# บทที่ 2
# แนวคิด ทฤษฎี และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

## 2.1 แนวคิด

ปัจจุบันการติดตามความเคลื่อนไหวของดัชนีหุ้นตลาดหลักทรัพย์อย่างใกล้ชิดนับเป็นสิ่งจำเป็นสำหรับผู้ลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ โดยมีการนำข้อมูลทางเศรษฐกิจมาพิจารณา เช่น อัตราดอกเบี้ย อัตราแลกเปลี่ยน ดุลบัญชีเดินสะพัด ผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ ฯลฯ เพื่อพยากรณ์แนวโน้มของดัชนีหุ้นตลาดหลักทรัพย์ อันจะเป็นประโยชน์ต่อนักลงทุนทั้งในระยะสั้นและระยะยาว

นอกจากนี้โลกมีความเจริญก้าวหน้าทางด้านระบบเศรษฐกิจและการเงินมากยิ่งขึ้น ทำให้การเปลี่ยนแปลงทางด้านเหตุการณ์ในประเทศหนึ่งย่อมส่งผลกระทบต่ออีกประเทศหนึ่ง เช่นการขึ้นอัตราดอกเบี้ยของประเทศขนาดใหญ่ ทำให้ไทยได้รับผลกระทบทางด้านเศรษฐกิจทำให้เงินทุนเกิดการไหลออก โดยความสัมพันธ์ระหว่างไทยกับสหภาพยุโรปนั้น มีลักษณะที่สำคัญคือ เป็นความสัมพันธ์ในด้านการค้าและการลงทุน ซึ่งมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเรื่อยๆ เมื่อทำการพิจารณาทางด้านการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ก็จะพบว่ามีการขยายการลงทุนเพิ่มขึ้นอย่างรวดเร็วและมีแนวโน้มที่จะเป็นตลาดทุนที่สำคัญของประเทศไทย ด้วยเหตุนี้ดัชนีราคาหุ้นจึงสามารถสะท้อนถึงภาวะเศรษฐกิจของประเทศนั้นว่ามีการเปลี่ยนแปลงในด้านดีหรือเสีย เพื่อที่ผู้ลงทุนจะได้ทำดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ต่างประเทศมาเป็นปัจจัยหนึ่งในการตัดสินใจลงทุน และวิเคราะห์แนวโน้มของดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย

ดังนั้นในการศึกษาถึงความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยกับดัชนีหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในสหภาพยุโรป เช่นประเทศอังกฤษ เยอรมัน และฝรั่งเศส เป็นต้น จึงเป็นเรื่องที่น่าสนใจและมีประโยชน์ต่อผู้ลงทุน ในการที่จะทำการคาดการณ์เกี่ยวกับการเคลื่อนไหวของดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยรวมถึงผลกระทบต่างๆที่เกี่ยวข้องกับดัชนีราคาหุ้น และทราบถึงตัวแปรใดส่งผลกระทบในด้านตัวแปรต้นหรือตัวแปรตาม เพื่อที่จะนำไปใช้วิเคราะห์แนวโน้มของการเปลี่ยนแปลงของระดับราคาหลักทรัพย์ และใช้ประกอบการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ได้ดียิ่งขึ้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

## 2.2 ทฤษฎีที่ใช้ในการศึกษา

### 2.2.1 ทฤษฎีบทข้อมูลอนุกรมเวลา

การศึกษานี้ใช้ข้อมูลอนุกรม ซึ่งข้อมูลของอนุกรมเวลามีลักษณะโดยพื้นฐานที่ควรพิจารณา คือ ข้อมูลนั้นเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งหรือไม่ ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (stationary) หมายถึงการที่ข้อมูลอนุกรมเวลาอยู่ในสภาพของการสมดุลเชิงสถิติ (statistical equilibrium) ซึ่งหมายถึง การที่ข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีการเปลี่ยนแปลงถึงแม้เวลาจะเปลี่ยนแปลงไป ไม่เช่นนั้นอาจจะทำให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรของสมการเป็นความสัมพันธ์ไม่แท้จริง (spurious regression) ซึ่งเป็นการยากที่จะยอมรับได้ในทางเศรษฐศาสตร์ ดังนั้นจึงต้องทำการทดสอบก่อนว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่ แสดงได้ดังนี้

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

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

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

แล้ว จะสรุปได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมี non-stationary

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

การทดสอบว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่นั้น แต่เดิมจะพิจารณาที่ค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเอง (autocorrelation coefficient function : ACF) ตามแบบจำลองของบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins model) ซึ่งหากพบว่าค่า correlation ($\rho$) ที่ได้จากการพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเองนั้น มีค่าใกล้ 1 มากๆ จะส่งผลให้การพิจารณาที่ค่า ACF ค่อนข้างจะไม่แม่นยำ เพราะว่าประสบการณ์ที่แตกต่างกัน ทำให้เกิดความคลาดเคลื่อนได้ ดังนั้นดิกกี้-ฟลูเลอร์ (Dickey-Fuller) จึงพัฒนาการตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะนิ่งหรือไม่ โดยการทดสอบยูนิทรูท (unit root test)

วิธีที่จะจัดการกับข้อมูลที่มีลักษณะเป็น non-stationary ที่ได้รับความนิยมแพร่หลาย คือ วิธี cointegration และ error correction mechnism เนื่องจากเป็นเครื่องมือในการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegrating relationship) ซึ่งในการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้วิธีการของ Johansen เพื่อทดสอบว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์ที่มีเสถียรภาพในระยะยาว (cointegrating) หรือไม่ โดยมีขั้นตอนในการศึกษาดังต่อไปนี้

1) ทดสอบความเป็น stationarity ของตัวแปรที่นำมาทำการศึกษาโดยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)

2) นำตัวแปรที่ทำการทดสอบโดยวิธี ADF แล้ว มาพิจารณาดุลยภาพในระยะยาว ตามแนวทางของ Johansen

3) เมื่อพบว่าแบบจำลองมีความสัมพันธ์ในระยะยาวแล้ว ใช้วิธีการ error correction mechanism ( ECM ) คำนวณหาลักษณะการปรับตัวในระยะสั้น

4) ทดสอบดูความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร ว่ามีความสัมพันธ์กันอย่างไร และตัวแปรใดเป็นตัวแปรสาเหตุที่ส่งผลกระทบต่ออีกตัวแปรหนึ่ง โดยใช้วิธี Granger causality เพื่อหาตัวแปรเหตุ

**2.2.2 การทดสอบยูนิทรูท (unit root)**

ขั้นตอนแรก คือการทดสอบ unit root ในการศึกษาภายใต้วิธี cointegration and error correction mechanism ขั้นตอนนี้จะเป็นการทดสอบตัวแปรทางเศรษฐกิจต่างๆ 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)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$\rho$ คือ สัมประสิทธิ์อัตสหสัมพันธ์ (autocorrelation coefficience)

ถ้าให้ $\rho = 1$

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

สมมติฐาน คือ

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

$H_1 : |\rho| < 1 \; ; \; -1 < \rho < 1$ หมายความว่า $X_t$ ไม่มียูนิทรูท หรือ $X_t$ มีลักษณะนิ่ง

ถ้ายอมรับ $H_0 : \rho = 1$ หมายความว่า $X_t$ มียูนิทรูท หรือ $X_t$ มีลักษณะไม่นิ่ง

แต่ถ้ายอมรับ $H_1 : |\rho| < 1 \; ; \; -1 < \rho < 1$ หมายความว่า $X_t$ ไม่มียูนิทรูท หรือ $X_t$ มีลักษณะนิ่ง

การศึกษาส่วนใหญ่ที่ผ่านมาจะนิยมการทดสอบ unit root ที่เสนอโดย David Dickey และ Wayne Fuller (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542) ซึ่งรู้จักกันดีในชื่อของ Dickey-Fuller test สามารถแบ่งออกได้เป็น 2 วิธีคือ

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

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

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

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

กำหนดให้ $X_t$ คือ ตัวแปรที่เราทำการศึกษา

$\alpha_0, \rho$ คือ ค่าคงที่

T คือ แนวโน้มเวลา

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

สมการ (2.1) กรณีรูปแบบของตัวแปรที่ไม่มีค่าคงที่

สมการที่ (2.2) จะเป็นรูปแบบของสมการที่ปรากฏค่าคงที่

และสมการ (2.3) แสดงถึงรูปแบบของสมการที่มีทั้งค่าคงที่ และแนวโน้มเวลา

ในการทดสอบว่า $X_t$ มีลักษณะเป็น stationary process [$X_t \sim I(0)$] หรือไม่ ทำการทดสอบ โดยการแปลงสมการทั้งสามรูปแบบให้อยู่ในรูปของ first differencing ($\Delta X_t$) ได้ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

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

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

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

โดย $\gamma = (\rho - 1)$

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

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

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

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

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

โดยในการทดสอบสมมติฐานทั้งวิธี Dickey-Fuller test และวิธี Augmented Dickey-Fuller test ทดสอบว่าตัวแปรที่เราสนใจ $X_t$ นั้นมี unit root หรือไม่ สามารถพิจารณาได้จากค่า $\gamma$ ถ้าค่า $\gamma$ 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 ที่จะนำมาทำการทดสอบสมมติฐานในแต่ละรูปแบบนั้นจะต้องนำไปเปรียบเทียบ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

กับตารางค่าวิกฤต Mackinnon ณ ระดับต่างๆ กล่าวคือใช้ค่า $\tau$ ในรูปแบบของสมการที่ (2.2) และ (2.5) $\tau_\mu$ ในรูแบบของสมการที่ (2.3) และ (2.6) และ $\tau_\tau$ ในรูปแบบของสมการที่ (2.6) และ (2.9) ถ้าสามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ แสดงว่า ตัวแปรที่นำมาทดสอบเป็น integrated of order 0 แทนได้ด้วย $X_t \sim I(0)$ถ้าต้องการทดสอบกรณีที่ $\gamma$ ร่วมกับ drift term หรือร่วมกับ time trend coefficient หรือ ทดสอบ $\gamma$ ร่วมกับ drift term และ time trend coefficient ในขณะเดียวกัน สามารถทดสอบโดยใช้ค่า F-statistic ซึ่งเป็น joint hypothesis $(\Phi_1, \Phi_2$ และ $\Phi_3)$เป็นสถิติทดสอบการเปรียบเทียบกับค่า Dickey-Fuller tables (Enders, 1995) ซึ่งในการทดสอบสมการที่ (2.5) และ (2.8) ทดสอบภายใต้สมมติฐานที่ว่า $\gamma = \alpha_0 = 0$ จะใช้ $\Phi_1$ statistic

ขณะที่สมการที่ (2.6) และ (2.9) ทดสอบภายใต้สมมติฐาน $\alpha_2 = \gamma = \alpha_0 = 0$ ใช้ $\Phi_2$ statistic สำหรับการทดสอบภายใต้สมมติฐาน $\alpha_2 = \gamma = 0$ ใช้ $\Phi_2$ statistic ในการทดสอบซึ่งค่าสถิติดังกล่าวสามารถคำนวณได้ดังนี้

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

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 $\Delta X_t$ มาทำ differencing ไปเรื่อยๆ จนสามารถปฏิเสธสมมติฐานที่ว่า $X_t$ เป็น non-stationary process ได้ เพื่อทราบอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล [order of integration] ว่าอยู่ในระดับใด$\left[X_t \sim I(d); d > 0\right]$

ถ้าหากพบว่าข้อมูลดังกล่าวเป็น non-stationary process และมี order of integration ที่มากกว่า 0 [ทดสอบว่า $\left[X_t \sim I(d)\right]$หรือไม่ จะทำการทดสอบตามรูปแบบสมการดังต่อไปนี้

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**2.2.3 Vector Autoregression (VAR)**

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

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

(Johnston and Dinardo, 1997: 287)

ถ้ามี column vector ซึ่งมีตัวแปรที่แตกต่างกัน k ตัว $y_t = [y_{1t} y_{2t} ... y_{kt}]$ จะสามารถสร้างแบบจำลองของเวกเตอร์นี้ในรูปของค่าที่ผ่านมาในอดีตของเวกเตอร์ดังกล่าวนี้ ผลที่ได้ก็คือ vector autoregression หรือ VAR VAR(p) process (Johnston and Dinardo, 1997: 287) ซึ่งสามารถเขียนได้ดังนี้

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

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

$A_j = k \times k$ matrix ของสัมประสิทธิ์

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

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

$$E(\varepsilon_1 \varepsilon_s') = \begin{cases} \Omega & s = t \\ 0 & s \neq t \end{cases} \qquad (2.12)$$

โดยที่ $\Omega$ = เมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมซึ่งมีลักษณะเป็นบวกแน่นอน (positive definite) (Johnston and Dinardo, 1997: 287)

Enders (1995: 294) ได้ยกตัวอย่างระบบอย่างง่ายที่มีสองตัวแปร ดังนี้

$$y_t = b_{10} - b_{12} z_1 + y_{11} y_{t-1} + y_{12} z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \qquad (2.13)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

โดยที่มีข้อสมมุติว่า

1. ทั้ง $y_t$ และ $z_t$ มีลักษณะเป็น stationary
2. $\varepsilon_{yt}$ และ $\varepsilon_{zt}$ คือ white noise disturbance โดยมีส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (standard deviation เท่ากับ $\alpha_y$ และ $\alpha_z$ 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

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

หรือ

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

โดยที่

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

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

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: 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

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

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (2.16b)$$

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

$$e_{1t} = (\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})/(1 - b_{12}b_{21}) \quad (2.17)$$

$$e_{2t} = (\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt})/(1 - b_{12}b_{21}) \quad (2.18)$$

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

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

ความแปรปรวน (variance) ของ $e_{1t}$ จะมีค่าเท่ากับ

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

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

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

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

$$\begin{aligned} E(e_{1t}e_{2t}) &= E\left[ (\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})(\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt}) \right]/(1-b_{12}b_{21})^2 \\ &= (b_{21}\sigma_y^2 + b_{12}^2\sigma_z^2)/(1-b_{12}b_{21})^2\sigma \end{aligned} \qquad (2.19)$$

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

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

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

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

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

$\sigma_{12} = \sigma_{21} = \text{cov}(e_{1t}, e_{2t})$

(Enders, 1995: 296-297)

**2.2.4 แนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (cointegration)**

cointegration เป็นขั้นตอนการทดสอบเพื่อดูว่าตัวแปรต่างๆมีความสัมพันธ์ในระยะยาวตามที่ระบุไว้ในทฤษฎีเศรษฐศาสตร์หรือไม่ โดยในการศึกษานี้กล่าวถึงเฉพาะวิธีการทดสอบของ Johansen – Juselius ซึ่งเป็นวิธีที่มีพื้นฐานการวิเคราะห์บนรูปแบบของ vector autoregressive model และเป็นวิธีการทดสอบ cointegration ที่มีหลายตัวแปรโดยมีวิธีการศึกษาดังนี้

1. เริ่มต้นด้วยการหา order of integration ของตัวแปรทุกตัว หากพบว่าตัวแปรแต่ละตัวมี order of integration ต่างกัน ก็ไม่รวมตัวแปรเหล่านั้นไว้ด้วยกัน ถ้าตัวแปรอิสระมี order of integration สูงกว่าตัวแปรตาม ควรมีตัวแปรอิสระตั้งแต่ 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 ไม่ปรากฏค่าคงที่และแนวโน้มเวลา

2.2 VAR model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector

2.3 VAR model มีเฉพาะค่าคงที่

2.4 VAR model มีค่าคงที่และจำกัดแนวโน้มเวลาใน cointegrating vector

2.5 VAR model มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา

3. หาจำนวน cointegrating vector โดยใช้สถิติทดสอบ 2 ตัวคือ eigenvalue trace statistic หรือ trace test และ maximal eigenvalue statistic หรือ max test แล้วเปรียบเทียบค่าสถิติที่คำนวณได้กับค่าวิกฤต ถ้าค่าที่คำนวณได้มากกว่าค่าวิกฤตจะปฏิเสธสมมติฐานหลัก ($H_0$) และทำการทดสอบไปเรื่อยๆ จนกว่าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ จากนั้นก็ทำการ normalized cointegrating vectors

**2.2.5 แนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น ตามแบบจำลอง เอเรอร์คอเรคชัน (Error-Correction Model: ECM)**

เมื่อทดสอบ cointegration แล้ว ได้ผลการทดสอบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาที่ทำการศึกษาเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง และไม่เกิดปัญหาสมการถดถอยไม่แท้จริง สมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกัน โดยมีกลไกการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว หมายความว่า ตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวแต่ในระยะสั้นอาจมีการออกนอกดุลยภาพ ตัวอย่างเช่น $y_t$ และ $x_t$ ร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrated) ก็หมายความว่า ตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (long term equilibrium relationship) แต่ในระยะสั้นอาจจะมีการออกนอกดุลยภาพ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

(disequilibrium) ได้ ดังนั้นให้พจน์ค่าความคลาดเคลื่อน (error term) ในสมการที่ร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrated) เป็นค่าความคลาดเคลื่อนดุลยภาพ (equilibrium error) และเราสามารถนำเอาพจน์ค่าความคลาดเคลื่อน (error term) นี้ไปผูกพฤติกรรมระยะสั้นกับระยะยาวได้ (Gujarati, 1995: 728) ลักษณะสำคัญของตัวแปรร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrated variables) ก็คือว่าวิถีเวลา (time path) ของตัวแปรเหล่านี้ได้รับอิทธิพลจากการเบี่ยงเบน (deviations) จากดุลยภาพระยะยาว (long–run equilibrium) และถ้าระบบกลับไปสู่ดุลยภาพระยะยาว (long–run equilibrium) การเคลื่อนไหวของตัวแปรอย่างน้อยบางตัวแปรจะต้องตอบสนองต่อขนาดของการออกนอกดุลยภาพ (disequilibrium) ใน error correction model พลวัตพจน์ ระยะสั้น (short – term dynamics) ของตัวแปรในระบบจะได้รับอิทธิพลจากการเบี่ยงเบน (deviation) จากดุลยภาพ สำหรับแบบจำลอง ECM ที่เสนอโดย Ling et al. (1998) สามารถเขียนได้ดังนี้

$$\Delta y_t = a_1 + a_2 \hat{e}_{t-1} + a_3 \Delta X_t + \sum_{h=1}^{p} a_{4h} \Delta\ x_{t-h} + \sum_{1}^{q} a_{51} \Delta\ y_{t-j} + \mu_t \quad (2.20)$$

โดยที่ $X_t$, $y_t$ คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลาที่ t

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

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

$\mu$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อนอันเกิดเนื่องมาจากดุลยภาพระยะยาว ณ เวลา t

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

$$\Delta y_t = a_1 + a_2 \hat{e}_{t-1} + a_3 \Delta X_t + \mu_t \quad (2.21)$$

แต่รูปแบบ ECM ที่กล่าวถึงโดย Charemza and Deadman (1992: 146) ไม่มีพจน์คงที่ (constant term) และล่าหรือล้าหลัง (lagged) ของ $\Delta X$ ซึ่งสามารถแสดงได้ ดังนี้

$$\Delta y_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + a_2 \Delta X_t + \mu_t \quad (2.22)$$

โดยที่ $a_1$ มีค่าเป็นลบ โดยที่ $-1 \le a_1 < 0$ (Patterson, 2000: 341) สาเหตุที่ $a_1$ มีค่าเป็นลบ เพราะว่า ถ้า $\hat{e}_{t-1} > 0$ ดังนั้น $y_{t-1} > \alpha + \beta x_{t-1}$ ซึ่งเป็น $y_{t-1}$ ที่เป้าหมายกล่าวอีกนัยหนึ่งก็คือ $y_{t-1}$ มีค่าสูงกว่าเป้าหมายนั่นเอง และเพื่อให้ y อยู่บนเป้าหมาย $y_t$ ต้องมีค่าลดลง ลิมิตล่างของ $a_1$ มีค่าเท่ากับ -1 หมายถึง การกำจัดการออกนอกดุลยภาพ (disequilibrium) ของคาบเวลา (period) ที่แล้วอย่างสมบูรณ์ ขนาดสัมบูรณ์ (absolute size) ของ $a_1$ ได้แสดงถึงความเร็วของการออกนอกดุลยภาพ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

(disequilibrium) ที่ได้ถูกขจัดออกไปหรือความเร็วของการปรับตัว (speed of adjustment) นั่นเอง โดยที่ดุลยภาพกลับมาเร็วขึ้น ถ้าค่าสัมบูรณ์ (absolute value) ของ $a_1$ มีค่ามากขึ้น

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

$$\Delta y_t = a_1 + a_2 \hat{e}_{t-1} + \sum_{h=1}^{p} a_{4h} \Delta X_{t-h} + \sum_{l=1}^{q} a_{51} \Delta\ y_{t-l} + \mu_{yt} \qquad (2.23)$$

$$\Delta X_t = b_1 + b_2 \hat{e}_{t-1} + \sum_{m=1}^{p} b_{4m} \Delta X_{t-m} + \sum_{n=1}^{s} b_{5n} \Delta\ y_{t-n} + \mu_{xt} \qquad (2.24)$$

โดยที่ไม่มีตัวแปร $\Delta X_t$ ในสมการที่ (2.14) และ $\Delta y_t$ ในสมการที่ (2.15) ซึ่งแตกต่างไปจากแบบจำลองที่ใช้โดย Ling et al. (1998)

Tambi (1999) ได้สร้าง error correction model โดยมีสมการเดียวและภายในสมการดังกล่าวจะเหมือนกันกับ สมการ (2.14) (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542)

### 2.2.6 Granger causality และ ความเป็นนอกระบบ (exogeneity)

Granger noncausality นั้นเป็นเงื่อนไขที่จำเป็นสำหรับความเป็นนอกระบบอย่างเข้มแข็ง (strong exogeneity) ตามที่นิยามโดย Engle (1982), Hendry and Richard (1983) อย่างไรก็ตาม Granger noncausality ก็ไม่ได้เป็นทั้งเงื่อนไขที่จำเป็นและพอเพียงสำหรับความเป็นนอกระบบ (exogeneity) อย่างที่เข้าใจกัน ประเด็นนี้สามารถที่จะอธิบายได้โดยใช้ ตัวอย่างดังสมการดังต่อไปนี้

$$y_t = \alpha_1 X_t + \beta_{11} y_{t-1} + \beta_{12} X_{t-1} + \mu_{1t} \qquad (2.25)$$

$$X_t = \alpha_2 y_t + \beta_{21} y_{t-1} + \beta_{22} X_{t-1} + \mu_{2t} \qquad (2.26)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

เราจะกล่าวว่า $X_t$ เป็นตัวแปรที่กำหนดให้มาก่อน (predetermined variable) สำหรับ $y_t$ ในสมการ (2.25) ถ้า $\alpha_2 = 0$ และ $X_t$ นั้นเป็นตัวแปรนอกระบบอย่างแท้จริง (strictly exogenous variable) สำหรับ $y_t$ ถ้า $\alpha_2 = 0$ และ $\beta_{21} = 0$ (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542)

ถ้าเราเขียนรูปแบบลดรูป (reduced forms) สำหรับ $y_t$ และ $X_t$ จะได้

$$y_t = \pi_{11} y_{t-1} + \pi_{12} X_{t-1} + v_{1t} \quad (2.27)$$

$$X_t = \pi_{21} y_{t-1} + \pi_{22} X_{t-1} + v_{2t} \quad (2.28)$$

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

$$\pi_{21} = \frac{\alpha_2\beta_{11} + \beta_{21}}{1-\alpha_1\alpha_2} \quad \text{(Maddala, 1992: 394)}$$

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 $\pi_{21}=0$ แม้ว่าในทางกลับกันไม่ถูกต้อง

ดังนั้นการทดสอบสำหรับ Granger noncausality ไม่เป็นประโยชน์สำหรับการทดสอบความเป็นนอกระบบ (exogeneity) (Maddala, 1992: 395)

**2.3 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง**

จากการศึกษาผลงานวิจัยที่ศึกษาเกี่ยวกับการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย พบว่าได้มีการศึกษามากมายหลายสาเหตุและวิธีการที่แตกต่างกันออกไปโดยได้ศึกษาในเรื่องต่างๆ ดังต่อไปนี้ ได้แก่ การศึกษาปัจจัยต่างๆที่มีอิทธิพลต่อการเคลื่อนไหวของดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ การวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์กับตัวแปรอิสระ การศึกษาปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย และศึกษาดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ใดในภูมิภาคเอเชียที่มีความสัมพันธ์กับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย เป็นต้น ซึ่งสามารถสรุปผลงานวิจัยได้ดังนี้

**นินนาท เจริญเลิศ (2532)** ทำการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์กับตัวแปรอิสระโดยแบ่งการศึกษาออกเป็น 3 ช่วง คือ ช่วงกลางปี 2520 ถึงปลายปี 2530 และเปรียบเทียบระหว่างช่วงกลางปี 2520 ถึงกลางปี 2522 กับช่วงต้นปี 2529 ถึงปลายปี 2530 โดยใช้วิธี stepwise multiple regression ในการคัดเลือกตัวแปรอิสระ โดยได้กำหนดตัวแปรอิสระที่มีความสำคัญต่อการลงทุน ซึ่งได้แก่ รายได้ประชาชาติ อัตราดอกเบี้ยเงินฝากสุทธิเฉลี่ยอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมระหว่างธนาคาร ดัชนีการลงทุนภาคเอกชน อัตราส่วนเงินให้สินเชื่อต่อเงินฝาก และดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

จากผลการศึกษาพบว่า ช่วงที่ 1 คือกลางปี 2520 ถึงปลายปี 2530 พบว่า อัตราดอกเบี้ยเงินฝากสุทธิและดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ที่คาดว่าจะเป็น มีความสัมพันธ์กับดัชนีกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ ในช่วงที่ 2 คือช่วงกลางปี 2520 ถึงกลางปี 2522 พบว่า ตัวแปรที่มีความสัมพันธ์กับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ คือ ดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ที่คาดว่าจะเป็นรายได้ประชาชาติ และอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมระหว่างธนาคาร สำหรับช่วงปี 2529 ถึงปลายปี 2530 มีเพียงดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ที่คาดว่าเป็นเพียงตัวแปรเดียว ที่มีความสัมพันธ์กับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์

**สุโลจนี ศรีแกล้ว (2535)** ทำการศึกษาโดยใช้ข้อมูลรายวันตั้งแต่วันที่ 1 สิงหาคม 2533 ถึงวันที่ 28 ธันวาคม 2533ทำการศึกษาปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเคลื่อนไหวของดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ และการเคลื่อนไหวของราคาหุ้นกลุ่มธนาคารและกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์

จากผลการศึกษาพบว่า ดัชนีอุตสาหกรรม Dow Jones ดัชนี Hang Seng สถานการณ์ทางการเมืองในประเทศ และสถานการณ์ในตะวันออกกลาง มีอิทธิพลต่อการเคลื่อนไหวของดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ ส่วนหุ้นกลุ่มธนาคารและกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์ จากการวิเคราะห์ พบว่า หุ้นกลุ่มธนาคารมีค่าความเสี่ยงที่เป็นระบบ (systematic risk) ต่ำ และมีค่าความเสี่ยงที่ไม่เป็นระบบ (unsystematic risk) สูง ซึ่งเป็นไปได้ว่าหุ้นกลุ่มธนาคารมีการปรับตัวช้ากว่าราคาหุ้นกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์ เป็นผลมาจากหุ้นกลุ่มธนาคารส่วนใหญ่มีมูลค่าทุนจุดทะเบียนตามมูลค่าตราไว้สูงกว่าหุ้นกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์ ซึ่งตรงข้ามกับหุ้นกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์มีค่าความเสี่ยงที่เป็นระบบสูงและมีค่าความเสี่ยงที่ไม่เป็นระบบต่ำ ซึ่งแสดงว่าราคาของหุ้นกลุ่มนี้มีการปรับตัวเร็ว (aggressive stock) นอกจากนี้ยังพบอีกว่าเมื่อมีการเปลี่ยนแปลงเกิดขึ้นกับอัตราดอกเบี้ย จะมีผลกระทบต่อการลงทุนในหุ้นกลุ่มธนาคารไม่มาก แต่สำหรับหุ้นกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์ที่มีรายได้หลักจากดอกเบี้ยและไม่ใช่ดอกเบี้ยซึ่งส่วนใหญ่คือค่านายหน้าจากการซื้อขายหลักทรัพย์เปลี่ยนแปลงไปจะได้รับผลกระทบมากกว่า

**ธนศักดิ์ ตันตินาคม (2539)** ศึกษาโดยใช้ข้อมูลรายวัน ตั้งแต่วันที่ 4 กรกฎาคม 2537 ถึงวันที่ 28 มิถุนายน 2539 รวม 490 ตัวอย่าง ทำการศึกษาปัจจัยเชิงเศรษฐศาสตร์ที่มีผลกระทบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย วิเคราะห์ความสัมพันธ์โดยใช้รูปแบบสมการถดถอยเชิงซ้อน ปัจจัยที่นำมาศึกษาได้แก่ มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์ ปริมาณการซื้อขายหลักทรัพย์ อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมระหว่างธนาคารประเภทข้ามคืน อัตราเงินเฟ้อ ค่าเงินบาท มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์ของผู้ลงทุนต่างประเทศ อัตราส่วนมูลค่าหลักทรัพย์รวมตามราคาตลาดต่อกำไรสุทธิรวม และดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ต่างประเทศ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

จากการศึกษาพบว่า ปัจจัยเชิงเศรษฐกิจที่มีอิทธิพลโดยตรงต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ อัตราส่วนมูลค่าหลักทรัพย์รวมตามราคาตลาดต่อกำไรสุทธิ และมูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์สุทธิของผู้ลงทุนต่างประเทศ ในขณะที่ค่าเงินบาทมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย

**ขวัญชนก ธรรมวิวรณ์ (2543)** ศึกษาโดยใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม 2537 ถึงวันที่ 31 ธันวาคม 2542 ทำการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ (SET Index) กับเครื่องชี้เศรษฐกิจมหาภาคและศึกษาว่าตัวแปรเศรษฐกิจมหาภาคใดมีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ โดยวิเคราะห์ความสัมพันธ์ด้วยรูปแบบสมการถดถอยเชิงซ้อนกับเครื่องชี้เศรษฐกิจมหภาค ซึ่งได้แก่ อัตราเงินเฟ้อ อัตราดอกเบี้ยผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ ดุลบัญชีเดินสะพัด ปริมาณเงิน มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์ปริมาณการซื้อขายหลักทรัพย์ ค่าเงินบาท และระบบอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการศึกษาพบว่า มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์และปริมาณการซื้อขายหลักทรัพย์มีความสัมพันธ์กับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์อย่างมีนัยสำคัญ

**อัมพวัน นันทขว้าง (2545)** ศึกษาปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ของนักลงทุนในห้องค้า จังหวัดเชียงใหม่ โดยใช้แบบสอบถามลูกค้าที่เปิดบัญชีเงินสดกับบริษัทหลักทรัพย์ ในอำเภอเมือง จังหวัดเชียงใหม่ 9 สาขา รวมทั้งสิ้น 256 คน

ผลการศึกษาพบว่า นักลงทุนส่วนใหญ่เป็นเพศชาย อายุ 25-36 ปี การตัดสินใจของนักลงทุนรายย่อยอาศัยข้อมูลข่าวสารจากโบรเกอร์เป็นหลัก ชนิดของหลักทรัพย์ที่นิยมลงทุนคือ กลุ่มเงินทุนและหลักทรัพย์ ธนาคาร สื่อสารคิดเป็นร้อยละ 89.1, 80.9 และ 77.7 ตามลำดับ โดยเข้ามาลงทุนมากกว่า 5 ปี ทำการซื้อขายหลักทรัพย์โดยเฉลี่ยต่ำกว่า 5 หลักทรัพย์ ปริมาณเงินลงทุนระหว่าง 100,000-300,000 บาท ความถี่ในการซื้อขาย 1-5 ครั้งต่อสัปดาห์ โดยมีระยะเวลาการถือครองเพียง 1 สัปดาห์ ซึ่งปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการตัดสินใจซื้อขายหลักทรัพย์ของนักลงทุนรายย่อยเรียงตามลำดับความสำคัญดังนี้ อัตราดอกเบี้ยในประเทศ ผลการดำเนินงานของบริษัท ฐานะการเงินของบริษัท และการวิเคราะห์ผลการประกอบการของบริษัท

**บุนย์ญณิศร์ ชมภูคำ (2546)** การศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อหาค่าความเสี่ยง และอัตราผลตอบแทนจากการลงทุนในหลักทรัพย์บริษัทผลิตไฟฟ้าบางหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย เพื่อนำมาเป็นแนวทางประเมินราคาหลักทรัพย์เป็นรายตัวในการพิจารณาตัดสินใจเลือกลงทุน โดยมีหลักทรัพย์ที่ใช้ในการศึกษา คือหลักทรัพย์ของ บริษัทสยามสหบริการ จำกัด(มหาชน) บริษัทผลิตไฟฟ้า จำกัด(มหาชน) บริษัทผลิตไฟฟ้าราชบุรี จำกัด(มหาชน) และบริษัทบางจากปิโตรเลียม จำกัด(มหาชน) ใช้ข้อมูลการซื้อขายหลักทรัพย์รายสัปดาห์จากตลาด

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

หลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ระยะเวลา 5 ปี ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2541 ถึง วันที่ 31 ธันวาคม พ.ศ. 2545 รวมเวลาทำากรทั้งหมด 260 สัปดาห์ การวิเคราะห์ใช้วิธีโคอินทิเกรชันเพื่อใช้ทดสอบความสัมพันธ์ในแบบจำลองการตั้งราคาในหลักทรัพย์

ผลการทดสอบข้อมูลโดยวิธีโคอินทิเกรชันพบว่า ข้อมูลราคาปิดของหลักทรพัย์และส่วนที่เหลือมีลักษณะนิ่ง ดังนั้นข้อมูลมีลักษณะร่วมไปด้วยกัน ค่าความเสี่ยงของหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน 3 หลักทรัพย์ ยกเว้น บริษัทสยามสหบริการ มีค่าเป็นลบแสดงว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์เป็นไปใน ทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราผลตอบแทนของตลาดหลักทรัพย์ ส่วนหลักทรัพย์บริษัทสยามสหบริการจำกัด (มหาชน) มีค่าเป็นบวก แสดงว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกับอัตราผลตอบแทนของตลาดหลักทรัพย์

จากการหาอัตราผลตอบแทนที่คาดหวังของหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานทั้ง 4 หลักทรัพย์เทียบกับเส้นตลาดหลักทรัพย์ พบว่า หลักทรัพย์บริษัทสยามสหบริการ จำกัด(มหาชน) และหลักทรัพย์บริษัทผลิตไฟฟ้าราชบุรี จำกัด(มหาชน) อยู่เหนือเส้นตลาดหลักทรัพย์ ขณะที่ส่วนอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์บริษัทผลิตไฟฟ้า จำกัด(มหาชน) และหลักทรัพย์บริษัทบางจากปิโตรเลียม จำกัด(มหาชน) อยู่ใต้เส้นตลาดหลักทรัพย์ นั่นคือราคาของหลักทรัพย์ทั้งสอง มีราคาสูงกว่าราคาที่เหมาะสม ซึ่งในอนาคตคาดว่าจะมีการปรับตัวลดลงเรื่อยๆ จนอยู่ในระดับเดียวกับอัตราผลตอบแทนของตลาดซึ่งเป็นราคาที่เหมาะสม ดังนั้นจึงไม่ควรลงทุนในหลักทรัพย์ทั้งสองหลักทรัพย์นี้

**พริ้มรวี สมงาม (2546)** ศึกษาดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ใดในภูมิภาคเอเชียที่มีความสัมพันธ์กับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในภูมิภาคเอเชียที่นำมาทำการศึกษา ได้แก่ ดัชนี Nikkei ประเทศญี่ปุ่น ดัชนี Hang Seng ฮ่องกง ดัชนี Straits Times ประเทศสิงคโปร์ ดัชนี KLSE Composite ประเทศมาเลเซีย ดัชนี PSI Composite ประเทศฟิลิปปินส์ และดัชนี JKSE Composite ประเทศอินโดนีเซีย ทำการวิเคราะห์ความสัมพันธ์โดยใช้เทคนิค cointegration และ error correction ซึ่งใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม 2536 ถึง เดือนกุมภาพันธ์ 2546

ผลการศึกษาพบว่า ดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยมีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับดัชนีดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในภูมิภาคเอเชีย โดยดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ต่างประเทศที่มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับดัชนีดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ได้แก่ ดัชนี Nikkei ประเทศญี่ปุ่น ดัชนี Straits Times ประเทศสิงคโปร์ ดัชนี KLSE Composite ประเทศมาเลเซีย ดัชนี PSI ประเทศฟิลิปปินส์ ในขณะที่ดัชนี Hang Seng ฮ่องกง และ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ดัชนี JKSE Composite ประเทศอินโดนีเซีย มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย

**สลิลทิพย์ ศิริไพบูลย์ (2546)** ศึกษาถึงปัจจัยต่างๆ ที่เป็นตัวกำหนดดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2538 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2544 ปัจจัยที่นำมาศึกษา ได้แก่ มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์ มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์สุทธิของผู้ลงทุนต่างประเทศ ผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ ค่าเงินบาท และดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยในอดีต โดยใช้วิธีการทดสอบ unit root และ cointegration เพื่อทดสอบหาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้น ซึ่งทำให้ทราบถึงความสัมพันธ์ของปัจจัยต่างๆ ที่มีต่อดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (SET Index)

ผลการศึกษาพบว่า มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์ มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์สุทธิของผู้ลงทุนต่างประเทศ และดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยในอดีต มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ และค่าเงินบาท ไม่มีอิทธิพลต่อดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย

**Choudhry (1996)** ทำการศึกษาความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ของประเทศในทวีปยุโรป 6 ประเทศ ในช่วงค.ศ.1920 ถึง 1939 โดยใช้เทคนิค multivariate cointegration ตามแนวทางของ Johansen

จากการศึกษาพบว่า มีความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ของประเทศในทวีปยุโรป 6 ประเทศ ในช่วงปี ค.ศ. 1925 ถึง 1929 รวมไปถึงช่วงก่อนเดือนตุลาคม 1929 ซึ่งเป็นช่วงที่ตลาดหลักทรัพย์ยุโรปตกต่ำ ส่วนในช่วงหลังวิกฤติตลาดหลักทรัพย์ยุโรปนั้นไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ โดยความสัมพันธ์เกี่ยวข้องกันของดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์จะได้รับอิทธิพลมาจากการเจริญรุ่งเรืองของเศรษฐกิจรวมไปถึงความร่วมมือทางการเงินที่เกิดขึ้นในยุโรป ในช่วงหลังสงครามโลกครั้งที่หนึ่ง

จากการศึกษาถึงผลงานวิจัย จะพบว่าตัวแปรที่มีความสัมพันธ์กับการลงทุน ได้แก่ รายได้ประชาชาติ อัตราดอกเบี้ยเงินฝากสุทธิเฉลี่ยอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมระหว่างธนาคาร ดัชนีการลงทุนภาคเอกชน อัตราส่วนเงินให้สินเชื่อต่อเงินฝาก และดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ มีความสัมพันธ์กับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ นอกจากนี้แล้วปัจจัยที่มีผลดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ อัตราส่วนมูลค่าหลักทรัพย์รวมตามราคาตลาดต่อกำไรสุทธิ และมูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์สุทธิของผู้ลงทุนต่างประเทศ ในขณะที่ค่าเงินบาทมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการศึกษาโดยใช้วิธีการทดสอบ unit root และ cointegration เพื่อทดสอบหาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้น ซึ่งทำให้ทราบถึงความสัมพันธ์ของปัจจัยต่างๆ ที่มีต่อดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (SET index) ซึ่งมีปัจจัยต่างๆหลายปัจจัยที่เป็นตัวกำหนดดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยได้แก่ มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์ มูลค่าการซื้อขายหลักทรัพย์สุทธิของผู้ลงทุนต่างประเทศ ผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ ค่าเงินบาท และดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยในอดีต อีกทั้งยังได้มีทำการศึกษาถึงดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ใดในภูมิภาคเอเชียที่มีความสัมพันธ์กับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยจากผลงานที่เกี่ยวข้องเหล่านี้ช่วยในการประกอบการศึกษาและนำมาเปรียบเทียบเพิ่มเติมให้สามารถอธิบายข้อมูลที่กำลังทำการศึกษาได้ละเอียดและแม่นยำ ซึ่งวิธีการที่นำมาใช้มีความสัมพันธ์และวิธีการคล้ายคลึงกับที่เราทำการศึกษาอยู่สามารถนำมาศึกษาเพิ่มเติมได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved