บทที่ 2
แนวคิด ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

2.1.1 ทฤษฎีข้อมูลอนุกรมเวลา

การใช้ข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) มีข้อสมมติว่าอนุกรมเวลานั้นจะต้องมีลักษณะนิ่ง เนื่องจากว่าถ้านำเอาข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่งมาใช้ในการประมาณค่านั้นแม้ว่าความสัมพันธ์ของตัวแปรโดยทางทฤษฎีแล้วไม่มีความหมายในทางเศรษฐศาสตร์ แต่ส่วนมากจะได้ R^2 ที่มีค่าสูงมาก และค่าสถิติ t จะมีนัยสำคัญ จากการที่อนุกรมเวลานั้นมีแนวโน้มสัมพันธ์กัน แต่ไม่ใช่จากความสัมพันธ์ที่แท้จริงระหว่างตัวแปร หรือเรียกว่าเป็นความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (spurious) คำนิยามของคำว่า นิ่ง (stationary) สามารถเขียนในรูปของสัญลักษณ์ทางคณิตศาสตร์ได้ดังนี้

1. ค่าเฉลี่ย (Mean) คงที่เมื่อเวลาเปลี่ยนไป : $E(x_t) = \mu$
2. ความแปรปรวน (Variance) คงที่เมื่อเวลาเปลี่ยนไป : $Var(x_t) = \sigma^2$
3. ความแปรปรวนส่วนร่วม (Covariance) ของข้อมูลที่ต่างกันคงที่ไม่ขึ้นอยู่กับช่วงเวลา : $Cov(x_t, x_{t-1}) = (x_{t-1}-\mu) = \sigma$

ถ้าไม่เป็นตามคำนิยามดังกล่าวข้างต้นแสดงว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง(Non-stationary) วิธีการที่จะให้ทราบว่าข้อมูลดังกล่าวว่ามีลักษณะนิ่งหรือไม่นิ่ง จะใช้วิธีการทดสอบยูนิรูท (Unit Root Test)

2.1.2 การทดสอบความนิ่งของข้อมูล Unit Root

ถ้าข้อมูลอนุกรมเวลาไม่นิ่ง เราอาจจะสามารถแก้ไขลักษณะ Non-stationary ด้วยการหาผลต่างของข้อมูลตัวแปร ซึ่งการทดสอบ unit root นั้นสามารถทดสอบได้ 2 วิธี

1. การทดสอบโดย DF (Dickey-Fuller (DF) test)
2. การทดสอบโดย ADF (Augmented Dickey-Fuller (ADF) test)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

1. การทดสอบ DF (Dickey-Fuller (DF) test)

สมมติฐานว่าง ของการทดสอบ DF คือ $H_0: \rho = 1$ จากสมการ (1) ด้านล่าง สมมติความสัมพันธ์ เป็นดังนี้

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$$x_t = \rho x_{t-1} + e_1 \quad (2.2)$$

โดยที่ y_t, x_1 = ตัวแปรตาม

x_t, x_{t-1} = ข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปรอิสระ ณ เวลา *t* และ *t-1*

ε_1, e_t = ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (random error)

α, β = ค่าพารามิเตอร์

ρ = สัมประสิทธิ์อัตสหพันธ์ (autocorrelation coefficience)

สมมติฐานของการทดสอบ คือ

$H_0: \rho = 1$ ข้อมูลมี Unit Root และมีความไม่นิ่ง

$H_1: |\rho| < 1; -1 < \rho < 1$ ข้อมูลไม่มี Unit Root และมีความนิ่ง

การทดสอบสมมติฐานเป็นการทดสอบว่าตัวแปรที่ศึกษา (x_t) นั้นมี unit root หรือไม่ สามารถพิจารณาได้จากค่า ρ ถ้ายอมรับ $H_0: \rho = 1$ หมายความว่า x_t มี unit root หรือ x_t มีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้ายอมรับ $x_t: |\rho| < 1$ หมายความว่า x_t ไม่มี unit root หรือ x_t มีลักษณะนิ่งจากการเปรียบเทียบค่า t-statistics ที่คำนวณได้กับค่าในตาราง Dickey-Fuller ซึ่งค่า t-statistics ที่น้อยกว่าค่าในตาราง Dickey-Fuller จะสามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ แสดงว่าตัวแปรที่นำมาทดสอบมีลักษณะนิ่ง หรือเป็น integrated of order 0 แทนด้วย $x_t \sim I(0)$

การทดสอบ unit root ดังกล่าวข้างต้น สามารถทำได้อีกวิธีหนึ่ง

คือให้ $\rho = (1+\theta); -1 < \theta < 1$ (2.3)

โดยที่ θ = พารามิเตอร์

จะได้ $x_t = (1+\theta)x_{t-1} + \varepsilon_t$ (2.4)

$$x_t = x_{t-1} + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

$$x_t - x_{t-1} = \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

สมมติฐานการทดสอบของ Dickey-Fuller ใหม่ คือ

$H_0: \theta = 0$ (non-stationary)

$H_1: \theta < 0$ (stationary)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ถ้ายอมรับ $H_0 : \theta = 0$ จะได้ว่า ρ =1 หมายความว่า x_t มี unit root หรือ x_t มีลักษณะไม่นิ่ง เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t มีความสัมพันธ์กับข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา *t-1* แต่ถ้ายอมรับ $H_1 : \theta < 0$ จะได้ว่า $\rho < 1$ หมายความว่า x_t ไม่มี unit root หรือ x_t มีลักษณะนิ่ง

เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t มีส่วนสัมพันธ์กับข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา *t-1* ค่าคงที่และแนวโน้ม ดังนั้นแล้ว Dickey-Fuller จะพิจารณาสมการถดถอย 3 รูปแบบที่แตกต่างกันในการทดสอบว่ามี unit root หรือไม่ ซึ่ง 3 สมการดังกล่าวได้แก่

$$\Delta x_{t-1} = \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

$$\Delta x_{t-1} = \alpha + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

$$\Delta x_{t-1} = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

2. การทดสอบโดยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) test

การทดสอบวิธี ADF โดยเพิ่มกระบวนการถดถอยในตัวเอง (autoregressive processes) เข้าไปในสมการ ซึ่งการแก้ปัญหาในกรณีที่ใช้การทดสอบของ Dickey-Fuller แล้วค่า Durbin-Watson ต่ำ การเพิ่มกระบวนการถดถอยในตัวเองเข้าไปนั้น ผลการทดสอบ ADF จะทำให้ได้ค่า Durbin-Watson เข้าใกล้ 2 ทำให้ได้สมการใหม่จากการเพิ่ม lagged change เข้าไปในสมการทดสอบ unit root ทางด้านขวามือ ซึ่งพจน์ที่ใส่เข้าไปนั้น จำนวน lagged change (p) จะขึ้นอยู่กับความเหมาะสมของข้อมูลหรือสามารถใส่จำนวน lag ไปจนกระทั่งไม่เกิดปัญหา autocorrelation ดังนี้

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

$$\Delta x_t = a + \beta t + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยที่ x_t = ข้อมูลตัวแปร ณ เวลา t

x_{t-1} = ข้อมูลตัวแปร ณ เวลา t

t = ค่าแนวโน้ม

ε_t = ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

จำนวนของ Lagged term (p) ที่เพิ่มเข้าในสมการขึ้นอยู่กับความเหมาะสมของแต่ละงานวิจัยหรือเพิ่มค่า lag ในสมการจนกว่าส่วนของค่าความคลาดเคลื่อนจะไม่เกิดปัญหา autocorrelation

การทดสอบสมมติฐานทั้งวิธี Dickey-Fuller Test (DF) และวิธี Augmented Dickey-Fuller test (ADF) เป็นการทดสอบว่าตัวแปรที่ทดสอบ (x_t) มี unit root หรือไม่ ซึ่งสามารถหาได้จากค่า θ ถ้าค่า θ มีค่าเท่า 0 แสดงว่าตัวแปร x_t นั้นมี unit root ซึ่งทดสอบสมมติฐานได้โดยการเปรียบเทียบค่า t-statistics ที่คำนวณได้กับค่าในตาราง Dickey-Fuller ซึ่งค่า t-statistics ที่นำมาทดสอบสมมติฐานในแต่ละรูปแบบนั้นจะต้องนำไปเปรียบเทียบกับตาราง Dickey-Fuller ณ ระดับต่าง ๆ ถ้าสามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ แสดงว่าตัวแปรที่นำมาทดสอบเป็น Integrated of order 0 แทนได้ด้วย $x_t \sim I(0)$

กรณีที่ทดสอบสมมติฐานพบว่า x_t มี unit root นั้นต้องมีค่า Δx_t มาทำ differencing จนกระทั่งสามารถปฏิเสธสมมติฐานที่ว่า x_t มีความไม่นิ่งของข้อมูลได้ เพื่อทราบว่า order of Integrated (d) ว่าอยู่ในระดับใด [$x_t \sim I(d); d>0$]

2.1.3 การทดสอบความสอดคล้องของข้อมูลอนุกรมเวลา (Cointegration Test)

เป็นการทดสอบความสอดคล้องของอนุกรมเวลาของตัวแปรคู่ใด ๆ ว่ามีการเคลื่อนไหวที่สอดคล้องกันหรือไม่ เนื่องจากภายใต้ความเชื่อที่ว่าในระยะยาวนั้น ตัวแปรทางเศรษฐกิจควรจะมีการเคลื่อนไหวในทิศทางใดทิศทางหนึ่งที่สอดคล้องกัน แม้ว่าในระยะสั้นความเคลื่อนไหวของตัวแปรดังกล่าวอาจจะมีการเคลื่อนไหวที่ไม่สามารถกำหนดทิศทางที่แน่นอนได้ก็ตาม และยังเป็นการทดสอบการเคลื่อนไหวของค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term) ของสมการความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรที่ต้องการทดสอบ ซึ่งมีเงื่อนไขดังนี้

ตัวแปรอนุกรมเวลาที่ต้องการทดสอบ ต้องมีคุณสมบัติของความนิ่งของตัวแปร หรือถ้าตัวแปรที่ต้องการทดสอบไม่มีคุณสมบัติดังกล่าว แต่ถ้าการเปลี่ยนแปลง (Differenced) ของตัวแปร ณ ลำดับที่ใด ๆ (d) มีคุณสมบัติของความนิ่งแล้ว กล่าวได้ว่า ตัวแปรอนุกรมเวลาดังกล่าวมีการเคลื่อนไหวที่สอดคล้องกัน (Cointegration)

แม้ว่าตัวแปรที่ต้องการทดสอบจะไม่มีคุณสมบัติของความนิ่งอยู่เลยก็ตาม แต่ถ้าค่าความคลาดเคลื่อน (e_t) ของความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงของตัวแปรคู่ใด ๆ มีคุณสมบัติของความนิ่ง สามารถกล่าวขั้นตอนในการทดสอบ Cointegration ได้ดังต่อไปนี้

ทดสอบตัวแปรในแบบจำลองว่ามีลักษณะเป็น Non-Stationary หรือไม่ โดยใช้วิธี ADF Test และไม่ต้องใส่ค่าคงที่และแนวโน้มของเวลา แล้วนำมาประมาณสมการถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares : OLS) นำส่วนที่เหลือ (Residuals) จากสมการถดถอยที่ประมาณได้ มาทดสอบว่ามีลักษณะนิ่งหรือไม่ ซึ่งการทดสอบส่วนที่เหลือ (Residuals) มีสมการดังต่อไปนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\Delta\hat{e}_t = \gamma\Delta\hat{e}_{t-1} + v_t \qquad (2.13)$$

โดยที่ e_t, e_{t-1} คือ ค่า residual ณ เวลา t และ $t-q$ ที่นำมาหาสมการถดถอยใหม่

γ คือ ค่าพารามิเตอร์

v_1 คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปรสุ่ม

สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบ Cointegration มีดังนี้

$H_0 : \hat{\gamma} = 0$ (non- Cointegration)

$H_1 : \hat{\gamma} < 0$ (Cointegration)

การทดสอบสมมติฐานเปรียบเทียบค่า t – statistics ที่คำนวณได้จากอัตราส่วนของ $\hat{\gamma}/S.E.\ \hat{\gamma}$ ไปเปรียบเทียบกับตาราง ADF Test ซึ่งถ้าค่า t – statistics มากกว่าวิกฤตของ MacKinnon ณ ระดับนัยสำคัญที่กำหนดไว้ก็จะเป็นการปฏิเสธสมมติฐานว่าง นำไปสู่ข้อสรุปที่ว่าตัวแปรที่มีลักษณะไม่นิ่ง (Non- Cointegration) ในสมการดังกล่าวมีลักษณะร่วมกันไปด้วยกัน (Cointegration)

อย่างไรก็ตามถ้าส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (Residuals) ของสมการที่ 2.13 ไม่เป็น white noise ก็จะใช้วิธีการทดสอบ ADF แทนที่ โดยจะใช้สมการที่ 2.13 สมมติว่า v_t ของสมการที่ 2.13 มีสหสัมพันธ์เชิงอันดับ (Serial Correction) ก็จะใช้สมการดังนี้

$$\Delta e_t = \gamma\hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} a_i\Delta\hat{e}_{t-1} + v_t \qquad (2.14)$$

ถ้า $-2 < \hat{\gamma} < 0$ สามารถสรุปได้ว่า ส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (*residuals*) มีลักษณะนิ่ง (*stationary*) และ x_t และ y_t จะเป็น CI(1,1) โปรดสังเกตว่าสมการ (2.13) และ(2.14) ไม่มีพจน์ส่วนตัด (*intercept term*) เนื่องจาก $\hat{e}_t$ เป็นส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (*residuals*) จากสมการถดถอย (*regression equation*)

2.1.4 การทดสอบ Error Correction Model : (ECM)

เมื่อทำการทดสอบแล้วข้อมูลอนุกรมเวลาที่ทำการศึกษา เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง และไม่เกิดปัญหาสมการถดถอยไม่แท้จริง สมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกัน โดยมีกลไกการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว หมายความว่าตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว แต่ในระยะสั้นอาจมีการออกนอกดุลยภาพ แบบจำลอง Error Correction Model (ECM) คือ กลไกการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะสั้น สมมติให้ x_t และ y_t เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งและไม่เกิดปัญหาสมการถดถอยไม่แท้จริง สมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกัน โดยมีกลไกการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว นั่นคือตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว แต่ในระยะสั้นอาจจะมีการออกนอกดุลยภาพได้เพราะฉะนั้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ให้พจน์ค่าความคลาดเคลื่อนดุลยภาพนี้ อาจเป็นตัวเชื่อมพฤติกรรมในระยะสั้นและในระยะยาวเข้าด้วยกัน โดยลักษณะสำคัญของตัวแปรอนุกรมเวลาที่มีการร่วมไปด้วยกันคือ วิถีเวลา (time path) ของอนุกรมเวลาเหล่านี้ได้รับอิทธิพลจากการเบี่ยงเบนออกนอกดุลยภาพระยะยาวดังนั้นเมื่อกลับเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาอย่างน้อยบางตัวแปรจะต้องตอบสนองต่อขนาดของการออกนอกดุลยภาพ (disequilibrium) ในแบบจำลอง Error Correction Model พลวัตรระยะสั้น (short-term dynamics) ของตัวแปรในระบบจะได้รับอิทธิพลจากการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพตัวอย่างแบบจำลอง Error Correction Model (ECM) เป็นดังนี้

$$\Delta x_t = \beta_1 e_{t+1} + \sum_{i=1}^{k} \phi \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \qquad (2.15)$$

$$\Delta Y_t = \beta_2 u_{t-1} + \sum_{i=0}^{k} \pi_i \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} y_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \qquad (2.16)$$

โดยที่ x_t , y_t = Log ของข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t

β_1, β_t = ค่าความเร็วในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว

δ_j, π_i = ค่าความยืดหยุ่นในระยะสั้น

e_{t-1}, u_{t-1} = พจน์ของ error term

μ_{yt}, μ_{xt} = ความคลาดเคลื่อนของตัวแปรสุ่ม

e_{t-1} = $y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 x_{t-1}$

u_{t-1} = $x_{t-1} - \mu_0 - \mu_1 y_{t-1}$

$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ = ค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแปรสุ่ม

สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบ Error Correction Model มีดังนี้

1. $H_0 : \beta_1 = 0$ ไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะสั้น
   $H_1 : \beta_1 \neq 0$ มีความสัมพันธ์กันในระยะสั้น
2. $H_0 : \beta_2 = 0$ ไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะสั้น
   $H_1 : \beta_2 \neq 0$ มีความสัมพันธ์กันในระยะสั้น

เมื่อทำการทดสอบแล้วพบว่าผลการทดสอบยอมรับสมมติฐานหลัก สามารถสรุปได้ว่า x_t และ y_t ไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะสั้น แต่ถ้าผลการทดสอบปฏิเสธสมมติฐานหลักสามารถสรุปได้ว่า x_t และ y_t มีความสัมพันธ์กันในระยะสั้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.5 การทดสอบสมมติฐานความเป็นเหตุเป็นผล (Granger Causality Test)

Granger Causality Test เป็นวิธีการทดสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลองกลุ่มค่าในอดีตของตัวแปรหนึ่ง จะมีความสามารถในการอธิบายความสามารถในการอธิบายพฤติกรรมของตัวแปรภายในที่ต้องการทดสอบอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ แนวคิดและวิธีทดสอบสามารถสรุปได้ดังนี้ สมมติว่ามีตัวแปรอยู่ 2 ตัว คือ *x* และ y ในลักษณะที่เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาถ้าการเปลี่ยนแปลงของ x เป็นต้นเหตุของการเปลี่ยนแปลงของ y แล้ว x ก็ควรที่จะเกิดขึ้นก่อน y สรุปว่า ถ้า x เป็นต้นเหตุให้เกิดการเปลี่ยนแปลงใน y เงื่อนไขสองประการจะต้องเกิดขึ้นประการแรกก็คือ x ควรจะช่วยในการทำนาย y นั่นก็คือในการถดถอยของ y กับค่าที่ผ่านมาของ y นั้น ค่าที่ผ่านมาของ x ซึ่งทำหน้าที่เป็นตัวแปรอิสระที่ควรจะมีส่วนช่วยในการอธิบายของสมการถดถอยอย่างมีนัยสำคัญประการที่สอง y ไม่ควรช่วยในการทำนาย x เหตุผลก็คือว่าถ้า x ช่วยทำนาย y และ y ช่วยทำนาย x ก็น่าจะมีตัวแปรอื่นอีกหนึ่งตัวหรือมากกว่าที่เป็นสาเหตุให้เกิดการเปลี่ยนแปลงทั้งใน x และ y เพราะฉะนั้นสมมุติฐานว่าง (null hypothesis) (H_0) ก็คือ x ไม่ได้เป็นต้นเหตุของ y ดังนั้นในการทดสอบจะทำการถดถอยสองสมการดังนี้คือ

$$y_t = \sum_{i=1}^{p} \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \gamma x_{t-1} + \upsilon_t \qquad (2.17)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^{p} \theta y_{t-1} + \upsilon_t \qquad (2.18)$$

สมการ (2.17) เรียกว่า การถดถอยที่ไม่ใส่ข้อจำกัด ส่วนสมการ (2.18) เรียกว่า การถดถอยที่ใส่ข้อจำกัด

ให้ RSS_r = ผลบวกส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือยกกำลังสอง (residual sum of squares) จากสมการการถดถอยที่ใส่ข้อจำกัด (restricted regression)

RSS_{ur} = ผลบวกหรือส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือยกกำลังสอง (residual sum of squares) จากสมการการถดถอยที่ใส่ข้อจำกัด (restricted regression)

โดยที่สถิติทดสอบ (Test statistic) จะเป็นสถิติ F (F statistic) ดังนี้

$$F_{q(n-k)} = \frac{RSS_r - RSS_{ur}}{RSS_{ur}/(n-k)} \qquad (2.19)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ถ้าเราปฏิเสธ H_0 ก็หมายความว่า x เป็นต้นเหตุการณ์เปลี่ยนแปลงของ y ในทำนองเดียวกันถ้าเราต้องการทดสอบสมมติฐานว่าง (Null hypothesis) ว่า y ไม่ได้เป็นต้นเหตุของ x ต้องทำกระบวนการทดสอบอย่างเดียวกับข้างต้น เพียงแต่ว่าสลับเปลี่ยนแบบจำลองข้างต้นจาก x มาเป็น y และจาก y มาเป็น x ดังนี้

$$x_t = \sum_{i=1}^{p} \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \gamma y_{t-1} + \upsilon_t \qquad (2.20)$$

$$x_t = \sum_{i=1}^{p} \theta x_{t-1} + \upsilon_t \qquad (2.21)$$

เรียกสมการ (2.20) ว่า การถดถอยที่ไม่ใส่ข้อจำกัด และสมการ (2.21) ว่า การถดถอยที่ใส่ข้อจำกัด และใช้สถิติทดสอบอย่างเดียวกันคือ สถิติ F

โปรดสังเกตว่าจำนวนของ Lag ซึ่งคือ p ในสมการเหล่านี้เป็นตัวเลขที่กำหนดขึ้นเอง โดยทั่วไปแล้วจะเป็นการดีที่สุดที่จะทำการทดสอบ ณ ค่าของ p ที่แตกต่างกัน 2-3 ค่า เพื่อที่จะได้แน่ใจว่าผลลัพธ์ที่ได้มานั้นไม่อ่อนไหวไปกับค่าของ p ที่เลือกมา จุดอ่อนของการทดสอบต้นเหตุนี้คือว่า ตัวแปรสาม (Z) เป็นต้นเหตุของการเปลี่ยนแปลงของ y แต่อาจมีความสัมพันธ์กับ x วิธีแก้ปัญหานี้คือ ทำการถดถอยโดยที่ค่า lag ของ Z ปรากฏอยู่ทางด้านขวาตัวแปรอิสระด้วย (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547)

2.1.6 การทดสอบ Impulse Response Function

ค่าคลาดเคลื่อน , ค่า Shock หรือค่า Impulse ต่อ ตัวแปร ณ เวลาใดๆ ในอนุกรมเวลาไม่เพียงแต่มีผลโดยตรงต่อตัวแปรของมันเองแต่มันยังส่งอิทธิพลไปถึงทุก Endogenous Variables อื่น ๆ ด้วยผ่านโครงสร้างแบบ Dynamic (Lagged Model) ของโครงสร้างสมการ Vector Autoregressive (VAR) ดังนั้น Impulse Response Function สามารถหาผลของ ค่า Shock ณ เวลาใด เวลาหนึ่งต่อการเปลี่ยนแปลงของค่า Endogenous Variable ทั้งในปัจจุบันและอนาคต โดยปกติค่า Innovations ของสมการ VAR จะเกิดปัญหาค่าสหสัมพันธ์ข้ามเวลา อย่างไรก็ตามโดยปกติจะมีการแก้ไขปัญหาเหล่านี้ผ่านตัวโปรแกรมที่ใช้การตีผลการวิเคราะห์โดยการแปลงคุณสมบัติ (Transformation) ที่อยู่ในรูปเมตริกซ์ให้ไม่มีการสหสัมพัทธ์กันให้อยู่ในรูป Diagonal Covariance Matrix หลังจากนั้นจึงสามารถดำเนินการวิเคราะห์ข้อมูลเกี่ยวกับ Impulse Response Function(IRF) ต่อได้ โดยการกำหนดค่า Shock หรือค่า Impulse เพื่อดูการตอบสนองของค่าตัวแปร Endogenous การตีความ Innovation คือ ค่าของShock ต่อค่า Endogenous Variable ณ เวลาใดๆ หรือ ค่าตัวเลขจะแสดงถึงการเปลี่ยนแปลงขนาดของ Shock หรือ Impulse 1 หน่วย ณ เวลาที่ t จะมีผลต่อการเปลี่ยนแปลง Endogenous Variables อย่างไร ณ เวลาต่าง ๆ สามารถพิสูจน์อิทธิพลของ Impulse Response Function ได้ดังนี้กำหนดให้ความไม่แน่นอนของคาบเวลา คือ $\varepsilon_{t+1}, \varepsilon_{t+2}, \varepsilon_{t+3,} \varepsilon_t$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\frac{\partial y_{1,t+1}}{\partial \mu_{jt}} = \theta_{ij} \qquad (2.22)$$

โดยที่

$$\theta_{ij} = \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12}.....\theta_{1M} \\ \theta_{21} & \theta_{22}.....\theta_{2M} \\ \theta_{M1} & \theta_{M2}.....\theta_{MM} \end{bmatrix}$$

สมการเมตริกซ์ของ θ_{ij} ถูกกำหนดเป็นสมการ (2.22) แบบจำลอง เมตริกซ์ ด้านบนเป็นแบบจำลองของ Effect Shock บน ค่า Endogenous Variables (Y) ตั้งแต่ Y_1 ถึง Y_M ใน $V(y_{t+3})$ เมื่อมีการแปลงสภาพ (Transformation) สมการจะได้

$$y_t = \phi_1 + \phi_1 L y_t + \phi_2 L^2 y_t + ... + \phi_p L^p y_t + \phi_0 \varepsilon_t$$

โดยที่

$$\phi_1 L = \ y_{t-1,}\ \phi_2 L = \ y_{t-2} \ \ ....., \phi_p L^p = \ y_{t-p}$$

$$(I - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - ..... - \phi_p L^p) y_t = (\phi_0 \varepsilon_t)$$

$$Y_t = \left[I - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - ..... - \phi_p L^p \right]^{-1} \left[\varepsilon_t + \phi_0 \right] \qquad (2.23)$$

$$= \left[I - \phi_1 - \phi_2 - ..... - \phi_p \right]^{-1} \phi_0 \left[I + \phi_1^1 L + \phi_2^1 L^2 + \phi_3^1 L^3 + ... \right] \varepsilon_t$$

$$= \left[I - \phi_1 - \phi_2 - ..... - \phi_p \right]^{-1} \phi_0 + \varepsilon_t + \phi_1^1 \varepsilon_{t-1} + \phi_2^1 \varepsilon_{t-2} + ...$$

ถึงจุดนี้สามารถหา $\frac{\partial_{yt}}{\partial_{\varepsilon_{t-2}}}$ หรือ $\frac{\partial_{yt}}{\partial_{\varepsilon_{t-5}}}$ ได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.7 การแยกส่วนความแปรปรวน (Variance Decomposition)

การแยกส่วนประกอบความแปรปรวน (VAR Decomposition) จะบ่งบอกถึงส่วนประกอบของค่าความแปรปรวนในแต่ละ Endogenous Variable ในแต่ละ Innovation และแต่ละคาบของเวลาในรูปของเปอร์เซ็นต์หรือร้อยละของค่าความแปรปรวน เนื่องจากแต่ละ Innovation ทำให้ทราบถึงอิทธิพลของ Specific Innovation แต่ละตัวว่า Innovation ตัวใด มีอิทธิพลต่อค่า

Endogenous Variable ใดและคาบเวลาใดมากที่สุด มีประโยชน์การกำหนดความแม่นยำของการพยากรณ์ VAR Model ตามรูปแบบสมการด้านล่างซึ่งเป็นสัดส่วนของ $\sigma_y^2(n)$ เนื่องจากค่า Shocks ใน $\{\varepsilon_y\}$ และ $\{\varepsilon_z\}$

$$\sigma_y^2\left[\phi_{11}(0)^2+\phi_{11}(1)^2+...+\phi_{11}(n-1)^2\right]/\sigma_y(n)^2 \qquad (2.24)$$

$$\sigma_z^2\left[\phi_{12}(0)^2+\phi_{12}(1)^2+...+\phi_{12}(n-1)^2\right]/\sigma_z(n)^2 \qquad (2.25)$$

ในขณะที่ Impulse Response Function คือการหาผลของ Shock หนึ่งหน่วยต่อค่า Endogenous Variable ตัวแปรหนึ่งบน Endogenous Variables ตัวแปรอื่น ๆ ในสมการโครงการ VAR ส่วนการแยกส่วนประกอบความแปรปรวน (Variance Decomposition) จะดำเนินการแยกความแปรผันในตัวแปร Endogenous ออกไปเป็นแต่ละส่วนประกอบของShock ในสมการโครงสร้าง VAR ดังนั้นการแยกส่วนประกอบความแปรปรวน (Variance Decomposition) จะจัดข้อมูลเกี่ยวกับ ความสัมพันธ์แบบสัมพัทธ์ของแต่ละค่าคลาดเคลื่อนหรือค่า Shock ที่มีผลต่อตัวแปรต่าง ๆ ในสมการโครงสร้าง VAR ตามสมการที่สามารถอธิบายในรูปคณิตศาสตร์ ดังต่อไปนี้

กำหนดค่า $\qquad y=\begin{bmatrix}A\\B\end{bmatrix}$ (2.26)

$$V\left(y_{i,1+p}\right)=\sum_{j=1}^{M}\sum_{S=1}^{P}\theta_{ij}^2 \quad V\left(\varepsilon_{ij+s}\right) \qquad (2.27)$$

$$V\left(y_t\right)=V\left(\varepsilon_t\right)+\phi_1^1V\left(\varepsilon_{t-1}\right)\phi_1^{1T}+\phi_2^1V\left(\varepsilon_{t-2}\right)\phi_2^{1T} \qquad (2.28)$$

และถ้า $V\left(y_{t+3}\right)=V\left(\varepsilon_{t+3}+\phi_1^1V\left(\varepsilon_{t+2}\right)\phi_1^{1T}\right)+\phi_2^1V\left(\varepsilon_{t+1}\right)\phi_2^1+\phi_3^1V\left(\varepsilon_t\right)\phi_3^{1T}$ (2.29)

จะเห็นได้ว่าเมื่อแยกส่วนประกอบของค่าความแปรปรวนออกเป็นส่วนประกอบย่อยๆ ตาม Endogenous Variables จะเห็นว่าแต่ละส่วนของความแปรปรวนได้มาจากแหล่งความแปรผันของค่า Endogenous Variables ในอดีต

เพื่อสามารถเข้าใจที่มาของการแยกส่วนประกอบความแปรปรวน สามารถกำหนดสมการ VAR อยู่ในรูปเมตริกซ์ ได้ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\begin{bmatrix}\Delta A_{t+1}\\ \Delta B_{t+1}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}\hat{\partial}_{11}\hat{\partial}_{12}\\ \hat{\partial}_{21}\hat{\partial}_{22}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Delta A_t\\ \Delta B_t\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}u_{1,t+1}\\ u_{2,t+1}\end{bmatrix} \quad (2.30)$$

หรือจัดรูปสัญลักษณ์ในแบบสมการเมตริกท์ คือ

$$Y_{t+1} = \phi Y + u_{t+1} \quad (2.31)$$

ดำเนินการย้ายข้างค่า ϕY จากด้านซ้ายมาด้านขวา จะได้

$$Y_{t+1} - \phi Y = + u_{t+1}$$

กำหนดให้ $Y_{t+1} - \phi Y = [I - \phi L]$

ดังนั้น จะได้ $[I - \phi L] Y_t = u_{t+1}$

ย้ายข้าง $[I - \phi L]$ หา Inverse ของ $[I - \phi L]$ จะได้

$$Y_t = [I - \phi L]^{-1} u_t$$

$$Y_t = \left[I + \phi_1 L_1 + \phi^2 L^2 + \phi^3 L^3 + ... + \phi^n L^n\right]\begin{bmatrix}u_{1t+1}\\ u_{2t+2}\end{bmatrix} \quad (2.32)$$

แทนค่าตัวแปร Y_t ลงไปในสมการจะได้

$$\begin{bmatrix}\frac{\Delta A}{\Delta B}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}u_{1,t+1}\\ u_{2,t+1}\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\hat{\partial}_{11}\hat{\partial}_{12}\\ \hat{\partial}_{21}\hat{\partial}_{22}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}u_{1,t+1}\\ u_{2,t+2}\end{bmatrix}+.....$$

$$= \begin{bmatrix}u_{1t+1} + \partial_{11}u_{1t} + \partial_{12}u_{2t} + ...\\ u_{2t+1} + \partial_{21}u_{1t} + \partial_{22}u_{2t} + ...\end{bmatrix} \quad (2.33)$$

จากสมการ 2.33 ทำการใส่ฟังก์ชั่นของความแปรปรวน ลงไปในสมการจะได้

$$V(\Delta A_{t+1}) = V(u_{1t+1}) + \partial_{11}^2 V(u_{2,t}) \quad (2.34)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ด้วยสมการ 2.34 ที่ได้จะเห็นได้ว่า ค่าความแปรปรวนที่ได้ของค่า Y_1 เป็นค่าความแปรปรวนรวมของ Y_1 ที่เกิดจากอิทธิพลของค่าคลาดเคลื่อน หรือค่า Shock ที่มาจากทั้ง u_1 และ u_2 แต่การหาค่าแยกส่วนประกอบความแปรปรวน (Variance Decomposition) จะแสดงความสัมพันธ์ของการแยกส่วนประกอบความแปรปรวน (Variance Decomposition) ที่ซึ่งบ่งบอกถึงความสัมพันธ์ของค่า Y แต่ละค่าเป็นสัดส่วนของแต่ละ Shock เป็นสัดส่วนปริมาณเท่าใดของค่า

แปรปรวนรวมในแต่ละค่าของตัวแปร Y นั้น หรือสรุปได้อย่างง่าย คือการหาน้ำหนักของแต่ละค่า Shockที่มีอิทธิพลต่อค่าความแปรปรวนรวม (Weight Arrays of each u_t in each V (Y))

2.1.8 การกำหนดราคาทองคำของประเทศไทย (สมาคมค้าทองคำ, 2555: ออนไลน์)

การกำหนดราคาทองของไทยนั้น ประกอบด้วยหลายปัจจัย โดยมีคณะกรรมการควบคุมราคาทองของสมาคมคอยดูแลตลอดช่วงเวลาการซื้อขาย โดยยึดถือหลักประชาธิปไตยในการกำหนดราคาทองคำ ถือเสียงส่วนมาก 3 ใน 5 เสียงในการตัดสินใจ ซึ่งคณะกรรมการประกอบไปด้วยคณะกรรมการจาก

1.ห้างทองจินฮั้วเฮง
2.ห้างทองฮั่วเซ่งเฮง
3.ห้างทองเลี่ยงเส็งเฮงพาณิชย์
4.ห้างทองหลูชั้งฮวด
5.ห้างทองแต้จิบฮุย

ซึ่งสามารถเปลี่ยนแปลงได้ตามความเหมาะสม
สำหรับตัวแปรที่สำคัญในการกำหนดราคาทองของไทย สามารถสรุปได้ 4 ประการดังนี้

1. ราคาทองคำในตลาดโลก (Gold spot)

เป็นราคาอ้างอิงทางอิเล็กทรอนิกส์ ซึ่งยังไม่ได้มีการบวก หรือลบค่าใช้จ่ายต่างๆ ที่เกิดขึ้นจริงในการส่งมอบทองคำ เป็นการซื้อขายทองคำที่ไม่มีการส่งมอบ ซึ่งหากพิจารณาดูราคา Gold spot นี้จะเห็นว่ามีทั้งฝั่ง Bid และ Ask ซึ่งก็คือราคารับซื้อ และราคาขายออกนั้นเอง ในการซื้อทองคำจากต่างประเทศนั้น ผู้ขายจะใช้ราคา Ask ในการคำนวณ ส่วนเมื่อมีการขายกลับไปยังผู้ค้าทองคำต่างประเทศ จะใช้ราคา Bid ในการคำนวณ ดังนั้นทางสมาคมเองก็เช่นกัน ในการกำหนดราคาทองภายในประเทศก็ต้องคำนึงถึงเรื่องดังกล่าวนี้ด้วย ว่าสภาวะตลาดทองคำภายในประเทศเป็นเช่นไร เช่น มีความต้องการซื้อทองคำอย่างมากก็ต้องนำเข้าทองคำ หรือหากมีความต้องการขายทองคำจำนวนมากก็ต้องส่งออก เป็นต้น

2. อัตราค่า Premium (ค่าใช้จ่ายต่าง ๆ ที่เกิดขึ้นในการนำเข้า-ส่งออกทองคำ)

เมื่อมีความต้องการซื้อทองคำจำนวนมากจากผู้สนใจลงทุนในทองคำ และปริมาณทองคำภายในประเทศมีไม่เพียงพอ ร้านค้าทองจึงจำเป็นต้องอาศัยการนำเข้าทองคำจากต่างประเทศ ซึ่งก็คือการซื้อจากผู้นำเข้า และผู้นำเข้าก็ต้องซื้อต่ออีกทอดหนึ่งจากผู้ค้าในต่างประเทศ โดยจะมีการคิดค่า Premium ด้วย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ค่า Premium คือค่าใช้จ่ายต่างๆ เพื่อที่นำเข้าหรือส่งออกทองคำ รวมถึงค่าขนส่ง ค่าความเสี่ยง ดอกเบี้ยธนาคาร ค่าประกันภัยต่างๆ ซึ่งถูกกำหนดมาโดยผู้ค้าทองในต่างประเทศ อาจกล่าวได้ว่าเป็นต้นทุนในการนำเข้าทองคำจากต่างประเทศเข้ามาขายผู้บริโภคในไทยนั้นเอง โดยในการคำนวณจะนำราคา Gold Spot บวกค่า Premium ดังกล่าวนี้เข้าไปด้วย ซึ่งในทางกลับกัน เมื่อมีประชาชนมาขายทองคำแท่งคืนให้กับร้านทองจำนวนมากๆ ร้านทองจำเป็นต้องทำการขาย กลับคืนมาให้กับบริษัทผู้นำเข้า และผู้นำเข้าก็จะทำการขายคืนกลับไปให้กับผู้ค้าทองในต่างประเทศอีกทอดนึง ซึ่งในจุดนี้ต่างประเทศจะใช้ราคา Gold spot ฝั่ง Bid และหักลบค่าใช้จ่าย Premium ซึ่งในฝั่งขายออกนี้จะเรียกว่า Discount

3. ค่าเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ

ค่าเงินบาทในการคำนวณราคาทองในประเทศ จะใช้อัตราการโอนเงินระหว่างประเทศ ซึ่งมีการเปลี่ยนกันอยู่ตลอดเวลา เช่นเดียวกับ Gold spot และมีการใช้ราคาในฝั่ง Bid และ Ask เช่นเดียวกัน

4. อุปสงค์และอุปทานของทองคำภายในประเทศ

คณะกรรมการควบคุมราคาทองของสมาคม นอกจากจะพิจารณาราคา Gold Spot ค่า Premium และค่าเงินบาทที่เปลี่ยนแปลงอยู่ตลอดเวลาแล้ว ยังต้องคำนึงถึงปัจจัยในเรื่องของอุปสงค์และอุปทานของทองคำภายในประเทศเป็นหลักด้วย เพื่อที่จะตัดสินใจประกาศราคาทองคำภายในประเทศ ณ ช่วงเวลานั้นๆ โดยคณะกรรมการกำหนดราคาทั้ง 5 ท่านจะพิจารณาจากปริมาณและราคาจากการซื้อขายระหว่าง

4.1 ผู้นำเข้าหรือผู้ส่งออกทองคำ
4.2 ร้านค้าทองเยาวราช
4.3 ร้านค้าส่งทองคำ
4.4 ร้านค้าปลีกทองคำ
4.5 ผู้ลงทุนทองคำรายใหญ่
4.6 ผู้ลงทุนทองคำรายย่อย

กล่าวคือ ไม่ใช่เพียงแต่ร้านทองจะซื้อขายกับประชาชนผู้สนใจลงทุนในทองคำเพียงฝ่ายเดียวตามที่ผู้ลงทุนทั่วไปเท่านั้น ทุกภาคส่วนล้วนมีการซื้อและขายทองคำด้วยกันเองตลอดเวลา และการซื้อขายของร้านค้าทองด้วยกันเองนั้นจะมีปริมาณที่มากกว่าการซื้อขายกับผู้ลงทุนทั่วไปหลายสิบเท่า เพราะฉะนั้นหากว่าสมาคมประกาศราคาทองคำสูงหรือต่ำกว่าความเป็นจริงจากตลาดต่างประเทศมากไป ร้านทองด้วยกันเองจะมีการวิ่งเข้าหาซื้อหรือเทขายกันเอง ส่งผล

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ให้สมาคมต้องปรับราคาให้เหมาะสมในที่สุด เพื่อสะท้อนถึงความต้องการทองคำของตลาดตามความเป็นจริง เพื่อให้กลไกของตลาดดำเนินการไปด้วยตัวเอง

2.2 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

วชิราพร ประเสรษฐานนท์ (2553) ได้ทำการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาทองคำล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ (ประเทศไทย) และราคาทองคำในตลาดโลกโดยวิธีโคอินทิเกรชัน โดยนำข้อมูลมาหาทิศทางความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรโดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิแบบรายวัน ตั้งแต่วันที่ 2 กุมภาพันธ์ 2552 ถึง 26 กุมภาพันธ์ 2553 รวมจำนวน 280 ชุดข้อมูลในรูปลอกการิทึม การทดสอบครั้งนี้ได้ทดสอบยูนิทรูท (Unit Root) เพื่อทดสอบความนิ่งของข้อมูล หลังจากนั้นทำการทดสอบการร่วมไปด้วยกัน (Cointegration) และทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้นตามแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน (Error-Correction Model : ECM) เพื่อหาความสัมพันธ์เชิงเป็นเหตุเป็นผล (Causality Test) ผลการทดสอบยูนิทรูทของตัวแปรราคาทองคำล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ (ประเทศไทย) และราคาทองคำในตลาดโลก ในแบบจำลองแนวเดินเชิงสุ่มพบว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary) หรือมีระดับความสัมพันธ์ที่ระดับ I(1) และพบว่าส่วนที่เหลือจากสมการถดถอยในการทดสอบการร่วมไปด้วยกันของทั้งสองตัวแปร มีลักษณะข้อมูลนิ่งที่ Order of Integration เป็น I(0) แสดงว่าราคาทองคำล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ (ประเทศไทย) และราคาทองคำในตลาดโลก มีลักษณะร่วมกันไปด้วยกันและมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์โดยแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน โดยให้ราคาทองคำล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ (ประเทศไทย) เป็นตัวแปรอิสระ และราคาทองคำในตลาดโลกเป็นตัวแปรตามและทดสอบในทางกลับกัน พบว่ามีผลซึ่งกันและกัน ในการปรับตัวระยะสั้นและค่าสัมประสิทธิ์ความคลาดเคลื่อนในช่วงเวลาที่ t-1 มีค่าน้อยกว่า 1 และมีค่าเป็นลบ ซึ่งหมายความว่า ค่าความคาดเคลื่อนมีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว จากการศึกษาโดยใช้การทดสอบการร่วมไปด้วยกันและทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้นตามแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชันเพื่อหาความสัมพันธ์เชิงเป็นเหตุเป็นผลระหว่างราคาทองคำล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ (ประเทศไทย) และราคาทองคำในตลาดโลก พบว่ามีความสัมพันธ์ซึ่งกันและกันทั้งสองทิศทาง

ประชาธิปไตย บุญอึ่ง (2553) ได้ทำการทดสอบประสิทธิภาพของตลาดซื้อ-ขายสัญญาซื้อขายทองคำล่วงหน้าของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลที่ทำการซื้อขายในตลาดซื้อขายในช่วงเวลาตั้งแต่วันที่ 2 กุมภาพันธ์ ถึง 30 เมษายน พ.ศ. 2553 โดยมุ่งศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาฟิวเจอร์ส (Futures Price) กับราคาส่งมอบทันที (Spot Price) โดยใช้วิธี Cointegration Test ตามวิธีการของ Johansen และใช้แบบจำลองสมการ Vector Autoregression ในการวิเคราะห์ ผลการวิจัย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

พบว่า ราคาฟิวเจอร์ส (Futures Price) มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวกับราคาส่งมอบทันที (Spot Price) จำนวน 5 Series ที่ทำการซื้อขาย คือ ราคาฟิวเจอร์ส สัญญาสิ้นสุดเดือน เมษายน พ.ศ. 2552 (GFJ09) ราคาฟิวเจอร์สสัญญาสิ้นสุดเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2552 (GFM09) ราคาฟิวเจอร์ส สัญญาสิ้นสุดเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2552 (GFQ09) ราคาฟิวเจอร์ส สัญญาสิ้นสุดเดือนกุมภาพันธ์ พ.ศ. 2553 (GFG10) และราคาฟิวเจอร์สสัญญาสิ้นสุดเดือนเมษายน พ.ศ. 2553 และผลการทดสอบประสิทธิภาพของตลาดตามสมมติฐานพบว่า ตลาดซื้อขายทองคำล่วงหน้า (Gold Futures) ของประเทศไทยเป็นตลาดที่มีประสิทธิภาพ และการวิเคราะห์แบบจำลองสมการ Vector Autoregressive โดยวิธี Impulse Response และวิเคราะห์ปฏิกิริยาตอบสนองต่อความแปรปรวน Variance Decomposition (VD) พบว่าการตอบสนองของราคาฟิวเจอร์ส (Futures) ต่อการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลัน (Shock) ของราคาส่งมอบทันที (Spot Price) จะอยู่ในช่วง 1-20 วัน ที่มีการซื้อขายหลังจากนั้นราคาฟิวเจอร์สจะเข้าสู่ดุลยภาพ และอิทธิพลของการเปลี่ยนแปลงของราคาฟิวเจอร์สจะได้รับอิทธิพลจากการเปลี่ยนแปลงของตัวเองและราคาส่งมอบทันทีในช่วงระยะเวลา 15-22 วันที่มีการซื้อขายหลังจากนั้นจะคงที่ในระยะยาว โดยการปรับตัวของราคาฟิวเจอร์สจะได้รับอิทธิพลจากการเปลี่ยนแปลงของตนเองอยู่ที่ร้อยละ 78.02-96.92 และได้รับอิทธิพลจากการเปลี่ยนแปลงของราคาส่งมอบทันที่ (Spot Price)ที่ร้อยละ 4.08-21.98 และสามารถนำสมการ Vector Autoregressive (VAR) มาใช้ในการพยากรณ์ได้ดี

กิติวัจน์ ตุลสงวน (2552) ได้ศึกษาผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐศาสตร์มหภาคที่มีต่อราคาทองคำภายในประเทศไทย โดยเลือกศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างการเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาผู้บริโภคเปรียบเทียบระหว่างไทยกับสหรัฐอเมริกา อัตราแลกเปลี่ยนสกุลเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ อัตราดอกเบี้ยนโยบายเปรียบเทียบระหว่างไทยกับสหรัฐอเมริกา ราคาน้ำมันดิบในตลาด NYMEX กับการเปลี่ยนแปลงของราคาทองคำภายในประเทศไทยทั้งในระยะสั้นและระยะยาว โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิแบบรายเดือนในรูปของลอกการิทึม ตั้งแต่เดือนมกราคม 2545 ถึงเดือนมิถุนายน 2551 เป็นจำนวน 78 เดือน ทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) หลังจากนั้นจึงทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration) และทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้นตามแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชั่น (Error Correction Mechanism: ECM) เพื่อหาความสัมพันธ์เชิงเป็นเหตุเป็นผล (Granger Causality Test) ระหว่างตัวแปรที่เป็นปัจจัยทางเศรษฐศาสตร์มหภาคและราคาทองคำภายในประเทศไทย ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลหรือยูนิทรูท ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) ของข้อมูลปัจจัยทางเศรษฐศาสตร์มหภาคและราคาทองคำภายในประเทศไทย ผลการทดสอบพบว่า ข้อมูลราคาทองคำมีลักษณะนิ่ง (Stationery) ที่ Order of Integration เท่ากับ 1 หรือ I (1) และข้อมูลดัชนีราคา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ผู้บริโภคเปรียบเทียบระหว่างไทยกับสหรัฐอเมริกา อัตราแลกเปลี่ยนสกุลเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ อัตราดอกเบี้ยนโยบายเปรียบเทียบระหว่างไทยกับสหรัฐอเมริกา ราคาน้ำมันดิบในตลาด NYMEX มีลักษณะนิ่ง (Stationery) ที่ Order of Integration เท่ากับ 1 หรือ I (1) การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้นด้วย Error Correction Mechanism (ECM) ในกรณีที่ราคาทองคำภายในประเทศเป็นตัวแปรตาม พบว่า เมื่อให้อัตราแลกเปลี่ยนสกุลเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ และราคาน้ำมันดิบตลาด NYMEX เป็นตัวแปรอิสระนั้น ราคาทองคำภายในประเทศไทยจะมีการปรับตัวในระยะสั้น ส่วนในกรณีที่ดัชนีราคาผู้บริโภคเปรียบเทียบระหว่างไทยกับสหรัฐอเมริกา และอัตราดอกเบี้ยนโยบายเปรียบเทียบระหว่างไทยกับสหรัฐอเมริกาเป็นตัวแปรอิสระนั้น ราคาทองคำภายในประเทศไทยจะไม่มีการปรับตัวในระยะสั้น โดยราคาน้ำมันดิบในตลาด NYMEX มีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพเร็วที่สุด การทดสอบสมมติฐานเชิงเป็นเหตุเป็นผลด้วย Granger Causality Test พบว่าดัชนีราคาผู้บริโภคเปรียบเทียบระหว่างไทยกับสหรัฐอเมริกา อัตราดอกเบี้ยนโยบายเปรียบเทียบระหว่างไทยกับสหรัฐอเมริกา และราคาน้ำมันดิบในตลาด NYMEX ไม่เป็นต้นเหตุของราคาทองคำภายในประเทศไทย แต่ราคาทองคำภายในประเทศไทยเป็นสาเหตุของดัชนีราคาผู้บริโภคเปรียบเทียบระหว่างไทยกับสหรัฐอเมริกา อัตราดอกเบี้ยนโยบายเปรียบเทียบระหว่างไทยกับสหรัฐอเมริกา ราคาน้ำมันดิบในตลาด NYMEX ขณะที่อัตราแลกเปลี่ยนสกุลเงินบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐฯ เป็นต้นเหตุของราคาทองคำภายในประเทศไทย และราคาทองคำภายในประเทศไทย ไม่เป็นสาเหตุของอัตราแลกเปลี่ยนสกุลเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ นั่นคือ ความสัมพันธ์ที่เป็นเหตุเป็นผลมีความสัมพันธ์แบบทิศทางเดียว

นิภาพร ลิ้มกุลสวัสดิ์ (2552) ทำการศึกษาเปรียบเทียบข้อมูลการพยากรณ์ราคาทองคำแท่งโดยวิธีอารีมา (ARIMA) ซึ่งการวิจัยนี้มีความมุ่งหมายเพื่อศึกษาถึงปัจจัยที่มีผลกระทบต่อราคาทองคำแท่งในประเทศไทย และเปรียบเทียบความแม่นยำของการพยากรณ์ราคาทองคำแท่งในประเทศไทย ราคาทองคำแท่งในตลาดโลก และอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ระหว่างข้อมูลรายวันกับข้อมูลรายเดือน โดยวิธีอารีมา การศึกษาปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อราคาทองคำแท่งในประเทศใช้ข้อมูลรายปีตั้งแต่ปี 2533 – 2550 ส่วนการพยากรณ์ด้วยวิธีอารีมาจะใช้ข้อมูลรายวันและรายเดือนของราคาทองคำแท่งในประเทศไทย ราคาทองคำแท่งในตลาดโลก และอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ โดยวิธีการที่ใช้ในการวิเคราะห์ ได้แก่ การวิเคราะห์สมการถดถอยเชิงซ้อน และการวิเคราะห์อารีม า (Autoregressive integrated moving average model) ซึ่งผลการศึกษาพบว่า ปัจจัยราคาทองคำแท่งในตลาดโลก ปริมาณการนำเข้าทองคำของไทย และปริมาณการผลิตทองคำของโลกมีความสัมพันธ์ทางบวกกับราคาทองคำแท่งในประเทศไทยอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ขณะที่ผลการศึกษาเปรียบเทียบความแม่นยำของ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

การพยากรณ์ ราคาทองคำแท่งในประเทศไทย ราคาทองคำแท่งในต่างประเทศ และอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ โดยวิธีอารีมา พบว่า แบบจำลองการพยากรณ์ราคาทองคำแท่งในประเทศ แบบจำลองการพยากรณ์ราคาทองคำแท่งในตลาดโลก และแบบจำลองการพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ที่สร้างจากข้อมูลรายวันมีความแม่นยำมากกว่าแบบจำลองการพยากรณ์ที่สร้างจากข้อมูลรายเดือนโดยเปรียบเทียบ

Piyamas Chaihetphon (2010) ได้ทำการศึกษาในเรื่อง Price Discovery in the Indian Gold Futures Market หรือ การค้นหาราคาในอนาคตของสัญญาซื้อขายทองคำล่วงหน้าในตลาด Multi Commodity Exchange (MCX) ของประเทศอินเดียในช่วงระยะเวลาปี ค.ศ. 2003 – 2007 ซึ่งในการศึกษานี้ได้ใช้ Vector Error Correction Models (VECMs) เป็นตัวแบบในการศึกษา และพบว่าราคาทองคำล่วงหน้าในตลาดดังกล่าวทั้งที่เป็น Standard และ Mini Contracts มีราคานำราคาทองคำในตลาดโลก หรือ Spot Price ทั้งคู่ ซึ่งราคาของ Mini Contracts นั้นมีราคานำไปถึง 30% ของราคาในอนาคต แม้ว่าจะมีมูลค่าการซื้อขายเพียง 2% ของตลาดดังกล่าว โดยทั้งนี้ทางผู้ศึกษาได้คาดว่าเป็นผลมาจากการส่งผ่านข้อมูลข่าวสารระหว่างนักลงทุนรายย่อยที่ถึงแม้จะมีปริมาณการซื้อ Small Contracts จำนวนไม่มากต่อครั้ง แต่ส่งผลให้มีความถี่ในการซื้อขายได้มากกว่า Standard Contracts

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved