บทที่ 2
แนวคิด ทฤษฎี และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 แนวคิดและทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

2.1.1 ทฤษฎีบทข้อมูลอนุกรมเวลา

ในการศึกษานี้ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่งลักษณะข้อมูลโดยพื้นฐานของข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีข้อควรพิจารณา คือ ข้อมูลนั้นเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งหรือไม่ ไม่เช่นนั้นอาจจะทำให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรของสมการเป็นความสัมพันธ์ไม่แท้จริง (spurious regression) ซึ่งเป็นการยากที่จะยอมรับได้ในทางเศรษฐศาสตร์ ดังนั้นจึงต้องทำการทดสอบก่อนว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่ มีรายละเอียดต่อไปนี้

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (stationary) หมายถึงการที่ข้อมูลอนุกรมเวลาอยู่ในสภาพของการสมดุลเชิงสถิติ (statistical equilibrium) หมายถึง การที่ข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีการเปลี่ยนแปลงถึงแม้เวลาจะเปลี่ยนแปลงไป แสดงได้ดังนี้

- กำหนดให้ $X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, ..., X_{t+k}$ เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่เวลา t, t+1, t+2,….,t+k
- กำหนดให้ $X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, ..., X_{t+m+k}$ เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่เวลา t+m, t+m+1, t+m+2,…..,t+m+k
- กำหนดให้ $P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, ..., X_{t+k})$ เป็นการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วมของ $Z_t, Z_{t+1}, Z_{t+2}, ..., Z_{t+k}$
- กำหนดให้ $P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, ..., X_{t+m+k})$ เป็นการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วมของ $Z_{t+m}, Z_{t+m+1}, Z_{t+m+2}, ..., Z_{t+m+k}$

จากข้อกำหนดทั้ง 4 ข้อมูลอนุกรมเวลาจะมีลักษณะนิ่งเมื่อ $P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, ..., X_{t+k}) = P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, ..., X_{t+m+k})$ โดยหากพบว่า $P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, ..., X_{t+k})$ มีค่าไม่เท่ากับ $P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, ..., X_{t+m+k})$ แล้วจะสรุปได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) ซึ่งการทดสอบว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่นั้น แต่เดิมจะพิจารณาที่ค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเอง (Autocorrelation Coefficient Function:ACF) ตามแบบจำลองของบ็อก-เจนกินส์ (Box-Jenkins Model) หากพบว่าค่า correlation(ρ)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ที่ได้จากการพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเองนั้น มีค่าใกล้ 1 มากๆ จะส่งผลให้การพิจารณาที่ค่า ACF ค่อนข้างจะไม่แม่นยำ เพราะว่าประสบการณ์ที่แตกต่างกัน ทำให้เกิดความคลาดเคลื่อนได้ ดังนั้นดิกกี้-ฟลูเลอร์ (Dickey-Fuller) จึงพัฒนาการตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะนิ่งหรือไม่ โดยการทดสอบยูนิทรูท (unit root test)

วิธีที่จะจัดการกับข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) ที่ได้รับความนิยมแพร่หลาย คือ วิธี cointegration และ error correction model (รังสรรค์ หทัยเสรี, 2538) เนื่องจากเป็นเครื่องมือในการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegrating relationship) ซึ่งในการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้วิธีการของ Johansen (1998) เพื่อทดสอบว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์ที่มีเสถียรภาพในระยะยาว (cointegrating) หรือไม่ โดยมีขั้นตอนในการศึกษาดังต่อไปนี้

1) ทดสอบความนิ่งของตัวแปรที่นำมาทำการศึกษาโดยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)
2) นำตัวแปรที่ทำการทดสอบโดยวิธี ADF แล้ว มาพิจารณาดุลยภาพในระยะยาว ตามแนวทางของ Johansen
3) เมื่อพบว่าแบบจำลองมีความสัมพันธ์ในระยะยาวแล้วใช้วิธีการ error correction mechanism (ECM) คำนวณหาลักษณะการปรับตัวในระยะสั้น
4) ทดสอบดูความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร ว่ามีความสัมพันธ์กันอย่างไร และตัวแปรใดเป็นตัวแปรสาเหตุที่ส่งผลกระทบต่ออีกตัวแปรหนึ่งโดยใช้วิธี Granger causality เพื่อหาตัวแปรเหตุ

2.1.2 การทดสอบยูนิทรูท (unit root)

การทดสอบ unit root ถือเป็นขั้นตอนแรกในการศึกษาภายใต้วิธี cointegration and error correction mechanism ขั้นตอนนี้จะเป็นการทดสอบตัวแปรทางเศรษฐกิจต่างๆ ที่จะใช้ในสมการเพื่อดูความนิ่ง [I(0); Integrated of order 0] หรือไม่นิ่ง [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)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

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

สมมุติฐาน คือ

$H_0 : \rho = 1$ หมายความว่า X_t มี unit root หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง

$H_1 : |\rho| < 1$ หมายความว่า X_t ไม่มี unit root หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง

โดย ถ้ายอมรับ $H_0 : \rho = 1$ หมายความว่า X_t มี unit root หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง

แต่ ถ้ายอมรับ $H_1 : |\rho| < 1$ หมายความว่า X_t ไม่มี unit root หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง

การศึกษาส่วนใหญ่ที่ผ่านมาจะนิยมการทดสอบ unit root ที่เสนอโดย David Dickey และ Wayne Fuller (Pindyck and Rubinfeld, 1998) ซึ่งรู้จักกันดีในชื่อของ Dickey-Fuller test สามารถแบ่งออกได้เป็น 2 วิธีคือ

1) Dickey-Fuller test (DF) ทำการทดสอบตัวแปรที่เคลื่อนไหวไปตามช่วงเวลามีลักษณะ เป็น autoregressive model โดยสามารถเขียนรูปแบบของสมการได้ออกเป็น 3 รูปแบบ คือ

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$$X_t = \alpha_0 + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

โดยที่ X_t คือตัวแปรที่เราทำการศึกษา α_0 คือ ค่าคงที่ t คือ แนวโน้มเวลา และ ε_t คือ ตัวแปรสุ่ม มีการแจกแจงแบบปกติที่เป็นอิสระต่อกันและเหมือนกัน (independent and identical distribution) โดยมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวนคงที่ เขียนแทนด้วยสัญลักษณ์ $\varepsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma_\varepsilon^2)$

สมการแรกจะเป็นสมการที่แสดงถึง กรณีรูปแบบของสมการที่ไม่มีค่าคงที่ ขณะที่สมการที่สองจะเป็นรูปแบบของสมการที่ปรากฏค่าคงที่ และสมการสุดท้ายแสดงถึงรูปแบบของสมการที่มีทั้งค่าคงที่ และแนวโน้มเวลา

ในการทดสอบว่า X_t มีลักษณะนิ่ง $[X_t \sim (0)]$ หรือไม่ จะทำการทดสอบ โดยการแปลงสมการทั้งสามรูปแบบให้อยู่ในรูปของ first differencing (ΔX_t) ได้ดังนี้

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \alpha_0 + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

โดยที่ $\gamma = (\rho - 1)$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

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

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \gamma X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p}\lambda_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (2.7)$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \alpha_0 + \gamma X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p}\lambda_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (2.8)$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p}\lambda_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (2.9)$$

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

โดยในการทดสอบสมมุติฐานทั้งวิธี 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 ซึ่งสามารถเขียนสมมุติฐานในการทดสอบได้ดังนี้

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

ทดสอบสมมุติฐาน โดยเปรียบเทียบค่า t-statistic ที่คำนวณได้กับค่าวิกฤต MacKinnon ซึ่งค่า t-statistic ที่จะนำมาทำการทดสอบสมมุติฐานในแต่ละรูปแบบนั้นจะต้องนำไปเปรียบเทียบกับตารางค่าวิกฤต MacKinnon ณ ระดับต่างๆ กล่าวคือใช้ค่า τ ในรูปแบบของสมการที่ (2.2) และ (2.5) τ_μ ในรูปแบบของสมการที่ (2.3) และ (2.6) และ τ_τ ในรูปแบบของสมการที่ (2.6) และ (2.9) ถ้าสามารถปฏิเสธสมมุติฐานได้ แสดงว่า ตัวแปรที่นำมาทดสอบเป็น integrated 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 ในขณะเดียวกัน สามารถทดสอบโดยใช้ค่า F-statistic ซึ่งเป็น Joint hypothesis (Φ_1, Φ_2 และ Φ_3) เป็นสถิติทดสอบการเปรียบเทียบ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

กับค่า Dickey-Fuller tables (Enders, 1995) ซึ่งในการทดสอบสมการที่ (2.5) และ (2.8) ทดสอบภายใต้สมมุติฐานที่ว่า $\gamma = \alpha_0 = 0$ จะใช้ Φ_1 Statistic

ขณะที่สมการที่ (2.6) และ (2.9) ทดสอบภายใต้สมมุติฐาน $\alpha_2 = \gamma = \alpha_0 = 0$ ใช้ Φ_2 statistic สำหรับการทดสอบภายใต้สมมุติฐาน $\gamma = \alpha_0 = 0$ ใช้ Φ_2 statistic ในการทดสอบซึ่งค่าสถิติดังกล่าวสามารถคำนวณได้ดังนี้

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

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

กรณีที่ผลการทดสอบสมมุติฐานพบว่า X_t มี unit root นั้นต้องนำค่า ΔX_t มาทำ differencing ไปเรื่อยๆ จนสามารถปฏิเสธสมมุติฐานที่ว่า X_t มีลักษณะไม่นิ่งได้ เพื่อทราบ order of integration (d) ว่าอยู่ในระดับใด [$X_t \sim I(d); d \rangle 0$]

ถ้าหากพบว่าข้อมูลดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่งและมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (order of integration) ที่มากกว่า 0 [ทดสอบว่า $[X_t \sim I(d)]$ หรือไม่ จะทำการทดสอบตามรูปแบบสมการดังต่อไปนี้

$$\Delta^{d+1} X_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + (\rho - 1)\Delta^d X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \lambda_j \Delta^{d+1} X_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (2.10)$$

2.1.3 Vector Autoregression (VAR)

Johnston and Dinardo (1997: 287) ได้กล่าวว่า ถ้าเรามี column vector ซึ่งมีตัวแปรที่แตกต่างกัน k ตัว $y_t = [y_{1t}\ y_{2t} \ldots y_{kt}]'$ และเราสร้างแบบจำลองของเวกเตอร์นี้ในรูปของค่าที่ผ่านมาในอดีตของเวกเตอร์ดังกล่าวนี้ ผลที่ได้ก็คือ Vector Autoregression หรือ VAR VAR(p) process สามารถเขียนได้ดังนี้

$$y_t = m + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \ldots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (2.11)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยที่ A_i = $k \times k$ matrix ของสัมประสิทธิ์

m = $k \times 1$ vector ของค่าคงตัวหรือค่าคงที่ (constants)

ε = $k \times 1$ ของ white noise process โดยที่คุณสมบัติดังนี้

$$\mathrm{E}(\varepsilon_t) = 0 \text{ สำหรับทุกค่าของ } t$$

$$\mathrm{E}(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \begin{cases} \Omega & s = t \\ 0 & s \neq t \end{cases} \qquad (2.12)$$

โดยที่ Ω = เมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมซึ่งได้ถูกสมมุติให้มีลักษณะเป็นบวกแน่นอน (positive definite) สำหรับ ε_t นั้นจะมีลักษณะ serially uncorrelated แต่อาจจะเป็น contemporaneously correlated ได้ (Johnston and Dinardo, 1997: 287)

วิธีการของ VAR จะเป็นการพิจารณาหลายตัวแปรภายใน (several endogenous variables) พร้อมๆ กัน แต่ว่าใน VAR นั้น แต่ละตัวแปรภายใน (endogenous variable) จะถูกอธิบายโดยค่าล่าหรือค่าล้าหลัง (lagged values) หรือค่าในอดีต (past values) ของตัวแปรภายใน (endogenous variable) นั้น และค่าล่าหรือค่าล้าหลัง (lagged values) ของตัวแปรภายในอื่นๆ (all other endogenous variables) ในแบบจำลอง โดยปกติแล้วจะไม่มีตัวแปรภายนอก (exogenous variables) ในแบบจำลอง (Gujarati, 2003: 837)

Enders (1995: 294) ได้ยกตัวอย่างระบบอย่างง่ายที่มีสองตัวแปร ดังนี้

$$y_t = b_{10} - b_{12} z_t + \gamma_{11} y_{t-1} + \gamma_{12} z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \qquad (2.13)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21} y_t + \gamma_{21} y_{t-1} + \gamma_{22} z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \qquad (2.14)$$

โดยที่มีข้อสมมุติว่า

ทั้ง y_t และ z_t จะมีลักษณะนิ่ง

- ε_{yt} และ ε_{zt} คือ white noise disturbance โดยมีส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (standard deviation) เท่ากับ σ_y และ σ_z ตามลำดับ และ
- $\{\varepsilon_{yt}\}$ และ $\{\varepsilon_{zt}\}$ จะเป็น uncorrelated white-noise disturbances

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

สมการ (2.13) และ (2.14) ก็คือ first-order vector autoregression (VAR) เนื่องจากความยาวของความล่า (lag length) ที่ยาวที่สุดมีค่าเท่ากับ 1 โครงสร้างของระบบได้รวมข้อมูลที่สะท้อนกลับ (feed back) เนื่องจาก y_t และ z_t ถูกอนุญาตให้มีผลกระทบซึ่งกันและกันยกตัวอย่างเช่น $-b_{12}$ คือ ผลกระทบในช่วงเวลาเดียวกันของการเปลี่ยนแปลงของ z_t ต่อ y_t และ γ_{21} ก็คือ

ผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงใน y_{t-1} หนึ่งหน่วยต่อ z_t จะสังเกตได้ว่า ε_{yt} และ ε_{zt} คือ pure innovations หรือ (shocks) ใน y_t และ z_t ตามลำดับ และแน่นอนที่สุด ถ้า b_{21} ไม่เท่ากับศูนย์ ε_{yt} ก็จะมีผลกระทบซึ่งเกิดขึ้นในเวลาเดียวกันโดยทางอ้อม (an indirect contemporaneous effect) ต่อ z_t และ ถ้า b_{12} ไม่เท่ากับศูนย์ ε_{zt} จะมีผลกระทบในเวลาเดียวกันโดยทางอ้อม (an indirect contemporaneous effect) ต่อ y_t

สมการ (2.13) และ (2.14) ไม่ใช่สมการรูปแบบลดรูป (reduced-form equations) เนื่องจาก y_t มีผลกระทบในเวลาเดียวกันต่อ z_t และ z_t ก็มีผลกระทบในเวลาเดียวกันต่อ y_t

จากสมการ (2.13) และ (2.14) เราเขียนในรูปเมทริกซ์ได้ดังนี้

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}+\begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix}+\begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

หรือ

$$B x_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

โดยที่

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, \quad x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}, \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}$$

$$\Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

คูณข้างหน้าด้วย B^{-1} จะทำให้เราได้แบบจำลอง Vector Autoregressive (VAR) ในรูปแบบมาตรฐานทั่วไป นั่นคือ

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \qquad (2.15)$$

โดยที่ $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$

$A_1 = B^{-1}\Gamma_1$

$e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ (Enders, 1995)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

Enders (1995) ใช้สัญลักษณ์ดังนี้

a_{io} = สมาชิกที่ i ของเวกเตอร์ (vector) A_0

a_{ij} = สมาชิกใน row ที่ i และ column ที่ j ของเมทริกซ์ A_1

e_{it} = สมาชิกที่ i ของเวกเตอร์ (vector) e_t

การใช้สัญลักษณ์ใหม่ทำให้เราสามารถเขียนสมการ (2.13) และ (2.14) ได้ใหม่ดังนี้

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (2.16)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (2.17)$$

สมการ (2.13) และ (2.14) เราเรียกว่า structural VAR หรือ primitive system ส่วนสมการ (2.16) และ (2.17) เราเรียกว่า VAR ในรูปแบบมาตรฐาน (standard form) สิ่งที่สำคัญที่เราจะลืมไม่ได้ก็คือ พจน์ความคลาดเคลื่อน (error terms) ซึ่ง e_{1t} และ e_{2t} แต่ละตัวจะประกอบไปด้วย shocks ε_{yt} และ ε_{zt} และเนื่องจาก $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ เราสามารถจะเขียนได้ดังนี้

$$e_{1t} = \left(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}\right)/\left(1 - b_{12}b_{21}\right) \quad (2.18)$$

$$e_{2t} = \left(\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt}\right)/\left(1 - b_{12}b_{21}\right) \quad (2.19)$$

เนื่องจาก ε_{yt} และ ε_{zt} เป็น white-noise process สิ่งที่ตามมาก็คือว่า e_{1t} และ e_{2t} มีค่าเฉลี่ย (mean) เท่ากับศูนย์ ความแปรปรวนคงที่หรือคงตัว (constant variances) และไม่มี serial correlation ในแต่ละตัว ในการหาคุณสมบัติของ $\{e_{1t}\}$ เราสามารถหาได้โดยการหาค่าคาดหมาย (expected value) ของสมการ (2.17) จะได้

$$E\,e_{1t} = E\left(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}\right)/\left(1 - b_{12}b_{21}\right) = 0 \quad (2.20)$$

ความแปรปรวน (variance) ของ e_{1t} จะมีค่าเท่ากับ

$$E\,e_{1t}^2 = E\left[\left(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}\right)/\left(1 - b_{12}b_{21}\right)\right]^2$$

$$= \left(\sigma_y^2 + b_{12}^2\sigma_z^2\right)/\left(1 - b_{12}b_{21}\right)^2 \quad (2.21)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

จะเห็นได้ว่าความแปรปรวนของ e_{1t} เป็นอิสระกับเวลา (time – independent) autocovariance ของ e_{1t} และ e_{1t-i} คือ

$$E\,e_{1t}e_{1t-i} = E\left[\left(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}\right)\left(\varepsilon_{yt-i} - b_{12}\varepsilon_{zt-i}\right)\right] \Big/ \left(1 - b_{12}b_{21}\right)^2 = 0 \qquad (2.22)$$

สำหรับ $i \neq 0$

จะเห็นได้ว่า e_{1t} เป็น stationary process ด้วยค่าเฉลี่ย (mean) เท่ากับศูนย์ ความแปรปรวนคงที่หรือคงตัว (constant variance) และมี autocovariances ทั้งหมดเท่ากับศูนย์ และในทำนองเดียวกันเราก็สามารถแสดงให้เห็นว่า e_{2t} เป็น stationary process ด้วยค่าเฉลี่ย (mean) เท่ากับศูนย์ ความแปรปรวนคงที่หรือคงตัว (constant variance) และมี autocovariances ทั้งหมดเท่ากับศูนย์เช่นกัน (Enders, 1995)

Enders (1995) ได้ย้ำว่าจุดสำคัญที่ควรจะบันทึกไว้ก็คือ e_{1t} และ e_{2t} นั้นมีสหสัมพันธ์กัน ความแปรปรวนร่วมของทั้งพจน์ดังกล่าวสามารถหาได้ดังนี้

$$\begin{aligned} E\left(e_{1t}e_{2t}\right) &= E\left[\left(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}\right)\left(\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt}\right)\right] \Big/ \left(1 - b_{12}b_{21}\right)^2 \\ &= -\left(b_{21}\sigma_y^2 + b_{12}\sigma_z^2\right) \Big/ \left(1 - b_{12}b_{21}\right)^2 \qquad (2.23) \end{aligned}$$

โดยทั่วไปแล้วสมการ (2.23) จะมีค่าไม่เท่ากับศูนย์ ดังนั้น shocks ทั้งสองจึงมีความสัมพันธ์กัน ความสัมพันธ์ดังกล่าว สมการ (2.23) จะมีค่าเท่ากับศูนย์ก็ต่อเมื่อ $b_{12} = b_{21} = 0$ นั่นคือ ถ้าไม่มีผลกระทบในเวลาเดียวกัน (contemporaneous effects) ของ y_t ต่อ z_t และ z_t ต่อ y_t นั่นคือ shocks ทั้งสองก็จะไม่มีความสัมพันธ์กัน

Enders (1995: 296) ได้นิยามเมทริกซ์ความแปรปรวนความแปรปรวนร่วม (variance-covariance matrix) ของ e_{1t} และ e_{2t} ดังนี้

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \mathrm{var}\left(e_{1t}\right) & \mathrm{cov}\left(e_{1t}, e_{2t}\right) \\ \mathrm{cov}\left(e_{1t}, e_{2t}\right) & \mathrm{var}\left(e_{2t}\right) \end{bmatrix}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

เนื่องจากสมาชิกทั้งหมดของ $\sum$ ไม่ขึ้นกับเวลา (time-independent) เราสามารถจะเขียน $\sum$ ในรูปแบบที่กระชับหรือกะทัดรัด ได้ดังนี้

$$\sum = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$

โดยที่ $\text{var}(e_{it}) = \sigma_i^2$

$\sigma_{12} = \sigma_{21} = \text{cov}(e_{1t}, e_{2t})$ (Enders, 1995: 296-297)

2.1.4 แนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (cointegration)

cointegration เป็นขั้นตอนการทดสอบเพื่อดูว่าตัวแปรต่างๆมีความสัมพันธ์ในระยะยาวตามที่ระบุไว้ในทฤษฎีเศรษฐศาสตร์หรือไม่ โดยในการศึกษานี้จะกล่าวถึงเฉพาะวิธีการทดสอบของ Johansen – Juselius ซึ่งเป็นวิธีที่มีพื้นฐานการวิเคราะห์บนรูปแบบของ Vector Autoregressive Model และเป็นวิธีการทดสอบ cointegration ที่มีหลายตัวแปร โดยมีวิธีการศึกษาดังนี้

1) เริ่มต้นด้วยการหา order of integration ของตัวแปรทุกตัว หากพบว่าตัวแปรแต่ละตัว มี order of integration ต่างกัน จะไม่รวมตัวแปรเหล่านั้นไว้ด้วยกัน ถ้าตัวแปรอิสระมี order of integration สูงกว่าตัวแปรตาม ควรจะมีตัวแปรอิสระตั้งแต่ 2 ตัวขึ้นไปจึงมีความสัมพันธ์ในระยะยาว จากนั้นทำการทดสอบหาความยาวของ lag ของตัวแปรด้วย วิธี Akaike Information Criterion (AIC) Likelihood Ratio Test (LR) และ Schwartz Bayesian Criterion (SBC)

2) สร้างรูปแบบของแบบจำลองซึ่งมี 5 รูปแบบ คือ

2.1) รูปแบบของ VAR Model ที่ไม่ปรากฏค่าคงที่และแนวโน้มเวลา

$$X_t = \sum_{i=1}^{p} A_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

ดังนั้น $$\Delta X_t = \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (2.24)$$

โดยที่มีค่า π , π_i ดังนี้

$$\pi = \sum_{i=1}^{p} A_i - I$$

$$\pi_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j$$

X_t = the (n x 1) vectors of variables $[X_{1t}, X_{2t}, \ldots, X_{nt}]'$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

A_i = the (n x n) matrix of parameters

I = the (n x n) identity matrix

ε_t = the (n x 1) vectors of error term with multivariate white noise

2.2) รูปแบบของ VAR Model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector

$$\Delta X_t = \pi^* \; X^*_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (2.25)$$

$$\pi^* = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \cdots & \pi_{1n} & \alpha_{01} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \cdots & \pi_{2n} & \alpha_{02} \\ \vdots & & & \vdots & \\ \pi_{n1} & \pi_{n2} & \cdots & \pi_{nn} & \alpha_{0n} \end{bmatrix}$$

$$X^*_{t-1} = \left(X_{1t-1}, X_{2t-1}, \cdots, X_{nt-1}, 1\right)'$$

2.3) รูปแบบของ VAR Model ที่มีเฉพาะค่าคงที่

$$X_t = A_0 + \sum_{i=1}^{\pi} A_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

ดังนั้น

$$\Delta X_t = A_0 + \pi . X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (2.26)$$

2.4) รูปแบบของ VAR Model ที่มีค่าคงที่และจำกัดแนวโน้มเวลาใน cointegrating vector

$$\Delta X_t = A_0 + \pi^{**} \; X^{**}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (2.27)$$

$$\pi^{**} = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \cdots & \pi_{1n} & t_{01} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \cdots & \pi_{2n} & t_{02} \\ \vdots & & & \vdots & \\ \pi_{n1} & \pi_{n2} & \cdots & \pi_{nn} & t_{0n} \end{bmatrix}$$

$$X^{**}_{t-1} = \left(X_{1t-1}, X_{2t-1}, \cdots, X_{nt-1}, T\right)'$$

T = 1 , 2 , 3 , ..., n

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

2.5) รูปแบบของ VAR Model ที่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา

$$\Delta X_t = A_0 + A_1 T + \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (2.28)$$

โดยที่ A_1 = the (n x 1) vectors of time trend coefficient $(t_{01}, t_{02}, \ldots, t_{0n})'$

3) หาจำนวน cointegrating vector โดยใช้สถิติทดสอบ 2 ตัวคือ eigenvalue trace statistic หรือ trace test และ maximal eigenvalue statistic หรือ max test แล้วเปรียบเทียบค่าสถิติที่คำนวนได้กับค่าวิกฤต ถ้าค่าที่คำนวณได้มากกว่าค่าวิกฤตจะปฏิเสธสมมุติฐานหลัก (H_0) และทำการทดสอบไปเรื่อยๆ จนกว่าจะไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานได้ จากนั้นก็ทำการ normalized cointegrating vectors

ตารางที่ 2.1 การทดสอบสมมุติฐานการหาจำนวน cointegrating vectors

eigenvalue trace statistic		**maximal eigenvalue statistic**	
hypothesis testing		**hypothesis testing**	
H_0	**H_1**	**H_0**	**H_1**
r = 0	r > 0	r = 0	r = 1
$r \leq 1$	r > 1	r = 1	r = 2
$r \leq 2$	r > 2	r = 2	r = 3
$r \leq 3$	r > 3	r = 3	r = 4
⋮	⋮	⋮	⋮

ที่มา: Walter Enders, 1995

2.1.5 แนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น ตามแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน (Error-Correction Model: ECM)

เมื่อทดสอบแล้วว่าข้อมูลอนุกรมเวลาที่ทำการศึกษาเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งและสมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกัน โดยมีกลไกการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว หมายความว่า ตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวแต่ในระยะสั้นอาจมีการออกนอกดุลยภาพ

แบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน (ECM) คือกลไกการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว สมมุติให้ y_t และ x_t เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง และไม่เกิดปัญหาสมการถดถอยไม่

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

แท้จริง สมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกัน โดยมีกลไกการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว หมายความว่าตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวแต่ในระยะสั้นอาจมีการออกนอกดุลยภาพได้ เพราะฉะนั้นจึงให้พจน์ค่าความคลาดเคลื่อนดุลยภาพนี้อาจเป็นตัวเชื่อมพฤติกรรมระยะสั้นและระยะยาวเข้าด้วยกัน โดยลักษณะที่สำคัญของตัวแปรอนุกรมเวลาที่มีการร่วมกันไปด้วยกันคือวิถีเวลา (time path) ของอนุกรมเวลาเหล่านี้จะได้รับอิทธิพลจากการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพระยะยาว ดังนั้นเมื่อกลับเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว การเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาอย่างน้อยบางตัวแปรจะต้องตอบสนองต่อขนาดของการออกนอกดุลยภาพในแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน พลวัตพจน์ระยะสั้น (short-term dynamics) ของตัวแปรในระบบจะได้รับอิทธิพลการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพระยะยาว (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542: 16-51) ซึ่งตัวอย่างแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน (ECM) เป็นดังนี้

$$\Delta y_t = a_1 + a_2 \hat{e}_{t-1} + \sum_{h=1}^{p} a_{4h} \Delta x_{t-h} + \sum_{l=1}^{q} a_{5l} \Delta y_{t-l} + \mu_{yt} \qquad (2.29)$$

$$\Delta x_t = b_1 + b_2 \hat{e}_{t-1} + \sum_{m=1}^{r} b_{4m} \Delta x_{t-m} + \sum_{n=1}^{s} b_{5n} \Delta y_{t-n} + \mu_{xt} \qquad (2.30)$$

โดยที่ y_t, x_t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\hat{e}_{t-1}$ คือ ส่วนที่เหลือ (residuals) ของสมการถดถอยร่วมกันไปด้วยกัน

a_2 คือ สัมประสิทธิ์ของความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าสังเกตที่เกิดขึ้นจริง (Actual) ของ y_1 กับค่าที่เป็นระยะยาว (long run)

μ_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนอันเกิดเนื่องมาจากดุลยภาพระยะยาว ณ เวลา t

โดยที่ $\hat{e}_t$ คือ ส่วนตกค้างและส่วนที่เหลือ (residuals) ของสมการการถดถอยร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrating regression equation) ค่า a_2 จะให้ความหมายว่า a_2 ของความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าสังเกตที่เกิดขึ้นจริงของ y_t กับค่าที่เป็นระยะยาวหรือดุลยภาพในคาบที่แล้วจะถูกขจัดไปหรือถูกแก้ไขไปในแต่ละคาบต่อมา (Gujarati, 1995: 729) เช่นในแต่ละเดือน แต่ละสัปดาห์หรือแต่ละไตรมาส นั่นคือ a_2 คือ สัดส่วนของการออกของดุลยภาพของ y ในคาบนี้ที่ถูกขจัดไปในคาบต่อไป

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.6 Granger causality

Granger noncausality นั้นเป็นเงื่อนไขที่จำเป็นสำหรับความเป็นนอกระบบอย่างเข้มแข็ง (strong exogeneity) ตามที่นิยามโดย Engle (1984) (อ้างถึงใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542) Hendry and Richard (1983) (อ้างถึงใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542) อย่างไรก็ตาม Granger noncausality ก็ไม่ได้เป็นทั้งเงื่อนไขที่จำเป็นและพอเพียงสำหรับความเป็นนอกระบบ (exogeneity) อย่างที่เข้าใจกัน ประเด็นนี้สามารถที่จะอธิบายได้โดยใช้ ตัวอย่างดังสมการดังต่อไปนี้

$$y_t = \alpha_1 x_t + \beta_{11} y_{t-1} + \beta_{12} x_{t-1} + u_{1t} \tag{2.31}$$

$$x_t = \alpha_2 y_t + \beta_{21} y_{t-1} + \beta_{22} x_{t-1} + u_{2t} \tag{2.32}$$

เราจะกล่าวว่า x_t เป็นตัวแปรที่กำหนดให้มาก่อน (predetermined variable) สำหรับ y_t ในสมการ (2.32) ถ้า $\alpha_2 = 0$ และ x_t นั้นเป็นตัวแปรนอกระบบอย่างแท้จริง (strictly exogenous variable) สำหรับ y_t ถ้า $\alpha_2 = 0$ และ $\beta_{21} = 0$

ถ้าเราเขียนรูปแบบลดรูป (reduced forms) สำหรับ y_t และ x_t จะได้

$$y_t = \sum_{i=1}^{n} \pi_{11} y_{t-1} + \sum_{j=1}^{n} \pi_{12} x_{t-1} + v_{1t} \tag{2.33}$$

$$x_t = \sum_{i=1}^{n} \pi_{21} y_{t-1} + \sum_{j=1}^{n} \pi_{22} x_{t-1} + v_{2t} \tag{2.34}$$

สำหรับ Granger noncausality เราจะต้องมี $\pi_{21} = 0$ แต่

$$\pi_{21} = \frac{\alpha_2 \beta_{11} + \beta_{21}}{1 - \alpha_1 \alpha_2} \quad \text{(Maddala, 1992)}$$

ดังนั้น $\pi_{21} = 0$ มีนัยว่า $\alpha_2 \beta_{11} + \beta_{21} = 0$ ซึ่งจากสมการนี้เราไม่สามารถสรุปได้ว่า $\alpha_2 = 0$ ดังนั้น Granger noncausality ไม่จำเป็นต้องให้นัยว่า x_t เป็นตัวแปรที่กำหนดให้มาก่อน (predetermined variable) ในทางกลับกัน $\alpha_2 = 0$ ไม่ได้ให้นัยว่า $\pi_{21} = 0$ อย่างไรก็ตาม $\alpha_2 = 0$ และ $\beta_{21} = 0$ ให้นัยว่า $\pi_{21} = 0$ แม้ว่าในทางกลับกันจะไม่ถูกต้อง

ดังนั้นการทดสอบสำหรับ Granger noncausality จะไม่เป็นประโยชน์สำหรับการทดสอบความเป็นนอกระบบ (exogeneity) (Maddala, 1992) (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

2.2 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ธนิดา กาญจนพันธ์ (2534) ได้ทำการศึกษาอิทธิพลของตัวแปรทางเศรษฐกิจต่อดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ โดยตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่นำมาศึกษา ได้แก่ ปริมาณเงินในระบบเศรษฐกิจผลิตภัณฑ์ประชาชาติที่แท้จริง อัตราดอกเบี้ยเงินฝากที่แท้จริง ดัชนีการลงทุน ปริมาณการลงทุนในหุ้นจากต่างประเทศ และดัชนีอุตสาหกรรม Dow Jones โดยใช้วิธีทดสอบความสัมพันธ์ในรูปแบบกำลังสองน้อยที่สุด (ordinary least squares) ซึ่งใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม 2523 ถึงเดือนธันวาคม 2533

ผลการศึกษาพบว่า การเคลื่อนไหวของดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์นั้นขึ้นอยู่กับปริมาณการลงทุนในหุ้นจากต่างประเทศและขึ้นอยู่ดัชนีอุตสาหกรรม Dow Jones

สุโลจนี ศรีแกล้ว (2535) ได้ทำการวิเคราะห์หลักทรัพย์ซึ่งในการศึกษานี้ได้ใช้ข้อมูลที่เป็นรายวันตั้งแต่วันที่ 1 สิงหาคม 2533 ถึงวันที่ 28 ธันวาคม 2533 เพื่อต้องการทราบว่าปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเคลื่อนไหวของดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ และการเคลื่อนไหวของราคาหุ้น 2 กลุ่ม คือ กลุ่มธนาคาร และ กลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์

ผลการศึกษาพบว่า ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเคลื่อนไหวของดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์คือ ดัชนีอุตสาหกรรม Dow Jones ดัชนี Hang Seng สถานการณ์ทางการเมืองในประเทศและสถานการณ์ในตะวันออกกลาง ส่วนหุ้นกลุ่มธนาคารและกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์ จากการวิเคราะห์ พบว่า หุ้นกลุ่มธนาคารมีค่าความเสี่ยงที่เป็นระบบ (systematic risk) ต่ำ และมีค่าความเสี่ยงที่ไม่เป็นระบบ (unsystematic risk) สูง ซึ่งแสดงว่าราคาของหุ้นกลุ่มธนาคารมีการปรับตัวช้า (defensive stock) ในขณะที่หุ้นกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์มีค่าความเสี่ยงที่เป็นระบบสูง และมีค่าความเสี่ยงที่ไม่เป็นระบบต่ำ ซึ่งแสดงว่าราคาของหุ้นกลุ่มนี้มีการปรับตัวเร็ว (aggressive stock) นอกจากนี้ยังทำการเปรียบเทียบการเคลื่อนไหวของราคาหุ้นกลุ่มธนาคารและกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์ ซึ่งได้พบว่าราคาของหุ้นกลุ่มธนาคารเคลื่อนไหวช้ากว่าราคาหุ้นกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์ เนื่องจาก หุ้นกลุ่มธนาคารส่วนใหญ่มีมูลค่าทุนจุดทะเบียนตามมูลค่าตราไว้สูงกว่าหุ้นกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์ และเมื่อมีการเปลี่ยนแปลงเกิดขึ้นกับอัตราดอกเบี้ย จะมีผลกระทบต่อการลงทุนในหุ้นกลุ่มธนาคารไม่มาก แต่สำหรับหุ้นกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์ที่มีรายได้จาก 2 แหล่งคือรายได้จากดอกเบี้ย และไม่ใช่ดอกเบี้ยซึ่งส่วนใหญ่คือค่านายหน้าจากการซื้อขายหลักทรัพย์เปลี่ยนแปลงไป

ธนศักดิ์ ตันตินาคม (2539) ได้ทำการศึกษาปัจจัยเชิงเศรษฐศาสตร์ที่มีผลกระทบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ในการทำการศึกษาได้ใช้ข้อมูลรายวัน ตั้งแต่วันที่ 4 กรกฎาคม 2537 ถึงวันที่ 28 มิถุนายน 2539 รวม 490 ตัวอย่าง ซึ่งปัจจัยที่นำมาศึกษาได้แก่ มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์ ปริมาณการซื้อขายหลักทรัพย์ อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมระหว่างธนาคารประเภท

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ข้ามคืน อัตราเงินเฟ้อ ค่าเงินบาท มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์ของผู้ลงทุนต่างประเทศ อัตราส่วนมูลค่าหลักทรัพย์รวมตามราคาตลาดต่อกำไรสุทธิรวม และดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ต่างประเทศ ซึ่งได้แก่ ดัชนี Dow Jones ประเทศสหรัฐอเมริกา ดัชนี Straits Times ประเทศสิงคโปร์ ดัชนี Composite ประเทศมาเลเซีย และได้วิเคราะห์ความสัมพันธ์โดยใช้รูปแบบสมการถดถอยเชิงซ้อน

ผลการศึกษาพบว่า อัตราส่วนมูลค่าหลักทรัพย์รวมตามราคาตลาดต่อกำไรสุทธิรวม ดัชนี Straits Times ประเทศสิงคโปร์ และมูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์สุทธิของผู้ลงทุนต่างประเทศนั้นเป็นปัจจัยเชิงเศรษฐกิจที่มีอิทธิพลโดยตรงต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งในขณะที่ค่าเงินบาทนั้นมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย

ขวัญชนก ธรรมวิวรณ์ (2543) ได้ทำการศึกษาถึงความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์กับเครื่องชี้เศรษฐกิจมหภาค โดยใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม 2537 ถึงวันที่ 31 ธันวาคม 2542 ตัวแปรที่ใช้ได้แก่ อัตราเงินเฟ้อ อัตราดอกเบี้ยผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ ดุลบัญชีเดินสะพัด ปริมาณเงิน มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์ปริมาณการซื้อขายหลักทรัพย์ ค่าเงินบาท และระบบอัตราแลกเปลี่ยน และทำการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ด้วยรูปแบบสมการถดถอยเชิงซ้อน

ผลการศึกษาพบว่า มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์และปริมาณการซื้อขายหลักทรัพย์นั้นได้มีความสัมพันธ์กับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์อย่างมีนัยสำคัญ

อัมพวัน นันทขว้าง (2545) ได้ทำการศึกษาปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยของนักลงทุนรายย่อยในจังหวัดเชียงใหม่ โดยนำทฤษฎีการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์มาใช้ประกอบการศึกษา

ผลการศึกษาพบว่า อัตราดอกเบี้ยในประเทศมีผลต่อการตัดสินใจซื้อขายหลักทรัพย์ของนักลงทุนรายย่อยมากที่สุด รองลงมาเป็นการดำเนินการของบริษัทและฐานะการเงินของบริษัท และการวิเคราะห์ผลประกอบการของบริษัท ขณะที่กลุ่มเพื่อนมีอิทธิพลต่อการตัดสินใจซื้อขายหลักทรัพย์ของนักลงทุนรายย่อยอย่างน้อยที่สุด

พริ้มรวี สมงาม (2546) ได้ทำการศึกษาว่าดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ใดในภูมิภาคเอเชียที่มีความสัมพันธ์กับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยดัชนีราคาหุ้นตลาดที่นำมาศึกษา ได้แก่ ดัชนี Nikkei ประเทศญี่ปุ่น ดัชนี Hang Seng ฮ่องกง ดัชนี Straits Times ประเทศสิงคโปร์ ดัชนี KLSE Composite ประเทศมาเลเซีย ดัชนี PSI Composite ประเทศฟิลิปปินส์ และดัชนี JKSE Composite ประเทศอินโดนีเซีย โดยใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือน มกราคม 2536 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2546

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการศึกษาพบว่า ดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ไทยมีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในภูมิภาคเอเชีย โดย ดัชนี Nikkei ประเทศญี่ปุ่น ดัชนี Straits Times ประเทศสิงคโปร์ ดัชนี KLSE Composite ประเทศมาเลเซีย ดัชนี PSI Composite ประเทศฟิลิปปินส์ มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ในขณะที่ดัชนี Hang Seng ฮ่องกง และ ดัชนี JKSE Composite ประเทศอินโดนีเซีย นั้นมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้าม

สลิลทิพย์ ศิริไพบูลย์ (2546) ได้ทำการศึกษาถึงปัจจัยที่เป็นตัวกำหนดดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2538 ถึงเดือนธันวาคม 2544 โดยปัจจัยที่นำมาศึกษาได้แก่ มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์ มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์สุทธิของผู้ลงทุนต่างประเทศ ผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ ค่าเงินบาท และดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยในอดีต

ผลการศึกษาพบว่าข้อมูลของดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์สุทธิของผู้ลงทุนต่างประเทศ และดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยในอดีต มีลักษณะนิ่ง ในขณะที่มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์ ผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ ค่าเงินบาท มีลักษณะไม่นิ่ง จึงได้ใช้วิธีวิเคราะห์แบบสมการถดถอยโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด โดยพบว่ามูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์ มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์สุทธิของผู้ลงทุนต่างประเทศ และดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยในอดีต มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับ และดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยอย่างมีนัยสำคัญ ในขณะที่ลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ และ ค่าเงินบาทไม่มีอิทธิพลต่อดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย

เอนก อุปรา (2547) ได้ทำการวิเคราะห์หาความเสี่ยงและผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มบันเทิงและสันทนาการในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยหลักทรัพย์ที่ใช้ในการศึกษาได้แก่ หลักทรัพย์บริษัทบีอีซีเวิลด์ จำกัด (BEC) หลักทรัพย์บริษัทซีวีดี เอ็นเตอร์เทนเม้น จำกัด (CVD) หลักทรัพย์บริษัทดิจิตอล ออนป้า อินเตอร์เนชั่นเนล จำกัด (DOI) หลักทรัพย์บริษัทจีเอ็มเอ็ม มีเดีย จำกัด (GMMM) หลักทรัพย์บริษัทจีเอ็มเอ็ม แกรมมี่ จำกัด (GRAMMY) หลักทรัพย์บริษัทอาร์เอส โปรโมชัน จำกัด (RS) หลักทรัพย์บริษัทเมเจอร์ซีนีเพล็กซ์ กรุ๊ป จำกัด (MAJOR) หลักทรัพย์บริษัทอีจีวี เอ็นเตอร์เทนเม้นต์ จำกัด (EGV) หลักทรัพย์บริษัทไอทีวี จำกัด (ITV) หลักทรัพย์บริษัทท ราฟฟิกคอร์เนอร์ โฮลดิ้งส์ จำกัด (TRAF) หลักทรัพย์บริษัทยูไนเต็ด บรอดคาสติ้ง จำกัด (UBC) หลักทรัพย์บริษัทซาฟารีเวิลด์ จำกัด (SAFARI) หลักทรัพย์บริษัทเทพธานีกรีฑา จำกัด (CSR) โดยใช้ข้อมูลปิดรายสัปดาห์ ระยะเวลา 6 ปี ตั้งแต่ 4 มกราคา 2541 ถึง 26 ตุลาคม 2547 การวิเคราะห์โดยใช้วิธี โคอินทิเกรชัน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการศึกษาพบว่า อัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ DOI, BEC, CVD, EGV, GMMM, GRAMMY, ITV, TRAF, UBC และSAFARI มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอัตราผลตอบแทนของตลาด ซึ่งแสดงว่าเป็นหลักทรัพย์เชิงรุก นอกจากนี้การเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ BEC, CVD, EGV, GMMM, GRAMMY, ITV, TRAF และUBC นั้นน้อยกว่าการเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนของตลาด แสดงว่าเป็นหลักทรัพย์เชิงรับ และพบว่าหลักทรัพย์ DOI, TRAF, BEC, ITV, EGV, GRAMMY, GMMM, SAFARI, CVDและ UBC เป็นหลักทรัพย์ที่ให้อัตราผลตอบแทนสูงกว่าอัตราผลตอบแทนของตลาด ณ ระดับความเสี่ยงเดียวกัน จึงสามารถปรับตัวขึ้นได้อีก ส่วน MAJOR, CSRและ RS ให้อัตราผลตอบแทนต่ำกว่าอัตราผลตอบแทนของตลาด ณ ระดับความเสี่ยงเดียวกัน ในอนาคตจะสามารถปรับตัวลดลง

Orawan and Subhash (2002) ได้ทำการศึกษาความสัมพันธ์ทั้งในระยะสั้นและระยะยาวระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์สหรัฐอเมริกา ยุโรป เอเชีย อเมริกาใต้ และยุโรปตะวันออก ในช่วงก่อนและช่วงวิกฤตเศรษฐกิจในเอเชีย โดยใช้เทคนิค cointegration และ vector error correction model ในการทดสอบ

ผลการศึกษาพบว่า ช่วงก่อนวิกฤตเศรษฐกิจในเอเชียดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์เหล่านี้ไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว แต่ในช่วงวิกฤตเศรษฐกิจในเอเชียพบว่าดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์เหล่านี้มี cointegrating vector 1 เวคเตอร์ ที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนในช่วงหลังวิกฤตเศรษฐกิจในเอเชียดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในภูมิภาคต่างๆ มีความสัมพันธ์กันในระยะสั้นมากกว่าในช่วงวิกฤตเศรษฐกิจ โดยที่ตลาดหลักทรัพย์ยุโรปจะมีผลกระทบโดยตรงต่อตลาดสหรัฐอเมริกามากกว่า แต่ในขณะที่ตลาดหลักทรัพย์ในภูมิภาคอื่นๆ มีอิทธิพลทางอ้อมต่อตลาดสหรัฐอเมริกาโดยผ่านตลาดยุโรป ซึ่งเมื่อพิจารณาผลกระทบจากความตื่นตระหนก พบว่า ระหว่างช่วงวิกฤตเศรษฐกิจในเอเชีย ผลตอบรับของทุกตลาดต่อความตื่นตระหนกในตลาดอื่นๆ มีแค่ชั่วคราว และเมื่อพิจารณาผลตอบรับของตลาดหลักทรัพย์สหรัฐอเมริกาต่อตลาดอื่นๆ นั้นมีเพียงผลเพียงแค่ชั่วคราว แต่ผลตอบรับของตลาดยุโรปต่อตลาดอื่นๆ นั้นมีผลถาวร จึงส่งผลทำให้ความสัมพันธ์นั้นแตกต่างกันออกไป

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved