

## บทที่ 4

### ระเบียบวิธีการศึกษา

เนื่องจากงานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์ในการประมาณค่าแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคของประเทศไทยในภาคการลงทุน ซึ่งเป็นส่วนหนึ่งของแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาค ที่ประกอบไปด้วยภาคการผลิต แรงงาน และระดับราคา ภาคการบริโภค ภาครัฐบาล ภาคการส่งออกและนำเข้า และภาคการเงิน ดังนั้นแนวทางการศึกษาในแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคในส่วนต่างๆ จึงสอดคล้องและเป็นไปในทิศทางเดียวกัน อีกทั้งจำเป็นต้องใช้ข้อมูลทางเศรษฐกิจที่เป็นข้อมูลอนุกรมเวลา (time series data) ซึ่งตัวแปรเหล่านั้นมักจะมีลักษณะ non-stationary กล่าวคือ ค่าเฉลี่ย (mean) และค่าความแปรปรวน (variances) จะมีค่าไม่คงที่แต่เปลี่ยนแปลงไปตามกาลเวลา ทำให้ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรของสมการมีความสัมพันธ์ไม่แท้จริง (spurious regression) จะสังเกตได้จากค่าสถิติบางอย่าง อาทิ ค่า t-statistic จะไม่เป็นการแจกแจงที่เป็นมาตรฐาน และค่า  $R^2$  ที่สูง ในขณะที่ค่า Durbin-Watson (DW) statistic อยู่ในระดับต่ำแสดงให้เห็นถึงการมีความสัมพันธ์กันเองในระดับสูง จึงเป็นการยากที่จะยอมรับได้ในทางเศรษฐศาสตร์ (Enders, 1995) และ (Johnston and DiNardo, 1997)

วิธีที่จะจัดการกับข้อมูลที่มีลักษณะเป็น non-stationary ที่ได้รับความนิยมแพร่หลาย คือ วิธี cointegration และ error correction mechanism (รังสรรค์ หทัยเสรี, 2538) เนื่องจากเป็นเครื่องมือในการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegrating relationship) วิธีดังกล่าวมีขั้นตอนในการศึกษาดังต่อไปนี้

1. ทดสอบความเป็น stationarity ของตัวแปรที่นำมาทำการศึกษาโดยวิธี ADF (Augmented Dickey-Fuller Test)
2. นำตัวแปรที่ทำการทดสอบโดยวิธี ADF แล้ว มาพิจารณาดุลยภาพในระยะยาว ตามแนวทางของ Johansen คือ
  - (1) พิจารณาความล่าช้าของตัวแปร (lag length) โดยวิธี LR (likelihood ratio test) เลือกรูปแบบแบบจำลองที่เหมาะสม
  - (2) คำนวณหาจำนวน cointegrating vectors โดยวิธี maximal eigenvalue statistic ( $\lambda_{Max}$ ) หรือวิธี eigenvalue trace statistic ( $\lambda_{Trace}$ )

- (3) เมื่อพบว่าแบบจำลองมีความสัมพันธ์ในระยะยาวแล้ว ใช้วิธีการของ error correction mechanism (ECM) มาคำนวณหาลักษณะการปรับตัวในระยะสั้น

จากที่ได้กล่าวถึงระเบียบวิธีการศึกษาสังเขป ต่อไปจะเป็นการนำเสนอขั้นตอนการศึกษาในส่วนต่างๆ อย่างละเอียด ซึ่งมีลำดับดังต่อไปนี้

#### 4.1 Unit Root Test

การทดสอบ Unit Root ถือเป็นขั้นตอนแรกในการศึกษาภายใต้วิธี 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] การศึกษาส่วนใหญ่ที่ผ่านมาจะนิยมการทดสอบ unit root ที่เสนอโดย David Dickey และ Wayne Fuller (Pindyck and Rubinfeld, 1998) ซึ่งรู้จักกันดีในชื่อของ Dickey-Fuller test สามารถแบ่งออกได้เป็น 2 วิธี คือ

1) Dickey-Fuller Test (DF) ทำการทดสอบตัวแปรที่เคลื่อนไหวไปตามช่วงเวลามีลักษณะเป็น autoregressive model โดยสามารถเขียนรูปแบบของสมการ ได้ออกเป็น 3 รูปแบบคือ

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

$$X_t = \alpha_0 + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

โดยที่  $X_t$  คือตัวแปรที่เราทำการศึกษา  $\alpha$ ,  $\rho$  คือค่าคงที่  $t$  คือ แนวโน้มเวลา และ  $\varepsilon_t$  คือตัวแปรสุ่ม มีการแจกแจงแบบปกติที่เหมือนกันและเป็นอิสระต่อกัน (independent and identical distribution) โดยมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวนคงที่ เขียนแทนด้วยสัญลักษณ์  $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$

สมการแรกจะเป็นสมการที่แสดงถึง กรณีรูปแบบของตัวแปรที่ไม่มีค่าคงที่ ขณะที่สมการที่สองจะเป็นรูปแบบของสมการที่ปรากฏค่าคงที่ และสมการสุดท้ายแสดงถึงรูปแบบของสมการที่มีทั้ง ค่าคงที่ และ แนวโน้มเวลา

ในการทดสอบว่า  $X_t$  มีลักษณะเป็น stationary process ( $X_t \sim I(0)$ ) หรือไม่ ทำการทดสอบโดยการแปลงสมการทั้งสามรูปแบบให้อยู่ในรูปของ first differencing ( $\Delta X_t$ ) ได้ดังนี้

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \alpha_0 + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

โดยที่  $\gamma = (\rho - 1)$

2) **Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)** เป็นการทดสอบ unit root อีกวิธีหนึ่งที่พัฒนา  
มาจาก DF Test เนื่องจากวิธี DF ไม่สามารถทำการทดสอบตัวแปรในกรณีที่เป็น serial correlation  
ในค่า error term ( $\varepsilon$ ) ที่มีลักษณะความสัมพันธ์กันเองในระดับสูง ซึ่งจะมีการเพิ่ม lagged change

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

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \gamma X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.7)$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \alpha_0 + \gamma X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.9)$$

พจน์ที่เราใส่เข้าไปนั้น จำนวน lagged term ( $p$ ) ก็ขึ้นอยู่กับความเหมาะสมของแต่ละงาน  
วิจัย (Pindyck and Rubinfeld, 1998) หรือสามารถใส่ส่วนล่าช้าไปกระทั่งไม่เกิดปัญหา  
autocorrelation ในส่วนของ error term (พิเชษฐ์ พรหมสุข, 2540)

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

$$\begin{aligned} H_0 &: \gamma = 0 \\ H_1 &: |\gamma| < 1 \end{aligned}$$

ทดสอบสมมติฐาน โดยเปรียบเทียบค่า t-statistic ที่คำนวณได้กับค่าที่ในตาราง Dickey-  
Fuller tables (แสดงในภาคภาคผนวก ค.) ซึ่งค่า t-statistic ที่จะนำมาทำการทดสอบสมมติฐานในแต่  
ละรูปแบบนั้นจะต้องนำไปเปรียบเทียบกับตาราง Dickey-Fuller tables ที่ต่างกัน กล่าวคือใช้ค่า  $\tau$   
ในรูปแบบของสมการที่ (4.4) และ (4.7)  $\tau_\mu$  ในรูปแบบของสมการที่ (4.5) และ (4.8) และ  $\tau_\tau$  ใน  
รูปแบบของสมการที่ (4.6) และ (4.9) ถ้าสามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ แสดงว่าตัวแปรที่นำมา  
ทดสอบเป็น Integrated of order 0 แทนได้ด้วย  $X_t \sim I(0)$  ถ้าต้องการทดสอบกรณีที่  $\gamma$  ร่วมกับ drift

term หรือร่วมกับแนวโน้มเวลา หรือ ทดสอบ  $\gamma$  ร่วมกับ drift term และแนวโน้มเวลา ในขณะเดียวกัน สามารถทดสอบโดยใช้ค่า F-statistic ซึ่งเป็น joint hypothesis ( $\Phi_1$ ,  $\Phi_2$  และ  $\Phi_3$ ) เป็นสถิติทดสอบทำการเปรียบเทียบกับค่า Dickey-Fuller Tables (Enders, 1995) ซึ่งในการทดสอบสมการที่ (4.5) และ (4.8) ทดสอบภายใต้สมมติฐานที่ว่า  $\gamma = \alpha_0 = 0$  จะใช้  $\Phi_1$  statistic

ขณะที่สมการที่ (4.6) และ (4.9) ทดสอบภายใต้สมมติฐาน  $\alpha_2 = \gamma = \alpha_0 = 0$  ใช้  $\Phi_2$  statistic สำหรับการทดสอบภายใต้สมมติฐาน  $\alpha_2 = \gamma = 0$  ใช้  $\Phi_3$  statistic ในการทดสอบ ซึ่งค่าสถิติดังกล่าวสามารถคำนวณได้ดังนี้

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

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 นั้นเราจะต้องนำค่า  $\Delta X_t$  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 จะทำการทดสอบตามรูปแบบสมการดังต่อไปนี้ (วิโชติ ตั้งศักดิ์พร, 2540)

$$\Delta^{d+1} X_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \rho - 1 \Delta^d X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta^{d+1} X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.10)$$

เดิมทีภายหลังจากทราบค่า d (order of integration) แล้วเราจะต้องทำการ differencing ตัวแปร (เท่ากับ d+1 ครั้ง) ตามกระบวนการของ Box-Jenkin's method (1970) ก่อนที่จะนำตัวแปรดังกล่าวมาทำการ regression เพื่อหลีกเลี่ยงปัญหา spurious regression แม้ว่าวิธีนี้จะได้รับความนิยมใช้กันอย่างแพร่หลาย แต่การกระทำดังกล่าวจะทำให้แบบจำลองที่ได้จากการประมาณค่าข้อมูลใน

ส่วนของการปรับตัวของตัวแปรต่างๆ เพื่อเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว (ริงสรรค์ หทัยเสรี, 2535) และ (Hataiserce, 1996)

หลังจากนั้น ในปี 1987 Robert F. Engle และ Clive W. J. Granger ได้เสนอบทความทางวิชาการเรื่อง Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing ซึ่ง Cointegration and Error Correction เป็นเศรษฐมิติแนวใหม่ที่ใช้กับข้อมูลอนุกรมเวลาในการหาดุลยภาพระยะยาวจากข้อมูล โดยไม่ต้องผ่านการทำ differencing รายละเอียดและวิธีการศึกษาจะกล่าวในส่วนต่อไป

#### 4.2 Cointegration and Error Correction Mechanism

ขั้นตอนนี้เป็นการทดสอบตัวแปรต่างๆ ที่นำมาใช้ ว่ามีความสัมพันธ์ในระยะยาวตามที่ระบุไว้ในทฤษฎีหรือไม่ และพบว่าจะมีอยู่ 2 วิธีที่นิยมใช้ในการทดสอบตัวแปร คือ วิธีของ Johansen and Juselius (1990) และวิธี Two-step Approach ของ Engle-Granger (1987)

การทดสอบดุลยภาพระยะยาวนั้น วิธีของ Johansen-Juselius และวิธีของ Engle-Granger มีแนวการทดสอบที่แตกต่างกัน กล่าวคือตามกระบวนการของ Engle-Granger จะทำการทดสอบดุลยภาพระยะยาวจากค่า error term ว่า stationary หรือไม่ ขณะที่การทดสอบของ Johansen methodology จะพิจารณาจากค่า rank ของ  $\pi$  (ดูเพิ่มเติมในขั้นที่ 2 การประมาณแบบจำลองและหาจำนวน Cointegrating Vectors) แม้ว่าวิธีการของ Engle-Granger จะเป็นที่นิยม แต่ยังไม่มีความเหมาะสมในกรณีที่มีตัวแปรมากกว่า 2 ตัวแปรขึ้นไป (G $\square$ Ien, 1996) คือ

วิธีของ Engle-Granger จะทำการระบุว่าตัวแปรใดเป็นตัวแปรตาม และตัวแปรใดเป็นตัวแปรอิสระ ซึ่งไม่สามารถแสดง multiple cointegrating vector ได้ กรณีมีรูปแบบของความสัมพันธ์มากกว่า 1 รูปแบบ

แม้ว่าวิธี Johansen จะไม่ระบุว่า ตัวแปรใดเป็นตัวแปรอิสระ หรือตัวแปรใดเป็นตัวแปรตาม เราก็ยังสามารถจะทดสอบว่าตัวแปรใดเป็นตัวแปรอิสระ ตัวแปรใดเป็นตัวแปรตามวิธีของ Granger รวมทั้งพิจารณาให้สอดคล้องกับทฤษฎีและหลักการทางเศรษฐศาสตร์

ดังนั้นงานวิจัยนี้จึงเลือกใช้วิธีของ Johansen and Juselius (1990) ซึ่งมีพื้นฐานการวิเคราะห์บน รูปแบบของ vector autoregressive (VAR) model และเป็นกระบวนการทดสอบ cointegration ที่มีตัวแปรหลายตัว (Wolter, 1998) ในการทดสอบหาดุลยภาพระยะยาวซึ่งมีขั้นตอนการศึกษาดังนี้

ขั้นที่ 1 ทดสอบหา order of integration และความยาวของ lag ของตัวแปร

เริ่มต้นจากการทดสอบหา Order of Integration ของตัวแปรทุกตัวและหากพบว่าตัวแปรแต่ละตัวมี order of integration ต่างกัน Johansen จะไม่รวมตัวแปรเหล่านั้นไว้ด้วยกัน จากนั้นทำการทดสอบหาความยาวของ lag ของตัวแปร ซึ่งมี 3 วิธีที่นิยมนำมาพิจารณา ได้แก่ AIC: Akaike Information Criterion (Johnston and Dinardo, 1997) LR: Likelihood Ratio Test และ SBC: Schwartz Bayesian Criterion (Enders, 1995) สามารถคำนวณได้ดังต่อไปนี้

$$AIC = T \log |\Sigma| + 2N \quad (4.11)$$

$$LR = T - c \log \left| \Sigma_r \right| - \log \left| \Sigma_u \right| \quad (4.12)$$

$$SBC = T \log |\Sigma| + N \log(T) \quad (4.13)$$

โดยที่	T	=	number of observations
	c	=	number of parameters in the unrestricted system
	$ \Sigma $	=	determinant of variance/covariance matrices of the residuals
	$ \Sigma_r $	=	determinant of variance/covariance matrices of the restricted system
	$ \Sigma_u $	=	determinant of variance/covariance matrices of the unrestricted system
	N	=	total number of parameters estimated in all equations

ทดสอบ สมมติฐานหลัก โดยกำหนดจำนวน lagged term เท่ากับ r ในกรณีที่มีข้อจำกัด ขณะที่ u เท่ากับจำนวน lagged term ทั้งหมดที่เป็นไปได้ (ซึ่งขึ้นอยู่กับลักษณะและระยะเวลาของข้อมูลจากงานวิจัยแต่ละชิ้น) แล้วใช้การแจกแจงแบบ Chi-square ( $\chi^2$ ) ทดสอบสมมติฐานว่ามีจำนวน lagged term เท่ากับ r โดยมีจำนวนระดับความเป็นอิสระ เท่ากับจำนวนสัมประสิทธิ์ที่เป็นข้อจำกัด (coefficient restrictions) ถ้าค่า  $\chi^2$  ที่คำนวณได้น้อยกว่าระดับนัยสำคัญ แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานหลัก หรือทำการทดสอบโดยใช้ F-test ในแต่ละสมการก็จะได้ผลการทดสอบเช่นเดียวกับการทดสอบโดยใช้ Chi-square เช่นกัน และหากพบว่าตัวแปรสามารถใช้ lagged term ได้หลายจำนวนควรเลือกใช้เทอมที่ยาวที่สุด อย่างไรก็ตามเราควรคำนึงถึงระดับความเป็นอิสระด้วย เนื่อง

จากถ้าเราใช้จำนวน lagged term มากจนเกินความจำเป็นจะทำให้สูญเสียระดับความเป็นอิสระ (Enders, 1995) ส่งผลถึง critical value ทำให้การยอมรับหรือปฏิเสธสมมติฐานบิคเบือนไป ส่วนกรณีสมการที่เพิ่มตัวแปรหุ่นเข้ามา จะทำให้ค่า  $c = np + 1 + \text{dummy variables}$  กล่าวคือ ในแต่ละสมการจะมี Parameters ทั้งหมดเท่ากับ จำนวน lagged term (p) ของตัวแปร(n) รวมกับ ค่าคงที่ และ ตัวแปรหุ่น

อย่างไรก็ดีความยาวของ lag length เปลี่ยนแปลงได้ ขึ้นอยู่กับความเหมาะสม เนื่องจากการเพิ่มหรือลดความยาวของ lag length อาจจะมีผลกระทบต่อเครื่องหมายของตัวแปรต่างๆ (เปลี่ยนจากเครื่องหมายบวก เป็นเครื่องหมายลบ หรือในทางกลับกันเปลี่ยนจากเครื่องหมายลบ เป็นเครื่องหมายบวก) ซึ่งส่งผลต่อการอธิบายตามหลักการทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์

ขั้นที่ 2 ประมาณแบบจำลองและหาจำนวน cointegrating vector

สร้างรูปแบบของแบบจำลองซึ่งสามารถพิจารณาได้เป็น 5 รูปแบบ ดังนี้

รูปแบบที่ 1 VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา

$$X_t = \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.14)$$

ดังนั้น 
$$\Delta X_t = \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.15)$$

ซึ่งมีค่า  $\pi, \pi_i$  ดังนี้

$$\pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad (4.21)$$

$$\pi_i = \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (4.22)$$

โดยที่  $X_t$  = the (n x 1) vectors of variables  $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$

$A_i$  = the (n x n) matrix of parameters

$I$  = the (n x n) identity matrix

$\varepsilon_t$  = the (n x 1) vectors of error term with multivariate white noise

รูปแบบที่ 2 VAR Model ไม่มี แนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ ใน cointegrating

vector

$$\Delta X_t = \pi^* X_{t-1}^* + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.16)$$

โดยที่

$$\pi^* = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \dots & \pi_{1n} & a_{01} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \dots & \pi_{2n} & a_{02} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \pi_{n1} & \pi_{n2} & \dots & \pi_{nn} & a_{0n} \end{bmatrix} \quad (4.17)$$

$$X_{t-1}^* = (x_{1t-1}, x_{2t-1}, \dots, x_{nt-1}, 1) \quad (4.18)$$

รูปแบบที่ 3 VAR Model มีเฉพาะค่าคงที่

$$X_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.19)$$

ดังนั้น

$$\Delta X_t = A_0 + \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.20)$$

โดยที่  $A_0 =$  the  $(n \times 1)$  vectors of constants  $(a_{01}, a_{02}, \dots, a_{0n})'$

รูปแบบที่ 4 VAR Model มีค่าคงที่และจำกัดแนวโน้มเวลาใน cointegrating vector

$$\Delta X_t = A_0 + \pi^{**} X_{t-1}^{**} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.23)$$

โดยที่

$$\pi^{**} = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \dots & \pi_{1n} & t_{01} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \dots & \pi_{2n} & t_{02} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \pi_{n1} & \pi_{n2} & \dots & \pi_{nn} & t_{0n} \end{bmatrix} \quad (4.24)$$

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

$$T = 1, 2, 3, \dots, n$$

รูปแบบที่ 5 VAR Model ประกอบไปด้วย ค่าคงที่ และ แนวโน้มเวลา (Cointegration with unrestricted intercepts and unrestricted trends in the VAR)



$$\Delta X_t = A_0 + A_1 T + \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.25)$$

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

จากนั้นทำการคำนวณหาค่า characteristic roots ของ  $\pi$  Matrix  $(\lambda_{ij})$  ของแบบจำลองทั้ง 5 รูปแบบ (กรณีรูปแบบที่ 2 คือ  $\pi^*$  และกรณีรูปแบบที่ 4 คือ  $\pi^{**}$ ) สามารถหาได้จาก  $|\pi - \lambda I| = 0$  (Johnston and DiNardo, 1997) หรือ

$$|\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}| = 0 \quad (4.26)$$

ขณะที่  $S_{00}, S_{01}, S_{10}, S_{11}$  คือ product moment metrics of the residuals โดย

$$S_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T R_{it} R'_{jt}}{T} \quad ; \quad \forall i, j = 0, 1 \quad (4.27)$$

$R_{0t}$  คือ residuals จากการประมาณสมการ  $\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + R_{0t}$

$R_{1t}$  คือ residuals จากการประมาณสมการ  $X_{t-1} = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + R_{1t}$

แล้วทำการทดสอบว่าแบบจำลองควรมีรูปแบบใดโดยกรณีของการทดสอบว่าแบบจำลองจะมี drift term หรือมีค่าคงที่ใน cointegrating vector นั้นทำการทดสอบ โดยตั้ง สมมติฐานหลัก ( $H_0$ ) ว่าแบบจำลองมีค่าคงที่ใน cointegrating vector แล้วพิจารณาผลจากค่าสถิติ

$$-T \sum_{i=r+1}^n \left[ \ln(1 - \lambda_i^*) - (1 - \lambda_i) \right] \quad (4.28)$$

โดยที่  $T =$  number of observations

$n =$  number of variables

$r =$  rank of  $\pi$

$\lambda_i^* =$  characteristic roots of restricted model (model with intercept term in the cointegrating vector)

$\lambda_i$  = characteristic roots of unrestricted model(model with drift term)

ใช้การแจกแจงแบบ  $\chi^2$  โดยมีระดับความเป็นอิสระเท่ากับ  $n-r$  หากค่าสถิติที่คำนวณได้มากกว่าค่าในตาราง  $\chi^2$  แสดงว่ารูปแบบของแบบจำลองจะไม่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector แต่จะปรากฏอยู่ในรูปแบบของ drift term

เมื่อทราบรูปแบบของแบบจำลองที่จะใช้แล้วให้คำนวณหาจำนวน cointegrating vector ซึ่งมีค่าเท่ากับ rank ( $r$ ) ของ  $\pi$  matrix โดยใช้ likelihood ratio test ประกอบด้วย eigenvalue trace statistic<sup>1</sup>( $\lambda_{trace}$ ) และ maximal eigenvalue statistic<sup>2</sup>( $\lambda_{max}$ ) ซึ่งมีวิธีการคำนวณดังต่อไปนี้

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4.29)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4.30)$$

โดยที่  $T$  = the number of usable observations  
 $r$  = rank of  $\pi$   
 $n$  = number of variables  
 $\hat{\lambda}_i$  = the estimated value of characteristic roots (eigenvalues) obtained from the estimated  $\pi$  matrix

วิธีการของ trace statistic จะเริ่มต้นจากการทำการทดสอบสมมติฐานหลัก ( $H_0$ ) โดยเปรียบเทียบค่า  $\lambda_{trace}$  ที่คำนวณได้ ว่ามากกว่า Critical Value หรือไม่ เปรียบเทียบค่า Statistics ในตาราง distribution of  $\lambda_{max}$  and  $\lambda_{trace}$  statistics (Enders, 1995) ถ้าค่าที่คำนวณได้มากกว่าก็จะปฏิเสธ  $H_0$  โดยเริ่มจาก  $H_0: r=0$  และ  $H_1: r>0$  ถ้าปฏิเสธ  $H_0$  ก็ทำการเพิ่มค่า  $r$  ในสมมติฐานครั้งละ 1 ไปเรื่อยๆ จนกระทั่งยอมรับ  $H_0$  ลักษณะการตั้งสมมติฐานแสดงได้ดังตาราง

<sup>1</sup> Eigenvalue Trace Statistic = Trace Statistic = Trace Test

<sup>2</sup> Maximal Eigenvalue Statistic = Max. Statistic = Max. Test

ตารางที่ 4.1 แสดงการทดสอบสมมติฐานการหาจำนวน Cointegrating Vectors

Eigenvalue Trace Statistic Hypothesis Testing		Maximal Eigenvalue Statistic Hypothesis Testing	
$H_0$	$H_1$	$H_0$	$H_1$
$r = 0$	$r > 0$	$r = 0$	$r = 1$
$r \leq 1$	$r > 1$	$r = 1$	$r = 2$
$r \leq 2$	$r > 2$	$r = 2$	$r = 3$
$r \leq 3$	$r > 3$	$r = 3$	$r = 4$
.	.	.	.
.	.	.	.

ที่มา: (Walter Enders, 1995)

ซึ่งค่า  $r$  ที่ได้ก็คือจำนวน cointegrating vector โดยพิจารณาได้ 2 กรณี คือ กรณีที่  $r = 0$  จะได้ว่า สมการที่นำมาทดสอบนั้นเป็น VAR in first difference คือตัวแปรที่นำมาทดสอบไม่ cointegrated กัน (there exists no linear combination of the elements of  $X_t$  that is stationary) และกรณี  $0 < r < n$  แสดงว่ามีจำนวน cointegrating vectors เท่ากับ  $r$  (Enders, 1995) และ (Haug et al, 1999) เมื่อทราบว่าจำนวน cointegration relations ว่ามีค่าเท่ากับ  $r$  (จำนวน common trends เท่ากับ  $r$ ) เราก็จะทราบจำนวน common stochastic trends ว่ามีค่าเท่ากับ  $n-r$  เช่นกัน (Wolters, 1998) และ (Clarida and Taylor, 1997)

ขั้นที่ 3 ทำการ normalized cointegrating vector(s) และ speed of adjustment coefficients  
 ทำการ normalized cointegrating vector(s) และ speed of adjustment coefficients เพื่อปรับ  $\beta$  และ  $\alpha$  ให้สอดคล้องกับรูปแบบสมการที่ต้องการ โดยที่

$$\pi = \alpha \beta' \quad (4.31)$$

โดยที่  $\beta'$  = the  $(n \times r)$  matrix of cointegrating parameters

$\alpha$  = the  $(n \times r)$  matrix of speed of adjustment parameters in  $\Delta X_t$

(กรณีรูปแบบที่ 2 คือ  $\pi^*$  และกรณีรูปแบบที่ 4 คือ  $\pi^{**}$ )

จากนั้นจึงทดสอบความถูกต้องของสมการว่าควรจะมีค่าคงที่และเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์ตรงตามทฤษฎีหรือไม่ ทดสอบโดย  $\chi^2$  ซึ่งมีค่า ระดับความเป็นอิสระ เท่ากับจำนวนข้อจำกัดในการทดสอบ ให้เริ่มทดสอบจากค่าคงที่ก่อนแล้วจึงทดสอบ สัมประสิทธิ์ของตัวแปรอื่นๆ จนครบทุกตัว โดย cointegrating vectors จะมีคุณสมบัติในการปรับค่าข้อมูลที่เป็น non-stationary process ให้เป็น stationary process ได้ เมื่ออยู่ในรูปแบบของ linear combination  $\beta'X_t \sim I(0)$ ;  $X_t \sim I(1)$  (Charemza and Deadman, 1992) แต่ในกรณีทั่วไป ถ้า  $X_t \sim I(d)$  และ  $X_t$  cointegrated of order  $d$  และ  $b$  ( $X_t \sim CI(d, b)$ ) จะมี linear combination ของตัวแปร ที่ทำให้  $\beta'X_t \sim I(d-b)$  โดยที่  $d \geq b > 0$  เมื่อ  $\beta$  คือ cointegrating vector

ทำการ normalized โดยสมมติว่ามี lag length เท่ากับ 1 และ rank = 1 จะได้รูปแบบดังนี้

$$\Delta X_{1t} = \pi_{11}X_{1t-1} + \pi_{12}X_{2t-1} + \dots + \pi_{1n}X_{nt-1} + \varepsilon_{1t} \quad (4.32)$$

ถ้าทำการ normalized โดยคำนึงถึงตัวแปร  $X_{1t-1}$  จะได้ว่า

$$\alpha_1 = \pi_{11} \text{ และ } \beta_{ij} = \frac{\pi_{ij}}{\pi_{11}} \quad (4.33)$$

$$\Delta X_{1t} = \alpha_1(X_{1t-1} + \beta_{12}X_{2t-1} + \dots + \beta_{1n}X_{nt-1}) + \varepsilon_{1t} \quad (4.34)$$

ฉะนั้น  $X_{1t-1} + \beta_{12}X_{2t-1} + \dots + \beta_{1n}X_{nt-1} = 0$  คือ long-run relationship

$\beta = 1 \quad \beta_{12} \quad \dots \quad \beta_{1n}$  คือ cointegrating vector

$\alpha_1$  คือ speed of adjustment coefficient

ค่าความเร็วในการปรับตัว หรือ speed of adjustment coefficient นั้น มีค่าอยู่ระหว่าง 0 และ -2 (Maddala and In-Moo, 1998) แต่มีการศึกษาแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคของ Federal Reserve Bank of ST. Louis เรื่อง A Vector Error-Correction Forecasting Model of the U.S. Economy ได้ทำการศึกษาโดยอาศัยวิธี Joahansen Methodology พบว่าผลของค่า speed of adjustment นั้น ไม่ได้

อยู่ในช่วงดังที่กล่าวมา โดยบางส่วนนั้นมีค่าติดลบที่มากกว่า  $-2$  และบางส่วนก็พบว่าสามารถเป็นค่าที่มากกว่าศูนย์ได้ (Hoffman and Rasche, 1997)

#### ขั้นที่ 4 ตรวจสอบสมการ

พิจารณา error correction model โดยใช้วิธี causality tests และให้เหตุผลทางเศรษฐศาสตร์ ตัวแปรใดเป็นตัวแปรตาม ตัวแปรใดเป็นตัวแปรอิสระ ซึ่งรูปแบบของสมการ error correction model จากสมการที่ (4.15), (4.16), (4.20), (4.23) และ (4.25) คือ

$$\Delta X_t = \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.35)$$

$$\Delta X_t = \pi^* X_{t-1}^* + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.36)$$

$$\Delta X_t = A_0 + \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.37)$$

$$\Delta X_t = A_0 + \pi^{**} X_{t-1}^{**} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.38)$$

$$\Delta X_t = A_0 + A_1 T + \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.39)$$

ขั้นที่ 5 ทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายของแบบจำลอง โดยการทำ simulation ในโปรแกรม Eviews แล้วทำกราฟและหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย ซึ่งได้แก่ root mean squared error, mean absolute error, mean absolute percentage error, Theil's inequality coefficient ซึ่งประกอบด้วย bias proportion, variance proportion และ covariance proportion ซึ่งมีสูตรในการคำนวณดังนี้

$$\text{Root Mean Squared Error} = \sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=s}^{s+h} (y_t - \hat{y}_t)^2}$$

$$\text{Mean Absolute Error} = \frac{1}{h+1} \sum_{t=s}^{s+h} |y_t - \hat{y}_t|$$

Mean Absolute Percentage Error = 
$$\frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right|$$

Theil's Inequality Coefficient = 
$$\frac{\sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} (\hat{y}_t)^2} + \sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} (y_t)^2}}$$

Bias Proportion = 
$$\frac{(\bar{\hat{y}} - \bar{y})}{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$$

Variance Proportion = 
$$\frac{(s_{\hat{y}} - s_y)^2}{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$$

Covariance Proportion = 
$$\frac{2(1-r)s_{\hat{y}}s_y}{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$$

- โดยที่
- $\hat{y}$  = forecasted value
  - $y$  = actual value
  - $\bar{\hat{y}}$  = means of  $\hat{y}$
  - $\bar{y}$  = means of  $y$
  - $s_{\hat{y}}$  = standard deviations of  $\hat{y}$
  - $s_y$  = standard deviations of  $y$
  - $r$  = correlation between  $\hat{y}$  and  $y$

ซึ่งตัวที่พยากรณ์เริ่มนับค่า  $t$  ตั้งแต่  $t = S, S+1, \dots, S+h$