



การวิเคราะห์ความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคายางพาราในประเทศไทย An Analysis of Asymmetry in Para Rubber Price Transmission in Thailand

ปนธกร ตันติศิริวัฒน์¹, อภิชาติ ดะลูนเพียร² และ วิศิษฐ์ ลิ้มสมบุญชัย³

^{1, 2, 3} คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

Phontakorn Tantisiriwat¹, Apichart Daloonpate² and Visit Limsombunchai³

^{1, 2, 3} Faculty of Economics, Kasetsart University

(Received: December 7, 2018; Revised: March 20, 2019; Accepted: April 4, 2019)

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์การส่งผ่านราคายางพารา และตรวจสอบความไม่สมมาตรในการปรับตัวของราคายางพารา โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายวัน ได้แก่ ราคายางแท่งในตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์ ราคาส่งออกยางแท่ง ราคาขายส่ง อ้างอิงจากราคายางแผ่นดิบ ณ ตลาดกลางหาดใหญ่ และราคายางพาราในตลาดท้องถิ่น ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2554 จนถึงวันที่ 31 ธันวาคม พ.ศ. 2559 และนำมาวิเคราะห์โดยใช้แบบจำลอง Error Correction ด้วยวิธีของ Cramon-Taubadel and Loy จากผลการทดสอบพบว่าราคาขายส่งและราคาท้องถิ่นตอบสนองต่อการลดลงได้เร็วกว่าการเพิ่มขึ้นของราคาจากตลาดส่งออกและตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์ ในขณะที่ราคาท้องถิ่นก็ตอบสนองต่อการลดลงได้เร็วกว่าการเพิ่มขึ้นของราคาจากตลาดขายส่ง ในขณะที่การปรับตัวสู่ดุลยภาพระยะยาวพบว่าเมื่อราคาขายส่งและราคาท้องถิ่นอยู่ต่ำกว่าดุลยภาพ จะมีการปรับตัวเพิ่มขึ้นเข้าหาดุลยภาพได้เร็วกว่า เมื่อเปรียบเทียบกับปรับตัวลดลงเมื่อราคาอยู่สูงกว่าดุลยภาพ แสดงให้เห็นถึงความเสียเปรียบของเกษตรกรและผู้ประกอบการในตลาดขายส่งจากอำนาจของผู้ส่งออก ส่งผลให้เกิดการสูญเสียของรายได้จากกลไกตลาดที่ไม่มีประสิทธิภาพและข้อมูลข่าวสารที่ไม่สมบูรณ์

คำสำคัญ: 1) การส่งผ่านราคาที่ไม่สมมาตร 2) ตลาดยางพารา 3) เศรษฐมิติอนุกรมเวลา

Abstract

The objectives of this research were to analyze Para rubber price transmission and test for asymmetry in price transmission and adjustment toward long run equilibrium among rubber markets. Daily rubber prices used in the analysis were SICOM rubber futures, export, wholesale, and local market prices. The prices were obtained from SICOM, Rubber Authority of Thailand and Hatyai Central Rubber Market from 1st January 2011 to 31st December 2016. The data were analyzed using Cramon-Taubadel and Loy error correction model. The results indicated that wholesale and local prices reacted faster on price decrease than price increase to the change from the futures and export markets. On the other hand, local price reacted faster on price decrease than price increase to the change from wholesale market. Long run estimation revealed that exporters exerted market power over wholesalers and farmers. The findings revealed the presence of asymmetric price transmission in Thailand rubber markets. This research found that exporters' market power and market inefficiency led to losses in farmers' income.

Keywords: 1) Asymmetric Price Transmission 2) Rubber Markets 3) Time Series Analysis

¹ นิสิตปริญญาโท สาขาวิชาเศรษฐศาสตร์เกษตรและทรัพยากร (Master Student, Master of Science Program in Agricultural and Resources Economics) Email: mame_indent@hotmail.com

^{2,3} ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ประจำภาควิชาเศรษฐศาสตร์เกษตรและทรัพยากร (Assistant Professor, Department of Agricultural and Resource Economics)



บทนำ (Introduction)

ยางพารา เป็นสินค้าเกษตรที่มีความสำคัญต่อเศรษฐกิจของประเทศไทย โดยเริ่มมีการปลูกสร้างสวนยางพารามาตั้งแต่ประมาณปี พ.ศ. 2444 และได้มีการปลูกเพิ่มขึ้นทุกปี โดยเฉลี่ยร้อยละ 9.18 ต่อปี เนื่องจากประเทศไทยเป็นประเทศที่มีดินและความชุ่มชื้นที่เหมาะสมแก่การปลูกยางพารา นับตั้งแต่ปี พ.ศ. 2534 เป็นต้นมา ประเทศไทยเป็นผู้ผลิตและส่งออกยางพาราอันดับ 1 ของโลก โดยผลผลิตยางพาราของประเทศไทยถูกนำมาใช้แปรรูปภายในประเทศ และส่งออกเป็นผลิตภัณฑ์เพียงร้อยละ 12 จากผลผลิตทั้งหมด ที่เหลืออีกร้อยละ 88 ส่งออกในรูปของยางดิบชนิดต่าง ๆ ได้แก่ ยางแท่ง ยางแผ่นรมควัน น้ำยางข้น และยางผสม โดยประเทศจีนเป็นประเทศที่มีการนำเข้ายางพาราจากไทยมากที่สุด รองลงมาได้แก่ ประเทศมาเลเซีย ญี่ปุ่น และสหรัฐอเมริกา ตามลำดับ (Rubber Research Institute, 2017) หากพิจารณาปริมาณการส่งออกยางของประเทศไทยแยกตามประเภทของผลผลิต พบว่าปริมาณการส่งออกยางแท่งมากที่สุด โดยในปี พ.ศ. 2559 ประเทศไทยส่งออกยางแท่งประมาณ 1.73 ล้านตัน หรือคิดเป็นร้อยละ 44.4 ของปริมาณส่งออกยางพาราทั้งหมด รองลงมาคือยางแผ่นรมควันประมาณ 6 แสนตัน คิดเป็นร้อยละ 15.6 ของปริมาณส่งออกยางพาราทั้งหมด ซึ่งหากพิจารณาปริมาณการส่งออกย้อนหลัง 10 ปี พบว่าประเทศไทยส่งออกยางแท่งเพิ่มขึ้นโดยเฉลี่ยร้อยละ 4.5 ต่อปี และส่งออกยางแผ่นรมควันลดลงโดยเฉลี่ยร้อยละ 2.2 ต่อปี เนื่องจากปัจจุบันประเทศผู้นำเข้ามีแนวโน้มเปลี่ยนมาใชยางแท่งทดแทนยางแผ่นรมควันมากขึ้น เพราะยางแท่งมีการกำหนดคุณภาพเป็นมาตรฐานดีกว่านำไปแปรรูปได้ง่ายกว่าและขนส่งเคลื่อนย้ายโดยเครื่องจักรได้สะดวกกว่ายางแผ่นที่ต้องระมัดระวังไม่ให้ฉีกขาด

ตลอดระยะเวลา 10 ปีที่ผ่านมา ประเทศไทยมีแนวโน้มการส่งออกยางพาราสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง ในขณะที่ราคายางในตลาดโลกมีความผันผวน โดยในเดือนกุมภาพันธ์ 2554 ราคายางที่สูงที่สุดเป็นประวัติการณ์ถึง 190 บาทต่อกิโลกรัม ทำให้เกิดกระแสความต้องการปลูกยางพาราในพื้นที่ต่าง ๆ นอกเหนือจากพื้นที่เดิมคือภาคใต้และภาคตะวันออก

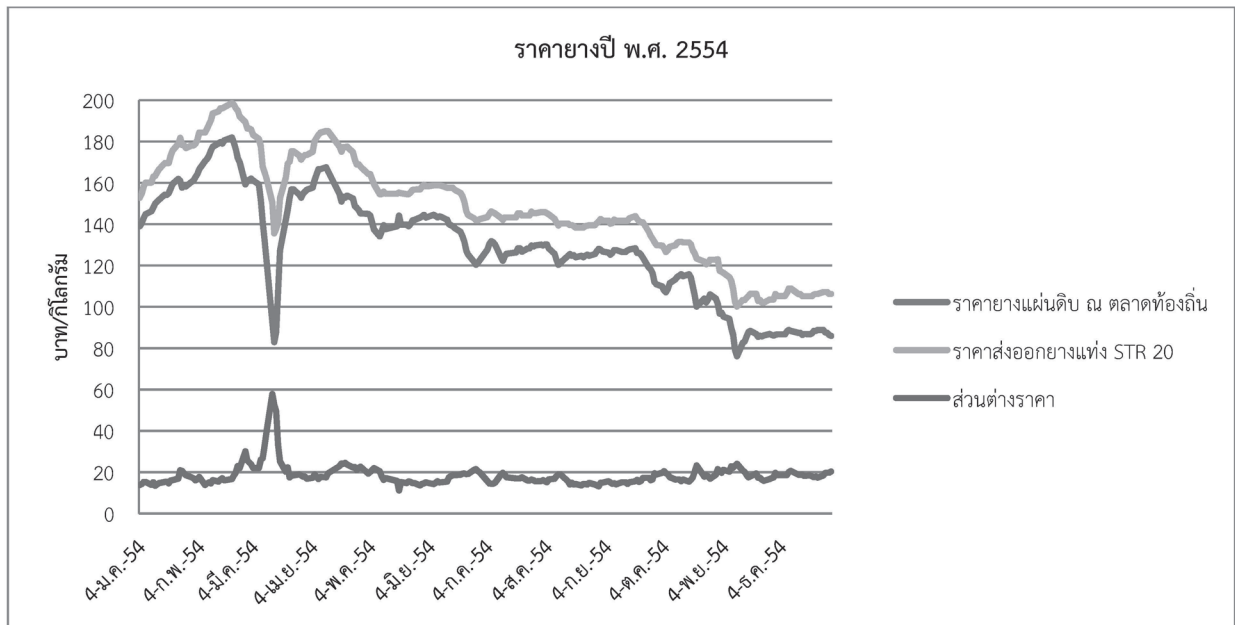
ซึ่งรัฐบาลได้มีนโยบายสนับสนุนให้ขยายพื้นที่การปลูกยางพารา ทำให้เกิดการขยายพื้นที่ปลูกยางพาราไปทุกภูมิภาคทั่วทั้งประเทศ (Prince of Songkla University, 2015) ในปี พ.ศ. 2559 ประเทศไทยมีเนื้อที่ปลูกยางพาราประมาณ 19.61 ล้านไร่ ซึ่งเพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2554 ถึงร้อยละ 53.64 (Office of Agricultural Economics, 2016) มีเกษตรกรผู้ปลูกยางพารารวมทั้งประเทศประมาณ 6 ล้านคน หรือประมาณร้อยละ 10 ของประชากรทั้งประเทศ (Kasikorn Research Center, 2015, p. 1) อย่างไรก็ตาม ภายหลังจากปี พ.ศ. 2554 ประเทศจีนซึ่งเป็นผู้นำเข้ายางพารารายใหญ่ที่สุดในโลกเกิดปัญหาการชะลอตัวทางเศรษฐกิจ ทำให้มีการนำเข้ายางลดลง ประกอบกับการลดลงของราคาน้ำมันในตลาดโลก ทำให้ราคายางลดลงอย่างต่อเนื่อง จนกระทั่งในเดือนมกราคม 2559 ราคายางท้องถิ่นลดลงต่ำสุดเหลือเพียง 32.50 บาทต่อกิโลกรัม ซึ่งส่งผลกระทบต่อชีวิตความเป็นอยู่ของเกษตรกรผู้ปลูกยางพารา

จากภาพ 1 ซึ่งแสดงการเคลื่อนไหวของราคาส่งออกยางพารา และราคายางแผ่นดิบขายส่ง พบว่ามีการเคลื่อนไหวสอดคล้องกัน แต่เป็นที่น่าสนใจคือช่วงที่ราคาคงต่ำในช่วงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2554 ซึ่งได้เกิดเหตุการณ์แผ่นดินไหวครั้งรุนแรง และคลื่นยักษ์สึนามิทำลายเมืองชายฝั่งของญี่ปุ่น ในวันที่ 11 มีนาคม 2554 ทำให้เกิดผลกระทบต่ออุตสาหกรรมการขนถ่ายของญี่ปุ่น ซึ่งเป็นผู้จัดจำหน่ายรถยนต์รายใหญ่อันดับ 2 ของโลก อยู่ในภาวะหยุดชะงักส่งผลให้ความต้องการยางพาราลดลง ทำให้ราคายางลดลงอย่างมาก โดยในวันที่ 14 มีนาคม 2554 ราคาส่งออกยางแท่งลดลง 11.5 บาทต่อกิโลกรัม หรือลดลงร้อยละ 7.1 ส่วนราคายางแผ่นดิบ ณ ตลาดท้องถิ่นลดลง 29.6 บาทต่อกิโลกรัม หรือลดลงร้อยละ 24.2 เป็นที่น่าสนใจว่าในช่วงราคายางลดลง ตลาดท้องถิ่นหรือเกษตรกรผู้ปลูกยางพาราได้รับผลกระทบสูงกว่าผู้ส่งออก ซึ่งสังเกตได้จากค่าส่วนต่างของราคาในตลาดส่งออกกับราคาตลาดท้องถิ่นในช่วงที่ราคายางตกนั้นมีความต่างสูงมากกว่าช่วงอื่น แสดงถึงความไม่สมมาตรของการส่งผ่านราคาระหว่างตลาดแต่ละระดับ เหตุการณ์นี้มีความสอดคล้องกับงานวิจัยของ Pisitsupakul (2014, p. 8) ที่กล่าวถึงเบื้องหลังตลาด



และการกำหนดราคาภายในไทย ที่พบว่าในช่วงตลาดขาขึ้น หรือช่วงที่ราคาขายสูง ผู้ส่งออกและเกษตรกรขายได้ราคาสูงขึ้นตาม แต่ส่วนต่างระหว่างราคาส่งออกและราคาขายของเกษตรกรจะสูงขึ้นตามไปด้วย ในทางกลับกันช่วงตลาดขาลง หรือช่วงที่ราคาขายตกต่ำ พบว่าราคาส่งออกไม่ได้ลดลงมากเท่ากับราคาที่เกษตรกรขายได้ ซึ่งแสดงให้เห็นว่าผู้ส่งออกมีความสามารถในการปรับตัวได้ดีกว่าเกษตรกร ในขณะที่เกษตรกร โดยเฉพาะรายย่อย สามารถเข้าถึง

ข้อมูลข่าวสารได้ช้ากว่า รวมถึงขาดอำนาจในการต่อรอง และบางรายไม่มีความรู้ความเข้าใจเกี่ยวกับการป้องกันความเสี่ยงจากทิศทางราคาขายที่ลดลง อย่างไรก็ตาม งานวิจัยของ Pisitsupakul (2014, pp. 1-8) ไม่ได้มีการวิเคราะห์เพิ่มเติมในส่วนนี้ ทำให้เป็นที่น่าสนใจในการศึกษาวิเคราะห์เพื่อหาข้อเท็จจริงของความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคาขายพาราระหว่างตลาดท้องถิ่น ตลาดกลางขนาดใหญ่ ตลาดส่งออกและตลาดโลก



ภาพ 1 ราคาขายพาราท้องถิ่น, ราคาส่งออก และ ส่วนต่างของราคาในปี พ.ศ. 2554

การทบทวนวรรณกรรม (Literature Review)

งานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับตลาดยางพารา

ปัจจุบันการศึกษาที่เกี่ยวข้องกับตลาดยางพารามีทั้งการศึกษาศักยภาพในการส่งออกยางพารา การส่งผ่านราคาขายพารา การทดสอบประสิทธิภาพของตลาดยางพารา การทดสอบความเชื่อมโยงตลาดและพยากรณ์ราคาขายพารา ทั้งในตลาดท้องถิ่น ตลาดส่งออก ตลาดโลก และตลาดซื้อขายล่วงหน้า

ในส่วนของการศึกษาการส่งผ่านราคาขายในประเทศไทย ได้แก่งานวิจัยของ Jarenmoon (2006, pp. 93-99) และ Jatuporn and Sukprasert (2016, pp. 1-3) หากพิจารณาตลาดท้องถิ่น ตลาดกลางยางพารา ตลาดส่งออก และตลาดโลก Jarenmoon (2006, pp. 93-99) พบว่า ทุกตลาดมีความเชื่อมโยงกัน

และมีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาว แต่ไม่สามารถหาทิศทางของความสัมพันธ์ได้โดยหลักของ Granger Causality เนื่องจากข้อจำกัดด้านข้อมูลที่ใช้วิเคราะห์ ภายหลัง Jatuporn and Sukprasert (2016, pp. 1-9) ตรวจสอบรูปแบบความสัมพันธ์ของทิศทาง การส่งผ่านราคา โดยราคาตลาดท้องถิ่นจะได้รับผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงของราคาตลาดกลาง ราคาส่งออก และตลาดโลก ในขณะที่เดียวกันราคาส่งออกก็ได้รับผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงราคาของตลาดกลาง และตลาดโลกเช่นเดียวกัน ซึ่งมีความสอดคล้องกับกระบวนการกำหนดราคาขายพาราในประเทศที่กล่าวถึงในการศึกษาของ Pisitsupakul (2014, pp. 4-5) ซึ่งเริ่มต้นมาจากการติดต่อกันของผู้นำเข้าและผู้ส่งออกเพื่อกำหนดราคาส่งออก (F.O.B.)

ซึ่งจะพิจารณาจากราคาในตลาดล่วงหน้าประเทศญี่ปุ่น (TOCOM) และตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์ (SICOM) โดยผู้ส่งออกก็จะกำหนดราคาซื้อในการจัดหาผลผลิตมาจากโรงงานแปรรูป และโรงงานแปรรูปก็จะจัดหาวัตถุดิบจากตลาดกลางและพ่อค้าในท้องถิ่น ซึ่งรับซื้อมาจากเกษตรกรผู้ปลูกยางในลักษณะเดียวกัน

ในส่วนของการส่งผ่านราคาทางพาราในตลาดล่วงหน้า Tantiwanitchanon (2011, pp. 52-54) ได้ศึกษาการส่งผ่านราคาในตลาดล่วงหน้า 5 ตลาด ได้แก่ ตลาดล่วงหน้าประเทศจีน (SHFE), ประเทศญี่ปุ่น (TOCOM), ประเทศสิงคโปร์ (SICOM), ประเทศอินเดีย (NMCE), และประเทศไทย (AFET) จากผลการศึกษาพบว่า ตลาดที่ส่งผลกระทบต่อราคาในตลาดอื่นมากที่สุดคือตลาดล่วงหน้าประเทศญี่ปุ่น และประเทศสิงคโปร์ ส่วนตลาดล่วงหน้าประเทศจีนมีความเป็นอิสระในตนเอง ได้รับผลกระทบจากตลาดอื่นน้อยที่สุด ในขณะที่ประเทศไทย ซึ่งเป็นผู้ผลิตและส่งออกรายอันดับ 1 ของโลก กลับมีอิทธิพลต่อตลาดอื่นน้อย และได้รับผลกระทบจากตลาดอื่นในสัดส่วนที่สูง แสดงให้เห็นถึงความจำเป็นในการพัฒนาในตลาดทุนประเทศไทย โดยเฉพาะในส่วนของการสินค้าโภคภัณฑ์

หากเปรียบเทียบข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาที่ผ่านมา พบว่า ผู้ศึกษาส่วนใหญ่ ได้แก่ Chawanisakul (2001, pp. 3-5) Jarenmoon (2006, pp. 3-5) Pisitsupakul (2014, pp. 7-8) และ Jatuporn and Sukprasert (2016, p. 4) มีการใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนในการศึกษา โดย Jarenmoon (2006, p. 99) ได้ให้ข้อเสนอแนะว่าควรใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายวันในการวิเคราะห์ ซึ่งมีความสอดคล้องกับกระบวนการกำหนดราคาในตลาดทางพารา เพื่อให้สามารถสะท้อนถึงผลของราคาได้ดีกว่า ส่วนการศึกษาที่มีการใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายวันในการวิเคราะห์ ได้แก่ Tantiwanitchanon (2011, p. 15) ซึ่งผู้ศึกษาได้พบปัญหาด้านข้อมูลที่ขาดหายไปในวันที่ตลาดปิดทำการ ซึ่งประกอบไปด้วยวันเสาร์ วันอาทิตย์ และวันหยุดราชการของแต่ละประเทศ เนื่องจากทำการศึกษาการส่งผ่านราคาระหว่างตลาดล่วงหน้าประเทศจีน ญี่ปุ่น สิงคโปร์ อินเดีย และไทย ซึ่งวันหยุดทำการของแต่ละประเทศที่ไม่ตรงกัน

โดยมีการแก้ปัญหาด้วยการใช้ข้อมูลราคาในวันก่อนหน้าเพื่อเติมเต็มในส่วนของข้อมูลที่หายไปในวันหยุดทำการ เพื่อให้ผลการศึกษาสามารถนำมาวิเคราะห์และเปรียบเทียบกันได้

งานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับการส่งผ่านราคาที่ไม่สมมาตร

กระบวนการส่งผ่านราคาที่ไม่สมมาตร (Asymmetric Price Transmission: APT) คือปรากฏการณ์ที่ราคาสินค้าปลายน้ำ (Downstream Price) ตอบสนองต่อราคาสินค้าต้นน้ำ (Upstream Price) ในรูปแบบที่แตกต่างกัน สามารถเกิดขึ้นได้ทั้งหมด 3 รูปแบบ ได้แก่ ความไม่สมมาตรในด้านขนาด (Asymmetry in Magnitude) ความไม่สมมาตรในด้านความเร็ว (Asymmetry in Speed) และความไม่สมมาตรในด้านขนาดและความเร็ว (Asymmetry in Magnitude and Speed) โดยผู้ที่ทำการศึกษาความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคาที่มีการตีพิมพ์ในวารสารต่างประเทศ ได้กล่าวถึงสาเหตุการเกิดไว้แตกต่างกันไป ดังนี้

Ward (1982, p. 205) พบว่า ความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคาสินค้าเกษตร เกิดขึ้นเนื่องจากการที่สินค้าเกษตรเป็นสินค้าที่เน่าเสียง่าย ทำให้เกษตรกรต้องยอมรับราคาที่ตลาดกำหนด ไม่สามารถเก็บรักษาผลผลิตไว้ได้นาน McLaren (2015, p. 415) พบว่า การที่คนกลางขนาดใหญ่ในตลาดที่มีอำนาจผูกขาดตลาดการซื้อ (Monopsony Power) ซึ่งทำให้เกษตรกรต้องยอมรับราคาที่คนกลางกำหนด ก็เป็นหนึ่งในสาเหตุของความไม่สมมาตรของการส่งผ่านราคา นอกจากความไม่สมมาตรจะสามารถเกิดขึ้นกับเกษตรกรแล้ว ยังสามารถเกิดขึ้นกับทุกคนในห่วงโซ่อุปทาน กรณีศึกษาของ Borenstein, Cameron and Gilbert (1997, p. 305) ซึ่งตรวจพบความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคาระหว่างราคาน้ำมันดิบและน้ำมันเชื้อเพลิงในตลาดขายปลีก เนื่องจากตลาดน้ำมันเชื้อเพลิงมีลักษณะเป็นตลาดผู้ขายน้อยราย (Oligopoly) ราคาในตลาดจึงมีความหนืด (Price Stickiness) ในการเปลี่ยนแปลงราคา หรือตอบสนองได้ช้ากว่าการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันดิบ ซึ่งเหตุผลจากผู้ศึกษาที่ผ่านมา การเกิดความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคามีเหตุผลหลักที่สอดคล้องกันคือการที่ตลาดมีการแข่งขันอย่างไม่สมบูรณ์ มีการส่งผ่านข้อมูล



ข่าวสารที่ไม่สมบูรณ์ และการมีอำนาจตลาดในห่วงโซ่อุปทาน

ปัจจุบันบทความในวารสารต่างประเทศมีการตรวจพบความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคาในตลาดสินค้าเกษตรหลายชนิด ได้แก่ Zainalabidin and Iliyasu (2015, pp. 89-98) พบว่าราคาผักในประเทศมาเลเซียมีการส่งผ่านราคาที่ไม่สมมาตรระหว่างราคาขายส่งและราคาหน้าฟาร์ม โดยราคาจากทั้งสองตลาดส่งผลกระทบซึ่งกันและกัน แต่ราคาขายส่งตอบสนองต่อการเพิ่มขึ้นของราคาหน้าฟาร์มได้รวดเร็วกว่าการตอบสนองจากการลดลงของราคาหน้าฟาร์ม ในขณะที่ราคาหน้าฟาร์มตอบสนองต่อการลดลงของราคาขายส่งได้รวดเร็วกว่าการตอบสนองจากการเพิ่มขึ้นของราคาขายส่ง ซึ่งแสดงถึงการมีอำนาจตลาด และข้อมูลข่าวสารที่เหนือกว่าเกษตรกรผู้ปลูกผัก นอกจากนี้ Chen, Finney and Lai (2005, pp. 233-238) พบความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคาน้ำมันในสหรัฐฯ ทั้งในตลาดปัจจุบัน และตลาดซื้อขายล่วงหน้า โดยราคาขายปลีกน้ำมันเชื้อเพลิงตอบสนองต่อการเพิ่มขึ้นของราคาน้ำมันดิบได้สมบูรณ์ และรวดเร็วกว่าการตอบสนองจากการลดลงของราคางานวิจัยของ Goodwin and Holt (1999, pp. 630-636) พบว่า ราคาในตลาดเนื้อสัตว์ประเทศสหรัฐอเมริกา มีการปรับตัวจากเหตุการณ์ที่ไม่ปกติ (Shock) ที่ไม่สมมาตร โดยราคาหน้าฟาร์มลดลงจากการที่ราคาในตลาดขายปลีก และตลาดขายส่งลดลง แต่ในทางกลับกัน เมื่อราคาในตลาดขายปลีก และตลาดขายส่งเพิ่มขึ้น ราคาหน้าฟาร์มกลับไม่เพิ่มขึ้นตาม หรือเพิ่มขึ้นในปริมาณที่น้อยมาก ในขณะที่ราคาหน้าฟาร์มมีความผันผวนสูงกว่าราคาขายปลีก และราคาขายส่ง ซึ่ง Chen, Finney and Lai (2005, pp. 233-238) ได้ให้เหตุผลว่าเกิดจากความหนืดของราคาในตลาดขายปลีกเนื้อสัตว์

การทบทวนเครื่องมือที่ใช้ในการวิเคราะห์

ในส่วนของการเครื่องมือที่ใช้ในการวิเคราะห์การส่งผ่านราคาอย่างพารา พบว่างานวิจัยทุกงานจะมีการเริ่มต้นด้วยการทดสอบ คือการทดสอบความหยุดนิ่งของข้อมูล (Stationary) เนื่องจากข้อมูลที่ไม่มีความนิ่ง (Non-stationary) จะก่อให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ปลอม (Spurious Relationship) ทำให้ผลลัพธ์ที่ได้จะไม่สามารถอธิบายได้ในเชิงเศรษฐศาสตร์

การศึกษาของ Jarenmoon (2006, pp. 67-69) Jatuporn and Sukprasert (2016, pp. 1-8) และ Tantiwanitchanon (2011, pp. 15-23) มีการทดสอบความหยุดนิ่งของข้อมูลด้วยวิธีการเดียวกันคือ Augmented Dickey Fuller (ADF) ซึ่งพบว่า ข้อมูลราคาอย่างพาราเป็นข้อมูลที่ Integrated of Order 1 หรือ $I(1)$ คือข้อมูลมีลักษณะหยุดนิ่งที่ระดับผลต่างลำดับที่ 1 (First Different Level) ซึ่งสามารถนำไปประมาณค่าในแบบจำลอง Vector Error Correction ในการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration) เพื่อให้ทราบความเร็วในการปรับตัวจากดุลยภาพระยะยาวได้ หลังจากตรวจพบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวแล้ว ก็ทำการทดสอบทิศทางของความสัมพันธ์ด้วยวิธีเดียวกันคือ Granger Causality ซึ่ง Jarenmoon (2006, pp. 69-83) พบว่า ไม่สามารถหาทิศทางของความสัมพันธ์ได้ เนื่องจากลำดับความล่าช้า (Lag Length) ที่เหมาะสมคือศูนย์ ส่วนข้อมูลราคาอย่างที่ใช้วิเคราะห์เป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน ทำให้ผลของข้อมูลในอดีตไม่สามารถสะท้อนถึงในปัจจุบัน เนื่องจากอย่างพาราเป็นพืชที่ราคามีการเคลื่อนไหวในความถี่ระดับรายวัน

สำหรับเครื่องมือในการตรวจสอบความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคานี้ Zainalabidin and Iliyasu (2015, pp. 90-91) ได้เสนอวิธีของ Houck (1977, pp. 570-572) ซึ่งเป็นวิธีการทดสอบความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคาที่เหมาะสม ในกรณีที่ตัวแปร มีลักษณะ Stationary ซึ่งในภายหลังถูกพัฒนาโดย Ward (1982, pp. 205-212) โดยการเพิ่มตัวแปรล่าช้า (Lag) ของตัวแปรตามเข้ามาในสมการ ส่วนกรณีที่ตัวแปรเป็น Non-Stationary นั้นจะใช้วิธีการของ Cramon-Taubdel and Loy (1996, pp. 311-317) ในการทดสอบแทน โดยการประมาณค่าใน Error Correction Model (ECM) ซึ่งจะสามารถทดสอบความสมมาตรเพียงด้านความเร็วในการปรับตัวของราคา แต่ไม่สามารถประมาณขนาด (Magnitude) ของความไม่สมมาตรได้ ซึ่งหากตรวจพบว่าตัวแปรแต่ละคู่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration) ต่อกัน การส่งผ่านราคาระหว่างตัวแปรคู่นั้นจะมีความสมมาตรในด้านขนาด เนื่องจากหากเกิดความไม่สมมาตรในด้านขนาด

จะส่งผลให้ค่าของตัวแปรทั้งคู่ห่างออกจากกัน และไม่สามารถตรวจพบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวต่อกันได้ (Meyer and Cramon-Taubadel, 2005, pp. 582-588)

วิธีการวิจัย (Research Methodology)

ข้อมูลที่ใช้ในการวิจัย

งานวิจัยครั้งนี้ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายวัน ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม 2554 จนถึงวันที่ 31 ธันวาคม 2559 รวมทั้งสิ้น 2,192 วัน ประกอบไปด้วย 1) ราคาขายแช่แข็ง STR 20 ในตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์ (P_t^{SICOM}) 2) ราคาส่งออกแช่แข็ง STR 20 (P_t^{FOB}) 3) ราคาขายแช่แข็ง อ่างอิงจากราคายางแผ่นดิบ ณ ตลาดกลางหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา (P_t^W) และ 4) ราคาขายแช่แข็ง ณ ตลาดท้องถิ่น (P_t^F) สำหรับในส่วนของคุณลักษณะที่ขาดหายไปในวันที่ตลาดยางพาราปิด ได้แก่ วันเสาร์ วันอาทิตย์ และวันหยุดราชการ งานวิจัยนี้ใช้ข้อมูลราคายางพาราในวันก่อนหน้าเพื่อเติมเต็มส่วนของข้อมูลที่ขาดหายไป

การวิเคราะห์ข้อมูล

1. การวิเคราะห์เชิงคุณภาพ (Qualitative Analysis) ในการศึกษารูปแบบในการกำหนดราคายางพาราในประเทศไทย จะทำการวิเคราะห์จากความสัมพันธ์และตรวจเอกสารงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับราคายางพารา เพื่อให้เห็นภาพรวมของระบบตลาดยางพาราในประเทศไทย และรูปแบบความสัมพันธ์ของราคายางพาราในแต่ละตลาด

2. การวิเคราะห์เชิงปริมาณ (Quantitative Analysis) การวิเคราะห์ความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคายางพาราในตลาดประเทศไทยครั้งนี้ใช้ข้อมูลราคายางรายวันในตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์ (SICOM) ราคาส่งออก ราคาขายแช่แข็ง อ่างอิงจากราคายางแผ่นดิบ ณ ตลาดกลางหาดใหญ่ และราคาท้องถิ่น โดยจะเริ่มทดสอบความนิ่ง (Stationary) ของข้อมูลโดย ADF Unit Root Test แล้วทำการระบุระดับของ Integration ของข้อมูลราคาในตลาดแต่ละระดับ แล้วนำมาประยุกต์ในแบบจำลอง Vector Autoregressive (VAR) และ Vector Error Correction (VEC) โดยใส่ช่วงความล่าช้า (Lag) ที่เหมาะสมซึ่งแยกตามรายละเอียด ดังนี้

ในการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลา ต้องมีการคำนึงถึงความนิ่งของข้อมูล (Stationary) ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีค่าเฉลี่ย (Mean) ค่าความแปรปรวน (Variance) และค่าความแปรปรวนร่วม (Covariance) มีความนิ่งและไม่ผันแปรไปตามเวลา เนื่องจากข้อมูลที่ไม่มีความนิ่ง (Non-stationary) จะก่อให้เกิดความสัมพันธ์ปลอม (Spurious Relationship) ทำให้ผลลัพธ์ที่ได้จากการวิเคราะห์จะได้ค่าประมาณที่เอนเอียง (Biased) และไม่สามารถอธิบายได้ในทางเศรษฐศาสตร์ ดังนั้นก่อนจะทำการวิเคราะห์จึงจำเป็นต้องมีการทดสอบความนิ่งของข้อมูลหรือเรียกอีกอย่างว่า Unit Root Test ก่อนที่จะนำข้อมูลนั้นไปใช้วิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ งานวิจัยครั้งนี้จะทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test ของ Dickey and Fuller (1979, pp. 427-431) ซึ่งถูกปรับเปลี่ยนมาจาก Dickey-Fuller Test ซึ่งอยู่ในรูปของ Autoregressive Model โดยการเพิ่มตัวผลต่างอันดับที่ 1 (First Difference) ของตัวแปรล่าช้า (Lagged Variables) เพื่อแก้ไขปัญหา Autocorrelation โดยวิธีการ ADF Unit Root Test สามารถแสดงได้ดังสมการที่ 1

$$\Delta P_t^j = \alpha_0 + \alpha_1 T + \rho_1^* P_{t-1}^j + \sum_{i=1}^{s-1} \rho_i \Delta P_{t-i}^j + \varepsilon_t \quad \dots(1)$$

โดยที่

$$P_t^j \text{ คือ ราคาในแต่ละระดับ ได้แก่ } P_t^{FOB}, P_t^{SICOM}, P_t^W \text{ และ } P_t^F \\ \text{ในวันที่ } t \\ \Delta P_t^j = P_t^j - P_{t-1}^j$$

สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบคือ

$$H_0: \rho_1^* = 0 \quad (\text{ตัวแปร } P_t^j \text{ เป็น Non-stationary})$$

$$H_1: \rho_1^* < 0 \quad (\text{ตัวแปร } P_t^j \text{ เป็น Stationary})$$

หากสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) ได้แสดงว่าตัวแปรเป็น Stationary หรือเรียกได้ว่าตัวแปรมีระดับของ Integration ที่ลำดับ 0 หรือ I(0) ซึ่งสามารถนำไปวิเคราะห์ได้ แต่หากไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรเป็น Non-stationary



ไม่สามารถนำไปใช้วิเคราะห์ได้ และต้องทำการทดสอบอีกครั้ง โดยการเปลี่ยนตัวแปรให้อยู่ในรูปของ First Difference หากสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรเป็น Stationary ที่ระดับ First Difference หรือเรียกได้ว่าตัวแปรมีระดับของ Integration ที่ลำดับ 1 หรือ I(1) แต่หากไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรเป็น Non-Stationary ที่ระดับ First Difference ต้องเปลี่ยนให้อยู่ในรูปของ Second Difference และทำการทดสอบไปเรื่อย ๆ จนกว่าจะสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้

กรณีข้อมูลของตัวแปรทุกตัวที่จะนำมาวิเคราะห์เป็น I(0) สามารถนำตัวแปรเหล่านั้นมาทำการวิเคราะห์ด้วยแบบจำลอง Vector Autoregressive (VAR) ดังนี้

$$P_t = \alpha + \Pi_1 P_{t-1} + \Pi_2 P_{t-2} + \dots + \Pi_s P_{t-s} + \varepsilon_t \quad \dots(2)$$

โดยที่

P_t คือ เวกเตอร์ของราคาในแต่ละตลาด

Π_i คือ เมตริกซ์ของค่าสัมประสิทธิ์ขนาด $n \times n$

s คือ จำนวน Lag ที่เหมาะสม

ε_t คือ เวกเตอร์ของค่าคลาดเคลื่อนที่มีคุณสมบัติ White Noise ขนาด $n \times 1$

เนื่องจากในแบบจำลอง VAR ประกอบไปด้วยตัวแปรด้านขวามือของระบบสมการ เป็นตัวแปรตามที่อยู่ในรูปของความล่าช้า (Lag) ทำให้การประมาณค่าพารามิเตอร์โดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด อาจเกิดปัญหา Autocorrelation และส่งผลให้ค่าพารามิเตอร์ที่กะประมาณได้ เกิดความไม่คงเส้นคงวา (Inconsistency) จึงจำเป็นต้องเลือกจำนวน Lag ที่เหมาะสม โดยวิธีการทดสอบจำนวน Lag ที่เหมาะสมจะพิจารณาได้จากเกณฑ์หรือตัวชี้วัดตัวใดตัวหนึ่งดังต่อไปนี้ ได้แก่ Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Information Criterion (SC), Final Prediction Error (FPE) หรือ Hannan-Quinn Information Criterion (HQ) โดยจำนวน Lag ที่เหมาะสมจะให้ค่าวิกฤติต่ำที่สุด ซึ่งแต่ละเกณฑ์มีประสิทธิภาพในการชี้วัดไม่แตกต่างกัน

ในกรณีที่ตัวแปรที่นำมาวิเคราะห์ไม่ Stationary กล่าวคือเป็น I(1) ทุกตัว การประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง VAR จะทำให้เกิดผลลวง (Spurious Result) ยกเว้นว่าตัวแปรคู่กันมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration) ต่อกัน ดังนั้นจึงจำเป็นต้องทดสอบ Cointegration ก่อนที่จะนำตัวแปรไปวิเคราะห์ด้วยแบบจำลอง Restricted VAR หรือเรียกอีกอย่างว่า Error Correction Model (ECM) (Charemza and Deadman, 1997, pp. 131-134) โดยงานวิจัยนี้ใช้วิธีการทดสอบด้วยวิธีของ Johansen and Juselius (1990, pp. 169-210) ซึ่งเป็นวิธีเหมาะสมในการทดสอบ Cointegration ในกรณีที่มีมากกว่า 2 ตัวแปร หรือกรณีที่ไม่ทราบแน่ชัดว่าตัวแปรใดเป็นตัวแปรตาม และตัวแปรอิสระ โดยมีขั้นตอนในการทดสอบ ดังต่อไปนี้

จากแบบจำลอง VAR ในรูปของ First-Difference สามารถเขียนได้ ดังนี้

$$\Delta P_t = \Pi P_t + \sum_{i=1}^{s-1} \Pi_i \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t \quad \dots(3)$$

โดยที่

$\Pi = \alpha\beta'$

α คือ เวกเตอร์ของความเร็วในการปรับตัว

β คือ Cointegrating Vector

P_t คือ เวกเตอร์ของราคาในแต่ละระดับ

ในกรณีที่ทำการวิเคราะห์ตัวแปรที่เป็น Non-Stationary 4 ตัวแปร แล้วจำนวน Cointegrating Vectors จะมีได้มากที่สุด 3 ชุด แต่หากพบว่า Cointegrating Vectors มีจำนวน 4 ชุด แสดงว่าตัวแปร Stationary ซึ่งจำนวน Cointegrating Vector จะเท่ากับค่า Rank ของเมตริกซ์ Π โดยการหาจำนวนของ Cointegrating Vector สามารถทำได้โดยการทดสอบค่า Eigen Values (λ) โดยที่ $\det(\Pi - \lambda I) = 0$ และ I คือ เมตริกซ์เอกลักษณ์ (Identity Matrix) ขนาด 4×4

ค่า λ ที่ได้จะมีได้มากที่สุดถึง 4 ค่า ซึ่งจะเริ่มทดสอบจากค่า λ ที่มากที่สุดก่อน ไปจนถึงค่าที่น้อยที่สุด ($\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \lambda_3 \geq \lambda_4$)

โดยใช้ค่าสถิติทดสอบ 2 ค่า คือ Maximum Eigen Value Test และ Trace Test โดยมีขั้นตอนดังนี้

1) Maximum Eigen Value Test มีสมมติฐานในการทดสอบ ดังนี้

$H_0: \lambda_1 = 0$ (ไม่มี Cointegration)

$H_1: \lambda_1 \neq 0, \lambda_2 = 0$ (มี 1 Cointegrating Vector)

หาก λ_1 มีค่าเป็นศูนย์ แสดงว่า λ_2, λ_3 , และ λ_4 จะมีค่าเป็นศูนย์ทั้งหมด นั่นคือไม่มี Cointegrating Vector หรือ ตัวแปรไม่เป็น Cointegration นั้นเอง แต่หาก λ_1 ไม่เป็นศูนย์แสดงว่ามี Cointegrating Vector อย่างน้อย 1 เวกเตอร์ ต้องทำการทดสอบ λ_2, λ_3 , และ λ_4 ต่อไปจนกว่าจะไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานได้

2) Trace Test มีสมมติฐานในการทดสอบ ดังนี้

$H_0: \text{Rank}(\Pi) = 0$ (ไม่มี Cointegration)

$H_1: 0 \leq \text{Rank}(\Pi) \leq 4$

(มีอย่างน้อย 1 Cointegrating Vector)

โดยที่ $\text{Rank}(\Pi)$ จะเท่ากับ จำนวน Cointegrating Vector

หากสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 Cointegrating Vector ต้องทำการทดสอบต่อไปโดยเพิ่ม $\text{Rank}(\Pi)$ ครั้งละ 1 และทำการทดสอบใหม่จนกว่าจะไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้

ในส่วนของความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคาที่สามารถเกิดขึ้นได้มีทั้งหมด 3 รูปแบบ ได้แก่ ความไม่สมมาตรในด้านขนาด (Asymmetry in Magnitude) ความไม่สมมาตรในด้านความเร็ว (Asymmetry in Speed) และความไม่สมมาตรในด้านขนาดและความเร็ว (Asymmetry in Magnitude and Speed) ซึ่งหากตรวจพบว่าตัวแปรแต่ละคู่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration) ต่อกัน การส่งผ่านราคาระหว่างตัวแปรคู่นั้นจะมีความสมมาตรในด้านขนาด เนื่องจากหากเกิดความไม่สมมาตรในด้านขนาด จะส่งผลให้ค่าของตัวแปรทั้งคู่ห่างออกจากกัน และไม่สามารถตรวจพบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวต่อกันได้ (Meyer and Cramon-Taubadel, 2005, pp. 582-588) งานวิจัยครั้งนี้ได้ทำการทดสอบความไม่สมมาตรใน

ด้านความเร็วโดยการประมาณค่าใน Error Correction Model (ECM) ด้วยวิธีของ Cramon-Taubadel and Loy (1996, pp. 311-317) ซึ่งมีความเหมาะสมในกรณีที่ตัวแปรทุกตัวมีลักษณะเป็น $I(1)$ และพบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวต่อกัน สามารถแสดงได้ดังสมการที่ 4

$$\Delta P_t^1 = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j^+ D_t^+ \Delta P_{t-j+1}^2 + \sum_{j=1}^L \beta_j^- D_t^- \Delta P_{t-j+1}^2 + \theta^+ ECT_{t-1}^+ + \theta^- ECT_{t-1}^- + u_t \quad \dots(4)$$

โดยที่

ECT_{t-1} คือ ค่าคลาดเคลื่อนจากสมการ Cointegration ในช่วงเวลา $t-1$

ซึ่ง Cramon-Taubadel and Loy (1996, pp. 311-317) ได้แบ่งค่าคลาดเคลื่อนออกเป็น ECT_{t-1}^+ และ ECT_{t-1}^-

$D_t^+ = 0$ เมื่อ $P_{t-j+1}^2 \leq P_{t-j}^2$ และ

$D_t^+ = 1$ เมื่อ $P_{t-j+1}^2 > P_{t-j}^2$

$D_t^- = 0$ เมื่อ $P_{t-j+1}^2 \geq P_{t-j}^2$ และ

$D_t^- = 1$ เมื่อ $P_{t-j+1}^2 < P_{t-j}^2$

θ^+ คือ ค่าพารามิเตอร์สำหรับการปรับตัว ลดลงเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว

θ^- คือ ค่าพารามิเตอร์สำหรับการปรับตัว สูงขึ้นเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว

β_j^+ และ β_j^- คือ ค่าพารามิเตอร์สำหรับการปรับตัวในระยะสั้น

หลังจากนั้นตรวจสอบความไม่สมมาตรโดยการทดสอบ Wald Test ตามสมมติฐานดังนี้

$$H_0^1: \sum_{j=1}^K \beta_j^+ = \sum_{j=1}^L \beta_j^-$$

$$H_1^1: \sum_{j=1}^K \beta_j^+ \neq \sum_{j=1}^L \beta_j^-$$

$$H_0^2: \theta^+ = \theta^-$$

$$H_1^2: \theta^+ \neq \theta^-$$

หากสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้อย่างน้อย 1 สมมติฐาน แสดงว่าการส่งผ่านราคานั้นเกิดความไม่สมมาตร



ผลการศึกษา (Results)

1. ผลการวิเคราะห์เชิงคุณภาพ

จากข้อมูลราคายางพารารายวันในตลาดล่วงหน้า ตลาดส่งออก ตลาดขายส่ง และตลาดท้องถิ่น มีความเคลื่อนไหวที่สอดคล้องกัน โดยราคายางพาราสูงที่สุดในปี พ.ศ. 2554 และมีแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่อง เมื่อพิจารณาส่วนต่างของราคาในแต่ละตลาด พบว่ามีแนวโน้มสูงขึ้น ในช่วงที่ราคามีความผันผวนมาก จากการตรวจเอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับราคายางพารา สามารถสรุปสาเหตุของการเปลี่ยนแปลงของราคายางพาราได้ดังภาพ 2 จะเห็นได้ว่าราคายางพาราในประเทศไทย ถูกกำหนดมาจากราคาในตลาดล่วงหน้า และมีความสัมพันธ์กันตั้งแต่ราคาส่งออก ราคาตลาดกลาง และราคาท้องถิ่น โดยปัจจัยสำคัญที่ส่งผลต่อราคายางพาราในแต่ละตลาด สามารถแบ่งได้ ดังนี้

1) ปัจจัยภายในที่ส่งผลกระทบต่อราคายางพารา

1.1 ความต้องการใช้ยางพารา (Demand) ได้แก่ ความต้องการใช้ยางพาราภายในประเทศ ความต้องการนำเข้ายางพาราของประเทศนำเข้า รวมถึงความต้องการซื้อยางพาราในตลาดล่วงหน้า

1.2 ปริมาณการผลิตยางพารา (Supply) ได้แก่ ผลผลิตยางพาราในแต่ละประเทศ เช่น ประเทศไทย มาเลเซีย อินโดนีเซีย เป็นต้น

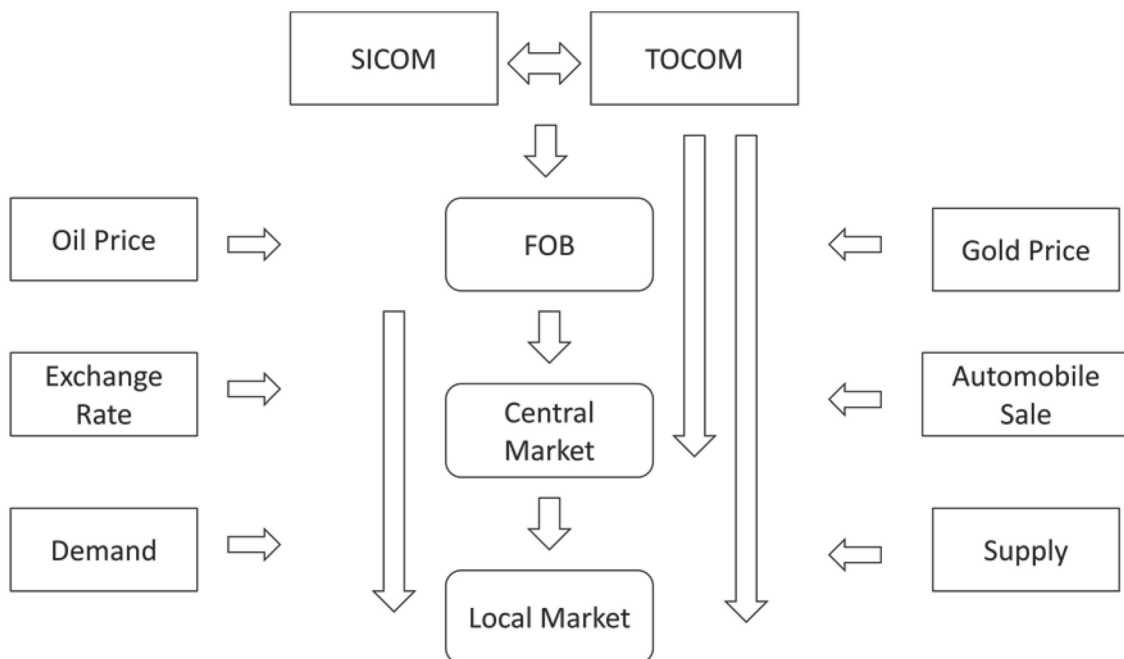
2) ปัจจัยภายนอกที่ส่งผลกระทบต่อราคายางพารา

2.1 ราคาน้ำมันดิบ (Oil Price) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับราคายางพารา เนื่องจากผลิตภัณฑ์ร่วมที่ได้จากปิโตรเลียม สามารถนำมาผลิตยางสังเคราะห์ ซึ่งใช้ทดแทนยางพาราได้

2.2 ราคาทองคำ (Gold Price) มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับราคายางพารา เนื่องจากตลาดซื้อขายล่วงหน้ายางพาราเป็นตลาดเก็งกำไร ซึ่งเป็นอีกทางเลือกในการเก็งกำไรสำหรับนักลงทุน เช่นเดียวกับตลาดทองคำ

2.3 ตลาดสินค้าที่ผลิตจากยางพารา ได้แก่ อุตสาหกรรมยานยนต์ ที่นอนยางพารา ถุงมือ และถุงยางอนามัย เป็นต้น มีผลกระทบโดยตรงกับความต้องการใช้ยางพารา

2.4 อัตราแลกเปลี่ยน (Exchange Rate) ความผันผวนของค่าเงินที่ใช้ในการซื้อขายยางพารา ส่งผลให้ราคายางพาราในประเทศที่ส่งออกเกิดความผันผวน



ภาพ 2 รูปแบบความสัมพันธ์ของราคายางพาราในแต่ละตลาด



2. ผลการวิเคราะห์เชิงปริมาณ

การทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Stationary)

จากผลการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test ดังตาราง 1 พบว่า ตัวแปรทุกชุด มีลักษณะเป็น Non-Stationary ที่ระดับ Level และมีลักษณะเป็น Stationary ที่ระดับ First Difference หรือเรียกได้ว่าตัวแปรทุกตัวมีระดับของ Integration ที่ลำดับ 1 หรือ I(1) ซึ่งไม่สามารถใช้ในการประมาณค่าแบบจำลอง VAR ได้ จึงต้องทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration) และนำไปประมาณค่าแบบจำลอง VEC ต่อไป

การเลือกช่วงความล่าช้า (Lag) ที่เหมาะสม

จากการตรวจสอบเอกสารที่เกี่ยวข้องกับกระบวนการและรูปแบบในการกำหนดราคายางพาราในแต่ละตลาด งานวิจัยครั้งนี้ได้ทำการจับคู่ตัวแปร ซึ่งคาดว่าตัวแปรแต่ละคู่จะมีความสัมพันธ์กันได้ทั้งหมด 6 คู่ ดังนี้

1. ราคาส่งออกและราคาตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์ (P_t^{FOB}, P_t^{SICOM})
2. ราคาขายส่งและราคาตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์ (P_t^W, P_t^{SICOM})
3. ราคาตลาดท้องถิ่นและราคาตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์ (P_t^F, P_t^{SICOM})

4. ราคาขายส่งและราคาส่งออก (P_t^W, P_t^{FOB})

5. ราคาตลาดท้องถิ่นและราคาส่งออก (P_t^F, P_t^{FOB})

6. ราคาตลาดท้องถิ่นและราคาขายส่ง (P_t^F, P_t^W)

ในการประมาณค่าแบบจำลอง Vector Autoregressive (VAR) และ Vector Error Correction (VEC) นั้นจำเป็นที่จะต้องมีการทดสอบจำนวน Lag เหมาะสม เพื่อกำจัดปัญหา Autocorrelation โดยการทดสอบจำนวน Lag ที่เหมาะสม สามารถพิจารณาได้จากหลายเกณฑ์ ได้แก่ Schwarz Information Criterion (SC), Akaike Information Criterion (AIC), Final Prediction Error (FPE) และ Hannan-Quinn Information Criterion (HQ) ซึ่งจากการตรวจสอบเอกสารวิจัยที่ผ่านมา ไม่พบว่าแต่ละเกณฑ์ที่ใช้ทดสอบมีประสิทธิภาพแตกต่างกัน งานวิจัยครั้งนี้จึงเลือกเกณฑ์ Schwarz Information Criterion (SC) ซึ่งมีจำนวน Lag ที่เหมาะสมน้อยกว่าเกณฑ์อื่นๆ เนื่องจากจำนวน Lag ที่มากเกินไปจะส่งผลให้ระดับของความเป็นอิสระ (Degree of Freedom) ในการทดสอบสมมติฐานน้อยเกินไป ซึ่งผลการทดสอบ Lag ที่เหมาะสมในการประมาณค่าแบบจำลอง VAR ของตัวแปรแต่ละคู่

ตาราง 1 ผลการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test

ตัวแปร	Level		First Difference	
	ค่าสถิติ t	P-Value	ค่าสถิติ t	P-Value
P_t^{SICOM}	-2.213	0.202	-43.832	0.000
P_t^{FOB}	-2.290	0.175	-16.604	0.000
P_t^W	-2.198	0.207	-16.962	0.000
P_t^F	-2.239	0.192	-17.750	0.000

ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration)

จากการที่ตัวแปรราคายางในทุกตลาดมีลักษณะเป็น Non-Stationary และมีระดับของ Integration ที่ลำดับ 1 หรือ I(1) ทำให้ไม่สามารถใช้แบบจำลอง VAR ในการประมาณค่าได้ เนื่องจากก่อให้เกิดผลลวง (Spurious Result) แบบจำลอง VAR จึงถูกแปลงเป็น Restricted VAR หรือ ECM

ที่แสดงความสัมพันธ์ของตัวแปรคู่ใด ๆ ออกมาอยู่ในรูปของสมการ Cointegration ร่วมกับตัวแปรในรูปของ First Difference ตามจำนวน Lag ที่เหมาะสม ซึ่งจะน้อยกว่าจำนวน Lag ใน VAR 1 ช่วงเวลา โดยก่อนการวิเคราะห์แบบจำลอง ECM จำเป็นต้องมีการทดสอบ Cointegration ก่อนที่จะทำการประมาณค่า ซึ่งงานวิจัยนี้ทำการทดสอบด้วยวิธีของ Johansen and Juselius (1990, pp. 169-210) ซึ่งจะให้ค่าสถิติ



ในการทดสอบ 2 ตัวคือ Eigen Value Trace Statistic หรือ Trace Test และ Maximum Eigen Value Statistic หรือ Max Test โดยใช้เกณฑ์ Schwarz Information Criterion (SC) ในการเลือกรูปแบบความสัมพันธ์ของตัวแปรแต่ละคู่

จากผลการทดสอบ Cointegration ดังตาราง 2 พบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวในตัวแปรทุกคู่ โดยมีจำนวน Cointegrating Vector คู่ละ 1 เวกเตอร์

ซึ่งรูปแบบของความสัมพันธ์ของตัวแปรแต่ละคู่มีความแตกต่างกัน ในกรณีที่มีหรือไม่มีค่าคงที่ (Intercept) และมีหรือไม่มีค่าแนวโน้มเวลา (Trend) ทั้งในสมการ Cointegration และ ECM ทำให้สามารถนำค่าของตัวแปรทั้งหมดไปประมาณค่าในแบบจำลอง ECM ได้ โดยที่ค่าคลาดเคลื่อนที่ได้จากทั้งในสมการ Cointegration และ ECM ที่มีความเหมาะสมนั้น จะมีความนิ่ง

ตาราง 2 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวด้วยวิธี Johansen Cointegration

คู่ของตัวแปร ที่ศึกษา	จำนวน Lag ใน VEC	จำนวน Cointegrating Vectors	Intercept and Trend in Cointegrating Equation	Trend in VEC
P_t^{FOB}, P_t^{SICOM}	5	1	-	-
P_t^W, P_t^{SICOM}	8	1	-	-
P_t^F, P_t^{SICOM}	7	1	-	-
P_t^W, P_t^{FOB}	6	1	Intercept and Trend	Linear Trend
P_t^F, P_t^{FOB}	6	1	-	-
P_t^F, P_t^W	6	1	Intercept	-

ผลการทดสอบความไม่สมมาตรในการส่งผ่าน ราคา

จากผลการทดสอบ ADF Unit Root พบว่าตัวแปรทุกตัวมีลักษณะเป็น I(1) หรือ Non-Stationary ซึ่งวิธีที่เหมาะสมในการทดสอบความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคาในกรณีที่ข้อมูลเป็น I(1) คือการประมาณค่าใน Error Correction Model (ECM) โดยวิธีของ Cramon-Taubadel and Loy (1996, pp. 311-317) ดังสมการที่ 4

จากการวิเคราะห์ตัวแปรทั้งหมด 6 คู่ ด้วยแบบจำลอง ECM ที่ได้ทำการทดสอบ Cointegration ไปแล้ว ได้แก่ 1) ราคาส่งออกและราคาส่งออกต่างประเทศสิงคโปร์ 2) ราคาขายส่งและราคาส่งออกต่างประเทศสิงคโปร์ 3) ราคาส่งออกและราคาส่งออกต่างประเทศสิงคโปร์ 4) ราคาขายส่งและราคาส่งออก 5) ราคาส่งออกและราคาส่งออก และ 6) ราคาส่งออกและราคาขายส่ง จากผลการทดสอบดังตาราง 3 เมื่อพิจารณาการส่งผ่านราคาจากตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์ไปยังตลาดอื่น พบว่าตลาดที่ตอบสนองต่อราคาลดลงได้เร็วกว่าราคาเพิ่มขึ้นอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่

ตลาดขายส่งและตลาดท้องถิ่น ($\sum_{j=1}^L \beta_j^- > \sum_{j=1}^K \beta_j^+$) ในส่วนของการส่งผ่านราคาจากตลาดส่งออกไปยังตลาดขายส่ง และตลาดท้องถิ่น พบว่ามีการตอบสนองต่อราคาลดลงได้เร็วกว่าราคาเพิ่มขึ้นอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติเช่นเดียวกัน ในขณะที่ตลาดท้องถิ่นมีการตอบสนองต่อราคาลดลงได้เร็วกว่าราคาเพิ่มขึ้นของตลาดขายส่งอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติเช่นกัน จะเห็นได้ว่าเกษตรกรผู้ปลูกยางพาราขาดอำนาจในการต่อรองจากผู้รับซื้อในตลาดขายส่ง

ในส่วนของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว เมื่อพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ที่ประมาณได้ พบว่าตลาดที่มีการปรับตัวสูงขึ้นเมื่อราคาต่ำกว่าดุลยภาพได้ช้ากว่าการปรับตัวลดลงเมื่อราคาอยู่สูงกว่าดุลยภาพ ($\theta^+ > \theta^-$) ได้แก่ ตลาดขายส่งและตลาดท้องถิ่น เมื่อเปรียบเทียบกับตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์และตลาดส่งออก ในขณะที่ตลาดส่งออกก็มีการปรับตัวสูงขึ้นได้ช้ากว่าการปรับตัวลดลงเมื่อเปรียบเทียบกับตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.1 และหากเปรียบเทียบระหว่างตลาดขายส่ง และตลาดท้องถิ่น พบว่า มีการปรับตัวสู่ดุลยภาพระยะยาวได้อย่างสมมาตร

ตาราง 3 ผลการทดสอบความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคา

ตัวแปร	ΔP_t^1					
	FOB-SICOM	W-SICOM	F-SICOM	W-FOB	F-FOB	F-W
α	-0.015	-0.0435	-0.0609	-0.0692	-0.0632	0.0005
$\sum_{j=1}^K \beta_j^+$	0.8711	0.9788	1.2938	0.9906	1.1659	1.0811
$\sum_{j=1}^L \beta_j^-$	0.8876	1.6529	1.5921	1.5483	1.8302	1.1854
Wald Test: H_0^1	-0.0165	-0.6741	-0.2983	-0.5577	-0.6643	-0.1043
P-Value	(0.8223)	(0.0000)	(0.0119)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0583)
θ^+	-0.0288	-0.0479	-0.0687	-0.0572	-0.0477	-0.1013
θ^-	-0.0556	-0.0072	-0.0101	-0.0146	-0.0098	-0.0916
Wald Test: H_0^2	0.0268	-0.0407	-0.0586	-0.0426	-0.0379	-0.0097
P-Value	(0.0892)	(0.0048)	(0.0000)	(0.0038)	(0.0022)	(0.7008)
F-Statistics	131.6973	82.9052	115.31	165.22	252.96	655.172
P-Value	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
R-Squared	0.4592	0.4080	0.4598	0.5158	0.6199	0.8086
Adj R-Squared	0.4558	0.4031	0.4558	0.5127	0.6175	0.8074

สรุปผลการศึกษา (Conclusion)

การศึกษาครั้งนี้ มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์การส่งผ่านราคายางพาราระหว่าง ราคาตลาดท้องถิ่น ราคาขายส่ง ราคาส่งออก และราคาตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์ รวมถึงตรวจสอบความไม่สมมาตรในการปรับตัวของราคายางพาราในแต่ละตลาดจากผลการวิเคราะห์ พบว่าทิศทางความสัมพันธ์ของราคายางพาราในแต่ละตลาดมีความเชื่อมโยงกัน โดยตลาดที่เป็นตัวชี้ราคาคือในตลาดอื่น คือตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์ และส่งผ่านมายังตลาดส่งออก ตลาดขายส่ง และตลาดท้องถิ่น ซึ่งขึ้นอยู่กับปัจจัยภายใน ได้แก่ ปริมาณผลผลิตยางพารา และปริมาณความต้องการใช้ยางพารา ในขณะที่ปัจจัยภายนอก ได้แก่ ราคาน้ำมันดิบ ราคาทองคำ ตลาดสินค้าที่ผลิตจากยางพารา และอัตราแลกเปลี่ยนก็มีผลกระทบต่อราคายางพาราในแต่ละตลาด

จากการที่ตลาดยางพาราในประเทศไทย มีลักษณะที่มีผู้ผลิตและขายจำนวนมาก ในขณะที่ผู้ส่งออกมีจำนวนน้อยกว่า และมีขนาดใหญ่ ซึ่งเป็นลักษณะของตลาดที่มักพบความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคา เนื่องจากผู้ขายขาดอำนาจในตลาดงานวิจัยนี้จึงทำการทดสอบความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคายางพารา โดยทำการจับคู่ตัวแปรที่คาดว่า

มีความสัมพันธ์ต่อกัน จากการศึกษาพบความสัมพันธ์เชิงคุณภาพระยะยาวระหว่างราคายางพาราตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์ ตลาดส่งออก ตลาดขายส่ง และตลาดท้องถิ่น โดยพบความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคาในระยะสั้นจากคู่ตัวแปรทั้งหมด 5 คู่ ได้แก่ ตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์และตลาดขายส่ง ตลาดล่วงหน้าประเทศสิงคโปร์และตลาดท้องถิ่น ตลาดส่งออกและตลาดขายส่ง ตลาดส่งออกและตลาดท้องถิ่น และตลาดขายส่งและตลาดท้องถิ่น ซึ่งเป็นการส่งผ่านราคาจากตลาดปลายทางไปยังตลาดต้นน้ำ โดยการเพิ่มขึ้นของราคาจะถูกส่งผ่านได้ล่าช้ากว่าการลดลงของราคา ในขณะที่ระยะยาวพบการปรับตัวสู่ดุลยภาพระยะยาวที่ไม่สมมาตร พิจารณาจากการปรับตัวของราคาตลาดต้นน้ำเมื่อเปรียบเทียบกับตลาดปลายทาง พบว่าเมื่อราคาอยู่ต่ำกว่าดุลยภาพ จะมีการปรับตัวเพิ่มขึ้นเข้าหาดุลยภาพได้ล่าช้ากว่า เมื่อเปรียบเทียบกับ การปรับตัวลดลงเมื่อราคาอยู่สูงกว่าดุลยภาพ แสดงให้เห็นถึงความเสียเปรียบของเกษตรกรและผู้ประกอบการในตลาดต้นน้ำ

จากผลการศึกษา พบว่ามีความสอดคล้องกับงานวิจัยในวารสารต่างประเทศ ได้แก่ งานวิจัยของ Zainalabidin and Iliyasu (2015, pp. 87-100)



Goodwin and Holt (1999, pp. 630-637) และ McLaren (2015, p. 415) ซึ่งทดสอบความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคาในตลาดผัก เนื้อสัตว์ และสินค้าเกษตร ตามลำดับ โดยพบความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคาจากตลาดต้นน้ำไปยังตลาดปลายน้ำ จากผลสรุปของงานวิจัยมีความสอดคล้องกันว่าสาเหตุหลักในการที่ตรวจพบความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคาในตลาดสินค้าเกษตร มาจากการที่สินค้าเกษตรมีลักษณะที่มีผู้ขายจำนวนมาก ในขณะที่ผู้ซื้อในตลาดคือผู้แปรรูปและผู้ส่งออกซึ่งมีจำนวนน้อยกว่า ส่งผลให้อำนาจในการกำหนดราคาคงไปอยู่กับผู้ซื้อ ทำให้การส่งผ่านราคาเกิดความไม่สมมาตร ในขณะที่ตลาดยางพาราในประเทศไทยมีลักษณะคล้ายคลึงกัน โดยที่มีเกษตรกรซึ่งเป็นผู้ขายจำนวนมาก แต่ทิศทางในการกำหนดราคาเป็นไปในทางตรงกันข้าม ซึ่งถูกกำหนดลงมาจากตลาดปลายน้ำ การวิเคราะห์ในครั้งนี้จึงวิเคราะห์ความไม่สมมาตรในทิศทางตรงกันข้ามกับงานวิจัยที่ผ่านมา แต่ก็สามารถสรุปผลได้ในแนวทางเดียวกัน ซึ่งพบว่าเกษตรกรขาดอำนาจในตลาด ส่งผลให้เกิดการสูญเสียรายได้ของเกษตรกรผู้ปลูกยางพารา

ข้อเสนอแนะการวิจัย (Research Suggestions)

ข้อเสนอแนะเชิงนโยบาย (Policy Suggestions)

จากการที่ราคายางพาราที่เกษตรกรได้รับมีการปรับตัวได้ช้า อาจเนื่องมาจากเกษตรกรยังไม่สามารถปรับตัวในการใช้ระบบสารสนเทศออนไลน์ได้ ดังนั้น ข้อมูลการเปลี่ยนแปลงของราคายางพาราในเว็บไซต์ของการยางแห่งประเทศไทยอาจไม่เข้าถึงตัวเกษตรกร ทำให้เกษตรกรเสียเปรียบผู้รับซื้อ งานวิจัยนี้มีข้อเสนอแนะดังนี้

1. เสนอแนะให้การยางแห่งประเทศไทยและกองการยางของกรมวิชาการเกษตร เพิ่มช่องทางการให้ข้อมูลข่าวสารที่สามารถเข้าถึงตัวเกษตรกรผู้ปลูกยางพาราได้มากขึ้น อาทิเช่น การให้ข้อมูลผ่าน

สื่อวิทยุในท้องถิ่น และส่งเสริมให้เกษตรกรเรียนรู้การใช้ประโยชน์จากสื่อออนไลน์ให้มากขึ้น

2. การลดอำนาจตลาดจากพ่อค้าคนกลางและผู้ส่งออก เนื่องจากเกษตรกรขาดอำนาจในการกำหนดราคา โดยเพิ่มช่องทางให้เกษตรกรสามารถเข้าถึงตลาดกลางได้ด้วยตนเอง หรือการสนับสนุนการรวมกลุ่มของเกษตรกร ส่งเสริมการจัดตั้งสหกรณ์ยางพารา เพื่อเพิ่มอำนาจในตลาดให้กับเกษตรกร

3. การรักษาเสถียรภาพของราคายางพารา เนื่องจากความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคายางพาราจะเกิดขึ้นเมื่อราคามีการปรับตัวเพิ่มขึ้น และลดลง การรักษาเสถียรภาพของราคายางพารา จะสามารถช่วยลดการสูญเสียรายได้ของเกษตรกรจากความผันผวนของราคาได้

ข้อเสนอแนะสำหรับงานวิจัยครั้งต่อไป

(Suggestions for Future Research)

การวิเคราะห์ความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคายางพาราในประเทศไทยครั้งนี้ ใช้วิธีการทดสอบของ Cramon-Taubadel and Loy (1996, pp. 311-317) โดยสามารถทดสอบความไม่สมมาตรในด้านความเร็วในการปรับตัวของราคา ซึ่งเหมาะสมกับสินค้าเกษตรที่มีการซื้อขาย และเปลี่ยนแปลงราคาที่มีความถี่เป็นรายวัน แต่ยังไม่สามารถประเมินค่าการสูญเสียรายได้ของเกษตรกรจากการส่งผ่านราคาที่ไม่สมมาตรได้ งานวิจัยนี้มีข้อเสนอแนะสำหรับงานวิจัยครั้งต่อไปในการทดสอบความไม่สมมาตรในการส่งผ่านราคาของสินค้าเกษตรที่สำคัญของประเทศไทย หรือการประเมินผลกระทบที่เกิดขึ้นการส่งผ่านราคาที่ไม่สมมาตร

กิตติกรรมประกาศ (Acknowledgements)

งานวิจัยนี้ได้รับทุนสนับสนุนการวิจัยเพื่อทำวิทยานิพนธ์ จากโครงการบัณฑิตศึกษา ประจำปี ๒๕๖๒ สาขาเศรษฐศาสตร์เกษตรและทรัพยากร คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

บรรณานุกรม (Bibliography)

- Borenstein, S., Cameron, A. C. and Gilbert, R. (1997). Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes?. *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 305-339.
- Charemza, W. W. and Deadman, D. F. (1997). *New directions in econometric practice* (2nd ed.). UK: Edward Elgar Publishing Limited.



- Chawanisakul, U. (2001). **An analysis of Thailand's natural rubber export potential**. Master thesis, M.S., Kasetsart University, Bangkok.
- Chen, L., Finney, M. and Lai, K. S. (2005). A threshold cointegration analysis of asymmetric price transmission from crude oil to gasoline prices. **Economic Letters**, 89(2), 233-239.
- Cramon-Taubadel, S. and Loy, J. (1996). Price asymmetry in the international wheat market: Comment. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, 44(3), 311-317.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, 74(366), 427-431.
- Goodwin, B. K. and Holt, M. T. (1999). Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. **American Journal of Agricultural Economics**, 81(3), 630-637.
- Houck, J. P. (1977). An approach to specifying and estimating nonreversible functions. **American Journal of Agricultural Economics**, 59(3), 570-572.
- Jarenmoon, A. (2006). **An analysis of market integration and price forecasting of ribbed smoked sheet No.3 of Thailand**. Master thesis, M.S., Kasetsart University, Bangkok.
- Jatuporn, C. and Sukprasert, P. (2016). Price integration analysis among rubber markets of Thailand. **RMUTT Global Business and Economics Review**, 11(2), 1-9.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52(2), 169-210.
- Kasikorn Research Center. (2015). Struggle through Thailand rubber crisis in 2015. **Kasikornthai Econ Analysis**, 21(2609), 1-5.
- McLaren, A. (2015). Asymmetry in price transmission in agricultural markets. **Review of Development Economics**, 19(2), 415-433.
- Meyer, J. and Cramon-Taubadel, S. (2005). Asymmetric price transmission: A survey. **Journal of Agricultural Economics**, 55(3), 581-611.
- Office of Agricultural Economics. (2016). **Thailand rubber production**. Retrieved December 8, 2017, from <http://www.oae.go.th/assets/portals/1/files/production/pararubber.pdf>
- Pisitsupakul, K. (2014). **Background and pricing in Thailand rubber markets**. Focus and quick (FAQ). Bangkok: Bank of Thailand.
- Prince of Songkla University. (2015). **Thailand rubber development plan in 2015-2019**. Retrieved May 10, 2018, from http://blog.senate.go.th/profile/chusak.l/uploads/files/file_1418835161.pdf
- Rubber Research Institute. (2017). **Thailand rubber statistics**. Bangkok: Ministry of Agriculture and Cooperatives.
- Tantiwanitchanon, T. (2011). **Price transmission in rubber futures**. Independent study, M.S., Thammasat University, Bangkok.
- Ward, R. W. (1982). Asymmetry in retail, wholesale, and shipping point pricing for fresh vegetables. **American Journal of Agricultural Economics**, 64(2), 205-212.
- Zainalabidin, M. and Ilyasu, A. (2015). Analysis of asymmetric price transmission of selected vegetables in Peninsula Malaysia. **Malaysian Journal of Mathematical Sciences**, 11(S), 87-100.