บทที่ 2

ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

2.1.1 ทฤษฎีบทข้อมูลอนุกรมเวลา

การศึกษานี้ใช้ข้อมูลอนุกรม จะพบว่าข้อมูลของอนุกรมเวลามีลักษณะโดยพื้นฐานที่ควรพิจารณา คือ ข้อมูลนั้นเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งหรือไม่ ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (stationary) หมายถึง การที่ข้อมูลอนุกรมเวลาอยู่ในสภาพของการสมดุลเชิงสถิติ (statistical equilibrium) ซึ่งหมายถึง การที่ข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีการเปลี่ยนแปลงถึงแม้เวลาจะเปลี่ยนแปลงไป ไม่เช่นนั้น อาจจะทำให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรของสมการเป็นความสัมพันธ์ไม่แท้จริง (spurious regression) ซึ่งเป็นการยากที่จะยอมรับได้ในทางเศรษฐศาสตร์ ดังนั้น จึงต้องทำการทดสอบก่อนว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่ แสดงได้ดังนี้

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

จากข้อกำหนดทั้ง 4

- ข้อมูลอนุกรมเวลาจะมีลักษณ์นิ่งเมื่อ

$$P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots X_{t+k}) = P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \dots X_{t+m+k})$$

- โดยหากพบว่า

$P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots X_{t+k})$ มีค่าไม่เท่ากับ $P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \dots X_{t+m+k})$

แล้ว จะสรุปได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมี Non – Stationary

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ซึ่งการทดสอบว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่นั้น แต่เดิมจะพิจารณาที่ค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเอง (Autocorrelation Coefficient Function : ACF) ตามแบบจำลองของบ็อกเจนกินส์ (Box – Jenkins Model) ซึ่งหากพบว่าค่า correlation (ρ) ที่ได้จากการพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเองนั้นมีค่าใกล้ 1 มาก ๆ จะส่งผลให้การพิจารณาที่ค่า ACF ค่อนข้างจะไม่แม่นยำ เพราะว่าประสบการณ์ที่แตกต่างกัน ทำให้เกิดความคลาดเคลื่อนได้ ดังนั้น ดิกกี้ – ฟลูเลอร์ (Dickey – Fuller) จึงพัฒนาการตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะนิ่งหรือไม่ โดยการทดสอบยูนิทรูท (Unit Root Test)

2,1,2 การทดสอบยูนิทรูท (Unit Root)

ขั้นตอนแรก คือ การทดสอบ unit root ในการศึกษาภายใต้วิธี Cointegration and Error Correction Mechanism ขั้นตอนนี้จะเป็นการทดสอบตัวแปรทางเศรษฐกิจต่าง ๆ ที่จะใช้ในสมการเพื่อดูความเป็น stationary [I(0); Integrated of order 0] หรือ non – stationary [I(d); d > 0, Integrated of order d] ของตัวแปรทางสถิติ ซึ่งสมมติให้แบบจำลองเป็นดังนี้

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

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

e_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (random error)

ρ คือ สัมประสิทธิ์อัตสหสัมพันธ์ (autocorrelation coefficience)

ถ้าให้ $\rho = 1$

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

สมมติฐานคือ

$H_0 : \rho = 1$ หมายความว่ามียูนิทรูท หรือ มีลักษณะไม่นิ่ง

$H_0 : |\rho| < 1; -1<\rho<1$ หมายความว่าไม่มียูนิทรูท หรือ มีลักษณะนิ่ง

ถ้ายอมรับ $H_0 : \rho = 1$ หมายความว่า มียูนิทรูท หรือมีลักษณะไม่นิ่ง

แต่ถ้ายอมรับ $H_0 : |\rho| < 1; -1<\rho<1$ หมายความว่าไม่มียูนิทรูท หรือ มีลักษณะนิ่ง

การศึกษาส่วนใหญ่ที่ผ่านมาจะนิยมการทดสอบ Unit root ที่เสนอโดย David Dickey และ Wayne Fuller (Pindyck, R.S. and Rubinfeld, D.L., 1998) ซึ่งรู้จักกันดีในชื่อของ Dickey – Fuller test สามารถแบ่งออกได้เป็น 2 วิธีคือ

(1) Dickey – Fuller Test (DF) ทำการทดสอบตัวแปรที่เคลื่อนไหวไปตามช่วงเวลามีลักษณะเป็นAutoregressive model โดยสามารถเขียนรูปแบบของสมการได้ออกเป็น 3 รูปแบบ คือ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

$$X_t = \alpha + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

$$X_t = \alpha + \beta t + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

กำหนดให้ X_t คือ ตัวแปรที่เราทำการศึกษา

α, ρ คือ ค่าคงที่

t คือ แนวโน้มเวลา

ε_t คือ ตัวแปรสุ่ม โดยมีการแจกแจงแบบปกติที่เป็นอิสระต่อกันและเหมือนกัน (Independent and identical distribution) โดยมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวนคงที่ เขียนแทนด้วยสัญลักษณ์ $e_t \sim$ i.i.d$(0, \sigma_\varepsilon^2)$

สมการแรก กรณีรูปแบบของตัวแปรที่ไม่มีค่าคงที่ (1.1)

สมการที่สอง จะเป็นรูปแบบของสมการที่ปรากฏค่าคงที่ (1.2)

และสมการสุดท้ายแสดงถึงรูปแบบของสมการที่มีทั้งค่าคงที่ และแนวโน้มเวลา (1.3)

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

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.4)$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \alpha + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.5)$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \alpha + \beta t + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.6)$$

โดย $\gamma = (\rho - 1)$

(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 $\left[\sum_{j=1}^{p} \lambda_j \Delta X_{t-1}\right]$ เข้าไปในสมการทางด้านขวามือ จะได้ว่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t + \left[\sum_{j=1}^{p} \lambda_j \Delta X_{t-1} \right] \quad (1.7)$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \alpha + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t + \left[\sum_{j=1}^{p} \lambda_j \Delta X_{t-1} \right] \quad (1.8)$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \alpha + \beta t + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t + \left[\sum_{j=1}^{p} \lambda_j \Delta X_{t-1} \right] \quad (1.9)$$

ซึ่งพจน์ที่ใส่เข้าไปนั้น จำนวน lagged term (p) ก็ขึ้นอยู่กับความเหมาะสมของแต่ละงานวิจัย หรือสามารถใส่จำนวน lag ไปกระทั่งไม่เกิดปัญหา autocorrelation ในส่วนของ error term (Pindyck, R.S. and Rubinfeld, D.L., 1998)

โดยในการทดสอบสมมติฐานทั้งวิธี Dickey – Fuller Test และวิธี Augmented Dickey – Fuller Test ทดสอบว่าตัวแปรที่เราสนใจ X_t นั้นมี Unit root หรือไม่ สามารถพิจารณาได้จากค่า γ ถ้าค่า γ มีค่าเท่ากับ 0 แสดงว่า X_t นั้นมี Unit root ซึ่งสามารถเขียนสมมติฐานในการทดสอบได้ดังนี้

$$H_0 : \gamma = 0$$

$$H_0 : \gamma < 0$$

ทดสอบสมมติฐาน โดยเปรียบเทียบค่า T – statistic ที่คำนวณได้กับค่าวิกฤต MacKinnon ซึ่งค่า T – statistic ที่จะนำมาทำการทดสอบสมมติฐานในแต่ละรูปแบบนั้นจะต้องนำไปเปรียบเทียบกับตารางค่าวิกฤต MacKinnon ณ ระดับต่าง ๆ กล่าวคือใช้ค่า τ ในรูปแบบของสมการที่ (1.2) และ (1.5) τ ในรูปแบบของสมการที่ (1.3) และ (1.6) และ τ ในรูปแบบของสมการที่ (1.6) และ (1.9) ถ้าสามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ แสดงว่า ตัวแปรที่นำมาทดสอบเป็น Integraated of order 0 แทนได้ด้วย $X_t \sim I(0)$ ถ้าต้องการทดสอบกรณีที่ γ ร่วมกับ Drift term หรือร่วมกับ Time trend coefficient หรือ ทดสอบ γ ร่วมกับ Drift term และ Time trend coefficient ในขณะเดียวกันสามารถทดสอบโดยใช้ค่า F – statistic ซึ่งเป็น Joint hypothesis (Φ_1, Φ_2 และ Φ_3) เป็นสถิติทดสอบการเปรียบเทียบกับค่า Dickey – Fuller tables (Enders, walter,1995) ซึ่งในการทดสอบสมการที่ (1.5) และ (1.8) ทดสอบภายใต้สมมติฐานที่ว่า $\gamma = \alpha = 0$ จะใช้ Φ_1 Statistic

ขณะที่สมการที่ (1.6) และ (1.9) ทดสอบภายใต้สมมติฐาน $\beta t = \gamma = \alpha = 0$ ใช้ Φ_2 Statistic สำหรับการทดสอบภายใต้สมมติฐาน $\beta t = \gamma = 0$ ใช้ Φ_2 Statistic ในการทดสอบซึ่งค่าสถิติดังกล่าวสามารถคำนวณได้ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\Phi = \frac{(N-k)(SSR_R + SSR_{UR})}{r(SSR_{UR})}$$

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

กรณีที่ผลการทดสอบสมมติฐานพบว่า X_t มี unit root นั้นต้องนำค่า ΔX_t มาทำ differencing ไปเรื่อย ๆ จนสามารถปฏิเสธสมมติฐานที่ว่า X_t เป็น non – stationary process ได้ เพื่อทราบอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล [Order of Integration (d)] ว่าอยู่ในระดับใด [$X_t \sim I(d); d>0$]ที่มากกว่า 0 [ทดสอบว่า [$X_t \sim I(d)$] หรือไม่ จะทำการทดสอบตามรูปแบบสมการดังต่อไปนี้

$$\Delta^{d+1}X_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)\Delta^d X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \lambda_j \Delta^{d+1} X_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (1.10)$$

2.1.3 แนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration)

Cointegration คือ การมีความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างข้อมูลอนุกรมเวลาตั้งแต่ 2 ตัวแปรขึ้นไปมีลักษณะไม่นิ่ง แต่ส่วนเบี่ยงเบนที่ออกจากความสัมพันธ์ในระยะยาวมีลักษณะนิ่งสมมุติให้ตัวแปรข้อมูลอนุกรมเวลา 2 ตัวแปรใดๆ ที่มีลักษณะไม่นิ่งแต่มีค่าสูงขึ้นตามไปด้วยกันทั้งคู่ และมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเหมือนกัน (Integration of the same order) ความแตกต่างระหว่างตัวแปรทั้งสองไม่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลง อาจเป็นไปได้ว่าความแตกต่างระหว่างตัวแปรทั้งสองดังกล่าวมีลักษณะนิ่ง กล่าวได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีการร่วมไปด้วยกัน

ดังนั้นการถดถอยร่วมไปด้วยกัน (Cointregation regression) คือเทคนิคการประมาณค่าความสัมพันธ์ดุลยภาพระยะยาวระหว่างข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง โดยที่การเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพระยะยาวต้องมีลักษณะนิ่ง

การถดถอยการร่วมกันไปด้วยกัน คือ การใช้ส่วนที่เหลือ (residual) จากสมการถดถอย (regreesion equation) ที่ได้มาทำการทดสอบว่ามี Cointregration หรือไม่ โดยการทดสอบยูนิทรูท โดนนำค่า ε_t มาหาสมการถดถอยใหม่ดังต่อไปนี้

$$\Delta\varepsilon_t = \gamma \varepsilon_{t-1} + \psi_t \qquad (1.11)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

γ คือ ค่าพารามิเตอร์

ψ_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

สมมติฐานคือ $H_0 : \gamma = 0$ (ไม่มี Cointegration)

$H_1 : \gamma \neq 0$ (มี Cointegration)

$$t = \hat{\gamma} / S.E.\hat{\gamma}$$

โดยใช้ค่าสถิติ t-statistic ซึ่งมีสูตรดังกล่าวนี้ จากนั้นนำค่า t-test ที่ใช้ในการทดสอบเทียบกับค่าวิกฤติ MacKinnon ถ้ายอมรับ H_0 หมายความว่า สมการถดถอยที่ได้ไม่มีการร่วมกันไปด้วยกัน และถ้ายอมรับ H_1 หมายความว่า สมการถดถอยที่ได้มีการร่วมไปด้วยกันนั่นเอง ถึงแม้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาในสมการนั้นจะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งก็ตาม

อย่างไรก็ตาม ถ้าส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือของสมการ (1.11) มีสหสัมพันธ์เชิงอันดับ (serial correlation) เราก็จะใช้สมการดังนี้

$$\Delta\varepsilon_t = \gamma\varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i X_{t-1} + \psi_t \qquad (1.12)$$

และถ้าหากว่า $-2 < \gamma < 0$ เราสามารถสรุปได้ว่า ส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือนั้นจะมีลักษณะนิ่ง นั่นคือทั้ง Y_t และ X_t จะเป็น CI(1,1) สังเกตว่าสมการ (1.11) และ (1.12)ไม่มีพจน์ส่วนตัด (intercept term) เนื่องจาก ε_t เป็นส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือจากสมการถดถอย (regression equation) (Ender, 1995: 375)

2.1.4 แนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น ตามแบบจำลอง เอเรอร์คอเรคชัน (Error – Correction Model : ECM)

เมื่อทดสอบแล้ว ได้ผลการทดสอบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาที่ทำการศึกษาเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง และไม่เกิดปัญหาสมการถดถอยไม่แท้จริง สมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกัน โดยมีกลไกการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว หมายความว่า ตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวแต่ในระยะสั้นอาจมีการออกนอกดุลยภาพ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ถ้า y_t และ x_t ร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrated) ก็หมายความว่า ตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (long term equilibrium relationship) แต่ในระยะสั้นอาจจะมีการออกนอกดุลยภาพ (disequilibrium) ได้ ดังนั้นให้พจน์ค่าความคลาดเคลื่อน (error term) ในสมการที่ร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrated) เป็นค่าความคลาดเคลื่อนดุลยภาพ (equilibrium error) และเราสามารถนำเอาพจน์ค่าความคลาดเคลื่อน (error term) นี้ไปผูกพฤติกรรมระยะสั้นกับระยะยาวได้ (Gujarati, D.N.,1995: 728) ลักษณะสำคัญของตัวแปรร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrated variables) ก็คือว่าวิถีเวลา (time path) ของตัวแปรเหล่านี้ได้รับอิทธิพลจากการเบี่ยงเบน (deviations) จากดุลยภาพระยะยาว (long – run equilibrium) และถ้าระบบกลับไปสู่ดุลยภาพระยะยาว (long – runequilibrium) การเคลื่อนไหวของตัวแปรอย่างน้อยบางตัวแปรจะต้องตอบ สนองต่อขนาดของการออกนอกดุลยภาพ (disequilibrium) ใน error correction model พลวัตพจน์ระยะสั้น (short – term dynamics) ของตัวแปรในระบบจะได้รับอิทธิพลจากการเบี่ยงเบน (deviation) จาก ดุลยภาพ สำหรับแบบจำลอง ECM ที่เสนอโดย Ling, et al. (1998) สามารถเขียนได้ดังนี้

$$\Delta y_t = a_1 + a_2 \hat{e}_{t-1} + a_3 \Delta x_t + \sum_{h=1}^{p} a_{4h} \Delta x_{t-h} + \sum_{1=1}^{q} a_{5l} \Delta y_{t-1} + \mu_t \qquad (1.13)$$

โดยที่ y_t, x_t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลาที่ t

$\hat{e}_t$ คือ ส่วนตกค้างและส่วนที่เหลือ (residuals) ของสมการการถดถอยร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrating regression equation)

a_2 คือ สัมประสิทธิ์ของความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าสังเกตที่เกิดขึ้นจริง (actual) ของ กับค่าที่เป็นระยะยาว (long run)

μ คือ ค่าความคลาดเคลื่อนอันเกิดเนื่องมาจากดุลยภาพระยะยาว ณ เวลา t

สำหรับรูปแบบ ECM ที่อ้างโดย Gujarati (1995 : 729) นั้น สามารถเขียนได้ ดังนี้

$$\Delta y_t = a_1 + a\hat{e}_{t-1} + a_3 \Delta x_t + \mu_t \qquad (1.14)$$

แต่รูปแบบ ECM ที่กล่าวถึงโดย Charemza and Deadman (1992: 146) ไม่มีพจน์คงที่ (constant term) และล่าหรือล้าหลัง (lagged) ของ Δx ซึ่งสามารถแสดงได้ดังนี้

$$\Delta y_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + a_2 \Delta x_t + \mu_t \qquad (1.15)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยที่ มีค่าเป็นลบ โดยที่ $-1 \leq a_1 < 0$ (Patterson, K., 2000: 341) สาเหตุที่ มีค่าเป็นลบ เพราะว่า ถ้า $\hat{e}_{t-1} \rightarrow 0$ ดังนั้น $y_{t-1} > \alpha+\beta x_{t-1}$ ซึ่งเป็น y_{t-1} ที่เป้าหมายกล่าวอีกนัยหนึ่งก็คือ y_{t-1} มีค่าสูงกว่าเป้าหมายนั่นเอง และเพื่อให้ y อยู่บนเป้าหมาย ต้องมีค่าลดลง ลิมิตล่างของ a_1 มีค่าเท่ากับ – 1 หมายถึง การกำจัดการออกนอกดุลยภาพ (disequilibrium) ของคาบเวลา (period) ที่แล้วอย่างสมบูรณ์ ขนาดสัมบูรณ์ (absolute size) ของ a_1 ได้แสดงถึงความเร็วของการออกนอกดุลยภาพ (disequilibrium) ที่ได้ถูกขจัดออกไปหรือความเร็วของการปรับตัว (speed of adjustment) นั่นเอง โดยที่ดุลยภาพกลับมาเร็วขึ้น ถ้าค่าสัมบูรณ์ (absolute value) ของ a_1 มีค่ามากขึ้น

อย่างไรก็ตาม Enders (1995 : 375) ระบุ error correction mode (ECM) ดังนี้

$$\Delta y_t = a_1 + a_2\hat{e}_{t-1} + a_3\Delta x_t + \sum_{h=1}^{p} a_{4h}\Delta x_{t-h} + \sum_{1}^{q} a_{5l}\Delta y_{t-l} + \mu_{yt} \qquad (1.16)$$

$$\Delta x_t = b_1 + b_2\hat{e}_{t-1} + a_3\Delta x_t + \sum_{m=1}^{r} a_{4m}\Delta y_{t-m} + \sum_{1}^{q} b_{5l}\Delta y_{t-n} + \mu_{xt} \qquad (1.17)$$

โดยที่ไม่มีตัวแปร Δx_t ในสมการที่ (1.17) และ Δy_t ในสมการที่ (1.16) ซึ่งแตกต่างไปจากแบบจำลองที่ใช้โดย Ling et al. (1998)

Tambi (1999) ได้สร้าง error correction model โดยมีสมการเดียวและภายในสมการดังกล่าวจะเหมือนกันกับ สมการ (1.17) (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542)

2.2 สรุปสาระสำคัญจากเอกสารที่เกี่ยวข้อง

ชัยโย กรกิจสุวรรณ (2540) ได้ศึกษาวิเคราะห์ความเสี่ยงและอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย คือ บริษัทบ้านปู จำกัด(มหาชน) BANPU,บริษัทบางจากปิโตรเลียม จำกัด(มหาชน)BCP, บริษัทผลิตไฟฟ้า จำกัด(มหาชน) EGCOMP, บริษัทลานนาลิกไนต์ จำกัด(มหาชน) LANNA, บริษัทปตท.สำรวจและผลิตปิโตรเลียม จำกัด(มหาชน) PTTEP, บริษัทสยามสหบริการ จำกัด(มหาชน) SUSCO, บริษัท ไทยอินดัสเตียลแก็ส จำกัด(มหาชน) TIG และบริษัทยูนิคแก็ส แอนด์ ปิโตรเคมีคัลส์จำกัด(มหาชน) UGP การศึกษานี้ใช้ข้อมูลรายสัปดาห์ตั้งแต่วันที่ 3 กรกฎาคม 2538 ถึงวันที่ 24 มิถุนายน 2539 รวม 52 สัปดาห์ เพื่อทำหารประมาณค่าความเสี่ยงของหลักทรัพย์ในกลุ่มพลังงาน โดยใช้ทฤษฎี Capital Asset Pricing Model(CAPM) โดยใช้ข้อมูลตลาดหลักทรัพย์มาคำนวณอัตราผลตอบแทนของตลาด และใช้อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 3 เดือน แทนอัตราผลตอบแทนที่ไม่มีความเสี่ยง จากการศึกษาพบว่า ค่าความเสี่ยงของหลักทรัพย์จำนวน 6 หลักทรัพย์มีค่าเป็นบวก คือหลักทรัพย์ BANPU, BCP, EGCOMP, LANNA,

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

PTTEP และSUSCO หมายความว่า ความสัมพันธ์ของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์กับอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์กับอัตราผลตอบแทนของตลาดมีการเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน

จิตราพรรณ ใจตุ้ย (2546) ศึกษาเรื่องการวิเคราะห์ความเสี่ยงของหลักทรัพย์บางหลักทรัพย์ในกลุ่มพลังงานในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย เพื่อศึกษาความเสี่ยงและทิศทางผลตอบแทนจากการลงทุนหลักทรัพย์บางหลักทรัพย์ในกลุ่มพลังงาน เพื่อใช้เป็นแนวทางการประเมินราคาของหลักทรัพย์ โดนทำการศึกษาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานจำนวน 4 หลักทรัพย์คือ บริษัทบ้านปู จำกัด (มหาชน) BANPU, บริษัทลานนาลิกไนต์ จำกัด(มหาชน) LANNA, บริษัทปตท.สำรวจและผลิตปิโตรเลียม จำกัด(มหาชน) PTTEP และบริษัทปตท. จำกัด (มหาชน) PTT โดยใช้ข้อมูลราคาปิดของหลักทรัพย์รายสัปดาห์ เริ่มตั้งแต่ 1 มกราคม 2541 ถึง 31 ธันวาคม 2545 รวม 260 สัปดาห์ มาคำนวณหาอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์แต่ละหลักทรัพย์ ทำการทดสอบ Unit Root และทำการวิเคราะห์หารถดถอยอย่างง่าย โดยใช้แบบจำลองการตั้งราคาหลักทรัพย์ (CAPM) และแบบจำลอง Fama-French Model เป็นเครื่องมือในการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างผลตอบแทนของตลาดหลักทรัพย์และผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน ผลการ ศึกษาค่าสัมประสิทธิ์เบต้า(β) ของหลักทรัพย์ มีค่าเบต้ามากกว่า 1 แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ BANPU มากกว่าอัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนของตลาด ถือเป็นหลักทรัพย์ประเภท Aggressive Stock และหลักทรัพย์ LANNA, PTTEP และ PTT มีค่าเบต้าน้อยกว่า 1 แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ น้อยกว่าอัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนของตลาด ถือเป็นหลักทรัพย์ประเภท Defensive Stock และเมื่อเปรียบเทียบกับเส้นตลาดหลักทรัพย์พบว่าหลักทรัพย์ BANPU, LANNA และ PTT อยู่เหนือเส้นตลาดหลักทรัพย์ แสดงว่าหลักทรัพย์มีราคาต่ำกว่าที่ควรจะเป็น (Undervalue) ส่วนหลักทรัพย์ PTTEP อยู่ใต้เส้นตลาดหลักทรัพย์ แสดงว่าหลักทรัพย์มีราคาสูงกว่าที่ควรจะเป็น (Overvalue)

วิสุมิตรา วงศ์เลี้ยงถาวร (2546) ศึกษาความเสี่ยงและผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มอสังหาริมทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยโดยใช่แบบจำลอง Capital Asset Pricing Model(CAPM) โดยทำการศึกษาหลักทรัพย์ในกลุ่มอสังหาริมทรัพย์จำนวน 4 หลักทรัพย์ คือ บริษัท แลนด์ แอนด์ เฮาส์ จำกัด(มหาชน) บริษัท ศุภาลัย จำกัด(มหาชน) บริษัท ควอลิตี้เฮ้าส์ จำกัด(มหาชน) และบริษัท อิตาเลี่ยนไทย ดิเวลลอปเมนต์ จำกัด(มหาชน) โดยใช้ข้อมูลราคาปิดของหลักทรัพย์รายสัปดาห์จำนวน 268 สัปดาห์ เริ่มตั้งแต่เดือนมิถุนายน 2540 ถึงเดือนกันยายน 2545 ข้อมูลดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 3 เดือน จาก 4 ธนาคารพาณิชย์ขนาดใหญ่ของไทยได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ถูกนำมาหาค่าเฉลี่ยเพื่อเป็นตัวแทนของผลตอบแทนของหลักทรัพย์ไม่มีความเสี่ยง โดยทดสอบ Unit Root test, Cointegration และ Error Correction Mechanism) ผลการศึกษาพบว่า ผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มอสังหาริมทรัพย์และผลตอบแทนของตลาดมีลักษณะนิ่งที่ระดับ I(0) ซึ่งการใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด สามารถนำมาใช้ในการประมาณค่าสมการ CAPM โดยไม่ทำให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง ผลการศึกษาพบว่าความเสี่ยง(β) ของหลักทรัพย์ LH, SUPALAI, QH และ ITD มีค่าความเสี่ยง(β) เท่ากับ 1.408, 1.791, 1.856 และ 1.503 ตามลำดับ และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% แสดงว่าผลตอบแทนของหลักทรัพย์ทั้ง 4 ตัวมีความสัมพันธ์เชิงบวกผลตอบแทนของตลาดและการเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์มากกว่าอัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนของตลาดจัดเป็นหลักทรัพย์ประเภท Aggressive Stock เมื่อนำผลตอบแทนของหลักทรัพย์มาเปรียบเทียบกับเส้นตลาดหลักทรัพย์ SML (Securities Market Line) พบว่าหลักทรัพย์ ITD อยู่ใกล้เคียงกับเส้น SML แล้หลักทรัพย์ LH, SUPALAI และ QH อยู่เหนือเส้นตลาดหลักทรัพย์ทั้งหมด แสดงว่าหลักทรัพย์ 3 ตัวนี้มีผลตอบแทนมากกว่าผลตอบแทนของตลาดหลักทรัพย์ ที่ระดับความเสี่ยงเดียวกัน นั่นคือหลักทรัพย์มีราคาต่ำกว่าที่ควรจะเป็น

กัลยาณี เจริญกิจหัตถกร (2547) ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่าดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์สหรัฐอเมริกา โดยใช้ดัชนีที่ทำนำมาศึกษาคือ ดัชนี Nasdaq ดัชนี Dow Jones และดัชนี S&P 500 ซึ่งทำการวิเคราะห์ความสัมพันธ์โดยใช้เทคนิค การร่วมไปด้วยกัน (Cointegration) แบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน(error correctiom model) และความเป็นเหตุเป็นผล(Granger causality) โดยใช้ข้อมูลรายวัน จำนวน 513 ข้อมูล ตั้งแต่วันที่ 2 มกราคม 2546 ถึง วันที่ 28 กุมภาพันธ์ 2548 ผลการศึกษาพบว่า การทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี Augmented Dickey Fuller test (ADF test) ตัวแปรทุกตัวมีลักษณะไม่นิ่งและมีลักษณะข้อมูลแบบ I(1)

เมื่อทำการพิจารณาความสัมพันธ์ระยะยาวของสมการโดยวิธีของ Johensen พบว่า ดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยนั้นมีความสัมพันธ์ในระยะยาวและในทิศทางเดียวกันกับดัชนี Nasdaq ดัชนี Dow Jones และดัชนี S&P 500 การปรับตัวในระยะสั้นตามแบบจำลอง error correctiom model พบว่ามีค่าความเร็วในการปรับตัวที่เหมาะสม คือ อยู่ในช่วง 0 ถึง 2 พิจารณาความเป็นเหตุเป็นผล(Granger causality) พบว่า ดัชนี Nasdaq ดัชนี Dow Jones และดัชนี S&P 500 นั้นเป็นดัชนีชี้นำหรือตัวแปรสาเหตุที่ได้ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยให้เกิดการเปลี่ยนแปลง แต่ดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ไทยไม่ได้เป็นตัวแปรสาเหตุที่มีผลต่อดัชนี Nasdaq ดัชนี Dow Jones และดัชนี S&P 500 ซึ่งจะเป็นลักษณะความสัมพันธ์ในทิศทางเดียว

นลินี โอภาสชวลิต (2547) ได้ศึกษาวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย(SET)กับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในสหภาพยุโรป 3 ดัชนีคือ ดัชนี FTSE 100 ของอังกฤษ ดัชนี Xetra Dax ของเยอรมัน และดัชนี CAC 40 ของฝรั่งเศส โดยใช้เทคนิคความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว(cointegration) ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น (error correctiom model) และความเป็นเหตุเป็นผล(Granger causality) โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิรายวัน จำนวน 547 วัน ตั้งแต่เดือนธันวาคม 2545 ถึง เดือนกุมภาพันธ์ 2548 ผลการศึกษาพบว่า การทดสอบความนิ่งของข้อมูล ตัวแปรทุกตัวมีลักษณะไม่นิ่งและมีลักษณะข้อมูลแบบ I(1) จากการศึกษา cointegration, error correctiom model และ Granger causality พบว่าดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย(SET) มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในสหภาพยุโรป โดยที่ดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย(SET) มีความสัมพันธ์ทิศทางเดียวกับ ดัชนี FTSE 100 ของอังกฤษและดัชนี Xetra Dax ของเยอรมัน แต่มีทิศทางตรงข้ามกับดัชนี CAC 40 ของฝรั่งเศส

ปฏิภาณ สุริยะโชติ (2549)ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่าดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศไทยกับดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศต่างๆในเอเชีย โดยนำข้อมูลทุติยภูมิแบบรายวันระหว่างเดือนมกราคมปี พ.ศ. 2546 ถึงเดือนธันวาคมปี พ.ศ. 2548 จำนวน 490 วันในรูปของลอกการิทึม จำนวน 9 ดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคาร ได้แก่ ดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศไทย:SET ดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศออสเตรเลีย :ASX ดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศฮ่องกง :HSKI ดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศญี่ปุ่น:NIX ดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศเกาหลี :KSE ดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศมาเลเซีย :KLSE ดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศฟิลิปปินส์ :PSIดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศสิงคโปร์ :STI และดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศไต้หวัน :TWII การทดสอบครั้งนี้ได้ทำการทดสอบยูนิทรูท (Unit Root) เพื่อทดสอบความนิ่งของข้อมูลหลังจากนั้นทำการทดสอบการร่วมไปด้วยกัน (Cointegration) และทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้นและระยะยาวตามแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชั่น (Error-Correction Model : ECM)

ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศต่างๆในเอเชียเป็นตัวแปรอิสระและดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศไทยเป็นตัวแปรตามนั้น พบว่าข้อมูล

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของทุกประเทศนั้นมีลักษณะไม่นิ่งและมี order of integration เท่ากับ 1 หรือที่ระดับ I(1) จึงนำมาทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration) ต่อไป ผลการทดสอบความนิ่งของส่วนที่เหลือจากสมการถดถอย พบว่าดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศต่างๆในเอเชียมีความสัมพันธ์ในระยะยาวต่อดัชนีดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศไทย สำหรับผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์โดยใช้แบบจำลองเอเรอร์คอเรคชั่นพบว่าดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศ HSKI, NIX, KSE,KLSE,STI,TWII ต่างมีการปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว โดยหลักทรัพย์ที่มีการปรับในตัวระยะสั้นเร็วที่สุดคือ KLSE, KSE, NIX,HSKI, TWII และSTI ตามลำดับ

ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration) กรณีที่ให้ดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศไทยเป็นตัวแปรอิสระ และให้ดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศต่างๆในเอเชียเป็นตัวแปรตาม พบว่าดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศไทยมีผลต่อดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของ ASX, HKSI, NIX, KLSE, PSI, STI,TWII และผลการทดสอบความนิ่งของส่วนที่เหลือจากสมการถดถอยในการทดสอบ Cointegration พบว่าประเทศ KLSE, PSI, TWII, ASX, HKSI, PSI, NIX มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวกับดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศไทยสำหรับผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์โดยแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชั่น พบว่าดัชนีหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารของประเทศ HSKI, NIX, KSE, KLSE, STI, TWII มีการปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว โดยหลักทรัพย์ที่มีการปรับตัวในระยะสั้นเร็วที่สุดคือ KSE, NIX, PSI, TWII, HKSI, STI และASX ตามลำดับ

วิชญุตร์ วิชัยรัตน์ (2549) ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในภูมิภาคโอเชียเนีย โดยดัชนีหุ้นตลาดหลักทรัพย์ภูมิภาคโอเชียเนียที่นำมาศึกษามีทั้งหมด 2 ดัชนี คือ ดัชนี All Ordinary ประเทศออสเตรเลียและดัชนี New Zealand Exchange All Index ประเทศนิวซีแลนด์ ทำการศึกษาความสัมพันธ์ 2 แบบคือแบบรวมโดยดูความสัมพันธ์ระหว่าง 3 ตัวแปรพร้อมกันและแบบแยกเป็น 2 คู่ ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยกับดัชนี All Ordinary และดัชนี New Zealand Exchange All Index ซึ่งทำการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ใช้เทคนิคความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration) ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้น (Error Correction Model) และความเป็นเหตุเป็นผล (Granger Causality) โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิ รายวันตั้งแต่วันที่ 29 ธันวาคม พ.ศ. 2546 ถึง 29 ธันวาคม พ.ศ. 2548 รวมทั้งสิ้น 492 ข้อมูล

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เมื่อทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูลพบว่าตัวแปรทุกตัวมีลักษณะไม่นิ่งและทดสอบทางสถิติผลต่างระดับที่ 1 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 ข้อมูลทุกตัวแปรมีลักษณะไม่นิ่ง I(1) จากผลการศึกษาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว พบว่าดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยมีความสัมพันธ์ทิศทางเดียวกับ ดัชนี All Ordinary ขณะที่มีความสัมพันธ์ทิศทางตรงข้าม New Zealand Exchange All Index และเมื่อทดสอบขบวนการปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว พบว่ามีค่าความเร็วที่เหมาะสมคือ 0.023227 อย่างไรก็ตามเมื่อทำการทดสอบแยกเป็น 2 คู่ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยกับ ดัชนี All Ordinary ไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นและดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยกับดัชนี New Zealand Exchange All Index พบว่าไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้น ทั้ง 2 คู่

เมื่อพิจารณาการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลพบว่าตัวแปรทั้งสองไม่มีตัวแปรใดกำหนดอีกตัวแปรหนึ่งซึ่งกันและกัน นั่นคือ ดัชนี All Ordinary ไม่ได้เป็นตัวกำหนดต่อดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย และดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยไม่ได้เป็นตัวกำหนดดัชนี All Ordinary รวมถึงดัชนี New Zealand Exchange All Index ไม่ได้เป็นตัวกำหนดต่อดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย และดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยไม่ได้เป็นตัวกำหนดดัชนี New Zealand Exchange All Index

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved