการทดสอบ พบว่า ผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศโมซัมบิก(GDP_MZB) อัตราเงินเฟ้อของประเทศโมซัมบิก (CPI_MZB) อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างสกุลเงิน Meticalและบาท (EX_MZB) และราคาข้าวนึ่งของประเทศอินเดีย (PIN_MZB) ลักษณะไม่นิ่งยกเว้นปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปประเทศโมซัมบิก (Q_MZB) และราคาข้าวนึ่งของประเทศไทย (PTH_MZB) มีลักษณะนิ่งภายใต้รูปแบบสมการการทดสอบที่มีค่าคงที่และสมการที่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้ม ดังนั้นจึงต้องทดสอบโดยการแปลงข้อมูลให้อยู่ในรูปผลต่างอันดับที่ 1stDiffrence พบว่า ข้อมูลทุกตัวแปรมีลักษณะนิ่ง ยกเว้นข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศโมซัมบิก (GDP_MZB) อัตราเงินเฟ้อของประเทศโมซัมบิก (CPI_ MZB)

ตารางที่ 3 ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลสำหรับแบบจำลองอุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย ไปยังประเทศโมซัมบิก ด้วยวิธี Augmented Dickey – Fuller Test (ADF)

ตัวแปร	ข้อมูลปกติ (Level)			ผลต่างอันดับ 1 (1stDiffrence)		
	None	Intercept	Intercept& Trend	None	Intercept	Intercept&Trend
Q_ MZB	1.130535	-3.617117***	-6.311389***	-8.387207***	-8.669323***	-8.503883***
GDP_MZB	0.914156	-1.756478	-2.379218	-1.655191*	-1.818573	-2.403218
CPI_ MZB	2.606257	-1.718750	-0.442182	-0.699271	-3.523759**	-3.716030**
EX_ MZB	2.072961	-0.743023	-1.394168	-3.683904***	-3.877640***	-3.903576**
PTH_MZB	0.549639	-4.865462***	-5.859260***	-8.984993***	-8.714388***	-8.984993***
PIN_ MZB	-1.608881	-3.545038**	-3.627780**	-7.354679***	-7.262350***	-7.212277***

ที่มา : จากการคำนวณ Eviews

หมายเหตุ : * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.10

** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

*** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

1.3. ประเทศจอร์แดน

การทดสอบความนิ่งของตัวแปร ต้องทำการวิเคราะห์คุณลักษณะความนิ่งของข้อมูลโดยใช้การทดสอบ Augmented Dickey – Fuller Test (ADF) ซึ่งอยู่ภายใต้สมมติฐานที่ว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง (มี Unit Root) และสมมติฐานว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (ไม่มี Unit Root) กับข้อมูลแบบจำลองอุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย

ดังตารางที่ 4 ผลจากการทดสอบ พบว่า ผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศจอร์แดน (GDP_JO) อัตราเงินเฟ้อของประเทศจอร์แดน (CPI_JO) ราคาข้าวนึ่งของประเทศไทย (PTH_JO) และราคาข้าวนึ่งของประเทศอินเดีย (PIN_JO) ลักษณะไม่นิ่ง ยกเว้นอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างสกุลเงิน จอร์แดนดีนาร์ และบาท (EX_JO) และปริมานการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปประเทศจอร์แดน (Q_JO) มีลักษณะนิ่งภายใต้รูปแบบสมการการทดสอบที่มีค่าคงที่และสมการที่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้ม ดังนั้นจึงต้องทดสอบโดยการแปลงข้อมูลให้อยู่ในรูปผลต่างอันดับที่ 1stDiffrence พบว่าข้อมูลทุกตัวแปรมีลักษณะนิ่ง ยกเว้นข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศจอร์แดน (GDP_JO)

ตารางที่ 4 ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลสำหรับแบบจำลองอุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย ไปยังประเทศจอร์แดน ด้วยวิธี Augmented Dickey – Fuller Test (ADF)

ตัวแปร	ข้อมูลปกติ (Level)			ผลต่างอันดับ 1 (1stDiffrence)		
	None	Intercept	Intercept& Trend	None	Intercept	Intercept& Trend
Q_JO	-0.042272	-5.768606***	-5.729927***	-11.41668***	-11.27134***	-11.12365***
GDP_JO	0.170024	-3.209445**	-4.842350***	-1.557145	-0.862893	-2.556232
CPI_JO	2.573421	-2.228202	-2.025578	-3.186897***	-4.282654***	-4.813643***
EX_JO	0.001108	-7.009234***	-7.125321***	-3.021605***	-2.954316**	-6.069274***
PTH_JO	0.456374	-1.879643	-0.968108	-5.913732***	-5.860891***	-6.209419***
PIN_JO	-0.436412	-2.116257	-2.331857	-8.494065***	-8.400087***	-8.335428***

ที่มา : จากการคำนวณ Eviews

หมายเหตุ : * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.10

** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

*** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

2. แบบจำลองการส่งออกข้าวนึ่ง โดยการทดสอบหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของตัวแปรและการทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปร

2.1 ประเทศโอมาน

ตารางที่ 5 ผลการประมาณแบบจำลองความสัมพันธ์ทางดุลยภาพในระยะยาวและระยะสั้นของประเทศโอมาน

	ระยะยาว	**ระยะสั้น**
ตัวแปร	**ค่าสัมประสิทธิ์**	**ค่าสัมประสิทธิ์**
C	-187.673	-0.303
Q_OM(-1)	0.357*	-
D(Q_OM(-1))	-	0.243
GDP_OM(-1)	6.774**	-
D(GDP_OM(-1))	-	4.453*
CPI_OM(-1)	-8.356*	-
D(CPI_OM(-1))	-	35.071*
EX_OM(-1)	-74.163	-
D(EX_OM(-1))	-	130.944
PTH_OM(-1)	0.132	-
D(PTH_OM(-1))	-	0.246
PIN_OM(-1)	-0.141	-
D(PIN_OM(-1))	-	0.065
ECM_OM(-1)	-	-0.655***
R -squared	0.725	0.428
$\overline{R}$ -squared	0.680	0.314
F -statistic	16.237***	3.746***
AIC	3.566	3.370
SIC	2.672	2.7155
DW test	1.897	2.150

ที่มา : จากการคำนวณ Eviews

หมายเหตุ : * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.10

** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

*** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

จากตารางที่ 5 สามารถอธิบายผลการประมาณสมการความสัมพันธ์ของดุลยภาพในระยะยาว ได้ดังนี้

1) ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศของโอมานมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยังประเทศโอมานอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 5% ทั้งนี้ค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยังประเทศโอมานต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศโอมาน เท่ากับ 6.774 หมายความว่า หากผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศโอมานเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยเพิ่มขึ้นร้อยละ 6.774 ซึ่งจัดได้ว่าข้าวนึ่งจัดเป็นสินค้าปกติสำหรับประชากรประเทศโอมาน ดังนั้นหากมูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศโอมานลดลง อาจมีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยลดลงด้วยเช่นกัน

2) อัตราเงินเฟ้อของประเทศโอมาน มีความสัมพันธ์ตรงกันข้ามกับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยังประเทศโอมานอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 10% ทั้งนี้ค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยังประเทศโอมานต่ออัตราเงินเฟ้อของประเทศโอมาน เท่ากับ-8.356 หมายความว่า หากอัตราเงินเฟ้อของประเทศโอมานเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยลดลงร้อยละ 8.356

สำหรับผลของการทดสอบขบวนการปรับตัวในระยะสั้นแสดงดังตาราง 5 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์การปรับตัวเมื่อเกิดความคลาดเคลื่อนมีค่าเป็น –0.655 หมายความว่า เมื่อเกิดความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าที่เกิดขึ้นจริงและดุลยภาพของปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปประเทศโอมานจะไม่มีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวด้วยตัวเอง ดังนั้นผู้ส่งออกและรัฐบาลควรให้ความติดตามใส่ใจอย่างใกล้ชิดในการดำเนินนโยบายด้านราคาส่งออกเพื่อให้การส่งออกมีเสถียรภาพในระยะยาว

2. ประเทศโมซัมบิก

ตารางที่ 6 ผลการประมาณแบบจำลองความสัมพันธ์ทางดุลยภาพในระยะยาวของประเทศโมซัมบิก

	ระยะยาว	**ระยะสั้น**
ตัวแปร	**ค่าสัมประสิทธิ์**	**ค่าสัมประสิทธิ์**
C	-272.244	0.247
Q_MZB(-1)	0.191	
Q_MZB(-2)	-0.111	
Q_MZB(-3)	0.112	
D(Q_MZB(-1))	-	-0.314
D(Q_MZB(-2))	-	-0.309**
CPI_MZB(-1)	-10.491*	-
D(CPI_ MZB (-1))	-	-18.312
GDP_MZB(-1)	13.491	-
D(GDP_MZB(-1))	-	14.735***
EX_ MZB (-1)	8.898**	-
D(EX_ MZB (-1))	-	-0.242
PTH_ MZB (-1)	-0.482*	-
D(PTH_ MZB (-1))	-	-0.167
PIN_ MZB (-1)	-0.372**	-
D(PIN_ MZB (-1))	-	-0.434***
ECM_ MZB (-1)	-	-0.733***
R -squared	0.657	0.735
$\overline{R}$ -squared	0.562	0.656
F -statistic	6.932***	9.350***
AIC	4.068	3.850
SIC	2.672	2.7155
DW test	2.044	1.654

ที่มา : จากการคำนวณ Eviews

หมายเหตุ : * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.10

** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

*** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

จากตาราง 6 สามารถอธิบายผลการประมาณสมการความสัมพันธ์ของดุลยภาพในระยะยาว ได้ดังนี้

1) ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศของประเทศโมซัมบิก มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยังประเทศโมซัมบิกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 5% ทั้งนี้ค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยังประเทศโมซัมบิกต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศโมซัมบิก เท่ากับ 13.491 หมายความว่า หากผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศโอมานลดลงไปร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยลดลงร้อยละ 13.491 ซึ่งจัดได้ว่าข้าวนึ่งจัดเป็นสินค้าปกติสำหรับประชากรประเทศโมซัมบิก ดังนั้นหากมูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศโมซัมบิกลดลง อาจมีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยลดลงด้วยเช่นกัน

2) อัตราเงินเฟ้อของประเทศโมซัมบิก มีความสัมพันธ์ตรงกันข้ามกับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยังประเทศโมซัมบิกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 10% ทั้งนี้ค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยังประเทศโมซัมบิกต่ออัตราเงินเฟ้อของประเทศโมซัมบิก เท่ากับ -10.491 หมายความว่า หากอัตราเงินเฟ้อของประเทศโอมานเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยลดลงร้อยละ 10.491

3) อัตราแลกเปลี่ยนของประเทศโมซัมบิกระหว่างสกุลเงิน Meticalและบาท มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 5% ทั้งนี้ค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยังประเทศโมซัมบิกต่ออัตราแลกเปลี่ยนของประเทศโมซัมบิก เท่ากับ 8.898 หมายความว่า ถ้าค่าเงินประเทศโมซัมบิก (เทียบกับดอลล่าห์$) อ่อนค่าลงจะทำให้ประเทศโมซัมบิกมีการนำเข้าข้าวนึ่งจากประเทศไทยเพิ่มขึ้นร้อยละ 8.898

4) ราคาส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งไปยังประเทศโมซัมบิกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 10% ทั้งนี้ค่าความยืดหยุ่นของราคาส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยต่อปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยังประเทศโมซัมบิก เท่ากับ -0.482 หมายความว่า หากราคาส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยลดลงร้อยละ1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยังประเทศโมซัมบิกจะเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.482

5) ราคาส่งออกข้าวนึ่งของประเทศอินเดีย มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งไปยังประเทศโมซัมบิกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 5% ทั้งนี้ค่าความยืดหยุ่นของราคาส่งออกข้าวนึ่งของประเทศอินเดียต่อปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยังประเทศโมซัมบิก เท่ากับ -0.372 หมายความว่า หากราคาส่งออกข้าวนึ่งของประเทศอินเดียเพิ่มขึ้นร้อยละ1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยังประเทศโมซัมบิกจะลดลงร้อยละ 0.372

สำหรับผลของการทดสอบขบวนการปรับตัวในระยะสั้นแสดงดังตาราง 6 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์การปรับตัวเมื่อเกิดความคลาดเคลื่อนมีค่าเป็น -0.733 หมายความว่า เมื่อเกิดความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าที่เกิดขึ้นจริงและดุลยภาพของปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปประเทศโมซัมบิกจะไม่มีการปรับตัว

เข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวด้วยตัวเอง ดังนั้นผู้ส่งออกและรัฐบาลควรให้ความติดตามใส่ใจอย่างใกล้ชิดในการดำเนินนโยบายด้านราคาส่งออกเพื่อให้การส่งออกมีเสถียรภาพในระยะยาว

2.3 ประเทศจอร์แดน

ตารางที่ 7 ผลการประมาณแบบจำลองความสัมพันธ์ทางดุลยภาพในระยะยาวของประเทศจอร์แดน

	ระยะยาว	**ระยะสั้น**
ตัวแปร	**ค่าสัมประสิทธิ์**	**ค่าสัมประสิทธิ์**
C	-35.030	0.111
Q_JO(-1)	0.123	
D(Q_ JO(-1))	-	0.109
CPI_ JO(-1)	-0.853	-
D(CPI_ JO(-1))	-	-11.940
GDP_ JO(-1)	1.912	-
D(GDP_ JO(-1))	-	2.516*
EX_ JO(-1)	-17.868	-
D(EX_ JO(-1))	-	56.394
PTH_ JO(-1)	-0.254	-
D(PTH_ JO(-1))	-	2.304*
PIN_ JO(-1)	-0.050	-
D(PIN_ JO(-1))	-	-0.055*
ECM_ JO (-1)	-	-0.865***
R -squared	0.108	0.523
$\overline{R}$ -squared	-0.036	0.428
F -statistic	0.750***	5.487***
AIC	2.060	1.930
SIC	2.672	2.7155
DW test	1.845	1.974

ที่มา : จากการคำนวณ Eviews

หมายเหตุ : * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.10

** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

*** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

จากตารางที่ 7 สามารถอธิบายผลการประมาณสมการความสัมพันธ์ของดุลยภาพในระยะยาว ได้ดังนี้

1) ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศของประเทศจอร์แดนไม่มีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยังประเทศจอร์แดน

2) อัตราเงินเฟ้อของประเทศโมซัมบิก ไม่มีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยังประเทศโมซัมบิก

3) อัตราแลกเปลี่ยนของประเทศโมซัมบิกระหว่างสกุลเงิน ดีนาร์จอร์แดนและบาทไม่มีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย

4) ราคาส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย ไม่มีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งไปยังประเทศโมซัมบิกอย่างมี

5) ราคาส่งออกข้าวนึ่งของประเทศอินเดีย ไม่มีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งไปยังประเทศโมซัมบิก

สำหรับผลของการทดสอบขบวนการปรับตัวในระยะสั้นแสดงดังตารางที่9 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์การปรับตัวเมื่อเกิดความคลาดเคลื่อนมีค่าเป็น-0.865 หมายความว่า เมื่อเกิดความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าที่เกิดขึ้นจริงและดุลยภาพของปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปประเทศจอร์แดนจะไม่มีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวด้วยตัวเอง ดังนั้นผู้ส่งออกและรัฐบาลควรให้ความติดตามใส่ใจอย่างใกล้ชิดในการดำเนินนโยบายด้านราคาส่งออกเพื่อให้การส่งออกมีเสถียรภาพในระยะยาว

สรุปและข้อเสนอแนะ

สรุปผล

จากการทดสอบอุปสงค์การส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทยไปยัง 3 ประเทศ ได้แก่ ประเทศโอมานประเทศโมซัมบิก และประเทศจอร์แดน โดยประกอบด้วยตัวแปรจำนวน 5 ตัวแปร ดังนี้ รายได้ประชาชาติของประเทศ อัตราเงินเฟ้อของประเทศอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศราคาการส่งออกข้าวนึ่งไทย และราคาการส่งออกข้าวนึ่งอินเดีย ซึ่งเป็นประเทศคู่แข่งขันที่สำคัญของไทย โดยการทดสอบหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของ Co-integrationโดยวิธี ARDL และการทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นของตัว โดยประยุกต์ใช้เทคนิค Error Correction Model (ECM)

การทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาว พบว่า

1) ประเทศโอมาน พบว่ารายได้ประชาชาติมีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของไทยในทิศทางเดียวกัน และพบว่าข้าวนึ่งเป็นสินค้าปกติสำหรับประชากรประเทศโอมาน แต่อัตราเงินเฟ้อมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย

2) ประเทศโมซัมบิก พบว่ารายได้ประชาชาติ และอัตราแลกเปลี่ยน มีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของไทยในทิศทางเดียวกัน และพบว่าข้าวนึ่งเป็นสินค้าปกติสำหรับประชากรประเทศโมซัมบิก แต่อัตรา

เงินเฟ้อ ราคาส่งออกข้าวนึ่งของไทย และราคาส่งออกข้าวนึ่งอินเดีย มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย

3) ประเทศจอร์แดนพบว่าไม่มีตัวแปรตัวใดที่มีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งไทย ซึ่งอาจเป็นเพราะปัญหาการเมือง และความไม่สงบทั้งในและนอกประเทศจอร์แดน ซึ่งส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของไทยไม่มีเสถียรภาพ

การทดสอบความสัมพันธ์ในระยะสั้น พบว่าเมื่อเกิดความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าที่เกิดขึ้นจริงและดุลยภาพของปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของไทย จะไม่มีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวด้วยตนเอง

ข้อเสนอแนะ

จากการทดสอบ พบว่าตัวแปรที่มีนัยสำคัญกับปริมาณการส่งออกข้าวนึ่งของประเทศไทย ส่วนใหญ่เป็นตัวแปรภายนอก เช่น อัตราเงินเฟ้อ,ราคาส่งออกข้าวนึ่งของประเทศอินเดีย เป็นต้น ดังนั้นผู้ส่งออกและรัฐบาลควรติดตามผลของนโยบายด้านการส่งออกอย่างใกล้ชิด เนื่องจากตลาดข้าวนึ่งเป็นตลาดที่มีผู้ขายน้อยราย มีผลที่การส่งออกข้าวไทยจะขยายตัวหรือหดตัวนั้นขึ้นอยู่กับนโยบายของคู่แข่งในตลาดด้วย รวมถึงนโยบายภายในของประเทศไทยเอง

เอกสารอ้างอิง

ชาตรี การเดิม.(2553). *การวิเคราะห์อุปสงค์การส่งออกข้าวของไทย*. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต. มหาวิทยาลัยนเรศวร.

ณภัทรธมนต์ แซ่ล้อ.(2556).*การศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อการส่งออกข้าวไทย*. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต, มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

ณักษ์ลภัส รัชนกูล, และศักดิ์สิทธิ์ บุศยพลากร. (2554). *ปัจจัยที่มีผลกระทบต่อดุลยภาพของตลาดส่งออกข้าวไทยไปยังประเทศซาอุดิอาระเบีย*. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต. มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

ดรุณี คาระวานนท์.(2550). *การศึกษาอุปสงค์และศักยภาพการส่งออกข้าวไทยไปยังสาธารณรัฐแอฟริกาใต้*. สารนิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต.มหาวิทยาลัยรามคำแหง

น้ำผึ้ง เทศนา. (2551). *อุปสงค์การส่งออกข้าวไทยในตลาดโลก*. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยรามคำแหง.

นิสรีน เอมวัธนา. (2552*). ศึกษาความสัมพันธ์ของปริมาณการส่งออกข้าวไทยไปยังประเทศคู่ค้าที่สำคัญต่อแนวโน้มปริมาณการส่งออกข้าวไทย*. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต. มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

พัชรินทร์ หินอำคา. (2546). *ปัจจัยที่มีผลกระทบต่อการส่งออกข้าวโพดของประเทศไทยไปประเทศญี่ปุ่น*. สารนิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต. มหาวิทยาลัยรามคำแหง.

พิดา ทูลพันธ์.(2552). *ผลกระทบของอุปสงค์จากตลาดต่างประเทศต่อปริมาณการส่งออกข้าวไทย*. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต, มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

วรรณวิภางค์ มานะโชติพงษ์. (2555). *แบบจำลองทางเศรษฐมิติเพื่อศึกษาอุปสงค์ผลิตภัณฑ์ยางพาราส่งออกไทย*.บทความระดับดำเนินการ. สืบค้น 8 มีนาคม 2559. จาก http://www.tpso.moc.go.th/sites/default/files/1060-img.pdf

วันรักษ์ มิ่งมณีนาคิน. (2551). ทฤษฎีอุปสงค์. ใน *เศรษฐศาสตร์สำหรับบุคคลทั่วไป* (หน้า 25-28). กรุงเทพฯ: มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.

ทีมข่าวเศรษฐกิจ. (2559, 4 สิงหาคม). *ไทยอาจเสียแชมป์การส่งออกข้าว*. แนวหน้า. สืบค้นเมื่อ 10 สิงหาคม 2559. จาก http://m.naewna.com/view/business/228812

หนังสือพิมพ์แนวหน้า. (ม.ป.ป.). *เล็งขยายตลาดข้าวนึ่ง เกษตรฯจ้องนำเข้าจากเพื่อนบ้านส่งโรงสีแปรรูปส่งออก*. สืบค้นเมื่อ 8 มีนาคม 2559, จาก http://www.centrallabthai.com/web/th/main/content.php?page=sub&category=61&id=2250

สมาคมผู้ส่งออกข้าวไทย. (ม.ป.ป.). *ข้าว*. สืบค้นเมื่อ 4 มีนาคม 2559, จาก http://www.thairiceexporters.or.th/rice_profile.htm.

Deparment of South Asian,Middle East and African Affairs. (ม.ป.ป.). *รัฐสุลต่านโอมาน*.สืบค้นเมื่อ 10 สิงหาคม 2559, จาก http://sameaf.mfa.go.th/th/country/middle-east/detail.php?ID=27

Deparment of South Asian,Middle East and African Affairs. (ม.ป.ป.).*สาธารณรัฐโมซัมบิก*. สืบค้นเมื่อ 10 สิงหาคม 2559, จาก http://sameaf.mfa.go.th/th/country/africa/detail.php?ID=48

Deparment of South Asian,Middle East and African Affairs.(ม.ป.ป.).*ราชอาณาจักรฮัชไมต์จอร์แดน*. สืบค้นเมื่อ 10 สิงหาคม 2559, จาก http://sameaf.mfa.go.th/th/country/middle-east/detail.php?ID=36

สำนักนโยบายและยุทธศาสตร์ข้าว กรมการข้าว กระทรวงเกษตรและสหกรณ์. (2555). ยุทธศาสตร์ข้าวไทย ฉบับที่ 2 ปี 2555-2559. สืบค้นเมื่อ 20 พฤจิกายน 2559 จาก http://brps.ricethailand.go.th/images/image/Strategic_Rice_Thailand/2.pdf

กรมการค้าต่างประเทศ กระทรวงพาณิชย์. (2559). พฤติกรรมการบริโภคข้าวทั่วโลก. สืบค้น 5 มีนาคม 2560. จาก http://www.thairiceforlife.com/export/trends