

## การวิเคราะห์ความเชื่อมโยงด้านราคาในตลาดยางพาราของประเทศไทย

### PRICE INTEGRATION ANALYSIS AMONG RUBBER MARKETS OF THAILAND

เฉลิมพล จตุพร<sup>1</sup>  
พัฒนา สุขประเสริฐ<sup>2</sup>

#### บทคัดย่อ

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ผลกระทบของการส่งผ่านราคาในตลาดยางพาราของประเทศไทย ได้แก่ ราคาหน้าฟาร์ม ราคาขายส่ง ราคาส่งออก และราคาตลาดโลก โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลายรายเดือน เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2544 จนถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 และทำการวิเคราะห์ด้วยเทคนิคทางเศรษฐมิติ ได้แก่ (1) การทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี ADF unit root (2) การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวด้วยวิธี Johansen cointegration และ (3) การวิเคราะห์ความเชื่อมโยงด้านราคาระหว่างตลาดด้วยวิธี Granger causality โดยข้อค้นพบเชิงประจักษ์สามารถตรวจพบความเชื่อมโยงด้านราคาระหว่างตลาดยางพาราของประเทศไทย ได้แก่ การส่งผ่านผลกระทบของราคาขายส่ง ราคาส่งออก และราคาตลาดโลกไปยังราคาหน้าฟาร์ม และการส่งผ่านผลกระทบของราคาขายส่งและราคาตลาดโลกไปยังราคาส่งออก

**คำสำคัญ:** การส่งผ่านราคา ตลาดยางพารา เศรษฐมิติอนุกรมเวลา

---

<sup>1</sup> Ph.D. อาจารย์ประจำสาขาวิชาเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสุโขทัยธรรมาธิราช ตำบลบางพูด อำเภอปากเกร็ด จังหวัดนนทบุรี 11120 E-mail: jatuporn.stou@gmail.com; Chalermpon.Jat@stou.ac.th

<sup>2</sup> ศศ.ต. รองศาสตราจารย์ประจำภาควิชาส่งเสริมและนิเทศศาสตร์เกษตร คณะเกษตร มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ แขวงลาดยาว เขตจตุจักร กรุงเทพมหานคร 10900

### Abstract

The purpose of this study is to analyze the impacts of price transmission among rubber markets of Thailand, namely, farmgate, wholesale, export and world market prices. The monthly time series are utilized covering the period of January 2001 to December 2015. The econometric techniques are employed to satisfy the purpose including (1) the ADF unit root for testing stationarity, (2) the Johansen cointegration for testing long-run equilibrium relationship and (3) the Granger causality for analyzing price integration. The empirical findings can detect the impacts of price integration among the markets of Thailand. There are from wholesale, export and world market prices running to farmgate price as well as from wholesale and world market prices running to export price.

**Keywords:** Price transmission, Rubber market, Time series econometrics

### บทนำ

ประเทศไทยมีความเหมาะสมในการปลูกยางพารา เนื่องจากภูมิศาสตร์ตั้งอยู่ในเขตร้อนชื้นแถบเส้นศูนย์สูตร มีสภาพอากาศเหมาะสมและเอื้ออำนวยต่อการเจริญเติบโตของต้นยาง ทำให้ตลอดระยะเวลาเวลาสิบกว่าปีที่ผ่านมา ยางพาราได้กลายเป็นพืชเศรษฐกิจที่มีความสำคัญในแง่ของการสร้างรายได้ให้กับประเทศและเป็นแหล่งรองรับอาชีพให้กับแรงงานภาคการเกษตรเป็นจำนวนมาก ด้วยเหตุนี้ได้มีการขยายพื้นที่ปลูกยางจากเดิมที่นิยมปลูกเฉพาะในเขตภาคใต้ให้ครอบคลุมทั่วทุกภูมิภาคของประเทศตามนโยบายของภาครัฐ โดยเฉพาะอย่างยิ่งการขยายพื้นที่ปลูกในเขตภาคเหนือและภาคตะวันออกเฉียงเหนือตามโครงการยางล้านไร่ 3 ระยะ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2547 ถึงปี พ.ศ. 2556 จนทำให้ในปัจจุบันมีพื้นที่ปลูกยางพารามากกว่า 22 ล้านไร่ นอกจากนี้ภาครัฐและภาคเอกชนยังให้การสนับสนุนงานวิจัยด้านการพัฒนาสายพันธุ์ยางที่ดียิ่งขึ้นอย่างต่อเนื่องเพื่อเพิ่มประสิทธิภาพให้มีผลผลิตเฉลี่ยต่อไร่สูงขึ้น รวมไปถึงการส่งเสริมให้มีการใช้ประโยชน์จากยางพาราภายในประเทศมากขึ้นเพื่อลดการพึ่งพาการส่งออกต่างประเทศซึ่งเป็นช่องทางหลักเพียงอย่างเดียว โดยได้มีการพัฒนาเทคโนโลยีด้านการผลิตและการแปรรูปผลิตภัณฑ์เพื่อสร้างมูลค่าเพิ่มให้เกิดขึ้น ส่งผลให้ยางพาราของประเทศไทยได้รับการยอมรับจากต่างประเทศ มีคุณภาพตรงตามมาตรฐานและเป็นที่ต้องการของตลาด

ตลอดระยะเวลาสิบปีที่ผ่านมาอุปสงค์และอุปทานยางพาราในตลาดโลกมีแนวโน้มขยายตัวขึ้น แต่ราคากลับมีความผันผวน เปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นและลดลงอย่างรุนแรง โดยในเดือนธันวาคม พ.ศ. 2551 ราคายางพาราในตลาดโลกเฉลี่ยอยู่ที่ 42 บาทต่อกิโลกรัม จากนั้นได้เพิ่มสูงขึ้นเป็นประวัติการณ์ถึง 192 บาทต่อกิโลกรัมในเดือนกุมภาพันธ์ พ.ศ. 2554 ก่อนลดระดับลงมาอยู่ที่ 45 บาทต่อกิโลกรัมในเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 โดยสาเหตุสำคัญที่ทำให้ราคายางพาราหดตัวลงตั้งแต่ช่วงต้นปี พ.ศ. 2554 ต่อเนื่องจนถึงปัจจุบัน สาเหตุสืบเนื่องมาจากวิกฤตเศรษฐกิจโลกที่มีความผันผวนและทวีความรุนแรงขึ้น เริ่มต้นจากสหรัฐอเมริกาที่ประสบปัญหาหนี้ด้อยคุณภาพจากการบริหารจัดการสินเชื่อในภาคอสังหาริมทรัพย์ที่ขาดประสิทธิภาพหรือเป็นที่รู้จักกันในชื่อวิกฤตซับไพรม์ (Sub-prime crisis) ตามมาด้วยปัญหาหนี้สาธารณะของประเทศในกลุ่มยูโรโซน ประกอบด้วยโปรตุเกส อิตาลี กรีซ สเปน ไอร์แลนด์ ไชปรัส อีกทั้งการชะลอตัวของเศรษฐกิจจีนที่ทำให้ความต้องการใช้ยางพาราลดลงไปจากแต่ก่อนมาก โดยเงินถือเป็นตลาดผู้นำเข้ายางพารารายใหญ่ที่สุดของโลก นอกจากนี้ยังได้รับผลกระทบจากปัจจัยอื่นอีก อาทิ การเปลี่ยนแปลงสภาพภูมิอากาศ ปัญหาความขัดแย้งระหว่างประเทศ ความผันผวนของค่าเงินและราคาน้ำมัน เป็นต้น ซึ่งผลพวงจากปัญหาวิกฤตเศรษฐกิจที่แผ่

ขยายไปทั่วโลกดังกล่าวทำให้อุปสงค์ยางพาราในตลาดโลกในปัจจุบันชะลอตัวลง แต่อุปทานยังขยายตัวอย่างต่อเนื่อง เป็นสาเหตุให้ราคายางพารามีแนวโน้มหดตัวลงอย่างรุนแรง (เฉลิมพล จตุพร, ศาสตราจารย์ อนันท์ธนาศัล และ ชิตพันธ์ุ เชิดชูไชย, 2558; สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2558)

การวิเคราะห์ผลกระทบจากการส่งผ่านราคามีความสำคัญในแง่ของการบริหารจัดการและเพื่อการตรวจสอบความเชื่อมโยงระหว่างตลาดทั้งภายในประเทศและต่างประเทศ เช่น ตลาดหน้าฟาร์ม ตลาดขายส่ง และตลาดส่งออก อย่างไรก็ตามในการวิเคราะห์การส่งผ่านราคาโดยเฉพาะสินค้าเกษตรต้องพิจารณาถึงอิทธิพลของราคาตลาดโลก เนื่องจากมีความสัมพันธ์ต่อการกำหนดราคาตลาดภายในประเทศเช่นกัน (Ghoshray, 2011) ซึ่งจากการตรวจสอบวรรณกรรมและงานวิจัยที่เกี่ยวข้องในประเด็นความเชื่อมโยงของการส่งผ่านราคาในสินค้าเกษตร เช่น การศึกษาของ Chulaphan, Chen, Jatuporn and Jierwiryapant (2012) ได้วิเคราะห์ผลกระทบของนโยบายโครงการรับจำนำข้าวที่มีต่อความเชื่อมโยงด้านราคาในตลาดข้าวของประเทศไทย ได้แก่ ราคาหน้าฟาร์ม ราคาขายส่ง ราคาขายปลีก และราคาส่งออก โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม ค.ศ. 2001 ถึงเดือนธันวาคม ค.ศ. 2009 และวิเคราะห์ด้วยเทคนิคทางเศรษฐมิติ ได้แก่ (1) Johansen cointegration เพื่อศึกษาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (2) Granger causality เพื่อตรวจสอบความเชื่อมโยงระหว่างตลาด และ (3) การทดสอบค่าสัมประสิทธิ์ Wald ( $X^2$ ) เพื่อวัดขนาดของผลกระทบจากการส่งผ่านราคาที่เกิดขึ้นในตลาดข้าวของประเทศไทย ผลการศึกษาพบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างราคาในตลาดข้าวของประเทศไทย โดยราคาหน้าฟาร์มและราคาขายส่งเป็นตัวกำหนดการเคลื่อนไหวหรือมีความเชื่อมโยงกับราคาส่งออก ในขณะที่ความเชื่อมโยงของราคาขายปลีกกับราคาส่งออก ราคาขายส่ง และราคาหน้าฟาร์มมีลักษณะเป็นความสัมพันธ์ซึ่งกันและกัน (Two-way directional relationship) นอกจากนี้ อัจฉรา ว่องไวไพโรจน์ และ วิศิษฐ์ ลิ้มสมบุญชัย (2554) ได้ศึกษาความเชื่อมโยงด้านราคาของตลาดยางพารารวมทั้งสิ้น 3 ในประเทศไทย โดยใช้ราคาขายส่ง (ตลาดกลางยางพารา ได้แก่ ตลาดกลางหาดใหญ่ สุราษฎร์ธานี และนครศรีธรรมราช) ราคาตลาดส่งออก และราคาในตลาดต่างประเทศ (ตลาดล่วงหน้าโตเกียวและตลาดล่วงหน้าสิงคโปร์) อาศัยข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2546 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2553 และวิเคราะห์ด้วยเทคนิคทางเศรษฐมิติ ได้แก่ (1) การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวด้วยวิธี Johansen (Pairwise) cointegration (2) การวิเคราะห์การปรับตัวระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาวด้วยวิธี Error Correction Model (ECM) และ (3) การทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างตลาดด้วยวิธี Pairwise Granger causality ผลการศึกษาพบว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างราคาในตลาดยางพาราของประเทศไทย โดยราคาตลาดต่างประเทศมีความเชื่อมโยงร่วมกับราคาส่งออกยางพารา นอกจากนี้ยังตรวจพบความเชื่อมโยงระหว่างราคาตลาดกลางยางพาราในประเทศไทยเช่นกัน

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ผลกระทบจากการส่งผ่านราคาในตลาดยางพาราของประเทศไทย ประกอบด้วยราคาหน้าฟาร์ม ราคาขายส่ง ราคาส่งออก และราคาตลาดโลก โดยเลือกใช้เทคนิคและวิธีการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติอนุกรมเวลา ได้แก่ (1) การทดสอบ ADF unit root เพื่อตรวจสอบคุณลักษณะ (ความนิ่ง) ของข้อมูล (2) การวิเคราะห์ Johansen cointegration เพื่อศึกษาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว โดยอาศัยตัวแบบ Multivariate Vector Autoregressive (MVAR) ซึ่งแตกต่างจากอัจฉรา ว่องไวไพโรจน์ และ วิศิษฐ์ ลิ้มสมบุญชัย (2554) ที่ใช้ตัวแบบ Bivariate Vector Autoregressive (BVAR) เนื่องจากอยู่ภายใต้สมมติฐานที่ให้ตลาดมีอิทธิพลเชื่อมโยงระหว่างกันได้โดยอิสระ และ (3) การวิเคราะห์ Granger causality เพื่อตรวจสอบความเชื่อมโยงด้านราคาระหว่างตลาดยางพาราของประเทศไทย ในส่วนถัดไป คือ วิธีดำเนินการวิจัย ประกอบด้วยแหล่งที่มาของข้อมูล การนิยามตัวแปร และเทคนิคการวิเคราะห์ทาง

เศรษฐกิจ จากนั้นเป็นส่วนของผลการวิเคราะห์เชิงประจักษ์ และส่วนของสรุปผลการศึกษารวมทั้งข้อเสนอแนะเชิงนโยบายตามลำดับ

### วิธีดำเนินการวิจัย

การศึกษานี้ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2544 จนถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 รวมข้อมูลทั้งสิ้น 180 ตัวอย่าง และตัวแปรประกอบด้วยราคายางพาราในประเทศและต่างประเทศ ได้แก่ (1) ราคาหน้าฟาร์ม (LFG) อ้างอิงราคายางแผ่นดิบที่รับซื้อในท้องถิ่น (2) ราคาขายส่ง (LWS) อ้างอิงราคาประมูลยางแผ่นดิบรมควันชั้น 3 ณ ตลาดกลางยางพารา อำเภอลำพูน จังหวัดสงขลา (3) ราคาส่งออก (LFOB) อ้างอิงราคา F.O.B ณ กรุงเทพมหานคร โดยมีหน่วยเป็นบาทต่อกิโลกรัม ข้อมูลจากการขายแห่งประเทศไทย และ (4) ราคาตลาดโลก (LWD) มีการปรับหน่วยเป็นบาทต่อกิโลกรัม ข้อมูลจากธนาคารโลก อย่างไรก็ตามตัวแปรดังกล่าวได้ถูกปรับให้อยู่ในรูปลอการิทึม (Logarithm) เพื่อลดความแปรปรวนที่อาจเกิดขึ้นในขั้นตอนการวิเคราะห์ข้อมูล

การวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติอนุกรมเวลาในขั้นตอนแรกต้องมีการทดสอบคุณลักษณะของข้อมูลว่ามีความนิ่ง (Stationary) หรือไม่ เนื่องจากข้อมูลที่ไม่มีความนิ่ง (Non-stationary) จะก่อให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ปลอม (Spurious relationship) ซึ่งผลสรุปที่ได้จะไม่สามารถอธิบายได้ในเชิงเศรษฐศาสตร์ (Granger & Newbold, 1974) โดยข้อมูลที่ไม่มีความนิ่ง หมายถึง ข้อมูลที่มีค่ากลาง (Mean) ค่าความแปรปรวน (Variance) และค่าความแปรปรวนร่วม (Covariance) แปรผันไปตามเวลา (Enders, 2010) ดังนั้นผลลัพธ์จากการทดสอบของข้อมูลดังกล่าวอาจเบี่ยงเบนออกไปจากความเป็นจริงเพราะได้รับอิทธิพลจากปัจจัยเวลาเข้ามาเกี่ยวข้อง ด้วยเหตุนี้จำเป็นต้องทำการทดสอบคุณลักษณะของข้อมูลอนุกรมเวลาเสียก่อน โดยในการศึกษานี้ดำเนินการทดสอบความนิ่งของชุดข้อมูลอนุกรมเวลาด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) unit root ตามแนวคิดของ Dickey & Fuller (1979, 1981) แต่เนื่องจากตัวแบบทดสอบ ADF unit root มีโครงสร้างเป็น Autoregressive (AR) ซึ่งได้รับอิทธิพลจากปัจจัยความล่าช้าของช่วงเวลาในอดีต (Time lag length) ซึ่งเป็นคุณลักษณะพิเศษของตัวแบบ AR จึงต้องพิจารณาความล่าช้าของช่วงเวลาในอดีตที่เหมาะสม (Optimal time lag) โดยเลือกจากค่าต่ำสุดของเกณฑ์มาตรฐาน Schwarz information criterion (SIC) ของ Schwarz (1978) โครงสร้างของตัวแบบ ADF unit root สามารถแสดงได้ดังสมการที่ (1)

$$\Delta Y_t = \mu_0 + \delta T + \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_2 \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

โดยกำหนดให้  $\Delta$  หมายถึง อันดับความนิ่ง (Order of integration),  $Y$  หมายถึง ข้อมูลอนุกรมเวลา,  $\mu$  หมายถึง ค่าคงที่หรือจุดตัดแกน,  $T$  หมายถึง แนวโน้มเวลา,  $t$  หมายถึง ช่วงเวลา,  $\varepsilon$  หมายถึง ตัวแปรสุ่มคลาดเคลื่อน และ  $p$  หมายถึง ความล่าช้าของช่วงเวลาในอดีตที่เหมาะสมของตัวแบบ AR โดยพิจารณาจากค่าต่ำสุดของเกณฑ์มาตรฐาน SIC ในส่วนของ  $\mu$ ,  $\beta$  และ  $\delta$  หมายถึง สัมประสิทธิ์ตัวประมาณค่าพารามิเตอร์เพื่อใช้ทดสอบความนิ่งของชุดข้อมูลอนุกรมเวลา

และเมื่อทำการทดสอบคุณลักษณะของชุดข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวแล้ว หากพบว่ามีคุณสมบัติเป็น  $I(1)$  หรือมีความนิ่ง ณ อันดับความแตกต่างที่ 1 (First differencing order) เหมือนกันทั้งหมดทุกตัวแปร จึงดำเนินการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration) ต่อไป ด้วยวิธี Johansen

cointegration (Johansen, 1988, 1991, 1995) โดยใช้โครงสร้างของตัวแบบ Vector Error Correction (VEC)<sup>3</sup> สามารถแสดงได้ดังสมการที่ (2)

$$\Delta Z_t = \mu_1 + \delta_1 T + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \mu_2 \\ \delta_2 \end{pmatrix} (Z_{t-1} \quad 1 \quad T) + \varepsilon_t \quad (2)$$

โดยที่

$$\Gamma = \left( I - \sum_{j=i+1}^p A_j \right)$$

โดยกำหนดให้ Z หมายถึง เมตริกซ์ตัวแปร ได้แก่ LFG LWS LFOB และ LWD, p หมายถึง ความล่าช้าของช่วงเวลาในอดีตที่เหมาะสมจากตัวแบบ Vector Autoregressive (VAR) โดยพิจารณาจากค่าต่ำสุดของเกณฑ์มาตรฐาน SIC,  $A_j$  หมายถึง เมตริกซ์ขนาด  $n \times n$  ของสัมประสิทธิ์ตัวแปร ณ ความล่าช้าของช่วงเวลาในอดีต และ I หมายถึง Identity matrix ขนาด  $n \times n$  ในส่วนของการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ด้วยวิธี Johansen cointegration อาศัยตัวแบบ Trace ( $\lambda_{Trace}$ ) และ Maximum eigenvalue ( $\lambda_{Max}$ ) เป็นสถิติในการทดสอบ สามารถแสดงได้ดังสมการที่ (3) และ (4) ตามลำดับ

$$\lambda_{Trace}(r) = -N \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

$$\lambda_{Max}(r, r+1) = -N \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4)$$

โดยกำหนดให้ r หมายถึง จำนวนคู่ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว หรือจำนวน Cointegrating vector,  $\hat{\lambda}$  หมายถึง ค่าประมาณของ Characteristic roots หรือเรียกว่า Eigenvalue และ N หมายถึง จำนวนตัวอย่าง (Asteriou & Hall, 2007; Enders, 2010)

ในการวิเคราะห์ Johansen cointegration หากตรวจพบคู่ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegrating vector) สามารถสรุปได้ว่าอย่างน้อยที่สุดต้องมีหนึ่งทิศทางของความสัมพันธ์นั้นเกิดขึ้น โดยหากเป็นความสัมพันธ์ในลักษณะหนึ่งทิศทาง (One-way directional relationship) ตัวแปรหนึ่งจะเป็นตัวแปรเชิงเหตุซึ่งมีความสัมพันธ์ร่วมกับตัวแปรหนึ่งเรียกว่าตัวแปรเชิงผล หรือในกรณีเป็นความสัมพันธ์ในลักษณะสองทิศทาง (Two-way directional relationship) ตัวแปรทั้งสองจะมีความสัมพันธ์เป็นเหตุเป็นผลซึ่งกันและกัน ซึ่งสามารถตรวจสอบความสัมพันธ์ในลักษณะดังกล่าวได้ด้วยวิธี Granger causality โดยใช้โครงสร้างของตัวแบบ VAR (Granger, 1969) สามารถแสดงได้ดังสมการที่ (5) และ (6) ตามลำดับ

$$\Delta Y_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

<sup>3</sup> การศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวด้วยวิธี Johansen cointegration เท่านั้น จึงไม่ขออธิบายในรายละเอียดเกี่ยวกับตัวแบบ VEC แต่สามารถศึกษาเพิ่มเติมได้ใน Asteriou & Hall (2007) และ Enders (2010)

$$\Delta X_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^p \beta_{3i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{4i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

โดยกำหนดให้ X และ Y มีความนิ่งในอันดับความแตกต่างที่ 1 หรือเป็น I(1) และสถิติที่ใช้ในการทดสอบ คือ F-statistic ซึ่งมีสูตรการคำนวณดังนี้

$$F_{m,(n-k)} = \frac{(RSS_R - RSS_U)/m}{RSS_U/(n - k)} ; k = m + n + 1$$

การวิเคราะห์ความเป็นเหตุเป็นผลมีสมมติฐานหลัก (H<sub>0</sub>) คือ การเปลี่ยนแปลงของ X ไม่เป็นสาเหตุในการเปลี่ยนแปลงของ Y (X does not Granger cause Y) เพื่ออธิบายความสัมพันธ์หรือความเชื่อมโยงระหว่าง X และ Y ในสมการ (5) หรือเป็นการทดสอบสมมติฐาน H<sub>0</sub>:  $\beta_{21} = \beta_{22} = \beta_{23} = \dots = \beta_{2p} = 0$  ขณะเดียวกันในการอธิบายความสัมพันธ์หรือความเชื่อมโยงระหว่าง Y และ X ในสมการ (6) คือ การเปลี่ยนแปลงของ Y ไม่เป็นสาเหตุในการเปลี่ยนแปลงของ X (Y does not Granger cause X) หรือเป็นการทดสอบสมมติฐาน H<sub>0</sub>:  $\beta_{41} = \beta_{42} = \beta_{43} = \dots = \beta_{4p} = 0$

### ผลการวิเคราะห์เชิงประจักษ์

การสรุปผลการทดสอบความนิ่งด้วยวิธี ADF unit root ให้พิจารณาผลลัพธ์จากค่า t-statistic ที่ได้ในการวิเคราะห์ข้อมูล โดยหากผลการทดสอบ t-statistic มากกว่าค่าวิกฤตจากตารางสถิติของ MacKinnon (1996) ณ นัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (มีค่าเท่ากับ -3.141) แสดงให้เห็นว่าในการทดสอบดังกล่าวไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ จากนั้นต้องเพิ่มอันดับความแตกต่างเข้าไปที่ลำดับชั้นจนกว่าผลลัพธ์ที่ได้จะสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ ถ้าหากตัวแปรปฏิเสธสมมติฐานหลัก ณ ระดับปกติ (Level) ของข้อมูล ตัวแปรดังกล่าวจะมีอันดับความนิ่ง (Order of integration: d) หรือ I(d) เท่ากับ I(0) ในขณะเดียวกันถ้าหากตัวแปรมีความนิ่งหลังจากเพิ่มอันดับความแตกต่างเข้าไป 1 ลำดับชั้น จะถือว่าตัวแปรนั้นมีอันดับความนิ่ง I(d) เท่ากับ I(1)

ตารางที่ 1 การทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี ADF unit root

อันดับความนิ่ง	ข้อมูลอนุกรมเวลา			
	LFG	LWS	LFOB	LWD
I(0)	2.296 (2)	-1.346 (1)	-1.291 (1)	-1.335 (1)
I(1)	-14.322* (1)	-10.735* (0)	-10.370* (0)	-10.711* (0)

\* หมายถึง นัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

หมายเหตุ ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง จำนวนความล่าช้าของช่วงเวลาในอดีตของตัวแบบ AR(p) โดยพิจารณาจากค่าต่ำสุดของเกณฑ์มาตรฐาน SIC

ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี ADF unit root ในตารางที่ 1 พบว่าตัวแปรทุกตัว ได้แก่ LFG LWS LFOB และ LWD ให้ผลการทดสอบ t-statistic มากกว่าค่าวิกฤต (-3.141) ณ นัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 แสดงให้เห็นว่าตัวแปรทุกตัวไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก ณ ระดับปกติของข้อมูล จากนั้นเพิ่มอันดับความแตกต่างเข้าไป 1 ลำดับชั้น แล้วทำการทดสอบใหม่อีกครั้งหนึ่งจึงสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้

โดยให้ผลการทดสอบ t-statistic น้อยกว่าค่าวิกฤต สรุปได้ว่าตัวแปรทั้ง 4 ตัวดังกล่าวมีความนิ่ง ณ อันดับความแตกต่างที่ 1 หรือเป็น I(1)

**ตารางที่ 2** การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวด้วยวิธี Johansen cointegration

สมมติฐานหลัก	สถิติการทดสอบ		ค่าวิกฤต ณ ระดับ 0.05	
	$\lambda_{Trace}$	$\lambda_{Max}$	$\lambda_{Trace}$	$\lambda_{Max}$
None (r = 0)	167.967*	77.907*	55.245	30.815
At most 1 (r ≤ 1)	90.059*	51.797*	35.010	24.252
At most 2 (r ≤ 2)	38.262*	36.869*	18.397	17.147
At most 3 (r ≤ 3)	1.392	1.392	3.841	3.841

\* หมายถึง นัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

หมายเหตุ r หมายถึง คู่ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว หรือ Cointegrating vector และจำนวนความล่าช้าของช่วงเวลาในอดีตที่เหมาะสมของตัวแบบ VAR(p) เท่ากับ 1 ช่วงเวลา โดยพิจารณาจากค่าต่ำสุดของเกณฑ์มาตรฐาน SIC

ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวด้วยวิธี Johansen cointegration ในตารางที่ 2 พบว่าสมมติฐานหลัก 3 ลำดับแรก (r = 0, r ≤ 1 และ r ≤ 2) ให้ผลการทดสอบ Trace ( $\lambda_{Trace}$ ) statistic และ Maximum eigenvalue ( $\lambda_{Max}$ ) statistic มากกว่าค่าวิกฤต ณ นัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 จากตารางสถิติของ MacKinnon, Haug & Michelis (1999) แสดงให้เห็นว่าการทดสอบดังกล่าวสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ ดังนั้นตัวแปรทั้ง 4 ตัว ได้แก่ LFG LWS LFOB และ LWD มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวเกิดขึ้นระหว่างกันไม่น้อยไปกว่า 2 คู่

**ตารางที่ 3** การวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงเหตุผลด้วยวิธี Granger causality

ตัวแปรตาม (Y)	ตัวแปรอิสระ (X)			
	$\Delta LFG$	$\Delta LWS$	$\Delta LFOB$	$\Delta LWD$
$\Delta LFG$	-	6.085*	4.751*	5.818*
$\Delta LWS$	1.063	-	2.558	0.054
$\Delta LFOB$	0.785	7.838*	-	9.559*
$\Delta LWD$	1.162	1.108	1.703	-

\* หมายถึง นัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

หมายเหตุ จำนวนความล่าช้าของช่วงเวลาในอดีตที่เหมาะสมของตัวแบบ VAR(p) เท่ากับ 1 ช่วงเวลา โดยพิจารณาจากค่าต่ำสุดของเกณฑ์มาตรฐาน SIC

ตารางที่ 3 เป็นผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงเหตุผลด้วยวิธี Granger causality โดยมีสมมติฐานหลักในการทดสอบ คือ ตัวแปร X ไม่เป็นสาเหตุต่อการเปลี่ยนแปลงของตัวแปร Y หรือตัวแปร X ไม่มีความเชื่อมโยงกับตัวแปร Y โดยผลสรุปจากตารางที่ 3 สามารถตรวจพบทิศทางความสัมพันธ์ของตัวแปรอิสระไปยังตัวแปรตาม (X → Y) ได้แก่ LWS → LFG, LFOB → LFG, LWD → LFG, LWS → LFOB

และ LWD → LFOB เนื่องจากให้ผลการทดสอบ F-statistic มากกว่าค่าวิกฤต ณ นัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 จึงสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้

### สรุปผลการศึกษา

การศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ความเชื่อมโยงด้านราคาในตลาดยางพาราของประเทศไทย ได้แก่ ราคาหน้าฟาร์ม ราคาขายส่ง ราคาส่งออก และราคาตลาดโลก โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน เริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2544 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 รวมข้อมูลทั้งสิ้น 180 ตัวอย่าง และวิเคราะห์ด้วยเทคนิคทางเศรษฐมิติ ได้แก่ การทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี ADF unit root การตรวจสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวด้วยวิธี Johansen cointegration และการวิเคราะห์ความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างตัวแปรเพื่ออธิบายความเชื่อมโยงหรือทิศทางความสัมพันธ์ระหว่างตลาดยางพาราด้วยวิธี Ganger causality ตามลำดับ

ข้อสรุปจากการศึกษา พบว่า ราคาหน้าฟาร์ม ราคาขายส่ง ราคาส่งออก และราคาตลาดโลก มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวเกิดขึ้นระหว่างกัน โดยความเชื่อมโยงในการส่งผ่านผลกระทบด้านราคา ระหว่างตลาดยางพาราของประเทศไทยสามารถอธิบายได้ดังนี้ (1) หากราคาขายส่งหรือราคาตลาดโลกมีความผันผวนเกิดขึ้น ผลกระทบด้านราคาดังกล่าวจะถูกส่งผ่านมายังราคาหน้าฟาร์มและราคาส่งออก ในขณะเดียวกันหากราคาส่งออกมีความผันผวนเกิดขึ้น ผลกระทบด้านราคานั้นจะถูกส่งผ่านมายังราคาหน้าฟาร์ม โดยข้อค้นพบในครั้งนี้แสดงให้เห็นถึงความเชื่อมโยงของราคาขายส่งและราคาตลาดโลกเป็นตัวกำหนดทิศทางการเปลี่ยนแปลงราคาหน้าฟาร์มและราคาส่งออกยางพาราของประเทศไทย ในขณะเดียวกันราคาส่งออกเองก็มีอิทธิพลและเป็นตัวกำหนดทิศทางการเปลี่ยนแปลงราคาหน้าฟาร์มได้เช่นกัน ทั้งนี้ข้อเสนอแนะเชิงนโยบายควรมุ่งเน้นพัฒนาประสิทธิภาพของระบบตลาดยางพาราในประเทศด้วยวิธีการเพิ่มช่องทางด้านข้อมูลข่าวสารและด้านการตลาด โดยเฉพาะอย่างยิ่งให้กับเกษตรกรผู้ผลิตในตลาดต้นน้ำเพื่อลดช่องว่างส่วนเหลืออมทางการตลาดและความไม่มีประสิทธิภาพของตลาดยางพาราภายในประเทศ ในส่วนของข้อเสนอแนะสำหรับงานวิจัยครั้งต่อไป คือ (1) การศึกษาขนาดของผลกระทบจากการส่งผ่านราคา ด้วยตัวแบบที่ไม่สมมาตรของ Von Cramon-Taubadel and Loy (1997) ที่มีลักษณะเป็น Asymmetric Error Correction Model (AECM) โดยตัวแบบดังกล่าวสามารถตรวจสอบความไม่เท่าเทียมในการรับผลประโยชน์หรือเสียผลประโยชน์ระหว่างตลาด หรือ (2) การศึกษาการตอบสนองต่อผลกระทบของตลาดจากการส่งผ่านราคาด้วยวิธี Impulse response เพื่อวัดระดับความรุนแรงและระยะเวลาของผลกระทบที่จะเกิดขึ้น เป็นต้น

### เอกสารอ้างอิง

- เฉลิมพล จตุพร, ศาสตริยา อนันต์ธนศาล และ ชิตพันธ์ุ์ เชิดชูไชย. (2558). ผลกระทบจากการปฏิรูปโครงสร้างเศรษฐกิจจีนที่มีต่อภาคเกษตรไทย. *วารสารเศรษฐกิจการเกษตร*, 61(707), 7-10.
- สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. (2558). *สถานการณ์สินค้าเกษตรที่สำคัญและแนวโน้ม ปี 2559*. กรุงเทพฯ: สำนักวิจัยเศรษฐกิจการเกษตร, สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร.
- อัจฉรา ว่องไวไพโรจน์ และ วิศิษฐ์ ลิ้มสมบุญชัย. (2554). การวิเคราะห์ความเชื่อมโยงราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 ของประเทศไทย. *วารสารหาตใหญ่วิชาการ*, 9(1), 59-66.
- Asteriou, D., & Hall, S. G. (2007). *Applied econometrics: A modern approach using EViews and Microfit*. (Revised ed). New York: Palgrave Macmillan.

- Chulaphan, W., Chen, S. E., Jatuporn, C., & Jierwiryapant, P. (2012). The effect of rice price-pledging scheme on price transmission of rice markets in Thailand. **Asian Journal of Empirical Research**, 2(5), 141-148.
- Dickey, D., & Fuller, W. A. (1979). Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, 74(366), 427-431.
- Dickey, D., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, 49(4), 1057-1072.
- Enders, W. (2010). **Applied econometric time series** (3<sup>rd</sup> ed). New York: John Wiley & Sons.
- Ghoshray, A. (2011). Underlying trends and international price transmission of agricultural commodities. **Asian Development Bank. ADB Economics Working Paper Series No. 257**. Metro Manila, Philippines.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric model and cross-spectral methods. **Econometrica**, 37(3), 424-438.
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, 2(2), 111-120.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, 59(6), 1551-1580.
- Johansen, S. (1995). **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University Press.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, 11(6), 601-618.
- MacKinnon, J. G., Haug, A. A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, 14(5), 563-577.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. **The Annals of Statistics**, 6(2), 461-464.
- Von Cramon-Traubadel, S., & Loy, J. P. (1997). Price asymmetry in the international wheat market: Comment. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, 44(3), 311-317.

