บทที่2
กรอบแนวคิดทางทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 กรอบแนวความคิดทางทฤษฎี

การศึกษาในครั้งนี้เป็นการศึกษาการทดสอบผลกระทบของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงของประเทศไทยมีต่ออัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของประเทศไทย โดยวิธี ARDL ผู้ศึกษาได้รวบรวมแนวคิดทฤษฎี เพื่อนำมาใช้เป็นแนวทางในการศึกษาได้ดังนี้

2.1.1 ทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อ (Purchasing Power Parity: PPP)

ทฤษฎีที่อธิบายความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและราคาสินค้าโดยเฉลี่ยในแต่ละประเทศ โดยทฤษฎีนี้ขึ้นอยู่กับกฎของสินค้าราคาเดียว (Law of one Price) คือ ราคาสินค้าหรือบริการควรมีราคาเดียวเดท่ากันในทุกๆตลาด แต่ถ้าในแต่ละประเทศใช้เงินตราคนละสกุลกัน อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินตรา 2 สกุลนั้นจะต้องทำให้สินค้ามีราคาที่เท่ากัน (ฐาปนา ฉิ่นไพศาล, 2542)

$$SP^* = P \qquad (2.1)$$

เมื่อ S คือ อัตราแลกเปลี่ยน (แสดงราคาของเงินสกุลในประเทศต่อ 1 หน่วยของเงินสกุลต่างประเทศ)

P^* คือ ระดับราคาสินค้าต่างประเทศในรูปของเงินตราสกุลต่างประเทศ

P คือ ระดับราคาสินค้าในประเทศในรูปของเงินตราสกุลในประเทศ

โดยอยู่ภายใต้ข้อสมมุติที่ว่า สินค้ามีลักษณะเหมือนกันทุกประการและตลาดการค้าระหว่างประเทศเป็นตลาดที่มีการแข่งขันสมบูรณ์ ไม่มีต้นทุนค่าขนส่งและการกีดทางการค้า ดังนั้นจะได้การคำนวณหาอัตราแลกเปลี่ยนคือ

$$S = P/P^* \qquad (2.2)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากรูปแบบสมการสามารถนำไปพิจารณาการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่กำหนดให้อัตราแลกเปลี่ยนสามารถเปลี่ยนแปลงขึ้นลงได้ เพื่อตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงระดับราคาสินค้าหรือเงินเฟ้อ โดยใช้ความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ (Relative Purchasing Power Parity)

$$\Delta S = \Delta P / \Delta P^* \qquad (2.3)$$

จากสมการพบว่าถ้าการเปลี่ยนแปลงของระดับราคาสินค้าต่างประเทศมากกว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาสินค้าในประเทศ ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนปรับตัวลดลงหรือแข็งค่าขึ้นในทางตรงกันข้ามถ้าการเปลี่ยนแปลงของระดับราคาสินค้าต่างประเทศน้อยกว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาสินค้าในประเทศทำให้อัตราแลกเปลี่ยนปรับตัวเพิ่มขึ้นหรืออ่อนค่าลง

2.1.2 แนวคิดเกี่ยวกับอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเฉลี่ย (Real Effective Exchange Rate)

อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเฉลี่ย คือ การนำค่า Effective Exchange Rate หรือ EER มาปรับด้วยระดับราคาเปรียบเทียบระหว่างประเทศนั้นๆ กับประเทศคู่ค้าที่สำคัญ ซึ่งใช้เป็นตัวชี้ถึงระดับอัตราแลกเปลี่ยนที่เหมาะสมนอกจากนี้อาจใช้เป็นตัววัดระดับการแข่งขันของสินค้าระหว่างประเทศ นั่นคืออัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเฉลี่ยลดลง หรือค่าเงินบาทเพิ่มสูงขึ้น แสดงว่าสินค้าส่งออกจะมีราคาสูงขึ้นเมื่อเทียบราคาของประเทศอื่น ดังนั้นการนำ EER มาปรับด้วยระดับราคาเปรียบเทียบระหว่างประเทศเป็นค่า Real Effective Exchange Rate หรือ REER จึงมีความจำเป็นเพราะผลจากการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเฉลี่ยจะมีผลกระทบต่อดุลการค้า

เครื่องชี้วัดความสามารถในการแข่งขันด้านการส่งออก ที่พิจารณาจาก EER เพียงอย่างเดียว เป็นการดูแนวโน้มของอัตราแลกเปลี่ยน แต่ถ้านำ PPP มาปรับก็จะได้ค่าเงินที่ปรับด้วยระดับราคาเปรียบเทียบระหว่างประเทศนั้นๆ กับประเทศคู่ค้าที่สำคัญเป็นเครื่องชี้ฐานะการแข่งขันด้านการส่งออกของประเทศเปลี่ยนแปลงไปอย่างไร (ชัยวัฒน์ วิบูลย์สวัสดิ์ และคณะ, 2522)

สูตรที่ใช้ในการคำนวณหาค่า REER คือ

$$REER = EER \times P^* / P \qquad (2.4)$$

โดย REER = อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง

EER = อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศ 1 หน่วยต่อเงินตราในประเทศ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

P* = ระดับราคาสินค้าต่างประเทศ

P = ระดับราคาสินค้าในประเทศ

2.1.3 ทฤษฎีข้อมูลอนุกรมเวลา

ในการศึกษานี้ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่งลักษณะพื้นฐานของข้อมูลอนุกรมเวลานี้จะมีข้อควรพิจารณา คือ ข้อมูลนั้นเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งหรือไม่ เพราะอาจจะทำให้เกิดปัญหาระหว่างความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรของสมการโดยเป็นความสัมพันธ์ไม่แท้จริง (spurious regression) ซึ่งเป็นการยากที่จะยอมรับได้ในทางเศรษฐศาสตร์ ดังนั้นจึงต้องทำการทดสอบก่อนว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่ ดังมีรายละเอียดต่อไปนี้

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (stationary) หมายถึง การที่ข้อมูลอนุกรมเวลาอยู่ในสภาพของการสมดุลเชิงสถิติ (statistical equilibrium) ซึ่งหมายถึง การที่ข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีการเปลี่ยนแปลงถึงแม้เวลาจะเปลี่ยนแปลงไป แสดงได้ดังนี้

1. กำหนดให้ $X_t, X_{t+1}, X_{t+2},\ldots, X_{t+k}$ เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่เวลา t, t+1, t+2,…, t+k

2. กำหนดให้ $X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2},\ldots, X_{t+m+k}$ เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่เวลา t+m, t+m+1, t+m+2,…, t+m+k

3. กำหนดให้ $P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2},\ldots, X_{t+k})$ เป็นการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วมของ $Z_t, Z_{t+1}, Z_{t+2},\ldots, Z_{t+k}$

4. กำหนดให้ $P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2},\ldots, X_{t+m+k})$ เป็นการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วมของ$Z_{t+m}, Z_{t+m+1}, Z_{t+m+2},\ldots, Z_{t+m+k}$

จากข้อกำหนดทั้ง 4 ข้อมูลอนุกรมเวลาจะมีลักษณะนิ่งเมื่อ $P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2},\ldots, X_{t+k}) = P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2},\ldots, X_{t+m+k})$ โดยหากพบว่า $P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2},\ldots, X_{t+k})$ มีค่าไม่เท่ากับ $P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2},\ldots, X_{t+m+k})$ แล้ว จะสรุปได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) ซึ่งการทดสอบว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่นั้น แต่เดิมจะพิจารณาที่ค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเอง (Autocorrelation Coefficient Function: ACF) ตามแบบจำลองของบ็อก-เจนกินส์ (Box-Jenkins Model) ซึ่งหากพบว่าค่า correlation (ρ) ที่ได้จากการพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเองนั้นมีค่าใกล้ 1 มาก ๆ จะส่งผลในการพิจารณาที่ค่า ACF ค่อนข้างจะไม่แม่นยำ เพราะว่ากราฟแสดงค่า ACF มีค่าแนวโน้มลดลงเหมือน ๆ กัน บางคนอาจจะสรุปไม่ได้เหมือนกันเพราะประสบการณ์ที่แตกต่างกัน ทำให้เกิดความคลาดเคลื่อนได้ จึงมีการพัฒนาการตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะนิ่งหรือไม่ โดยการทดสอบยูนิทรูท (Dickey and Fuller, 1979)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.4 การทดสอบ Unit Root

การทดสอบ Unit Root ถือเป็นขั้นตอนแรกในการศึกษาภายใต้วิธี co integration and error correction mechanism ขั้นตอนนี้จะเป็นการทดสอบตัวแปรทางเศรษฐกิจต่างๆ ที่จะใช้สมการเพื่อดูความเป็น stationary [I(0); Integrated of order 0] หรือ non-stationary [I(d); d>0, Integrated of order d] ของตัวแปรทางสถิติ ซึ่งสมมุติให้แบบจำลองเป็นดังนี้

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.5)$$

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

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (random error)

ρ คือ สัมประสิทธิ์อัตสหสัมพันธ์ (autocorrelation coefficience)

ถ้าให้ $\rho = 1$

จะได้ว่า $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \;;\; \varepsilon_t \sim \text{i.i.d}\,(0,\sigma_\varepsilon^2)$

สมมติฐาน คือ

$H_0 : \rho = 1$ (หมายความว่า X_t มียูนิทรูทหรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง)

$H_1 : |\rho| < 1;\; -1 < \rho < 1$ (หมายความว่า X_t ไม่มีมียูนิทรูทหรือ X_t มีลักษณะนิ่ง)

โดยถ้ายอมรับ $H_0 : \rho = 1$ (หมายความว่า X_t มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง)

แต่ถ้ายอมรับ $H_1 : |\rho| < 1$ (หมายความว่า X_t ไม่มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง)

การศึกษาส่วนใหญ่ที่ผ่านมาจะนิยมการทดสอบ Unit Root ที่เสนอโดย David Dickey และ Wayne Fuller ซึ่งรู้จักกันดีในชื่อของ Dicky-Fuller Test สามารถแบ่งออกได้เป็น 2 วิธี (Pindyck and Rubinfeld, 1998) คือ

1.) Dickey-Fuller Test (DF) ทำการทดสอบตัวแปรที่เคลื่อนไหวไปตามช่วงเวลา มีลักษณะเป็น Autoregressive model โดยสามารถเขียนรูปแบบของสมการได้ออกเป็น 3 รูปแบบ คือ

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.6)$$

$$X_t = \alpha + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.7)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$X_t = \alpha + \beta t + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

โดยที่ X_t คือ ตัวแปรที่เราทำการศึกษา

α, ρ คือ ค่าพารามิเตอร์

t คือ แนวโน้มเวลา

ε_t คือ ตัวแปรสุ่ม มีการแจกแจงแบบปกติที่เป็นอิสระต่อกันและเหมือนกัน (independent and identical distribution) โดยที่ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวนคงที่ เขียนแทน ด้วยสัญลักษณ์ $\varepsilon_t \sim$ i.i.d $(0, \sigma_\varepsilon^2)$

สมการแรกจะเป็นสมการที่แสดงถึง กรณีรูปแบบของตัวแปรที่ไม่มีคงที่ ขณะที่สมการที่สองจะเป็นรูปแบบของสมการที่ปรากฏค่าคงที่ และสมการสุดท้ายแสดงถึงรูปแบบของสมการที่มีทั้งค่าคงที่ และแนวโน้มเวลา

ในการทดสอบว่า X_t มีลักษณะเป็น stationary process $[X_t \sim I(0)]$ หรือไม่ ทำการทดสอบโดยการแปลงสมการทั้งสามรูปแบบให้อยู่ในรูปของ first differencing (ΔX_t) ได้ดังนี้

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \alpha + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

โดยที่ $\theta = (\rho - 1)$

2.) Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) เป็นการทดสอบ Unit Root อีกวิธีหนึ่งที่พัฒนามาจาก DF Test เนื่องจากวิธี DF ไม่สามารถทำการทดสอบตัวแปรในกรณีที่เป็น serial correlation ในค่า error term (ε_t) ที่มีลักษณะความสัมพันธ์กันเองในระดับสูง ซึ่งจะมีการเพิ่ม Lagged Change $\left[\sum_{j=1}^{p} \lambda_j \Delta X_{t-j}\right]$ เข้าไปในสมการทางขวามือจะได้ว่า

$$\Delta X_t = X_t + X_{t-1} = \theta X_{t-1} + \left[\sum_{j=1}^{p} \lambda_j \Delta X_{t-j}\right] + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\Delta X_t = X_t + X_{t-1} = \alpha + \theta X_{t-1} + \left[\sum_{j=1}^{p} \lambda_j \Delta X_{t-j}\right] + \varepsilon_t \qquad (2.13)$$

$$\Delta X_t = X_t + X_{t-1} = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \left[\sum_{j=1}^{p} \lambda_j \Delta X_{t-j}\right] + \varepsilon_t \qquad (2.14)$$

ซึ่งพจน์ที่ใส่เข้าไปนั้น จำนวน lagged term (p) ก็ขึ้นอยู่กับความเหมาะสมของแต่ละงานวิจัย หรือสามารถใส่จำนวน lag ไปจนกระทั่งไม่เกิดปัญหา autocorrelation ในส่วนของ error term (Pindyck and Rubinfeld, 1998)

โดยการทดสอบสมมุติฐานทั้งวิธี Dickey-Fuller test และวิธี Augmented Dickey-Fuller Test ทดสอบว่าตัวแปรที่เราสนใจ (X_t) นั้นมี Unit Root หรือไม่ สามารถพิจารณาได้จากค่า θ มีค่าเท่ากับ 0 แสดงว่า X_t นั้นมี Unit root ซึ่งสามารถเขียนสมมุติฐานในการทดสอบได้ดังนี้

$$H_0 : \theta = 0$$
$$H_1 : \theta < 0$$

ทดสอบสมมุติฐาน โดยเปรียบเทียบค่า T-statistic ที่คำนวณได้กับค่าวิกฤต MacKinnon ซึ่งค่า T-statistic ที่จะนำมาทำการทดสอบสมมุติฐานในแต่ละรูปแบบนั้นจะต้องนำไปเปรียบเทียบกับตารางค่าวิกฤติ MacKinnon ณ ระดับต่างๆ กล่าวคือ ใช้ค่า τ ในรูปแบบของสมการที่ (2.7) และ (2.10) τ_τ ในรูปแบบของสมการที่ (2.18) และ (2.11) และ τ_τ ในรูปแบบของสมการที่ (2.11) และ (2.14) ถ้าสามารถป ฏิเสธสมมุติฐานได้ แสดงว่าตัวแปรที่นำมาทดสอบเป็น Integrated of order 0 แทนได้ด้วย $X_t \sim I(0)$ ถ้าต้องการทดสอบกรณีที่ θ ร่วมกับ drift term หรือร่วมกับ time trend coefficient หรือทดสอบ θ ร่วมกับ drift term และ time trend coefficient ในขณะเดียวกันสามารถทดสอบโดยใช้ค่า F-statistic ซึ่งเป็น joint hypothesis ($\phi_1 \phi_2$ และϕ_3) เป็นสถิติทดสอบทำการเปรียบเทียบกับค่า Dickey-Fuller Tables (Enders, Walter, 1995) ซึ่งในการทดสอบสมการที่ (2.10) และ (2.13) ทดสอบภายใต้สมมุติฐานที่ว่า $\theta = \alpha = 0$ จะใช้ ϕ_1 statistic

ขณะที่สมการที่ (2.11) และ (2.14) ทดสอบภายใต้สมมุติฐาน $\beta = \theta = \alpha = 0$ ใช้ ϕ_2 statistic สำหรับการทดสอบภายใต้สมมุติฐาน $\beta = \theta = 0$ ใช้ ϕ_3 statistic ในการทดสอบซึ่งค่าสถิติดังกล่าวสามารถคำนวณได้ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\Phi_i = (N-K)\left(\frac{SSR_R - SSR_{UR}}{r(SSR_{UR})}\right)$$

โดยที่ SSR_R = The sum of square of residuals from the restricted model

SSR_{UR} = The sum of square of residuals from the unrestricted model

N = Number of observations

k = Number of parameters estimated in the unrestricted model

r = Number of restrictions

กรณีที่ผลการทดสอบสมมุติฐานพบว่า X_t มี Unit Root นั้นต้องนำค่า ΔX_t มาทำ differencingไปเรื่อยๆ จนสามารปฏิเสธสมมติฐานที่ว่า X_t เป็น non-stationary process ได้เพื่อทราบ order of integration (d) ที่มากกว่า [ทดสอบว่า $X_t \sim I(d)$] หรือไม่จะทำการทดสอบตามรูปแบบสมการดังต่อไปนี้

$$\Delta^{d+1} X_t = \alpha + \beta t + (\rho\text{-}1)\Delta^d X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \lambda_j \Delta^{d+1} X_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (2.16)$$

ภายหลังจากทราบค่า d (order of integration) แล้วต้องทำการ differencing ตัวแปร (เท่ากับ d+1ครั้ง) ก่อนที่จะนำตัวแปรดังกล่าวมาทำการ regression เพื่อหลีกเลี่ยงปัญหา spurious regression ถึงแม้ว่าวิธีนี้จะได้รับความนิยมใช้กันอย่างแพร่หลาย แต่การกระทำดังกล่าวจะทำให้แบบจำลองที่ได้จากการประมาณขาดข้อมูลในส่วนของการปรับตัวของตัวแปรต่างๆ เพื่อเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว (รังสรรค์ หทัยเสรี, 2538; Hataiseree, R., 1996)

2.1.5 แนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Co integration)

Co integration เป็นการทดสอบตัวแปรต่างๆ ที่นำมาใช้ว่ามีความสัมพันธ์ในระยะยาวตามที่ระบุไว้ในทฤษฎีหรือไม่ และการที่ข้อมูลทางเศรษฐกิจที่เป็นข้อมูลอนุกรมเวลา (time series data) ส่วนมากมักจะมีลักษณะ non-stationary กล่าวคือ ค่าเฉลี่ย (mean) และค่าความแปรปรวน (variance) จะมีค่าไม่คงที่และเปลี่ยนแปลงไปตามกาลเวลาทำให้ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรของสมการมีความสัมพันธ์ไม่แท้จริง (spurious regression) โดยสังเกตได้จากค่าสถิติบางอย่างอาทิ ค่า t-statistic จะไม่เป็นการแจกแจงที่เป็นมาตรฐาน และค่า R^2 ที่สูง ในขณะที่ค่า Durbin-Watson (DM)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

Statistic อยู่ในระดับต่ำ แสดงให้เห็นถึง High level of auto correlated residuals จึงเป็นการยากที่จะยอมรับได้ในทางเศรษฐศาสตร์ (Enders, Walter, 1995; Johnston, Jack and Dinardo, John, 1997)

วิธีที่จะจัดการกับข้อมูลที่มีลักษณะเป็น non-stationary ที่ได้รับความนิยมแพร่หลาย คือ วิธี co integration และ error correction mechanism (รังสรรค์ หทัยเสรี, 2538) เนื่องจากเป็นเครื่องมือในการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (co integrating relationship) วิธีดังกล่าวแบ่งออกได้ 2 วิธีคือ

1. Two-step Approach ที่เสนอโดย Engle and Granger
2. Full Information Maximum Likelihood Approach ที่เสนอโดย Johansen and Juselius

การศึกษาครั้งนี้ได้ใช้วิธีการของ Engle and Granger เพื่อทดสอบว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์ที่มีเสถียรภาพในระยะยาว (co integrating relationship) หรือไม่ ซึ่งวิธีของ Engle and Granger จะทำการระบุว่าตัวแปรใดเป็นตัวแปรตามและตัวแปรใดเป็นตัวแปรอิสระซึ่งไม่สามารถแสดง multiple co integrating vector ได้ กรณีมีรูปแบบของความสัมพันธ์มากกว่า 1 รูปแบบ

สำหรับการทดสอบ co integration นั้น ให้ใช้ residuals จากสมการถดถอย (regression equation) ที่เราต้องการทดสอบ co integration ซึ่งก็คือ ε_t มาทำการถดถอยดังสมการดังต่อไปนี้ (Gujarati, Domodar N., 1995: 727)

$$\Delta\varepsilon_t = \gamma\varepsilon_{t-1} + W_t \qquad (2.17)$$

โดยที่ ε_t, ε_{t-1} คือ ค่า Residual ณ เวลา t และ t-1 ที่นำมาหาสมการถดถอยใหม่

γ คือ ค่าพารามิเตอร์

W_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

และนำค่าสถิติ t (t-statistic) ซึ่งได้มาจากอัตราส่วนของ γ / S.E. γ ไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติ MacKinnon (MacKinnon critical values) โดยที่สมมุติฐานดังนี้

สมมุติฐานในการทดสอบ คือ

$H_0 : \gamma = 0$ (ไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว)

$H_1 : \gamma < 0$ (มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

การทดสอบสมมุติฐานเปรียบเทียบค่า t-statistics ที่คำนวณได้กับค่าในตาราง ADF Test ซึ่งถ้าค่า t-statistics มากกว่าค่าวิกฤตของแมคคินนอน ณ ระดับนัยสำคัญที่ 0.01 จึงปฏิเสธ สมมุติฐาน ดังนั้น ส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (Residuals) มีลักษณะนิ่ง (Stationary) หรือ Integrated of order 0 แทนด้วย I(0) แล้วแสดงว่า ตัวแปรมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

2.1.6 Error Correction Mechanisms: ECM

เป็นแบบจำลองที่อธิบายขบวนการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรต่างๆ ในสมการที่ (2.18) เพื่อให้เข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวได้ ตามที่แสดงไว้ในสมการที่ (2.19) และ (2.20) โดยคำนึงถึงผลกระทบที่เกิดขึ้นจากความคลาดเคลื่อนที่เกิดจากการปรับตัวของตัวแปรต่างๆ ในระยะยาว (K_t) เข้าไปด้วย ซึ่งสามารถแสดงได้ดังนี้

$$K_t = Y_t - \alpha_t - \beta X_t \quad (2.18)$$

$$\Delta X_t = \theta_1 K_t + [\text{ lagged } (\Delta X_t , \Delta Y_t)\ ] + \mu_{1t} \quad (2.19)$$

$$\Delta Y_t = \theta_2 K_t + [\text{ lagged } (\Delta X_t , \Delta Y_t)\ ] + \mu_{2t} \quad (2.20)$$

โดยที่ $\Delta K_t = Y_t + \beta X_t - K_{t-1}$ เป็นตัว Error – Correction Term (EC)

$\mu_{1t} = \mu_{2t}$ เป็น White Noise

$\theta_1 = \theta_2$ เป็น Non – Zero

จากความสัมพันธ์ที่ ปรากฏใน (2.19) และ (2.20) การเปลี่ยนแปลงของตัวแปร (ΔX_t และ ΔY_t) ต่างขึ้นอยู่กับฟังก์ชันของ Distribution Lag of First Difference of X_t และ Y_t รวมทั้งตัว EC Term ที่ล่าออกไปหนึ่งช่วงเวลา (K_{t-1}) รูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นตามแบบจำลองของ ECM Model ตามที่แสดงในสมการ (2.19) และ (2.20) อาจสามารถตีความได้ว่าเป็นกลไกที่แสงการปรับตัวในระยะสั้น เมื่อระบบเศรษฐกิจขาดความสมดุล เพื่อให้เข้าสู่ภาวะดุลยภาพ ($Y_t = \beta X_{t-1}$)

แบบจำลองที่แสดงถึงการปรับตัวในระยะสั้นตามรูปแบบของ EC model นั้นคล้ายคลึงกับแบบจำลองที่แสดงถึงการปรับตัวในระยะสั้น ที่เรียกว่า “General-to-Specific Approach” แบบจำลองทางเศรษฐกิจในลักษณะตายตัว โดยจะพยายามให้รูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองทางเศรษฐกิจถูกกำหนดโดยลักษณะของข้อมูลในแบบจำลองนั้นๆ ให้มาก

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ที่สุดเท่าที่สามารถทำได้ เหตุผลก็คือ ทฤษฎีทางเศรษฐกิจส่วนใหญ่สามารถใช้เป็นเครื่องชี้แนะให้เห็นว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจใดบ้างที่เกิดดุลยภาพทางเศรษฐกิจในระยะยาว (long-run economic equilibrium) ทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ส่วนใหญ่ไม่สามารถใช้เป็นเครื่องชี้แนะให้ว่าการปรับตัวในระยะสั้น (short-run adjustment) ของตัวแปรต่างๆ ที่อยู่ในแบบจำลองเหล่านั้นจะมีรูปแบบหรือรูปลักษณ์อย่างไรบ้าง นักเศรษฐศาสตร์กลุ่มนี้จึงเห็นว่าควรที่จะปล่อยให้ข้อมูลเป็นตัวกำหนดรูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นให้มากที่สุด ซึ่งสามารถทำได้โดยการกำหนดรูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นให้มีลักษณะเป็นการทั่วไปให้มากที่สุดเท่าที่สามารถจะทำได้ก่อน หลังจากนั้นจึงใช้หลักการทดสอบทางสถิติบางอย่าง ยกตัวอย่างเช่น F-test เพื่อขจัดตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติให้มีจำนวนลดลงเรื่อยๆ ตามลำดับ (test down) จนกระทั่งได้สมการขั้นสุดท้าย (final parsimonious equation) ที่มีค่าทางสถิติที่ดีและสามารถใช้แสดงรูปแบบการปรับตัวระยะสั้นของตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลองนั้นๆ ได้ (ยุวดี คันทะมูล, 2548)

2.1.7 เทคนิคการประมาณ ARDL และ ECM

แบบจำลองเชิงพลวัตร (Dynamic Model) โดยทั่วไปจะประกอบไปด้วยค่าปัจจุบันของตัวแปรและความล่าช้า (Lagged) ของตัวแปรอยู่ในระบบสมการร่วมกัน ซึ่งระบบสมการในลักษณะดังกล่าวสามารถสร้างได้หลายรูปแบบ อาทิเช่น

แบบจำลอง Distributed Lag Model

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \beta_3 x_{t-1} + u_t \quad (2.21)$$

แบบจำลอง Autoregressive Model

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \beta_4 y_{t-1} + u_t \quad (2.22)$$

แบบจำลอง Autoregressive Distributed Lag Model

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \beta_3 x_{t-1} + \beta_4 y_{t-1} + u_t \quad (2.23)$$

ซึ่งระบบสมการที่ยกตัวอย่างดังกล่าวถือเป็นการลำดับ order ของข้อมูลที่เท่ากับ 1ในองค์ประกอบของ Autoregressive ดังสมการ (2.22) และเป็นลำดับของข้อมูลที่เท่ากับ I

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ในองค์ประกอบของ Distributed Lag ดังสมการ (2.23) จึงเขียนได้เป็น ARDL(1,1) ดังสมการ (2.24) และถ้าระบบการมีการลำดับของข้อมูลเป็น ณ ลำดับใดๆ โดยสมมุติให้เป็น ณ p และ q แล้วจึงได้เป็น ARDL(p,q) และแสดงความสมพันธ์ให้เป็นรูปแบบสมการได้ ดังต่อไปนี้ (University of Strathclyde, 2003: online)

$$y_t = a + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \ldots + \beta_q x_{t-q} + \alpha_1 y_{t-1} + \ldots + \alpha_p y_{t-p} + u_t \quad (2.24)$$

โดยทั่วไปลักษณะของความสัมพันธ์ที่เป็น ARDL ตัวแปรต่างๆ ในสมการถดถอยจะประกอบด้วยค่าความล่าช้าของตัวแปรตามและค่าปัจจุบันกับค่าความล่าช้าของตัวแปรอธิบายหนึ่งตัวแปรหรือมากกว่านั้น ซึ่งโครงสร้างที่เป็นความล่าช้าในลักษณะที่กล่าวมานั้นสามารถทำการ Generalization ให้เป็นสมการในรูป Lag polynomial ภายใต้เงื่อนไขของค่าความคลาดเคลื่อน (error term) ซึ่งแทนด้วย ต้องเป็น white noise คือมีค่าเฉลี่ย (mean) เป็นศูนย์และความแปรปรวน (variance) คงที่ แล้วระบบสมการเป็น ARDL(p,q) ซึ่งอยู่ภายใต้ตัวแปรอธิบายเพียงหนึ่งตัว สามารถแสดงได้ดังต่อไปนี้ (Johnston, Jack and Dinardo, John, 1997: 244-248)

$$A(L)y_t = a + B(L)x_t + u_t \quad (2.25)$$

โดยที่ $A(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L_2 - \ldots\ldots\ldots\ldots - \alpha_2 L^p$

$B(L) = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_1 L_2 + \ldots\ldots\ldots\ldots + \beta_1 L^q$

หากเพิ่มตัวแปรอธิบายเข้าไปในฝั่งขวาของสมการ (right - hand - side) โดยให้เป็น ARDL $(p,q_1 q_2,\ldots..q_k)$ จะได้ดังสมการต่อไปนี้

$$A(L)y_t = a + B_1(L)x_{1t} + B_2(L)x_{2t} + \ldots\ldots\ldots + B_k(L)x_{kt} + u_t \quad (2.26)$$

วิธีการทั่วไปเพื่อใช้ปรับหรือจัดรูปแบบสมการที่เป็น Dynamic Adjustment Process เพื่อเข้าสู่การ parameterization ของแบบจำลองให้อยู่ในรูปแบบ ECM นั้น ยกตัวอย่างที่เป็น Simple ECM ดังต่อไปนี้ (Leighton, Thomas R., 1993: 152-154)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

สมมติ ระบบสมการที่มีความสัมพันธ์ในระยะยาวถูกกำหนดโดยสมการ (2.27) ดังนี้

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_t \quad (2.27)$$

แต่เนื่องจากตัวแปร y และ x ไม่ได้อยู่ในดุลยภาพตลอดเวลาจึงไม่สามารถหาความสัมพันธ์ในระยะยาวได้โดยตรง แต่เราสามารถหาความสัมพันธ์ที่ขาดดุลยภาพ ด้วยการพิจารณาถึงค่าความล่าช้าของตัวแปรดังกล่าว ซึ่งแสดงได้ดังสมการต่อไปนี้

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \alpha_1 y_{t-1} + u_t \quad (2.28)$$

โดยที่ $0 < \alpha < 1$

จะเห็นว่าสมการ (2.28) มีระดับของตัวแปรที่เป็น Non-stationary และอยู่ในรูป ARDL(1,1) และเมื่อทำการจัดรูปแบบสมการใหม่อีกครั้งและทำการ reparameterised โดยลบด้วย y_{t-1} ทั้ง 2 ข้างของสมการ (2.28) จะได้เป็นสมการ (2.29) ดังต่อไปนี้

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} - (1 - \alpha) y_{t-1} + u_t \quad (2.29)$$

เนื่องจาก $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ และ $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ จึงจัดสมการใหม่ได้เป็นดังนี้

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + (\beta_1 + \beta_2) x_{t-1} - (1 - \alpha) y_{t-1} + u_t \quad (2.30)$$

จากนั้นยังสามารถ reparameterise สมการ (2.30) ได้อีกเป็นดังนี้

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t - (1 - \alpha) [y_{t-1} - \gamma_2 x_{t-1}] + u_t \quad (2.31)$$

โดยที่ $\gamma_2 = (\beta_1 + \beta_2) / (1 - \alpha)$

จากนั้นยังสามารถ reparameterise สมการ (2.31) ได้อีกเป็นดังนี้

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t - (1 - \alpha) [y_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 x_{t-1}] + u_t \quad (2.32)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยที่ $\gamma_1 = \beta_0 / (1 - \alpha)$

ฉะนั้นสมการ (2.32) ถือเป็น ECM โดยที่การเปลี่ยนแปลงของตัวแปร y จะขึ้นอยู่กับการเปลี่ยน แปลงของตัวแปร x และเทอมของ $[y_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 x_{t-1}]$ ที่ถือเป็น dis-equilibrium error จากช่วงระยะเวลาก่อนหน้า และค่า γ_1 และ γ_2 ก็เป็น parameter ของความสัมพันธ์ในระยะยาวสมการ (2.26) อีกทั้งค่า - (1 - α) ในสมการ (2.32) หมายถึงการลดลงของความผิดพลาดเนื่องจาก $0 < \alpha < 1$ดังนั้นค่า - (1 - α) ที่ได้จึงเป็นค่าความเร็วในการปรับตัวสู่ดุลยภาพในระยะยาว จาก ECM ในสมการ (2.32) สามารถพิจารณาผลกระทบทั้งระยะสั้นและระยะยาวได้ เนื่องจากตัวพารามิเตอร์ (parameter) γ_1 และ γ_2 ที่ปรากฏใน dis-equilibrium error term ในสมการ (2.32) ก็คือตัวพารามิเตอร์ในระยะยาวของสมการ (2.27) อีกทั้งสัมประสิทธิ์ของ Δx_1 หรือ β_1 รวมทั้ง α ถือเป็นตัวพารามิเตอร์ในระยะสั้นวัดผลกระทบโดยทันทีในระยะสั้นของตัวแปร y จากการเปลี่ยนแปลงของตัวแปร x

นอกจากนั้น ECM ยังมีความสอดคล้องกันกับแบบจำลองที่นำเสนอโดย Hendry (1983) หรือที่เรียกว่า “General-to-Specific Approach” เนื่องจากทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์ส่วนใหญ่ไม่สามารถชี้แนะให้เห็นว่าการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรต่างๆ ที่อยู่ในแบบจำลองนั้นๆ ว่ามีลักษณะเป็นอย่างไรได้ ในขณะที่ดุลยภาพในระยะยาวนั้นกลับสามารถชี้ให้เห็นได้ว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจใดบ้างที่จะส่งผลหรือให้การอธิบายว่ามีลักษณะเป็นอย่างไรได้ถึงแม้ว่าตัวแปรจะ Co integrated กันแล้วก็ตาม แต่ความสัมพันธ์ในระยะนั้นหรือที่มีลักษณะเป็น dis-equilibrium relationship จะถูกแสดงด้วย ECM เสมอ อีกทั้งการวิเคราะห์ที่เป็นลักษณะของการมี Co integration นั้นกลับไม่ได้กล่าวถึงรูปแบบที่แน่นอนแต่อย่างใด และโครงสร้างของความล่าช้าก็ไม่สามารถอธิบายความสัมพันธ์ในระยะสั้นได้อย่างชัดเจนอีกเช่นกัน ดังนั้นเขาจึงเห็นว่าควรปล่อยให้ข้อมูลเป็นตัวกำหนดรูปแบบการปรับตัวระยะสั้นให้มากที่สุดโดยการให้มีลักษณะทั่วไปให้มากที่สุดก่อน หลังจากนั้นจึงใช้หลักการทางสถิติทดสอบเช่น F-test เพื่อให้ตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติลดลงเรื่อยๆ นั่นคือกระบวนการที่เรียกว่า test-down procedure จนกระทั่งได้สมการที่มีค่าสถิติที่ดีและสามารถใช้แสดงรูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลองนั้นๆได้ (รังสรรค์ หทัยเสรี, 2538: 29)

อธิบายวิธีการ “ Hendry-type general-to-specific methodology” โดยยกตัวอย่างจากแบบจำลอง ARDL (p,q) โดยที่ $p = q = 2$ ได้ดังต่อไปนี้ (Leighton, Thomas R., 1993:155-157)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \beta_3 x_{t-2} + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + u_t \qquad (2.33)$$

และทำการจัดรูปสมการ (2.32) ใหม่ได้ดังนี้

$$\Delta y_t = \beta_0 + (1 - \alpha)\Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta x_t + (\beta_1 + \beta_2)\Delta x_{t-1} - (1 - \alpha_1 - \alpha_2) y_{t-2} + (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3) x_{t-2} + u_t \qquad (2.34)$$

จากนั้น reparameterising สมการ (2.34) ได้เป็น

$$\Delta y_t = (\alpha_1 - 1)\Delta y_t + \beta_1 \Delta x_t + (\beta_1 + \beta_2)\Delta x_{t-1} - (1 - \alpha_1 - \alpha_2)[y_{t-2} - \gamma_1 - \gamma_2 x_{t-2}] + u_t \qquad (2.35)$$

โดยที่ $\gamma_1 = \beta_0 / (1 - \alpha_1 - \alpha_2)$ และ $\gamma_0 = (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3) / (1 - \alpha_1 - \alpha_2)$ (36)

เนื่องจาก γ_1 และ γ_2 เป็น unknown จากสมการ (2.27) จึงไม่สามารถประมาณค่าได้ แต่สามารถประมาณค่าเริ่มต้นในสมการ (2.34) ก่อน และนำมาใส่ในสมการที่ (2.36) เพื่อประมาณค่า γ_1 และ γ_2 อีกครั้งจึงสามารถอธิบายความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ อันเนื่องจากการพิจารณาความสัมพันธ์ในระยะสั้นในแบบจำลอง ECM ดังที่กล่าวมา

จะเห็นว่าสมการ (2.34) ถูก reparameterization บนช่วงเวลา (period) t-1 หรือ t-2 ซึ่งแทนได้ด้วย

$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ หรือ $y_1 = y_{t-1} + \Delta y_t$ จะได้ว่า $y_{t-1} = y_1 - \Delta y_t$ ดังนั้น $y_{t-2} = y_{t-1} - \Delta y_{t-1}$

$\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ หรือ $x_1 = x_{t-1} + \Delta x_t$ จะได้ว่า $x_{t-1} = x_1 - \Delta x_t$ ดังนั้น $x_{t-2} = x_{t-1} - \Delta x_{t-1}$

แล้วนำไปแทนในสมการ (2.34) ได้การจัดรูปแบบเป็นดังต่อไปนี้

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \alpha_2 \Delta y_{t-1} - \beta \Delta x_{t-1} - (1 - \alpha_1 - \alpha_2)[y_{t-2} - \gamma_1 - \gamma_2 x_{t-2}] + u_t \qquad (2.37)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากสมการ (2.37) จะเห็นว่า Error Correction term มีความสัมพันธ์กับช่วงเวลา (period) t-1 และตัวแปรอื่นๆทั้งหมดจะเป็นช่วงเวลาปัจจุบันกับเป็นความล่าช้าที่มีผลต่างลำดับที่หนึ่ง

นอกจากนั้น จากสมการ (2.35) เป็น ECM โดย term $[y_{t-2} - \gamma_1 - \gamma_2 x_{t-2}]$ นั้น คือ dis-equilibrium จาก 2 period ก่อนหน้านั้น ดังนั้นหากมีลำดับ order ที่ m ตามกระบวนการ general distributed lag แล้วจะสามารถเขียนรูปแบบสมการได้เป็นดังต่อไปนี้

$$Y = \beta_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_s \, y_{t-i} + \sum_{i=1}^{m+1} \beta_i \, \Delta x_{t-i+1} + u_t \qquad (2.38)$$

ดังนั้นสมการทั่วไปดังสมการ (/ใ38) จะมีการซ้อนกันของ ECM มากกว่า 1 ทำให้ Hendry methodology พยายามทำการ testing down procedure เพื่อกำหนดให้ ECM สามารถอธิบายข้อมูลได้ดีที่สุด

อย่างไรก็ตาม ECM ก็อยู่บนพื้นฐานการประยุกต์ใช้ความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างตัวแปรต่างๆ ฉะนั้นเราจะสามารถแน่ใจได้อย่างไรว่า ความสัมพันธ์ในระยะยาวนั้นมีอยู่จริงหรือเป็น Co integration หรือไม่ และถ้าหากเป็นแล้วเราจะแน่ในว่าตัวแปรใน ECM ที่เราประมาณค่านั้นมัน Stationary หรือไม่ เหล่านี้เป็นข้อจำกัดของตัวแปร Non-stationary ซึ่งการใช้เทคนิคที่เป็น Standard regression เช่นการใช้ OLS จะไม่สามารถประยุกต์ใช้ได้ในขณะที่เทคนิค Co integration จะต้องมีการทดสอบ Stationary ของข้อมูลอนุกรมเวลาก่อนหรือที่เรียกว่าการทดสอบ Unit root ซึ่งที่นิยมใช้โดยมากก็คือ Augmenter Dickey-Fuller (ADF) test และหากเราต้องการให้ข้อมูลเป็น Stationary นั้นเราต้องทำการ first difference ตามด้วย second difference ไปเรื่อยๆ จนกระทั่งสมมุติฐานหลักที่ตั้งไว้ว่าตัวแปรเป็น Non-stationary (มี unit root) นั้นจะถูกปฏิเสธ และพบว่าตัวแปรต่างๆ นั้นมีคุณสมบัติ Stationary ที่ระดับการ differencing ใดๆ เช่น xt~I(d) เป็นต้น

จากนั้นก็ทำการพิจารณาถึงการทดสอบ Co integration ซึ่งโดยทั่วไปนั้นความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระหว่าง 2 ตัวแปรอนุกรมเวลา x และ y นั้นจะเข้าสู่การทดสอบได้ต้องมี I(d) อยู่ ณ order เดียวกัน แล้วทำการประมาณค่าของ dis-equilibrium errors หรือ residual โดย OLS โดยทำการทดสอบค่า residuals ว่าเป็น Stationary หรือไม่ เช่น ถ้า u_t~I(0) หรือสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่เป็น Non-stationary ได้ แสดงว่าตัวแปร x และ y ทั้งคู่เป็น Co integrated ระหว่างกัน ทั้งนี้ Engle and Granger ได้เสนอสถิติที่ใช้ทดสอบ Co integration อยู่ 7 วิธี อาทิเช่น Co

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

integrating Regression Durbin-Watson (CRDW) test และ Co integration ADF test เป็นต้น (Leighton, Thomas R., 1993: 165)

2.1.8 ผลกระทบแบบฟิชเชอร์

Irving Fisher เป็นนักเศรษฐศาสตร์ซึ่งเป็นผู้คิดค้นทฤษฎี Fisher Effects ได้อธิบายว่า ในตลาดเงินแต่ละประเทศอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน (Nominal Interest Rate) จะเท่ากับอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (Real Interest Rate) บวกอัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเกิดขึ้น และอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงในแต่ละตลาดมีแนวโน้มที่เท่ากัน ดังนั้น อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินจะ ผันแปรไปตามอัตราเงินเฟ้อที่คาดไว้ในแต่ละประเทศ แสดงในรูปสมการได้ดังนี้

$$r = a + i \tag{2.39}$$

โดยที่ r = อัตราดอกเบี้ยในนาม

a = อัตราผลตอบแทนแท้จริง

i = อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ไว้

รูปแบบทั่วไปของผลกระทบแบบฟิชเชอร์ แสดงว่า ผลตอบแทนแท้จริงจะเท่ากันหมดในทุกประเทศ ทั้งนี้โดยผ่านกระบวนการ arbitrage นั่นคือ

$$a_h = a_f \tag{2.40}$$

โดยที่ h = home

f = foreign

นำสมการที่ (2.39) มาแทนในสมการที่ (2.40) จะได้

$$R_h - r_f = i_h - i_f \tag{2.41}$$

ถ้าผลตอบแทนแท้จริงที่คาดการณ์ไว้สำหรับเงินสกุลหนึ่งสูงกว่าเงินอีกสกุลหนึ่งแล้ว เงินทุนจะไหลออกจากประเทศที่มีผลตอบแทนต่ำไปประเทศที่มีผลตอบแทนสูงกว่า และกระบวนการ arbitrage จะมีต่อไปเรื่อย ๆ จนกระทั่งอัตราผลตอบแทนแท้จริงที่คาดการณ์ไว้จะ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เท่ากัน ดังนั้น หากไม่มีการแทรกแซงของรัฐบาลแล้ว ณ จุดดุลยภาพจะทำให้ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยในนามทั้งสองตลาดเท่ากับความแตกต่างของอัตราเงินเฟ้อทั้งสองตลาดเช่นกัน

2.1.9 ผลกระทบระหว่างประเทศแบบฟิชเชอร์

กล่าวว่า อัตราแลกเปลี่ยนทันทีจะเปลี่ยนแปลงไปเท่ากับความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยในนามของเงิน 2 สกุล แสดงนัยว่า อัตราแลกเปลี่ยนจะเคลื่อนตัวไปหักลบการเปลี่ยนแปลงในความแตกต่างของอัตราเงินเฟ้อ ดังนั้น หากอัตราเงินเฟ้อในประเทศสหรัฐฯ สูงกว่าประเทศอื่น ๆ โดยเปรียบเทียบแล้ว จะทำให้เกิดการลดค่าเงินดอลลาร์สหรัฐลง และทำให้เกิดการเพิ่มอัตราดอกเบี้ยในประเทศสหรัฐฯ โดยเปรียบเทียบกับประเทศอื่น ๆ เมื่อนำเงื่อนไขทั้ง สองประการนี้มารวมกัน ผลที่ได้คือ

$$r_h - r_f = \frac{e_1 - e_0}{e_0} \qquad (2.42)$$

โดยที่ r_h = อัตราดอกเบี้ยในประเทศไทย

r_f = อัตราดอกเบี้ยในประเทศสหรัฐฯ

e_0 = อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงิน 1 ดอลลาร์สหรัฐ ในอัตราทันที (Spot Rate)

e_1 = อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงิน 1 ดอลลาร์สหรัฐ ในอัตราทันทีในอนาคต

ดังนั้น การทำ arbitrage ระหว่างตลาดการเงินในรูปของการไหลของเงินทุนจะเป็นการทำให้ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยของสองประเทศเป็นตัวพยากรณ์ที่ไม่มีความลำเอียงของการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนแบบทันที ในอนาคต อย่างไรก็ดี เงื่อนไขนี้ มิได้หมายความว่าความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยจะเป็นตัวพยากรณ์ที่เที่ยงตรงยิ่ง แต่ หมายความว่าความผิดพลาดในการพยากรณ์จะหักกลบลบไปเมื่อเวลาผ่านไป

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.10 ความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราแลกเปลี่ยน

หลายครั้งที่อัตราดอกเบี้ยถูกใช้ในการกำหนดสินทรัพย์ในเงินตราที่แตกต่างกัน พิจารณาเรื่องความเท่ากันของดอกเบี้ย ซึ่งบอกไว้ว่า ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยจะสะท้อนความคาดหวังของผู้มีส่วนร่วมในตลาดเกี่ยวกับค่าเงินที่จะสูงขึ้นและลดลงในอนาคต เพื่อ

กำหนดให้ราคาสินทรัพย์ที่คาดหวังสูงขึ้น เจ้าของสินทรัพย์จะยอมรับอัตราดอกเบี้ยที่น้อยลงได้ สำหรับการกำหนดราคาสินทรัพย์ที่คาดหวังว่าจะลดลง เจ้าของสินทรัพย์ก็จะต้องการอัตราดอกเบี้ยที่สูงขึ้นเพื่อชดเชยสิ่งดังกล่าว

แนวคิดทางการเงินเกี่ยวกับอัตราแลกเปลี่ยน ทำให้เราทราบถึงขั้นตอนเพื่อให้เข้าใจในความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศ อำนาจซื้อที่เท่ากันแสดงให้เห็นว่า การเคลื่อนไหวของดุลยภาพของอัตราแลกเปลี่ยนในระยะยาว ทำให้เกิดความแตกต่างของอัตราเงินเฟ้อในประเทศ ดังนั้นในดุลยภาพระยะยาว การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนที่คาดหวังจะเท่ากับความแตกต่างของอัตราเงินเฟ้อที่คาดหวัง สิ่งเหล่านี้สามารถบอกได้ว่า ในดุลยภาพระยะยาว ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยจะเท่ากับความแตกต่างของอัตราเงินเฟ้อที่คาดหวังในประเทศ

จะสามารถหาขั้นตอนต่อไปโดยการสร้างสิ่งที่เกี่ยวกับการเปลี่ยนแปลงในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงหรือจากความเบี่ยงเบนจากอำนาจซื้อที่เท่ากัน ถ้าในดุลยภาพระยะยาว การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนจริงรวมทั้งอัตราเงินเฟ้อเปรียบเทียบและการเปลี่ยนแปลงในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง จะเปลี่ยนแปลงในอัตราแลกเปลี่ยนที่คาดหวัง รวมทั้งอัตราคาดหวังโดยเปรียบเทียบของเงินเฟ้อ นอกจากนั้นยังมีการเปลี่ยนแปลงในอัตราแลกเปลี่ยนที่คาดหวัง รวมทั้งอัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบที่คาดหวังและการเปลี่ยนแปลงในอัตราแลกเปลี่ยนแท้จริงที่คาดหวัง

$$\hat{e}^{e} = (\hat{P}^{e} - \hat{P}^{*e}) - \hat{R}^{e} \qquad (2.43)$$

ความเท่ากันของดอกเบี้ยได้แสดงให้เห็นว่า ผลต่างของดอกเบี้ยจะเท่ากับอัตราของการเปลี่ยนแปลงในอัตราแลกเปลี่ยนที่คาดหวัง หรือด้านซ้ายของสมการ (2.43) ซึ่งสามารถสรุปได้เป็น

$$i - i^{*} = (\hat{P}^{e} - \hat{P}^{*e}) - \hat{R}^{e} \qquad (2.44)$$

ดังจะเห็นได้ว่าผลต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศประกอบด้วย 2 ส่วน โดยส่วนแรกจะพิจารณาผลต่างของเงินเฟ้อที่คาดหวัง ส่วนที่ 2 พิจารณาการเปลี่ยนแปลงในอัตราแลกเปลี่ยนแท้จริงที่คาดหวัง เงินเฟ้อในประเทศที่คาดหวังสูงกว่าและเงินเฟ้อในต่างประเทศที่คาดหวังต่ำกว่าหรือค่าเงินในประเทศที่คาดหวังลดลง จะทำให้ผลต่างของอัตราดอกเบี้ยสูงขึ้น

โดยจะแบ่งระหว่างอัตราดอกเบี้ยที่วัดอัตราผลตอบแทนของสินทรัพย์ในหน่วยของเงินตราและอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ซึ่งวัดอัตราผลตอบแทนในรูปของอำนาจการซื้อที่แท้จริง ซึ่งแสดงอัตราดอกเบี้ยคาดหวังที่แท้จริง เท่ากับอัตราดอกเบี้ยลบเงินเฟ้อที่คาดหวัง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$R^e = I - \hat{P}^e \tag{2.45}$$

และจะสามารถรวมสมการของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงทั้งในประเทศและต่างประเทศ เพื่อให้เห็นความแตกต่าง ดังนี้

$$r^e - r^{*e} = (i - i^*) - (\hat{P}^e - \hat{P}^{*e}) \tag{2.46}$$

การนำผลต่างของอัตราดอกเบี้ยจากสมการ (2.45) ไปแทนในสมการ (2.46) แสดงให้เห็นว่า ผลต่างอัตราดอกเบี้ยแท้จริงที่คาดหวังระหว่างประเทศทำให้มูลค่าของเงินที่แท้จริงที่คาดหวังสูงขึ้นหรือลดลง

$$r^e - r^{*e} = (\hat{P}^e - \hat{P}^{*e}) - \hat{R}^e - (\hat{P}^e - \hat{P}^{*e}) = -\hat{R}^e \tag{2.47}$$

สมการ (2.47) คือรูปแบบอย่างง่ายของความเท่ากันของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ขณะที่ความเท่ากันของอัตราดอกเบี้ย เท่ากับผลต่างของดอกเบี้ยกับการเปลี่ยนแปลงในอัตราการเปลี่ยนแปลงที่คาดหวัง หรือความเท่ากันของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเท่ากับผลต่างของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกับการเปลี่ยนแปลงในอัตราแลกเปลี่ยนแท้จริงที่คาดหวัง สิ่งนี้ชี้ให้เห็นว่าเมื่อสิ่งรบกวนทั้งหมดคือสิ่งที่เกี่ยวข้องกับเงิน แสดงว่ามีอำนาจซื้อที่เท่ากันเกิดขึ้น (ดังนั้น $\hat{R}^e = 0$) อัตราดอกเบี้ยแท้จริงที่คาดหวังจะถูกทำให้เท่ากันในประเทศต่างๆ แต่ถ้าสิ่งรบกวนนั้นไม่ได้เกี่ยวกับเงิน จะมีการคาดหวังว่าจะทำให้มีการเบี่ยงเบนไปจากอำนาจซื้อที่เท่ากันที่อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง จะแตกต่างกัน แม้ในดุลยภาพระยะยาว

2.2. เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

Campbell and Clarida (1987) ได้ทำการศึกษาว่าส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยที่คาดคะเนสามารถอธิบายความแปรผันของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงได้หรือไม่โดยใช้วิธีการศึกษา แบบ panel cointergration techniques ผลการศึกษาปรากฏว่า อัตราการแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมีความผันแปรมากกว่าส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงและการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมีเพียงส่วนเล็กน้อยเท่านั้นที่ได้รับอิทธิพลมาจากการเคลื่อนไหวของส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยที่

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

แท้จริง ซึ่งสรุปการศึกษาว่าไม่ปรากฏความสำคัญทางสถิติว่ามีความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง

Edison and Pauls (2002) ทำการศึกษาเกี่ยวกับการกลับไปประเมินความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงในช่วงเวลาปี ค.ศ. 1974-ค.ศ. 1990 โดยใช้ cointegration techniques และ error- cointegration models เพื่อกลับไปพิจารณาเชื่อมโยงกับความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงจากการศึกษาของเขาพบว่าไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว แต่ในทางตรงข้ามแบบจำลองวัฏจักรชี้ว่าอาจมีความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างตัวแปรนี้ได้ แต่ก็ไม่สามารถพิสูจน์ได้

Edwards (1998) ได้ศึกษาเรื่อง การแพร่ระบาดของวิกฤตเศรษฐกิจในประเทศละตินอเมริกาจำนวน 3 ประเทศ ได้แก่ อาร์เจนตินา ชิลี และเม็กซิโก โดยศึกษาในรูปของการแพร่ขยายของความผันผวน (Volatility Contagion) ซึ่งทำการศึกษาจากความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย โดยศึกษาความผันผวนที่เกิดจากวิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดในหลายๆประเทศนั้นเป็นผลมาจากปัจจัยภายในประเทศหรือเกิดจากผลกระทบในรูปของการแพร่ขยายของวิกฤตเศรษฐกิจ โดยใช้แบบจำลอง GARCH พบว่า ความผันผวนที่เกิดจากวิกฤตในเม็กซิโกมีการแพราขยายมายังประเทศอาร์เจนตินา ขณะที่ในประเทศชิลีไม่ได้รับผลกระทบ ทั้งนี้ อาจเป็นเพราะสาเหตุสำคัญ 2 ประการ คือ ประการแรก เกิดจากการที่นักลงทุนต่างเห็นว่าเศรษฐกิจของประเทศชิลีแข็งแกร่งอยู่ แต่มองเหมารวมไปว่าเศรษฐกิจของอาร์เจนตินาและเม็กซิดกไม่มีความแตกต่างกัน ประการที่สอง อาจเกิดจากการที่ประเทศชิลีมีมาตรการควบคุมการเคลื่อนย้ายทุน ซึ่งเป็นการป้องกันการแพร่ระบาดของ Shock จากภายนอกระบบเศรษฐกิจนั้นเอง

Macdonald and Nagayasm (1999) ได้ทำการศึกษาถึงความสัมพันธ์ในระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง โดยใช้การศึกษาด้วยวิธี panel cointegrate ด้วยสมการ single equation ของ Johansen โดยการศึกษาใช้ข้อมูลประเทศอุตสาหกรรม 14 ประเทศข้อมูลเป็นรายไตรมาสตั้งแต่ 1976Q1-1997Q4 ของประเทศ ออสเตรเลีย ออสเตรีย เบลเยี่ยม แคนาดา เดนมาร์ก ฝรั่งเศส เยอรมัน อิตาลี ญี่ปุ่น เนเธอร์แลนด์ นิวซีแลนด์ นอร์เวย์ สวิตเซอร์แลนด์ อังกฤษ โดยใช้เงินสกุลท้องถิ่น/ดอลลาร์สหรัฐฯ จากการศึกษาของเขาพบว่าการใช้ panel cointegrate จะเป็นการช่วยเพิ่มความชัดเจนของการปฏิเสธสมมติฐานหลักของการไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาวเมื่อมีสมมติฐานดุลยภาพของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงคงที่และการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ปฏิเสธสมมติฐานหลักเมื่อใช้อัตราดอกเบี้ยอยู่ในรูประยะยาว โดยพวกเขาให้เหตุผลว่าอาจจะให้ความสัมพันธ์กับพื้นฐานอัตราแลกเปลี่ยนหลังจากข้อมูลทั้งหมดและความล้มเหลวของการประมาณค่าความสัมพันธ์อาจเกิดจากการประมาณค่าที่ใช้มากกว่าความบกพร่องของแบบจำลองที่มีอยู่เดิม

Mckenzie and Brooks (1997) ทำการศึกษาถึงความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อกระแสการค้าระหว่างประเทศเยอรมันและประเทศสหรัฐอเมริกา โดยใช้แบบจำลอง ARCH ในการประมาณค่าความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน (V_t) เพื่อดูผลกระทบต่อการส่งออกจากประเทศเยอรมันและการนำเข้าจากประเทศสหรัฐอเมริกา โดยประมาณสมการถดถอยด้วยวิธี Ordinary Least Square (OLS) และทำการเปรียบเทียบระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (Real Exchange Rate) และอัตราแลกเปลี่ยนที่เกิดขึ้นจริง (Nominal Exchange Rate) ที่ได้มาจากการประมาณความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนจากแบบจำลอง ARCH ซึ่งใช้ข้อมูลในช่วงเดือน 4 ปี 1973 ถึงเดือน 9 ปี 1992พบว่า มูลค่าการส่งออกของประเทศเยอรมันนั้นมีทิศทางเดียวกับรายได้ของประเทศสหรัฐอเมริกา แต่มีทิศทางตรงกันข้ามกับรายได้ของประเทศเยอรมัน ซึ่งชี้ให้เห็นว่า ขาดความมีประสิทธิภาพของระบบเศรษฐกิจประเทศเยอรมัน และถ้าระดับราคาของประเทศเยอรมันสูงขึ้นนั้นจะทำให้การส่งออกของประเทศเยอรมันนั้นลดลง แต่ถ้าระดับราคาของประเทศสหรัฐอเมริกาสูงขึ้นจะทำให้เพิ่มการส่งออกของประเทศเยอรมัน และยังพบว่า การอ่อนค่าเงินของประเทศเยอรมันมีผลทำให้การส่งออกลดลง อาจเป็นไปได้ว่าเกิด J-curve effect ของการอ่อนค่าของเงินขึ้น และสิ่งที่สำคัญที่สุดในผลที่ได้ คือ ถ้าความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเพิ่มสูงขึ้นจะทำให้กระแสการค้าของประเทศเยอรมันเพิ่มสูงขึ้น ส่วนการวิเคราะห์การนำเข้า คือ รายได้ของประเทศสหรัฐอเมริกามีทิศทางเป็นบวก แต่รายได้ของประเทศเยอรมันมีทิศทางเป็นลบ ส่วนระดับราคาของประเทศสหรัฐอเมริกามีทิศทางเป็นลบ แต่ประเทศเยอรมันมีทิศทางเป็นบวกกับมูลค่าการนำเข้าและอัตราแลกเปลี่ยน (Nominal) มีทิศทางเป็นลบ

อสิตา วัฒนชัย (2544) ได้ศึกษาเรื่อง ความสัมพันธ์ของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงระหว่างประเทศ โดยพิจารณาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (real interest rates) ระหว่างประเทศ กรณีประเทศไทยกับกับประเทศคู่ค้าที่สำคัญ 5 ประเทศ ได้แก่ ประเทศสหรัฐอเมริกา อังกฤษ ญี่ปุ่น เยอรมัน และสิงคโปร์ ในการศึกษาได้แบ่งการศึกษาเป็น 2 ช่วงเวลาเพื่อเปรียบเทียบความสัมพันธ์ที่เกิดขึ้นคือ ช่วงก่อนการเปิดเสรีทางการเงินและหลังการเปิดเสรีทางการเงิน พบว่าช่วงก่อนการเปิดเสรีทางการเงิน อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงของประเทศไทยมี

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ความสัมพันธ์ในระยะยาวและแสดงความเคลื่อนไหวไปในทิศทางเดียวกัน กับอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงของสิงคโปร์และญี่ปุ่น แต่ไม่พบความสัมพันธ์ในระยะยาวกับสหรัฐอเมริกา อังกฤษ และเยอรมัน ในขณะที่หลังจากการเปิดเสรีทาการเงินแล้ว อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงของประเทศไทยมีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงของทุกประเทศที่ทำการศึกษา ซึ่งลักษณะของความสัมพันธ์เป็นทิศทางที่แตกต่างกันในแต่ละคู่ประเทศ

นิธินันท์ วิศเวศวร (2539) ทำการศึกษาแบบจำลองการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนตัวแปรที่มีอิทธิพลต่ออัตราแลกเปลี่ยนในทางเศรษฐกิจ ได้นำเทคนิคทางเศรษฐมิติ Co integration และ Error Correction Model นำมาประยุกต์ใช้กับตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่ใช้ในการศึกษา ได้แก่ อัตราแลกเปลี่ยน ระดับรายได้ที่แท้จริง โดยเปรียบเทียบ ดัชนีระดับราคาสินค้าเปรียบเทียบ และส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยในประเทศไทยและต่างประเทศ โดยทำการเปรียบเทียบอัตราแลกเปลี่ยนของเงินเยนกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เงินบาทกับเงินเยน และเงินบาทกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เป็นรายไตรมาสระหว่างปี 1984-1993

พบว่า เมื่อทำการเปรียบเทียบความสามารถในการอธิบายของสมการที่ใช้ในประเทศที่มีเงินตราต่างประเทศมีระดับการทำงานของกลไกตลาดค่อนข้างสูง แสดงว่า การปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพได้ดีกว่าประเทศที่มีการแทรกแซงตลาดเงินตราต่างประเทศ ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนไม่สามารถปรับตัวตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงของเศรษฐกิจได้เต็มที่ และพบว่า ระดับรายได้ที่แท้จริงมีอิทธิพลมากที่สุด และการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนในระยะสั้นขึ้นอยู่กับขนาดของการเบี่ยงเบนออกจาก ดุลยภาพในระยะยาวในช่วงเวลาก่อนหน้า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved