

การวัดระดับอำนาจเหนือตลาดการส่งออกข้าวเหนียวไทย

MEASURING THE DEGREE OF MARKET POWER IN THAI PARBOILED RICE EXPORT

23

ณัฐพงศ์ คชเชื่อน*

ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.กัมปนาท เพ็ญสุภา***

ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.อิทธิพงศ์ มหานครเศรษฐ์***

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ในการวิจัยครั้งนี้ เพื่อศึกษาอำนาจเหนือตลาดของการส่งออกข้าวเหนียวไทย โดยทำการประมาณค่าอุปสงค์ผกผันในแบบจำลองด้วยวิธีประมาณค่าตัวแปรเครื่องมือ (Instrumental Variables) เพื่อศึกษาอำนาจเหนือตลาด (Lerner Index) ในประเทศปลายทาง 4 ประเทศ ได้แก่ ไนจีเรีย ซาอุดีอาระเบีย เบนิน และเยเมน โดยใช้ข้อมูลหัตถุณภูมิรายไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2541 – ไตรมาสที่ 4 ปี 2556 ผลการศึกษา พบว่า ไทยมีอำนาจเหนือตลาดส่งออกข้าวเหนียวเพียงประเทศเดียว ซึ่งนั่นก็คือ ประเทศเบนิน แต่มีอำนาจเหนือตลาดค่อนข้างต่ำ ค่าสัมประสิทธิ์อำนาจเหนือตลาดเท่ากับ 0.025 แสดงให้ทราบว่าไทยสามารถกำหนดปริมาณการส่งออกและปรับราคาขายข้าวเหนียวในเบนินได้เล็กน้อย เพราะเมื่อไทยปรับลดปริมาณส่งออกข้าวเหนียวลงร้อยละ 1 ราคาส่งออกข้าวเหนียวจะปรับตัวขึ้นสูงร้อยละ 0.025 ส่วนในอีก 3 ประเทศ ซึ่งได้แก่ ไนจีเรีย ซาอุดีอาระเบีย และเยเมน พบว่าไทยไม่มีอำนาจเหนือตลาดในประเทศดังกล่าว ข้อเสนอแนะที่ได้จากการศึกษา คือ รัฐควรบริหารจัดการด้านต้นทุนการผลิต เพราะจะทำให้มีความได้เปรียบในการส่งออกข้าวเหนียวไปยังแอฟริกา นอกจากนี้รัฐควรส่งเสริมหรือผลักดันให้มีการส่งออกข้าวเหนียวในภูมิภาคแอฟริกาให้มากกว่านี้

ABSTRACT

The main objectives of this study are to analyze the market power of exporting parboiled rice of Thailand and to study market power (Lerner Index) in four destination countries including Nigeria, Saudi Arabia, Benin and Yemen. Estimation of inverse demand and instrumental variables were used as analytical tools in this study. Secondary data on a quarterly basis since 1998 – 2013 were used in this study. The empirical results found that Thai parboiled rice exporters dominating the market only one country; Benin. However, this country dominated market relatively low. The coefficient market power of 0.025 indicates that Thailand can set a little export volumes and selling prices of rice in Benin. This is because when Thailand reduces rice export volume 1 percent it results in higher price of rice 0.025 percent. However, there was no market power in Nigeria, Saudi Arabia and Yemen. From this study, the government should be encouraged stakeholder in parboiled rice supply chain to reduction its cost particularly who exported to Africa. In addition, the state should be promoted or impeded to export parboiled rice in the Africa.

* นักศึกษาระดับบัณฑิตศึกษา สาขาวิชาเศรษฐศาสตร์เกษตรและทรัพยากร มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

** คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

บทนำ

ข้าวเป็นพืชเศรษฐกิจที่สำคัญของประเทศทั้งนี้เพราะนอกจากจะเป็นพืชอาหารหลักประชาชาติแล้ว ยังเป็นสินค้าเกษตรที่ส่งออกที่สำคัญของประเทศ การผลิต การบริโภคการค้าข้าวส่วนใหญ่จึงกระจุกตัวอยู่ในทวีปเอเชีย โดยเฉพาะเป็นทวีปหนึ่งที่ปลูกข้าวได้มากถึงร้อยละ 90 โดยมีจีนและอินเดียเป็นแหล่งที่มีการผลิตข้าวมากที่สุด ผลิตได้มากกว่าร้อยละ 50 ซึ่งส่วนใหญ่เป็นการบริโภคภายในประเทศ

ผลผลิตข้าวของไทยส่วนใหญ่ใช้บริโภคภายในประเทศคิดเป็นประมาณร้อยละ 50 ของผลผลิตข้าวในแต่ละปี ส่วนที่เหลือส่งออกไปจำหน่ายยังต่างประเทศ ซึ่งมีประเทศผู้นำเข้าจากประเทศไทยอยู่เกือบทุกภูมิภาคของโลก ตลาดส่งออกข้าวสำคัญของไทยอยู่ในแถบภูมิภาคเอเชีย อเมริกา และแอฟริกา ซึ่งประเทศไทยครองความเป็นอันดับหนึ่งในการส่งออกข้าวไปเลี้ยงประชากรเกือบทั่วโลก จากปริมาณการส่งออกข้าวสาร 3 ล้านตันใน พ.ศ. 2522 เพิ่มขึ้นประมาณ 10 ล้านตันใน พ.ศ. 2553 และลดลงเหลือ 7 ล้านตันใน พ.ศ. 2554 ในขณะที่พื้นที่เพาะปลูกและผลผลิตก็เพิ่มสูงขึ้น แสดงให้เห็นถึงศักยภาพในการแข่งขันทั้งด้านการผลิตและการตลาดของประเทศไทยว่าเหนือกว่าหลายประเทศที่เป็นคู่แข่งสำคัญ เช่น อินเดีย สหรัฐอเมริกา กัมพูชาและเวียดนาม

ประเทศไทยสามารถส่งออกข้าวได้มากเป็นอันดับหนึ่งของโลกต่อเนื่องมาจนถึงปี 2553/2554 แต่ปริมาณการส่งออกข้าวลดลงในปีการผลิต 2554/2555 ซึ่งส่งผลให้แนวโน้มในการส่งออกลดลงอย่างเห็นได้ชัด จะเห็นได้ว่าประเทศไทยเป็นประเทศไทยเป็นประเทศที่ส่งออกข้าวมากที่สุดมาโดยตลอด โดยเฉพาะปีการผลิต 2553/2554 ซึ่งเป็นช่วงที่รัฐบาลดำเนินนโยบายประกันราคาข้าว มีปริมาณการส่งออกข้าวมากถึง 10.65 ล้านตัน ต่อมาปีการผลิต 2554/2555 รัฐบาลได้ดำเนินนโยบายการรับจำนำข้าวโดยไม่จำกัดจำนวน และด้วยราคาที่สูงกว่าระดับราคาตลาดโลก ส่งผลให้ปริมาณและมูลค่าการส่งออกลดลงและสูญเสียตำแหน่งประเทศที่ส่งออกข้าวโลกให้กับประเทศอินเดียที่มีปริมาณการส่งออกประมาณ 10.25 ล้านตัน

ส่วนอินเดียได้หวนกลับมาเข้ามาในตลาดส่งออกข้าวโดยยกเลิกการจำกัดการส่งออกตั้งแต่ปี 2551 และการได้เปรียบทางด้านพื้นที่การเพาะปลูกซึ่งมีผลต่ออุปทานการส่งออกอินเดียเริ่มสามารถส่งออกข้าวได้มากขึ้นเรื่อยๆ พร้อมกับกดดันราคาโลกให้ลดลงจนสามารถครองส่วนแบ่งการตลาดส่งออกข้าวและเป็นผู้ส่งออกข้าวลำดับที่ 1 ตั้งแต่ปี 2554/2555 ที่สามารถผลิตข้าวได้ประมาณ 103.41 ล้านตันโดยส่วนแบ่งในตลาดข้าวส่วนใหญ่จะเป็นข้าวหนึ่งและข้าวพรีเมียมอย่างข้าวบาสมาดิ ซึ่งข้าวพรีเมียมอย่างข้าวบาสมาดิเริ่มเป็นที่ต้องการของตลาดเป็นอย่างมาก และด้วยราคาที่แตกต่างกันเพียงเล็กน้อยและยังมีผลกระทบในเชิงลบจากการที่ภาครัฐยังคงมีสต็อกข้าวในปริมาณมาก และมีการระบายอยู่อย่างต่อเนื่อง ทำให้คู่ค้าสำคัญในตลาดขาดความเชื่อมั่นในเรื่องคุณภาพ การปนเปื้อน ประกอบกับตลาดจะเป็นของผู้ซื้อหรือคู่ค้าสำคัญ เพราะอุปทานในตลาดมีมากทำให้ตลาดมีทางเลือกมากขึ้นและเป็นการยากที่ไทยจะสร้างอำนาจเหนือตลาดข้าวพรีเมียมขึ้นมาได้ ได้ (Mahanaseth and W. Tauer, 2014) ตลาดหลักของข้าวบาสมาดิจะเป็นตะวันออกกลาง เช่น ซาอุดีอาระเบีย อิรัก อิหร่าน และคูเวต ส่วนข้าวหนึ่งจะเป็นตลาดข้าวแถบแอฟริกา เช่น เบนิน แอฟริกาใต้ แคมารูน และไอวอรี โคสต์ เป็นชนิดข้าวที่ไทยส่งออกมากเป็นร้อยละ 30 ของปริมาณส่งออกข้าวรวมทั้งหมดและมีมูลค่าการส่งออกที่สูงถึง 41,000 บาท ในปีการผลิต 2556/2557 จึงเป็นน่าสังเกตว่าข้าวหนึ่งไทยอาจจะมีอำนาจเหนือตลาดกว่าคู่แข่งสำคัญอย่างอินเดียและเวียดนาม

ผลมาจากการภาครัฐดำเนินนโยบายจำนำข้าวทำให้ส่วนต่างระหว่างราคาข้าวหนึ่งในปี 2556 ข้าวหนึ่งไทยราคา 560 เหยียสหรัฐ ขณะที่ข้าวหนึ่งอินเดียราคา 419 เหยียสหรัฐ แต่แนวโน้มราคาในปีการผลิต 2556/2557 จะลดลงเพราะรัฐเร่งดำเนินการในการระบายสต็อกข้าว อาจส่งผลให้ราคาข้าวของไทยมีแนวโน้มอ่อนตัวลงอยู่ในระดับที่สามารถแข่งขันกับคู่แข่งได้ อาจทำให้สัดส่วนการส่งออกข้าวหนึ่งของไทยเพิ่มขึ้นเป็นร้อยละ 55 ของการส่งออกข้าวโดยรวมของไทย แต่ทั้งนี้คู่แข่งสำคัญอย่างอินเดียยังคงครองส่วนแบ่งการตลาดสำคัญในหลายประเทศทั้งตะวันออกกลางและแอฟริกา

ในอดีตที่ผ่านมายังไม่มีการวิจัยและงานศึกษาเชิงประจักษ์เกี่ยวกับการวัดระดับการแข่งขันในตลาดส่งออกข้าวหนึ่งไทยมาก่อน ส่วนใหญ่จะพบว่างานวิจัยต่างประเทศที่ได้ศึกษาอำนาจเหนือตลาดเกี่ยวกับอุตสาหกรรมอาหารและการเกษตร เช่น Goldberg and Knetter (1999) ที่ศึกษาอำนาจเหนือตลาดของการส่งออกเบียร์และกระดาษ Glauben and Loy (2002) ศึกษาอำนาจเหนือตลาดอุตสาหกรรมอาหารและเครื่องดื่มของเยอรมัน แต่มีงานวิจัยของไทยได้ที่ศึกษาเกี่ยวกับการวัดระดับการแข่งขันข้าวในตลาดส่งออกไทยและการวิเคราะห์แนวโน้มอุปสงค์ข้าวไทยโดยใช้วิธีทางเศรษฐมิติ จะปรากฏในงานวิจัยของ Mahanaseth and W. Tauer (2014) ผลจากการศึกษาแสดงให้เห็นว่าไทยไม่มีอำนาจเหนือตลาดในการกำหนดราคาข้าวเกือบทุกชนิดในตลาด จะมีเพียงแต่ข้าวหนึ่งเท่านั้นที่ไทยมีอำนาจและคู่แข่งที่สำคัญคืออินเดียที่สามารถส่งออกข้าวหนึ่งได้มากกว่าและราคาที่ต่ำกว่าข้าวหนึ่งไทยมาก แต่การศึกษายังไม่ให้ความสำคัญกับข้าวหนึ่งพอสมควร ดังนั้นการศึกษาในครั้งนี้จะมุ่งเน้นการศึกษาวัดระดับการแข่งขันข้าวหนึ่งในตลาดส่งออกไทย เพื่อนำผลการศึกษาที่ได้จากการวิเคราะห์มาช่วยวางนโยบายในการส่งออกต่อไป

ความมุ่งหมายของการวิจัย

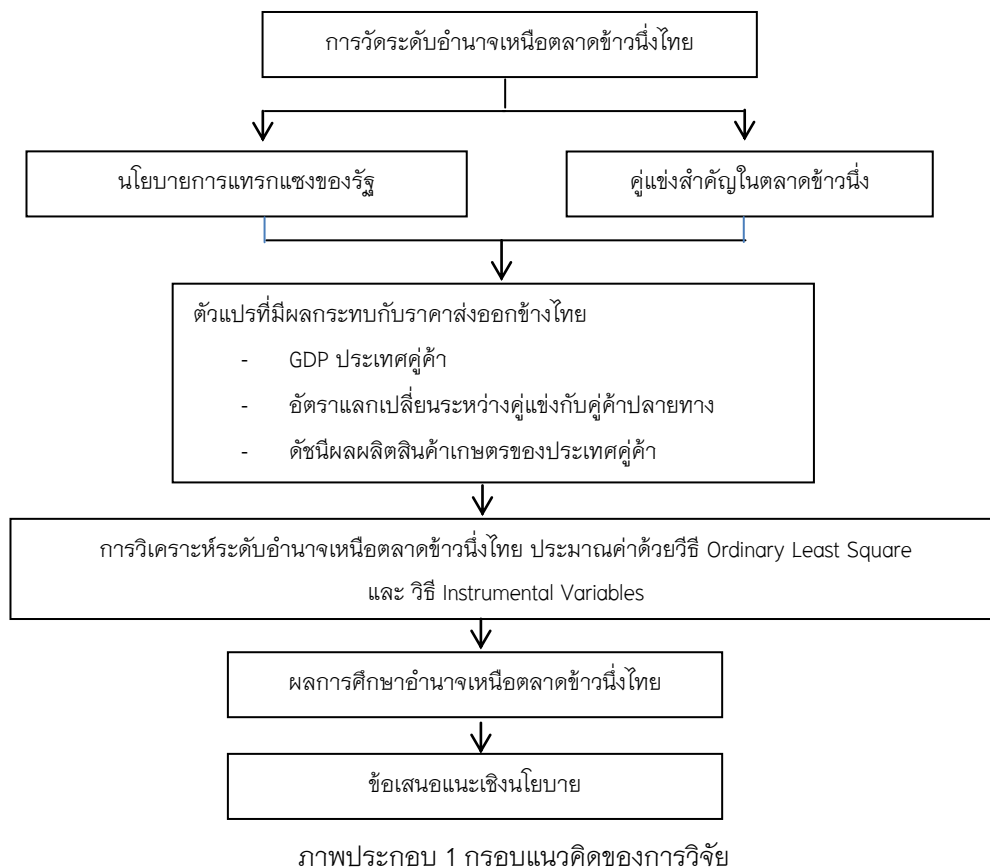
1. เพื่อศึกษาสภาพทั่วไปของตลาดข้าวหนึ่งไทยในตลาดสำคัญ
2. เพื่อวัดระดับอำนาจเหนือตลาดในการส่งออกข้าวหนึ่งของไทย

ขอบเขตการศึกษา

การศึกษานี้จะใช้ข้อมูลรายปีแบบอนุกรมเวลารายไตรมาสของประเทศคู่ค้าสำคัญที่นำเข้าข้าวหนึ่งรายสำคัญ 4 ประเทศ คือ แคนาดา เม็กซิโก ไนจีเรีย ซาอุดีอาระเบีย เยเมน และเบนิิน ครอบคลุมตั้งแต่ไตรมาสแรก พ.ศ. 2541 ไปจนถึงไตรมาสที่ 4 ของ พ.ศ. 2556

กรอบแนวคิดในการวิจัย

ในการศึกษานี้ ผู้วิจัยได้ทำการศึกษาวัดระดับอำนาจเหนือตลาดข้าวหนึ่งในประเทศคู่ค้าสำคัญ ด้วยแบบจำลองอุปสงค์คงเหลือ โดยกำหนดให้อยู่ในรูปสมการชัดแจ้ง (Implicit Function) ทำการประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square) และวิธีการประมาณค่าตัวแปรเครื่องมือ (Instrumental Variables)



วิธีดำเนินการวิจัย

1. การเก็บรวบรวมข้อมูล

สำหรับข้อมูลที่ใช้ศึกษาในครั้งนี้ใช้ข้อมูลทุติยภูมิจากหน่วยงานต่างๆ เช่น ศูนย์สถิติการพาณิชย์ กรมการค้าต่างประเทศ กระทรวงการคลัง สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรสำนักงานเศรษฐกิจการคลัง คณะกรรมการนโยบายและมาตรการช่วยเหลือเกษตรกร สมาคมผู้ส่งออกข้าวไทย องค์การการค้าเพื่อการเกษตร องค์การคลังสินค้า กรมการค้าข้าว กรมวิชาการเกษตร ข้อมูลจาก Trading Economics ฐานข้อมูล Global Trade Information Services ฐานข้อมูล CEIC Data และวิทยานิพนธ์ งานวิจัยที่เกี่ยวข้องเพื่อใช้ในการประกอบการศึกษา

2. วิธีการวิเคราะห์ข้อมูล

จะทำการวัดระดับการแข่งขันโดยการประมาณค่าอุปสงค์เพื่อวัดระดับการแข่งขันในตลาดส่งออกข้าวหนึ่ง ไปยังประเทศปลายทาง 4 ประเทศคือ ไนจีเรีย เบนิน ชาอูดีอาระเบีย และเยเมน ซึ่งเป็นประเทศคู่ค้าสำคัญและมีปริมาณการนำเข้าข้าวหนึ่งอย่างสม่ำเสมอ โดยอาศัยการประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square) และวิธีการประมาณค่าตัวแปรเครื่องมือ (Instrumental Variables Regression) ทั้ง 4 สมการ

3. แบบจำลองและตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา

แบบจำลองการวัดอำนาจเหนือตลาดข้าวหนึ่งของไทย กำหนดสมการให้อยู่ในรูป natural logarithm ได้ดังนี้

$$\ln P_{m,t}^x = \beta_{0m} + \beta_{1m} \ln Q_{m,t}^x + \beta_{2m} \ln GDP_{m,t} + \beta_{3m} \ln EXRM_{id,t} + \beta_{4m} \ln APPI_{m,t} + \varepsilon_{m,t}$$

กำหนดให้

$\ln P_{m,t}^x$	คือ ราคาส่งออกข้าวหนึ่งไปประเทศปลายทางในรูปสกุลเงินปลายทาง
$\ln Q_{m,t}^x$	คือ ปริมาณส่งออกข้าวหนึ่งไปประเทศปลายทาง
$\ln GDP_{m,t}$	คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริงของประเทศปลายทาง
$\ln EXRM_{id,t}$	คือ อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินสกุลเงินปลายทาง กับเงิน รูปี (INR) ประเทศอินเดีย
$\ln APPI_{m,t}$	คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคสินค้าเกษตรกรรมของประเทศปลายทาง

และตัวแปรเครื่องมือ Instrumental variable เป็นตัวแปรที่ไม่มีอิทธิพลต่อตัวแปรอื่นๆ แต่มีอิทธิพลต่อ Endogenous variable หรือตัวแปรทางด้านขวามือ แต่ไม่ถูกรวมเข้าไปในสมการ

$\ln EXEM_{th,t}$	คือ อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างสกุลเงินประเทศปลายทางกับเงิน บาทประเทศไทย
$\ln WAGE_{th,t}$	คือ ค่าจ้างแรงงานเฉลี่ยภาคเกษตรกรรมของไทย (บาท)

สรุปผลการวิจัย

ผู้วิจัยแบ่งการอธิบายผลการวิจัย ออกเป็น 4 ขั้นตอน ดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 ประเมินค่าอำนาจเหนือตลาดข้าวหนึ่งในประเทศคู่ค้าหลัก 4 ประเทศ ได้แก่ ไนจีเรีย ซาอุดีอาระเบีย เบนินและเยเมน โดยทำการประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares) ใน 3 ประเทศ คือ ไนจีเรีย ซาอุดีอาระเบีย และเบนิน เพราะจากการทดสอบทั้ง Wu – Hausman test และการทดสอบ Sargan Test เพื่อทดสอบว่าตัวแปรเครื่องมือมีความสัมพันธ์กับ Error Term หรือไม่ จากการทดสอบพบว่าค่า p – value ทั้ง 2 วิธีมีค่ามากกว่านัยสำคัญที่ตั้งไว้คือ 0.05 นั้นแสดงว่า ไม่พบว่าเกิดปัญหา Endogeneity Bias หรือตัวแปรขวามือไม่มีความสัมพันธ์กับ Error Term และตัวแปรเครื่องมือ $\ln EXEM_{th,t}$ และ $\ln WAGE_{th,t}$ ที่มีความสัมพันธ์กับ $\ln Q_{m,t}^x$ กันค่อนข้างสูงนั้นมีความเหมาะสมคือไม่มีความสัมพันธ์กับ Error Term ส่วนประเทศเยเมนจะทำการวิธีประมาณค่าตัวแปรเครื่องมือ (Instrumental variables regression) เพราะว่าเกิดปัญหา Endogeneity Bias หรือตัวแปรขวามือมีความสัมพันธ์กับ Error Term เพราะค่า Wu – Hausman Statistic มีค่าสูง และ p – value มีค่าน้อยกว่านัยสำคัญที่ตั้งไว้คือ 0.05 จึงทำการประมาณค่าทั้ง 2 วิธี ณ ระดับ Level ก่อนการทดสอบการมีเสถียรภาพของข้อมูล (Unit Root Test)

ตาราง 1 ผลการวิเคราะห์อำนาจเหนือตลาดส่งออกข้าวหนึ่งไทยด้วยวิธีประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (OLS) และวิธีประมาณค่าตัวแปรเครื่องมือ (IV) ณ ระดับ Level

Variables	OLS			IV
	Nigeria	SAU	Benin	Yemen
Cons.	-0.473 (4.248)	-10.535*** (3.748)	5669.708 (6851.761)	7.146 (9.318)
$\ln Q_{m,t}^x$	-0.012 (0.016)	-0.020 (0.016)	0.000 (0.002)	-0.353** (0.141)
$\ln GDP_{m,t}$	0.329 (0.267)	1.349*** (0.312)	-12.384 (18.222)	-0.160 (0.763)

ตาราง 1 (ต่อ)

Variables	OLS			IV
	Nigeria	SAU	Benin	Yemen
$\ln EXRM_{id,t}$	12.532*** (3.675)	0.003 (0.051)	17833.440 (26767.390)	-0.347 (0.580)
$\ln APPI_{m,t}$	- -	- -	32.559* (17.448)	1.193*** (0.151)
AR(1)	0.890*** (0.069)	0.759*** (0.087)	0.714*** (0.109)	- -
Wu – Hausman Test	-	-	-	14.1084*** (p = 0.000)
Sargan test	-	-	-	2.14284 (p = 0.143)
R ²	0.940	0.884	0.852	0.773
DW	1.555	2.235	2.267	1.898
obs	59	63	54	60

หมายเหตุ: * ** และ *** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.90 0.95 และ 0.99 ตามลำดับ

ตัวเลขที่แสดงภายในวงเล็บ คือ ค่าคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Std. Err.)

ตาราง 1 แสดงถึงผลการทดสอบอำนาจเหนือตลาดทั้ง 4 ประเทศ การประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square) ใน 3 ประเทศไม่ว่าจะเป็น ไนจีเรีย ซาอุดีอาระเบีย และเบนินพบว่าเกิดปัญหาตัวแปรทางขวามีความสัมพันธ์กันเอง (Multicollinearity) ในสมการของไนจีเรียและซาอุดีอาระเบีย จึงได้ทำการตัดตัวแปรที่เป็นปัญหาออกซึ่งนั่นก็คือ $\ln APPI_{m,t}$ ออก นอกจากนั้นยังพบว่าทั้ง 3 สมการนั้นมีปัญหาความสัมพันธ์ระหว่างความคลาดเคลื่อน (Autocorrelation) จากการทดสอบด้วย Breusch–Godfrey test จึงได้ทำการแก้ปัญหาโดยการเพิ่มค่า AR(1) เข้าไปในสมการเพื่อแก้ปัญหาสัมพันธ์ (Autocorrelation) จากนั้นทำการตรวจสอบปัญหา Heteroscedasticity ด้วย White's test ไม่พบพบว่าไม่มีปัญหาค่าแปรปรวนของค่าคลาดเคลื่อนไม่คงที่ แสดงว่าแบบจำลองนี้มีคุณสมบัติเป็น (Homoskedasticity) เพราะค่า Probability ที่ทดสอบได้มีค่ามากกว่านัยสำคัญทุกระดับ ในขณะที่การประมาณค่าอำนาจเหนือตลาดด้วยวิธีการประมาณค่าด้วยตัวแปรเครื่องมือ (Instrument Variables Regression) กรณีของประเทศเยเมนนั้นได้ทำการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างความคลาดเคลื่อน (Autocorrelation) จากการทดสอบด้วยวิธี Cumby–Huizinga test (Cumby and Huizinga, 1992) ไม่พบว่ามีปัญหาความสัมพันธ์ของตัวคลาดเคลื่อน (Autocorrelation) และทำการทดสอบปัญหาความไม่คงที่ของของแปรคลาดเคลื่อน (Heteroskedasticity) ด้วยวิธี Pagan–Hall general test (Pagan and Hall, 1983) พบว่า ไม่สามารถปฏิเสธหลักที่ว่าแบบจำลองมีคุณสมบัติ Homoskedastic

เมื่อพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์อำนาจเหนือตลาด พบว่าทั้ง 4 สมการมีเครื่องหมายเป็นลบตามที่ได้คาดการณ์ไว้ และพบว่ามีความสำคัญเพียงประเทศเดียว ซึ่งนั่นก็คือเยเมน มีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -0.353 นั้นแสดงให้เห็นว่าเมื่อไทยลดปริมาณการส่งออกข้าวหนึ่งร้อยละ 1 จะมีผลให้ราคาข้าวหนึ่งส่งออกเยเมนเพิ่มสูงขึ้นร้อยละ 0.353 ในขณะที่ตัวแปรอื่นๆ เช่น ผลิตรถยนต์ มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริงของประเทศปลายทาง พบว่าในแบบจำลองของประเทศไนจีเรียและเยเมน มีเครื่องหมายหน้า

สัมประสิทธิ์เป็นลบซึ่งขัดแย้งกับสมมติฐานที่ตั้งไว้ แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ประเทศซาอุดีอาระเบีย ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 0.05 แสดงให้เห็นว่าข้าวหนึ่งเป็นสินค้าจำเป็น (Normal Goods) มีความยืดหยุ่นต่อรายได้ค่อนข้างสูง ส่วนตัวแปรดัชนีราคาผู้ผลิตสินค้าเกษตรกรรมของประเทศปลายทางของทั้งเบนิินและเยเมน มีเครื่องหมายบวกเป็นไปตามที่คาดไว้และพบว่ามีนัยสำคัญทางสถิติร้อยละ 0.90 และ 0.99 ตามลำดับ บ่งชี้ได้ว่าเมื่อต้นทุนการผลิตข้าวหรือผลิดอาหารภายในประเทศสูงขึ้น ทั้งเบนิินและเยเมนจะหันมานำเข้าข้าวหนึ่งจากไทยมากขึ้นส่งผลให้ราคาข้าวหนึ่งไทยปรับตัวสูงขึ้นตามไปด้วย

ขั้นตอนที่ 2 ทำการทดสอบการทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root Test) โดยใช้วิธี Dickey and Fuller ที่เสนอโดย Dickey and Fuller 1979 และ 1981 เนื่องจากเป็นวิธีที่ได้รับการยอมรับและเป็นที่ยอมรับอย่างแพร่หลายในการศึกษาความนิ่งของข้อมูลอนุกรมเวลา และหากผลการทดสอบที่ได้แสดงให้เห็นว่าข้อมูลมีความไม่นิ่ง นั่นคือ ชุดของข้อมูลเหล่านี้มีการเคลื่อนไหวไปตามแนวโน้มที่เพิ่มขึ้นตามกาลเวลา (Time Trend) และความแปรปรวนวิ่งห่างออกจากเดิมไปเรื่อยๆตามแนวโน้มของระยะเวลาที่เพิ่มขึ้น ดังนั้นเพื่อให้การประมาณค่ามีความถูกต้องน่าเชื่อถือ ข้อมูลเหล่านี้จะถูกนำมาปรับให้นิ่งโดยการทำผลต่างลำดับที่ 1 (First Difference) หรือลำดับที่สูงขึ้น คือ ผลต่างลำดับที่ 2 (Second Difference) ไปจนกว่าข้อมูลจะมีความนิ่ง แล้วจึงนำไปใช้ในการประมาณค่าในแบบจำลองต่อไป เนื่องจากในปัจจุบันเป็นที่ยอมรับกันอย่างกว้างขวางว่าการใช้ข้อมูลที่มีความไม่นิ่ง ไปใช้ประมาณค่าในแบบจำลองต่างๆ อาจส่งผลให้เกิดปรากฏการณ์ของความสัมพันธ์ปลอม (Spurious Regression)

ตาราง 2 ผลการทดสอบ Unit Root ตัวแปรของที่ใช้ในการศึกษา ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 %

Variable	ADF test	Lag	ADF t-stat	Prob.	critical values*
$\ln Q_{ni,t}^x$	Level	0	-5.402	0.016**	-2.908
$\ln Q_{sau,t}^x$	Level	0	-5.965	0.000**	-2.908
$\ln Q_{be,t}^x$	Level	0	-10.825	0.017**	-2.909
$\ln Q_{ye,t}^x$	Level	0	-7.915	0.000**	-2.908
$\ln PX_{ni,t}$	1 st Difference	0	-6.565	0.000**	-2.908
$\ln EXRNI_{id,t}$	1 st Difference	0	-6.720	0.000**	-2.909
$\ln PX_{sau,t}$	1 st Difference	0	-10.326	0.000**	-2.909
$\ln EXRSAU_{id,t}$	1 st Difference	3	-4.887	0.000**	-2.912
$\ln PX_{be,t}$	1 st Difference	0	-9.795	0.000**	-2.910
$\ln EXRBE_{id,t}$	1 st Difference	0	-8.820	0.000**	-2.909
$\ln PX_{ye,t}$	1 st Difference	0	-7.902	0.000**	-2.909
$\ln GDP_{ye,t}$	1 st Difference	0	-8.323	0.000**	-2.909
$\ln EXRYE_{id,t}$	1 st Difference	0	-6.344	0.000**	-2.909
$\ln EXRSAU_{th,t}$	1 st Difference	0	-9.152	0.000**	-2.909
$\ln EXRBE_{th,t}$	1 st Difference	0	-8.781	0.000**	-2.909
$\ln EXRYE_{th,t}$	1 st Difference	0	-9.303	0.000**	-2.909
$\ln WAGE_{th,t}$	1 st Difference	0	-12.617	0.000**	-2.921

ตาราง 2

Variable	ADF test	Lag	ADF t-stat	Prob.	critical values*
$\ln GDP_{ni,t}$	2 nd Difference	2	-13.083	0.000**	-2.912
$\ln APPI_{ni,t}$	2 nd Difference	10	-6.598	0.000**	-2.916
$\ln GDP_{sau,t}$	2 nd Difference	2	-20.117	0.000**	-2.912
$\ln APPI_{sau,t}$	2 nd Difference	2	-13.010	0.000**	-2.916
$\ln GDP_{be,t}$	2 nd Difference	2	-49.483	0.000**	-2.912
$\ln APPI_{be,t}$	2 nd Difference	2	-15.668	0.000**	-2.920
$\ln APPI_{ye,t}$	2 nd Difference	2	-18.107	0.000**	-2.916

หมายเหตุ: * ปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

$$H_0 : \theta = 0 \quad \text{Non-Stationary}$$

$$H_1 : \theta < 0 \quad \text{Stationary}$$

ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Stationary test) ของตัวแปรทั้งหมดจาก 4 ประเทศและตัวแปรเครื่องมือที่ใช้ในการศึกษา แสดงในตารางที่ 2 พบว่า ตัวแปรที่ใช้ในการศึกษามีเพียง 4 ตัวแปรที่มีคุณสมบัติ Stationary at Level หรือ I(0) คือ $\ln Q_{ye,t}^x$, $\ln Q_{ni,t}^x$, $\ln Q_{be,t}^x$, $\ln Q_{sau,t}^x$ ที่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) เนื่องจากค่า ADF Statistic มีค่ามากกว่า Critical Value ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 ในขณะที่ตัวแปรอื่นๆนั้น มีคุณสมบัติ Non-stationary ดังนั้น ในการศึกษาจึงได้ทำ First Difference จากนั้นทดสอบ Stationary อีกครั้งหนึ่ง ผลการศึกษาพบว่าตัวแปรที่ใช้ในการศึกษามีคุณสมบัติ Stationary at First Difference หรือ I(1) จำนวน 13 ตัวแปร คือ $\ln PX_{ye,t}$, $\ln GDP_{ye,t}$, $\ln EXRYE_{id,t}$, $\ln PX_{ni,t}$, $\ln EXRNI_{id,t}$, $\ln PX_{sau,t}$, $\ln EXRSAU_{id,t}$, $\ln PX_{be,t}$, $\ln EXRBE_{id,t}$, $\ln EXRSAU_{th,t}$, $\ln EXRBE_{th,t}$, $\ln EXRYE_{th,t}$, $\ln WAGE_{th,t}$ สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) เนื่องจากค่า ADF Statistic มีค่ามากกว่า Critical Value ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และในส่วนอีก 7 ตัวแปรพบว่า มีคุณสมบัติเป็น Stationary at Second Difference หรือ I(2) ได้แก่ $\ln APPI_{ye,t}$, $\ln GDP_{ni,t}$, $\ln APPI_{ni,t}$, $\ln GDP_{sau,t}$, $\ln APPI_{sau,t}$, $\ln GDP_{be,t}$ และ $\ln APPI_{be,t}$ ที่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) และค่า ADF Statistic มีค่ามากกว่า Critical Value ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

ขั้นตอนที่ 3 ประเมินค่าอำนาจเหนือตลาดข้าวหนึ่งในประเทศคู่ค้าหลัก 4 ประเทศ ได้แก่ ไนจีเรีย ซาอุดีอาระเบีย เบนิน และเยเมน หลังจากการแปลงค่า Differencing หรือการทำผลต่างอันดับที่ 1 และอันดับที่ 2 โดยทำการประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares) เพราะจากการทดสอบทั้งวิธี Wu – Hausman test และการทดสอบ Sargan test เพื่อทดสอบว่าตัวแปรเครื่องมือมีความสัมพันธ์กับ Error Term หรือไม่ จากการทดสอบพบว่าค่า p – value ทั้ง 2 วิธีมีค่ามากกว่านัยสำคัญที่ตั้งไว้คือ 0.05 นั้นแสดงว่า ไม่พบว่าเกิดปัญหา Endogeneity Bias หรือตัวแปรเครื่องมือไม่มีความสัมพันธ์กับ Error Term และตัวแปรเครื่องมือและที่มีความสัมพันธ์กับ $\ln Q_{m,t}^x$ กันค่อนข้างสูงนั้นมีความเหมาะสมคือไม่มีความสัมพันธ์กับ Error Term

ตาราง 3 ผลการประมาณค่าอำนาจเหนือตลาดส่งออกข้าวหนึ่งไทยหลังจากการแปลงค่า Differencing ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares)

Variables	ไนจีเรีย	ชาดูดีอาระเบีย	เบนิน	เยเมน
Cons.	0.088 (0.284)	0.231 (0.192)	0.003 (0.047)	0.461 (0.292)
$\ln Q_{m,t}^x$	-0.007 (0.023)	-0.026 (0.022)	-0.025*** (0.013)	-0.041 (0.028)
$\Delta \ln GDP_{m,t}$	- -	- -	- -	0.245 (0.534)
$\Delta^2 \ln GDP_{m,t}$	0.354 (0.301)	0.039 (0.345)	-1.202* (0.590)	- -
$\Delta \ln EXRID_{m,t}$	-0.890*** (0.090)	-0.586 (0.583)	-1.264*** (0.330)	-1.164*** (0.327)
$\Delta^2 \ln APPI_{m,t}$	0.252 (0.311)	0.045 (0.484)	1.355** (0.527)	0.285** (0.129)
R ²	0.651	0.062	0.405	0.461
DW	1.773	2.387	1.672	1.799
R ²	0.651	0.062	0.405	0.461

หมายเหตุ: * ** และ *** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.90 0.95 และ 0.99 ตามลำดับ

ตัวเลขที่แสดงภายในวงเล็บ คือ ค่าคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Std. Err.)

ผลการประมาณค่าในทุกประเทศหลังจากการทำ Differencing ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square) จากตารางที่ 3 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์อำนาจเหนือตลาดมีเครื่องหมายบวกตามสมมติฐานที่ตั้งไว้ และเมื่อพิจารณาพบว่าอำนาจเหนือตลาดเพียงประเทศเดียวนั้นคือเบนิน ที่มีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -0.025 ในวิธี OLS มีค่าเข้าใกล้ศูนย์แสดงถึงอำนาจเหนือตลาดที่ค่อนข้างต่ำ อาจเป็นเพราะอินเดียซึ่งเป็นคู่แข่งในตลาดข้าวหนึ่งที่มีส่วนแบ่งตลาดร้อยละ 40 จากการนำเข้าข้าวหนึ่งของเบนินทั้งหมด นั้นแสดงว่าเมื่อไทยลดปริมาณการส่งออกข้าวหนึ่งลงร้อยละ 1 ราคาข้าวหนึ่งจะมีราคาเพิ่มขึ้นสูงเพียงร้อยละ 0.025 ในขณะที่ตัวแปรกลุ่ม Cost Shifter เช่น อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินสกุลคู่แข่งกับประเทศปลายทาง ($\ln EXRID_{m,t}$) พบว่า เครื่องหมายหน้าสัมประสิทธิ์ไม่เป็นไปตามสมมติฐานที่ตั้งไว้ ยกเว้นในกรณีประเทศเบนินและเยเมนที่มีนัยสำคัญทางสถิติ นั้นแสดงว่าข้าวหนึ่งจากอินเดียสามารถเข้ามาทดแทนข้าวหนึ่งไทยได้ ส่วนดัชนีราคาผู้ผลิตสินค้าเกษตรกรรมพบว่าทุกแบบจำลองมีเครื่องหมายเป็นบวกแต่ไม่มีนัยสำคัญ มีเพียงประเทศเบนินและเยเมนเท่านั้นที่ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ ณ ระดับนัยสำคัญร้อยละ 0.95 แสดงให้เห็นว่าข้าวและอาหารในประเทศไม่สามารถทดแทนข้าวหนึ่งที่นำเข้าจากไทยได้

ส่วนตัวแปร Demand Shifter เช่น ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศของประเทศคู่ค้ามีเครื่องหมายเป็นบวกตามสมมติฐานที่ตั้งไว้แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติแต่อย่างใด ยกเว้นกรณีประเทศเบนินที่เครื่องหมายเป็นลบซึ่งขัดแย้งกับข้อสมมติและไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ ณ ระดับนัยสำคัญร้อยละ 0.90 นั้นชี้ให้เห็นว่าตามทฤษฎีแล้วเมื่อเมื่อรายได้ของประชากรเพิ่มสูงขึ้น จะหันมาบริโภคข้าวหนึ่งน้อยลงจึงจัดเป็นสินค้าด้อยคุณภาพ (inferior goods) แต่เมื่อพิจารณาพบว่าจะเป็นผู้ค้าข้าวชาวเบนิน แอฟริกาใต้และไนจีเรียจะส่วนใหญ่ที่มักนำเข้าข้าวหนึ่งจากทั้งไทยและอินเดียมาขาย เพราะเบนินเป็น

ศูนย์กลางของแอฟริกาตะวันออกและมีท่าเรือน้ำลึก จึงสามารถกระจายข้าวข้ามพรมแดนเพื่อขายให้กับ ไนจีเรีย โตโก กานา ฯลฯ และเมื่อพิจารณาจากรายได้ต่อหัวที่ต่ำมาก ๆ เบนินจึงเป็นประเทศที่ยากจนประเทศหนึ่ง จึงเป็นไปได้ยากที่จะบริโภคข้าวคุณภาพดี ราคาสูงอย่างข้าวหนึ่งได้ และพบว่าส่วนใหญ่ประชากรในประเทศนิยมบริโภคข้าวเกรดต่ำอย่างปลายข้าวเป็นอาหารอีกด้วย

ขั้นตอนที่สี่ เปรียบเทียบกับการประมาณค่าอำนาจเหนือตลาดข้าวหนึ่งไทย ณ ระดับ Level กับ ผลการประมาณค่าอำนาจเหนือตลาดข้าวหนึ่งในไทย หลังจากการทำ Differencing

ตาราง 4 ตารางเปรียบเทียบวิธีการประมาณค่าอำนาจเหนือตลาดข้าวหนึ่งไทย ณ ระดับ Level และ Difference

ณ ระดับ	ไนจีเรีย	ชาอุดิอาระเบีย	เบนิน	เยเมน
Level	-0.012	-0.020	-0.0002	-0.353**
Difference	-0.007	-0.026	-0.025***	-0.041

หมายเหตุ: * ** และ *** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.90 0.95, และ 0.99 ตามลำดับ

สรุปจากตาราง 4 ในการวิเคราะห์หาอำนาจตลาดในการศึกษาครั้งนี้ จะเลือกผลการศึกษาจากการประมาณหลังจาก Differencing เพราะจะให้ข้อมูลที่น่าเชื่อถือและช่วยลดปัญหาจากการถดถอยปลอม (Spurious Regression) ซึ่งหากใช้ผลการศึกษาจากแบบจำลองที่ยังไม่ได้ทำการทดสอบการมีเสถียรภาพของข้อมูล (Unit Root Test) แล้วค่า R^2 และ t-statistic มีค่าสูงเกินจริงและผลการศึกษาจะไม่น่าเชื่อถือพร้อมทั้งไม่มีนัยสำคัญทางเศรษฐศาสตร์ (Granger and Newbold, 1974) ดังนั้นประเทศที่มีอำนาจเหนือตลาดคือ ประเทศเบนินที่มี ค่าสัมประสิทธิ์อำนาจเหนือตลาดเท่ากับ -0.025 ด้วยผลการประมาณค่าด้วยวิธี OLS แต่เป็นอำนาจเหนือตลาดที่ค่อนข้างต่ำหรืออาจไม่มีอำนาจเหนือตลาดก็เป็นได้

สรุปผลการวิจัย

ในการศึกษาอำนาจตลาดในครั้งนี้ ได้มุ่งเน้นไปที่ตลาดนำเข้าข้าวหนึ่งที่สำคัญ เช่น ไนจีเรีย เบนิน ชาอุดิอาระเบียและเยเมน โดยทำการประมาณค่าสมการด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares) และการวิธีประมาณค่าตัวแปรเครื่องมือ (Instrumental variables regression) เพื่อทดสอบปัญหา Endogeneity Bias ณ ระดับ Level จากนั้นจะทำการทดสอบความมีเสถียรภาพของข้อมูล (Unit Root Test) และทำการแก้ไขได้โดยการทำผลต่าง (Differencing) เมื่อตัวแปรที่มีลักษณะ Non – Stationary ต่อจากนั้นจะทำการประมาณค่าด้วยวิธี OLS และ วิธี IV เพื่อทดสอบปัญหา Endogeneity Bias หลังการทำ Differencing สุดท้ายจึงนำผลการประมาณค่าทั้ง 2 ครั้งมาเปรียบเทียบเพื่อหาอำนาจตลาดที่แท้จริงของการส่งออกข้าวหนึ่งไทย

จากการศึกษาพบว่าอำนาจตลาดที่แท้จริงจะเป็นหลังการทำผลต่าง (Differencing) เพราะผลการศึกษาจะปราศจากการถดถอยปลอม (Spurious Regression) โดยเลือกใช้ผลการประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares) เพราะไม่ปรากฏการเกิดปัญหา Endogeneity Bias เมื่อพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้ พบว่าไทยมีอำนาจเหนือตลาดข้าวหนึ่งในประเทศเบนิน จะสังเกตได้ว่าค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปรส่งออกข้าวมีค่าเอนเอียงเข้าใกล้ศูนย์อย่างเห็นได้ชัด ($\ln Q_{m,t}^x = -0.025$) นั่นแสดงว่าไทยมีอำนาจเหนือตลาดแต่เป็นอำนาจเหนือตลาดที่ค่อนข้างต่ำ ไม่สามารถที่จะกำหนดปริมาณและตั้งราคาได้เลย ไทยจึงสูญเสียส่วนแบ่งตลาดข้าวหนึ่งไปมากกว่าร้อยละ 60 ของปริมาณข้าวหนึ่งในตลาดโลก ในขณะที่ตัวแปร Demand Shifter เช่น ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศของประเทศคู่ค้าพบว่าการตอบสนองต่อรายได้ค่อนข้างดีแสดงว่ามีแนวโน้มที่จะสามารถส่งออกได้มากขึ้นในอนาคตเมื่อเศรษฐกิจขยายตัว รายได้ต่อหัวเพิ่มมากขึ้น การบริโภคก็จะขยายตัวมากขึ้นตามไปด้วย ซึ่งสอดคล้องกับการศึกษาเกี่ยวกับการส่งออกข้าวและการคาดคะเนการส่งออกข้าวไทย (นิพนธ์ และ

คณะ. 2556) พบว่าการส่งออกข้าวหนึ่งนั้นแนวโน้มมากขึ้นทั้งกรณีราคาส่งออกลดลงและราคาส่งออกคงที่ ทั้งการที่ข้าวหนึ่งมีการตอบสนองต่อราคาต่ำ ในขณะที่ตอบสนองต่อรายได้สูง ส่วนกลุ่มตัวแปรกลุ่ม Cost Shifter ทั้งอัตราแลกเปลี่ยนเงินสกุลท้องถิ่นต่อเงินรูปีของอินเดียและดัชนีราคาผลผลิตทางการเกษตรของประเทศคู่ค้าที่ใช้วัดต้นทุนการผลิตข้าวในประเทศจะส่งผลไปถึงราคาและปริมาณส่งออกข้าวหนึ่งไทย พบว่าในกรณีของดัชนีราคาผลผลิตทางการเกษตรของประเทศคู่ค้าที่มีเครื่องหมายเป็นบวกและมีนัยสำคัญทางสถิติ จากการศึกษาพบว่าเมื่อต้นทุนการผลิตข้าวในประเทศสูงขึ้น ประเทศ คู่ค้าจะหันมานำเข้าข้าวหนึ่งจากไทยเพิ่มมากขึ้น และทำให้ไทยสามารถสามารถขายข้าวหนึ่งได้ในราคาที่สูงขึ้น

ข้อเสนอแนะ

1. รัฐควรบริหารจัดการด้านต้นทุนการผลิต เพราะจะทำให้มีความได้เปรียบในการส่งออกข้าวหนึ่งไปยังแอฟริกา
2. จากแนวโน้มข้าวหนึ่งไทยไปแอฟริกาที่สูงขึ้น รัฐควรส่งเสริมหรือผลักดันให้มีการส่งออกข้าวหนึ่งไปยังภูมิภาคดังกล่าว โดยมุ่งเน้นในประเทศแอฟริกาตะวันออก เช่น โมซัมบิก มาลาวี ซิมบับเว ซูดาน ฯลฯ เพราะกลุ่มประเทศดังกล่าวนำเข้าข้าวหนึ่งอย่างต่อเนื่องและมีแนวโน้มเพิ่มมากขึ้น

เอกสารอ้างอิง

- นิพนธ์ พัวพงศกรและคณะ. อุปสงค์บริโภคข้าวโลก. กรุงเทพฯ : สำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย, 2556.
- Clive Granger and P. Newbold. "Spurious regressions in econometrics," Journal of Econometrics. 2 (2), 111–120, 1974.
- Glauben, T., and J. P. Loy. "Pricing-to-Market versus Residual Demand Elasticity Analysis of Imperfect Competition in Food Exports: Evidence from Germany," Journal of Agricultural and Food Industrial Organization. 1 (1), 1–19, 2003.
- Goldberg, P., and M.M. Knetter. Measuring. "The Intensity of Competition in Export Markets," Journal of International Economics. 47 (1), 27–60, 1999.
- Mahanaseth and W. Tauer. "Thailand's Market Power in Its Rice Export Markets," Journal of Agricultural & Food Industrial Organization. 12 (1), 2014.
- Pagan, A. R. and D. Hall. "Diagnostic tests as residual analysis," Econometric Reviews. 2 (2), 159–218, 1983.
- Robert E. Cumby and John Huizinga. "Testing The Autocorrelation Structure of Disturbances in Ordinary Least Squares and Instrumental Variables Regressions," Econometrica. 60 (1), 185–195, 1992.

