# บทที่ 2
# กรอบแนวคิดทางทฤษฎี และเอกสารที่เกี่ยวข้อง

## 2.1 กรอบแนวคิดทางทฤษฎี

### 2.1.1 ทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อ (Purchasing Power Parity: PPP)

ทฤษฎีที่อธิบายความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและราคาสินค้าโดยเฉลี่ยในแต่ละประเทศ โดยทฤษฎีนี้ขึ้นอยู่กับกฎของสินค้าราคาเดียว (law of one Price) คือ ราคาสินค้าหรือบริการควรมีราคาเดียวเดท่ากันในทุกๆ ตลาด แต่ถ้าในแต่ละประเทศใช้เงินตราคนละสกุลกัน อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินตรา 2 สกุลนั้นจะต้องทำให้สินค้ามีราคาที่เท่ากัน (ฐาปนา ฉิ่นไพศาล, 2542)

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

เมื่อ S คือ อัตราแลกเปลี่ยน (แสดงราคาของเงินสกุลในประเทศต่อ 1 หน่วยของเงิน
สกุลต่างประเทศ)

P* คือ ระดับราคาสินค้าต่างประเทศในรูปของเงินตราสกุลต่างประเทศ

P คือ ระดับราคาสินค้าในประเทศในรูปของเงินตราสกุลในประเทศ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

โดยอยู่ภายใต้ข้อสมมุติที่ว่า สินค้ามีลักษณะเหมือนกันทุกประการและตลาดการค้าระหว่างประเทศเป็นตลาดที่มีการแข่งขันสมบูรณ์ ไม่มีต้นทุนค่าขนส่งและการกีดทางการค้า ดังนั้นจะได้การคำนวณหาอัตราแลกเปลี่ยน คือ

Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

จากรูปแบบสมการสามารถนำไปพิจารณาการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่กำหนดให้อัตราแลกเปลี่ยนสามารถเปลี่ยนแปลงขึ้นลงได้ เพื่อตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงระดับ

ราคาสินค้าหรือเงินเฟ้อ โดยใช้ความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ (Relative Purchasing Power Parity)

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

จากสมการพบว่าถ้าการเปลี่ยนแปลงของระดับราคาสินค้าต่างประเทศมากกว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาสินค้าในประเทศ ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนปรับตัวลดลงหรือแข็งค่าขึ้น ในทางตรงกันข้ามถ้าการเปลี่ยนแปลงของระดับราคาสินค้าต่างประเทศน้อยกว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาสินค้าในประเทศทำให้อัตราแลกเปลี่ยนปรับตัวเพิ่มขึ้นหรืออ่อนค่าลง

**2.1.2 แนวคิดเกี่ยวกับอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (Real Effective Exchange Rate)**

อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง คือ การนำค่า Effective Exchange Rate หรือ EER มาปรับด้วยระดับราคาเปรียบเทียบระหว่างประเทศนั้นๆ กับประเทศคู่ค้าที่สำคัญ ซึ่งใช้เป็นตัวชี้ถึงระดับอัตราแลกเปลี่ยนที่เหมาะสมนอกจากนี้อาจใช้เป็นตัววัดระดับการแข่งขันของสินค้าระหว่างประเทศ นั่นคือ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงลดลง หรือค่าเงินบาทเพิ่มสูงขึ้น แสดงว่าสินค้าส่งออกจะมีราคาสูงขึ้นเมื่อเทียบราคาของประเทศอื่น ดังนั้นการนำ EER มาปรับด้วยระดับราคาเปรียบเทียบระหว่างประเทศเป็นค่า Real Effective Exchange Rate หรือ REER จึงมีความจำเป็น เพราะผลจากการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงจะมีผลกระทบต่อมูลค่าการค้า

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

สูตรที่ใช้ในการคำนวณหาค่า REER คือ

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

โดย REER = อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง

EER = อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศ 1 หน่วยต่อเงินตราในประเทศ

$P^*$ = ระดับราคาสินค้าต่างประเทศ

P = ระดับราคาสินค้าในประเทศ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

**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 ($\rho$) 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 cointegration 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

$\varepsilon_t$ คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (random error)

$\rho$ 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

$\alpha, \beta, \rho$ คือ ค่าพารามิเตอร์

t คือ แนวโน้มเวลา

$\varepsilon_t$ คือ ตัวแปรสุ่ม มีการแจกแจงแบบปกติที่เป็นอิสระต่อกันและเหมือนกัน (independent and identical distribution) โดยที่ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวนคงที่ เขียนแทนด้วยสัญลักษณ์ $\varepsilon_t \sim$ 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 ($\Delta X_t$) 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 ($\varepsilon_t$) ที่มีลักษณะความสัมพันธ์กันเองในระดับสูง ซึ่งจะมีการเพิ่ม Lagged Change $\left[\sum_{j=1}^{p} \lambda_j \Delta X_{t-j}\right]$ เข้าไปในสมการทางขวามือจะได้ว่า

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

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

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

โดยการทดสอบสมมติฐานทั้งวิธี Dickey-Fuller test และวิธี Augmented Dickey-Fuller Test ทดสอบว่าตัวแปรที่เราสนใจ ($X_t$) นั้นมี Unit Root หรือไม่ สามารถพิจารณาได้จากค่า $\theta$ มีค่าเท่ากับ 0 แสดงว่า $X_t$ นั้นมี Unit root ซึ่งสามารถเขียนสมมติฐานในการทดสอบได้ดังนี้

$$H_0 : \theta = 0$$

$$H_1 : \theta < 0$$

ทดสอบสมมติฐาน โดยเปรียบเทียบค่า T-statistic ที่คำนวณได้กับค่าวิกฤต MacKinnon ซึ่งค่า T-statistic ที่จะนำมาทำการทดสอบสมมติฐานในแต่ละรูปแบบนั้นจะต้องนำไปเปรียบเทียบกับตารางค่าวิกฤติ MacKinnon ณ ระดับต่างๆ ถ้าสามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ แสดงว่าตัวแปรที่นำมาทดสอบเป็น Integrated of order 0 แทนได้ด้วย $X_t \sim I(0)$ ถ้าต้องการทดสอบกรณีที่ $\theta$ ร่วมกับ drift term หรือร่วมกับ time trend coefficient หรือทดสอบ $\theta$ ร่วมกับ drift term และ time trend coefficient ในขณะเดียวกันสามารถทดสอบโดยใช้ค่า F-statistic ซึ่งเป็น joint hypothesis ($\phi_1 \phi_2$ และ $\phi_3$) เป็นสถิติทดสอบทำการเปรียบเทียบกับค่า Dickey-Fuller Tables (Enders, Walter, 1995) ซึ่งในการทดสอบสมการที่ (2.10) และ (2.13) ทดสอบภายใต้สมมติฐานที่ว่า $\theta = \alpha = 0$ จะใช้ $\phi_1$ statistic

ขณะที่สมการที่ (2.11) และ (2.14) ทดสอบภายใต้สมมุติฐาน $\beta = \theta = \alpha = 0$ ใช้ $\phi_2$ statistic สำหรับการทดสอบภายใต้สมมติฐาน $\beta = \theta = 0$ ใช้ $\phi_3$ statistic ในการทดสอบซึ่งค่าสถิติดังกล่าวสามารถคำนวณได้ดังนี้

$$\phi_i = \frac{(N-K)(SSR_R - SSR_{UR})}{r(SSR_{UR})} \qquad (2.15)$$

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

r = Number of restrictions

กรณีที่ผลการทดสอบสมมติฐานพบว่า $X_t$ มี Unit Root นั้นต้องนำค่า $\Delta X_t$ มาทำ differencingไปเรื่อยๆ จนสามารปฏิเสธสมมติฐานที่ว่า $X_t$ เป็น non-stationary process ได้ เพื่อทราบ 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 แนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์เชิงดุยภาพในระยะยาว (Cointegration)

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

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

1) Two-step Approach ที่เสนอโดย Engle and Granger

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2) Full Information Maximum Likelihood Approach ที่เสนอโดย Johansen and Juselius

วิธีการของ Engle and Granger ใช้เพื่อทดสอบว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์ที่มีเสถียรภาพในระยะยาว (cointegrating relationship) หรือไม่ ซึ่งวิธีของ Engle and Granger จะทำการระบุว่าตัวแปรใดเป็นตัวแปรตามและตัวแปรใดเป็นตัวแปรอิสระซึ่งไม่สามารถแสดง multiple cointegrating vector ได้ กรณีมีรูปแบบของความสัมพันธ์มากกว่า 1 รูปแบบ

สำหรับการทดสอบ cointegration นั้น ให้ใช้ residuals จากสมการถดถอย (regression equation) ที่เราต้องการทดสอบ cointegration ซึ่งก็คือ $\varepsilon_t$ มาทำการถดถอยดังสมการดังต่อไปนี้ (Gujarati, Domodar N., 1995: 727)

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

โดยที่ $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}$ คือ ค่า Residual ณ เวลา t และ t-1 ที่นำมาหาสมการถดถอยใหม่

$\gamma$ คือ ค่าพารามิเตอร์

$W_t$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

และนำค่าสถิติ t (t-statistic) ซึ่งได้มาจากอัตราส่วนของ $\gamma$ / S.E. $\gamma$ ไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติ MacKinnon (MacKinnon critical values) โดยที่สมมติฐานดังนี้

สมมุติฐานในการทดสอบ คือ

$H_0 : \gamma = 0$ (ไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว)

$H_1 : \gamma < 0$ (มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว)

การทดสอบสมมติฐานเปรียบเทียบค่า t-statistics ที่คำนวณได้กับค่าในตาราง ADF Test ซึ่งถ้าค่า t-statistics มากกว่าค่าวิกฤตของแมคคินนอน ณ ระดับนัยสำคัญที่กำหนดไว้ จึงปฏิเสธ สมมติฐาน ดังนั้น ส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (Residuals) มีลักษณะนิ่ง (Stationary) หรือ Integrated of order 0 แทนด้วย I(0) แล้วแสดงว่า ตัวแปรมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

### 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

จากความสัมพันธ์ที่ปรากฏใน (2.19) และ (2.20) การเปลี่ยนแปลงของตัวแปร ($\Delta X_t$ และ $\Delta Y_t$) 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 ให้มากที่สุดเท่าที่สามารถทำได้ เหตุผลก็คือ ทฤษฎีทางเศรษฐกิจส่วนใหญ่สามารถใช้เป็นเครื่องชี้แนะให้เห็นว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจใดบ้างที่เกิดดุลยภาพทางเศรษฐกิจในระยะยาว (long-run economic equilibrium) ทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ส่วนใหญ่ไม่สามารถใช้เป็นเครื่องชี้แนะให้ว่าการปรับตัวในระยะสั้น (short-run adjustment) ของตัวแปรต่างๆ ที่อยู่ในแบบจำลองเหล่านั้นจะมีรูปแบบหรือรูปลักษณ์อย่างไรบ้าง นักเศรษฐศาสตร์กลุ่มนี้จึงเห็นว่า ควรที่จะปล่อยให้ข้อมูลเป็นตัวกำหนดรูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นให้มากที่สุด ซึ่งสามารถทำได้โดยการกำหนดรูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นให้มีลักษณะเป็นการทั่วไปให้มากที่สุดเท่าที่สามารถจะทำได้ก่อน หลังจากนั้นจึงใช้หลักการทดสอบทางสถิติบางอย่าง ยกตัวอย่างเช่น F-test เพื่อขจัดตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติให้มีจำนวนลดลงเรื่อยๆ ตามลำดับ (test down) จนกระทั่งได้สมการขั้นสุดท้าย (final parsimonious

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยทั่วไปลักษณะของความสัมพันธ์ที่เป็น ARDL ตัวแปรต่างๆ ในสมการถดถอยจะประกอบด้วยค่าความล่าช้าของตัวแปรตามและค่าปัจจุบันกับค่าความล่าช้าของตัวแปรอธิบายหนึ่ง ตัวแปรหรือมากกว่านั้น ซึ่งโครงสร้างที่เป็นความล่าช้าในลักษณะที่กล่าวมานั้นสามารถทำการGeneralization ให้เป็นสมการในรูป Lag polynomial ภายใต้เงื่อนไขของ

ค่าความคลาดเคลื่อน (error term) ซึ่งแทนด้วย ต้องเป็น white noise คือ มีค่าเฉลี่ย (mean) เป็นศูนย์ และความแปรปรวน (variance) คงที่ แล้วระบบสมการเป็น ARDL(p,q) ซึ่งอยู่ภายใต้ตัวแปรอธิบายเพียงหนึ่งตัว สามารถแสดงได้ดังต่อไปนี้ (Johnston, Jack and Dinardo, John, 1997: 244-248)

$$A(L)y_t = a + B(L)x_t + u_t \tag{2.25}$$

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 $(p,q_1q_2,\ldots..q_k)$ จะได้ดังสมการต่อไปนี้

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

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

สมมติ ระบบสมการที่มีความสัมพันธ์ในระยะยาวถูกกำหนดโดยสมการ (2.22) ดังนี้

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_t \tag{2.27}$$

แต่เนื่องจากตัวแปร y และ x ไม่ได้อยู่ในดุลยภาพตลอดเวลาจึงไม่สามารถหาความสัมพันธ์ในระยะยาวได้โดยตรง แต่เราสามารถหาความสัมพันธ์ที่ขาดดุลยภาพ ด้วยการพิจารณาถึงค่าความล่าช้าของตัวแปรดังกล่าว ซึ่งแสดงได้ดังสมการต่อไปนี้

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

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

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

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

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

ฉะนั้นสมการ (2.32) ถือเป็น ECM โดยที่การเปลี่ยนแปลงของตัวแปร y จะขึ้นอยู่กับการเปลี่ยนแปลงของตัวแปร x และเทอมของ $[y_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 x_{t-1}]$ ที่ถือเป็น dis-equilibrium error จากช่วงระยะเวลาก่อนหน้า และค่า $\gamma_1$ และ $\gamma_2$ ก็เป็น parameter ของความสัมพันธ์ในระยะยาว สมการ (2.26) อีกทั้งค่า $-(1 - \alpha)$ ในสมการ (2.32) หมายถึงการลดลงของความผิดพลาด เนื่องจาก $0 < \alpha < 1$ดังนั้นค่า $-(1 - \alpha)$ ที่ได้จึงเป็นค่าความเร็วในการปรับตัวสู่ดุลยภาพในระยะยาว

จาก ECM ในสมการ (2.32) สามารถพิจารณาผลกระทบทั้งระยะสั้นและระยะยาวได้ เนื่องจากตัวพารามิเตอร์ (parameter) $\gamma_1$ และ $\gamma_2$ ที่ปรากฏใน dis-equilibrium error term ในสมการ (2.32) ก็คือ ตัวพารามิเตอร์ในระยะยาวของสมการ (2.27) อีกทั้งสัมประสิทธิ์ของ $\Delta x_1$ หรือ $\beta_1$ รวมทั้ง $\alpha$ ถือเป็นตัวพารามิเตอร์ในระยะสั้นวัดผลกระทบโดยทันทีในระยะสั้นของตัวแปร y จากการเปลี่ยนแปลงของตัวแปร x

นอกจากนั้น ECM ยังมีความสอดคล้องกันกับแบบจำลองที่นำเสนอโดย Hendry (1983) หรือที่เรียกว่า “General-to-Specific Approach” เนื่องจากทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์ส่วนใหญ่ไม่สามารถชี้แนะให้เห็นว่าการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรต่างๆ ที่อยู่ในแบบจำลองนั้นๆ ว่ามีลักษณะเป็นอย่างไรได้ ในขณะที่ดุลยภาพในระยะยาวนั้นกลับสามารถชี้ให้เห็นได้ว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจใดบ้างที่จะส่งผลหรือให้การอธิบายว่ามีลักษณะเป็นอย่างไรได้ถึงแม้ว่าตัวแปรจะ Cointegrated กันแล้วก็ตาม แต่ความสัมพันธ์ในระยะสั้นหรือที่มีลักษณะเป็น dis-equilibrium relationship จะถูกแสดงด้วย ECM เสมอ อีกทั้งการวิเคราะห์ที่เป็นลักษณะของการมี Cointegration

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

นั้นกลับไม่ได้กล่าวถึงรูปแบบที่แน่นอนแต่อย่างใด และโครงสร้างของความล่าช้าก็ไม่สามารถอธิบายความสัมพันธ์ในระยะสั้นได้อย่างชัดเจนอีกเช่นกัน ดังนั้นเขาจึงเห็นว่าควรปล่อยให้ข้อมูลเป็นตัวกำหนดรูปแบบการปรับตัวระยะสั้นให้มากที่สุดโดยการให้มีลักษณะทั่วไปให้มากที่สุดก่อน หลังจากนั้นจึงใช้หลักการทางสถิติทดสอบ เช่น 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)

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

และทำการจัดรูปสมการ (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 $\gamma_0 = (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3) / (1 - \alpha_1 - \alpha_2)$ (2.36)

เนื่องจาก $\gamma_1$ และ $\gamma_2$ เป็น unknown จากสมการ (2.27) จึงไม่สามารถประมาณค่าได้ แต่สามารถประมาณค่าเริ่มต้นในสมการ (2.34) ก่อน และนำมาใส่ในสมการที่ (2.36) เพื่อประมาณค่า $\gamma_1$ และ $\gamma_2$ อีกครั้งจึงสามารถอธิบายความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ อันเนื่องจากการพิจารณาความสัมพันธ์ในระยะสั้นในแบบจำลอง ECM ดังที่กล่าวมา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

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

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

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

ดังนั้นสมการทั่วไปดังสมการ (2.38) จะมีการซ้อนกันของ ECM มากกว่า 1 ทำให้ Hendry methodology พยายามทำการ testing down procedure เพื่อกำหนดให้ ECM สามารถอธิบายข้อมูลได้ดีที่สุด

อย่างไรก็ตาม ECM ก็อยู่บนพื้นฐานการประยุกต์ใช้ความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างตัวแปรต่างๆ ฉะนั้นเราจะสามารถแน่ใจได้อย่างไรว่า ความสัมพันธ์ในระยะยาวนั้นมีอยู่จริงหรือเป็น Cointegration หรือไม่ และถ้าหากเป็นแล้วเราจะแน่ในว่าตัวแปรใน ECM ที่เราประมาณค่านั้นมัน Stationary หรือไม่ เหล่านี้เป็นข้อจำกัดของตัวแปร Non-stationary ซึ่งการใช้เทคนิคที่เป็น Standard regression เช่น การใช้ OLS จะไม่สามารถประยุกต์ใช้ได้ในขณะที่เทคนิค Cointegration จะต้องมีการทดสอบ Stationary ของข้อมูลอนุกรมเวลาก่อนหรือที่เรียกว่าการทดสอบ Unit root ซึ่งที่นิยมใช้โดยมาก ก็คือ Augmenter Dickey-Fuller (ADF) test และหากเราต้องการให้ข้อมูลเป็น Stationary นั้นเราต้องทำการ first difference ตามด้วย second difference ไปเรื่อยๆ จนกระทั่ง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

สมมติฐานหลักที่ตั้งไว้ว่า ตัวแปรเป็น Non-stationary (มี unit root) นั้นจะถูกปฏิเสธ และพบว่าตัวแปรต่างๆ นั้นมีคุณสมบัติ Stationary ที่ระดับการ differencing ใดๆ เช่น xt~I(d) เป็นต้น

จากนั้นก็ทำการพิจารณาถึงการทดสอบ Cointegration 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 Cointegrated ระหว่างกัน ทั้งนี้ Engle and Granger ได้เสนอสถิติที่ใช้ทดสอบ Cointegration อยู่ 7 วิธี อาทิเช่น Cointegrating Regression Durbin-Watson (CRDW) test และ Cointegration ADF test เป็นต้น (Leighton, Thomas R., 1993: 165)

## 2.2 เอกสารศึกษาที่เกี่ยวข้อง

**Augustine (1994)** ทำการศึกษาความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (Real Exchange Rate) กับดุลการค้า ซึ่งใช้ข้อมูลรายไตรมาส ตั้งแต่ปี 1973 – 1991 ของประเทศในเอเชีย 9 ประเทศ ได้แก่ ประเทศเกาหลี ประเทศสิงคโปร์ ประเทศมาเลเซีย ประเทศอินเดีย ประเทศอินโดนีเซีย ประเทศศรีลังกา ประเทศปากีสถาน ประเทศฟิลิปปินส์ และประเทศไทย โดยทำการทดสอบ Cointegration

พบว่า มี 7 ประเทศ คือ ประเทศเกาหลี ประเทศสิงคโปร์ ประเทศมาเลเซีย ประเทศอินโดนีเซีย ประเทศปากีสถาน ประเทศฟิลิปปินส์ และประเทศไทย ที่อัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์ในทิศทางบวกกับดุลการค้า ส่วนอีก 2 ประเทศ คือ ประเทศอินเดีย และประเทศศรีลังกา มีความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับดุลการค้ามีในทิศทางลบ อีกทั้งได้นำเทคนิคกระบวนการ Johanson Maximum Likelyhood Procedure มาทดสอบเพิ่มเติม พบว่า Cointegration vector มีลักษณะเป็นหนึ่งเดียว และความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับดุลการค้ามีในทิศทางบวกใน 8 ประเทศ ยกเว้นประเทศมาเลเซีย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

**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 1992

พบว่า มูลค่าการส่งออกของประเทศเยอรมันนั้นมีทิศทางเดียวกับรายได้ของประเทศสหรัฐอเมริกา แต่มีทิศทางตรงกันข้ามกับรายได้ของประเทศเยอรมัน ซึ่งชี้ให้เห็นว่า ขาดความมีประสิทธิภาพของระบบเศรษฐกิจประเทศเยอรมัน และถ้าระดับราคาของประเทศเยอรมันสูงขึ้นนั้นจะทำให้การส่งออกของประเทศเยอรมันนั้นลดลง แต่ถ้าระดับราคาของประเทศสหรัฐอเมริกาสูงขึ้นจะ ทำให้เพิ่มการส่งออกของประเทศเยอรมัน และยังพบว่า การอ่อนค่าเงินของประเทศเยอรมันมีผลทำให้ การส่งออกลดลง อาจเป็นไปได้ว่าเกิด J-curve effect ของการอ่อนค่าของเงินขึ้น และสิ่งที่สำคัญที่สุดในผลที่ได้ คือ ถ้าความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเพิ่มสูงขึ้นจะทำให้กระแสการค้าของประเทศเยอรมันเพิ่มสูงขึ้น ส่วนการวิเคราะห์การนำเข้า คือ รายได้ของประเทศสหรัฐอเมริกามีทิศทางเป็นบวก แต่รายได้ของประเทศเยอรมันมีทิศทางเป็นลบ ส่วนระดับราคาของประเทศสหรัฐอเมริกามีทิศทางเป็นลบ แต่ประเทศเยอรมันมีทิศทางเป็นบวกกับมูลค่าการนำเข้า และอัตราแลกเปลี่ยน (Nominal) มีทิศทางเป็นลบ

**Rahman and Mustafa (1997)** ทำการศึกษาพลวัตน์การส่งออกที่แท้จริงและการเติบโตที่แท้จริงใน 13 ประเทศของเอเชีย ซึ่งศึกษาถึงความสัมพันธ์ระยะยาว ความสัมพันธ์ระยะสั้น และทำการทดสอบความสัมพันธ์ที่เป็นเหตุเป็นผลกัน โดยวิธี Cointegration ,Error Correction Model และ causality tests ตามลำดับ ในกลุ่มประเทศกำลังพัฒนาทั้งหมด 13 ประเทศ ได้แก่ ประเทศบังคลาเทศ ประเทศอินเดีย ประเทศปากีสถาน ประเทศศรีลังกา ประเทศเนปาล ประเทศญี่ปุ่น ประเทศจีน ประเทศอินโดนีเซีย ประเทศไทย ประเทศเกาหลีใต้ ประเทศสิงคโปร์ ประเทศฟิลิปปินส์ และประเทศมาเลเซีย ใช้ข้อมูลรายปีจาก International Financial Statistics (IFS) ซึ่งข้อมูลมีการปรับให้เป็นมูลค่าที่แท้จริง ในการคิดลดโดยใช้ดัชนีราคาผู้บริโภค

พบว่า ความสัมพันธ์ที่เป็นเหตุเป็นผลกันทั้งสองทางระหว่างการส่งออกที่แท้จริงกับการเติบโตทางเศรษฐกิจที่แท้จริง ในระยะสั้นทั้งหมด 9 ประเทศ คือ ประเทศบังคลาเทศ ประเทศปากีสถาน ประเทศเนปาล ประเทศจีน ประเทศไทย ประเทศเกาหลีใต้ ประเทศสิงคโปร์ ประเทศฟิลิปปินส์ และประเทศมาเลเซีย ประเทศที่มีความสัมพันธ์ที่เป็นเหตุเป็นผลกันแบบทางเดียวในระยะสั้น คือ ประเทศจีน และประเทศเกาหลีใต้ และประเทศที่มีความสัมพันธ์ที่เป็นเหตุเป็นผลกันทั้งสองทางระหว่างการส่งออกที่แท้จริงกับการเติบโตทางเศรษฐกิจที่แท้จริงในระยะยาว คือ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ประเทศมาเลเซีย ส่วนประเทศที่ไม่มีความสัมพันธ์เป็นเหตุเป็นผลกันในระยะยาว คือ ประเทศสิงคโปร์

**Bahmani-Oskooee (1998)** ทำการประมาณค่าของความยืดหยุ่นทางการค้าในประเทศกลุ่มประเทศกำลังพัฒนาบางประเทศ ได้แก่ ประเทศกรีก ประเทศเกาหลี ประเทศฟิลิปปินส์ ประเทศสิงคโปร์ และประเทศแอฟริกาใต้ เพื่ออธิบายเงื่อนไขของมาร์แชล-เลินเนอร์ในประเทศเหล่านั้น โดยใช้ข้อมูลรายไตรมาส ตั้งแต่ปี 1973 (ไตรมาสแรก) ถึงปี 1990 (ไตรมาสที่ 4) วิธีการศึกษาใช้ความสัมพันธ์ทางดุลยภาพในระยะยาวระหว่างปริมาณ (Volume) ของการนำเข้าและปริมาณการส่งออก จากนั้นใช้กระบวนการ Maximum Likelihood Estimate Procedure คำนวณสองค่าสถิติ คือ maximum eigenvalue ($\lambda$-max) และ trace test ที่ถูกใช้ในการกำหนดจำนวน vectors ในการ cointegrate

พบว่า สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ จากนั้นทำการ normalize ตัวแปรโดยกำหนดการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรนำเข้าและตัวแปรส่งออกให้เท่ากับ -1 ทั้งสมการความต้องการนำเข้าและส่งออก เพื่อให้สามารถพิจารณาความยืดหยุ่นในระยะยาวของตัวแปรต่างๆ โดยตรงได้จาก vector ของการ cointegrate ที่ปรากฏ และพบว่า เมื่อพิจารณาความยืดหยุ่นของราคาที่ได้มีค่าสัมบูรณ์ของสัมประสิทธิ์ที่รวมกันทั้งจากสมการนำเข้าและส่งออกให้ค่าที่มากกว่า 1 ดังนั้นเงื่อนไขของมาร์แชล-เลินเนอร์ จึงยอมรับได้ในเกือบทุกประเทศที่ทำการศึกษา อีกทั้งจากการทดสอบ Likelihood Ratio Test ยังสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ จึงสรุปได้ว่าการลดค่าเงินบาทนั้น ทำให้ดุลการค้าดีขึ้นได้สำหรับประเทศกำลังพัฒนาที่ได้ทำการศึกษา

**Bahmani-Oskooee and Tantchawan (2001)** ทำการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดุลการค้าและตัวแปรรายได้ประชาชาติ กับอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเพื่อตรวจสอบปรากฏการณ์เส้นโค้งรูปตัวเจ (J-curve) ระหว่างประเทศไทยกับประเทศคู่ค้าที่สำคัญ 5 ประเทศ ได้แก่ ประเทศเยอรมัน ประเทศญี่ปุ่น ประเทศสิงคโปร์ ประเทศสหรัฐอเมริกา และสหราชอาณาจักร โดยข้อมูลที่ใช้เป็นรายไตรมาส ตั้งแต่ปี 1973 (ไตรมาสแรก) ถึงปี 1997 (ไตรมาสที่ 4) โดยใช้เทคนิค Cointegration ตามรูปแบบ ARDL ซึ่งมุ่งเน้นการใช้ ECM เพื่อนำเอาค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนใน ECM มาวิเคราะห์

พบว่า ปรากฏการณ์เส้นโค้งรูปตัวเจมีอยู่เฉพาะดุลการค้าทั้งสองฝ่ายของประเทศไทยกับประเทศญี่ปุ่น และระหว่างประเทศไทยกับประเทศสหรัฐอเมริกาเท่านั้น ส่วนอีกสามประเทศ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ที่เหลือ คือ ประเทศเยอรมัน ประเทศสิงคโปร์ และสหราชอาณาจักร ไม่พบว่ามีปรากฏการณ์เส้นโค้งรูปตัวเจ

**Bahmani-Oskooee and Goswami (2003)** ทำการศึกษาเพื่อวิเคราะห์ผลกระทบทั้งในระยะสั้นและระยะยาวของการลดค่าเงินเยนต่อดุลการค้าของประเทศญี่ปุ่นและประเทศคู่ค้าที่สำคัญ ได้แก่ ประเทศออสเตรเลีย ประเทศแคนาดา ประเทศฝรั่งเศส ประเทศเยอรมัน ประเทศอิตาลี ประเทศเนเธอร์แลนด์ ประเทศสวิตเซอร์แลนด์ ประเทศสหรัฐอเมริกา และสหราชอาณาจักร โดยได้นำเทคนิควิธีการ ADRL มาปรับใช้ในการศึกษา เพื่อพิจารณาปรากฏการณ์เส้นโค้งรูปตัวเจ (J-curve) เช่นกัน ซึ่งการศึกษาข้อมูลรายไตรมาส ระหว่างปี 1973 ถึงปี 1998 ซึ่งใช้แบบจำลองทางเศรษฐมิติด้วยเทคนิค ECM และ ARDL

พบว่า ปรากฏการณ์เส้นโค้งรูปตัวเจ (J-curve) อยู่ในกรณีของประเทศเยอรมันและประเทศอิตาลีเท่านั้น ส่วนความสัมพันธ์ชิงดุลยภาพระยะยาวนั้น มีเครื่องหมายของ Error Correction term เป็นลบและค่าสัมประสิทธิ์มีนัยสำคัญทั้งหมด ยกเว้นประเทศออสเตรเลียและประเทศเยอรมัน พบว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงนั้นมีเครื่องหมายเป็นบวกและมีนัยสำคัญ ในส่วนของประเทศแคนาดา ประเทศสหรัฐอเมริกา และสหราชอาณาจักร จะอธิบายได้ว่า เมื่อลดค่าเงินเยนแล้วจะมีผลกระทบต่อประเทศคู่ค้าเหล่านี้เพียงเท่านั้น

**นิธินันท์ วิศเวศวร (2539)** ทำการศึกษาแบบจำลองการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนตัวแปรที่มีอิทธิพลต่ออัตราแลกเปลี่ยนในทางเศรษฐกิจ ได้นำเทคนิคทางเศรษฐมิติ Cointegration และ Error Correction Model นำมาประยุกต์ใช้กับตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่ใช้ในการศึกษา ได้แก่ อัตราแลกเปลี่ยน ระดับรายได้ที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบ ดัชนีระดับราคาสินค้าเปรียบเทียบ และส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยในประเทศไทยและต่างประเทศ โดยทำการเปรียบเทียบอัตราแลกเปลี่ยนของเงินเยนกับเงินดอลล่าร์สหรัฐฯ เงินบาทกับเงินเยน และเงินบาทกับเงินดอลล่าร์สหรัฐฯ เป็นรายไตรมาสระหว่างปี 1984-1993

พบว่า เมื่อทำการเปรียบเทียบความสามารถในการอธิบายของสมการที่ใช้ในประเทศที่มีเงินตราต่างประเทศมีระดับการทำงานของกลไกตลาดค่อนข้างสูง แสดงว่า การปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพได้ดีกว่าประเทศที่มีการแทรกแซงตลาดเงินตราต่างประเทศ ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนไม่สามารถปรับตัวตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงของเศรษฐกิจได้เต็มที่ และพบว่า ระดับรายได้ที่แท้จริงมีอิทธิพลมากที่สุด และการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนในระยะสั้นขึ้นอยู่กับขนาดของการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาวในช่วงเวลาก่อนหน้า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

**ทิวาพร ผาสุข (2540)** ทำการศึกษาและเปรียบเทียบผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกับอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อดุลการค้าไทย โดยการประยุกต์ทฤษฎีอำนาจซื้อเสมอภาค PPP (Purchasing Power Parity) มาใช้ในการปรับค่าเงินบาทที่แท้จริง เพื่อวิเคราะห์โครงสร้างการนำเข้าและส่งออกสินค้าของประเทศไทยแบ่งเป็นสินค้าบริโภคอุปโภค สินค้าขั้นกลางวัตถุดิบ สินค้าทุน และสินค้าอื่นๆ ส่วนประเทศคู่ค้าสำคัญที่ได้ศึกษา ได้แก่ ประเทศสหรัฐอเมริกา ประเทศญี่ปุ่น ประเทศเยอรมัน สหราชอาณาจักร ประเทศเนเธอร์แลนด์ ประเทศเกาหลีใต้ ประเทศไต้หวัน ประเทศฮ่องกง ประเทศมาเลเซีย และประเทศสิงคโปร์ โดยใช้ข้อมูลเป็นรายไตรมาส ตั้งแต่ปี 2529 ถึง ปี 2539 และใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (OLS) ในการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ พบว่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมีผลต่อดุลการค้ามากกว่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง

**วนิดา วัฒนชีวโนปกรณ์ (2541)** ทำการศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อสินค้าส่งออกที่สำคัญของประเทศไทยโดยแบ่งกลุ่มสินค้าส่งออกเป็น 3 กลุ่ม ได้แก่ กลุ่มสินค้าเกษตรกรรม กลุ่มสินค้าอุตสาหกรรมดั้งเดิม และกลุ่มสินค้าอุตสาหกรรมใหม่ รวมสินค้า 11 ชนิด ในช่วงเวลาปี 2527-2539 โดยมีแนวคิดว่า เมื่อค่าเงินบาทอ่อนตัวลง ก็จะทำให้ราคาสินค้าส่งออกของไทยมีราคาถูกลงในสายตาของชาวต่างชาติ แต่ในขณะเดียวกันต้นทุนค่าจ้างที่เพิ่มขึ้น และต้นทุนจากวัตถุดิบที่นำเข้ามาผลิตจะส่งผลให้ต้นทุนรวมสินค้าส่งออกเพิ่มขึ้นด้วยเช่นกัน

เมื่อพิจารณาผลทั้งสองด้านแล้วจึงดูผลกระทบต่อปริมาณส่งออกสุทธิของสินค้าต่างๆ ผลจากการศึกษาสามารถสรุปผลได้ดังนี้

ผลกระทบต่อต้นทุนการนำเข้าปัจจัยการผลิตของสินค้าที่ส่งออกที่สำคัญ สรุปได้ว่า เมื่อลดค่าเงินบาทจะส่งผลให้ต้นทุนส่งออกสินค้าเพิ่มขึ้น โดยสินค้าอุตสาหกรรมใหม่มีอัตราเพิ่มมากที่สุด รองลงมา คือ สินค้าอุตสาหกรรมดั้งเดิม ส่วนสินค้าเกษตรกรรมมีการปรับเพิ่มต้นทุนสินค้าน้อยที่สุด

ผลกระทบต่อราคาสินค้าส่งออกสกุลดอลลาร์หลังปรับต้นทุนสินค้าน้อยที่สุด สรุปได้ว่า สินค้าเกษตรกรรมจะได้รับประโยชน์สูงสุด เมื่อคิดเป็นสกุลดอลลาร์จะมีการปรับลดลงมากที่สุด รองลงมา คือ สินค้าอุตสาหกรรมดั้งเดิม ส่วนสินค้าอุตสาหกรรมใหม่มีการปรับตัวน้อยที่สุด

ผลลัพธ์ค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์ส่งออก ไม่อาจสรุปผลได้แน่นอนเนื่องจากปัจจัยผลกระทบต่างๆ เช่น การกีดกันทางการค้า ราคาสินค้าในประเทศคู่ค้าอาจมีการปรับตัวลดลงด้วย ดังนั้นถึงแม้ราคาสินค้าส่งออกไทยในรูปดอลลาร์สหรัฐฯ จะปรับตัวลดลง ก็อาจไม่ทำให้ปริมาณการส่งออกสุทธิเพิ่มขึ้น เป็นต้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลกระทบต่อการส่งออกสินค้าสุทธิ เนื่องจากปริมาณการส่งออกที่เพิ่มขึ้นกับปัจจัย 2 ประการ คือ อัตราการปรับลดลงของราคาสินค้าส่งออกและความยืดหยุ่นของอุปสงค์ต่อราคา ผลการศึกษาไม่อาจสรุปได้ชัดเจนว่า สินค้าเกษตรกรรมจะได้รับประโยชน์มากที่สุด แม้ราคาส่งออกจะปรับตัวลดลงมากที่สุด

ผลกระทบต่อรายได้สุทธิจากการส่งออก สรุปได้ว่า สินค้าเกษตรกรรมได้มีการปรับเพิ่มรายได้สุทธิจากการส่งออกสูงสุด รองลงมา คือ สินค้าอุตสาหกรรมดั้งเดิม และสินค้าอุตสาหกรรมใหม่ตามลำดับ

**นริสา อนันตรักษ์ (2542)** ทำการศึกษาอัตราการค้าและปัจจัยที่มีผลกระทบต่อดุลการค้าระหว่างประเทศไทยกับประเทศในกลุ่มตะวันออกกลาง เพื่อวิเคราะห์สถานการณ์การค้า อัตราการค้า และปัจจัยที่มีผลกระทบต่อดุลการค้าระหว่างประเทศไทยกับประเทศกลุ่มตะวันออกกลาง ได้แก่ คูเวต สหรัฐอาหรับเอมิเรตส์ ซาอุดิอาระเบีย อิหร่าน และอิสราเอล โดยใช้ข้อมูลตั้งแต่ปี 2527 ถึงปี 2540 พบว่า ปัจจัยที่มีผลกระทบต่อดุลการค้า ได้แก่ ราคาสินค้านำเข้า ปริมาณสินค้านำเข้า ปริมาณสินค้าส่งออก และราคาสินค้าส่งออก ตามลำดับ

**สมัย สุวรรณประสิทธิ์ (2542)** ทำการศึกษาการเคลื่อนไหวของดุลการค้าและอัตราการค้าในกลุ่มประเทศอาเซียน 6 ประเทศ ได้แก่ ประเทศไทย ประเทศมาเลเซีย ประเทศฟิลิปปินส์ ประเทศสิงคโปร์ ประเทศพม่า ประเทศอินโดนีเซีย ซึ่งใช้ข้อมูลเป็นรายปี ตั้งแต่ปี 2511 ถึงปี 2541 โดยใช้เทคนิควิธี Hodrick-Prescott method (HP Filtered variable)

จากการคำนวณพบว่า ดุลการค้าและอัตราการค้ามีค่า Auto Correlation สูงขึ้นในประเทศไทย และความสัมพันธ์ระหว่างดุลการค้าและอัตราการค้ามีค่าติดลบ แสดงถึง ราคาสินค้าของประเทศไทยเปรียบเทียบกับต่างประเทศมีค่าสูงขึ้นทำให้ขาดดุลการค้าได้ อีกทั้งเมื่อพิจารณาเส้นโค้งรูปตัวเจ (J-curve) พบว่า ประเทศเกือบทุกประเทศที่มีการศึกษามีปรากฏการณ์เส้นโค้งรูปตัวเจ (J-curve) แต่สำหรับประเทศฟิลิปปินส์ จะมีลักษณะคล้ายเส้นโค้งในรูปที่เรียกว่า S-curve ส่วนประเทศสิงคโปร์ ลักษณะกราฟมีเสถียรภาพมากกว่าทุกประเทศ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

**ศักดิ์สินธุ์ ชาญสุนทร (2545)** ทำการศึกษาผลกระทบจากอัตราแลกเปลี่ยนไทยและประเทศคู่แข่งขันต่อมูลค่าสินค้าส่งออกไทยสู่ประเทศสหรัฐอมริกา โดยมูลค่าสินค้าส่งออกนี้แยกตามกลุ่มสินค้าที่สำคัญของไทย 8 กลุ่มสินค้า ได้แก่ กลุ่มปลาและอาหารทะเล กลุ่มอาหารปรุงแต่ง กลุ่มยางพาราและผลิตภัณฑ์ กลุ่มเครื่องหนัง กลุ่มรองเท้าและชิ้นส่วน กลุ่มอัญมณีและ

เครื่องประดับ กลุ่มเครื่องจักร กลุ่มเครื่องใช้ไฟฟ้า จากนั้นทำการคำนวณดัชนีค่าเงินที่แท้จริง: Real Effective Exchange Rate (ดัชนีค่าเงินบาทไทย) โดยคำนวณจากค่าเงินบาทเทียบกับค่าเฉลี่ยของค่าเงินประเทศคู่แข่งขันที่สำคัญของไทยถ่วงน้ำหนักด้วยสัดส่วนการค้าโดยการคำนวณใช้เดือนมิถุนายนเป็นปีฐาน และรายได้ประชาชาติของสหรัฐอเมริกา ซึ่งศึกษาความสัมพันธ์ในรูปแบบของสมการถดถอย ทำการศึกษาเป็นรายเดือนตั้งแต่เดือนมิถุนายน 2540 ถึงเดือนธันวาคม 2542

พบว่า ดัชนีค่าเงินบาทไทย ดัชนีราคาส่งออก และรายได้ประชาชาติสหรัฐอเมริกามีความสัมพันธ์ต่อมูลค่าการส่งออก มูลค่าการส่งออกที่แท้จริง และสัดส่วนแบ่งตลาด ที่ระดับความสัมพันธ์แตกต่างกันตามรายกลุ่มสินค้า แต่ผลของความสัมพันธ์ต่อมูลค่าการส่งออกที่แท้จริงจะมีค่าสูงสุดในทุกกลุ่มสินค้า ซึ่งสะท้อนถึงอำนาจต่อรองทางการค้าที่สูงกว่าของประเทศสหรัฐอเมริกา อีกทั้งพบว่า อัตราแลกเปลี่ยนเป็นเพียงปัจจัยหนึ่งเท่านั้นที่มีส่วนกำหนดมูลค่าการส่งออกสินค้าไทยไปยังต่างประเทศ ในความเป็นจริงแล้วยังมีปัจจัยอื่นๆอีกมากมายที่ส่งผลกระทบต่อมูลค่าการส่งออกสินค้าไทยไปยังต่างประเทศ โดยขึ้นอยู่กับแต่ละชนิดของสินค้า เนื่องจากจากการศึกษาพบว่า ค่าความยืดหยุ่นของดัชนีค่าเงินบาทมีค่าต่ำ ซึ่งหมายถึง ปริมาณสินค้าส่งออกที่เพิ่มขึ้นจากการลดค่าเงินบาทไม่อาจทำให้รายได้รวมในรูปเงินดอลลาร์สหรัฐฯ มีมูลค่าเพิ่มขึ้น ขณะเดียวกันการแข็งค่าของเงินบาทก็ไม่ทำให้รายได้รวมในรูปแบบของเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ปรับตัวลงเช่นกัน ส่วนดัชนีราคาก็เป็นอีกตัวแปรหนึ่งที่ให้ค่าความยืดหยุ่นต่ำ แสดงให้เห็นว่า การเพิ่มหรือลดราคาสินค้าจะไม่ส่งผลกระทบต่อรายได้รวมในรูปดอลลาร์สหรัฐมากนัก ในขณะที่ค่าความยืดหยุ่นของรายได้ประชาชาติของสหรัฐอเมริกามีค่าสูง หมายถึง ผลการเปลี่ยนแปลงรายได้เฉลี่ยของประชากรของประเทศสหรัฐอเมริกาจะส่งผลต่อมูลค่าการส่งออกของไทยมากกว่าการเปลี่ยนแปลงดัชนีค่าเงินบาทไทย ด้านสัดส่วนแบ่งตลาดนั้น แม้ว่าจะให้ความยืดหยุ่นมาก แต่ก็เฉพาะในสินค้าบางกลุ่มเท่านั้น สรุป คือ ปัจจัยที่มีผลกระทบต่อมูลค่าการส่งออกไทยไปยังสหรัฐฯ มากที่สุด ก็คือ รายได้เฉลี่ยของประชากรภายในประเทศสหรัฐอเมริกา ดังนั้นการเพิ่มขึ้นหรือลดลงของรายได้เฉลี่ยสหรัฐฯ จึงเป็นส่วนสำคัญที่ส่งผลต่อรายได้รวมในรูปเงินดอลลาร์สหรัฐฯที่ไทยจะได้รับ เพราะฉะนั้นการเพิ่มมูลค่าการส่งออกสินค้าไทยไม่ควรอาศัยการอ่อนค่าเงินบาทเพียงอย่างเดียว แต่ต้องหาวิธีเพิ่มมูลค่าและศักยภาพด้านอื่นๆด้วย

**ศิริรัตน์ ญาติจอมอินทร์ (2546)** ทำการวิเคราะห์บทบาทรายได้ประชาชาติและอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อดุลการค้าไทย เพื่อทำการตรวจสอบการลดค่าเงินบาทของไทยว่ามีผลต่อดุลการค้าของประเทศไทยกับประเทศคู่ค้าที่สำคัญของประเทศไทยในลักษณะเส้นโค้งรูปตัวเจ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

(J-curve) หรือไม่ ซึ่งประเทศคู่ค้าที่สำคัญของประเทศไทย ได้แก่ ประเทศสหรัฐอเมริกา ประเทศญี่ปุ่น และประเทศเยอรมัน รวมทั้งทำการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างบทบาทรายได้ประชาชาติของประเทศไทย รายได้ประชาชาติของประเทศคู่ค้าที่สำคัญ และอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อดุลการค้าของไทย ทำการทดสอบโดยประยุกต์ใช้แบบจำลองทางเศรษฐมิติด้วยเทคนิควิธี Cointegration และ Error Correction Model (ECM) โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิเป็นรายไตรมาส ตั้งแต่ช่วงไตรมาสแรกของปี 2550 จนถึงไตรมาสที่ 4 ของปี 2545

พบว่า การลดค่าเงินบาทที่มีต่อดุลการค้าไทยกับประเทศคู่ค้าที่สำคัญ ไม่เป็นไปตามลักษณะเส้นโค้งรูปตัวเจในระยะสั้นทั้ง 3 กรณี คือ ประเทศไทยกับประเทศสหรัฐอเมริกา ประเทศไทยกับประเทศญี่ปุ่น และประเทศไทยกับประเทศเยอรมัน ส่วนการวิเคราะห์ความสัมพันธ์นั้น พบว่า รายได้ประชาชาติของประเทศไทย รายได้ประชาชาติของประเทศคู่ค้าที่สำคัญ และอัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์กับดุลการค้าอย่างมีนัยสำคัญ

อีกทั้งพบว่า มีความแตกต่างกันเพียงเล็กน้อยในค่าสัมประสิทธิ์ที่ประมาณค่าได้ เมื่อทำการเปรียบเทียบระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (Real Exchange Rate) และอัตราแลกเปลี่ยนที่เกิดขึ้นจริง (Nominal Exchange Rate) จากแบบจำลอง ARCH ดังนั้นการประมาณความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ($V_t$) ไม่ว่าจะเป็นอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (Real Exchange Rate) หรืออัตราแลกเปลี่ยนที่เกิดขึ้นจริง (Nominal Exchange Rate)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved