บทที่ 3

วิธีการวิเคราะห์

การวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างการส่งออกและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจนี้ เป็นการศึกษาวิเคราะห์เชิงปริมาณ (Quantitative analysis) โดยใช้วิธีประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด (OLS) และอาศัยแบบจำลอง Error Correction (EC) ที่เสนอโดย Engle and Granger (1987) ซึ่งมีขั้นตอนในการวิเคราะห์ 3 ขั้นตอน คือ การทดสอบ Stationary ของข้อมูล เพื่อทราบถึงโอกาสของการมีความสัมพันธ์กันในระยะยาว โดยใช้วิธีการทดสอบ Unit root ในการพิจารณา จากนั้นจึงทำการทดสอบ Cointegration เพื่อตรวจดูว่าการส่งออกและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวหรือไม่ และในขั้นสุดท้าย คือ เมื่อพบว่าการส่งออกและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวก็สามารถประยุกต์ใช้แบบจำลอง Error Correction อธิบายการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรต่างๆ

การทดสอบ Stationary ของข้อมูล

ในการประมาณการทางสถิติ ลักษณะ Stationary ของข้อมูลมีความสำคัญมาก ถ้าข้อมูลอยู่ในสภาพ Stationary การประมาณก็สามารถทำได้ถูกต้อง แต่ในทางกลับกัน หากข้อมูลมีลักษณะเป็น Nonstationary ก็จะทำให้ผลการวิเคราะห์ที่ได้ไม่มีประสิทธิภาพหรืออาจคลาดเคลื่อนไปจากข้อเท็จจริงได้ ดังนั้น เพื่อประโยชน์ในการศึกษาขั้นต่อไป จึงต้องทำความรู้จักลักษณะ Stationary ของข้อมูล ดังต่อไปนี้

กำหนด Y_t คือ อนุกรมเวลาเชิงสุ่ม

Mean: $E(Y_t) = \mu_y$

Variance: $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu_y)^2 = \sigma_y^2$

Covariance: $\gamma_k = E[(Y_t - \mu_y)(Y_{t+k} - \mu_y)]$

ถ้า Y_t อยู่ในสภาพ Stationary ค่าเฉลี่ย ค่าความแปรปรวน และค่าความแปรปรวนร่วม ของ Y_{t+m} จะเท่ากับค่าเฉลี่ย ค่าความแปรปรวน และค่าความแปรปรวนร่วมของ Y_t ดังนี้

$$E(Y_t) = E(Y_{t+m}) = \mu_y$$
$$Var(Y_t) = Var(Y_{t+m}) = \sigma_y^2$$
$$Cov(Y_t, Y_{t+k}) = Cov(Y_{t+m}, Y_{t+m+k}) = \gamma_k$$

โดยสรุปแล้วเมื่อเวลาเปลี่ยนไป ข้อมูลที่มีลักษณะ Stationary จะมีค่าเฉลี่ย ค่าความแปรปรวน และค่าความแปรปรวนร่วมคงที่ ดังนั้น ในบางครั้งการ Plot ข้อมูลเทียบกับเวลาก็จะสามารถบอกได้ว่าข้อมูลนั้นมีลักษณะ Stationary หรือไม่ แต่เพื่อความชัดเจนในการพิจารณา นักเศรษฐศาสตร์ได้ทำการพัฒนาการทดสอบทางสถิติขึ้นมาด้วยกันหลายวิธี

หนึ่งในวิธีการทดสอบ Stationary ของข้อมูลที่สามารถทำได้และเข้าใจได้ไม่ยากนัก คือ Autocorrelation Function (ACF)[1]

กำหนด ACF ที่ความล่าช้า (Lag) k เขียนแทนด้วย $\hat{\rho}_k$

จาก $\hat{\rho}_k = \dfrac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_o}$

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum_t (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n}$$

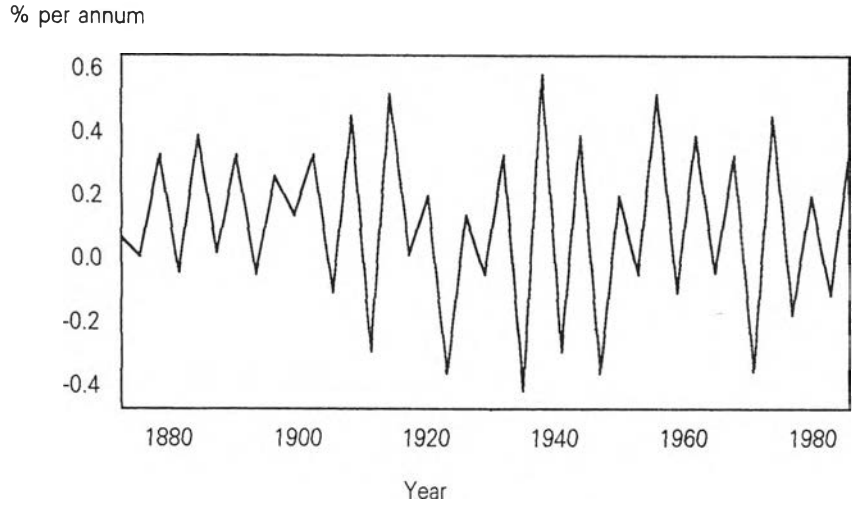
$$\hat{\gamma}_o = \frac{\sum_t (Y_t - \bar{Y})^2}{n}$$

ดังนั้น $$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_t (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{\sum_t (Y_t - \bar{Y})^2}$$

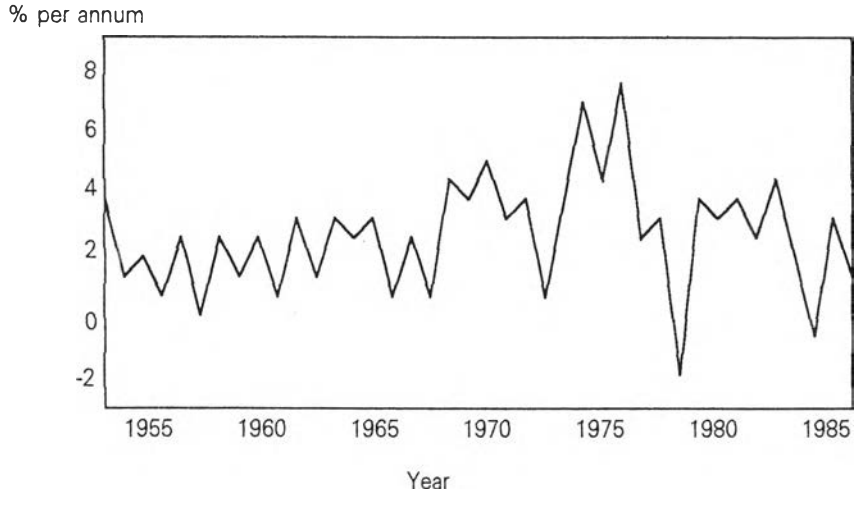
---

[1] Damodar N. Gujarati, Basic Econometrics. (Singapore: McGraw-Hill, 1995), p.714.

ค่า $\hat{\rho}_k$ เป็นเลขจำนวนจริง มีค่าอยู่ในช่วงระหว่าง -1 ถึง +1 ในกรณีที่ข้อมูลมีลักษณะ Stationary ดังภาพที่ 3.1(ก) แต่ถ้าน้อยหรือมากกว่าช่วงดังกล่าว แสดงว่า ข้อมูลมีลักษณะ Nonstationary ดังภาพที่ 3.1(ข)



(ก) ข้อมูลที่มีลักษณะ Stationary



(ข) ข้อมูลที่มีลักษณะ Nonstationary

ภาพที่ 3.1 แสดง Stationary (ก) และ Nonstationary (ข) ของข้อมูล

ที่มา: Basic Econometrics, Gujarati. p.715.

วิธีทดสอบ Stationary ของข้อมูลอีกวิธีหนึ่ง ซึ่งเป็นที่นิยมใช้กันอย่างกว้างขวางและใช้ในการศึกษาครั้งนี้ นั่นคือ การทดสอบ Unit root ตามวิธีการทดสอบของ Dickey and Fuller (1979)

พิจารณาสมการ

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \qquad \text{.....(3.1)}$$

โดย Y_t คือ ตัวแปรตามเชิงสุ่ม ซึ่งขึ้นอยู่กับตัวของมันเองในอดีตที่ผ่านมา (Y_{t-1})

ρ คือ สัมประสิทธิ์ความล่าช้า (Coefficient of lagged)

u_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Stochastic error term)

ซึ่ง u_t มีการแจกแจงแบบปกติ คือ มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ความแปรปรวนคงที่เท่ากับ σ^2 และถ้า $\rho = 1$ แสดงว่า อนุกรมเวลา Y_t มี Unit root ซึ่งการที่อนุกรมเวลาที่มี Unit root เรียกอีกอย่างหนึ่งว่า Random walk และ Random walk นี้เป็นตัวอย่างหนึ่งของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะ Nonstationary ดังนั้น Stationary ของข้อมูลในที่นี้สามารถทดสอบได้จากสมมติฐาน $H_0 : \rho = 1$ หากการประมาณค่า ρ ไม่มีนัยสำคัญแตกต่างไปจาก 1 แสดงว่า ไม่สามารถปฏิเสธ H_0 หรือ Unit root นั่นคือ อนุกรมเวลามีลักษณะ Nonstationary

Nelson and Plosser (1982)[2] ได้ปรับปรุงกระบวนการในการทดสอบ Unit root เป็นกระบวนการ Trend stationary (TS) หรือ Difference Stationary (DS)

พิจารณาอนุกรม จากสมการถดถอย ต่อไปนี้

$$Y_t = \alpha + \beta t + u_t \qquad \text{.....(3.2)}$$

โดย u_t มีลักษณะ Stationary ค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์ และค่าความแปรปรวนเท่ากับ σ^2 เมื่อสมการ (3.2) แสดงถึงกระบวนการ TS ถ้าตัดความโน้มเอียง ($\alpha + \beta t$) ออก ผลลัพธ์ที่ได้เป็นกระบวนการ Stationary

---

[2] C.R. Nelson, and C.I. Plosser, "Trends and random walks in macroeconomic time series," Journal of Monetary Economics 10 (September 1982): 141-146.

แต่ในอีกลักษณะหนึ่ง คือ อนุกรมซึ่งเมื่อหาค่าความแตกต่างอันดับแรก (Frist differences) หรือค่าความแตกต่างอันดับสูงกว่า ทำให้ข้อมูลมี Stationary หรือสามารถใช้ค่าความแตกต่างทำให้อนุกรมเวลาที่มี Nonstationary เป็นอนุกรมเวลาที่มี Stationary ดังสมการ

$$\Delta Y_t = \beta + u_t \qquad \text{.....(3.3)}$$

โดยที่ β คือ ค่าคงที่ u_t คือ ค่า Stationary ซึ่งหมายถึง มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์ และค่าความแปรปรวนเท่ากับ σ^2 และ $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$ คือ ค่าความแตกต่างอันดับแรกของ Y_t เราเรียกว่ากระบวนการ DS

สมการ (3.3) สามารถนำมาปรับปรุงใหม่ ได้ดังนี้

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \beta t + v_t \qquad \text{.....(3.4)}$$

ซึ่ง $H_0 : \rho = 1, \beta = 0$ โดยจะทดสอบร่วมกันทั้ง ρ และ β

ท้ายที่สุด Schwert (1987)[3] ได้แนะนำวิธีทดสอบที่ดีที่สุด โดยใช้ τ statistic เข้าร่วมด้วย โดยพิจารณาจากสมการต่อไปนี้

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \beta t + \sum_{i=1}^{P} \phi_i \Delta Y_{t-i} + v_t \qquad \text{.....(3.5)}$$

โดย Y_t คือ ตัวแปรตามเชิงสุ่ม ซึ่งขึ้นอยู่กับตัวของมันเองในอดีตที่ผ่านมา

α คือ ค่าคงที่

ρ คือ สัมประสิทธิ์ความล่าช้า ของอนุกรมเวลา

β คือ สัมประสิทธิ์ความโน้มเอียง

t คือ ความโน้มเอียงของเวลา (Time trend)

$\sum_{i=1}^{P} \phi_i \Delta Y_{t-i}$ คือ ผลกระทบของสหสัมพันธ์อันดับสูงกว่าต่อ Y_t

P คือ ค่าความล่าช้าสูงสุด (Maximum lag)

---

[3] G. William Schwert, "Effects of model specification on test for unit roots in macroeconomic data," Journal of Monetary Economics 20 (July 1987): 73-103.

สมการ (3.5) ใช้ในการทดสอบที่เรียกว่า Augmented Dickey-Fuller (ADF) ซึ่งสามารถทดสอบหา Unit root ได้ดีกว่า โดยเฉพาะอย่างยิ่งในกรณีที่ตัวคาดเคลื่อน (v_t) มีความสัมพันธ์กันในอันดับที่สูงขึ้น (Higher order autoregressive moving average process)[4] และสามารถเขียนใหม่ได้ ดังสมการ (3.6)

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \phi_i \Delta Y_{t-i} + v_t \qquad \text{.....(3.6)}$$

โดย $\gamma = \rho - 1$

สมการ (3.6) นี้จะใช้ในการทดสอบ Stationary ในการศึกษาครั้งนี้จากสมมติฐาน $H_0 : \gamma = 0$ โดยสถิติที่ใช้ทดสอบ คือ τ-ratio ซึ่งคำนวณเช่นเดียวกันกับ t-statistic แต่ค่าในการวิเคราะห์แตกต่างกัน โดยพิจารณาจากตาราง τ-distribution ของ Dickey and Fuller[5] ถ้าสัมประสิทธิ์ γ ในรูป Absolute term มีค่ามากกว่าค่าวิกฤตที่ปรากฏในตาราง แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคืออนุกรมนั้นมี Stationary

นัยสำคัญของการทดสอบ Unit root ต่อการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ ก็คือ ถ้าหากพบว่าข้อมูลนั้นมีลักษณะเป็น Nonstationary หรือตัวแปรนั้นไม่ Integrate ที่อันดับศูนย์ แสดงว่า ตัวแปรจะ Integrate ที่อันดับที่สูงกว่า ซึ่งสามารถทดสอบได้จากสมการ ดังต่อไปนี้

$$\Delta^2 Y_t = \alpha + \beta t + \gamma \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \phi_i \Delta^2 Y_{t-i} + v_t \qquad \text{.....(3.7)}$$

เช่นเดียวกัน เปรียบเทียบค่า τ-ratio ของสัมประสิทธิ์กับค่า τ-distribution ถ้าปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่า ΔY_t มี Stationary หรือ Integrate ที่อันดับแรก [$Y_t \sim I(1)$] แต่ถ้าไม่ Stationary หรือ Integrate ที่อันดับแรก ก็จะทำการทดสอบในค่าความแตกต่างที่อันดับสูงกว่าต่อไป

---

[4] รังสรรค์ หทัยเสรี, "Cointegration and error correction approach: ทางเลือกใหม่ในการประยุกต์ใช้กับแบบจำลองทางเศรษฐกิจมหภาคของไทย," วารสารเศรษฐศาสตร์ธรรมศาสตร์ 13 (กันยายน 2538): 26.

[5] ค่าในการวิเคราะห์สามารถคำนวณได้จากโปรแกรมสำเร็จรูป TSP7.0

การทดสอบ Cointegration

การทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างการส่งออกและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ สามารถกระทำได้โดยวิธีการ Cointegration ซึ่งวิธีการนี้ได้ถูกพัฒนาขึ้นมาโดย Granger (1986) และเพิ่มเติมโดย Engle and Granger (1987)

เนื่องจากข้อมูลทางด้านเศรษฐศาสตร์มหภาคส่วนใหญ่จะมีลักษณะเป็น Nonstationary ซึ่งการแก้ไขปัญหาดังกล่าวด้วยวิธีการ First differencing ก่อนที่จะทำการประมวลผลทางเศรษฐมิติ ทั้งนี้เพื่อไม่ให้เกิดปัญหา Spurious regression ก่อให้เกิดผลกระทบเชิงลบในแง่ที่ว่า แบบจำลองที่ประมาณได้จะขาดข้อมูลในส่วนที่เกี่ยวกับการปรับตัวของตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลอง ที่ทำให้เกิดดุลยภาพทางเศรษฐศาสตร์ในระยะยาว

Cointegration เป็นเทคนิคการวิเคราะห์แนวใหม่ที่สามารถใช้ทดสอบเพื่อดูว่าการส่งออกและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวหรือไม่ โดยลักษณะเด่นประการหนึ่งของการใช้เทคนิคดังกล่าวก็คือจะไม่ก่อให้เกิดปัญหา Spurious regression แม้ว่าตัวแปรนั้นจะมีลักษณะ Nonstationary ก็ตาม

Engle and Granger (1987)[6] ได้เสนอวิธีการทดสอบทางสถิติ สำหรับการทดสอบ Cointegration ระหว่างตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์ ด้วยการคำนวณโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least squares) ดังนี้ คือ The Cointegration Regression Durbin Watson (CRDW), The Dickey-Fuller (DF) and the Augmented Dickey-Fuller (ADF) เพื่อทดสอบสมมติฐาน Non-cointegration ระหว่างสองตัวแปร

1. The Cointegration Regression Durbin Watson (CRDW)

วิธี CRDW สามารถใช้วิเคราะห์หาผลลัพธ์ที่เหมาะสมได้อย่างรวดเร็วทั้งนี้เนื่องจากสามารถทำความเข้าใจได้ง่าย การทดสอบนี้เป็นพื้นฐานมาจากค่าสถิติ DW ที่ได้รับมาจากการวิเคราะห์การถดถอย Cointegration

---

[6] Robert F. Engle, and C.W.J. Granger, "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing," Econometrica 55 (March 1987): 251-276.

จากสมการ

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t \quad \text{.....(3.8)}$$

ซึ่ง α คือ ค่าคงที่ (Constant term)

β คือ สัมประสิทธิ์ (Coefficient)

u_t คือ ตัวคลาดเคลื่อน (Error term)

โดยทดสอบจากสมมติฐาน H_0 : DW = 0 เพื่อวิเคราะห์ว่า ตัวคลาดเคลื่อนมีความหยุดนิ่งหรือไม่ ถ้าไม่หยุดนิ่ง ค่า DW จะเท่ากับศูนย์ ซึ่งแสดงว่า เป็น Non-cointegration

2. Dickey Fuller (DF) Regression

การทดสอบนี้ นำตัวคลาดเคลื่อน (u_t) ที่ได้รับจาก CRDW มาวิเคราะห์การถดถอย

$$\Delta u_t = \hat{\gamma} u_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{.....(3.9)}$$

ค่าสถิติ τ ของสัมประสิทธิ $\hat{\gamma}$ ใช้ทดสอบว่า $\hat{\gamma}$ แตกต่างไปจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติหรือไม่ ถ้าไม่แสดงว่า ตัวคลาดเคลื่อน (u_t) มีลักษณะ Nonstationary และยอมรับสมมติฐาน Non-cointegration กล่าวคือ ตัวแปรอิสระและตัวแปรตามไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว

3. Augmented Dickey Fuller (ADF) Regression

เมื่อเปรียบเทียบกับ DF การทดสอบ ADF นี้จะใช้สำหรับอันดับที่สูงกว่า วิธีนี้ได้ถูกพัฒนาขึ้นโดย Dickey and Fuller (1979) เพื่อแก้ไขตัวคาดเคลื่อนที่มี Autocorrelation ลำดับสูงกว่า และถือได้ว่าเป็นวิธีที่ดีที่สุด เนื่องจากได้รวมผลต่างของค่าความล่าช้า (Lagged differences) ซึ่งพบว่ามีความเบี่ยงเบนน้อยลง

พิจารณาสมการ (3.10)

$$\Delta u_t = \hat{\gamma} u_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \phi_i \Delta u_{t-i} + \varepsilon_t \qquad \text{.....(3.10)}$$

โดย P คือ ค่าความล่าช้าที่เหมาะสม (The optimal lag length) ซึ่งถูกกำหนดโดยบรรทัดฐานของ Akaike's Final Prediction Error (FPE) ถ้าค่าความล่าช้าที่เหมาะสมเท่ากับหนึ่ง ซึ่งเป็นค่า FPE ที่ต่ำที่

$$FPE(p) = \frac{(T+p+1)}{(T-p-1)} * \frac{SSE(p)}{T}$$

โดย T คือ ขนาดของตัวอย่าง

SSE(p) คือ Sum of Square Error จากสมการ (3.10)

ค่าสถิติ τ ของ $\hat{\gamma}$ ใช้ทดสอบเช่นเดียวกับวิธีการทดสอบ DF คือ ถ้าปฏิเสธสมมติฐาน H_0 : $\hat{\gamma} = 0$ นั้นคือ X_t และ Y_t เป็น Cointegration แสดงว่า X_t และ Y_t มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว

การประยุกต์ใช้แบบจำลอง Error Correction

แนวคิดเกี่ยวกับ Cointegraion และแบบจำลอง Error Correction (EC) นั้นเป็นเรื่องที่เกี่ยวข้องและมีความสัมพันธ์ซึ่งกันและกันตามหลักของ Granger representation theorem[7] นัยสำคัญของทฤษฎีนี้ คือ ถ้าพบว่าตัวแปรสองตัวมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegrating relationship) แล้ว เราสามารถสร้างแบบจำลองการปรับตัวที่เรียกว่า Error Correction Machanism เพื่ออธิบายการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรต่างๆ เพื่อให้เข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวได้

แบบจำลอง Error Correction สามารถนำไปสู่แบบจำลอง Autoregressive Distributed Lag (ADL) ได้ดังนี้

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \beta_3 X_{t-1} + \alpha Y_{t-1} + u_t \qquad ; t=1,...,n \qquad \text{.....(3.11)}$$

---

[7] Robert F. Engle, and C.W.J. Granger, "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing," Econometrica 55 (March 1987): 254.

สมการ (3.11) เป็นกรณีพิเศษของแบบจำลอง ADL ซึ่งทั้งองค์ประกอบการถดถอย (Autoregressive component) และองค์ประกอบของตัวแปรล่าช้า (Distributed lag component) ต่างก็เป็น 1 ดังนั้นสมการ (3.11) คือ ADL(1,1)

กำหนด

$$\frac{(\beta_2 + \beta_3)}{(1-\alpha)} = 1 \qquad ; \beta_2 + \beta_3 + \alpha = 1^{8}$$

เมื่อแทนค่าลงในสมการ (3.11)

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + (1- \beta_2 - \alpha)X_{t-1} + \alpha Y_{t-1} + u_t \qquad .....(3.12)$$

นำ Y_{t-1} ไปลบออกจากสมการทั้งสองข้าง

$$Y_t - Y_{t-1} = \beta_1 + \beta_2(X_t - X_{t-1}) + (\alpha -1)(Y_{t-1} - X_{t-1}) + u_t \qquad .....(3.13)$$

และกำหนด

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \ , \Delta X_t = X_t - X_{t-1}$$

จากสมการ (3.13) สามารถเขียนใหม่ได้ดังนี้

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta X_t + (\alpha -1)(Y_{t-1} - X_{t-1}) + u_t \qquad ; t=1,...,n \qquad .....(3.14)$$

สมการ (3.14) นี้เป็นตัวอย่างของแบบจำลอง EC อย่างง่าย การเปลี่ยนแปลงของตัวแปรตามนั้นถูกกำหนดโดยตัวแปรต้นและตัวแปรล่าช้าที่แตกต่างกันระหว่างตัวแปรทั้งสอง

ในกรณีที่นอกเหนือไปจากนี้ ซึ่งสมมติให้ Autoregressive component มีค่าเท่ากับ r และ Distributed lag component เท่ากับ s , ADL(r,s) ได้ดังสมการต่อไปนี้

---

[8] ภาคผนวก ข

I17388430

$$Y - \alpha_1 Y_{t-1} - \ldots - \alpha_r Y_{t-r} = \theta + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \ldots + \beta_s X_{t-s} + u_t \quad \ldots\ldots\ldots(3.15)$$

ซึ่งสามารถเขียนให้กะทัดรัดดังนี้

$$A(L)Y_t = \theta + B(L)X_t + u_t \quad ; t=1,\ldots,n \quad \ldots\ldots\ldots(3.16)$$

โดย $A(L) = 1 - \alpha_1 L - \ldots - \alpha_r L^r$

$B(L) = \beta_0 + \beta_1 L + \ldots + \beta_s L^s$

$LX_t = X_{t-1}$; $L^2 X_t = L(LX_t) = X_{t-2}$;...; $L^s X_t = X_{t-s}$

จากสมการ (3.16) สามารถจัดการใหม่อีกครั้งได้ดังนี้

$$Y_t = \theta + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{r-1} \alpha_j^* \Delta Y_{t-j} + \beta X_t + \sum_{j=0}^{s-1} \beta_j^* \Delta X_{t-j} + \varepsilon_j \quad \ldots\ldots\ldots(3.17)$$

ซึ่ง $\alpha_j^* = -\sum_{k=j+1}^{r} \alpha_k \quad ; j=1,2,\ldots,r-1$

$\alpha = \sum_{k=1}^{r} \alpha_k$

$\beta_j^* = -\sum_{k=j+1}^{s} \beta_k \quad ; j=1,2,\ldots,s-1$

$\beta = \sum_{k=0}^{s} \beta_k$

โดยตัวคูณรวม (Total multiplier) คือ

$$D = \frac{\beta}{1-\alpha} \quad \ldots\ldots\ldots(3.18)$$

กำหนดให้ D หมายถึงปัจจัย Cointegrating ซึ่งได้รับจากการทดสอบ Cointegrating นำ Y_{t-1} ไปลบออกจากสมการ (3.17) ทั้งสองข้าง

$$\Delta Y_t = \theta + (\alpha - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{r-1}\alpha_j^{+}\Delta Y_{t-j} + \beta_0\Delta X_t + \beta X_{t-1} + \sum_{j=1}^{s-1}\beta_j^{+}\Delta X_{t-j} + \varepsilon_j \quad \text{.....(3.19)}$$

จากสมการ (3.18) สามารถแทนค่าใน βX_{t-1} ได้ $(\alpha - 1)(-DX_{t-1})$ ซึ่งนำไปสู่สมการ

$$(\alpha - 1)Y_{t-1} + \beta X_{t-1} = (\alpha - 1)(Y_{t-1} - DX_{t-1}) \quad \text{.....(3.20)}$$

แทนสมการ (3.20) ในสมการ (3.19) จะได้

$$\Delta Y_t = \theta + \sum_{j=1}^{r-1}\alpha_j^{+}\Delta Y_{t-j} + \beta_0\Delta X_t + \beta X_{t-1} + \sum_{j=1}^{s-1}\beta_j^{+}\Delta X_{t-j} + (\alpha - 1)(Y_{t-1} - DX_{t-1}) + \varepsilon_j \quad \text{.....(3.21)}$$

สมการ (3.21) แสดงแบบจำลอง EC ซึ่งหมายความว่า ความสัมพันธ์ที่ปรากฏในสมการนี้ การเปลี่ยนแปลงของตัวแปรตามขึ้นอยู่กับฟังก์ชั่นของ Distributed lagges of Y_t และ X_t รวมทั้ง EC term ที่ล่าช้าออกไปหนึ่งช่วงเวลา $(Y_{t-1} - DX_{t-1})$ แสดงให้เห็นถึงรูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นตามแบบจำลอง EC โดยเป็นการเชื่อมโยงผลการปรับตัวในระยะสั้นและระยะยาวเข้าด้วยกัน ที่สำคัญก็คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ EC term แสดงให้เห็นถึงขนาดของการขาดความสมดุล (Size of disequilibrium error) ในระยะสั้น ระหว่างตัวแปรช่วงเวลาก่อน ในการปรับตัวเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว และยังอาจสามารถตีความได้ว่าเป็นกลไกที่แสดงการปรับตัวในระยะสั้นเมื่อระบบเศรษฐกิจขาดความสมดุลเพื่อเข้าสู่ภาวะดุลยภาพในระยะยาว

ข้อมูลและแหล่งที่มาของข้อมูล

ในการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ หรือผลกระทบของการส่งออกที่มีต่อความเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจนี้ ข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายปี ตั้งแต่ พ.ศ. 2503-2536 รายละเอียดและแหล่งที่มาของข้อมูลซึ่งได้มาจากหน่วยงานหลายแหล่ง มีรายละเอียดดังต่อไปนี้

1. ข้อมูลระดับมหภาค

ข้อมูลผลผลิตรวม ตัวแปรที่ใช้กันอย่างแพร่หลาย ในการวัดมูลค่ารวมของสินค้าและบริการที่ผลิตขึ้นในระบบเศรษฐกิจก็คือ มูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (Gross domestic product: GDP) ที่วัดจากมูลค่าเพิ่ม (Value added) จากสำนักงานคณะกรรมการพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ ในที่นี้ใช้ GDP ตามราคาคงที่ปี พ.ศ. 2531 เป็นตัวแปรของผลผลิต เพื่อสะท้อนข้อเท็จจริงและสถานการณ์เศรษฐกิจต่างๆ ที่ใกล้สถานการณ์ปัจจุบันมากที่สุด ทั้งนี้เนื่องจากในระยะหลังของทศวรรษ 1980 เศรษฐกิจไทยมีโครงสร้างการผลิตเปลี่ยนไป การใช้ GDP ตามราคาคงที่ปี พ.ศ. 2515 เป็นปีฐานนั้น ไม่อาจสะท้อนข้อเท็จจริงและการเปลี่ยนแปลงทางเศรษฐกิจที่เกิดขึ้นอย่างรวดเร็วในช่วงหลังของทศวรรษได้ชัดเจน

อย่างไรก็ตาม ข้อมูล GDP ตามราคาคงที่ปี พ.ศ. 2531 มีย้อนหลังไปถึงปี พ.ศ. 2523 เท่านั้น ช่วงปี พ.ศ. 2503-2513 และช่วงปี พ.ศ. 2513-2523 ใช้ปี พ.ศ. 2499 และปี พ.ศ. 2515 เป็นปีฐาน ตามลำดับ ดังนั้น จึงจำเป็นต้องทำการปรับให้เป็น GDP ตามราคาคงที่ปี พ.ศ. 2531 โดยใช้ Deflators ซึ่งกำหนดให้ปีฐาน เท่ากับ 1.0 จากการปรับปีฐานนี้ มีผลทำให้มูลค่าเพิ่มและอัตราการขยายตัวทางเศรษฐกิจรายปีแตกต่างไปจากเดิมบ้าง แต่ทิศทางการเปลี่ยนแปลงทั้งในมูลค่าเพิ่มและอัตราการขยายตัวทางเศรษฐกิจยังคงไปในทิศทางเดียวกัน ที่สำคัญก็คือ อัตราการขยายตัวทางเศรษฐกิจที่เปลี่ยนไปจากเดิมนั้นแตกต่างไปจากเดิมมากนัก

ข้อมูลปัจจัยทุน ใช้ข้อมูลสถิติมูลภัณฑ์ทุน (Capital stock) ซึ่งเป็นทรัพย์สินถาวรที่มีไว้ใช้ในการผลิตสินค้าและบริการในระบบเศรษฐกิจ อันหมายถึง มูลค่าของทรัพย์สินถาวรที่มีอยู่ทั้งหมด ณ ปีใดปีหนึ่ง โดยมูลค่าดังกล่าวครอบคลุมทุกส่วนที่คงสภาพการใช้งาน การให้ผลผลิตและบริการอยู่ในขณะที่ต้องการวัด ซึ่งเพิ่งมีการประมาณการโดยสำนักงานคณะกรรมการพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ ตามราคาคงที่ปี 2531 และคำนวณข้อมูลย้อนหลังไปจนถึงปี พ.ศ. 2513

ข้อมูลแรงงาน ใช้ข้อมูลกำลังแรงงานรวม (Total labor force) ที่สำรวจโดยสำนักงานสถิติแห่งชาติ โดยใช้ข้อมูลการสำรวจในช่วงฤดูกาลเพาะปลูก (รอบที่ 3 ในปี พ.ศ. 2526-2536 และรอบที่ 2 ในช่วงปีก่อนหน้า) ทั้งนี้เนื่องจากสำนักงานสถิติแห่งชาติได้ทำการสำรวจปีละ 2 รอบ ในช่วงปี พ.ศ. 2504-2525 โดยรอบแรกในระหว่างเดือนมกราคมถึงมีนาคม ซึ่งอยู่ในคาบนอกฤดูกาล

เพาะปลูกเป็นส่วนใหญ่ และรอบที่ 2 ในระหว่างเดือนกรกฎาคมถึงกันยายน ซึ่งเป็นคาบเวลาฤดูกาลเพาะปลูก ส่วนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 เป็นต้นมา สำนักงานสถิติได้เพิ่มการสำรวจอีกรอบ คือ รอบที่ 1 ทำการสำรวจในเดือนกุมภาพันธ์ รอบที่ 2 ในเดือนพฤษภาคม และรอบที่ 3 ในเดือนสิงหาคม ซึ่งกำลังแรงงานรวมนี้ ได้แก่ บุคคลทุกคนที่มีอายุ 13 ปีขึ้นไป ซึ่งในสัปดาห์แห่งการสำรวจเป็นผู้อยู่ในกำลังแรงงานปัจจุบัน (Current lobor force) หรือผู้ถูกจัดจำแนกอยู่ในประเภทกำลังแรงงานที่รอฤดูกาล

ข้อมูลด้านการส่งออก ใช้ข้อมูลการส่งออกสินค้ารวม (Total exports) จากธนาคารแห่งประเทศไทย ตามราคาคงที่ปี พ.ศ. 2531 เพื่อให้สอดคล้องกับข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ซึ่งสิ่งที่ใช้ในการปรับให้เป็นราคาปีฐาน คือ ดัชนีราคา (Price indices) สินค้าส่งออกรวม แต่ทั้งนี้เนื่องจากในช่วงปี พ.ศ. 2503-2536 ธนาคารแห่งประเทศไทยได้กำหนดปีฐานแตกต่างกันไปในแต่ละช่วงเวลา คือ ปี พ.ศ. 2503-2519 ได้มีการใช้ปี พ.ศ. 2501 เป็นปีฐาน, ปี พ.ศ. 2519-2524 ใช้ปี พ.ศ. 2518 เป็นปีฐาน, ปี พ.ศ. 2520-2527 ใช้ปี พ.ศ. 2528 เป็นปีฐาน, ปี พ.ศ. 2524-2532 ใช้ปี พ.ศ. 2518 เป็นปีฐาน และตั้งแต่ปี พ.ศ. 2529 เป็นต้นมา ใช้ปี พ.ศ. 2533 เป็นปีฐาน ดังนั้นการปรับปีฐานให้เป็นปี พ.ศ. 2531 จึงอาจมีผลทำให้อัตราการขยายตัวของการส่งออกแตกต่างไปจากเดิมบ้าง แต่ก็ไม่มากนัก

2. ข้อมูลรายสินค้า

ข้าว ข้าวโพด มันสำปะหลัง และยางพารา ใช้ข้อมูลปริมาณการผลิตและการส่งออกจากธนาคารแห่งประเทศไทย

น้ำตาลและกากน้ำตาล ใช้ข้อมูลปริมาณการผลิตและการส่งออก จากสำนักงานคณะกรรมการอ้อยและน้ำตาล กระทรวงอุตสาหกรรม

สับปะรดกระป๋อง ใช้ข้อมูลปริมาณการผลิตและการส่งออก จากรายงานสรุปภาวะธุรกิจและอุตสาหกรรม ของธนาคารแห่งประเทศไทย

ผ้าใยประดิษฐ์ทอ และผ้าฝ้ายทอ ใช้ข้อมูลปริมาณการผลิตและการส่งออก จากกองอุตสาหกรรมสิ่งทอ กรมส่งเสริมอุตสาหกรรม กระทรวงอุตสาหกรรม