

บทที่ 2

แนวคิดทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีที่ใช้ในการศึกษา

เป็นการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาและปริมาณหลักทรัพย์ในหลักทรัพย์กลุ่มบับเทิงและสันทนการโดยวิธีโคอินทิเกรชัน จำนวน 5 หลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ได้แก่บริษัทบีอีซีวีเอดส์ จำกัด(มหาชน) บริษัทซีวีดี เอ็นเตอร์เทนเมนต์(มหาชน) บริษัทจีเอ็มเอ็ม มีเดีย จำกัด(มหาชน) บริษัทยูไนเต็ค บรอดคาสติ้ง จำกัด(มหาชน) และบริษัทไอทีวี จำกัด(มหาชน) โดยใช้ การทดสอบการร่วมกันไปด้วยกัน (co-integration and error correction model) และการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล (Granger Causality) มาใช้ในการศึกษา เพื่อเป็นการประมาณการหาความสัมพันธ์ระหว่างราคาและปริมาณหลักทรัพย์ในกลุ่มหลักทรัพย์ดังกล่าว

2.1.1 ทฤษฎีบทข้อมูลอนุกรมเวลา

ในการศึกษานี้ ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่งลักษณะข้อมูลโดยพื้นฐานของข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีข้อควรพิจารณา คือข้อมูลนั้นเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งหรือไม่ ไม่เช่นนั้นอาจจะทำให้เกิดปัญหาหระหว่างความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรของสมการเป็นความสัมพันธ์ไม่แท้จริง (spurious regression) ซึ่งเป็นการยากที่จะยอมรับได้ในทางเศรษฐศาสตร์ ดังนั้นจึงต้องทำการทดสอบก่อนว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่ ดังมีรายละเอียดต่อไปนี้

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง(stationary) หมายถึง การที่ข้อมูลอนุกรมเวลาอยู่ในสภาพของการสมดุลเชิงสถิติ (statistical equilibrium) ซึ่งหมายถึง การที่ข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีการเปลี่ยนแปลงถึงแม้เวลาจะเปลี่ยนแปลงไปแสดงได้ดังนี้

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

จากข้อกำหนดทั้ง 4 ข้อมูลอนุกรมเวลาจะมีลักษณะนิ่งเมื่อ $P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k}) = P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \dots, X_{t+m+k})$ โดยหากพบว่า $P(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k})$ มีค่าไม่เท่ากับ $P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \dots, X_{t+m+k})$ แล้ว จะสรุปได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) ซึ่งการทดสอบว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่นั้น แต่เดิมจะพิจารณาที่ค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเอง (autocorrelation coefficient function : ACF) ตามแบบจำลองของบ็อก-เจนกินส์ (Box-Jenkins Model) ซึ่งหากพบว่าค่า correlation (ρ) ที่ได้พิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเองนั้น มีค่าใกล้ 1 มาก ๆ จะส่งผลในการพิจารณาที่ค่า ACF ก่อนข้างจะไม่แม่นยำ เพราะว่ากราฟแสดงค่า ACF มีค่าแนวโน้มลดลงเหมือน ๆ กัน บางคนอาจจะสรุปไม่ได้เหมือนกันเพราะประสบการณ์ที่แตกต่างกัน ทำให้เกิดความคลาดเคลื่อนได้ ดังนั้นดิกกี-ฟูลเลอร์ (Dickey-Fuller) จึงพัฒนาการตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะนิ่งหรือไม่ โดยการทดสอบยูนิทรูท (Unit Root Test)

วิธีจะจัดการกับข้อมูลที่มีลักษณะเป็น non-stationary ที่ได้รับความนิยมแพร่หลาย คือ วิธี cointegration และ error correction mechanism (ริงสรรคค์ หทัยเสรี, 2538) เนื่องจากเป็นเครื่องมือในการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegrating relationship) ซึ่งในการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้วิธีการของ Engle and Granger เพื่อทดสอบว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์ที่มีเสถียรภาพในระยะยาว (cointegrating relationship) หรือไม่ ตามวิธีการของ Engle and Granger มีขั้นตอนในการศึกษาดังต่อไปนี้

1. ทดสอบ Unit Root เพื่อทดสอบความเป็น stationarity ของตัวแปรที่นำมาทำการศึกษ โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)
2. นำตัวแปรที่ทำการทดสอบโดยวิธี ADF แล้ว มาพิจารณาดุลยภาพในระยะยาว ตามแนวทางของ Engle and Granger
3. เมื่อพบว่าแบบจำลองมีความสัมพันธ์ในระยะยาวแล้ว ใช้วิธีการ error correction model (ECM) คำนวณหาลักษณะการปรับตัวในระยะสั้น
4. ทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล (Granger causality model) เพื่อดูขนาดและทิศทางของความสัมพันธ์

2.1.2 การทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root Test)

การทดสอบ unit root ถือเป็นขั้นตอนแรกในการศึกษาภายใต้วิธี cointegration and error correction mechanism ขั้นตอนนี้จะเป็นการทดสอบตัวแปรทางเศรษฐกิจต่างๆ ที่จะใช้ในสมการ เพื่อดูความเป็น stationary [I(0); Integrated of order 0] หรือ non-stationary [I(d); d > 0, Integrated of order d] ของตัวแปรทางสถิติ ซึ่งสมมติให้แบบจำลองเป็นดังนี้

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

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

e_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (random error)

ρ คือ สัมประสิทธิ์อัตโนมัติ (autocorrelation coefficient)

ถ้าให้ $\rho = 1$

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

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)

โดย ถ้ายอมรับ $H_0 : \rho = 1$ หมายความว่า X_t มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้ายอมรับ $H_1 : |\rho| < 1$ หมายความว่า X_t ไม่มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง

การศึกษาส่วนใหญ่ที่ผ่านมาจะนิยมการทดสอบ Unit root ที่เสนอโดย David Dickey และ Wayne Fuller (Pindyck and Rubinfeld, 1998) ซึ่งรู้จักกันในชื่อของ Dickey-Fuller test สามารถแบ่งออกได้เป็น 2 วิธี คือ

(1) **Dickey-Fuller Test (DF)** เป็นการทดสอบตัวแปรที่เคลื่อนไหวไปตามช่วงเวลามีลักษณะเป็น 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, ρ คือ ค่าคงที่ t คือ แนวโน้มเวลา และ ε_t คือ ตัวแปรสุ่ม มีการแจกแจงแบบปกติที่เป็นอิสระต่อกันและเหมือนกัน (independent and identical distribution) โดยมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวนคงที่ เขียนแทนด้วย สัญลักษณ์ $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_\varepsilon^2)$

สมการแรกจะเป็นสมการที่แสดงถึง กรณิรูปแบบของตัวแปรที่ไม่มีค่าคงที่ ขณะที่สมการที่สองจะเป็นรูปแบบของสมการที่ปรากฏค่าคงที่ และสมการสุดท้ายแสดงถึงรูปแบบของสมการที่มีทั้งค่าคงที่ และแนวโน้มเวลา

ในการทดสอบว่า X_t มีลักษณะเป็น stationary process [$X_t \sim I(0)$] หรือไม่ ทำการทดสอบ 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 $\gamma = (\rho - 1)$

(2) **Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)** เป็นการทดสอบ unit root อีกวิธีหนึ่ง ที่พัฒนามาจาก 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

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

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

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

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

โดยในการทดสอบสมมติฐานทั้งวิธี Dickey-Fuller Test และวิธี Augmented Dickey-Fuller Test ทดสอบว่าตัวแปรที่เราสนใจ (X_t) นั้นมี unit root หรือไม่ สามารถพิจารณาได้จากค่า γ ถ้าค่า γ มีค่าเท่ากับ 0 แสดงว่า X_t นั้นมี unit root ซึ่งสามารถเขียนทดสอบสมมติฐานได้ดังนี้

$$H_0 : \gamma = 0$$

$$H_1 : \gamma < 0$$

ทดสอบสมมติฐานโดยเปรียบเทียบค่า T-statistic ที่คำนวณได้กับค่าวิกฤต Mackinnon ซึ่งค่า T-statistic ที่จะนำมาทำการทดสอบสมมติฐานในแต่ละรูปแบบนั้นจะต้องนำไปเปรียบเทียบกับตารางวิกฤต Mackinnon ณ ระดับต่างๆ ถ้าสามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ แสดงว่า ตัวแปรที่นำมาทดสอบเป็น integration of order 0 แทนได้ด้วย $X_t \sim I(0)$

กรณีที่การทดสอบสมมติฐานพบว่า X_t มี unit root นั้นต้องนำค่า ΔX_t มาทำ differencing ไปเรื่อยๆ จนสามารถปฏิเสธสมมติฐานที่ว่า X_t เป็น non-stationary process ได้ เพื่อทราบ Order of integration (d) ว่าอยู่ในระดับใด [$X_t \sim I(d); d > 0$]

ถ้าหากพบว่าข้อมูลดังกล่าวเป็น non-stationary process และมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (order of integration) ที่มากกว่า 0 [ทดสอบว่า $X_t \sim I(d)$] หรือไม่ จะทำการทดสอบรูปแบบตามสมการต่อไปนี้

$$\Delta^{d+1} X_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + (\rho - 1) \Delta^d X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta^{d+1} X_{t-j} + \varepsilon_{t-1} \quad (2.10)$$

ภายหลังจากทราบค่า d (order of integration) แล้วต้องทำการ differencing ตัวแปร (เท่ากับ d+1 ครั้ง) ก่อนที่จะนำตัวแปรดังกล่าวมาทำการ regression เพื่อหลีกเลี่ยงปัญหา spurious regression ถึงแม้ว่าวิธีนี้จะได้รับความนิยมใช้อย่างแพร่หลาย แต่การกระทำดังกล่าวจะทำให้แบบจำลองที่ใช้จากการประมาณขนาดข้อมูลในส่วนของการปรับตัวของตัวแปรต่างๆ เพื่อเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว (ริงสรรค์ หทัยเสรี, 2535)

สำหรับการเลือก lag length (P-lag) ที่เหมาะสมในการทดสอบ unit root ของตัวแปรนั้น Enders (1995) ได้กล่าวว่า ควรเริ่มต้นจาก lag length ที่สูงพอเช่น P^* แล้วดูว่าสัมประสิทธิ์ของ lag length P^* แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ก็ทำการทดสอบ Unit root ของตัวแปรนั้นโดยใช้ lag length $P^* - 1$ จนกระทั่ง lag length ที่ใช้นั้นแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

การเลือก lag length ในการทดสอบ causality ระหว่างราคาและปริมาณการซื้อขายหุ้นส่วนใหญ่จะใช้วิธีที่เรียกว่า arbitrary lag specification คือ กำหนดค่าที่คิดว่าเหมาะสมขึ้น ซึ่งส่วนใหญ่จะใช้ 4, 8 และ 12 lags

อย่างไรก็ตามการกำหนด lag length ด้วยวิธีการนี้ก็มีข้อบกพร่อง เนื่องจากแต่ละคู่ความสัมพันธ์ที่นำมาทดสอบอาจมีความไม่เหมาะสมกับ lag length ที่ต่างกันออกไป การกำหนด Lag length แบบ Arbitrary จึงอาจมีความผิดพลาดได้

Hsiao (1981) ได้เสนอวิธีการกำหนด lag length ที่ดีกว่าวิธีเดิม คือ The Minimum Final Prediction Error Criterion (FPE) ซึ่งมีที่มาจากงานของ Akaike(1969) การกำหนด lag length ในแบบจำลองของการทดสอบ causality ที่ผ่านๆมา ส่วนใหญ่จะใช้วิธีที่เรียกว่า arbitrary specification คือ กำหนดช่วงเวลาที่คาดว่ามีความเหมาะสม ซึ่งขึ้นอยู่กับดุลยพินิจของผู้ทดสอบแต่ละคนและมักจะไม่มีวิธีการที่ชัดเจน วิธีการดังกล่าวนี้อาจกระทบต่อผลการทดสอบได้ เนื่องจากถ้ากำหนด lag length สูงกว่าที่ควรจะเป็นก็อาจทำให้ค่า variance ของการทดสอบมีค่าสูงขึ้น แต่ถ้ากำหนด lag length ต่ำกว่าที่ควรจะเป็น อาจทำให้เกิด biasness ขึ้นในการทดสอบได้

Akaike (1969) ได้กำหนดวิธีการเลือก orders สำหรับ autoregressive model ขึ้นโดยใช้หลักเกณฑ์ที่เรียกว่า The Minimum Final Prediction Error (FPE) Criterion และ Hsiao (1981) ได้นำ FPE Criterion นี้มาเป็นเครื่องมือในการกำหนด orders ในแบบจำลองสำหรับ Causality Tests

การกำหนด lag length มีปัญหาอยู่ที่ว่า lag length สูงไปอาจเกิด inefficiency ในการทดสอบได้ แต่ถ้าใช้ lag length ต่ำไปก็อาจเกิดปัญหา biasness ในการทดสอบได้เช่นกัน Hsiao(1981) เห็นว่าวิธีการ FPE มีความเหมาะสมในการกำหนด lag length เนื่องจากเป็นวิธีการที่จะช่วยชดเชย (trade off) ในปัญหาดังกล่าว ดังนั้นในการศึกษาครั้งนี้จะใช้ FPE ในการกำหนด lag length ซึ่งในกรณีของ The Direct Granger Approach ก็คือ การใช้ FPE

2.1.3 แนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration)

การร่วมไปด้วยกัน คือ การมีความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างข้อมูลอนุกรมเวลาตั้งแต่ 2 ตัวแปรขึ้นไปมีลักษณะไม่นิ่ง แต่ส่วนเบี่ยงเบนที่ออกจากความสัมพันธ์ในระยะยาวมีลักษณะนิ่ง สมมติให้ตัวแปรข้อมูลอนุกรมเวลา 2 ตัวแปรใดๆ ที่มีลักษณะไม่นิ่งแต่มีค่าสูงขึ้นตามไปด้วยกันทั้งคู่ และมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเหมือนกัน (integration of the same order) ความแตกต่างระหว่างตัวแปรทั้งสองไม่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลง อาจเป็นไปได้ว่าความแตกต่างระหว่างตัวแปรทั้งสองดังกล่าวมีลักษณะนิ่ง กล่าวได้ว่าข้อมูลอนุกรมดังกล่าวมีการร่วมกันไปด้วยกัน

ดังนั้นการถดถอยร่วมกันไปด้วยกัน คือการใช้ส่วนที่เหลือจากสมการถดถอยที่ได้มาทำการทดสอบว่ามีการร่วมกันไปด้วยกันหรือไม่ โดยการทดสอบยูนิทรูท จะได้ว่า

นำค่า ε_t มาหาสมการถดถอยใหม่ดังต่อไปนี้

$$\Delta \varepsilon_t = \gamma \varepsilon_{t-1} + w_t \quad (2.11)$$

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

γ คือ ค่าพารามิเตอร์

w_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

สมมติฐาน คือ

H_0 : $\gamma = 0$ (ไม่มีการร่วมไปด้วยกัน)

H_1 : $\gamma < 0$ (มีการร่วมไปด้วยกัน)

$$t = \frac{\hat{\gamma}}{S.E.\hat{\gamma}} \quad (2.12)$$

โดยใช้ค่าสถิติ “ t ” : จากสูตร(2.12) นำค่า t -test ที่ใช้ในการทดสอบเทียบกับค่าวิกฤติ Mackinnon ถ้ายอมรับ H_0 หมายความว่า สมการถดถอยที่ได้ไม่มีการร่วมไปด้วยกันและถ้ายอมรับ H_1 หมายความว่า สมการถดถอยที่ได้มีการร่วมไปด้วยกันนั่นเอง ถึงแม้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาในสมการนั้นจะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งก็ตาม

2.1.4 แนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น ตามแบบจำลองเออร์เรอร์คอร์เรชัน (Error-Correction Model:ECM)

Error Correction Model เป็นแบบจำลองที่อธิบายขบวนการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรต่าง ๆ ในสมการที่ (2.13) เพื่อให้เข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวได้ ตามที่แสดงไว้ในสมการที่ (2.14) และ (2.15) โดยคำนึงถึงผลกระทบที่เกิดจากความคลาดเคลื่อนที่เกิดจากการปรับตัวของตัวแปรต่าง ๆ ในระยะยาว (L_{t-1}) เข้าไปด้วย ซึ่งสามารถแสดงได้ดังนี้

$$L_t = Y_t - \alpha_t + \beta x_t \quad (2.13)$$

$$\Delta X_t = \phi_1 L_t + \{ \text{lagged } (\Delta X_t, \Delta Y_t) \} + \varepsilon_{1t} \quad (2.14)$$

$$\Delta Y_t = \phi_2 L_t + \{ \text{lagged } (\Delta X_t, \Delta Y_t) \} + \varepsilon_{2t} \quad (2.15)$$

โดยที่	L_{t-1}	เป็นตัว Error – correction (EC) term
	ε_{1t} and ε_{2t}	เป็น white noise
	ϕ_1 and ϕ_2	เป็น non – zero

จากความสัมพันธ์ที่ปรากฏใน (2.14) และ (2.15) การเปลี่ยนแปลงของตัวแปร (ΔX_t และ ΔY_t) ต่างขึ้นอยู่กับฟังก์ชันของ distributed lags of first differences of X_t และ Y_t รวมทั้งตัว EC term ที่ล่าออกไปหนึ่งช่วงเวลา (L_{t-1}) รูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นตามแบบจำลองของ ECM Model ตามที่แสดงในสมการ (2.14) และ (2.15) อาจสามารถตีความได้ว่าเป็นกลไกที่แสดงการปรับตัวในระยะสั้นเมื่อระบบเศรษฐกิจขาดความสมดุล เพื่อให้เข้าสู่ภาวะดุลยภาพ ($Y_t = \beta X_{t-1}$)

แบบจำลองที่แสดงถึงการปรับตัวในระยะสั้นตามรูปแบบของ EC model นั้น คล้ายคลึงกับแบบจำลองที่แสดงถึงการปรับตัวในระยะสั้นที่เรียกว่า “General-to-Specific Approach” แบบจำลองทางเศรษฐกิจในลักษณะตายตัว โดยจะพยายามให้รูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองทางเศรษฐกิจถูกกำหนดโดยลักษณะของข้อมูลในแบบจำลองนั้น ๆ ให้มากที่สุดเท่าที่สามารถทำได้ เหตุผลก็คือ ทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์ส่วนใหญ่สามารถใช้เป็นเครื่องชี้แนะให้เห็นว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจใดบ้างที่เกิดดุลยภาพทางเศรษฐกิจในระยะยาว (long-run economic equilibrium) ทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ส่วนใหญ่ไม่สามารถใช้เป็นเครื่องชี้แนะให้ว่าการปรับตัวในระยะสั้น (short-run adjustment) ของตัวแปรต่าง ๆ ที่อยู่ในแบบจำลองเหล่านั้นจะมีรูปแบบหรือรูปลักษณะอย่างไรบ้าง นักเศรษฐศาสตร์กลุ่มนี้จึงเห็นว่าควรที่จะปล่อยให้ข้อมูลเป็นตัวกำหนดรูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นให้มากที่สุด ซึ่งสามารถทำได้โดยการกำหนดรูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นให้มีลักษณะเป็นการทั่วไปให้มากที่สุดเท่าที่สามารถจะทำได้ก่อน หลังจากนั้น จึงใช้หลักการทดสอบทางสถิติบางอย่าง ยกตัวอย่างเช่น F-test เพื่อขจัดตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติให้มีจำนวนลดลงเรื่อย ๆ ตามลำดับ (test down) จนกระทั่งได้สมการขั้นสุดท้าย (final parsimonious equation) ที่มีค่าทางสถิติที่ดีและสามารถใช้แสดงรูปแบบการปรับตัวระยะสั้นของตัวแปรต่าง ๆ ในแบบจำลองนั้น ๆ ได้

การปรับตัวในระยะสั้นตามรูปแบบของ EC model (หรือ General-to-Specific Modeling Approach) จะมีลักษณะที่ทั่วไปและเป็นพลวัต (dynamic) มากกว่าการปรับตัวในระยะสั้นตามรูปแบบของ partial adjustment model

2.1.5 ทฤษฎีความเป็นเหตุเป็นผล (Granger Causality Model)

การวิเคราะห์ในรูปแบบสมการถดถอยในแบบจำลองสมการการผลิตนั้น สามารถวัดถึงระดับความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในสมการถดถอยว่ามีความสัมพันธ์กันอย่างไร โดยดูจากค่าสหสัมพันธ์ แต่ไม่สามารถบอกได้ถึงทิศทางความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรหรือชี้ความเป็นเหตุเป็นผลกันระหว่างตัวแปรนั้นๆ

โดยการศึกษาเรื่องความเป็นเหตุเป็นผล (causality) เป็นการอธิบายหรือตอบคำถามเกี่ยวกับความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร โดยมุ่งชี้ให้เห็นถึงลักษณะความสัมพันธ์ของตัวแปรเหล่านั้น ว่าอะไรคือสาเหตุและอะไรคือผลของสาเหตุนั้น ซึ่งในการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลของ Granger (1969) จะเลือกวิธีการคำนวณที่ทำให้ค่าความแปรปรวนจากการพยากรณ์น้อยที่สุด หรือเรียกว่าใช้หลักความสามารถในการพยากรณ์ เป็นตัวสะท้อนความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างตัวแปร โดยมีหลักเกณฑ์ดังนี้

ถ้า X_t และ Y_t มีความสัมพันธ์กันแบบ cointegration จากการทดสอบแบบ Augmented Dickey-Fuller test (ADF) เราจะได้ ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น ตามแบบจำลองเอเรอร์คออเรคชัน (error-correction model : ECM) ดังนี้

$$\Delta X_t = \alpha_1 e_{1t} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=0}^k \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (2.16)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_2 e_{2t} + \sum_{i=0}^k \pi_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (2.17)$$

โดยที่ X_t, Y_t = ตัวแปรใดๆ
 α_1, α_2 = ค่าพารามิเตอร์
 δ_j, π_i = ค่าพารามิเตอร์

X_t และ Y_t จะมีความสัมพันธ์กันแบบ cointegration ก็ต่อเมื่อ ค่าสัมประสิทธิ์ α_1, α_2 อย่างน้อย 1 ตัว มีค่าไม่เท่ากับ 0 (Rahman and Mustafa, 1997 : 81-84)

ถ้า $\alpha_1 \neq 0$ และ $\alpha_2 = 0$ แสดงว่า Y_t จะเป็นมีผลต่อ X_t

ถ้า $\alpha_1 = 0$ และ $\alpha_2 \neq 0$ แสดงว่า X_t จะเป็นมีผลต่อ Y_t

ถ้า $\alpha_1 = 0$ และ $\alpha_2 = 0$ แสดงว่า X_t และ Y_t ไม่มีผลต่อกัน

ถ้า $\delta_j \neq 0$ และ $\pi_i \neq 0$ แสดงว่า X_t และ Y_t มีผลต่อกัน

ดังนั้นรูปแบบความสัมพันธ์อย่างเป็นทางการเป็นเหตุเป็นผลที่อาจจะเกิดขึ้นสามารถสรุปได้ดังนี้

1. X และ Y ต่างเป็นสาเหตุซึ่งกันและกัน (bidirectional causality หรือ feedback X and Y)
2. X และ Y ต่างเป็นอิสระต่อกัน (independent) หรือไม่เป็นสาเหตุซึ่งกันและกัน (non causality between X and Y)
3. X เป็นสาเหตุของ Y (unidirectional causality from X to Y)
4. Y เป็นสาเหตุของ X (unidirectional causality from Y to X)

2.2 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

Chow (1987) ศึกษาความสัมพันธ์อย่างเป็นทางการเป็นผลระหว่างการผลิตและการเจริญเติบโตของการส่งออกกับการพัฒนาอุตสาหกรรมใน 8 ประเทศอุตสาหกรรมใหม่ (Newly Industrialization Countries: NICs) ในช่วงปี 1960-1984 โดยใช้การทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลกันในรูปของ Sims Causality Test พบว่าการเจริญเติบโตของการส่งออกและการเจริญเติบโตของเศรษฐกิจเป็นเหตุเป็นผลซึ่งกันและกัน (bidirectional causalities) ใน 6 ประเทศ ได้แก่ สิงคโปร์ บราซิล ฮังการี อิสราเอล เกาหลีใต้ และไต้หวัน พบว่าความสัมพันธ์จากการเจริญเติบโตของการส่งออกก่อให้เกิดการเพิ่มขึ้นของผลผลิตในภาคอุตสาหกรรม คือ เม็กซิโก แต่ไม่พบความสัมพันธ์ทั้งสองรูปแบบในอาร์เจนตินา

Darrat (1987) ใช้วิธีทดสอบ OLS White test for causality และได้แก้ไขความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร (serial correlation) ใน residual โดยวิธี Bench-Mackinnon Maximum Likelihood Procedure ใน 4 ประเทศ ได้แก่ ฮังการี เกาหลีใต้ สิงคโปร์และไต้หวัน ในช่วงปี 1955-1982 พบว่ามีเพียงประเทศสิงคโปร์เท่านั้นที่พบว่าการเจริญเติบโตของการส่งออกมีผลต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

Ghartery (1993) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างการส่งออกกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ในไต้หวัน ช่วงไตรมาสที่ 1 ปี 1960 ถึงไตรมาสที่ 2 ปี 1990 ญี่ปุ่น ช่วงไตรมาสที่ 1 ปี 1955 ถึงไตรมาสที่ 2 ปี 1991 สหรัฐอเมริกา ช่วงไตรมาสที่ 1 ปี 1960 ถึงไตรมาสที่ 2 ปี 1990 คำนวณหาค่าต่ำสุดของ Final Prediction Error (FPE) และ Schwarz Criteria (SBT) เพื่อกำหนด optimum lag length ของ autoregressive process แล้ววิเคราะห์ความสัมพันธ์อย่างเป็นทางการเป็นเหตุผลโดยใช้ WALD-test สำหรับ Granger causality จากค่า WALD-test และ Likelihood Ratio Test พบว่าในกรณีสหรัฐอเมริกานั้นการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจกระตุ้นการส่งออก กรณีไต้หวันและญี่ปุ่นพบว่าการส่งออกเป็นตัวกระตุ้นการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

อย่างไรก็ตาม การศึกษาที่กล่าวมาข้างต้นไม่ได้คำนึงถึง arbitrary choice of lag length นอกจากนี้ยังมีการใช้สถิติ F-test ในการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล ซึ่งค่าสถิติ F-test จะไม่ valid ถ้าข้อมูลอนุกรมเวลานั้น integrated เช่น ถ้าตัวแปร $I(1)$ (Gujarati, 1995)

Poon (1995) นั้นศึกษาถึงระดับในการพัฒนาประเทศของประเทศต่างๆ โดยใช้รายได้ต่อหัวเป็นตัวชี้วัดระดับการพัฒนาประเทศ เพื่อหารายได้ต่อหัวต่ำสุดและสูงสุดที่จะทำให้การส่งออกส่งผลกระทบต่อทางด้านบวกกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ โดยใช้ White's test ในการทดสอบ Heteroskedasticity โดยใช้ข้อมูล 80 ประเทศ และแบ่งช่วงเวลาออกเป็น 2 ช่วง ได้แก่ ช่วงปี ค.ศ. 1960-1980 และปี ค.ศ. 1980-1992 แตกต่างกัน โดยในช่วงแรก ระดับรายได้ต่อหัวต่ำสุดที่ทำให้การขยายตัวของการส่งออก สามารถผลักดันให้เกิดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจนั้นประมาณ 220 ดอลลาร์สหรัฐ ส่วนในช่วงหลังอยู่ที่ 110 ดอลลาร์สหรัฐ ส่วนรายได้สูงสุดต่อหัวที่ทำให้การขยายตัวของการส่งออก ผลักดันให้เกิดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจนั้นประมาณ 2,545 ดอลลาร์สหรัฐ ในปี ค.ศ. 1982-1992 และ 2,450 ดอลลาร์สหรัฐ ในช่วงปี ค.ศ. 1960-1980 ซึ่งสามารถสรุปได้ว่าในประเทศที่กำลังพัฒนานั้น การขยายตัวของการส่งออกจะมีผลกระทบต่อทางด้านบวกต่อการขยายตัวทางเศรษฐกิจอย่างมีประสิทธิภาพมากกว่าประเทศที่มีการพัฒนาประเทศในระดับต่ำและระดับสูง

ในงานวิจัยต่อๆ มาได้มีการคำนึงถึง stationary ของตัวแปร เช่นในงานของ Bahmani และ Alse (1993) และงานวิจัยของ Rahman และ Mustafa (1997) โดย Bahmani และ Alse ได้ทำการทดสอบระหว่างความสัมพันธ์ของการขยายตัวของการส่งออก กับการเจริญเติบโตของเศรษฐกิจ โดยใช้ cointegration technique และ error-correction Model จากตัวอย่าง 9 ประเทศ ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 1973 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 1998 ผลจากการใช้ Augmented Dicky-Fuller (ADF) Test ในสมการ cointegration พบว่าค่า ADF ของ residual มีนัยสำคัญทางสถิติ 8 ประเทศ ได้แก่ โคลัมเบีย กรีซ

เกาหลีใต้ ปากีสถาน ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ แอฟริกาใต้และไทย ยกเว้นมาเลเซียที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ผลการศึกษาพบว่า การเพิ่มขึ้นของผลผลิตในประเทศกระตุ้นให้การส่งออกเพิ่มขึ้นด้วย (bidirectional causality)

สมชาย หาญหิรัญ และสุวพร ศิริคุณ (2538) ได้ศึกษาความสัมพันธ์ในเชิงเหตุผลระหว่างการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจกับการส่งออกของไทย จากข้อมูลอนุกรมเวลารายไตรมาสของมูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นกับมูลค่าการส่งออกในช่วงปี พ.ศ. 2513-2536 โดยวิธี Error-correction Model ตามแนวทางของ Engle และ Granger และทดสอบ cointegration ด้วยวิธีของ Johansen และ Juselius พบว่าตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์แบบสองทิศทาง (bidirectional causality)

วรวิทย์ พรพิมลมิตร (2542) ทำการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ในลักษณะการเป็นเหตุเป็นผลกันระหว่างอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในภาคเศรษฐกิจโดยรวมและการเจริญเติบโตของการส่งออก โดยใช้วิธีของ Granger ในการวิเคราะห์ โดยใช้ตัวแปรสองตัวแปร คือ การเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศกับการเจริญเติบโตของการส่งออก โดยใช้ข้อมูลรายปีจำนวน 20 ปี ระหว่างปี พ.ศ. 2516-2536 พบความสัมพันธ์แบบสองทิศทาง คือ อัตราการเจริญเติบโตเศรษฐกิจและอัตราการเจริญเติบโตของการส่งออกเป็นสาเหตุซึ่งกันและกันในภาครวม และอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจมีผลต่อการขยายตัวของการส่งออกในภาคเกษตร ส่วนภาคอุตสาหกรรมของไทย ไม่พบความเป็นเหตุเป็นผลซึ่งกันและกัน

บุญญฤติศวรรค์ ชมพุดำ (2546) ได้วิเคราะห์ความเสี่ยงและผลตอบแทนของหลักทรัพย์บริษัทผลิตไฟฟ้าบางหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยโดยวิธีโคอินทิเกรชัน ซึ่งได้ทำการศึกษาลักษณะของหลักทรัพย์ทั้งหมด 4 หลักทรัพย์ ได้แก่ หลักทรัพย์บริษัทสยามสหบริการ จำกัด (มหาชน) หลักทรัพย์บริษัทผลิตไฟฟ้า จำกัด (มหาชน) หลักทรัพย์บริษัทผลิตไฟฟ้าราชบุรี จำกัด (มหาชน) และหลักทรัพย์บริษัทบางจากปิโตรเลียม จำกัด (มหาชน) โดยใช้ข้อมูลราคาปิดรายสัปดาห์ของหลักทรัพย์ ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2541 จนถึงวันที่ 31 ธันวาคม พ.ศ. 2545 จำนวน 260 สัปดาห์ ผลการศึกษาพบว่า หลักทรัพย์ 2 หลักทรัพย์ ได้แก่ หลักทรัพย์บริษัทสยามสหบริการ จำกัด (มหาชน) และหลักทรัพย์บริษัทผลิตไฟฟ้าราชบุรี จำกัด (มหาชน) อยู่เหนือเส้นตลาดหลักทรัพย์ แสดงว่าหลักทรัพย์ทั้งสองนำลงทุนเพราะมีราคาต่ำกว่าราคาที่เหมาะสม ในอนาคตราคาจะปรับตัวสูงขึ้นเรื่อยๆ จนอยู่ในระดับเดียวกับอัตราผลตอบแทนของตลาด ส่วนหลักทรัพย์ที่เหลือ

คือ หลักทรัพย์บริษัทผลิตไฟฟ้า จำกัด (มหาชน) และหลักทรัพย์บริษัทบางจากปิโตรเลียม จำกัด (มหาชน) อยู่ใต้เส้นตลาดหลักทรัพย์ ราคาของหลักทรัพย์เหล่านี้จะอยู่สูงกว่าราคาที่เหมาะสม ในอนาคตราคาหลักทรัพย์จะลดลง จึงไม่ควรลงทุนในหลักทรัพย์ทั้งสองนี้

ลลิตาพรรณ โพธิโกสุม (2546) ได้วิเคราะห์ความเสี่ยงของหุ้นบางหุ้นในกลุ่มบันเทิงและสันทนาการ โดยวิธีการถดถอยแบบสลับสับเปลี่ยน โดยศึกษา 5 หลักทรัพย์ ได้แก่ บริษัทบีอีซีเวิลด์ จำกัด(มหาชน), บริษัททิจิตอลออนป้า อินเตอร์เนชั่นแนล จำกัด(มหาชน) , บริษัทจีเอ็มเอ็ม มีเดีย จำกัด(มหาชน), บริษัทยูไนเต็ด บรอดคาสติ้ง จำกัด(มหาชน) และบริษัทซาฟารีเวิลด์ จำกัด(มหาชน) ใช้ข้อมูลรายสัปดาห์ ตั้งแต่ เดือนมกราคม 2541 ถึง ธันวาคม พ.ศ. 2545 ซึ่งทำการคำนวณหลักทรัพย์ไว้ความเสี่ยงจากค่าเฉลี่ยอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 3 เดือนของธนาคารพาณิชย์ขนาดใหญ่ 4 ธนาคาร คือ ธนาคารกรุงไทย จำกัด (มหาชน) ธนาคารกรุงเทพ จำกัด (มหาชน) ธนาคารกสิกรไทย จำกัด (มหาชน) และธนาคารไทยพาณิชย์ จำกัด (มหาชน) ผลการศึกษาพบว่า ในช่วงขาขึ้นทุกหลักทรัพย์ ยกเว้นบริษัทบริษัทจีเอ็มเอ็ม มีเดีย จำกัด(มหาชน) มีค่าเบต้ามากกว่า 1 ส่วน ในช่วงขาลงทุกหลักทรัพย์มีค่าเบต่าน้อยกว่า 1 เมื่อเปรียบเทียบอัตราผลตอบแทนจากพันธบัตรแล้วพบว่าทั้งช่วงขาขึ้นและขาลง หลักทรัพย์ทั้ง 5 หลักทรัพย์มีมูลค่าต่ำกว่ามูลค่า (undervalue) ในอนาคตหลักทรัพย์จะปรับตัวสูงขึ้น นักลงทุนควรลงทุนก่อนที่ราคาหลักทรัพย์จะสูงขึ้น จึงจะได้กำไร

อัครา วงศ์จิตร (2546) ทำการทดสอบความสัมพันธ์การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของ ไทย อินโดนีเซีย มาเลเซีย เกาหลีใต้ โดยใช้ Granger causality test ใช้ตัวแปรสองตัวแปร คือ ดัชนีผลิตภัณฑ์ทางอุตสาหกรรมแทนข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ และใช้ข้อมูลดัชนีภูมิรายเดือนของปี พ.ศ. 2530-2545 พบว่าไทยและเกาหลีใต้นั้น ตัวแปรทางเศรษฐกิจทั้งสองตัวมีความสัมพันธ์กันในระยะยาว โดยในระยะสั้นพบว่าอัตราการส่งออกและอัตราผลิตทางอุตสาหกรรมต่างมีการปรับตัวในระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว ในส่วนของความเป็นเหตุเป็นผล พบว่าอัตราการส่งออกเป็นเหตุต่ออัตราผลิตทางอุตสาหกรรม ส่วนในประเทศมาเลเซียพบว่าตัวแปรทั้งสองไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว แต่ในส่วนของ การทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล พบว่าอัตราการส่งออกเป็นเหตุต่อผลิตทางอุตสาหกรรม

อย่างไรก็ตาม การศึกษาความสัมพันธ์ของอัตราการเจริญเติบโตของการส่งออกและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของไทยที่ผ่านมานั้น ไม่ได้คำนึงถึงความเอนเอียงจากการสร้างแบบจำลอง (specification bias) คือ ใช้ตัวแปรเพียงสองตัวเท่านั้น

เขมิกา อุชญ์วันเพ็ญ (2547) ทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างการส่งออกและการขยายตัวทางเศรษฐกิจของประเทศไทย โดยใช้วิธีเกรงเกอร์คอซอลิตี้ (Granger causality) เพื่อศึกษาความสัมพันธ์เชิงเป็นเหตุเป็นผลระหว่างอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ กับอัตราขยายตัวทางเศรษฐกิจของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลทศวรรษแบบรายปีในช่วงปี พ.ศ. 2512-2544 ในรูปของลอการิทึมและค่าที่แท้จริง การศึกษานี้ได้ทำการทดสอบ unit root เพื่อดูความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) แล้วจึงสร้างแบบจำลอง Vector Autoregression Model (VAR) โดยกำหนดช่วงเวลา (lag Length) ด้วยวิธี Akaike Information Criterion (AIC) และ Schwarz Criterion (SC) โดยแบบจำลอง VAR ที่ได้จะมีช่วงเวลาเท่ากับ $p+d_{\max}$ (โดยที่ p คือช่วงเวลาของระบบ และ d_{\max} คือ Maximum Order of Integration) จากนั้นจึงทดสอบความสัมพันธ์เชิงเป็นเหตุด้วยวิธีเกรงเกอร์คอซอลิตี้ โดยใช้ Modified-WALD statistic ที่พัฒนาโดย Toda และ Yamamoto (1995) ผลการศึกษา unit root ของตัวแปรโดยใช้วิธี Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) พบว่าตัวแปรทุกตัวมี order of integration เดียวกัน คือ $I(1)$ ต่อจากนั้นจึงสร้างแบบจำลอง var ได้จำนวนช่วงเวลาที่เหมาะสม คือ 5 และได้ var order เท่ากับ 6 เมื่อทดสอบเกรงเกอร์คอซอลิตี้ พบว่าปฏิเสธสมมติฐานหลักในกรณีที่มีการส่งออกไม่ได้เป็นตัวขับเคลื่อนการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ที่ระดับความเชื่อมั่น 95 % และปฏิเสธสมมติฐานหลักในกรณีที่มีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจไม่ได้เป็นตัวส่งเสริมการส่งออก ที่ระดับความเชื่อมั่น 95 % เช่นกัน โดยทั้งสองมีค่าสัมประสิทธิ์เป็นบวก หมายความว่า การส่งออกเป็นตัวขับเคลื่อนการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ขณะเดียวกันการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจก็ส่งเสริมการส่งออกด้วย นั่นคือ การส่งออกและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจส่งผลกระทบซึ่งกันและกัน (bidirectional causality)

เนก อุปรา (2547) ได้ศึกษาการวิเคราะห์ความเสถียรและผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มบันเทิงและสันทนาการในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยโดยวิธีโคอินทิเกรชัน เพื่อเป็นแนวทางในการประเมินราคาของหลักทรัพย์เพื่อลงทุน โดยหลักทรัพย์ที่ใช้ในการศึกษา เช่น หลักทรัพย์บริษัทบีอีซีเวิลด์ จำกัด(มหาชน) หลักทรัพย์บริษัทจีแอลออนป้า อินเตอร์เนชั่นแนล จำกัด(มหาชน) หลักทรัพย์บริษัทจีเอ็มเอ็ม มิเดีย จำกัด(มหาชน) หลักทรัพย์บริษัทยูไนเต็ด บรอดคาสติ้ง จำกัด(มหาชน) หลักทรัพย์บริษัทซาฟารีเวิลด์ จำกัด(มหาชน) เป็นต้นโดยใช้ข้อมูลราคาปิดรายสัปดาห์ ระยะเวลา 6 ปี ตั้งแต่วันที่ 4 มกราคม 2541 ถึง วันที่ 26 ตุลาคม 2547 การวิเคราะห์ใช้วิธีโคอินทิเกรชันภายใต้แบบจำลองการตั้งราคาหลักทรัพย์ จากการทดสอบ unit root และ cointegration พบว่าอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ DOI, BEC, CVD, EGV, GMM, GRAMMY, ITV, TRAF, UBC และ SAFARI มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับตลาด เมื่อผลการศึกษามา

เปรียบเทียบกับเส้นตลาดหลักทรัพย์ พบว่าราคาของหลักทรัพย์ 10 หลักทรัพย์ ได้แก่ หลักทรัพย์ DOI, BEC, CVD, EGV, GMMM, GRAMMY, ITV, TRAF, UBC และ SAFARI อยู่เหนือเส้นตลาดหลักทรัพย์ (SML) หรืออยู่ในเกณฑ์ราคาต่ำกว่าราคาที่เหมาะสม (under value) ซึ่งแสดงว่าหลักทรัพย์เหล่านี้ให้ผลตอบแทนสูงกว่าผลตอบแทนของตลาด ณ ระดับความเสี่ยงเดียวกัน ส่วนอีก 3 หลักทรัพย์ คือ MAJOR, CSR และ RS อยู่ใต้เส้นตลาดหลักทรัพย์ (SML) หรืออยู่ในเกณฑ์ราคาที่สูงกว่าราคาที่เหมาะสม (over value) ซึ่งแสดงว่าหลักทรัพย์เหล่านี้ให้ผลตอบแทนต่ำกว่าผลตอบแทนของตลาด ณ ระดับความเสี่ยงเดียวกัน ดังนั้นในอนาคตราคาหลักทรัพย์ดังกล่าวจะสามารถปรับตัวลดลง



ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved