

## บทที่ 2

### แนวคิดทางทฤษฎี และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

การศึกษานี้เป็นการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาและปริมาณของหลักทรัพย์ในกลุ่มพลังงานด้วยวิธีโคอินทิเกรชัน จำนวน 5 หลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยเพื่อใช้เป็นแนวทางในการหาความสัมพันธ์ระหว่างราคาและปริมาณของหลักทรัพย์จึงนำแบบจำลองการทดสอบความนิ่งของข้อมูล (unit root) การทดสอบการรวมกันไปด้วยกัน (cointegration and error correction mechanism) และการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล (Granger causality test) มาใช้ในการศึกษาเพื่อหาความสัมพันธ์ระหว่างราคาและปริมาณของหลักทรัพย์ในกลุ่มพลังงาน

#### 2.1 ทฤษฎีบทข้อมูลอนุกรมเวลา

การศึกษานี้ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาลักษณะข้อมูล โดยพื้นฐานของข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีข้อควรพิจารณาคือ ข้อมูลนั้นเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งหรือไม่ข้อมูลอนุกรมเวลาที่จะนำไปใช้พยากรณ์จะต้องเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งไม่เช่นนั้นอาจทำให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรของสมการเป็นความสัมพันธ์ไม่แท้จริง (spurious regression) โดยสังเกตได้จากค่าสถิติบางอย่างเช่น ค่า  $R^2$  ที่สูงในขณะที่ค่า Durbin-Watson (DW) statistic อยู่ในระดับต่ำแสดงให้เห็นถึง high level of autocorrelated residuals จึงเป็นการยากที่จะยอมรับได้ในทางเศรษฐศาสตร์ ดังนั้น ต้องทำการทดสอบก่อนว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่มีรายละเอียดดังต่อไปนี้

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (stationary) หมายถึงการที่ข้อมูลอนุกรมเวลาอยู่ในสภาพของการสมดุลเชิงสถิติ (statistical equilibrium) หมายถึงการที่ข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีการเปลี่ยนแปลงถึงแม้ว่าเวลาเปลี่ยนแปลงไป แสดงได้ดังนี้

1. กำหนดให้  $X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k}$  เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่เวลาที่เวลา  $t, t+1, t+2, \dots, t+k$
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  $P(X_{t+m}, X_{t+m+1}, X_{t+m+2}, \dots, X_{t+m+k})$  แล้วจะสรุปได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) การทดสอบว่าข้อมูลอนุกรมเวลา มีลักษณะนิ่งหรือไม่นั้นแต่เดิมจะพิจารณาที่ค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเอง (Autocorrelation Coefficient Function: ACF) ตามแบบจำลองของบ็อก-เจนกินส์ (Box-Jenkins model) หากพบว่าค่า correlation ( $\rho$ ) ที่ได้จากการพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเองนั้น มีค่าใกล้ 1 มากๆ จะส่งผลให้การพิจารณาที่ค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเองค่อนข้างจะไม่แม่นยำเพราะว่ากราฟแสดงค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเองมีแนวโน้มลดลงเรื่อยๆ กันบางคนอาจสรุปได้ไม่เหมือนกันเพราะจากประสบการณ์ที่แตกต่างกันทำให้เกิดความคลาดเคลื่อนได้ ดังนั้น ดิกกี-ฟูลเลอร์ (Dickey-Fuller) จึงพัฒนาการตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะนิ่งหรือไม่ โดยการทดสอบยูนิตรูท (unit root test)

## 2.2 การทดสอบยูนิตรูท (Unit Root Test)

การทดสอบยูนิตรูทเพื่อทดสอบความนิ่ง (stationary คือ I(0); integrated of order zero) หรือไม่นิ่ง (non-stationary คือ I(d) โดย  $d > 0$ ; integrated of order d) ของข้อมูลที่น่ามาทำการศึกษา โดยใช้วิธีการทดสอบยูนิตรูทที่ใ้ใช้กันมีอยู่ 2 วิธี คือ Dicky-Fuller (DF) test และ Augmented Dicky-Fuller (ADF) test

**2.2.1 Dicky-Fuller (DF) test** ทำการทดสอบตัวแปรที่เคลื่อนไหวไปตามช่วงเวลาเป็น autoregressive model

จากสมการ

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

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

$\varepsilon_t$  คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (random error)

$\rho$  คือ สัมประสิทธิ์อัตสหสัมพันธ์ (autocorrelation coefficient)

จะได้ว่า  $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t ; \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2\varepsilon)$

โดยตั้งสมมติฐาน คือ

$$H_0: \rho = 1$$

$$H_1: |\rho| < 1; -1 < \rho < 1$$

โดยถ้ายอมรับ  $H_0: \rho = 1$  หมายความว่า  $X_t$  มียูนิทรูทหรือ  $X_t$  จะมีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) แต่ถ้ายอมรับ  $H_1: |\rho| < 1; -1 < \rho < 1$  หมายความว่า  $X_t$  ไม่มียูนิทรูทหรือ  $X_t$  จะมีลักษณะนิ่ง (stationary)

จากสมการที่ (2.1) นำ  $X_{t-1}$  ไปลบทั้งสองข้างของสมการจะได้ว่า

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

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

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

โดย  $\theta = \rho - 1$  นั่นก็คือได้สมมติฐานว่า

$$H_0: \theta + 1 = 1 \quad \text{หรือเขียนได้อีกอย่างว่า} \quad H_0: \theta = 0$$

$$H_1: -1 < \theta + 1 < 1 \quad \text{หรือเขียนอีกอย่างได้ว่า} \quad H_1: \theta < 0$$

หากการทดสอบยอมรับสมมติฐานหลัก  $H_0: \theta = 0$  แสดงว่าตัวแปร  $X_t$  มียูนิทรูทหรือ  $X_t$  จะมีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) แต่ในทางตรงกันข้ามหากปฏิเสธสมมติฐานหลักแสดงว่ายอมรับ  $H_1: \theta < 0$  แสดงว่า ตัวแปร  $X_t$  ไม่มียูนิทรูทหรือ  $X_t$  มีลักษณะนิ่ง (stationary)

ถ้า  $X_t$  เป็นแนวเดินเชิงสุ่มซึ่งมีความโน้มเอียงทั่วไปรวมอยู่ด้วย (random walk with drift) เราสามารถจะเขียนแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

และถ้า  $X_t$  เป็นแนวเดินเชิงสุ่มซึ่งมีความโน้มเอียงทั่วไปรวมอยู่ด้วย (random walk with drift) และมีแนวโน้มตามเวลาเชิงเส้น (linear time trend) เราสามารถจะเขียนแบบจำลองได้ดังนี้

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

โดยที่  $t$  คือเวลาในสมการที่ (2.3) จะมีความโน้มเอียงทั่วไปและในสมการที่ (2.4) จะมีทั้งความโน้มเอียงทั่วไปและมีแนวโน้มตามเวลาเชิงเส้นโดยตัวพารามิเตอร์ที่อยู่ในความสนใจในทุกสมการ คือ  $\theta$  นั่นคือ ถ้า  $\theta = 0$ ;  $X_t$  จะมียูนิทรูทโดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ  $t$  ( $t$ -statistic) ที่คำนวณได้กับค่าที่เหมาะสมที่อยู่ในตาราง Dickey-Fuller (Dickey-Fuller tables) (Enders, 1995: p221) หรือกับค่าวิกฤต MacKinnon critical values (Gujarati, 1995: p769)

**2.2.2 Augmented Dickey-Fuller (ADF) test** เป็นการทดสอบยูนิทรูทอีกวิธีหนึ่งที่พัฒนามาจากวิธีของ Dickey-Fuller เนื่องจาก Dickey-Fuller test ไม่สามารถทำการทดสอบตัวแปรในกรณีที่เป็น serial correlation ในค่า error term ( $\varepsilon_t$ ) ที่มีลักษณะความสัมพันธ์กันเองในระดับสูง (autoregressive moving average processes) โดยมีการเพิ่มพจน์ที่เรียกว่า lagged change เข้าไปในสมการ (2), (3) และ (4) ทางด้านขวามือจะได้สมการถดถอยใหม่ดังนี้

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

โดย	$X_t$	คือข้อมูลตัวแปร ณ เวลา $t$
	$X_{t-1}$	คือ ข้อมูลตัวแปร ณ เวลา $t-1$
	$\alpha, \beta, \theta, \delta$	คือ ค่าพารามิเตอร์
	$t$	คือ ค่าแนวโน้ม
	$\varepsilon_t$	คือ ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

โดยจำนวนของ lagged difference terms ที่จะนำเข้ามารวมในสมการนั้นมีมากพอที่ทำให้พจน์ค่าความคลาดเคลื่อน (error terms) มีลักษณะเป็น serially independent และเมื่อนำเอาการทดสอบ DF (Dickey - Fuller test) มาใช้กับสมการ (2.5), (2.6) และ (2.7) เราจะเรียกว่าการทดสอบ ADF (Augmented Dickey - Fuller test) ค่าสถิติทดสอบ ADF มีการแจกแจงเชิงเส้นกำกับ (asymptotic distribution) เหมือนกับสถิติ DF ดังนั้น ก็สามารถใช้อ้างอิงค่าวิกฤต (critical values) แบบเดียวกัน (Gujarati, 1995: p720)

**2.2.3 การเลือก lag length ในการทดสอบ** สำหรับการเลือก lag length (P-lag) ที่เหมาะสมในการทดสอบ unit root ของตัวแปรนั้น Enders (1995) ได้กล่าวว่า ควรเริ่มต้นจาก lag length ที่สูงพอ เช่น  $P^*$  แล้วดูว่าสัมประสิทธิ์ของ lag length  $P^*$  แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติหรือไม่โดยดูจากค่า t-statistic ถ้าพบว่าสัมประสิทธิ์ของ lag length  $P^*$  นั้นไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ก็ทำการทดสอบ unit root ของตัวแปรนั้น โดยใช้ lag length  $P^* - 1$  จนกระทั่ง lag length ที่ใช้นั้นจะแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

การเลือก lag length ในการทดสอบ causality ระหว่างราคาและปริมาณการซื้อขายหุ้นจะใช้วิธีที่เรียกว่า arbitrary lag specification คือ กำหนดค่าที่คิดว่าเหมาะสมขึ้น ส่วนใหญ่จะใช้ 4, 8 และ 12 lags (โดยพิจารณาจากการทดสอบผลของราคาที่มีต่อปริมาณการซื้อขายหลักทรัพย์) การกำหนด lag length ด้วยวิธีการนี้ก็มีข้อบกพร่อง เนื่องจากแต่ละคู่ความสัมพันธ์ที่นำมาทดสอบอาจมีความไม่เหมาะสมกับ lag length ที่ต่างกันออกไป การกำหนด lag length แบบ arbitrary จึงอาจมีความผิดพลาดได้

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

Akaike (1969) ได้กำหนดวิธีการเลือก orders (lag length) 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 มีปัญหาอยู่ว่า lag length สูงไปอาจเกิด inefficiency ในการทดสอบได้ แต่ถ้าใช้ lag length ต่ำไปอาจเกิดปัญหา biasness ในการทดสอบได้เช่นกัน Hsiao (1981) เห็นว่าวิธีการ FPE มีความเหมาะสมในการกำหนด lag length เนื่องจากเป็นวิธีการที่จะช่วยชดเชย (trade off) ในปัญหาดังกล่าว ดังนั้นการศึกษาครั้งนี้จะใช้ FPE ในการกำหนด lag length ซึ่งในกรณีของ The direct Granger approach ก็คือ การใช้ FPE กำหนดค่า  $m, n$  ที่เหมาะสม

### 2.2.4 แนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration)

การรวมไปด้วยกันคือ การมีความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างข้อมูลอนุกรมเวลาตั้งแต่ 2 ตัวแปรขึ้นไปมีลักษณะไม่นิ่งแต่ส่วนเบี่ยงเบนที่ออกจากความสัมพันธ์ในระยะยาวมีลักษณะนิ่ง สมมติให้ตัวแปรข้อมูลอนุกรมเวลา 2 ตัวแปรใดๆที่มีลักษณะไม่นิ่งแต่มีค่าสูงขึ้นตามไปด้วยกันทั้งคู่ และมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเหมือนกัน (integration of the same order) ความแตกต่างระหว่างตัวแปรทั้งสองไม่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลงอาจเป็นไปได้ว่าความแตกต่างระหว่างตัวแปรทั้งสองดังกล่าวมีลักษณะนิ่งกล่าวได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีการรวมกันไปด้วยกัน ดังนั้น การถดถอยรวมกันไปด้วยกัน (cointegration regression) คือเทคนิคการประมาณค่าความสัมพันธ์ดุลยภาพระยะยาวระหว่างข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งโดยที่การเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพระยะยาวต้องมีลักษณะนิ่ง

การถดถอยการรวมกันไปด้วยกันคือการใช้ส่วนที่เหลือ (residual) จากสมการถดถอย (regression equation) ที่ได้มาทำการทดสอบว่ามีการรวมกันไปด้วยกัน (cointegration) หรือไม่โดยการทดสอบยูนิททรูทจะได้ว่า

นำค่า  $\varepsilon_t$  มาหาสมการถดถอยใหม่ดังต่อไปนี้

$$\Delta \varepsilon_t = u \varepsilon_t + e_t \quad (2.8)$$

โดยที่  $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}$  คือค่า Residual ณ เวลา  $t$  และ  $t-1$  ที่นำมาหาสมการถดถอยใหม่  
 $u$  คือค่าพารามิเตอร์  
 $e_t$  คือค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

สมมติฐานคือ  $H_0: u = 0$  (ไม่มี cointegration)

$H_1: u \neq 0$  (มี cointegration)

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

โดยใช้ค่าสถิติ "t" (t-statistic) มีสูตรดังกล่าวนี้จากนั้นนำค่า t - test ที่ใช้ในการทดสอบเทียบกับค่าวิกฤต MacKinnon ถ้ายอมรับ  $H_0$  หมายความว่าสมการถดถอยที่ได้ไม่มี cointegration และถ้ายอมรับ  $H_1$  หมายความว่าสมการถดถอยที่ได้มี cointegration นั่นเองถึงแม้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาในสมการนั้นจะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งก็ตาม

อย่างไรก็ตามถ้าส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (residuals) ของสมการ (2.8) ไม่เป็น white noise เราก็จะใช้การทดสอบ ADF แทนที่จะใช้สมการ (2.8) สมมติว่า  $e_t$  ของสมการที่ (2.8) มีสหสัมพันธ์เชิงอันดับ (serial correlation) เราก็จะใช้สมการดังนี้

$$\Delta \varepsilon_t = u \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta X_{t-1} + e_t \quad (2.9)$$

และถ้าหากว่า  $-2 < u < 0$  เราสามารถจะสรุปได้ว่าส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (residuals) นั้นจะมีลักษณะนิ่ง (stationary) นั่นคือทั้ง  $Y_t$  และ  $X_t$  จะเป็น CI (1,1) สังเกตว่าสมการ (2.8) และ (2.9) ไม่มีพจน์ส่วนตัด (intercept term) เนื่องจาก  $\varepsilon_t$  เป็นส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (residuals) จากสมการถดถอย (regression equation) (Enders, 1995: p375)

**Error-Correction Mechanisms:ECM** เป็นแบบจำลองที่อธิบายขบวนการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรต่างๆในสมการที่ (2.10) เพื่อให้เข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวได้ตามที่แสดงไว้ในสมการที่ (2.11) และ (2.12) โดยคำนึงถึงผลกระทบที่เกิดจากความคลาดเคลื่อนที่เกิดจากการปรับตัวของตัวแปรต่างๆในระยะยาว ( $E_{t-1}$ ) เข้าไปด้วยซึ่งสามารถแสดงได้ดังนี้

$$E_t = Y_t - \alpha_t + \beta X_t \quad (2.10)$$

$$\Delta X_t = \partial_1 E_t + \{\text{lagged } (\Delta X_t, \Delta Y_t)\} + \varepsilon_{1t} \quad (2.11)$$

$$\Delta Y_t = \partial_2 E_t + \{\text{lagged } (\Delta X_t, \Delta Y_t)\} + \varepsilon_{2t} \quad (2.12)$$

โดยที่

$\Delta E_t = Y_t + \beta X_t - E_{t-1}$	เป็น Error – Correction (EC) term
$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$	เป็น white noise
$\partial_1, \partial_2$	เป็น non – zero

จากความสัมพันธ์ที่ปรากฏใน (2.11) และ (2.12) การเปลี่ยนแปลงของตัวแปร ( $\Delta X_t$  และ  $\Delta Y_t$ ) ต่างขึ้นอยู่กับฟังก์ชันของ distributed lags of first differences of  $X_t$  และ  $Y_t$  รวมทั้งตัว EC term ที่ล่าออกไปหนึ่งช่วงเวลา ( $E_{t-1}$ ) รูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นตามแบบจำลองของ ECM Model ตามที่แสดงในสมการ (2.11) และ (2.12) อาจสามารถตีความได้ว่าเป็นกลไกที่แสดงการปรับตัวในระยะสั้นเมื่อระบบเศรษฐกิจขาดความสมดุลเพื่อให้เข้าสู่ภาวะดุลยภาพ ( $Y_t = \beta X_{t-1}$ )

แบบจำลองที่แสดงถึงการปรับตัวในระยะสั้นตามรูปแบบของ EC model นั้นคล้ายคลึงกับแบบจำลองที่แสดงถึงการปรับตัวในระยะสั้นที่เรียกว่า “General-to-Specific Approach” แบบจำลองทางเศรษฐกิจในลักษณะตายตัวโดยจะพยายามให้รูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นของ

แบบจำลองทางเศรษฐกิจถูกกำหนดโดยลักษณะของข้อมูลในแบบจำลองนั้นๆ ให้มากที่สุดเท่าที่สามารถทำได้ เหตุผลก็คือ ทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์ส่วนใหญ่สามารถใช้เป็นเครื่องชี้แนะให้เห็นว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจใดบ้างที่เกิดดุลยภาพทางเศรษฐกิจในระยะยาว (long-run economic equilibrium) ทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ส่วนใหญ่ไม่สามารถใช้เป็นเครื่องชี้แนะให้ว่าการปรับตัวในระยะสั้น (short-run adjustment) ของตัวแปรต่างๆที่อยู่ในแบบจำลองเหล่านั้นจะมีรูปแบบหรือรูปลักษณะอย่างไรบ้าง นักเศรษฐศาสตร์กลุ่มนี้จึงเห็นว่าควรที่จะปล่อยให้ข้อมูลเป็นตัวกำหนดตัวกำหนดรูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นให้มากที่สุดเท่าที่สามารถทำได้ โดยการกำหนดรูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นให้มีลักษณะเป็นการทั่วไปให้มากที่สุดเท่าที่สามารถจะทำได้ก่อน หลังจากนั้นจึงใช้หลักการทดสอบทางสถิติบางอย่างยกตัวอย่างเช่น F-test เพื่อขจัดตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติให้มีจำนวนลดลงเรื่อยๆตามลำดับ (test down) จนกระทั่งได้สมการขั้นสุดท้าย (final parsimonious equation) ที่มีค่าทางสถิติที่ดีและสามารถใช้แสดงรูปแบบการปรับตัวระยะสั้นของตัวแปรต่างๆในแบบจำลองนั้นๆ ได้การปรับตัวในระยะสั้นตามรูปแบบของ EC model (หรือ General-to-specific modelling approach) จะมีลักษณะที่ทั่วไปและเป็นพลวัต (dynamic) มากกว่าการปรับตัวในระยะสั้นตามรูปแบบของ partial adjustment model

### 2.2.5 ทฤษฎีความเป็นเหตุเป็นผล (Granger Causality Model)

การวิเคราะห์ในรูปสมการถดถอยในแบบจำลองสมการการผลิตนั้นสามารถวัดถึงระดับความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในสมการถดถอยว่ามีความสัมพันธ์กันอย่างไร โดยดูจากค่าสหสัมพันธ์แต่ไม่สามารถบอกได้ถึงทิศทางความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรหรือชี้ความเป็นเหตุเป็นผลกันระหว่างตัวแปรนั้นๆ โดยการศึกษาเรื่องความเป็นเหตุเป็นผล (causality) เป็นการอธิบายหรือตอบคำถามเกี่ยวกับความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร โดยมุ่งชี้ให้เห็นถึงลักษณะความสัมพันธ์ของตัวแปรเหล่านั้นว่าอะไรคือสาเหตุ (causes) และอะไรคือผลของสาเหตุนั้น (effects) ในการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลของ Granger (1969) จะเลือกวิธีการคำนวณที่ทำให้ค่าความแปรปรวนจากการพยากรณ์น้อยที่สุดหรือเรียกว่าใช้หลักความสามารถในการพยากรณ์ (predictability) เป็นตัวสะท้อนความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างตัวแปร โดยมีหลักเกณฑ์ดังนี้

ถ้า  $X_t$  และ  $Y_t$  มีความสัมพันธ์กันแบบโคอินทิเกรชันจากการทดสอบแบบ Augmented Dickey-Fuller (ADF) test เราจะได้ ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้นตามแบบจำลองเอเรอร์คออเรคชัน (Error-Correction Model :ECM) ดังนี้



$$\Delta X_t = \beta_1 e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=0}^n \sigma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (2.13)$$

$$\Delta Y_t = \beta_2 e_{t-1} + \sum_{i=0}^p \pi_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (2.14)$$

(Rahman and Mustafa, 1997) โดยที่  $X_t$  และ  $Y_t$  จะมีความสัมพันธ์กันแบบ cointegration ก็ต่อเมื่อค่าสัมประสิทธิ์  $\beta_1, \beta_2$  อย่างน้อย 1 ตัว มีค่าไม่เท่ากับ 0

ถ้า  $\beta_1 \neq 0$  และ  $\beta_2 = 0$  แสดงว่า  $Y_t$  มีอิทธิพลต่อ  $X_t$  ในคลยภาพระยะยาว

ถ้า  $\beta_2 \neq 0$  และ  $\beta_1 = 0$  แสดงว่า  $X_t$  มีอิทธิพลต่อ  $Y_t$  ในคลยภาพระยะยาว

ถ้า  $\sigma_j \neq 0$  แสดงว่า  $Y_t$  มีอิทธิพลต่อ  $X_t$  ในระยะสั้น

ถ้า  $\pi_i \neq 0$  แสดงว่า  $X_t$  มีอิทธิพลต่อ  $Y_t$  ในระยะสั้น

ดังนั้นรูปแบบความสัมพันธ์อย่างเป็นทางการเป็นเหตุเป็นผลที่อาจจะเกิดขึ้นสามารถสรุปได้ดังนี้

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

### 2.3 สรุปสาระสำคัญของเอกสารที่เกี่ยวข้อง

การศึกษาเรื่องความสัมพันธ์ระหว่างราคาและปริมาณของหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยได้ทบทวนวรรณกรรมผลการศึกษาโดยอาศัยแบบจำลอง CAPM และแบบจำลอง cointegration and error correction mechanism ดังนี้

**เยาวลักษณ์ อรุณมิตริ (2534)** ได้วิเคราะห์ความเสี่ยงของแต่ละหลักทรัพย์เพื่อที่นำเอาการศึกษาเกี่ยวกับความเสี่ยงและราคาของหลักทรัพย์ไปใช้เป็นแนวทางการตัดสินใจลงทุน โดยได้ทำการศึกษาหลักทรัพย์ 7 บริษัท ใช้ข้อมูลเป็นรายเดือนทั้งหมด 30 เดือนตั้งแต่มกราคม 2531 ถึง มิถุนายน 2533 โดยศึกษาความสัมพันธ์ของผลตอบแทนและความเสี่ยงที่พิจารณาจากค่าเบต้าและอาศัยเส้นแสดงลักษณะ (characteristic line) รวมทั้งการสร้างเส้นตลาดหลักทรัพย์พิจารณาว่าหลักทรัพย์ได้มีการซื้อขายสูงหรือต่ำเกินไปเมื่อคำนึงถึงความเสี่ยงที่เกิดขึ้น โดยใช้อัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์เฉลี่ยของธนาคารพาณิชย์แทนผลตอบแทนจากการลงทุนที่ไม่มีความเสี่ยงและผลตอบแทนเฉลี่ยของตลาดเป็นผลตอบแทนเฉลี่ยรายเดือน ผลการวิเคราะห์ความเสี่ยงของแต่ละ

หลักทรัพย์จากการคำนวณเมื่อพิจารณาเกี่ยวกับเส้นแสดงลักษณะปรากฏว่าหลักทรัพย์ที่นำมาศึกษาทั้งหมดมีค่า  $R^2$  ต่ำ นั่นคือเป็นหลักทรัพย์ที่มีความเสี่ยงที่ไม่เป็นระบบมากกว่าความเสี่ยงที่เป็นระบบสำหรับค่าเบต้าของหลักทรัพย์ที่นำมาศึกษามีเฉพาะหลักทรัพย์ของบริษัทเงินทุนหลักทรัพย์ชนชาติเท่านั้นที่มีค่าเบต้ามากกว่า 1 และเมื่อพิจารณาเกี่ยวกับเส้นตลาดหลักทรัพย์โดยใช้ค่าเบต้าที่หาได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของสมการเส้นแสดงลักษณะมาใช้เป็นความเสี่ยงปรากฏว่าหลักทรัพย์ที่ทำการวิเคราะห์เกือบทั้งหมดอยู่ใกล้เคียงกับเส้นตลาดหลักทรัพย์ยกเว้นหลักทรัพย์ของบริษัทเงินทุนหลักทรัพย์ชนชาติที่อยู่เหนือเส้นตลาดเล็กน้อยแสดงว่าราคาของหลักทรัพย์ส่วนใหญ่มีลักษณะใกล้เคียงกับจุดดุลยภาพเมื่อเปรียบเทียบกับความเสี่ยงที่เกิดขึ้นกล่าวคือ ผลตอบแทนที่ได้รับมีค่าใกล้เคียงกับผลตอบแทนที่ต้องการเมื่อคำนึงถึงผลตอบแทนจากการลงทุนที่ไม่มีความเสี่ยงส่วนหลักทรัพย์ของบริษัทเงินทุนหลักทรัพย์ชนชาติที่อยู่เหนือเส้นตลาดหลักทรัพย์ ณ ระดับความเสี่ยงเดียวกัน ดังนั้น แนวโน้มของราคาหลักทรัพย์นี้จะสูงขึ้นเล็กน้อยจนกระทั่งอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ดังกล่าว สมดุลกับอัตราผลตอบแทนของตลาด

**ตุลोजนี ศรีแก้ว (2535)** ได้ศึกษาวิเคราะห์ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ต่อดัชนีราคาหุ้นในตลาดหลักทรัพย์ราคาหุ้นในกลุ่มธนาคารและกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์ตลอดจนการประมาณค่าความเสี่ยงที่เป็นระบบและค่าความเสี่ยงที่ไม่เป็นระบบโดยการวิเคราะห์ความเสี่ยงตามแนวทางของ William F. Sharpe โดยใช้ข้อมูลรายวันตั้งแต่วันที่ 1 สิงหาคม 2533 ถึง 28 ธันวาคม 2533 ผลการศึกษาพบว่า ปัจจัยตัวแปรอิสระทางการเงินและภาวะเศรษฐกิจโลก ราคาน้ำมันดิบ ดัชนีตลาดหุ้นไทย Daw Jones ดัชนีตลาดหุ้น Hang Seng ดัชนีตลาดหุ้น Nikkei สถานการณ์การเมืองในประเทศไทยและต่างประเทศเป็นตัวแปรที่มีอิทธิพลสำคัญของการเคลื่อนไหวของราคาหลักทรัพย์ในประเทศไทย นอกจากนี้พบว่าความเสี่ยงที่เป็นระบบของหุ้นในกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์มีค่าสูงมากกว่า 50% สูงกว่าความเสี่ยงประเภทเดียวกันและกลุ่มธนาคารพาณิชย์ค่าเบต้าของกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์ก็มีค่ามากกว่า 1 หมายความว่าหุ้นกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์เป็นหุ้นที่มีราคาปรับตัวขึ้นลงเร็วกว่ากลุ่มธนาคารมีค่าเบต่าน้อยกว่า 1 หมายความว่าหุ้นในกลุ่มธนาคารเป็นหุ้นที่มีราคาปรับตัวขึ้นลงช้า

**วิชัย ศรีสุวรรณ (2536)** ได้ศึกษาความสัมพันธ์เชิงเป็นเหตุเป็นผลระหว่างการส่งออกและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจโดยใช้เทคนิคของ Granger ในการทดสอบหาความสัมพันธ์ระหว่างการขยายการส่งออกและการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศและหาความสัมพันธ์ในระดับรายสินค้าหรือรายสาขาที่สำคัญของไทยโดยใช้แบบจำลอง vector autoregression (VAR) ในการศึกษาหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรสองตัวโดยใช้ข้อมูลทางการส่งออกและข้อมูลผลิตภัณฑ์ภายในประเทศระหว่างช่วง พ.ศ. 2503-2533 พบว่ามีความสัมพันธ์

แบบทางเดียวจากการขยายการส่งออกไปสู่การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจส่วนสินค้าที่มีการขยายการส่งออกเป็นสาเหตุให้เกิดการเพิ่มปริมาณการผลิตคือ ยางพารา มันสำปะหลัง ข้าวโพด ส่วนการเพิ่มขึ้นของปริมาณการผลิตเป็นสาเหตุให้เกิดการขยายการส่งออก คือ ข้าว

**วรวิทย์ พรพิมลมิตร (2542)** ทำการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ในลักษณะการเป็นเหตุเป็นผลกันระหว่างอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในภาคเศรษฐกิจโดยรวมและการเจริญเติบโตของการส่งออกโดยใช้วิธีของ Granger ในการวิเคราะห์โดยใช้ตัวแปรสองตัวแปรคือ การเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศและการเจริญเติบโตของการส่งออกโดยใช้ข้อมูลรายปีจำนวน 20 ปี ระหว่าง พ.ศ. 2516-2536 พบความสัมพันธ์แบบสองทิศทางคือ อัตราการเจริญเติบโตของการส่งออกเป็นสาเหตุซึ่งกันและกันในภาครวมและอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจที่มีผลต่อการขยายตัวของการส่งออกในภาคเกษตรส่วนภาคอุตสาหกรรมของไทยไม่พบความสัมพันธ์ในเชิงเป็นเหตุเป็นผลกัน

**น้ำฝน เสนางคนิกร (2544)** ได้วิเคราะห์ความเสี่ยงของหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยโดยได้ศึกษาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานทั้งหมดจำนวน 10 หลักทรัพย์คือ บริษัทบ้านปู จำกัด (มหาชน) บริษัทบางจากปิโตรเลียม จำกัด (มหาชน) บริษัทเดอะ โคอเจนอเรชั่น จำกัด (มหาชน) บริษัทผลิตไฟฟ้าจำกัด (มหาชน) บริษัทลานนาลิกไนต์ จำกัด (มหาชน) บริษัทปตท.สำรวจและผลิตปิโตรเลียม จำกัด (มหาชน) บริษัทผลิตไฟฟ้าราชบุรี จำกัด (มหาชน) บริษัทสยามสหบริการ จำกัด (มหาชน) บริษัทไทยอินดัสเตรียลแก๊ส จำกัด (มหาชน) และบริษัทยูนิคแก๊ส แอนด์ เคมีคัล จำกัด (มหาชน) ใช้ข้อมูลการซื้อขายหลักทรัพย์รายวันจากตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยมาอ้างอิงประกอบการศึกษาตลอดระยะเวลา 6 เดือน โดยเริ่มทำการศึกษาดังแต่วันที่ 1 พฤศจิกายน พ.ศ. 2543 ถึง 30 เมษายน พ.ศ. 2544 รวมเวลาทำการทั้งหมด 119 วันทำการวิเคราะห์ถดถอยอย่างง่ายและใช้แบบจำลองการตั้งราคาในหลักทรัพย์เป็นเครื่องมือในการศึกษาผลตอบแทนของตลาดหลักทรัพย์และผลตอบแทนของหลักทรัพย์กลุ่มพลังงาน โดยผลการศึกษาพบว่าความเสี่ยงของหลักทรัพย์จำนวน 9 หลักทรัพย์มีค่าเบต้าบวกที่น้อยกว่า 1 มีเพียงหลักทรัพย์เดียวที่ค่าความเสี่ยงมากกว่า 1 และหลักทรัพย์ทั้งหมดมีความสัมพันธ์เชิงบวกต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนจากตลาดหลักทรัพย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติหลักทรัพย์ทั้งหมดได้ให้ผลตอบแทนเฉลี่ยสูงกว่าอัตราผลตอบแทนจากตลาดเมื่อนำผลการศึกษามาเปรียบเทียบกับเส้นตลาดหลักทรัพย์พบว่าราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานทั้งหมดอยู่นเหนือเส้นตลาดหลักทรัพย์แสดงให้เห็นว่าราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานนี้ยังคงอยู่ในเกณฑ์ราคาที่ต่ำกว่าราคาเหมาะสมในอนาคตราคาหลักทรัพย์กลุ่มพลังงานจะสามารถปรับตัวดีขึ้นได้อีก

**ภคพงษ์ พุ่มอาภรณ์ (2544)** ศึกษาแบบจำลองเชิงเศรษฐมิติสำหรับภาคการลงทุนของประเทศไทย โดยแบ่งทำการศึกษาดังกล่าวออกเป็นสองส่วนคือ แบบจำลองการลงทุนการใช้ข้อมูลรายปี และแบบจำลองที่ใช้ข้อมูลรายไตรมาสในการวิเคราะห์พร้อมทั้งศึกษาการลงทุนในประเทศทั้งในส่วนของภาครัฐบาลและเอกชน โดยแบ่งภาคการผลิตออกเป็นภาคเกษตรกรรม ก่อสร้าง การค้า ไฟฟ้า น้ำประปา อุตสาหกรรม บริการและภาคอื่นๆ สำหรับข้อมูลรายปีขณะที่ในส่วนของข้อมูลรายไตรมาสนั้นจะรวมภาคไฟฟ้า น้ำประปาและภาคบริการไว้ในภาคอื่นๆเนื่องจากข้อจำกัดของข้อมูลนอกจากนั้นยังศึกษาโดยเพิ่มตัวแปรเงินทุนไหลเข้าสู่สุทธิซึ่งประกอบด้วยเงินทุนโดยตรงสุทธิ จากต่างประเทศเงินทุนในหลักทรัพย์สุทธิจากต่างประเทศและเงินกู้ยืมสุทธิจากต่างประเทศ รวมทั้งดัชนีตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยโดยใช้ข้อมูลรายปีตั้งแต่ปี 2513 จนกระทั่ง 2542 ขณะที่ข้อมูลรายไตรมาสใช้ข้อมูลในช่วงปี 2536 ไตรมาสที่ 1 ถึง 2543 ไตรมาสที่ 2 การศึกษานี้ได้ใช้แบบจำลองการลงทุนโดยอาศัยแนวคิดของ cointegration and error correction mechanism ตามแนวทางของ Johansen โดยเริ่มต้นจากการนำตัวแปรที่ทำการศึกษาทั้งหมดมาทดสอบหาระดับของ order of integration จากวิธีของ Augmented Dickey-Fuller test แล้วจึงนำตัวแปรทดสอบหาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้นอีกครั้งหนึ่งผลการศึกษาพบว่าการส่งผ่านข้อมูลการลงทุนในภาคต่างๆไปสู่ภาคการผลิตให้ผลเป็นที่น่าพอใจโดยมีค่าของ Theil's inequality coefficient ในแต่ละสมการมีค่าอยู่ระหว่าง 0.0065 จนกระทั่งถึง 0.075 ขณะที่แบบจำลองการลงทุนที่ทำการศึกษาผ่านด้วยข้อมูลรายไตรมาสนั้นมีความสามารถในการพยากรณ์ดีกว่าเล็กน้อย ได้แก่ สมการเงินลงทุนโดยตรงสุทธิจากต่างประเทศสมการเงินลงทุนในหลักทรัพย์สุทธิจากต่างประเทศ โดยสรุปแล้วผลการศึกษานำไปพยากรณ์ภาคการลงทุนของประเทศไทยได้ดี

**เขมิกา ฤกษ์วันเพ็ญ (2547)** ศึกษาการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างการส่งออกและการขยายตัวทางเศรษฐกิจของประเทศไทยนั้นเป็นการทดสอบเพื่อหาคำตอบว่าการเจริญเติบโตของการส่งออกทำให้การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทยขยายตัวหรือไม่หรือเป็นไปในทิศทางตรงกันข้าม โดยใช้วิธีแองเจอร์คอร์แซลลิตี แบบจำลองในการศึกษาครั้งนี้ใช้ข้อมูลทุกดิถีภูมิแบบรายปีในช่วงปี พ.ศ. 2512-2544 ในรูปของ logarithms และค่าที่แท้จริงประกอบด้วยตัวแปรทั้งหมด 4 ตัวแปร ได้แก่ ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ มูลค่าการส่งออก ปริมาณการลงทุนภาคเอกชนและการจ้างงานการศึกษาได้ใช้วิธีแองเจอร์คอร์แซลลิตีเพื่อทดสอบหาความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจและการส่งออกโดยทำการทดสอบยูนิทของตัวแปรทุกตัวแล้วจึงสร้างแบบจำลอง VAR โดยกำหนดช่วงเวลาด้วยวิธี AIC และ SC

ผลการทดสอบยูนิทของตัวแปร โดยใช้วิธี Augmented Dicky-Fuller (ADF) Test พบว่าตัวแปรทุกตัวมี Order of Integration เดียวกันคือ I(1) ต่อจากนั้นจึงสร้างแบบจำลอง VAR ได้จำนวนช่วงเวลาของระบบที่เหมาะสมคือ 5 และได้ var order เท่ากับ 6 เมื่อนำแบบจำลองมาทดสอบ Granger causality เพื่อหาความสัมพันธ์เชิงเหตุเป็นผลระหว่างการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจและการส่งออกพบว่าปฏิเสธสมมติฐานหลักทั้งสองกรณีและค่าสัมประสิทธิ์รวมมีค่าเป็นบวกหมายความว่า การส่งออกเป็นตัวขับเคลื่อนการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในขณะเดียวกันการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจก็ส่งเสริมการส่งออกด้วย

**Rahman และ Mustafa (1997)** ทำการศึกษาความสัมพันธ์ของการส่งออกที่แท้จริงและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจที่แท้จริงของประเทศในเอเชียจำนวน 13 ประเทศได้แก่ บังกลาเทศ อินเดีย ปากีสถาน ศรีลังกา เนปาล จีน ญี่ปุ่น อินโดนีเซีย ไทย เกาหลีใต้ สิงคโปร์ ฟิลิปปินส์และ มาเลเซีย ซึ่งการศึกษานี้ใช้เทคนิค cointegration และ error correction การทดสอบยูนิทพบว่า ตัวแปรทั้งสองเป็น non-stationary I(1) จากการทดสอบ cointegration พบว่ามีความแตกต่างกันในแต่ละประเทศโดย จีน เกาหลีใต้ มาเลเซีย การเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจและการขยายตัวของการส่งออกส่งผลกระทบต่อซึ่งกันและกันทั้งในระยะสั้นและระยะยาว บังกลาเทศ ไทยและ ฟิลิปปินส์ การขยายตัวของการส่งออกและการเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจส่งผลกระทบต่อซึ่งกันและกันในระยะสั้นแต่ในระยะยาวนั้นการขยายตัวของการส่งออกส่งผลให้เกิดการเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจส่วนประเทศปากีสถานการขยายตัวของการส่งออกและการเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจ ส่งผลกระทบต่อซึ่งกันและกันในระยะสั้นแต่ในระยะยาวนั้นการเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจเป็นตัวส่งเสริมให้เกิดการขยายตัวของการส่งออกส่วนประเทศ อินเดีย ศรีลังกา อินโดนีเซีย การเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจเป็นตัวส่งเสริมให้เกิดการขยายตัวของการส่งออกทั้งในระยะสั้นและระยะยาวที่มีประเทศญี่ปุ่นเพียงประเทศเดียวเท่านั้นการเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจถูกขับเคลื่อนด้วยการขยายตัวที่รวดเร็วของการส่งออกทั้งในระยะสั้นและระยะยาว