

พฤติกรรมกรรมการส่งผ่านราคากุ้งกุลาดำ ระหว่างตลาดค้าส่งโตเกียวกับตลาดผู้ค้าปลีกในประเทศไทย*

ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และ อารี วิบูลย์พงศ์**

คำนำ

ในบรรดาสินค้าประมงที่ญี่ปุ่นได้นำเข้านั้น กุ้งเป็นสินค้าที่สำคัญที่สุดทั้งในด้านปริมาณและมูลค่า ประเภทของกุ้งที่ญี่ปุ่นนำเข้าที่สำคัญมีอยู่ 2 ประเภท คือ กุ้งกุลาดำ และกุ้งแชบ๊วย (Chinese white shrimp) ซึ่งร้อยละ 97 อยู่ในรูปของการแช่แข็ง ปริมาณนำเข้ากุ้งแช่แข็งของญี่ปุ่นได้เพิ่มขึ้น 40% จาก 216.5 พันเมตริกตันในปี 1986 มาเป็น 303 เมตริกตันในปี 1994 โดยเป็นการนำเข้าจากประเทศอินโดนีเซีย ไทย อินเดีย และจีน 21.0, 16.3, 14.3 และ 6.7 เปอร์เซนต์ ของยอดนำเข้าทั้งหมด กุ้งแช่แข็งนี้ส่วนใหญ่แล้วจะเป็นการนำเข้าโดย trading companies หรือผู้ค้าผลิตภัณฑ์ทะเลจากผู้ค้าปลีกกุ้งต่างประเทศหรือจากการร่วมทุนระหว่างประเทศ ช่องทางการจัดจำหน่ายกุ้ง

จากผู้ผลิตต่างประเทศไปสู่ผู้บริโภคชาวญี่ปุ่น มี 2 ทาง คือ

(1) กุ้งสามารถจะส่งไปยังตลาดกลางค้าส่งภายใต้การจัดการของรัฐบาลท้องถิ่น การซื้อขายกระทำโดยผู้ค้าส่งมือแรกที่จดทะเบียน ณ ตลาดกลางค้าส่ง หลังจากนั้นกุ้งก็จะถูกส่งไปยังผู้ค้าส่งมือสอง นักอุตสาหกรรม โรงแรม ร้านอาหาร ผู้แปรรูป ซูเปอร์มาร์เกต และตลาดค้าปลีก ตลาดกลางค้าส่งโตเกียวเป็นตลาดกลางที่ใหญ่ที่สุดในประเทศญี่ปุ่นและเป็นหนึ่งในตลาดค้าส่งที่ใหญ่ที่สุดของโลก (Ling et al. 1998; JETRO 1984; and JETRO 1992)

(2) วิธีการจำหน่ายกุ้งวิธีที่สองมาจากผู้ค้าส่งมือแรกที่เป็นผู้เชี่ยวชาญทางด้านนี้ ซึ่ง

* งานวิจัยนี้ ได้รับทุนสนับสนุนการวิจัยจากศูนย์พันธุวิศวกรรมและเทคโนโลยีชีวภาพแห่งชาติ สำนักงานพัฒนาวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยีแห่งชาติ ภายใต้โครงการ “การศึกษามลกระทบเชิงสังคมเศรษฐกิจของทะเลียมกุ้งกุลาดำ”

** อาจารย์ประจำคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ และรองศาสตราจารย์ประจำภาควิชาเศรษฐศาสตร์เกษตร คณะเกษตรศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

*** ผู้เขียนขอขอบคุณ คุณอัครพงศ์ อันทอง ผู้ช่วยวิจัยที่ได้ช่วยเก็บรวบรวม และ process ข้อมูลอย่างเข้มข้น

ดำเนินธุรกิจอยู่นอกระบบตลาดกลางค้าส่ง และเนื่องจากการกำหนดมาตรฐานระหว่างประเทศสำหรับกุ้งแช่แข็ง ผู้ค้าส่งมือแรกซึ่งชำนาญในเรื่องกุ้งโดยปกติมักจะนำเข้ากุ้งโดยตรงจากพื้นที่ที่ผลิตกุ้งหรือซื้อโดยตรงจากผู้นำเข้ากุ้งและจากนั้นก็จำหน่ายกุ้งแช่แข็งโดยตรงโดยไม่มีการนำเข้าไปซื้อขายในตลาดกลางค้าส่ง แต่อย่างไรก็ตามทั้งนี้ขึ้นอยู่กับสถานการณ์ของตลาด ผู้ค้าส่งประเภทนี้อาจจะขายกุ้งแช่แข็งให้กับตลาดกลางค้าส่งได้เช่นเดียวกัน (Ling et al. 1998) Ling et al. (1998) ยังได้กล่าวอีกว่า ความต้องการ (อุปสงค์) นำเข้ากุ้งของประเทศญี่ปุ่นนั้นมีลักษณะอ่อนไหวกับการเปลี่ยนแปลงในราคาของกุ้งซึ่งเคลื่อนไหวขึ้นลงขึ้นอยู่กับลักษณะของผลิตภัณฑ์ที่หลากหลาย เช่น สายพันธุ์ของกุ้ง ขนาด รูปลักษณ์ และประเทศที่ส่งออก กุ้งที่มีขนาดใหญ่กว่าก็จะมีราคาสูงกว่าและการเพิ่มขึ้นของราคากุ้งใหญ่ก็จะทำให้ผู้บริโภคหันไปซื้อกุ้งขนาดเล็กมาแทนซึ่งแน่นอนก็จะทำให้ราคากุ้งประเภทนี้สูงขึ้นไปด้วย

Ling et al. (1998) ได้แบ่งระบบตลาดกุ้งออกเป็น 5 ระดับ ซึ่งมีความเชื่อมโยงกันตั้งแต่ตลาดระดับฟาร์มกุ้งในต่างประเทศ ตลาดผู้จัดบรรจุกุ้งในต่างประเทศ ตลาดส่งออกกุ้งในต่างประเทศ ตลาดนำเข้ากุ้งของประเทศญี่ปุ่น และตลาดค้าส่งโตเกียว ราคาที่ถูกกำหนดในแต่ละระดับตามแนวตั้งจะส่งผ่านข้อมูลไปยังผู้บริโภคและข้อมูลทางด้านอุปสงค์ก็จะถูกส่งย้อนกลับไปสู่ผู้ผลิต ราคาตลาดมีบทบาทสำคัญในการกำหนดทิศทางของการจัดสรรทรัพยากรไปเพื่อการผลิตสินค้าและบริการโดยการชักนำผู้ผลิตให้ทำการ

เลือกสินค้าที่จะทำการผลิตและเลือกที่จะใช้ปัจจัยการผลิตให้เหมาะสม เพราะฉะนั้นการเปลี่ยนแปลงของราคาที่ถูกส่งผ่านไปตามระบบตลาดแนวตั้งจึงเป็น ข้อมูลของการตลาดที่สำคัญ

เรื่องไร โตกฤษฎะ และ คณะ (2541) ได้ทำการประมาณค่าสมการการส่งผ่านราคากุ้งกุลาดำจากประเทศญี่ปุ่นมายังประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลา แต่เรื่องไร โตกฤษฎะ และ คณะ ไม่ได้ตรวจสอบ stationarity ของข้อมูล ซึ่งโดยทฤษฎีแล้วการถดถอยด้วยตัวแปรที่เป็น nonstationary ค่าสถิติ t - statistics จะมี nonstandard distributions ซึ่งผลที่ตามมาคือ การใช้ standard tables ต่าง ๆ อาจนำไปสู่การลงความเห็นที่ผิด ซึ่งเป็นไปได้ที่จะนำไปสู่การมี spurious regressions (Johnston and Dinardo, 1997) เว้นแต่ว่าความสัมพันธ์ดังกล่าวจะมีลักษณะเป็น cointegrating relationship ซึ่งจะทำให้ค่าสถิติ t และ F ที่เราใช้กันตามปกติสามารถที่จะใช้ทดสอบได้ (Gujarati, 1995) อย่างไรก็ตาม Ling et al. (1998) อ้างถึงคำจำกัดความของ arbitrage - based definition ของตลาด โดย Stigler (1969) ว่าราคาของสินค้าที่ทดแทนกันได้ใกล้เคียงมากที่สุดจะเคลื่อนไหวไปด้วยกันและกระบวนการ arbitrage จะนำไปสู่ กฎของราคาเดียว (Law of One Price) สำหรับสินค้าที่ทดแทนกันได้ใกล้เคียงกันมากที่สุด และในทำนองเดียวกัน Engle และ Granger (1987) ก็ได้กล่าวว่า ราคาของสินค้าที่เหมือนกันในตลาดแต่ละตลาดแต่มีความเกี่ยวข้องกันหรือสินค้าที่ทดแทนกันได้ใกล้เคียงมากที่สุดในตลาดเดียวกันจะถูกคาดหวัง

ว่าจะเคลื่อนไหวไปด้วยกัน ดังนั้น ราคาเหล่านี้ก็จะไม่เคลื่อนไหวไปคนละทิศทาง (drift) จากกัน Ling et al. (1998) ได้ทำการศึกษาสมการการส่งผ่านราคาทุ้งกลาดำทั้งระยะสั้นและระยะยาวระหว่างตลาดค้าส่งโตเกียวกับตลาดผู้คัดบรรจุ (packers) ในประเทศไทยและอินโดนีเซีย โดยการใช้ ข้อมูลรายปักษ์ ตั้งแต่มีนาคม 1990 ถึง ธันวาคม 1993 โดยการตรวจสอบ stationarity ของข้อมูลและประยุกต์ใช้แนวคิด cointegration เพื่อหาความสัมพันธ์ระยะยาว และใช้ dynamic error correction model (ECM) สำหรับ สมการการส่งผ่านราคาในระยะสั้น

อย่างไรก็ตาม ปัจจัยที่สำคัญอีกปัจจัยหนึ่งที่มีอิทธิพลต่อราคาซึ่งเป็น dependent variable นอกเหนือไปจากราคาที่เป็น explanatory variable ก็คือ ความเสี่ยงหรือความผันผวนของราคาที่เป็น dependent variable เช่น สมการการส่งผ่านราคาจากตลาดค้าส่งโตเกียวมายังราคาตามข้อตกลง (contract price) ของผู้คัดบรรจุในประเทศไทย ราคาตามข้อตกลงของผู้คัดบรรจุในประเทศไทยจะขึ้นอยู่กับราคาจากตลาดค้าส่งโตเกียว และยังอาจจะขึ้นอยู่กับความผันผวน (variance) ของราคาตามข้อตกลงของผู้คัดบรรจุในประเทศไทยด้วย นั่นคือ ขึ้นอยู่กับความเสี่ยงของราคาของผู้คัดบรรจุในประเทศไทยด้วยนั่นเอง โดยที่ถ้าความเสี่ยงสูงผู้คัดบรรจุก็ต้องตั้งราคาให้สูงขึ้นด้วยเพื่อชดเชยความเสี่ยง ถ้าความผันผวนต่ำก็สามารถ

ตั้งราคาให้ต่ำได้เพราะความเสี่ยงต่ำ แต่ในแบบจำลองของ Ling et al. (1998) ไม่ได้นำตัวแปรความเสี่ยงนี้เข้าไปในแบบจำลอง และการไม่ได้นำเอาตัวแปรโดยทฤษฎีแล้วสำคัญรวมเข้าไปในแบบจำลอง อาจทำให้เกิด bias ในค่าประมาณการของพารามิเตอร์ได้ ฉะนั้น ในการศึกษาครั้งนี้จึงมีการนำเอาตัวแปรความเสี่ยงเข้ามารวมในสมการพฤติกรรมกรรมการส่งผ่านราคาด้วย

เนื่องจากทุ้งกลาดำแช่แข็งเป็นสินค้าส่งออกที่สำคัญมากของประเทศไทยสินค้าหนึ่งและตลาดญี่ปุ่นก็เป็นตลาดที่ใหญ่สำหรับทุ้งแช่แข็งจากประเทศไทย โดยประเทศไทยมีส่วนแบ่งตลาดในระดับสูงมาก ความเข้าใจเกี่ยวกับพฤติกรรมกรรมการส่งผ่านราคาทุ้งกลาดำระหว่าง 2 ประเทศ จึงมีความสำคัญเป็นอย่างยิ่งต่อการกำหนดราคาทุ้งกลาดำในประเทศไทย ตลอดจนนโยบายที่จะปรับปรุงประสิทธิภาพราคาของตลาด (price efficiency) บทความนี้มุ่งที่จะตรวจสอบพฤติกรรมกรรมการส่งผ่านราคาของทุ้งกลาดำแช่แข็งทั้งสองทิศทางให้เป็นปัจจุบันยิ่งขึ้นและด้วยแบบจำลองซึ่งพัฒนาต่อเนื่องจากงานวิจัยที่ผ่านมาแล้ว โดยเพิ่มความเสี่ยง (ความผันผวนของราคา) เป็นปัจจัยอธิบายการเคลื่อนไหว ของราคาด้วย GARCH - M model ควบคู่กับ co-integration และ error correction model กับข้อมูลปี 1990 - 1997 ทั้งนี้เพื่อดูประสิทธิภาพการส่งผ่านราคาและความเร็วของการปรับตัวของราคาต่อแรงกระทบ มีแนวโน้มดีขึ้นหรือไม่อย่างไร

ระเบียบวิธีวิจัย

ข้อสมมุติ (assumptions) เบื้องหลังการประมาณค่าทางเศรษฐมิติโดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลานั้น คือ ข้อสมมุติเกี่ยวกับ stationarity ของข้อมูล สมมุติว่าเรามีแบบจำลอง

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_{1t} \quad (1)$$

และ
$$x_t = x_{t-1} + u_{2t} ; u_{2t} \sim iid(0, \sigma_{u_2}^2) \quad (2)$$

โดยที่ u_{2t} เป็นอนุกรมของ random variables ที่มีการแจกแจงแบบปกติที่เหมือนกันและเป็นอิสระต่อกัน โดยมีค่า mean เท่ากับศูนย์ และค่า variance คงที่ ซึ่งตัวแปร x นั้น ก็จะเป็น random walk และเป็น integrated of order one, $I(1)$. เพราะฉะนั้นตัวแปร y ก็จะเป็น $I(1)$ ด้วย ซึ่งโดยทฤษฎีเศรษฐมิติแล้วการถดถอยด้วยตัวแปรที่เป็น nonstationary ค่าสถิติ t ที่ใช้กันตามปกติจะมีลักษณะ nonstandard distribution เพราะฉะนั้นการใช้ตารางมาตรฐานที่เราใช้กันโดยทั่วไปสำหรับการทดสอบค่าสถิติต่าง ๆ ก็อาจนำไปสู่การลงความเห็นหรือข้อสรุปที่ผิดพลาดได้ ซึ่งนำไปสู่ความเป็นไปได้ของการมี spurious regressions (Johnston และ Dinardo, 1997) ดังได้กล่าวไว้แล้วข้างต้น

สำหรับการส่งผ่านแบบ static ของราคาทุ้งกลาดำซึ่งอยู่ในรูปของ logarithm ระหว่างตลาดสองตลาด คือ ตลาดผู้ตัดบรรจุซึ่งในที่นี้คือ ประเทศไทยกับตลาดค้าส่งในญี่ปุ่นซึ่งเป็นผู้นำเข้าจากประเทศไทยสามารถจะเขียนในรูปของสมการได้ดังนี้

$$\text{Ln}P_t^J = f_J(\text{Ln}P_t^T, u_t^{JT}) \quad (3)$$

$$\text{Ln}P_t^T = f_T(\text{Ln}P_t^J, u_t^{TJ}) \quad (4)$$

ซึ่งสมการ (3) และสมการ (4) เป็น forward และ backward price transmission equations ตามลำดับ โดยที่ $\text{Ln}P_t^J$ คือ ราคาทุ้งกลาดำของตลาดค้าส่งในประเทศญี่ปุ่น ซึ่งอยู่ในรูป logarithm และ $\text{Ln}P_t^T$ คือ ราคาทุ้งกลาดำของผู้ตัดบรรจุ (packers) ในประเทศไทย ซึ่งอยู่ในรูป logarithm อีกเช่นกัน สำหรับ u_t^{JT} และ u_t^{TJ} คือ อิทธิพลอื่นๆ

อย่างไรก็ตาม อาจมีข้อโต้แย้งได้ว่าราคาของทุ้งกลาดำไม่ว่าจะเป็น forward หรือ backward price transmission equations ก็ตาม อาจจะถูกกำหนดโดยปัจจัยที่เรียกว่า ความเสี่ยงจากการผันผวนของราคาที่เป็นตัวแปรตามหลังจากหักอิทธิพลของราคาทุ้งกลาดำที่เป็นตัวแปรอธิบาย (explanatory variable) แล้ว ความเสี่ยงดังกล่าวในการศึกษาจะอยู่ในรูปของ standard deviation (σ) แทนที่จะเป็นความแปรปรวน (variance) เพราะจะทำให้สามารถอธิบายในเชิงเศรษฐศาสตร์และสถิติได้ง่ายขึ้น เพราะฉะนั้น แบบจำลองในการศึกษานี้จึงสามารถที่จะเขียนได้ดังนี้

$$\text{Ln}P_t^J = f_J(\text{Ln}P_t^T, \sigma_t^J, u_t^{JT}) \quad (5)$$

$$\text{Ln}P_t^T = f_T(\text{Ln}P_t^J, \sigma_t^T, u_t^{TJ}) \quad (6)$$

โดยที่ σ_t^J และ σ_t^T คือ ค่า standard deviations ของ LnP_t^J และ LnP_t^T หลังจากหักอิทธิพลของราคาที่เป็นตัวอธิบาย (explanatory variables) ไปแล้ว ทั้งนี้เหตุผลหลัก ก็คือ ถ้าความเสี่ยงเป็นตัวแปรที่สำคัญในการอธิบายสมการการส่งผ่านราคาและถูกละเลยโดยไม่นำเข้ามาอยู่ในแบบจำลองในการประมาณค่า ค่าประมาณ (estimates) ที่ได้มาจะมีค่าเอนเอียง (biased) ได้

แบบจำลองทางสถิติที่ใช้สำหรับประมาณค่า สามารถเขียนได้ ดังนี้

$$\text{LnP}_t^J = \alpha_1^{JT} + \alpha_2^{JT} \text{LnP}_t^T + \alpha_3^{JT} \sigma_t^J + u_t^{JT} \quad (7)$$

$$\text{LnP}_t^T = \alpha_1^{TJ} + \alpha_2^{TJ} \text{LnP}_t^J + \alpha_3^{TJ} \sigma_t^T + u_t^{TJ} \quad (8)$$

โดยที่

$$(\sigma_t^J)^2 = \omega_0^J + \omega_1^J (u_{t-1}^{JT})^2 + \dots + \omega_p^J (u_{t-p}^{JT})^2 + \gamma_1^J (\sigma_{t-1}^{JT})^2 + \dots + \gamma_q^J (\sigma_{t-q}^{JT})^2 \quad (9)$$

$$(\sigma_t^T)^2 = \omega_0^T + \omega_1^T (u_{t-1}^{TJ})^2 + \dots + \omega_p^T (u_{t-p}^{TJ})^2 + \gamma_1^T (\sigma_{t-1}^{TJ})^2 + \dots + \gamma_q^T (\sigma_{t-q}^{TJ})^2 \quad (10)$$

ซึ่งคือ GARCH - M model และเนื่องจากข้อมูลที่ใช้ในแบบจำลองนี้เป็นข้อมูลอนุกรมเวลา (time series) จึงมีความจำเป็นต้องทำการทดสอบว่าตัวแปรแต่ละตัวมีลักษณะ stationary หรือไม่ ซึ่งเป็นการทดสอบว่ามี unit root หรือไม่ นั่นเอง

การทดสอบ unit root

การทดสอบ unit root นั้นสามารถทดสอบได้โดยใช้ Dicky - Fuller (DF) test (Dickey และ Fuller, 1981) และ Augmented Dicky - Fuller (ADF) test (Said และ Dickey 1984) null hypothesis ของ DF test คือ

$H_0: \rho = 1$ จากสมการ (11) ด้านล่าง

$$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

ซึ่งเรียกว่า unit root test โดยที่ถ้า $|\rho| < 1$ x_t จะมีลักษณะ stationary ; และถ้า $\rho = 1$ x_t จะมีลักษณะเป็น nonstationary อย่างไรก็ตามการทดสอบนี้สามารถทำได้อีกทางหนึ่งซึ่งเหมือนกับสมการ (11) กล่าวคือ

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

ซึ่งก็คือ $x_t = (1 + \theta)x_{t-1} + \varepsilon_t$ ซึ่งคือสมการที่ (11) นั่นเอง โดยที่ $\rho = (1 + \theta)$

ถ้า θ ในสมการ (12) มีค่าเป็นลบ จะได้ว่า ρ ในสมการ (11) จะมีค่าน้อยกว่า 1

ดังนั้น สามารถสรุปได้ว่า การปฏิเสธ $H_0 : \theta = 0$ ซึ่งเป็นการยอมรับ $H_a : \theta < 0$ หมายความว่า $\rho < 1$ และ x_t มี integration of order zero (Charemza and Deadman, 1992) นั่นคือ x_t เป็น stationary และถ้าเราไม่สามารถปฏิเสธ $H_0 : \theta = 0$ ได้ ก็หมายความว่า x_t เป็น nonstationary

ถ้า x_t เป็น random walk with drift เราสามารถเขียนแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

และถ้า x_t เป็น random walk with drift และมี linear time trend เราสามารถเขียนแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

โดยที่ $t =$ เวลา ซึ่งก็จะทำการทดสอบ $H_0 : \theta = 0$ โดยมี $H_a : \theta < 0$ เช่นเดียวกับที่กล่าวมาข้างต้น โดยสรุปแล้ว Dickey และ Fuller (1979) ได้พิจารณาสมการถดถอย 3 รูปแบบที่แตกต่างกันในการทดสอบว่ามี unit root หรือไม่ ซึ่ง 3 สมการดังกล่าว ได้แก่

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

โดยตัวพารามิเตอร์ ที่อยู่ในความสนใจในทุกสมการ คือ θ นั่นคือ ถ้า $\theta = 0$; x_t จะมี unit root โดยการเปรียบเทียบ t - statistic ที่คำนวณได้กับค่าที่เหมาะสมที่อยู่ใน Dickey - Fuller tables (Enders, 1995) หรือ กับ MacKinnon critical values (Gujarati, 1995)

อย่างไรก็ตาม critical values จะไม่เปลี่ยนแปลง ถ้าสมการ (12), (13), (14) ถูกแทนที่โดย autoregressive processes

$$\Delta x_t = \theta_{x_{t-1}} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \theta_{x_{t-1}} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta_{x_{t-1}} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

(Enders, 1995 และ Gujarati, 1995) จำนวนของ lagged difference terms ที่จะนำเข้ามารวมในสมการนั้นจะมีมากพอที่จะทำให้ error terms มีลักษณะเป็น serially independent และเมื่อนำเอา Dickey - Fuller (DF) test มาใช้กับสมการ (15) - (17) เราจะเรียกว่า augmented Dickey - Fuller (ADF) test . ADF test statistic มีการแจกแจงแบบ asymptotic distribution เหมือนกับ DF statistic ดังนั้น ก็สามารถใช้ critical values แบบเดียวกัน (Gujarati, 1995)

Cointegrationและการทดสอบ Cointegration

Non - stationary data หรือ trended data ไม่ว่า trends นั้น จะเป็น stochastic หรือ deterministic ก็ตาม อาจจะนำไปสู่ spurious regression ได้ ค่าสถิติ t - statistic ก็จะไม่เป็น standard distribution หรือ ค่าสถิติอื่น ๆ ก็อาจจะไม่สามารถอธิบายได้ goodness of fit ก็จะมีค่าสูงเกินไปและโดยทั่วไปแล้วจะทำให้ผลลัพธ์จากการถดถอยมีความยากลำบากที่จะประเมินได้ (Johnston และ Dinardo 1997, Charemza และ Deadman 1992) อย่างไรก็ตามถ้าตัวแปร 2 ตัวแปรนั้นจะเป็น non - stationary แต่ก็อาจจะมีค่าสูงขึ้นตามเวลา (time) ไปด้วยกัน ตัวแปรทั้งสองดังกล่าวก็อาจจะสันนิษฐานได้ว่า มี integration of the same order และถ้าความแตกต่างระหว่างตัวแปรทั้งสองก็ไม่มีแนวโน้มที่จะเพิ่มขึ้นหรือลดลงด้วยแล้วก็อาจเป็นไปได้ว่าความแตกต่างดังกล่าว (หรือ linear combination ของตัวแปรทั้งสองดังกล่าว) อาจจะเป็น stationary (Charemza และ Deadman 1992) นี่คือการคิดเกี่ยวกับ cointegration นั่นคือ ถ้ามีความสัมพันธ์ระยะยาว (long run relationship) ระหว่างตัวแปรสองตัว (หรือมากกว่า) ที่เป็น non - stationary ก็จะปรากฏว่า ส่วนเบี่ยงเบน (deviations) ที่ออกไปจากทางเดินของความสัมพันธ์ระยะยาว (long run path) ดังกล่าวก็จะเป็น stationary กรณีเช่นนี้ตัวแปรที่เราพิจารณาอยู่จะถูกเรียกว่า cointegrated เพราะฉะนั้นตามคำนิยามของ Engle และ Granger (1987) เกี่ยวกับ cointegration ของสองตัวแปรจะเป็นดังนี้คือ ถ้า x_t และ y_t เป็นอนุกรมเวลา (time series) x_t และ y_t จะถูกเรียกว่าเป็น cointegrated of order d, b ซึ่งเขียนแทนด้วยสัญลักษณ์ $x_t, y_t \sim CI(d, b)$ ถ้า x_t และ y_t เป็น integrated of order d ซึ่งเขียนแทนด้วยสัญลักษณ์ $I(d)$ และ จะต้องมี a linear combination ของตัวแปรทั้งสองนี้ สมมุติว่าเป็น $\alpha x_t + \beta y_t$ ซึ่งจะต้องเป็น integrated of order $(d - b)$ โดยที่ $d > b > 0$ เวกเตอร์ $[\alpha, \beta]$ นี้จะถูกเรียกว่า cointegrating vector (Charemza และ Deadman 1992) ยกตัวอย่างเช่น ถ้า x_t และ y_t เป็น $I(1)$ ทั้งคู่ และ error term ε_t ของการถดถอยเชิงเส้น (linear regression) ของตัวแปรทั้งสองเป็น stationary process $I(0)$, x_t และ y_t จะถูกเรียกว่าเป็น cointegrated of order

(1,1) หรือ $x_t, y_t \sim CI(1, 1)$ เพราะฉะนั้น cointegration regression ก็คือ เทคนิคการประมาณค่าความสัมพันธ์ดุลยภาพระยะยาว (long - term equilibrium relationship) ระหว่าง non-stationary series, โดย deviations จาก long - term equilibrium path นี้เป็น stationary (Ling et al. 1998)

อย่างไรก็ตาม ถ้า x_t คือ $n \times 1$ vector ของอนุกรม $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ และ ถ้าแต่ละ x_{it} เป็น $I(d)$ โดยที่ $i = 1, \dots, n$ และมี α ซึ่งเป็น $n \times 1$ vector ที่ทำให้ $x_t' \alpha \sim I(d-b)$ ดังนั้น $x_t' \alpha \sim CI(d, b)$

สำหรับในทางเศรษฐมิติเชิงประจักษ์แล้วกรณีที่ที่น่าสนใจที่สุด คือ กรณีที่อนุกรม (series) ที่ถูก transformed ด้วย cointegrating vector มีลักษณะ stationary นั่นคือ กรณีที่ $d = b$ และ cointegrating coefficients สามารถที่จะห่อออกมาได้ด้วยพารามิเตอร์ที่อยู่ในสมการความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรต่าง ๆ ในแบบจำลอง (Charemza และ Deadman, 1992)

สำหรับการทดสอบ cointegration นั้นให้ใช้ residuals จากสมการถดถอย (regression equation) ที่เราต้องการทดสอบ cointegration ซึ่งคือ $\hat{e}_t$ มาทำการถดถอยดังสมการดังต่อไปนี้

$$\Delta \hat{e}_t = \gamma \hat{e}_{t-1} + v_t \quad (18)$$

(Gujarati, 1995) และนำค่า t - statistic ซึ่งได้มาจากเรโซของ $\hat{\gamma} / \text{S.E } \hat{\gamma}$ ไปเปรียบเทียบกับ MacKinnon critical values โดยที่ null hypothesis of no cointegration คือ $H_0 : \gamma = 0$ ค่าลบของ t - statistic ที่มีนัยสำคัญก็จะเป็นการปฏิเสธ H_0 ซึ่งก็จะนำไปสู่ข้อสรุปว่าตัวแปรที่มีลักษณะเป็น nonstationary ในสมการดังกล่าว cointegrated กัน (Johnston และ Dinardo 1997)

อย่างไรก็ตาม ถ้า residuals ของสมการ (18) ไม่เป็น white noise เราก็จะใช้ augmented Dickey - Fuller (ADF) test แทนที่จะใช้สมการ (18) สมมติว่า v_t ของสมการที่ (18) มี serial correlation เราก็จะใช้สมการดังนี้

$$\Delta \hat{e}_t = \gamma \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta \hat{e}_{t-i} + v_t \quad (19)$$

และถ้า $-2 < \gamma < 0$ เราสามารถจะสรุปได้ว่า residuals เป็น stationary และ y_t และ x_t จะเป็น $CI(1,1)$ โปรด สังเกตว่าสมการ (18) และ (19) ไม่มี intercept term เนื่องจาก $\hat{e}_t$ เป็น residuals จาก regression equation (Enders 1995)

Cointegration และ Error Correction Mechanism (ECM)

ถ้า y_t และ x_t cointegrated กัน ก็หมายความว่า ตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์ เชิงดุลยภาพระยะยาว (long term equilibrium relationship) แต่ในระยะสั้นอาจจะมีการออกนอกดุลยภาพ (disequilibrium) ได้ เพราะฉะนั้น เราสามารถจะให้ error term ในสมการที่ cointegrated กัน เป็น

equilibrium error และเราสามารถที่จะนำเอา error term นี้ไปผูกพฤติกรรมระยะสั้นกับระยะยาวได้ (Gujarati 1995) ลักษณะสำคัญของ cointegrated variables ก็คือว่า time path ของตัวแปรเหล่านี้จะได้รับอิทธิพลจากการเบี่ยงเบน (deviations) จาก long - run equilibrium และถ้าระบบจะกลับไปสู่ long - run equilibrium การเคลื่อนไหวของตัวแปรอย่างน้อยบางตัวแปรจะต้องตอบสนองต่อขนาดของ disequilibrium ใน error correction model [ใช้ชื่อย่อเช่นเดียวกันว่า ECM ซึ่งขึ้นอยู่กับความหมายในตอนนั้นว่าจะเน้นตรง mechanism หรือ model แต่ก็จะมีแนวคิดที่ใกล้เคียงกันมาก ตำราบางเล่มเรียก error correction model (ECM) บางเล่มเรียก error correction mechanism (ECM)] short - term dynamics ของตัวแปรในระบบจะได้รับอิทธิพลจากส่วนเบี่ยงเบน (deviation) จากดุลยภาพ (Enders 1995) สำหรับแบบจำลอง ECM ที่เสนอโดย Ling et al. (1998) สามารถเขียนได้ดังนี้

$$\Delta y_t = a_1 + a_2 \hat{e}_{t-1} + a_3 \Delta x_t + \sum_{h=1}^p a_{4h} \Delta x_{t-h} + \sum_{l=1}^q a_{5l} \Delta y_{t-l} + \mu_t \quad (20)$$

โดยที่ $\hat{e}_t$ คือ residuals ของ cointegrating regression equation ค่า a_2 จะให้ความหมายว่า a_2 ของความคลาดเคลื่อน (discrepancy) ระหว่างค่าสังเกตที่เกิดขึ้นจริง (actual) ของ y_t กับค่าที่เป็น long run หรือ equilibrium ใน period ที่แล้ว จะถูกขจัดไป (eliminated) หรือถูกแก้ไขไป (corrected) ในแต่ละ period ต่อมา (Gujarati, 1995) เช่นในแต่ละเดือน แต่ละสัปดาห์ หรือแต่ละไตรมาส นั่นคือ a_2 คือ สัดส่วนของ disequilibrium ใน y_t ใน period นี้ที่ถูกขจัดไปใน period ต่อไป เป็นต้น

สำหรับรูปแบบ ECM ที่อ้างโดย Gujarati (1995) นั้น สามารถเขียนได้ ดังนี้

$$\Delta y_t = a_1 + a_2 \hat{e}_{t-1} + a_3 \Delta x_t + \mu_t \quad (21)$$

แต่รูปแบบ ECM ที่กล่าวถึงโดย Charemza และ Deadman (1992) ไม่มี constant term และ lagged Δx ซึ่งสามารถแสดงได้ ดังนี้

$$\Delta y_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + a_2 \Delta x_t + \mu_t \quad (22)$$

โดยที่ a_1 มีค่าเป็นลบ

อย่างไรก็ตาม Enders (1995) ระบุ error correction model (ECM) ดังนี้

$$\Delta y_t = a_1 + a_2 e_{t-1}^{\wedge} + \sum_{h=1}^p a_{4h} \Delta x_{t-h} + \sum_{l=1}^q a_{5l} \Delta y_{t-l} + \mu_{yt} \quad (23)$$

$$\Delta x_t = b_1 + b_2 e_{t-1}^{\wedge} + \sum_{m=1}^r b_{4m} \Delta x_{t-m} + \sum_{n=1}^s b_{5n} \Delta y_{t-n} + \mu_{xt} \quad (24)$$

โดยที่ไม่มีตัวแปร Δx_t ในสมการที่ (23) และ Δy_t ในสมการที่ (24) ซึ่งแตกต่างไปจากแบบจำลองที่ใช้โดย Ling et al. (1998)

Tambi (1999) ได้สร้าง error correction model โดยมีสมการเดียวและภายในสมการดังกล่าวจะเหมือนกันกับสมการ (23)

สำหรับการศึกษาจะใช้แบบจำลอง ECM เช่นเดียวกับ Ling et al. (1998) โดยมีตัวแปรเพิ่มคือ σ_t ทั้งนี้เพื่อเป็นการศึกษาเพิ่มเติมและเปรียบเทียบได้ ดังมีรายละเอียดดังนี้

สมการการส่งผ่านราคาในระยะสั้นแบบ forward price transmission จากประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่น ซึ่งรวมอิทธิพลของ error ที่มาจาก long – run equilibrium ใน period ที่แล้วที่มีต่อการปรับตัวของราคาในประเทศญี่ปุ่นใน period นี้ จะประมาณค่าจากแบบจำลอง

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_t^J = & \alpha_1 + \alpha_2 \Delta \ln P_t^T + \alpha_3 \Delta \sigma_t^J + \alpha_J \hat{e}_{t-1}^J + \sum_{h=1}^p \alpha_{4h} \Delta \ln P_{t-h}^J + \\ & \sum_{l=1}^q \alpha_{5l} \Delta \ln P_{t-l}^T + \sum_{m=1}^s \alpha_{6m} \sigma_{t-m}^J + \varepsilon_{Jt} \end{aligned} \quad (25)$$

ส่วนการประมาณค่าสมการการส่งผ่านราคาในระยะสั้น แบบ backward price transmission จากประเทศญี่ปุ่นไปยังประเทศไทย ซึ่งรวมอิทธิพลของ error ที่มาจาก long – run equilibrium ใน period ที่แล้วที่มีต่อการปรับตัวของราคาในประเทศไทยใน period นี้ จะประมาณค่าจากแบบจำลอง

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_t^T = & \alpha_1 + \alpha_2 \Delta \ln P_t^J + \alpha_3 \Delta \sigma_t^T + \alpha_T \hat{e}_{t-1}^T + \sum_{h=1}^p \alpha_{4h} \Delta \ln P_{t-h}^J + \\ & \sum_{l=1}^q \alpha_{5l} \Delta \ln P_{t-l}^T + \sum_{m=1}^s \alpha_{6m} \sigma_{t-m}^T + \varepsilon_{Tt} \end{aligned} \quad (26)$$

GARCH-M MODEL

แต่เดิมนั้น นักเศรษฐมิติจะให้ความสำคัญหรือระวังในเรื่องของความเป็นไปได้ของ heteroscedasticity ของ error terms ในการวิเคราะห์ที่ใช้ข้อมูลตัดขวาง (cross-section analyses)

โดยมีข้อสมมุติ (assumption) ว่า ไม่มี autocorrelation และให้ความสำคัญในความเป็นไปได้ของการเกิด autocorrelation ในการศึกษาที่ใช้ time series data โดยที่มีข้อสมมุติ (assumption) ว่า ไม่มีปัญหา heteroscedasticity Engle (1982) ได้เสนอแนะว่า heteroscedasticity ก็อาจจะเกิดขึ้นได้ในการวิเคราะห์ที่ใช้ time series Engle (1982) จึงได้เสนอความคิดเกี่ยวกับ conditional disturbance variance ซึ่งเรียกว่า autoregressive conditional heteroscedasticity (ARCH) และ Bollersler (1986) ได้พัฒนาเป็น generalized autoregressive conditional heteroscedasticity (GARCH) โดยมีรูปแบบสมการดังนี้

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p u_{t-p}^2 + \gamma_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \gamma_q \sigma_{t-q}^2 \quad (27)$$

ซึ่งใช้สัญลักษณ์ว่า GARCH (p, q) โดยที่ u_t คือ error terms และ σ_t^2 คือ variance ของ error terms และ α 's และ γ 's คือ ตัวพารามิเตอร์ ในทางปฏิบัติของการประยุกต์ใช้จะพบว่าแบบจำลอง GARCH (1, 1) จะมีการนำไปใช้มากที่สุด (Johnston และ Dinardo, 1997) อย่างไรก็ตามในการศึกษานี้จะใช้แบบจำลอง GARCH-M เพราะมีตัวแปรความแปรปรวนหรือความเสี่ยงของตัว error terms σ_t^2 หรือ ความแปรปรวนหรือความเสี่ยงของตัว dependent variable รวมอยู่ในแบบจำลองพฤติกรรมราคาส่งผ่านราคาด้วย และเพื่อความง่ายในการอธิบายในเชิงเศรษฐศาสตร์ การศึกษานี้จะใช้ σ_t แทนความเสี่ยงแทนที่จะเป็น σ_t^2 ซึ่งแบบจำลองที่จะใช้ในการศึกษานี้ คือ สมการ (7) และ (8) นั้นเอง และจาก GRACH-M model เรายังจะทำการหา order of integration ของ σ_t โดยใช้ unit root test เช่นกัน

ข้อมูล

การศึกษาการส่งผ่านราคาทั้งในระยะสั้นและระยะยาว ระหว่างตลาดค้าส่งโตเกียวและตลาดคัตบรรจุในประเทศไทยนั้นใช้ข้อมูลราย

ปักษ์ (bi - weekly data) ตั้งแต่ 15 มกราคม 1990 - 16 ตุลาคม 1997 เฉพาะที่มีการรายงานราคาเท่านั้น เป็นข้อมูลที่ได้มาจาก *INFOFISH Trade News* (FAO 1990-1997) ราคากุ้งกุลาดำได้แยกออกตามขนาดของกุ้งซึ่งมีขนาดที่สำคัญ อยู่ 3 ขนาด คือ ขนาด 16 - 20, 21 -25 และ 26 - 30 ตัวต่อปอนด์

ผลการวิเคราะห์

ในส่วนของการเสนอผลการวิเคราะห์นี้จะกล่าวถึงผลการวิเคราะห์ stationarity ของตัวแปรที่อยู่ในแบบจำลอง หรือกล่าวอีกนัยหนึ่งคือ การทดสอบ unit root หรือที่เรียกว่า unit root test หลังจากนั้น ก็จะเป็นการเสนอความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรต่าง ๆ ในแบบจำลอง

ผลการทดสอบ unit root

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Dickey - Fuller และ Augmented Dickey - Fuller นั้นแสดงไว้ในตารางที่ 1 A และ 2 A (โปรดดูภาคผนวก) ตามลำดับ ซึ่งสามารถสรุปได้ดังนี้

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Dickey – Fuller ปรากฏว่า ค่า t – ratios ของสัมประสิทธิ์ ที่อยู่หน้าตัวแปร LnP_t^J และ LnP_t^T (at levels ในตารางที่ 1 A ในภาคผนวก) นั้นมีค่าน้อยกว่า 1 % MacKinnon critical values (โปรดดูตารางที่ 3 A ในภาคผนวก) ไม่ว่าจะทดสอบจากสมการ (12), (13) หรือ (14) ก็ตาม แต่ t -ratios ของสัมประสิทธิ์ ที่อยู่หน้าตัวแปร ΔLnP_t^J และ ΔLnP_t^T (at first differences ในตารางที่ 1 A ใน ภาคผนวก) มีค่า สูงกว่า 1 % MacKinnon critical values (โปรดดูตารางที่ 3 A ในภาคผนวก) ซึ่งทำให้สรุปได้ว่า ตัวแปร LnP_t^J และ LnP_t^T เป็น $I(1)$

สำหรับผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey – Fuller ปรากฏว่า ค่า t – ratios ของสัมประสิทธิ์ที่อยู่หน้าตัวแปร LnP_t^J และ LnP_t^T (at levels ในตารางที่ 2 A ในภาคผนวก) มีค่าต่ำกว่า 1 % MacKinnon critical values (โปรดดูตารางที่ 4 A ในภาคผนวก) ไม่ว่าจะทดสอบจากสมการ (15), (16), (17) ก็ตาม แต่ t – ratios ของสัมประสิทธิ์ ที่อยู่หน้าตัวแปร ΔLnP_t^J และ ΔLnP_t^T (at first differences ในตารางที่ 2 A ในภาคผนวก) มีค่าสูงกว่า 1 % MacKinnon critical values (โปรดดูตารางที่ 4 A ในภาคผนวก) จึงทำให้สรุปได้ว่าตัวแปร LnP_t^J และ LnP_t^T เป็น $I(1)$

สำหรับตัวแปร σ_t^J และ σ_t^T นั้นจากแบบจำลอง (12) หรือ Dickey – Fuller test พบว่าเป็น $I(1)$ ใน 1 % MacKinnon critical values ไม่ว่าจะเป็น σ_t^J และ σ_t^T จากขนาดของกึ่งกลางค่าขนาดใดก็ตาม แต่เป็นที่แปลกใจที่ว่าเมื่อทดสอบ unit root กับ

แบบจำลองที่ (13) และ (14) ซึ่งก็คือ Dickey – Fuller test เช่นเดียวกัน ปรากฏว่าตัวแปรทั้งสองกลับเป็น Stationary หรือ $I(0)$ ในขนาดของกึ่ง 16 – 20 และ 21 – 25 ตัวต่อปอนด์ แต่สำหรับขนาดของกึ่ง 26 – 30 ตัวต่อปอนด์นั้น ปรากฏว่า σ_t^J เป็น $I(1)$ แต่ σ_t^T ยังคงเป็น $I(0)$ เพราะฉะนั้นเราสามารถสรุปได้ว่า σ_t^J และ σ_t^T เป็น $I(1)$ ถ้าจะพิจารณาจากแบบจำลอง (12) สำหรับทุกขนาดของกึ่ง นอกนั้น σ_t^J และ σ_t^T ก็มีลักษณะดังอธิบายแล้วข้างต้น

สำหรับผลการทดสอบ unit root สำหรับตัวแปร σ_t^J และ σ_t^T โดยวิธี Augmented Dickey Fuller test จะให้ผลอย่างเดียวกันกับการใช้วิธี Dickey – Fuller test กล่าวคือ σ_t^J จากแบบจำลอง (15) เป็น $I(1)$ ทุกขนาดของกึ่ง และขนาดของกึ่ง 26 – 30 ตัวต่อปอนด์ จะเป็น $I(1)$ ด้วยไม่ว่าจะพิจารณาจากแบบจำลอง (15), (16) หรือ (17) ก็ตาม แต่สำหรับ σ_t^T นั้น เป็น $I(1)$ จากแบบจำลอง (15) ทุกขนาดของกึ่ง นอกนั้น σ_t^T ไม่ว่าจะพิจารณาแบบจำลอง (16) หรือ (17) ทุกขนาดของกึ่งก็จะเป็น $I(0)$ ทั้งนี้โดยเปรียบเทียบกับ 1 % MacKinnon critical values (โปรดดูตารางที่ 2 A และ 4 A ในภาคผนวก)

ความสัมพันธ์ของดุลยภาพ (ระยะยาว) (long run price relationship)

จากผลการทดสอบ unit root ดังได้กล่าวไว้ข้างต้นว่า LnP_t^J และ LnP_t^T เป็น $I(1)$ ส่วน σ_t^J และ σ_t^T แสดงผลขัดกันทั้งเป็น $I(1)$ และ $I(0)$ ทั้งสองตัวแปร แล้วแต่จะใช้แบบจำลองอะไรในการทดสอบ เพราะ

ฉะนั้นในตอนแรกจะให้ σ_t^j และ σ_t^T เป็น $I(1)$ แล้วใช้แบบจำลอง (7) และ (8) เพื่อทดสอบว่ามี Long – run price relationship (ซึ่งคือการทดสอบ cointegration) หรือไม่ ถ้ามีความเป็น cointegration ก็ใช้ได้เลยถ้าไม่มีความเป็น cointegration ก็จะทิ้งตัวแปร σ_t^j ออกไป ผลการศึกษาสมการที่ (7) ซึ่งเป็น long - run forward price transmission จากราคากุ้งกุลาดำในประเทศไทยส่งผ่านไปยังราคากุ้งในประเทศญี่ปุ่น แสดงไว้ในตารางที่ 1 โดยมีผลการทดสอบ long - run price relationship แสดงไว้ใน

ตารางที่ 2 ซึ่งผลการทดสอบ (ซึ่งใช้สมการ (19)) ปรากฏว่าทุกสมการในตารางที่ 1 มีความสัมพันธ์ระยะยาว (long - run price relationship) ที่ระดับนัยสำคัญที่ 1 % เพราะฉะนั้นในการศึกษานี้จึงไม่ทิ้งตัวแปร σ_t^j ออกไป อย่างไรก็ตามปรากฏว่าตัวแปรนี้ ไม่มีนัยสำคัญในความสัมพันธ์ของดุลยภาพหรือความสัมพันธ์ระยะยาว ในการอธิบายการเปลี่ยนแปลงของราคากุ้งกุลาดำที่ประเทศญี่ปุ่น, $\ln P_t^j$, ส่วนตัวแปร $\ln P_t^T$ เป็นตัวแปรที่มี นัยสำคัญที่ระดับ 1 %

ตารางที่ 1 : ค่าประมาณของสมการการส่งผ่านราคาที่เป็นแบบ forward price transmission จากประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่น เป็นความสัมพันธ์แบบ long - run price relationship [จากสมการ (7)]

Shrimp size	Const	$\ln P_t^T$	σ_t^j	R^2	D.W.	Wald Test
Size of 16-20 count	1.1044** (15.3213)	0.8284** (31.2912)	0.0702 (0.2182)	0.856	1.005	979.145**
Size of 21-25 count	1.0144** (10.6156)	0.8472** (22.6450)	0.2441 (0.4400)	0.838	1.175	518.464**
Size of 26-30 count	1.7075** (7.6121)	0.7034** (29.1167)	-7.4556 (-1.6689)	0.871	1.340	979.898**

Figures in parentheses are t-statistics ** significance at the 1% level and * at the 5% level.

Wald statistics are Chi-square statistics ** significance at the 1% level and * at the 5% level.

แหล่งที่มา : การคำนวณ

ตารางที่ 2 : Unit root tests สำหรับ residuals e_t^j ที่ได้จากการสมการในตารางที่ 1 เพื่อทดสอบการเป็น cointegration ของสมการ

Residual error terms	ADF test
	No intercept
Size of 16-20 count	-4.6960**
Size of 21-25 count	-5.1091**
Size of 26-30 count	-4.2735**

** Significance at the 1% level and * at the 5% level.

แหล่งที่มา : การคำนวณ

สำหรับผลการศึกษา long - run price transmission relationship สมการที่ (8) ซึ่งเป็น การส่งผ่านราคากุ้งกุลาดำจากประเทศญี่ปุ่นมายังประเทศไทย แสดงไว้ในตารางที่ 3 โดยมีผลการทดสอบ long - run relationship แสดงไว้ในตารางที่ 4

ตารางที่ 3 : ค่าประมาณของสมการการส่งผ่านราคาที่เป็นแบบ backward price transmission จากประเทศญี่ปุ่นมายังประเทศไทย เป็นความสัมพันธ์แบบ long - run price relationship [จากสมการ (8)]

Shrimp size	Const	$\text{Ln}P_t^j$	σ_t^2	R^2	D.W.	Wald Test
Size of 16-20 count	-0.8333** (-10.4723)	1.0529** (42.7316)	0.0708 (0.3593)	0.858	0.920	4333.218**
Size of 21-25 count	-0.6798** (-5.2853)	1.0120** (25.6687)	-0.1277 (-0.2557)	0.838	1.122	662.028**
Size of 26-30 count	-0.5556** (-5.6384)	0.97310** (30.8951)	-0.1886 (-0.9935)	0.842	1.072	1012.033**

Figures in parentheses are t-statistics ** significance at the 1% level and * at the 5% level.

Wald statistics are Chi-square statistics ** significance at the 1% level and * at the 5% level.

แหล่งที่มา : การคำนวณ

ตารางที่ 4 : Unit root tests สำหรับ residuals e^T ที่ได้จากสมการในตารางที่ 3 เป็นการทดสอบการทดสอบการเป็น Cointegration ของสมการ

Residual error terms from	ADF test
	No intercept
Size of 16-20 count	-4.0344**
Size of 21-25 count	-4.9139**
Size of 26-30 count	-4.1829**

** Significance at the 1% level and * at the 5% level.

แหล่งที่มา : การคำนวณ

ปรากฏว่าความเสี่ยง σ_t^T ก็เป็นตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญในความสัมพันธ์ของดุลยภาพหรือความสัมพันธ์ระยะยาวในการอธิบายการเปลี่ยนแปลงของราคาทุเรียนของประเทศไทย $\text{Ln}P_t^T$ เช่นกัน ส่วนตัวแปร $\text{Ln}P_t^J$ เป็นตัวแปรที่มีนัยสำคัญที่ระดับ 1 %

ความสัมพันธ์ของราคาในระยะสั้น (short - run price relationship)

สำหรับการส่งผ่านราคาในระยะสั้นแบบ forward price transmission จากประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่น ซึ่งรวมอิทธิพลของ error ที่มาจาก long - run equilibrium ใน period ที่แล้วได้แสดงไว้ในตารางที่ 5 ในระยะสั้น $\Delta \text{Ln}P_t^T$ ยังคงเป็นตัวแปรที่มีนัยสำคัญในทุกขนาดของทุเรียน ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % ในการอธิบายการเปลี่ยนแปลงของ $\Delta \text{Ln}P_t^J$ สัมประสิทธิ์ที่อยู่หน้า error term ใน period ที่แล้ว e_{t-1}^J จาก long - run equilibrium ซึ่งคือ speed of

adjustment หรือความเร็วของการปรับตัวมีค่าเป็นลบและมีนัยสำคัญที่ระดับนัยสำคัญ 1 % ทุกสมการของทุเรียนต่าง ๆ ซึ่งสอดคล้องกับสิ่งที่คาดหวัง สัมประสิทธิ์ความเร็วของการปรับตัวมีค่าอยู่ระหว่าง - 0.5207 ถึง - .5677

ทางด้านการส่งผ่านราคาในระยะสั้นแบบ backward price transmission จากประเทศญี่ปุ่นมายังประเทศไทยซึ่งรวมอิทธิพลของ error ที่มาจาก long - run equilibrium ใน period ที่แล้ว e_{t-1}^T ที่มีต่อการปรับตัวของราคาในประเทศไทยใน period นี้ ได้แสดงไว้ในตารางที่ 6 ในระยะสั้น $\Delta \text{Ln}P_t^J$ ยังคงเป็นตัวแปรที่มีนัยสำคัญในการอธิบายการเปลี่ยนแปลงของ $\Delta \text{Ln}P_t^T$ และสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึง speed of adjustment หรือความเร็วของการปรับตัวในสมการนี้มีนัยสำคัญที่ระดับนัยสำคัญ 1 % และมีเครื่องหมายเป็นลบ สอดคล้องกับการคาดหวัง แต่ความเร็วของการปรับตัวมีค่าต่างกันระหว่างสมการราคาของทุเรียนต่าง ๆ มาก

กว่าในกรณีของ forward price transmission ในระยะสั้นซึ่งอยู่ระหว่าง - 0.3190 ถึง - 0.5338 กล่าวคือ ในขนาดของกุ้งกุลาดำ 16 - 20 ตัวต่อปอนด์ มีการปรับตัวของราคาช้ากว่าขนาดของกุ้งกุลาดำ 21 - 25 ตัวต่อปอนด์ และ 26 - 30 ตัวต่อปอนด์ และราคาของกุ้งกุลาดำขนาด 21 - 25 ตัวต่อปอนด์ ก็มีการปรับตัวช้ากว่ากุ้งขนาด 26 - 30 ตัวต่อปอนด์ เมื่อมี shock ที่ทำให้ราคาแกว่งตัวออกนอกดุลยภาพระยะยาว ซึ่งมีลักษณะเช่นเดียวกันกับในกรณี forward price transmission ในระยะสั้น กล่าวคือ

ราคากุ้งขนาดใหญ่จะมีความสามารถในการปรับตัวช้ากว่าราคากุ้งขนาดเล็ก แต่ในกรณี forward price transmission ความสามารถในการปรับตัวจะใกล้เคียงกันมากกว่าและเป็นที่น่าสังเกตว่าความเร็วในการปรับตัวในกรณี backward price transmission มีความเร็วน้อยกว่า ในกรณีของ forward price transmission ในกุ้งกุลาดำขนาดเดียวกัน สำหรับสาเหตุที่อยู่นอกเหนือขอบเขตของการศึกษานี้

ตารางที่ 5 : สมการการส่งผ่านราคาในระยะสั้นแบบ forward price transmission จากประเทศไทย ไปยังประเทศญี่ปุ่น ซึ่งรวมอิทธิพลของ error ที่มาจาก long - run equilibrium ใน period ที่แล้วที่มีต่อการปรับตัวของราคาในประเทศญี่ปุ่นใน period นี้ จากแบบจำลองข้างล่างนี้

$$\Delta \ln P_t^J = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta \ln P_t^T + \alpha_3 \Delta \sigma_t^J + \alpha_4 \hat{e}_{t-1}^J + \alpha_{11} \Delta \ln P_{t-1}^J + \alpha_{12} \Delta \ln P_{t-1}^T + \alpha_{13} \Delta \sigma_{t-1}^J + \varepsilon_{Jt}$$

Size	α_1	α_2	α_3	α_4	α_{11}	α_{12}	α_{13}	R ²	D.W.	F-Statistic	Wald Test
16-20	-0.0003 (-0.1041)	0.4936** (8.0862)	0.0799 (0.4780)	-0.5207** (-6.1024)	0.0417 (0.5077)	0.0388 (0.4580)	-0.1592 (-0.9467)	0.516	1.970	23.673**	142.039**
21-25	0.0033 (0.7026)	0.4925** (7.0101)	-0.1053 (-0.4071)	-0.5555** (-5.8714)	-0.0355 (-0.3947)	-0.0410 (-0.4597)	-0.3665 (1.4248)	0.456	2.018	15.211**	91.264**
26-30	-0.0027 (-0.6560)	0.4107** (7.0551)	-4.0037 (-1.6315)	-0.5677** (-5.1326)	-0.12023 (-1.2386)	0.1149 (1.3150)	0.8828 (0.3890)	0.538	2.013	19.424**	116.542**

Figures in parentheses are t-statistics of parameters ** significance at the 1% level and * at the 5% level.

แหล่งที่มา : การคำนวณ

ตารางที่ 6 : สมการการส่งผ่านราคาในระยะสั้น แบบ backward price transmission จากประเทศญี่ปุ่นไปยังประเทศไทย ซึ่งรวมอิทธิพลของ error ที่มาจาก long – run equilibrium ใน period ที่แล้วที่มีต่อการปรับตัวของราคาในประเทศไทยใน period นี้ จากแบบจำลองข้างล่างนี้

$$\Delta \ln P_t^T = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta \ln P_t^J + \alpha_3 \Delta \sigma_t^T + \alpha_T \hat{e}_{t-1}^T + \alpha_{11} \Delta \ln P_{t-1}^J + \alpha_{12} \Delta \ln P_{t-1}^T + \alpha_{13} \Delta \sigma_{t-1}^T + \varepsilon_{Tt}$$

Size	α_1	α_2	α_3	α_4	α_{11}	α_{12}	α_{13}	R^2	D.W.	F-Statistic	Wald Test
16-20	0.0029 (0.8145)	0.6640** (8.4011)	0.0455 (0.2375)	-0.3190 (-3.5089)	0.0056 (0.0596)	0.0716 (0.7236)	-0.0676 (-0.3583)	0.373	1.973	13.169**	79.014**
21-25	0.0001 (0.0185)	0.6245** (7.1983)	-0.0682 (-0.2909)	-0.4794 (-4.6427)	-0.0297 (-0.3041)	0.1620 (1.6276)	0.2761 (1.1648)	0.357	1.943	10.073**	60.441**
26-30	-0.0021 (-0.3952)	0.8314** (7.7860)	-0.0855 (-0.4717)	-0.5336 (-4.3881)	0.0088 (0.0762)	0.0812 (0.7105)	0.0268 (0.1488)	0.406	1.966	13.645**	68.225**

Figures in parentheses are t-statistics of parameters ** significance at the 1% level and * at the 5% level.

แหล่งที่มา : การคำนวณ

การทดสอบประสิทธิภาพการส่งผ่านราคา

ในการทดสอบการส่งผ่านราคาแบบ long – run forward price transmission นั้น เราตั้ง null hypothesis $H_0 : \alpha_2^{JT} = 1$ สำหรับทุกขนาดของกึ่งกุลาดำ โดยที่ α_2^{JT} คือสัมประสิทธิ์ของ $\ln P_t^T$ ในตารางที่ 1 ปรากฏว่าในสมการขนาดของกึ่งกุลาดำ 16 – 20, 21 – 25, และ 26 – 30 ตัวต่อปอนด์ มีค่า t – ratios เท่ากับ - 6.4754, - 4.0856, และ - 12.2562 ตามลำดับ ซึ่งมีค่าน้อยกว่า 1 % t – statistic critical value - 2.576 เป็นการปฏิเสธ H_0 ซึ่งหมายความว่าค่า α_2^{JT} มีค่าไม่เท่ากับ 1 แสดงว่าการส่งผ่านราคาจากประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นยังไม่มีประสิทธิภาพ

สำหรับการทดสอบการส่งผ่านราคาแบบ long – run backward price transmission จากประเทศญี่ปุ่นมายัง

ประเทศไทยนั้น เราตั้ง null hypothesis $H_0 : \alpha_2^{TJ} = 1$ สำหรับทุกขนาดของกึ่งกุลาดำ โดยที่ α_2^{TJ} คือสัมประสิทธิ์ของ $\ln P_t^J$ ในตารางที่ 3 ผลปรากฏว่าในสมการขนาดของกึ่งกุลาดำ 16 – 20, 21 – 25 ตัวต่อปอนด์ มีค่า t – ratios เท่ากับ 2.1504 และ 0.3046 ตามลำดับ ซึ่งมีค่าน้อยกว่า 1 % t – statistic critical value 2.576 และสำหรับขนาดของกึ่งกุลาดำ 26 – 30 ตัวต่อปอนด์ นั้นมีค่า t – ratios มีค่าเท่ากับ - 0.9140 ซึ่งมีค่ามากกว่า 1 % t – statistic critical value ซึ่งมีค่าเท่ากับ - 2.576 ทำให้ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐาน $H_0 : \alpha_2^{TJ} = 1$ ได้ ซึ่ง หมายความว่า การส่งผ่านราคาจากประเทศญี่ปุ่นมายังประเทศไทยนั้นมีประสิทธิภาพแล้ว สำหรับการทดสอบประสิทธิภาพการส่งผ่านราคาโดยวิธี Wald test นั้นค่า χ^2 และ F statistics นั้นแสดงไว้ในตารางที่ 7

ตารางที่ 7 : การทดสอบสัมประสิทธิ์ของ $\text{Ln } P_t^T$ และ $\text{Ln } P_t^J$ ในสมการ long-run forward และ backward price transmission relationships ว่ามีค่าเท่ากับ 1 หรือไม่ ตาม $H_0 : \alpha_2^{JT} = 1$ โดยที่ α_2^{JT} คือสัมประสิทธิ์ของ $\text{Ln } P_t^T$ ในสมการ forward price transmission equation และตาม $H_0 : \alpha_2^{JT} = 1$ โดยที่ α_2^{JT} คือสัมประสิทธิ์ของ $\text{Ln } P_t^J$ อยู่ในสมการ backward price transmission equation

Shrimp size	α_2	t-statistic	F-statistic	Chi-squared
Forward		$H_0 : \alpha_2^{JT} = 0$	$H_0 : \alpha_2^{JT} = 1$	$H_0 : \alpha_2^{JT} = 1$
Size of 16-20 count	0.8284	31.2912 (0.0000)	42.0329 (0.0000)	42.0329 (0.0000)
Size of 21-25 count	0.8472	22.6450 (0.0000)	16.6810 (0.0001)	16.6810 (0.0000)
Size of 26-30 count	0.7034	29.1167 (0.0000)	150.7793 (0.0000)	150.7793 (0.0000)
Backward		$H_0 : \alpha_2^{JT} = 0$	$H_0 : \alpha_2^{JT} = 1$	$H_0 : \alpha_2^{JT} = 1$
Size of 16-20 count	1.0529	42.7316 (0.0000)	4.6111 (0.0335)	4.6111 (0.0318)
Size of 21-25 count	1.0120	25.6687 (0.0000)	0.0932 (0.7607)	0.0932 (0.7602)
Size of 26-30 count	0.9731	30.8951 (0.0000)	0.7292 (0.3951)	0.7292 (0.3932)

Figures in parentheses are probability significance levels.

แหล่งที่มา : การคำนวณ

การเปรียบเทียบผลการศึกษาจากการศึกษานี้กับผลของการศึกษาของ Ling et al. (1998)

ในสมการ long-run forward price relationship นั้น สัมประสิทธิ์ของ $\text{Ln } P_t^T$ จากการศึกษาี้กับการศึกษาของ Ling et al. (1998) มีความใกล้เคียงกันแต่สัมประสิทธิ์จากการศึกษานี้จะมีค่าน้อยกว่าสัมประสิทธิ์จากการศึกษา Ling et al. (1998) อยู่เล็กน้อยในขนาดของกุ้งกุลาดำ 16 – 20

และ 26 – 30 ตัวต่อปอนด์ ยกเว้นในขนาดของกุ้งกุลาดำ 21 – 25 ตัวต่อปอนด์ ที่มีค่าสูงกว่าเล็กน้อย สัมประสิทธิ์จากการศึกษาของ Ling et al. (1998) จะมีค่าสูงในกุ้งขนาดใหญ่ (16 – 20 ตัวต่อปอนด์) และจะมีค่าปานกลาง (21 – 25 ตัวต่อปอนด์) ในกุ้งขนาดกลาง และจะมีค่าเล็กลงในกุ้งขนาดเล็ก (26-30 ตัวต่อปอนด์) แต่จากการศึกษานี้ขนาดของสัมประสิทธิ์ $\text{Ln } P_t^T$ จะไม่แปรผันตามกับขนาดของกุ้งกุลาดำ แต่สิ่งที่สำคัญคือ

t - ratios จากการศึกษาที่สูงกว่า t - ratios จากการศึกษาของ Ling et al. (1998) ทุกขนาดของกึ่งกลาง (ตารางที่ 8)

สำหรับสมการ short - run forward price relationship สัมประสิทธิ์ของ $\Delta \text{Ln}P_t^T$ ของ Ling et al. (1998) จะมีขนาดเล็กลงและแปรผันตามขนาดของกึ่งเช่นเดียวกับการที่ long - run forward price relationship แต่กึ่งขนาดที่เล็กลงจะมีการลดลงของสัมประสิทธิ์ของ $\Delta \text{Ln}P_t^T$ ที่เร็วกว่า ซึ่งในการศึกษานี้ พบว่าสัมประสิทธิ์ของ $\Delta \text{Ln}P_t^T$ เมื่อเทียบกับ long - run forward price relationship ก็มีค่าลดลงเช่นเดียวกัน แต่ความแตกต่างของสัมประสิทธิ์ $\Delta \text{Ln}P_t^T$ ของกึ่งขนาดใหญ่ กลาง และเล็ก จะต่ำกว่าของ Ling et al. (1998) (ตารางที่ 8) ทางด้าน speed of adjustment (สัมประสิทธิ์ของ e_{t-1}) ของการศึกษานี้กับการศึกษาของ Ling et al. (1998) มีค่าใกล้เคียงกัน (ตารางที่ 8)

สำหรับการเปรียบเทียบผลการศึกษาจากการศึกษานี้กับผลการศึกษาของ Ling et al. (1998) ในกรณี backward price transmission นั้น ใน long - run relationship สัมประสิทธิ์ของ $\text{Ln}P_t^T$ ของการศึกษานี้จะสูงกว่าของ Ling et al. (1998) ทุกขนาดของกึ่งยกเว้นกึ่งขนาด 26 - 30 ตัวต่อปอนด์ และความแตกต่างของสัมประสิทธิ์ดังกล่าวระหว่างขนาดของกึ่งจะน้อยกว่าของ Ling et al. (1998) ในขนาดใหญ่กับขนาดกลางแต่จะมากกว่าระหว่าง

ขนาดกลางกับขนาดเล็ก อย่างไรก็ตาม สัมประสิทธิ์ดังกล่าวจะผันแปรตามขนาดของกึ่งจากทั้งสองการศึกษา แต่เป็นที่น่าสังเกตว่า t - ratios ของสัมประสิทธิ์ดังกล่าวของการศึกษานี้สูงกว่า t - ratios จากการศึกษาของ Ling et al. (1998) อีกเช่นกัน (ตารางที่ 9)

ทางด้าน short - run backward price transmission relationship ประสิทธิภาพในการส่งผ่านราคา ในระยะสั้นและ speed of adjustment ของการศึกษานี้ต่ำกว่าของ Ling et al. (1998) (ตารางที่ 9) ยกเว้นประสิทธิภาพในการส่งผ่านราคาในระยะสั้นของกึ่งกลางขนาดเล็ก (26 - 30) ซึ่งแสดงว่าในช่วงประมาณ 4 ปี จาก 15 ธันวาคม 1993 มาถึง 16 ตุลาคม 1997 ประสิทธิภาพการส่งผ่านราคาระยะสั้นจากตลาดค้าส่งโตเกียวมายังประเทศไทยนั้นต่ำลงและความเร็วในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว (เมื่อเกิด shock ขึ้นมา) นั้นช้าลง และเป็นที่น่าสังเกตว่าความเร็วของการปรับตัว (speed of adjustment) จากการศึกษานี้มีแนวโน้มว่าสมการราคาระยะสั้นของกึ่งกลางขนาดใหญ่กว่าจะมีการปรับตัวช้ากว่า ทั้งในสมการ short - run forward price transmission และ short - run backward price transmission ส่วนสาเหตุของประสิทธิภาพการส่งผ่านราคาที่ ลดลงในระยะสั้นและความเร็วในการปรับตัวที่ลดลงนั้น อยู่นอกเหนือขอบเขตของการศึกษานี้

ตารางที่ 8 : การเปรียบเทียบผลการศึกษาจากการศึกษานี้กับผลการศึกษาของ Ling et al. (1998) ในกรณี forward price transmission โดยที่ dependent variable คือ LnP_t^J สำหรับ long – run price relationship และ ΔLnP_t^J สำหรับ short – run price relationship

ขนาดของกุ้ง	Long – run Price relationship		Short – run price relationship			
	Coefficient ของ		Coefficient ของ			
	LnP_t^T		ΔLnP_t^T		$e^{\wedge T}_{t-1}$	
	Ling et al. ^a	This study ^b	Ling et al. ^a	This study ^b	Ling et al. ^a	This study ^b
16 – 20	0.8648** (20.1585)	0.8284** (31.2912)	0.6316** (10.2036)	0.4936** (8.0862)	- 0.5731** (- 5.7830)	- 0.5207** (- 6.1024)
21 – 25	0.8042** (13.4706)	0.8472** (22.6450)	0.4710** (6.0000)	0.4925** (7.0101)	- 0.5325** (- 5.5642)	- 0.5555** (- 5.8714)
26 – 30	0.7336** (12.2688)	0.7034** (29.1167)	0.3687** (5.4948)	0.4107** (7.0551)	- 0.5725** (- 6.2843)	- 0.5677** (- 5.1326)

Figures in parentheses are t – ratios.

แหล่งที่มา : ^a Ling et al. (1998) และ ^b การคำนวณ

ตารางที่ 9 : การเปรียบเทียบผลการศึกษาจากการศึกษานี้กับผลการศึกษาของ Ling et al. (1998) ในกรณี backward price transmission โดยที่ dependent variable คือ LnP_t^T สำหรับ long – run price relationship และ ΔLnP_t^T สำหรับ short – run price relationship

ขนาดของกุ้ง	Long – run price relationship		Short – run price relationship			
	Coefficient ของ LnP_t^J		Coefficient ของ ΔLnP_t^J และ $e^{T_{t-1}}$			
	Ling et al. ^a	This study ^b	Ling et al. ^a	This study ^b	Ling et al. ^a	This study ^b
16 – 20	0.9955** (20.1518)	1.0529** (42.7316)	0.9950** (10.8277)	0.6640** (8.4011)	- 0.5541** (- 4.7037)	- 0.3190** (- 3.5089)
21 – 25	0.9091** (13.6297)	1.0120** (25.6687)	0.7490** (6.6517)	0.6245** (7.1983)	- 0.5057** (- 4.3595)	- 0.4794** (- 4.8427)
26 - 30	0.8838** (11.2200)	0.7034** (30.8951)	0.3687** (7.0765)	0.4107** (7.7860)	- 0.5725** (- 5.0158)	- 0.5677** (- 4.3881)

** Significant at 1 %

Figures in parentheses are t – statistics of parameters.

แหล่งที่มา : ^a Ling et al. (1998) และ ^b การคำนวณ

ข้อสรุป

โดยสรุปแล้วเราสามารถกล่าวได้ว่า long – run price relationship ทั้งในรูป forward price transmission และ backward price transmission มีอยู่จริง ซึ่งทำให้สามารถยืนยันได้ว่า short – run price relationship ทั้งในรูป forward price transmission และ backward price transmission ก็มีอยู่จริงด้วย แต่ประสิทธิภาพการส่งผ่านราคา กุ้งกุลาดำในระยะยาวจากประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นโดยเปรียบเทียบแล้ว ยังน้อยกว่าการส่งผ่านราคากุ้งกุลาดำในระยะยาว

จากตลาดค้าส่งประเทศญี่ปุ่นมายังประเทศไทย ซึ่งในกรณีของการส่งผ่านราคาจากประเทศญี่ปุ่นมายังประเทศไทยหรือ long – run backward price transmission โดยทางสถิติแล้วถือว่ามีประสิทธิภาพเต็มที่ ซึ่งเป็นประโยชน์ต่อประเทศไทย ส่วนความเสี่ยงหรือความผันผวนของราคานั้นไม่เป็นตัวแปรที่สำคัญในการกำหนดราคาไม่ว่าจะเป็นจาก long – run forward price transmission หรือ long – run backward price transmission ก็ตาม สำหรับในระยะสั้นแล้วประสิทธิภาพการส่งผ่านราคายังอยู่ในระดับที่ต่ำกว่าในการส่งผ่านราคาในระยะยาว แต่ยังคงเป็นที่น่ายินดี

ว่าประสิทธิภาพการส่งผ่านราคาจากตลาดค้าส่งในประเทศญี่ปุ่นมายังประเทศไทยในระยะสั้น ก็ยังคงสูงกว่าประสิทธิภาพการส่งผ่านราคาในระยะสั้นจากประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่น อย่างไรก็ตามเมื่อเปรียบเทียบกับผลการศึกษาของ Ling et al. (1998) ประสิทธิภาพการส่งผ่านราคาในระยะสั้นจากราคาในประเทศญี่ปุ่นมายังประเทศไทยกลับมีแนวโน้มลดลง สำหรับประสิทธิภาพการส่งผ่านราคาในระยะยาวจากประเทศญี่ปุ่นมายัง

ประเทศไทยในช่วงประมาณ 1993 – 1997 นั้น มีแนวโน้มสูงขึ้นและเข้าใกล้ 1 มากขึ้น ยกเว้นกึ่งกลางขนาด 26 – 30 ตัวต่อปอนด์ ซึ่งถือว่าเป็นแนวโน้มที่เป็นประโยชน์ต่อประเทศไทย สำหรับการปรับตัวเมื่อเกิด shock ขึ้นมา นั้น speed ของการปรับตัวมีแนวโน้มลดลงในสมการ short – run backward price transmission ส่วนสาเหตุของการลดลงดังกล่าวนั้นอยู่นอกเหนือขอบเขตของการวิจัยในครั้งนี้

บรรณานุกรม

- Bollerslev, T. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," **Journal of Econometrics**. 31(1986) : 307 - 327.
- Charemza, W. and D. Deadman. **New Directions in Econometric Practice**. Cambridge University Press, 1992.
- Dickey, D. and W. Fuller. "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Root," **Journal of American Statistic Association**. 74 (1979) : 427 - 31.
- Dickey, D. and W. Fuller. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," **Econometrica**. 49 (1981) : 1057 - 72.
- Enders, W. **Applied Econometric Time Series**. New York : John Wiley & Sons, 1995.
- Engle, R. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of the United Kingdom Inflation," **Econometrica**. 50 (1982) : 987 - 1008.
- Engle, R., and Clive W. Granger. "Cointegration and Error - Correction Representation, Estimation, and Testing," **Econometrica**. 50 (1987) : 391 - 407.
- FAO. **INFOFISH, Trade News**. Kuala Lumpur : 1990 - 1997.
- Gujarati, D. **Basic Econometrics**. 3rd ed. New York : McGraw - Hill, 1995.
- JETRO. **Access to Japan's Import Market : Frozen Shrimp**. Tokyo : Import Promotion and Cooperation Department Japan External Trade Organization, 1984.
- JETRO. **Access to Japan's Import Market : Japan's Frozen Shrimp**. Tokyo : Import Promotion and Cooperation Department, Japan External Trade Organization, 1992.
- Johnston, J. and J. Dinardo. **Econometric Methods**. 4th ed. New York : McGraw - Hill Companies, 1997.
- Ling, B., P. Leung and Y. Shang. "Behaviour of Price Transmissions in Vertically coordinated Markets : The Case of Frozen Black Tiger Shrimp (*Penaeus monodon*)," **Aquaculture Economics and Management**. 2 (1998) : 353 - 360.
- Said, S. and D. Dickey. "Testing for Unit Roots in Autoregressive - Moving Average Models with Unknown Order," **Biometrika**. 71 (1984) : 599 - 607
- Stigler, G.J. **The Theory of Price**. London : Macmillan, 1969.
- Tambi, N. "Co-integration and Error - Correction Modeling of Agricultural Export Supply in Cameroon," **Agricultural Economics** (1999) 20 : 57 - 67.
- เรืองโร โตกฤษณะ. รายงานวิจัยโครงการสินค้ายุทธศาสตร์เกษตร : กุ้งกุลาดำ. กรุงเทพฯ : คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์, 2541.

ภาคผนวก

ตารางที่ 1 A : ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Dickey-Fuller

At levels

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

At fist differences

$$\Delta(\Delta x_t) = \theta \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12a)$$

$$\Delta(\Delta x_t) = \alpha + \theta \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13a)$$

$$\Delta(\Delta x_t) = \alpha + \beta t + \theta \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14a)$$

Variable & size	At levels (x_{t-1})						At fist differences ($\theta \Delta x_{t-1}$)					
	No intercept	With intercept		With trend & intercept			No intercept	With intercept		With trend & intercept		
	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$
LnP_t^j												
16-20 count (n=142)	0.4761	2.9200	-2.9009	6.6168	2.0856	-3.5968	-11.7404	0.3067	-11.7034	-0.0574	0.2532	-11.6575
21-25 count (n=118)	0.5616	2.5352	-2.5055	3.4879	2.3527	-3.4725	-12.6457	0.5760	-12.6218	0.0460	0.3082	-12.5601
26-30 count (n=109)	0.4840	2.0268	-2.0036	3.3758	2.7215	-3.3869	-12.3049	0.6593	-12.2897	-0.0970	0.4997	-12.2555

ตัวเลขที่แสดงในตารางเป็นค่า t-statistic ของค่า parameter แต่ละตัว

ตารางที่ 1 A (ต่อ)

Variable & size	At levels (x_{t-1})						At fist differences ($\theta \Delta x_{t-1}$)					
	No intercept		With intercept		With trend & intercept		No intercept		With intercept		With trend & intercept	
	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$
LnP_t^I												
16-20 count (n=142)	0.8210	2.3482	-2.3026	3.3920	2.4316	-3.3732	-10.6301	0.5323	-10.6129	-0.2859	0.6588	-10.5920
21-25 count (n=118)	0.7023	2.3645	-2.3127	3.4928	2.5467	-3.4742	-10.6508	0.5372	-10.6293	-0.2319	0.6138	-10.5982
26-30 count (n=109)	0.4031	1.7909	-1.7620	3.6784	3.4164	-3.7480	-10.3425	0.6508	-10.3326	-0.3297	0.7644	-10.3400
σ_t^I (of forward)												
16-20 count (n=142)	-2.4623	8.8777	-9.3925	7.6183	2.3600	-9.8260	-17.8668	-	-	-	-	-
21-25 count (n=118)	-1.7388	8.6516	-8.9329	8.0300	1.1564	-9.0201	-15.7185	-	-	-	-	-
26-30 count (n=109)	-0.6011	3.1538	-3.1893	3.2558	-1.0116	-3.3333	-11.0431	-0.4493	-11.0104	-0.5401	0.3634	-10.9708

ตัวเลขที่แสดงในตารางเป็นค่า t-statistic ของค่า parameter แต่ละตัว

ตารางที่ 1 A (ต่อ)

Variable & size	At levels (x_{t-1})						At fist differences ($\theta \Delta x_{t-1}$)					
	No intercept		With intercept		With trend & intercept		No intercept		With intercept		With trend & intercept	
	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$
σ^2_i (of backward)												
16-20 count (n=142)	-2.1098	8.8271	-9.2067	7.8262	2.3740	-9.6436	-17.8090	-	-	-	-	-
21-25 count (n=118)	-1.8057	8.0638	-8.3710	7.2492	1.0313	-8.4312	-14.6002	-	-	-	-	-
26-30 count (n=109)	-2.5589	7.3177	-7.9557	5.9949	-0.4371	-7.9258	-16.0520	-	-	-	-	-

ตัวเลขที่แสดงในตารางเป็นค่า t-statistic ของค่า parameter แต่ละตัว

แหล่งที่มา : การคำนวณ

ตารางที่ 2 A : ผลการทดสอบ Unit root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller

At levels

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \lambda_2 \Delta x_{t-2} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \lambda_2 \Delta x_{t-2} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \lambda_2 \Delta x_{t-2} + \varepsilon_t \quad (17)$$

At first differences

$$\Delta(\Delta x_t) = \theta \Delta x_{t-1} + \lambda_1 \Delta(\Delta x_{t-1}) + \lambda_2 \Delta(\Delta x_{t-2}) + \varepsilon_t \quad (15a)$$

$$\Delta(\Delta x_t) = \alpha + \theta \Delta x_{t-1} + \lambda_1 \Delta(\Delta x_{t-1}) + \lambda_2 \Delta(\Delta x_{t-2}) + \varepsilon_t \quad (16a)$$

$$\Delta(\Delta x_t) = \alpha + \beta t + \theta \Delta x_{t-1} + \lambda_1 \Delta(\Delta x_{t-1}) + \lambda_2 \Delta(\Delta x_{t-2}) + \varepsilon_t \quad (17a)$$

โดยที่ $p = 2$

โดยที่ $p = 2$

At levels (x_{t-1})												
Variable & size	No intercept				With intercept				With trend & intercept			
	$\hat{\theta}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$
LnP_t^j												
16-20 count (n=142)	0.2552	0.2403	-2.0411	2.1659	-2.1560	0.7218	-1.5273	3.1847	2.3638	-3.1980	1.1089	-1.0606
21-25 count (n=118)	0.5893	-2.1022	-2.0225	1.4869	-1.4590	-1.6664	-1.6962	2.4660	2.0333	-2.4731	-1.1748	-1.3325
26-30 count (n=109)	0.8068	-2.2531	-2.1090	1.2728	-1.2381	-1.8166	-1.7949	2.3909	2.0986	-2.3947	-1.2938	-1.4327

ตัวเลขที่แสดงในตารางเป็นค่า t-statistic ของค่า parameter แต่ละตัว

ตารางที่ 2 A (ต่อ)

Variable & size	At levels (x_{t-1})											
	No intercept				With intercept				With trend & intercept			
	$\hat{\theta}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$
LnP_t^T												
16-20 count (n=142)	0.5167	1.5557	-2.4472	1.4608	-1.4342	1.8122	-2.0481	3.0639	2.9278	-3.1112	2.2346	-1.4198
21-25 count (n=118)	0.5812	0.2047	-3.1968	1.2340	-1.1958	0.4769	-2.8664	2.6663	2.5652	-2.7084	0.9407	-2.2326
26-30 count (n=109)	0.8122	-0.1840	-2.8854	1.1889	-1.1394	0.1564	-2.4548	2.7952	2.7259	-2.8307	0.7811	-1.8975
σ_t^f (of forward)												
16-20 count (n=142)	-1.0172	-5.4288	-2.8330	6.2682	-6.3652	0.5529	0.6100	6.0901	2.4437	-6.9107	1.0591	0.9838
21-25 count (n=118)	-0.7440	-5.4358	-4.0862	5.5721	-5.6340	0.2050	-0.6783	5.4872	1.0394	5.7304	0.3667	-0.5464
26-30 count (n=109)	-0.5267	-0.7250	-0.5371	2.9172	-2.9458	0.1091	0.1918	3.0605	-1.0524	-3.1212	0.2863	0.3613

ตัวเลขที่แสดงในตารางเป็นค่า t-statistic ของค่า parameter แต่ละตัว

ตารางที่ 2 A (ต่อ)

At levels (x_{i-1})												
Variable & size	No intercept				With intercept				With trend & intercept			
	$\hat{\theta}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$
σ^T_t (of backward)												
16-20 count (n=142)	-0.7143	-5.6145	-3.1109	5.9798	-6.0204	0.5953	0.4258	5.9242	2.5452	-6.6015	1.0664	0.7707
21-25 count (n=118)	-0.8527	-4.4009	-3.7244	5.7615	-5.8407	0.8292	-0.2759	5.5491	1.0377	-5.9333	0.9533	-0.1708
26-30 count (n=109)	-1.2555	-4.3128	-1.4603	5.3932	-5.5715	0.2674	1.1369	4.7481	-0.4964	-5.5593	0.3323	1.1718

ตัวเลขที่แสดงในตารางเป็นค่า t-statistic ของค่า parameter แต่ละตัว
แหล่งที่มา : การคำนวณ

ตารางที่ 2 A (ต่อ)

At fist differences ($\theta \Delta x_{t-1}$)												
Variable & size	No intercept				With intercept				With trend & intercept			
	$\hat{\theta}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$
LnP_t^j												
16-20 count (n=142)	-8.3324	2.2657	1.1702	0.3615	-8.3131	2.2735	1.1803	-0.1411	0.3778	-8.2901	2.2647	1.1622
21-25 count (n=118)	-8.1021	2.3248	1.3850	0.7387	-8.1190	2.3720	1.4251	0.0364	0.4106	-8.0912	2.3648	1.4073
26-30 count (n=109)	-7.0016	1.3469	0.0794	0.9696	-7.0632	1.4298	0.1464	0.1859	0.3417	-7.0403	1.4392	0.1573
LnP_t^j												
16-20 count (n=142)	-7.3614	1.7336	0.1541	0.6331	-7.3722	1.7722	0.1886	-0.4408	0.8880	-7.4016	1.7878	0.1574
21-25 count (n=118)	-7.4589	2.4255	0.6208	0.7530	-7.4809	2.4705	0.6670	-0.2009	0.6981	-7.4819	2.4680	0.6447
26-30 count (n=109)	-7.1229	2.2790	0.4738	0.9251	-7.1716	2.3331	0.5113	-0.2720	0.8447	-7.2071	2.3826	0.5494

ตัวเลขที่แสดงในตารางเป็นค่า t-statistic ของค่า parameter แต่ละตัว

ตารางที่ 2 A (ต่อ)

At fist differences ($\theta \Delta x_{t-1}$)												
Variable & size	No intercept				With intercept				With trend & intercept			
	$\hat{\theta}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$
σ_t^j (of forward)												
16-20 count (n=142)	-10.8453	4.1894	2.9896	-	-	-	-	-	-	-	-	-
21-25 count (n=118)	-9.9316	4.0148	2.1158	-	-	-	-	-	-	-	-	-
26-30 count (n=109)	-5.9823	0.0048	-0.4602	-0.2282	-5.9578	0.0161	-0.4496	-0.1526	0.0462	-5.9149	0.0194	-0.4446
σ_t^T (of backward)												
16-20 count (n=142)	-10.5956	4.0644	2.7233	-	-	-	-	-	-	-	-	-
21-25 count (n=118)	-10.2031	4.4468	2.7186	-	-	-	-	-	-	-	-	-
26-30 count (n=109)	-9.0106	3.0425	2.5200	-	-	-	-	-	-	-	-	-

ตัวเลขที่แสดงในตารางเป็นค่า t-statistic ของค่า parameter แต่ละตัว
แหล่งที่มา : การคำนวณ

ตารางที่ 3 A : MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Size 16-20			
$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \varepsilon_t$			
Unit Root Test	Level	1 st difference	2 nd difference
1% Critical Value*	-2.5802	-2.5803	-2.5804
5% Critical Value	-1.9421	-1.9421	-1.9422
10% Critical Value	-1.6169	-1.6169	-1.6169
$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t$			
Unit Root Test	Level	1 st difference	2 nd difference
1% Critical Value*	-3.4776	-3.4779	-3.4783
5% Critical Value	-2.8819	-2.8821	-2.8822
10% Critical Value	-2.5775	-2.5776	-2.5777
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t$			
Unit Root Test	Level	1 st difference	2 nd difference
1% Critical Value*	-4.0254	-4.0259	-4.0263
5% Critical Value	-3.4421	-3.4424	-3.4426
10% Critical Value	-3.1454	-3.1456	-3.1457

ตารางที่ 3 A (ต่อ).

Size 21-25			
$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \varepsilon_t$			
Unit Root Test	Level	1 st difference	2 nd difference
1% Critical Value*	-2.5833	-2.5834	-2.5836
5% Critical Value	-1.9427	-1.9427	-1.9428
10% Critical Value	-1.6171	-1.6172	-1.6172
$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t$			
Unit Root Test	Level	1 st difference	2 nd difference
1% Critical Value*	-3.4870	-3.4875	-3.4880
5% Critical Value	-2.8861	-2.8863	-2.8865
10% Critical Value	-2.5797	-2.5798	-2.5799
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t$			
Unit Root Test	Level	1 st difference	2 nd difference
1% Critical Value*	-4.0387	-4.0393	-4.0400
5% Critical Value	-3.4484	-3.4487	-3.4491
10% Critical Value	-3.1491	-3.1493	-3.1495

ตารางที่ 3 A (ต่อ)

Size 26-30			
$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \varepsilon_t$			
Unit Root Test	Level	1 st difference	2 nd difference
1% Critical Value*	-2.5848	-2.5850	-2.5852
5% Critical Value	-1.9430	-1.9430	-1.9431
10% Critical Value	-1.6173	-1.6173	-1.6173
$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t$			
Unit Root Test	Level	1 st difference	2 nd difference
1% Critical Value*	-3.4917	-3.4922	-3.4928
5% Critical Value	-2.8882	-2.8884	-2.8887
10% Critical Value	-2.5808	-2.5809	-2.5811
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t$			
Unit Root Test	Level	1 st difference	2 nd difference
1% Critical Value*	-4.0452	-4.0460	-4.0468
5% Critical Value	-3.4515	-3.4519	-3.4523
10% Critical Value	-3.1509	-3.1512	-3.1514

แหล่งที่มา : E - VIEW version 3.1

ตารางที่ 4 A : MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Size 16-20			
$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \lambda_2 \Delta x_{t-2} + \varepsilon_t$			
Unit Root Test	Level	1 st difference	2 nd difference
1% Critical Value*	-2.5804	-2.5805	-2.5806
5% Critical Value	-1.9422	-1.9422	-1.9422
10% Critical Value	-1.6169	-1.6169	-1.6169
$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \lambda_2 \Delta x_{t-2} + \varepsilon_t$			
Unit Root Test	Level	1 st difference	2 nd difference
1% Critical Value*	-3.4783	-3.4786	-3.4789
5% Critical Value	-2.8822	-2.8824	-2.8825
10% Critical Value	-2.5777	-2.5778	-2.5778
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \lambda_2 \Delta x_{t-2} + \varepsilon_t$			
Unit Root Test	Level	1 st difference	2 nd difference
1% Critical Value*	-4.0263	-4.0268	-4.0273
5% Critical Value	-3.4426	-3.4428	-3.4430
10% Critical Value	-3.1457	-3.1458	-3.1460

ตารางที่ 4 A (ต่อ)

Size 21-25			
$\Delta x_t = \theta_{x_{t-1}} + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \lambda_2 \Delta x_{t-2} + \varepsilon_t$			
Unit Root Test	Level	1 st difference	2 nd difference
1% Critical Value*	-2.5836	-2.5838	-2.5839
5% Critical Value	-1.9428	-1.9428	-1.9428
10% Critical Value	-1.6172	-1.6172	-1.6172
$\Delta x_t = \alpha + \theta_{x_{t-1}} + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \lambda_2 \Delta x_{t-2} + \varepsilon_t$			
Unit Root Test	Level	1 st difference	2 nd difference
1% Critical Value*	-3.4880	-3.4885	-3.4890
5% Critical Value	-2.8865	-2.8868	-2.8870
10% Critical Value	-2.5799	-2.5801	-2.5802
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta_{x_{t-1}} + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \lambda_2 \Delta x_{t-2} + \varepsilon_t$			
Unit Root Test	Level	1 st difference	2 nd difference
1% Critical Value*	-4.0400	-4.0407	-4.0414
5% Critical Value	-3.4491	-3.4494	-3.4497
10% Critical Value	-3.1495	-3.1497	-3.1499