บทที่ 2
ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

การศึกษาครั้งนี้ได้ทำการวิเคราะห์ลักษณะและความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน และ ความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้าอุตสาหกรรมของประเทศไทย โดยมีกลุ่มทฤษฎีที่เกี่ยวข้องในการทำวิจัย คือ ทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์ และทฤษฎีทางเศรษฐมิติ และได้ทำการค้นคว้าเอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง ซึ่งได้จากการค้นคว้าข้อมูลจากแหล่งต่าง ๆ เพื่อนำมาใช้เป็นแนวทางในการศึกษาได้ดังนี้

2.1 ทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์

ทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อ (The Purchasing Power Parity Theory: PPP Theory)

ทฤษฎีนี้พัฒนาการมาจากการค้าระหว่างประเทศของนักเศรษฐศาสตร์สำนักคลาสสิค โดยเชื่อว่า อัตราแลกเปลี่ยนจะมีความสัมพันธ์ระหว่างระดับราคาสินค้าภายในประเทศและต่างประเทศ และเชื่อว่าอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินสองสกุลจะปรับตัวเพื่อให้สอดคล้องกับช่องว่างระหว่างอัตราเงินเฟ้อ (differential rates of inflation) ระหว่างสองประเทศ โดยจะมีทิศทางการปรับตัวจนกระทั่งดุลยภาพของดุลการชำระเงินของทั้งสองประเทศได้ดุล แนวคิดของทฤษฎีนี้อยู่ภายใต้แนวคิดเรื่อง “กฎแห่งราคาเดียว” (Law of one price) ซึ่งหมายความว่า สินค้าชนิดเดียวกัน ขายในแต่ละประเทศ ราคาขายจะเท่ากัน เมื่อคิดอยู่ในรูปเงินสกุลเดียวกัน ซึ่งแสดงได้ตามสมการ ต่อไปนี้

$$EP^{*} = P$$

โดยที่ E = อัตราแลกเปลี่ยน (แสดงราคาของเงินสกุลในประเทศต่อ 1 หน่วยของเงินสกุลต่างประเทศ

P = ระดับราคาสินค้าในประเทศ ในรูปของเงินสกุลท้องถิ่น

P^{*} = ระดับราคาสินค้าต่างประเทศ ในรูปของเงินตราต่างประเทศ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ทั้งนี้ข้อสรุปของทฤษฎีนี้อยู่ภายใต้ข้อสมมติว่าตลาดการค้าระหว่างประเทศมีการแข่งขันอย่างสมบูรณ์ ไม่มีต้นทุนค่าขนส่งและการกีดกันทางการค้าใด ๆ จากสูตรที่แสดง “Laws of one price” สามารถคำนวณหาอัตราแลกเปลี่ยน ได้คือ

$$E = \frac{P}{P^*}$$

สูตรที่แสดงมีชื่อเรียกทางวิชาการว่า “ Absolute Purchasing Power Parity” กรณีที่พิจารณาในรูปของอัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน หรือที่เรียกว่า “ Relative Purchasing Power Parity” สูตรในการคำนวณ คือ

$$\Delta E = \Delta P_t / \Delta P_t^*$$

จากสูตรที่แสดงการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน พบว่า ถ้าการเปลี่ยนแปลงของราคาสินค้าต่างประเทศเพิ่มสูงกว่าราคาสินค้าภายในประเทศจะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนปรับตัวแข็งค่าขึ้น (appreciate) ในทางตรงข้ามถ้าการเปลี่ยนแปลงของราคาต่างประเทศน้อยกว่าในประเทศจะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนเสื่อมค่าลง (depreciate) การพิจารณาการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนอาจพิจารณาได้ในรูปของอัตราการเติบโต (growth rate)

$$\%\Delta E = \%\Delta P / \%\Delta P^f$$

$$\frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} = \frac{P - P_{t-1}}{P_{t-1}} - \frac{P_t^f - P_{t-1}^f}{P_{t-1}^f}$$

ยกตัวอย่างเช่น ถ้าอัตราการเปลี่ยนแปลงหรืออัตราการเติบโตของระดับราคาภายในประเทศเท่ากับร้อยละ 5 (ซึ่งอาจวัดด้วย CPI) ขณะที่อัตราการเปลี่ยนแปลงของระดับราคาต่างประเทศเท่ากับร้อยละ 2 แสดงว่า อัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนจะเพิ่มขึ้นร้อยละ 3 นั่นคือ อัตราแลกเปลี่ยนของเงินสกุลในประเทศจะเสื่อมค่าลง (depreciate) (เพราะมีค่าสูงขึ้น เช่น จาก 25 เป็น 27 เป็นต้น)

การคำนวณอัตราแลกเปลี่ยนภายใต้ Absolute PPP มีข้อบกพร่องหลายประการที่สำคัญคือ เพื่อที่จะคำนวณหาอัตราแลกเปลี่ยนจะต้องทราบระดับราคาเฉลี่ยของสินค้าทั้งสองประเทศโดยที่สินค้าทั้งสองประเทศต้องเป็นสินค้าในกลุ่มเดียวกัน ซึ่งในแต่ละประเทศไม่ได้มีระดับราคาที่ต้องอยู่บนพื้นฐานดังกล่าว นอกจากนี้ การคำนวณหาดัชนีราคาเป็นเพียงระดับ ไม่มีหน่วย ไม่ได้เป็นค่าเฉลี่ยของราคา เพื่อที่จะคำนวณหาค่า อัตราแลกเปลี่ยนตามทฤษฎี PPP ณ ช่วงเวลา t จึงนำเอาอัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนมาปรับ ซึ่งคำนวณได้จากสูตร

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$S_{ppp,t+1} = \frac{P_{,t+1} / P_t}{P^f{}_{t+1} / P_t^f} \; S_t$$

สมมุติว่า อัตราแลกเปลี่ยน ณ ปี 2541 อยู่ที่ 40 บาทต่อดอลลาร์ ระดับราคาในประเทศเพิ่มขึ้นร้อยละ 6 ต่อปี ขณะที่ระดับราคาในประเทศสหรัฐเพิ่มขึ้นร้อยละ 4 ต่อปี อัตราแลกเปลี่ยนในปี 2542 คือ 40 (1.06/1.04) = 40.77 บาทต่อดอลลาร์

จากสูตรคำนวณหาอัตราแลกเปลี่ยนไม่ว่าจะเป็น Absolute PPP หรือ Relative PPP จะเห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนจะถูกกำหนดจากระดับราคาเปรียบเทียบ และการปรับเปลี่ยนในอัตราแลกเปลี่ยนอันเนื่องมาจากความแตกต่างระหว่างการเปลี่ยนแปลงของระดับราคา จะเกิดขึ้นได้ 2 ทางคือ

ทางแรก เกิดจากการเปลี่ยนแปลงในราคาเปรียบเทียบระหว่างสินค้าเข้าและสินค้าออกทั้งสองประเทศ กล่าวคือ ประเทศที่มีอัตราเงินเฟ้อสูงกว่าโดยเปรียบเทียบกับอีกประเทศ ราคาสินค้าส่งออกจะสูงขึ้นเมื่อเปรียบเทียบกับราคาสินค้านำเข้า จึงทำอุปสงค์สินค้าสินค้านำเข้าสูงขึ้นและอุปสงค์สินค้าส่งออกลดลงและดุลการค้าของประเทศจะเลวลง จากผลดังกล่าวจึงทำให้อุปสงค์ของเงินตราสกุลต่างประเทศเพิ่มขึ้น ขณะที่อุปสงค์สำหรับเงินตราสกุลของประเทศตนเองลดลง จึงทำให้ค่าเงินของประเทศที่มีอัตราเงินเฟ้อสูงกว่าเสื่อมค่าลง (depreciate) ในทิศทางกลับกัน สำหรับประเทศที่มีอัตราเงินเฟ้อต่ำกว่าราคาสินค้าเข้าสูงทำให้ลดการนำ เข้า อุปสงค์สำหรับเงินตราประเทศคู่ค้าลดลง ขณะที่ราคาสินค้าส่งออกโดยเปรียบเทียบจะถูกลง ส่งออกจะเพิ่มขึ้น ดุลการค้าจะปีขึ้น ค่าเงินของประเทศอัตราเงินเฟ้อต่ำกว่าจะเพิ่มขึ้น (appreciate) ซึ่งจะมีผลต่ออัตราแลกเปลี่ยนปัจจุบัน (spot exchange rates)

ทางที่สอง อัตราแลกเปลี่ยนอาจเปลี่ยนแปลงเพื่อสนองตอบต่อความแตกต่างของอัตราเงินเฟ้อ เป็นผลมาจาก การเก็งกำไร (speculation) ขณะที่ราคาของประเทศหนึ่งเปลี่ยนแปลงสูงกว่าอีกประเทศหนึ่ง ผู้จัดการกองทุนและพวกนักเก็งกำไรคาดการณ์ว่า อำนาจซื้อของเงินของประเทศที่มีอัตราเงินเฟ้อสูงจะลดลง พวกกองทุนและนักเก็งกำไรจึงต้อง เปลี่ยนการถือเงินจากสกุลเงินประเทศที่มีอำนาจซื้อลดลงไปถือครองเงินของอีกประเทศซึ่งอำนาจซื้อไม่ลด หรือ ลดลงน้อยกว่าสกุลที่มีอัตราเงินเฟ้อสูงกว่า จึงเป็นผลทำให้ค่าเงินของประเทศที่ทีอัตราเงินเฟ้อสูงเสื่อมค่าลง ซึ่งจะมีผลต่อ อัตราซื้อขายล่วงหน้า (forward exchange rates)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.2 ทฤษฎีทางเศรษฐมิติ

1) ยูนิทรูท (Unit Root)

เนื่องจากข้อมูลที่นำมาใช้ในการศึกษานี้เป็นข้อมูลอนุกรมเวลา (Time series data) ซึ่งส่วนมากจะมีลักษณะเป็น Non-stationary หรือ Stochastic Process กล่าวคือ ค่าเฉลี่ย (Mean) และค่าความแปรปรวน (Variances) ของข้อมูลจะมีค่าไม่คงที่เปลี่ยนแปลงไปตามกาลเวลา โดยอาจมีแนวโน้ม (Trend) ในระยะยาว และขณะเดียวกันก็มีการแกว่งตัวระยะสั้น (Cyclical swing) ขึ้นอยู่กับสิ่งที่มากระทบ (Shock) ดังนั้นการใช้วิธีการแบบ Ordinary Least Squares (OLS) ในการประมาณค่า อาจก่อให้เกิดการถดถอยไม่แท้จริง (Spurious regression) ดังนั้นจึงมีความจำเป็นที่จะต้องนำข้อมูลมาทดสอบความนิ่งของข้อมูลเสียก่อน โดยการวิเคราะห์ข้อมูลในครั้งนี้จึงการเริ่มจากทดสอบความนิ่ง (Stationary)ของตัวแปรที่นำมาทำการศึกษาการ โดยอาศัยการทดสอบยูนิทรูทตามแนวทางของ Dickey-Fuller (1981) โดยสมมุติแบบจำลองเป็นดังนี้

$$X_t = \rho X_{t-1} + e_t \tag{2.1}$$

โดยที่ X_t, X_{t-1} คือ ตัวแปร ณ เวลา t และ t -1

e_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Random Error)

ρ คือ สัมประสิทธิ์อัตสหสัมพันธ์ (Autocorrelation Coefficience)

จาก $X_t = \rho X_{t-1} + e_t$

$$X_t - X_{t-1} = \rho X_{t-1} - X_{t-1} + e_t$$

$$\Delta X_t = (\rho - 1) X_{t-1} + e_t$$

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + e_t$$

โดยให้ $\theta = (\rho - 1)$

หรือ $\rho = 1 + \theta; -1 < \theta < 0$

θ คือ ค่าพารามิเตอร์

สมมุติฐานของดิกกี้ฟลูเลอร์ คือ

$H_0 : \theta = 0$ มียูนิทรูท

$H_0 : \theta < 0$ ไม่มียูนิทรูท

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยใช้สถิติ “t” ซึ่งมีสูตรดังต่อไปนี้

$$t = \frac{\hat{\theta}}{S.E.\hat{\theta}}$$

การตัดสินยอมรับสมมุติฐาน H_0 เมื่อค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon critical Value หมายความว่า X_t มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง

แต่ถ้าปฏิเสธสมมุติฐาน H_0 เมื่อค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon Critical Value หมายความว่า X_t ไม่มียูนิทรูทหรือ X_t มีลักษณะนิ่ง

เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t มีส่วนสัมพันธ์กับข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t-1 ค่าคงที่และแนวโน้ม ดังนั้นจึงพิจารณาสมการ 3 รูปแบบที่แตกต่างกันในการทดสอบว่ามียูนิทรูทดังนี้คือ

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + e_t \quad (2.2)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + e_t \quad (2.3)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + \theta X_{t-1} + e_t \quad (2.4)$$

โดย X_t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t

X_{t-1} คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t-1

$\alpha, \beta, \theta, \phi$ คือ ค่าพารามิเตอร์

T คือ ค่าแนวโน้ม

e_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

การตั้งสมมุติฐานเป็นดังที่กล่าวมาแล้วข้างต้น การทดสอบยูนิทรูทโดยใช้การทดสอบ ดิกกี้ - ฟลูเลอร์ (Dicky-Fuller test) ซึ่งหากแบบทดลองที่ใช้ในการทดสอบมีปัญหา Autocorrelation ก็จะทำให้ค่าสถิติที่ได้มานั้นไม่สามารถนำมาใช้ได้อย่างถูกต้อง ดังนั้นจึงได้มีการเสนอให้รับสมการใหม่โดยการเพิ่มขบวนการถดถอยในตัวเอง (Autoregressive Processes) เข้าไปในสมการ2-4 วิธีการนี้ เรียกว่า Augmented Dicky-Fuller test ดังมีรายละเอียดดังนี้

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \sum_{i=0}^{t} \phi \Delta X_{t-i} + e_t \quad \text{แนวเดินเชิงสุ่ม}$$

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \sum_{i=0}^{t} \phi \Delta X_{t-i} + e_t \quad \text{แนวเดินเชิงสุ่มและจุดตัดแกน}$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + \theta X_{t-1} + \sum_{i=0}^{t} \phi \Delta X_{t-i} + e_t \quad \text{แนวเดินเชิงสุ่มจุดตัดแกนและแนวโน้ม}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2) แบบจำลอง Autoregressive Moving Average (ARMA(p,q))

แบบจำลอง Autoregressive Moving Average (ARMA) เป็นแบบจำลองที่นำเอากระบวนการ Autoregressive และ Moving Average มาใช้รวมกัน โดยกระบวนการหรือระบบ ARMA(p,q) คือกระบวนการหรือระบบ Autoregressive ที่มีอันดับที่ p และ Moving Average ที่มีอันดับ q ซึ่งเขียนอยู่ในรูปสมการได้ดังนี้

แบบจำลอง ARMA (p,q)

$$Y_t = \delta + \phi Y_{t-1} + \phi Y_{t-2} + \ldots + \phi Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \ldots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

โดยที่ Y_t คือ ค่าสังเกตในอนุกรมเวลา ณ เวลา t

p คือ อันดับของ Auto Regressive

q คือ อันดับของ Moving Average

δ คือ ค่าคงที่ (Constant Term)

t คือ เวลา

ϕ คือ พารามิเตอร์ของ Autoregressive

θ คือ พารามิเตอร์ของ Moving Average

ε_t คือ กระบวนการ White Noise ซึ่งก็คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

การเลือกแบบจำลอง (Model selection) สำหรับการประมาณค่าสมการเชิงเศรษฐมิตินั้น เมื่อได้รูปแบบของแบบจำลองที่เหมาะสมหลายรูปแบบต้องมีแนวทางในการเลือกรูปแบบของแบบจำลองที่ดีที่สุด โดยพิจารณาจากค่า Akaike Information Criterion (AIC) และ Schwartz Information Criterion (SIC) รูปแบบของแบบจำลองที่ให้ค่า AIC และ SIC น้อยที่สุดจะเป็นรูปแบบที่ดีที่สุด โดย Akaike Information Criterion (AIC) และ Schwartz Information Criterion (SIC) สามารถคำนวณได้ดังนี้

$$\text{Akaike Information Criterion (AIC)} = -2t/\eta + 2k/\eta \quad (2.5)$$

$$\text{Schwartz Information Criterion (SIC)} = -2t/\eta + k\log\eta/\eta \quad (2.6)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยที่ k เป็นจำนวนของพารามิเตอร์ที่ทำการประมาณค่า

η เป็นจำนวนของค่าสังเกต

ι เป็นค่าของ Log likelihood function ที่ใช้พารามิเตอร์ที่ถูกประมาณค่า k ตัว

โดยในการศึกษาครั้งนี้ใช้การพิจารณาค่า Schwarz Information Criterion (SIC) เป็นเกณฑ์ในการเลือกแบบจำลองที่ดีที่สุด

3) แบบจำลอง Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH)

ในการวิเคราะห์อนุกรมเวลาส่วนใหญ่แล้วจะมีการกำหนด Stochastic Variable ให้มีความแปรปรวนคงที่ (Homoscadastic) ซึ่งในการประยุกต์ใช้กับบางข้อมูลนั้น ค่าความแปรปรวนของค่าเทอมคลาดเคลื่อนจะไม่ใช่ฟังก์ชั่นของตัวแปรอิสระ แต่มีค่าเปลี่ยนแปลงไปตามช่วงเวลาขึ้นอยู่กับขนาดของความคลาดเคลื่อนที่เกิดขึ้นในอดีต หรือกล่าวได้ว่าค่าความแปรปรวนของเทอมคลาดเคลื่อนนั้น ขึ้นอยู่กับค่าความผันผวน (volatility) ของความคลาดเคลื่อนในอดีตที่ผ่านมา

ความเป็นไปได้ในการหาค่าเฉลี่ย และความแปรปรวนของอนุกรมเวลาไปพร้อมกันนั้น ในขั้นต้นการพยากรณ์อย่างมีเงื่อนไขจะมีความแม่นยำเหนือกว่าพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขมาก ซึ่งจากแบบจำลอง Autoregressive Moving Average (ARMA) แสดงได้ดังนี้

$$X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.7}$$

และต้องพยากรณ์อย่างมีเงื่อนไขของ X_{t+1} ดังนี้คือ

$$E_t X_{t+1} = a_0 + a_1 X_t \tag{2.8}$$

และค่าเฉลี่ยแบบมีเงื่อนไขในการพยากรณ์ X_{t+1} ค่าความคลาดเคลื่อนของความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขที่พยากรณ์ได้ดังนี้

$$E_t[(X_{t+1} - a_0 - a_1 X_t)^2] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \sigma^2 \tag{2.9}$$

ถ้าเปลี่ยนไปใช้การพยากรณ์แบบไม่มีเงื่อนไขแล้ว ผลที่ใช้จะเป็นค่าเฉลี่ยในช่วงระยะยาวของลำดับ $\{X_t\}$ ซึ่งเท่ากับ $\frac{a_0}{1-a_1}$ จะได้ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขตามสมการ ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\mathrm{E}\left\{\left(X_{t+1}-\frac{a_0}{1-a_1}\right)^2\right\}=\mathrm{E}\left[\left(\varepsilon_{t+1}+a_1\varepsilon_t+a_1^2\varepsilon_{t-1}+a_1^3\varepsilon_{t-2}+...\right)^2\right]=\frac{\sigma^2}{(1-a_1^2)} \qquad (2.10)$$

เมื่อ $\frac{1}{(1-a_1^2)}>1$ ค่าความแปรปรวนที่ได้จากพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขจะสูงกว่าแบบมีเงื่อนไข ดังนั้นในการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขจึงมีความเหมาะสมกว่า ในลักษณะเดียวกันถ้าความแปรปรวนของ $\{\varepsilon_t\}$ ไม่เป็นค่าคงที่ จะสามารถประมาณค่าแนวโน้มของการเปลี่ยนแปลงความแปรปรวนได้โดยใช้ ARMA Model อธิบาย โดยให้ $\{\varepsilon_t\}$ แทนส่วนที่เหลือ (residuals) ที่ได้จากการประมาณจากสมการ (2.7) ดังนั้นค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขของ X_{t+1} จะได้ดังนี้

$$Var\left(X_{t+1}|X_t\right)=\mathrm{E}\left[\left(X_{t+1}-a_0-a_1X_t\right)^2\right]=\mathrm{E}_t\varepsilon_{t+1}^2 \qquad (2.11)$$

และจากที่ให้ $\mathrm{E}_t\varepsilon_{t+1}^2$ เท่ากับ σ_{t+1}^2 จึงแสดงว่าค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขไม่ใช่ค่าคงที่และจะได้จากแบบจำลองในการประมาณค่าส่วนที่เหลือออกมาดังนี้

$$\varepsilon_1^2=\alpha_0+\alpha_1\varepsilon_{t-1}^2+...+\alpha_q\varepsilon_{t-q}^2+\nu_t \qquad (2.12)$$

เมื่อ ν_t = White Noise Process

ถ้าค่าของ $\alpha_1,\alpha_2,.....,\alpha_q$ เท่ากับศูนย์ ค่าความแปรปรวนจากการประมาณจะเท่ากับค่าคงที่ α_0 อีกนัยหนึ่ง คือค่าแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขของ X_t จะมีการเปลี่ยนแปลงสอดคล้องกับ Autoregression ในสมการ (2.12) ดังนั้นจะสามารถใช้สมการ (2.12) ในการพยากรณ์ค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขที่เวลา t+1 ดังสมการ

$$E_t\varepsilon_{t+1}^2=\alpha_0+\alpha_1\varepsilon_t^2+\alpha_2\varepsilon_{t-1}^2...+\alpha_q\varepsilon_{t+1-q}^2 \qquad (2.13)$$

จากเหตุผลที่กล่าวมา สมการ (2.13) เรียกว่า Autoregressive Conditional Heteroscadastic (ARCH) Model และสมการ (2.13) เป็น ARCH (q) สมการ (2.13) ค่า $\mathrm{E}_t\varepsilon_{t+1}^2$ หรือ σ_{t+1}^2 จะประกอบด้วย 2 องค์ประกอบ คือค่าคงที่และความผันผวนในคาบเวลาที่ผ่านมา ซึ่งเขียนได้เป็นส่วนเหลือกำลังสองของคาบในอดีต (ARCH term) ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ $(\alpha_1,\alpha_2,.....,\alpha_q)$ สามารถหาค่าได้โดยใช้วิธี Maximum Likelihood

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

4) แบบจำลอง Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity(GARCH)

แบบจำลอง ARCH ของ Engle, Robert F. ได้มีการพัฒนาต่อโดย Bollerslev (1986) ด้วยการให้ความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข (Conditional Variance) มีลักษณะเป็น ARMA process Fโดยให้ error process มีลักษณะดังนี้

$$\varepsilon_t = \nu_t \sqrt{h_t} \tag{2.14}$$

โดยที่ความแปรปรวนของ $\nu_t = \sigma_\nu^2 = 1$ และ

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \tag{2.15}$$

เนื่องจาก $\{\nu_t\}$ เป็น White Noise Process ซึ่งเป็นอิสระกับ (ε_{t-i}) ค่าเฉลี่ยแบบมีเงื่อนไข (conditional and unconditional means) ของ ε_t จะมีค่าเท่ากับศูนย์ ใส่ค่าคาดหมาย (expected value) ของ ε_t จะได้

$$\mathrm{E}\varepsilon_t = \mathrm{E}\nu_t \sqrt{h_t} = 0 \tag{2.16}$$

ประเด็นที่สำคัญ คือความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข (Conditional variance) ของ ε_t ถูกกำหนดโดย

$$\mathrm{E}_{t-1}\varepsilon_t^2 = h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \tag{2.17}$$

ดังนั้นความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขของ ε_t จึงถูกกำหนดโดย h_t ในสมการ (2.16) แบบจำลองนี้จึงถูกเรียกว่า Generalized Autoregressive Conditional Heterosecedasticity (GARCH) ซึ่งใช้ตัวย่อว่า GARCH (p, q) ได้เปิดโอกาสให้มีทั้งส่วนประกอบที่เป็น Autoregressive และ Moving Average ในความแปรปรวนที่มีลักษณะ Heteroscedastic Variance จะเห็นได้ว่า ถ้า p = 0 และ q = 1 เราก็จะได้แบบจำลอง GARCH (0,1) ซึ่งก็คือ ARCH (1) หรือ ARCH (q = 1) นั่นเอง โดยสรุปว่าถ้า β_t ทุกตัวมีค่าเท่ากับศูนย์แบบจำลอง GARCH(p, q) จะเทียบเท่ากับแบบจำลอง ARCH (q) นั่นเอง คุณสมบัติที่สำคัญของแบบจำลอง GARCH คือค่าความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขของ disturbance ของค่า X_t สร้างขึ้นมาจากกระบวนการ ARMA จึงสามารถคาดได้ว่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ส่วนเหลือจากการทำ ARMA จะแสดงถึงรูปแบบคุณลักษณะเดียวกัน เช่น ถ้าการประมาณค่า $\{X_t\}$ ด้วยกระบวนการ ARMA ค่า autocorrelation function (ACF) ซึ่งเป็นสหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรสุ่มที่หน่วยเวลาห่างกันของกระบวนการเดียวกัน และ partial autocorrelation function (PACF) ของส่วนที่เหลือ (Residual) ควรจะบ่งถึงกระบวนการ White-Noise และ ACF ของส่วนตกค้างกำลังสอง (Squared residuals) นำมาช่วยในการระบุถึงลำดับ (order) ของกระบวนการ GARCH

5) แบบจำลอง Multivariate GARCH model

The Multivariate GARCH Model ถูกกำหนดดังนี้

$$H_t = C''C + A'u_{t-1}u'_{t-1}A + B'H_{t-1}B \tag{2.18}$$

ค่าเฉลี่ยแบบมีเงื่อนไขจะถูกอธิบายในรูปแบบการล่าหลังไปหนึ่งช่วงเวลา สมาชิกในเมททริก H_t คือ ค่าความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของตัวแปรที่ต้องการทราบ ในการประมาณหาค่า H_t เราจะใช้สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์และความแปรปรวนของส่วนที่เหลือ (ε_t) มาใช้ในการหาดังนี้

ให้ $$H_t \equiv D_t R_t D_t \tag{2.19}$$

เมื่อ H_t คือ เมททริกความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข

D_t คือ $\text{diag}\,(h_{11t}^{\frac{1}{2}}...h_{NNt}^{\frac{1}{2}})$ และ h_{iit} สามารถกำหนดจาก Univariate GARCH Model

R_t คือ $(1-\theta_1-\theta_2)R + \theta_1\Psi_{t-1} + \theta_2 R_{t-1}$ (2.20)

โดยที่ $R_t = (\rho_{ij})$ คือ เมททริกความสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขของ ε_t

θ_1, θ_2 คือ ตัวพารามิเตอร์ที่ไม่เป็นลบและ $\theta_1 + \theta_2 < 1$

Ψ_{t-1} คือ เมททริกความสัมพันธ์ของ ε_t

ดังนั้น ถ้า ε_t คือ ตัวแปรสุ่มอิสระทั่วไป เพราะฉะนั้น H_t มีลักษณะดังต่อไปนี้

$$H_t = (h_{11t}, h_{22t}, \rho'_{21})' \tag{2.21}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ซึ่งค่า ε_t จะขึ้นอยู่กับ H_t คือ

$$f(\varepsilon_{1t},\varepsilon_{2t}|H_t)=\frac{1}{2\pi\sqrt{h_{11t}h_{22t}(1-\rho_{21t}^2)}}\exp\left(-\frac{Q(\varepsilon_{1t},\varepsilon_{2t},H_t)}{2(1-\rho_{21t}^2)}\right)$$

เมื่อ $$Q(\varepsilon_{1t},\varepsilon_{2t}|H_t)=\frac{\varepsilon_{1t}^2}{h_{11t}}+\frac{\varepsilon_{2t}^2}{h_{22t}}-\frac{2\rho_{21t}\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t}}{\sqrt{h_{11t}h_{22t}}}$$

และใช้ Maximum Likelihood ออกมาแบบจำลอง DCC GARCH model มีเงื่อนไขดังนี้

$$H_{iit}=c_{ii}+\sum_j a_{ij}u_{j(t-1)}^2+\sum_j b_{ij}H_{jj(t-1)} \qquad (2.22)$$

เมื่อ $u_{j(t-1)}^2$ คือ ε_{it}^2 ณ เวลา t-1

$H_{jj(t-1)}$ คือ เมททริกความผันผวนของตัวแปรสุ่ม ณ เวลา t-1

ซึ่งในสมการที่ (2.22) คือสมการ Multivariate GARCH Model โดยให้ c_{ij},a_{ij},b_{ij} คือตัวพารามิเตอร์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของตัวแปรต่างๆ เมื่อ a_{ij},b_{ij} คือสัมประสิทธิ์ของความผันผวนระหว่างตัวแปรต่างๆ เพราะฉะนั้นสมมติฐานในการทดสอบ c_{ij},a_{ij},b_{ij} เมื่อ $i\neq j;i,j>0$ (Barkoulas, Baum and Caglayan, 2002)

สมมติฐานคือ $H_0:a_{ij},b_{ij}=0$

$H_1:a_{ij},b_{ij}\neq 0$

ถ้ายอมรับสมมติฐาน (H_0) แสดงว่า ความผันผวนของตัวแปรที่นำมาทดสอบไม่มีมีความสัมพันธ์กัน

ถ้าปฏิเสธสมมติฐาน (H_0) แสดงว่า ความผันผวนของตัวแปรที่นำมาทดสอบมีความสัมพันธ์กัน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.3 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

Edwards (1999) ได้ศึกษาเรื่อง การแพร่ระบาดของวิกฤตเศรษฐกิจในประเทศละตินอเมริกาจำนวน 3 ประเทศ ได้แก่ อาร์เจนตินา ชิลี และเม็กซิโก โดยศึกษาในรูปของการแพราขยายของความผันผวน (Volatility Contagion) ซึ่งทำการศึกษาจากความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย โดยศึกษาความผันผวนที่เกิดจากวิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดในหลายๆประเทศนั้นเป็นผลมาจากปัจจัยภายในประเทศหรือเกิดจากผลกระทบในรูปของการแพราขยายของวิกฤตเศรษฐกิจ โดยใช้แบบจำลอง GARCH พบว่า ความผันผวนที่เกิดจากวิกฤตในเม็กซิโกมีการแพราขยายมายังประเทศอาร์เจนตินา ขณะที่ในประเทศชิลีไม่ได้รับผลกระทบ ทั้งนี้ อาจเป็นเพราะสาเหตุสำคัญ 2 ประการ คือ ประการแรก เกิดจากการที่นักลงทุนต่างเห็นว่าเศรษฐกิจของประเทศชิลีแข็งแกร่งอยู่ แต่มองเหมารวมไปว่าเศรษฐกิจของอาร์เจนตินาและเม็กซิดกไม่มีความแตกต่างกัน ประการที่สอง อาจเกิดจากการที่ประเทศชิลีมีมาตรการควบคุมการเคลื่อนย้ายทุน ซึ่งเป็นการป้องกันการแพร่ระบาดของ Shock จากภายนอกระบบเศรษฐกิจนั้นเอง

Matteo Manera, M. McAleer และ Margherita Grasso (2004) ศึกษาความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข (Conditional volatility) และความสัมพันธ์ของ Standardized shocks ของผลตอบแทนของ Spot และ Forward Price ของ Tapis oil โดยใช้แบบจำลอง Constant Conditional Correlation Multivariate GARCH (CCC-MGARCH) ของ Bollerslev [1990], Vector Autoregressive Moving Average – GARCH (VARMA-GARCH) ของ Ling and McAleer [2003], VARMA – Asymmetric GARCH (VARMA-AGARCH) ของ Chan et al. [2002] และ the Dynamic Conditional Correlation (DCC) ของ Engle [2002]. โดยใช้ข้อมูลในช่วงเวลาตั้งแต่ 2 มิถุนายน 1992 ถึง 16 มกราคม 2004 จากผลการศึกษาพบว่า ARCH และ GARCH effects ส่งผลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข (Conditional volatility) ของผลตอบแทนของ Spot และ Forward Price ของ Tapis oil , และยังพบว่ามี Interdependence ของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข (Conditional volatility) ระหว่างตลาด Spot และ Forward รวมถึงพบว่าความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข (Conditional volatility) ของผลตอบแทนของ Spot และ Forward Price มีพฤติกรรมแบบไม่สมมาตรจากผลกระทบจากตัวแปรสุ่มทางบวก (Positive shocks) และตัวแปรสุ่มทางลบ (Negative shock)

ภาคิน จิตโภคเกษม (2550) ผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อระดับราคาสินค้าในประเทศไทย โดยวัตถุประสงค์ของการศึกษาคือศึกษาถึงผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อระดับราคาสินค้าในประเทศ รวมถึงปัจจัยอื่นๆที่ส่งผลกระทบต่อระดับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ราคาสินค้า โดยในการศึกษาครั้งนี้ได้ทำการศึกษาทั้งในเชิงพรรณนาและในรูปแบบจำลองทางเศรษฐศาสตร์ โดยศึกษาแบบจำลองทางผู้บริโภคและผู้ผลิต เป็นแนวทางพื้นฐานของการศึกษา ซึ่งการตอบคำถามนั้นได้ใช้วิธี Cointegration และ Error Correction Model: ECM ในการศึกษาปัจจัยที่กำหนดระดับราคาสินค้าผลจากการศึกษาผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนต่อระดับราคาสินค้าในประเทศ พบว่ามีการส่งผ่านที่ไม่เต็มที่หรือการส่งผ่านอัตราแลกเปลี่ยนแบบไม่สมบูรณ์(Incomplete Exchange Rate Pass-through) โดยใช้ข้อมูลรายไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่หนึ่ง พ.ศ.2538 จนกระทั่งถึงไตรมาสที่สี่ พ.ศ. 2548 ซึ่งพบว่าค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนในแบบจำลองเท่ากับ 0.18 นอกจากนี้ปัจจัยอื่นๆ ที่ส่งผลต่อการเคลื่อนไหวของดัชนีราคาผู้บริโภคได้แก่ ค่าจ้าง ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ เทคโนโลยีการผลิตสินค้า Tradable และ เทคโนโลยีการผลิตสินค้า Non-tradable และราคาน้ำมัน โดยจากการศึกษาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration) พบว่าค่าจ้างและผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ ต่างมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพเทคโนโลยีการผลิตสินค้า Non-tradable นั้นมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวและส่งผลกระทบทางลบกับระดับราคาสินค้า เพราะเป็นส่วนที่ส่งผลต่อการผลิตทำให้ต้นทุนการผลิตสินค้าต่ำลง(เพิ่มขึ้น) ถ้าเทคโนโลยีสูงขึ้น (ลดลง) ส่วนผลกระทบรวมจากการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันทุกช่วงเวลารวมกันนั้นมีความสัมพันธ์กับระดับราคาสินค้าในทางบวกแต่มีค่าไม่สูงมาก ทั้งนี้การที่สัมประสิทธิ์ของปัจจัยราคาน้ำมันต่อดัชนีราคาผู้บริโภคนั้นไม่สูงมากเนื่องจากในช่วง พ.ศ.2542-2546 นั้น อุปสงค์ในประเทศนั้นยังต่ำ เพราะความซบเซาภายในประเทศทำให้อัตราการใช้กำลังการผลิตยังอยู่ในระดับต่ำ โดยการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของระดับราคาสินค้าเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว (Error Correction Model) ของแบบจำลองนั้น พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ Error Correction Model ($t\ 1\ e^{-}$) มีค่าเป็นลบ มีค่าสัมประสิทธิ์ในการปรับตัวเท่ากับ -0.17 แสดงว่าความคลาดเคลื่อนที่เกิดจากค่าที่แท้จริง (Actual Value) เบี่ยงเบนออกจากค่าดุลยภาพในช่วงเวลาก่อนหน้า 1 ช่วงเวลา จะได้รับการแก้ไขให้คลาดเคลื่อนน้อยลง ร้อยละ 17 ต่อไตรมาส

พิจิตต์ อินตา (2551) ทำการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างอัตราเงินเฟ้อกับอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทย เพื่อทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างอัตราเงินเฟ้อกับอัตราการเจริญเติบโตของประเทศไทยด้วยแบบจำลองไบเวอร์ริเอทการ์ช โดยทำการศึกษาตัวแปรทั้งหมด 2 ตัวคือผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริง ดัชนีราคาผู้บริโภค ซึ่งเป็นข้อมูลทุติยภูมิรายไตรมาสตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 – พ.ศ. 2551 รวมทั้งสิ้น 56 กลุ่มตัวอย่าง ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลทั้งสองตัวแปร คือ อัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ และอัตราเงินเฟ้อ พบว่าทั้งสองตัวแปรมีลักษณะนิ่งที่ Order of Integration เท่ากับ 0 หรือ I(0) ทั้งหมด สำหรับค่าความผันผวนของ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

อัตราเงินเฟ้อและอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ พบว่าค่าความผันของอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจมีลักษณะเป็น GARCH (1,1) และค่าความผันของอัตราเงินเฟ้อมีลักษณะเป็น GARCH (0,1) และผลการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างอัตราเงินเฟ้อกับอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทยด้วยแบบจำลองไบเวอร์ริเอทการ์ช (Bivariate GARCH) พบว่ากระบวนการดังกล่าวมีลักษณะเป็น Bivariate GARCH (1,1) ซึ่งความสัมพันธ์ของความผันผวนของทั้งสองตัวแปรนั้นมีลักษณะเป็นความสัมพันธ์เชิงบวก เชิงลบ กล่าวคือ ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อส่งผลทางลบต่อความผันผวนของอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ส่วนความผันผวนของอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจส่งผลทางบวกต่อความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ

อารยา กาญจนธารากุล (2551) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของปริมาณการส่งออกและความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในประเทศไทยในช่วงปี 2540-2550 ในการศึกษาได้ใช้แบบจำลอง GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) ในการประมาณความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและความผันผวนของปริมาณการส่งออก และได้ประยุกต์ใช้เทคนิคการประมาณความแปรปรวนร่วมระหว่างสองตัวแปรโดยใช้แบบจำลอง มัลไทวาริเอท การ์ช (Multivariate GARCH Model) เพื่อวิเคราะห์หาความสัมพันธ์ของความผันผวนของตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนและตัวแปรปริมาณการส่งออก ในช่วงเวลาที่ทำการศึกษานั้นเป็นช่วงที่ประเทศไทยได้ใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยน 2 ระบบด้วยกันคือ ระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบตะกร้าเงินและระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวภายใต้การจัดการโดยใช้ข้อมูลรายเดือนเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2540 ถึง เดือนเมษายน พ.ศ. 2550 รวม 124 เดือนผลการทดสอบพบว่าตัวแปรทุกตัวมีลักษณะนิ่ง (stationary) และมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลอันดับที่ 0 หรือ I(0) การประมาณความผันผวนของแต่ละตัวแปรด้วยสมการ Univariate GARCH มีนัยสำคัญทุกตัวแปร ผลทดสอบ ให้ค่าความน่าจะเป็นในการทดสอบที่แสดงถึงการไม่มีคุณสมบัติของความไม่เท่ากันของความผันผวน(ARCH) และการศึกษาด้วยวิธี Multivariate GARCH ความสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อน และความผันผวนของตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน และตัวแปรปริมาณการส่งออก พบว่าทั้ง 2 ตัวแปรมีแบบจำลองเป็น GARCH(2,1) โดยมีความสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนที่เป็นลบ ณ ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ อย่างไรก็ตาม ความผันผวนของปริมาณการส่งออก และตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนเป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกัน โดยเฉพาะอย่างยิ่งการศึกษาได้แสดงว่าความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์เชิงประจักษ์กับความผันผวนต่อการส่งออก

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

พัชนียา พัชนีรัตนกรณ์ (2552) ศึกษาเรื่องความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและความผันผวนของการนำเข้าน้ำมันดิบของประเทศไทย โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาถึง ความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและความผันผวนของการนำเข้าน้ำมันดิบของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาแบบรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2540 ถึง เดือนเมษายน พ.ศ. 2552 รวม 148 เดือน ในการศึกษาได้ใช้แบบจำลอง GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) ในการประมาณค่าความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและความผันผวนของปริมาณการการนำเข้าน้ำมันดิบของประเทศไทย และได้ประยุกต์ใช้เทคนิคการประมาณค่าความแปรปรวนร่วมระหว่างสองตัวแปรโดยใช้แบบจำลอง ไบวาริเอทการ์ช (Bivariate GARCH Model) เพื่อวิเคราะห์หาความสัมพันธ์ของความผันผวนของตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนและตัวแปรปริมาณการการนำเข้าน้ำมันดิบของประเทศไทย ในช่วงเวลาที่ทำการศึกษานั้นเป็นช่วงที่ประเทศไทยได้ใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวภายใต้การจัดการ

ผลการทดสอบพบว่าตัวแปรทุกตัวมีลักษณะนิ่ง (stationary)ที่ระดับแนวโน้มและจุดตัดแกน และที่จุดตัดแกน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลอันดับที่ 0 หรือ I(0) การประมาณความผันผวน ของแต่ละตัวแปร ด้วยสมการ Univariate GARCH มีนัยสำคัญทุกตัวแปร ผลทดสอบ ให้ค่าความน่าจะเป็นในการทดสอบ ที่แสดงถึงการไม่มีคุณสมบัติของความไม่เท่ากันของความผันผวน(ARCH) และ การศึกษาด้วยวิธี Bivariate GARCH ความสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อน และ ความผันผวน ของตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน และตัวแปรปริมาณการการนำเข้าน้ำมันดิบของประเทศไทย พบว่าทั้ง 2 ตัวแปรมีแบบจำลองเป็น GARCH(1,1) ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 การศึกษาครั้งนี้ ได้แสดงให้เห็นว่าความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน มีความสัมพันธ์เชิงประจักษ์ กับความผันผวนของปริมาณการนำเข้าน้ำมันดิบ ดังนั้น ประเทศไทยควรรักษาความมีเสถียรภาพของการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนซึ่งจะนำไปสู่ความมีเสถียรภาพของการเปลี่ยนแปลงระดับการนำเข้าน้ำมันดิบโดยทางอ้อม และควรจะอำนวยความสะดวกในการนำเข้าน้ำมันดิบเพื่อช่วยลดต้นทุนในการนำเข้าจากต่างประเทศ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved