บทที่ 2

แนวคิด ทฤษฎี และวรรณกรรมปริทัศน์

2.1 ทฤษฎีที่ใช้ในการศึกษา

2.1.1 ทฤษฎีบทข้อมูลอนุกรมเวลา

ข้อมูลหุ้นมีลักษณะข้อมูลเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาซึ่งมีข้อควรพิจารณาเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งหรือไม่ ทั้งนี้เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลาที่สามารถนำไปใช้พยากรณ์ได้นั้นจะต้องเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง ดังนั้นจึงต้องทำการทดสอบก่อนว่าข้อมูลดัชนีราคาหุ้นมีลักษณะนิ่งหรือไม่ ดังมีรายละเอียดดังต่อไปนี้

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (stationary) หมายถึงการที่ข้อมูลอนุกรมเวลาอยู่ในสภาพของการสมดุลเชิงสถิติ (statistical equilibrium) ซึ่งหมายถึงการที่ข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีการเปลี่ยนแปลงถึงแม้เวลาจะเปลี่ยนแปลงไป 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 $X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \ldots X_{t+k}$
4) กำหนดให้ $P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \ldots, X_{t+m+k})$ เป็นการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วมของ $P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \ldots, X_{t+m+k})$

จากข้อกำหนดทั้ง 4 ข้อดังกล่าวจะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งเมื่อ $P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \ldots X_{t+k}) = P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \ldots, X_{t+m+k})$ โดยหากพบว่า $P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \ldots X_{t+k})$ มีค่าไม่เท่ากับ $P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \ldots, X_{t+m+k})$ แล้วจะสรุปได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary) ซึ่งการทดสอบว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่นั้น แต่เดิมจะพิจารณาที่ค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเอง (Autocorrelation Coefficient Function : ACF) ตามแบบจำลองของบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins model) ซึ่งหากพบว่าค่า Corrlation (ρ) ที่ได้จากการพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเองนั้น มีค่าใกล้ 1 มากๆ จะส่งผลให้

การพิจารณาที่ค่า ACF ค่อนข้างจะไม่แม่นยำ เพราะว่ากราฟแสดงค่า ACF มีค่าแนวโน้มลดลงเหมือนๆกัน บางคนอาจสรุปไม่ได้เหมือนกันเพราะประสบการณ์ที่แตกต่างกัน ทำให้เกิดความคลาดเคลื่อนได้ ดังนั้น (DickeyและFuller) จึงพัฒนาการตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะนิ่งหรือไม่ โดยการทดสอบ (unit root)

2.1.2 การทดสอบ (Unit Root)

การทดสอบ unit root คือ เป็นขั้นตอนแรกในการศึกษาภายใต้วิธี cointegration and error correction mechanism ขั้นตอนนี้จะเป็นการทดสอบตัวแปรทางเศรษฐกิจต่าง ๆ ที่จะใช้ในสมการ เพื่อดูความนิ่ง [I(0); Integrated of order 0] หรือไม่นิ่ง [I(0); d > 0 Integrated of order 0] 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 $X_t = X_{t-1} + e_t; e_t \sim i.id(0, \sigma_\varepsilon^2)$

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 (อ้างถึงใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542) สามารถแบ่งออกได้เป็น 2 วิธีคือ

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

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.1}$$

$$X_t = \alpha_0 + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.2}$$

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

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

สมการแรกจะเป็นสมการที่แสดงถึง กรณีรูปแบบของสมการที่ไม่มีค่าคงที่ ขณะที่สมการที่สองจะเป็นรูปแบบของสมการที่ปรากฏค่าคงที่ และสมการสุดท้ายแสดงถึงรูปแบบของสมการที่มีทั้งค่าคงที่ และแนวโน้มเวลา

ในการทดสอบว่า X_t มีลักษณะนิ่ง [$\mathrm{X}_t \sqcup (0)$] หรือไม่ จะทำการทดสอบ โดยการแปลงสมการทั้งสามรูปแบบให้อยู่ในรูปของ first differencing ($\Delta \mathrm{X}_t$) ได้ดังนี้

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.4}$$

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

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

โดยที่ $\gamma = (\rho - 1)$

2) Augmented Dickey-Fuller test (ADF) เป็นการทดสอบ unit root วิธีหนึ่ง คือพัฒนามาจาก DF test เนื่องจากวิธี DF ไม่สามารถทำการทดสอบตัวแปรในกรณีที่เป็น serial correlation ในค่า error term (ε_t) ที่มีลักษณะความสัมพันธ์กันเองในระดับสูง ซึ่งจะมีการเพิ่ม lagged change $\left[\sum_{i=1}^{p} \lambda_j \Delta X_{t-i}\right]$ เข้าไปในสมการทางด้านขวามือ จะได้ว่า

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

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

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

ซึ่งพจน์ที่ใส่เข้าไปนั้น จำนวน lagged term (p) ก็ขึ้นอยู่กับความเหมาะสมของแต่ละงานวิจัย หรือสามารถใส่จำนวน lag ไปกระทั่งไม่เกิดปัญหา autocorrelation ในส่วนของ error term (Pindyck and Rubinfeld, 1998) (อ้างถึงใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542)

ในการทดสอบสมมติฐานทั้งวิธี Dickey-Fuller test และวิธี augmented Dickey-Fuller test เป็นการทดสอบว่าตัวแปรที่เราสนใจ X_t นั้นมี unit root หรือไม่ โดยสามารถพิจารณาได้จากค่า γ ถ้าค่า γ มีค่าเท่ากับ 0 แสดงว่า X_t นั้นมี unit root (แสดงว่าไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยาว) หาก γ มีค่าน้อยกว่า 0 แสดงว่า X_t ไม่มี unit root (แสดงว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยาว) ซึ่งสามารถเขียนสมมติฐานในการทดสอบได้ดังนี้

$$\mathrm{H}_0 : \gamma = 0$$
$$\mathrm{H}_0 : \gamma < 0$$

ทดสอบสมมติฐาน โดยเปรียบเทียบค่า t-statistic ที่คำนวณได้กับค่าวิกฤต MacKinnon ซึ่งค่า t-statistic ที่จะนำมาทำการทดสอบสมมติฐานในแต่ละรูปแบบนั้นจะต้องนำไปเปรียบเทียบกับค่าตารางค่าวิกฤต MacKinnon ณ ระดับต่าง ๆ กล่าวคือใช้ค่า t ในรูปแบบของสมการที่ (2.2) และ (2.5) t_u รูปแบบของสมการที่ (2.3) และ (2.6) และ t_t รูปแบบของสมการที่ (2.6) และ (2.9) ถ้าปฏิเสธสมมติฐานได้ แสดงว่า ตัวแปรที่นำมาทดสอบเป็น Integrated of order 0 โดยใช้สัญลักษณ์ 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 hypotesis (Φ_1, Φ_2, และ Φ_3) เป็นสถิติทดสอบการเปรียบเทียบกับค่า Dickey-Fuller test (Enders, 1995) ซึ่งในการทดสอบสมการที่ (2.5) และ (2.8) ทดสอบภายใต้สมมติฐานที่ว่า $\gamma = \alpha_0 = 0$ จะใช้ Φ_1 Statistic

ขณะที่สมการที่(2.6)และ(2.9) ทดสอบภายใต้สมมติฐาน $\alpha_2 = \gamma = \alpha_0 = 0$ ใช้ Φ_2 Statistic ในการทดสอบซึ่งค่าสถิติดังกล่าวสามารถคำนวณได้ดังนี้

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

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 $\Delta\mathrm{X}_t$ มาทำ differencing ไปเรื่อย ๆ จนสามารถปฏิเสธสมมติฐานที่ว่า X_t มีลักษณะไม่นิ่งได้เพื่อทราบ order of integration (d) ว่าอยู่ในระดับใด $[\mathrm{X}_t \sqcup \mathrm{I(d)}; \mathrm{d} > 0]$

ถ้าหากพบว่าข้อมูลดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่งและมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (order of integration) ที่มากกว่า 0 [ทดสอบว่า $[\mathrm{X}_t \sqcup \mathrm{I(d)}]$ หรือไม่ จะทำการทดสอบตามรูปแบบสมการดังต่อไปนี้

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

2.1.3 Vector Autoregression (VAR)

โดยปกติ สมการการวิเคราะห์แบบแผนอัตราถดถอยตัวแปรเดียว (univariate, autoregressive schemes) มีตัวแปรทางซ้ายมือ (ตัวแปรตาม) เป็นตัวแปรสเกลาร์ (scalar variable) ซึ่งถูกสร้างขึ้นมาจากค่าที่ผ่านมาในอดีตของตัวแปรนั้น เช่น ในกรณี AR(p) process จะมีสมการดังนี้

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \ldots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

(Johnston and Dinardo, 1997: 287)

ถ้าเรามี column vector ซึ่งมีตัวแปรที่แตกต่างกัน k ตัว $y_t = \left[y_{1t} y_{2t} \ldots y_{kt}\right]'$ เราจะสามารถสร้างแบบจำลองของเวกเตอร์นี้ในรูปของค่าที่ผ่านมาในอดีตของเวกเตอร์ดังกล่าวนี้ ผลที่ได้ก็คือ vector autoregression หรือ VAR VAR(p) process (Johnston and Dinardo, 1997: 287) ซึ่งสามารถเขียนได้ดังนี้

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

โดยที่ m = k x 1 vector ของค่าคงตัวหรือค่าคงที่ (constants)

A_i = k x k matrix ของสัมประสิทธิ์

ε = k x 1 ของ white noise process โดยที่คุณสมบัติดังนี้

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

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

โดยที่ Ω = เมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมซึ่งมีลักษณะเป็นบวกแน่นอน (positive definite) (Johnston and Dinardo, 1997: 287)

Enders (1995:294) ได้ยกตัวอย่างระบบอย่างง่ายที่มีสองตัวแปร ดังนี้

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

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

โดยที่มีข้อสมมติว่า

1. ทั้ง y_t และ z_t มีลักษณะเป็น stationary
2. ε_{yt} และ ε_{zt} คือ white noise disturbance โดยมีส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (standard deviation) เท่ากับ σ_y และ σ_z ตามลำดับ และ
3. $\{\varepsilon_{yt}\}$ และ $\{\varepsilon_{zt}\}$ จะเป็น uncorrelated white-noise disturbances

สมการ (2.13) และ (2.14) ก็คือ first-order vector autoregression (VAR) เนื่องจากความยาวของความล่า (lag length) ที่ยาวที่สุดมีค่าเท่ากับ 1

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

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

โดยที่

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad , \quad X_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} \quad , \quad \Gamma_1 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}$$

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

คูณข้างหน้าด้วย B^{-1} จะทำให้เราได้แบบจำลอง vector autoregressive (VAR) ในรูปแบบมาตรฐานทั่วไป นั่นคือ

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t \tag{2.15}$$

โดยที่ $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$

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

$e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ (Enders, 1995: 294-295)

Enders (1995: 295) ใช้สัญลักษณ์ดังนี้

a_{i0} = 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

ทำให้เราสามารถเขียนสมการ (2.13) และ (2.14) ได้ใหม่ดังนี้

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

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

สมการ (2.13) และ (2.14) เราเรียกว่า structural VAR หรือ primitive system ส่วนสมการ (2.16) และ (2.17) เราเรียกว่า VAR ในรูปแบบมาตรฐาน และเนื่องจาก $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ เราสามารถเขียนได้ดังนี้

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

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

เนื่องจาก ε_{yt} และ e_{zt} เป็น white-noise process โดยที่ e_{1t} และ e_{2t} มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ความแปรปรวนคงที่หรือคงตัว (constant variances) และไม่มี serial correlation ในแต่ละตัว เราสามารถหาคุณสมบัติของ $\{e_{1t}\}$ ได้โดยการหาค่าคาดหมาย (expected value) ของสมการ (2.17) ซึ่งจะได้

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

ความแปรปรวน (variance) ของ e_{1t} จะมีค่าเท่ากับ

$$\begin{aligned} Ee_{1t}^2 &= \left[\left(e_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}\right) / \left(1 - b_{12}b_{21}\right)\right]^2 \\ &= \left(\sigma_y^2 + b_{12}^2\sigma_z^2\right) / \left(1 - b_{12}b_{21}\right) \end{aligned} \quad (2.21)$$

โดยที่ ความแปรปรวนของ e_{1t} เป็นอิสระกับเวลา (time-independent) autocovariance ของ e_{1t} และ e_{1t-1} คือ

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

สำหรับ $i \neq 0$

เห็นได้ว่าทั้ง e_{1t} และ e_{2t} เป็น stationary process ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ความแปรปรวนคงที่หรือคงตัว (constant variance) และมี autocovariances ทั้งหมดเท่ากับศูนย์ Enders (1995: 296) ได้เน้นจุดสำคัญไว้คือ e_{1t} และ e_{2t} นั้นมีสหสัมพันธ์กัน ความแปรปรวนร่วม (covariance) ของพจน์ดังกล่าวสามารถหาได้ดังนี้ (อ้างถึงใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542)

$$E\left(e_{1t}e_{2t}\right) = E\left[\left(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}\right)\left(\varepsilon_{ati} - b_{21}\varepsilon_{yt}\right)\right] / \left(1 - b_{12}b_{21}\right)^2 \quad (2.23)$$

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

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

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

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

2.1.4 แนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration)

Cointegration เป็นขั้นตอนการทดสอบเพื่อดูว่าตัวแปรต่าง ๆ มีความสัมพันธ์ในระยะยาวตามที่ระบุไว้ในทฤษฎีเศรษฐศาสตร์หรือไม่ โดยในการศึกษานี้จะกล่าวถึงเฉพาะวิธีการทดสอบของ Johansen - Juselius ซึ่งเป็นวิธีที่มีพื้นฐานการวิเคราะห์บนรูปแบบของ Vector Autoregressive Model และเป็นวิธีการทดสอบ cointegration ของหลายตัวแปรโดยมีวิธีการศึกษาดังนี้

1) เริ่มต้นด้วยการหา order of integration ของตัวแปรทุกตัว หากพบว่าตัวแปรแต่ละตัวมี 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 × 1) vectors of variables $\left[X_{1t}, X_{2t}, ..., X_{nt}\right]'$

A_t = the (n × 1) matrix of parameters

I = the (n × 1) identity matrix

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

2.2) รูปแบบของ VAR Model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector

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

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

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

2.3) รูปแบบของ VAR Model ที่มีเฉพาะค่าคงที่

$$X_t = \mathrm{A}_0 + \sum_{i=1}^{\pi} \mathrm{A}_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

ดังนั้น

$$\Delta X_t = \mathrm{A}_0 + \pi . X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{2.26}$$

2.4) รูปแบบของ VAR Model ที่มีค่าคงที่และจำกัดแนวโน้มเวลาใน cointegrating vector

$$\Delta X_t = \mathrm{A}_0 + \pi \ X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{2.27}$$

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

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

T = 1,2,3…, n

2.5) รูปแบบของ VAR Model ที่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา

$$\Delta X_t = \mathrm{A}_0 + \mathrm{A}_1 T + \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{2.28}$$

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

3) หาจำนวน cointegrating vector โดยใช้สถิติทดสอบ 2 ตัวคือ eigenvalue trace statistic หรือ trace test และ maximal eigenvalue statistic หรือ max test แล้วเปรียบเทียบค่าสถิติที่คำนวณได้กับค่าวิกฤต ถ้าค่าที่คำนวณได้มากกว่าค่าวิกฤตจะปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) และทำการทดสอบไปเรื่อย ๆ จนกว่าจะไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานได้

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 ≤ 1	r > 1	r = 1	r = 2
r ≤ 2	r > 2	r = 2	r = 3
r ≤ 3	r > 3	r = 3	r = 4
⋮	⋮	⋮	⋮

ที่มา : Enders, 1995(อ้างถึงใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542)

2.1.5 แนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น ตามแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชันError Correction Mechanism (ECM)

เมื่อทดสอบแล้วว่าข้อมูลอนุกรมเวลาที่ทำการศึกษาเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งและสมการถอถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกัน โดยมีกลไกการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว หมายความว่า ตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพระยะยาวแต่ในระยะสั้นอาจมีการออกนอกดุลยภาพ แบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน (ECM) คือกลไกการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว สมมติให้ y_t และ x_t เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง และไม่เกิดปัญหาสมการถดถอยไม่แท้จริง สมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกัน โดยมีกลไกการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว หมายความว่าตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวแต่ในระยะสั้นอาจมีการออกนอกดุลยภาพได้ เพราะฉะนั้นจึงให้พจน์ค่าความคลาดเคลื่อนดุลยภาพนี้อาจเป็นตัวเชื่อมพฤติกรรมระยะสั้นและระยะยาวเข้าด้วยกัน โดยลักษณะที่สำคัญของตัวแปรอนุกรมเวลาที่มีการร่วมกันไปด้วยกันคือวิถีเวลา (time path) ของอนุกรมเวลาเหล่านี้จะได้รับอิทธิพลจากการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพระยะยาว ดังนั้นเมื่อกลับเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว การเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาอย่างน้อยบางตัวแปรจะต้องตอบสนองต่อขนาดของการออกนอกดุลยภาพในแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน พลวัตพจน์ระยะสั้น (short-term dynamics) ของตัวแปรในระบบจะได้รับอิทธิพลการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพระยะยาว (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542: 16-51) ซึ่งตัวอย่างแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน (ECM) เป็นดังนี้

$$\Delta Y_t = a_1 + a_2 \hat{e}_{t-1} + \sum_{h=1}^{p} a_{4h} \Delta \chi_{t-h} + \sum_{l=1}^{q} a_{5l} \Delta y_{t-1} + \mu_{\gamma t} \tag{2.29}$$

$$\Delta X_t = b_1 + b_2 \hat{e}_{t-1} + \sum_{m=1}^{r} b_{4m} \Delta \chi_{t-m} + \sum_{n=1}^{s} b_{5n} \Delta y_{t-n} + \mu_{xt} \tag{2.30}$$

โดย γ_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) ของสมการถดถอยร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrating regression equation) ค่า a_2 จะให้ความหมายว่า a_2 ของความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าสังเกตที่เกิดขึ้นจริงของ y_t กับค่าที่เป็นระยะยาวหรือดุลยภาพในคราบที่แล้วจะถูกขจัดไปหรือถูกแก้ไขไปในแต่ละคาดต่อมา (Gujarati, 1995: 729) เช่นในแต่ละเดือน แต่ละสัปดาห์หรือแต่ละไตรมาส นั่นคือ a_2 คือ สัดส่วนของการออกของดุลยภาพของ y ในคาบนี้ที่ถูกขจัดไปในคาบต่อไป

2.1.6 Granger Causality Model

Grager noncausality นั้นเป็นเงื่อนไขที่จำเป็นสำหรับความเป็นนอกระบบอย่างเข้มแข็ง (storong exogeneity) ตามนิยามโดย Engle (1984. อ้างถึงใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542) Hendry and Richard (1983. อ้างถึงใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542) อย่างไรก็ตาม Grager noncausality ก็ไม่เป็นทั้งเงื่อนไขที่จำเป็นและพอเพียงสำหรับความเป็นนอกระบบ (exogeneity) อย่างที่เข้าใจกัน ประเด็นนี้สามารถที่จะอธิบายได้โดยใช้ ตัวอย่างดังสมการดังต่อไปนี้

$$y_t = \alpha_1 x_1 + \beta_{12} y_{t-1} + \beta_{12} x_{t-1} + u_{1t} \tag{2.31}$$

$$x_t = \alpha_2 y_1 + \beta_{21} y_{t-1} + \beta_{22} x_{t-1} u_{2t} \tag{2.32}$$

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

$$y_t = \sum_{i=1}^{n} \pi_{11} y_{t-1} + \sum_{j=1}^{n} \pi_{12} x_{t-1} + v_{1t} \qquad (2.33)$$
$$x_t = \sum_{i=1}^{n} \pi_{21} y_{t-1} + \sum_{j=1}^{n} \pi_{22} x_{t-1} + v_{2t}$$

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

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

ดังนั้น $\pi_{21} = 0$ มีนัยว่า $\alpha_2 \beta_{11} + \beta_{21} = 0$ ซึ่งจากสมการนี้เราไม่สามารถสรุปได้ว่า $\alpha_2 = 0$ ดังนั้น Grager 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 Grager noncausality จะไม่เป็นประโยชน์สำหรับการทดสอบความเป็นนอกระบบ (exogeneity) (Maddala, 1992)

2.2 วรรณกรรมที่เกี่ยวข้อง

ธนศักดิ์ ตันตินาคม (2539) ได้ทำการศึกษาปัจจัยเชิงเศรษฐศาสตร์ที่มีผลกระทบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ในการทำการศึกษาได้ใช้ข้อมูลรายวัน ตั้งแต่วันที่ 4 กรกฎาคม 2537 ถึงวันที่ 28 มิถุนายน 2539 รวม 490 ตัวอย่าง ซึ่งปัจจัยที่นำมาศึกษา ได้แก่ มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์ ปริมาณการซื้อขายหลักทรัพย์ อัตราดอกเบี้ยการกู้ยืมระหว่างธนาคารประเภทข้ามคืน อัตราเงินเฟ้อ ค่าเงินบาท มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์ของผู้ลงทุนต่างประเทศ อัตราส่วนมูลค่าหลักทรัพย์รวมตามราคาตลาดต่อกำไรสุทธิรวม และดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ต่างประเทศ ซึ่งได้แก่ ดัชนี Dow Jones ประเทศสหรัฐอเมริกา ดัชนี Straits Times ประเทศสิงคโปร์

ดัชนี Composite ประเทศมาเลเซีย และได้วิเคราะห์ความสัมพันธ์โดยใช้รูปแบบสมการถดถอยเชิงซ้อน

ผลการศึกษาพบว่า อัตราส่วนมูลค่าหลักทรัพย์รวมตามราคาตลาดต่อกำไรสุทธิรวม ดัชนี Straits Times ประเทศสิงคโปร์ และมูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์สุทธิของผู้ลงทุนต่างประเทศ นั้นเป็นปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีอิทธิพลโดยตรงต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งในขณะที่ค่าเงินบาทนั้นมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย

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

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

กัลยาณี เจริญกิจหัตถกร (2548) ได้ทำการศึกษาถึงความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในสหรัฐอเมริกาที่มีความสัมพันธ์กับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยโดยดัชนีราคาหุ้นตลาดที่นำมาศึกษา ได้แก่ ดัชนี Nasdaq ดัชนี Dow Jone และดัชนี S&P 500 โดยใช้ข้อมูลรายวันตั้งแต่วันที่ 2 มกราคม2546 ถึง วันที่ 28 กุมภาพันธ์ 2548 รวมทั้งสิ้น 513 ข้อมูล

ผลการศึกษาพบว่าดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยมีความสัมพันธ์ระยะยาวและในทิศทางเดียวกันกับ ดัชนี Nasdaq ดัชนี Dow Jone และดัชนี S&P 500 และพบว่า ดัชนี Nasdaq ดัชนี Dow Jone และดัชนี S&P 500 เป็นดัชนีชี้นำหรือตัวแปรสาเหตุที่ได้ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย

นลินี โอภาสชวลิต (2548) ได้ทำการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในสหภาพยุโรป โดยดัชนีราคาหุ้นตลาดที่นำมาศึกษา 3 ดัชนี ได้แก่ ดัชนีFTSE 100 ของประเทศอังกฤษ ดัชนี Xetra Dax ของประเทศเยอรมันและ ดัชนีCAC 40 ของประเทศฝรั่งเศส โดยใช้ข้อมูลรายวันตั้งแต่วันที่ 2 มกราคม2546 ถึงวันที่ 28 กุมภาพันธ์ 2548

ผลการศึกษาพบว่า ดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยมีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในสหภาพยุโรป โดยดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับดัชนีFTSE 100 ของประเทศอังกฤษและ ดัชนี Xetra Dax ของประเทศเยอรมัน ในขณะและ ดัชนีCAC 40 ของประเทศฝรั่งเศส มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางตรงกันข้ามกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย

Choudhry (1996) ศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ของประเทศในทวีปยุโรป 6 ประเทศตั้งแต่ค.ศ. 1920 ถึง 1939 โดยใช้การวิเคราะห์ multivariate cointegration ตามแนวทางของ Johansen

ผลการศึกษาพบว่า ดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ของประเทศในทวีปยุโรป 6 ประเทศมีความสัมพันธ์ระยะยาวตั้งแต่ค.ศ. 1920 ถึง 1929 รวมถึงหลังจากเดือนตุลาคมค.ศ. 1929ที่ตลาดหลักทรัพย์ของประเทศในทวีปยุโรปตกต่ำ ในส่วนช่วงหลังวิกฤตการณ์ตลาดหลักทรัพย์ของประเทศในทวีปยุโรปไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ยุโรป ความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ของประเทศในทวีปยุโรป 6 ประเทศได้รับอิทธิพลมาจากการรุ่งเรื่องของเศรษฐกิจและความร่วมมือทางการเงินที่เกิดขึ้นในยุโรป ในช่วงหลังสงครามโลกครั้งที่ 1

Orawan Ratanapakorn and Subhash (2002) ได้ทำการศึกษาความสัมพันธ์ทั้งในระยะสั้นและระยะยาวระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์สหรัฐอเมริกา ยุโรป เอเชีย อเมริกาใต้ และยุโร)ตะวันออกในช่วงก่อนและช่วงวิกฤติเศรษฐกิจในเอเชีย โดยใช้เทคนิค cointegration และ vector error correction model ในการทดสอบ

ผลการศึกษาพบว่า ช่วงก่อนวิกฤตเศรษฐกิจในเอเชียดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์เหล่านี้ไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว แต่ในช่วงวิกฤตเศรษฐกิจในเอเชียพบว่าดัชนีราคาหุ้นตลาด

หลักทรัพย์เหล่านี้มี cointegrating vector 1 เวคเตอร์ ที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนในช่วงหลังวิกฤตเศรษฐกิจในเอเชียดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในภูมิภาคต่างๆ มีความสัมพันธ์กันในระยะสั้นมากกว่าในช่วงวิกฤตเศรษฐกิจ โดยที่ตลาดหลักทรัพย์ยุโรปจะมีผลกระทบโดยตรงต่อตลาดสหรัฐอเมริกามากกว่า แต่ในขณะที่ตลาดหลักทรัพย์ในภูมิภาคอื่นๆ มีอิทธิพลทางอ้อมต่อตลาดสหรัฐอเมริกาโดยผ่านตลาดยุโรป ซึ่งเมื่อพิจารณาผลกระทบจากความตื่นตระหนก พบว่า ระหว่างช่วงวิกฤตเศรษฐกิจในเอเชีย ผลตอบรับของทุกตลาดต่อความตื่นตระหนกในตลาดอื่นๆ นั้นมีผลเพียงแค่ชั่วคราว แต่ผลตอบรับของตลาดยุโรปต่อตลาดอื่นๆ นั้นมีผลถาวร จึงส่งผลทำให้ความสัมพันธ์นั้นแตกต่างกันออกไป