บทที่ 2
กรอบแนวคิดทางทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 กรอบแนวคิดทางทฤษฎี

2.1.1 ทฤษฎีบทอนุกรมเวลา

ในการศึกษาข้อมูลหุ้น เป็นข้อมูลแบบอนุกรมเวลา โดยลักษณะของอนุกรมเวลาใดๆ มีข้อควรพิจารณา คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นข้อมูลที่มีลักษณะนิ่งหรือไม่ ซึ่งข้อมูลอนุกรมเวลาที่นำไปวิเคราะห์จะต้องเป็นข้อมูลที่มีลักษณะนิ่ง ดังนั้นจึงต้องตรวจสอบก่อน ดังรายละเอียดต่อไปนี้

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง(Stationary) หมายถึง ข้อมูลอนุกรมเวลามีสภาพของการสมดุลเชิงสถิติ (Statistic Equilibrium) หมายถึง การที่ข้อมูลไม่มีการเปลี่ยนแปลงเมื่อเวลาเปลี่ยนไป แสดงได้ดังนี้

1. กำหนดให้ $x_t, x_{t+1}, x_{t+2},\ldots\ldots\ldots, x_{t+k}$ เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่เวลา t,t+1,t+2,….,t+k
2. กำหนดให้ $x_{t+m}, x_{t++m+1}, x_{t+m+2},\ldots\ldots\ldots, x_{t+m+k}$ เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่เวลา t+m,t+m+1,t+m+2,….,t+m+k
3. กำหนดให้ $P(x_t, x_{t+1}, x_{t+2},\ldots\ldots\ldots, x_{t+k})$ เป็นการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วมของ $x_t, x_{t+1}, x_{t+2},\ldots\ldots\ldots, x_{t+k}$
4. กำหนดให้ $P(x_{t+m}, x_{t++m+1}, x_{t+m+2},\ldots\ldots\ldots, x_{t+m+k})$ เป็นการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วมของ $x_{t+m}, x_{t++m+1}, x_{t+m+2},\ldots\ldots\ldots, x_{t+m+k}$

จากข้อกำหนดทั้ง 4 ข้อดังกล่าว จะเป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งเมื่อ

$$P(x_t, x_{t+1}, x_{t+2},\ldots\ldots\ldots, x_{t+k}) = P(x_{t+m}, x_{t++m+1}, x_{t+m+2},\ldots\ldots\ldots, x_{t+m+k})$$

โดยหากพบว่า $P(x_t, x_{t+1}, x_{t+2},\ldots\ldots\ldots, x_{t+k})$ มีค่าไม่เท่ากับ$P(x_{t+m}, x_{t++m+1}, x_{t+m+2},\ldots\ldots\ldots, x_{t+m+k})$ จะสรุปได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะไม่นิ่ง (Non-Stationary) ซึ่งในการทดสอบ จะพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเอง(Autocorrelation Coefficient Function: ACF) ตามแบบจำลองของ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

บอก-เจนกินน์(Box- Jenkins Model) ซึ่งหากพบว่าค่า Correlation (ρ) ที่ได้จากการพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ในตัวเองนั้น มีค่าใกล้ 1 มากๆ จะส่งผลให้การพิจารณาที่ค่า ACF ค่อนข้างจะไม่แม่นยำ เพราะว่ากราฟแสดงค่า ACF มีแนวโน้มลดลงเหมือนๆกัน บางคนอาจสรุปไม่ได้เหมือนกันเพราะประสบการณ์ที่แตกต่างกัน ทำให้เกิดความคลาดเคลื่อนได้ ดังนั้น ดิกกี้-ฟลูเลอร์ (Dickey-Fuller) จึงพัฒนาการตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะนิ่งหรือไม่ โดยการทดสอบยูนิทรูท(Unit Root Test)

2.1.2 การทดสอบความนิ่งของข้อมูล unit root

วิธีการทดสอบที่เรียกว่า unit root เป็นวิธีทดสอบเพื่อแสดงว่ากระบวนการของ I(1)มี unit rootนั่นเอง สมมติว่าตัวแปรหนึ่งๆ (x) เป็น unit root แล้วก็เท่ากับ เราพบว่าตัวแปรนั้นไม่นิ่ง วิธีทดสอบหลายวิธีนอกเหนือจากวิธีของ Dicky - Fuller (DF) และ Augmented Dicky - Fuller (ADF) แล้ว ยังมีวิธีที่ปรับปรุงจากการตัดสินใจ (decision tree) เสนอโดย Holden and Perman และนำมาใช้โดย (Mukherger) ในที่นี้เราจะเสนอวิธีทดสอบที่แพร่หลายคือ DF และ ADF ดังต่อไปนี้

การทดสอบ unit root ที่ใช้การทดสอบแบบ Dicky-Fuller (DF) (Dicky and Fuller)และการทดสอบแบบ Augmented Dicky-Fuller (ADF) นั้นมีสมมุติฐานว่าง(null hypothesis) ของการทดสอบ DF (DF test) จากสมการ

$$x_t = \rho\, x_{t-1} + e_t \qquad (2.1)$$

โดยที่

x_t, x_{t-1}	คือข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปรอิสระ ณ เวลา t และ t-1
ε_t	คือความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (random error)
ρ	คือสัมประสิทธิ์อัตสหสัมพันธ์(Autocorrelation coefficience)

โดยมีสมมติฐานในการทดสอบ คือ

$$H_0 : \rho = 1$$
$$H_1 : |\rho| < 1; -1 < \rho < 1$$

โดยการทดสอบสมมติฐานเป็นการทดสอบว่าตัวแปรที่ศึกษา (x_t) นั้นมี unit root หรือไม่ สามารถพิจารณาได้จากค่า ρ ถ้ายอมรับ $H_0 : \rho = 1$ จะกล่าวได้ว่า x_t มีลักษณะไม่นิ่ง (non - stationary) หรือ x_t มี unit root และถ้ายอมรับ $H_1 : |\rho| < 1; -1 < \rho < 1$ หมายความว่า x_t

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จะมีลักษณะนิ่ง (stationary) หรือ x_t ไม่มี unit root จากการเปรียบเทียบค่า t-statistics ที่คำนวณได้กับค่าในตาราง Dickey-Fuller จะสามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ แสดงว่าตัวแปรที่นำมาทดสอบมีลักษณะนิ่ง หรือเป็น Integrated of order 0 แทนด้วย $x_t \sim I(0)$ อย่างไรก็ตามการทดสอบนี้สามารถทำได้อีกทางหนึ่งซึ่งให้ผลเหมือนกับสมการข้างบนกล่าวคือ

ให้ $$\rho = 1 + \theta \; ; \; -1 < \theta < 1 \qquad (2.2)$$

โดยที่ θ คือพารามิเตอร์

จะได้ $$x_t = (1 + \theta) x_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.3)$$

$$x_t = x_{t-1} + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.4)$$

$$x_t - x_{t-1} = \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.5)$$

จะได้สมมติฐานการทดสอบของ Dickey-Fuller ใหม่ คือ

สมมติฐาน คือ $H_0 : \theta = 0$ (non-stationary)

$H_1 : \theta < 0$ (stationary)

ถ้า θ ในสมการ มีค่าเป็นลบ จะได้ว่า ρ ในสมการมีค่าน้อยกว่า 1 ดังนั้นสามารถสรุปการทดสอบได้ว่า เราปฏิเสธ $H_0 : \theta = 0$ ซึ่งเท่ากับเป็นการยอมรับ $H_1 : \theta < 0$ หมายความว่า $\rho < 1$ และ $\mathbf{x}_t$ มี integration of order zero นั่นคือ $\mathbf{x}_t$ มีลักษณะนิ่ง (stationary) แต่ถ้าเราไม่สามารถปฏิเสธ $H_0 : \theta = 0$ ได้ ก็จะหมายความว่า $\mathbf{x}_t$ มีลักษณะไม่นิ่ง(non-stationary)

เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t มีส่วนสัมพันธ์กับข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t-1 ค่าคงที่ และแนวโน้มดังนั้นแล้ว Dickey- Fuller จะพิจารณาสมการถดถอยได้ 3 รูปแบบที่แตกต่างกันในการทดสอบว่ามี unit root หรือไม่ ซึ่ง 3 สมการดังกล่าวได้แก่

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + e_t \qquad (2.6)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + e_t \qquad (2.7)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta_t + \theta x_{t-1} + e_t \qquad (2.8)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

การตั้งสมมติฐานของการทดสอบ Dickey-Fuller เป็นเช่นเดียวที่กล่าวมาแล้วข้างต้น ส่วนการทดสอบโดยใช้การทดสอบ Augmented Dickey - Fuller (ADF) โดยเพิ่มขบวนการถดถอยในตัวเอง(autoregressive processes) เข้าไปในสมการ ซึ่งเป็นการแก้ปัญหาในกรณีที่ใช้การทดสอบของ Dickey- Fuller แล้วค่า Durbin Watson ต่ำ การเพิ่มขบวนการถดถอยในตัวเองนั้น ผลการทดสอบ ADF จะทำให้ได้ค่า Durbin Watson เข้าใกล้ 2 ทำให้ได้สมการใหม่จากการเพิ่ม lagged chance เข้าไปในสมการการทดสอบ unit root ทางด้านขวามือ ซึ่งพจน์ที่ใส่เข้าไปนั้นจำนวน lagged term (p) จะขึ้นอยู่กับความเหมาะสมของข้อมูล หรือสามารถใส่จำนวน lag ไปจนกระทั่งไม่เกิดปัญหา autocorrelation ดังนี้

none $$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \sum_{t=i}^{p} \phi_i \Delta x_{t-i} + e_t \qquad (2.9)$$

Intercept $$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \sum_{t=i}^{p} \phi_i \Delta x_{t-i} + e_t \qquad (2.10)$$

Intercept &Trend $$\Delta x_t = \alpha + \beta_t + \theta x_{t-1} + \sum_{t=i}^{p} \phi_i \Delta x_{t-i} + e_t \qquad (2.11)$$

โดยที่

x_t	คือ	ข้อมูลตัวแปร ณ เวลา t
x_{t-1}	คือ	ข้อมูลตัวแปร ณ เวลา t-1
$\alpha, \beta, \theta, \phi$	คือ	ค่าพารามิเตอร์
t	คือ	ค่าแนวโน้ม
e_t	คือ	ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

จำนวนของ lagged term (p) ที่เพิ่มเข้าไปในสมการขึ้นอยู่กับความเหมาะสมของแต่ละงานวิจัย หรือเพิ่มค่า lag ในสมการจนกว่าส่วนของค่าความคลาดเคลื่อนจะไม่เกิดปัญหา autocorrelation

การทดสอบสมมติฐานทั้งวิธี Dickey-Fuller Test(DF) และวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) เป็นการทดสอบว่าตัวแปรที่ทดสอบ(X_t) มี unit root หรือไม่ ซึ่งสามารถหาได้จากค่า θ ถ้าค่า θ มีค่าเท่ากับ 0 แสดงว่าตัวแปร X_t นั้นมี unit root ซึ่งทดสอบสมมติฐานได้โดยการเปรียบเทียบค่า t-statistic ที่คำนวณได้กับค่าในตาราง Dickey-Fuller ซึ่งค่า t-statistic ที่นำมาทดสอบสมมติฐานในแต่ละรูปแบบนั้นจะต้องนำมาเปรียบเทียบกับตาราง Dickey-Fuller ระดับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ต่างๆ ถ้าสามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ แสดงว่าตัวแปรที่นำมาทดสอบเป็น Integration of order 0 แทนได้ด้วย $x_t \sim I(0)$

กรณีที่การทดสอบสมมติฐานพบว่า x_t มี unit root นั้นต้องมีค่า Δx_t มาทำ differencing ซึ่งสามารถปฏิเสธสมมติฐานที่ว่า x_t มีความไม่นิ่งของข้อมูลได้ เพื่อทราบว่า order of integration (d) ว่าอยู่ในระดับใด $\left[x_t \sim I(d); d > 0\right]$

2.1.3 การทดสอบความสอดคล้องของข้อมูลอนุกรมเวลา (Cointegration test)

เป็นการทดสอบความสอดคล้องของข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปรคู่ใดๆ ว่ามีการเคลื่อนไหวที่สอดคล้องกันหรือไม่ เนื่องจากภายใต้ความเชื่อที่ว่าในระยะยาวแล้วตัวแปรทางเศรษฐกิจควรจะมีการเคลื่อนไหวในทิศทางใดทิศทางหนึ่งที่สอดคล้องกัน แม้ว่าในระยะสั้นความเคลื่อนไหวของตัวแปรดังกล่าวอาจจะมีการเคลื่อนไหวที่ไม่สามารถกำหนดทิศทางที่แน่นอนได้ก็ตาม และยังเป็นการทดสอบการเคลื่อนไหวของค่าความคลาดเคลื่อน (Error term) ของสมการความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรที่ต้องการทดสอบ ซึ่งมีเงื่อนไขดังนี้

1) ตัวแปรอนุกรมเวลาที่ต้องการทดสอบ ต้องมีคุณสมบัติของความนิ่งของตัวแปร หรือถ้าตัวแปรที่ต้องการทดสอบไม่มีคุณสมบัติดังกล่าว แต่ถ้าการเปลี่ยนแปลง (differenced) ของตัวแปร ณ ลำดับที่ใดๆ (d) มีคุณสมบัติของความนิ่งแล้ว กล่าวได้ว่า ตัวแปรอนุกรมเวลาดังกล่าวมีการเคลื่อนไหวที่สอดคล้องกัน (cointegration)

2) แม้ว่าตัวแปรที่ต้องการทดสอบจะไม่มีคุณสมบัติความนิ่งอยู่ก็ตาม แต่ถ้าค่าความคลาดเคลื่อน (ε_t) ของความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงของตัวแปรคู่ใดๆ มีคุณสมบัติของความนิ่ง เราสามารถกล่าวได้ว่า ตัวแปรทั้งสองมีลักษณะความสัมพันธ์เป็น cointegration ได้

ขั้นตอนในการทดสอบ cointegration มีดังต่อไปนี้ทดสอบตัวแปรในแบบจำลองว่ามีลักษณะเป็น non-stationary หรือไม่ โดยใช้วิธี ADF test และไม่ต้องใส่ค่าคงที่ และแนวโน้มของเวลา แล้วนำมาประมาณสมการถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (ordinary least squares: OLS) นำส่วนที่เหลือ (residuals) จากสมการถดถอยที่ประมาณได้ มาทดสอบว่ามีลักษณะนิ่งหรือไม่ ซึ่งการทดสอบส่วนที่เหลือ (residuals) มีสมการดังต่อไปนี้

$$\Delta\varepsilon_t = \gamma\hat{\varepsilon}_{t-1} + \nu_t \qquad (2.12)$$

โดยที่ $\hat{\varepsilon}_t, \hat{\varepsilon}_{t-1}$ = ส่วนที่เหลือ ณ เวลา t และ $t-1$ ที่นำมาหาสมการถดถอยใหม่

γ = ค่าพารามิเตอร์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ν_t = ข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปรสุ่ม

สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบ cointegration มีดังนี้

$$H_0 : \gamma = 0 \quad \text{(no-cointegration)}$$

$$H_1 : \gamma < 0 \quad \text{(cointegration)}$$

การทดสอบสมมติฐานเปรียบเทียบค่า t-statistics ที่คำนวณได้จากอัตราส่วนของ $\hat{\gamma} / S.E.\hat{\gamma}$ ไปเปรียบเทียบกับตาราง ADF test ซึ่งถ้าค่า t-statistics มากกว่าค่าวิกฤตของ MacKinnon ณ ระดับนัยสำคัญที่กำหนดไว้ ก็จะเป็นการปฏิเสธสมมติฐานว่าง นำไปสู่ข้อสรุปที่ว่าตัวแปรที่มีลักษณะไม่นิ่ง (no-cointegration) ในสมการดังกล่าวมีลักษณะร่วมกันไปด้วยกัน (cointegration)

อย่างไรก็ตาม ถ้าส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (residuals) ของสมการ (2.12) ไม่เป็น write noise เราก็จะใช้การทดสอบ ADF แทนที่จะใช้สมการ (2.12) สมมติว่า ν_t ของสมการ (2.12) มีสหสัมพันธ์เชิงอันดับ (serial correlation) เราก็จะใช้สมการดังนี้

$$\Delta\hat{\varepsilon}_t = \gamma\hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} a_i \Delta\hat{\varepsilon}_{t-1} + \nu_t \qquad (3.13)$$

และถ้า $-2 < \gamma < 0$ เราสามารถสรุปได้ว่า ส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (residuals) มีลักษณะนิ่ง (stationary) และ y_t และ x_t จะเป็น $CI(1,1)$ โปรดสังเกตว่า สมการ (2.12) และ (2.13) ไม่มีพจน์ส่วนตัด (intercept term) เนื่องจาก $\hat{\varepsilon}_t$ เป็นส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (residuals) จากสมการถดถอย (regression equation)

2.1.4 เทคนิคการประมาณค่า ARDL และ ECM

แบบจำลองเชิงพลวัตร (Dynamic Model) โดยทั่วไปจะประกอบไปด้วยค่าปัจจุบันของตัวแปรและความล่าช้า (lagged) ของตัวแปรอยู่ในระบบสมการร่วมกัน ซึ่งระบบสมการในลักษณะดังกล่าวสามารถสร้างได้หลายรูปแบบ อาทิเช่น

แบบจำลอง Distributed Lag Model

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \beta_3 x_{t-1} + u_t \qquad (2.14)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

แบบจำลอง Autoregressive Model

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \beta_4 y_{t-1} + u_t \quad (2.15)$$

แบบจำลอง Autoregressive Model

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \beta_3 x_{t-1} + \beta_4 y_{t-1} + u_t \quad (2.16)$$

ซึ่งระบบสมการที่ยกตัวอย่างมาดังกล่าวถือเป็นการลำดับ order ของข้อมูลที่เท่ากับ 1 ในองค์ประกอบของ Autoregressive ดังสมการ (2.15) และเป็นลำดับของข้อมูลที่เท่ากับ 1 ในองค์ประกอบของ Distributed ดังสมการ (2.16) จึงเขียนได้เป็น ARDL(1,1) ดังสมการ (2.17) และถ้าระบบสมการมีการลำดับของข้อมูลเป็น ณ ลำดับ order ใดๆ โดยสมมติให้เป็น ณ p และ q แล้วจึงเขียนได้เป็น ARDL (p,q) และแสดงความสัมพันธ์ให้เป็นรูปแบบสมการได้ดังต่อไปนี้ (University of Strathclyde, 2003: online)

$$y_t = a + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \ldots + \beta_q x_{t-q} + \alpha_1 y_{t-1} + \ldots + \alpha_p y_{t-p} + u_t \quad (2.17)$$

โดยทั่วไปลักษณะของความสัมพันธ์ที่เป็น ARDL ตัวแปรต่างๆ ในสมการถดถอยจะประกอบด้วยค่าความล่าช้าของตัวแปรตามและค่าปัจจุบันกับค่าความล่าช้าของตัวแปรอธิบายหนึ่งตัวแปรหนึ่งหรือมากกว่านั้น ซึ่งโครงสร้างที่เป็นความล่าช้าในลักษณะที่กล่าวมานั้นสามารถทำการ Generalization ให้เป็นสมการในรูป Lag polynomial ภายใต้เงื่อนไขของค่าความคลาดเคลื่อน (error term) ซึ่งแทนด้วย u_t ต้องเป็น white noise คือมีค่าเฉลี่ย (mean) เป็นศูนย์ และความแปรปรวน (variance) คงที่ แล้วระบบสมการเป็น ARDL (p,q) ซึ่งอยู่ภายใต้ตัวแปรอธิบายเพียงหนึ่งตัวสามารถแสดงได้ดังต่อไปนี้ (Johnston and Dinardo, 1997: 224-248)

$$A(L)y_t = a + B(L)x_t + u_t \quad (2.18)$$

โดยที่

$$A(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \ldots\ldots - \alpha_2 L^p$$

$$B(L) = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_1 L^2 + \ldots\ldots + \beta_1 L^q$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

หากเพิ่มตัวแปรอธิบายเข้าไปในฝั่งขวาของสมการ (right-hand-side) โดยให้เป็น ARDL $(p, q_1, q_2, \ldots, q_k)$ จะได้ดังสมการต่อไปนี้

$$A(L)y_t = a + B_1(L)x_{1t} + B_2(L)x_{2t} + \ldots + B_k(L)x_{kt} + u_t \qquad (2.19)$$

วิธีการทั่วไปเพื่อใช้ปรับหรือจัดรูปแบบสมการที่เป็น Dynamic Adjustment Process เพื่อเข้าสู่การ parameterization ของแบบจำลองให้อยู่ในรูปแบบของ ECM นั้น ยกตัวอย่างที่เป็น Simple ECM ดังต่อไปนี้ (Leighton, Thomas R., 1993: 152-154)

สมมติ ระบบสมการที่มีความสัมพันธ์ในระยะยาวถูกกำหนดโดยสมการ (2.19) ดังนี้

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_t \qquad (2.20)$$

แต่เนื่องจากตัวแปร y และ x ไม่ได้อยู่ในดุลยภาพตลอดเวลาจึงไม่สามารถหาความสัมพันธ์ในระยะยาวได้โดยตรง แต่เราสามารถหาความสัมพันธ์ที่ขาดดุลยภาพ ด้วยการพิจารณาถึงค่าความล่าช้าของตัวแปรดังกล่าว ซึ่งแสดงได้ดังสมการต่อไปนี้

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \alpha_1 y_{t-1} + u_t \qquad \text{โดยที่ } 0 < \alpha < 1 \qquad (2.21)$$

จะเห็นว่าสมการ (2.21) มีระดับของตัวแปรที่เป็น Non-stationary และอยู่ในรูป ARDL(1,1) และเมื่อทำการจัดรูปแบบสมการใหม่อีกครั้งและทำการ reparameterised โดยการลบด้วย y_{t-1} ทั้ง 2 ข้างของสมการ (2.21) จะได้เป็นสมการ (2.22) ดังต่อไปนี้

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} - (1-\alpha) y_{t-1} + u_t \qquad (2.22)$$

เนื่องจาก $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ และ $\Delta x = x_t - x_{t-1}$ จึงจัดสมการใหม่ได้เป็นดังนี้

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t - (\beta_1 + \beta_2) x_{t-1} - (1-\alpha) y_{t-1} + u_t \qquad (2.23)$$

จากนั้นยังสามารถ resparameterise สมการ (2.23) ได้อีกเป็นดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t - (1-\alpha)[y_{t-1} - \gamma_2 x_{t-1}] + u_t \qquad \text{โดยที่ } \gamma_2 = (\beta_1 + \beta_2)/(1 - \alpha) \qquad (2.24)$$

จากนั้นยังสามารถ reparameterise สมการ (2.24) ได้อีกเป็นดังนี้

$$\Delta y = \beta_1 \Delta x_t - (1 - \alpha)[y_{t-1} - \gamma_2 x_{t-1}] + u_t \qquad \text{โดยที่ } \gamma_2 = \beta_0 / (1 - \alpha) \qquad (2.25)$$

ฉะนั้น สมการ (2.25) ถือเป็น ECM โดยที่การเปลี่ยนแปลงของตัวแปร y จะขึ้นอยู่กับการเปลี่ยนแปลงของตัวแปร x และเทอมของ $[y_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 x_{t-1}]$ ที่ถือเป็น disequilibrium error จากช่วงระยะเวลาก่อนหน้า และค่า γ_1 และ γ_2 ก็เป็น parameter ของความสัมพันธ์ในระยะยาว ในสมการ (2.20) อีกทั้งค่า $-(1 - \alpha)$ ในสมการ (2.25) หมายถึงการลดลงของความผิดพลาด เนื่องจาก $0 < \alpha < 1$ ดังนั้นค่า $-(1 - \alpha)$ ที่ได้จึงเป็นค่าความเร็วในการปรับตัวสู่ดุลยภาพในระยะยาว

จาก ECM ในสมการ (2.25) สามารถพิจารณาผลกระทบทั้งระยะสั้นและระยะยาวได้ เนื่องจากตัวพารามิเตอร์ (parameter) γ_1 และ γ_2 ที่ปรากฏใน dis-equilibrium error term ในสมการ (2.25) ก็คือตัวพารามิเตอร์ในระยะยาวของสมการ (2.20) อีกทั้งสัมประสิทธ์ของ Δx_t หรือ β รวมทั้ง α ถือเป็นตัวพารามิเตอร์ในระยะสั้นที่วัดผลกระทบโดยทันทีในระยะสั้นของตัวแปร y จากการเปลี่ยนแปลงของตัวแปร x

นอกจากนั้น ECM ยังมีความสอดคล้องกันกับแบบจำลองที่นำเสนอโดย Hendry (1979) หรือที่เรียกว่า “General-to-Specific Approach” เนื่องจากทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์ส่วนใหญ่ไม่สามารถชี้แนะให้เห็นว่าการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรต่างๆที่อยู่ในแบบจำลองนั้นๆว่ามีลักษณะเป็นอย่างไรได้ ในขณะที่ดุลยภาพในระยะยาวนั้น กลับสามารถชี้ให้เห็นว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจใดบ้างที่จะส่งผลหรือให้การอธิบายว่ามีลักษณะเป็นอย่างไรได้ถึงแม้ว่าตัวแปรจะ Cointegrated กันแล้วก็ตาม แต่ความสัมพันธ์ในระยะสั้นหรือที่มีลักษณะเป็น dis-equilibrium relationship จะถูกแสดงด้วย ECM เสมอ อีกทั้งการวิเคราะห์ที่เป็นลักษณะของการมี Cointegration นั้นกลับไม่ได้กล่าวถึงรูปแบบที่แน่นอนแต่อย่างใด และโครงสร้างของความล่าช้าก็ไม่สามารถอธิบายความสัมพันธ์ในระยะสั้นได้อย่างชัดเจนอีกเช่นกัน ดังนั้นเขาจึงเห็นว่าควรปล่อยให้ข้อมูลเป็นตัวกำหนดรูปแบบการปรับตัวระยะสั้นให้มากที่สุดโดยการให้มีลักษณะทั่วไปให้มากที่สุดก่อน หลังจากนั้นจึงใช้หลักการทางสถิติทดสอบเช่น F-test เพื่อให้ตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติลดลงเรื่อยๆ นั่นคือกระบวนการที่เรียกว่า test-down procedure จนกระทั่งได้สมการที่มีค่าสถิติที่ดีและสามารถใช้แสดงรูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลองนั้นๆได้ (รังสรรค์ หทัยเสรี, 2538: 29)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

อธิบายวิธีการ “Hendry-type general-to-specific methodology” โดยยกตัวอย่างจากแบบจำลอง ARDL(p,q) โดยที่ p = q = 2 ได้ดังต่อไปนี้ (Leighton, Thomas R., 1993: 155-157)

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \beta_3 x_{t-2} + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + u_t \quad (2.26)$$

และทำการจัดรูปสมการ (2.26) ใหม่ได้ดังนี้

$$\Delta y_t = \beta_0 + (\alpha_1 - \Delta 1)\, \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta x_t + (\beta_1 + \beta_2) x_{t-1} - (1-\alpha_1-\alpha_2) y_{t-2} + (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3) x_{t-2} + u_t \quad (2.27)$$

จากนั้น reparameterising สมการ (2.27) ได้เป็น

$$\Delta y_t = (\alpha_1 - 1)\, y_{t-1} + \beta_1 \Delta x_t + (\beta_1 + \beta_2)\, \Delta x_{t-1} - (1 - \alpha_1 - \alpha_2)\, [y_{t-2} - \gamma_1 - \gamma_2 x_{t-2}] + u_t \quad (2.28)$$

$$\text{โดยที่} \quad \gamma_1 = \beta_0 / (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \quad \text{และ} \quad \gamma_2 = (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3) / (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \quad (2.29)$$

เนื่องจาก γ_1 และ γ_2 เป็น unknown จากสมการ (2.20) จึงไม่สามารถประมาณค่าได้ แต่สามารถประมาณค่าเริ่มต้นในสมการ (2.27) ก่อน และนำมาใส่ในสมการที่ (2.29) เพื่อประมาณค่า γ_1 และ γ_2 อีกครั้งจึงสามารถอธิบายความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ อันเนื่องจากการพิจารณาความสัมพันธ์ในระยะสั้นในแบบจำลอง ECM ดังที่กล่าวมา

จะเห็นว่าสมการ (2.27) ถูก reparameterization บนช่วงเวลา (period) t-1 หรือ t-2 ซึ่งแทนได้ด้วย

$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ หรือ $y_t = y_{t-1} + \Delta y_t$ จะได้ว่า $y_{t-1} = y_t - \Delta y_t$ ดังนั้น $y_{t-2} = y_{t-1} - \Delta y_{t-1}$

$\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ หรือ $x_t = x_{t-1} + \Delta x_t$ จะได้ว่า $x_{t-1} = x_t - \Delta x_t$ ดังนั้น $x_{t-2} = x_{t-1} - \Delta x_{t-1}$

แล้วนำไปแทนในสมการ (2.27) ได้การจัดรูปแบบเป็นดังต่อไปนี้

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t - \alpha_2\, \Delta y_{t-1} - \beta_3\, \Delta x_{t-1} - (1 - \alpha_1 - \alpha_2)\, [y_{t-1} - \gamma_t - \gamma_2 x_{t-1}] + u_t \quad (2.30)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากสมการ (2.30) จะเห็นว่า Error Correction term มีความสัมพันธ์กับช่วงเวลา (period) t-1 และตัวแปรอื่นๆ ทั้งหมดจะเป็นช่วงเวลาปัจจุบันกับเป็นความล่าช้าที่มีผลต่างลำดับที่หนึ่ง

นอกจากนั้น จากสมการ (2.28) เป็น ECM โดย term $[\ y_{t-2} - \gamma_t - \gamma_2 x_{t-2}]$ นั้น คือ dis-equilibrium จาก 2 period ก่อนหน้านั้น ดังนั้นหากมีลำดับ order ที่ m ตามกระบวนการ general distributed lag แล้วจะสามารถเขียนรูปแบบสมการได้เป็นดังต่อไปนี้

$$Y = \beta_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_s\ y_{t-i} + \sum_{i=1}^{m+1} \beta_i\ \Delta x_{t-i+1} + u_t \qquad (2.31)$$

ดังนั้นสมการทั่วไปดังสมการ (2.31) จะมีการซ้อนกันของ ECM มากกว่า 1 ทำให้ Hendry methodology พยายามทำการ testing down procedure เพื่อกำหนดให้ ECM สามารถอธิบายข้อมูลได้ดีที่สุด

อย่างไรก็ตาม ECM ก็อยู่บนพื้นฐานการประยุกต์ใช้ความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างตัวแปรต่างๆ ฉะนั้นเราจะสามารถแน่ใจได้อย่างไรว่า ความสัมพันธ์ในระยะยาวนั้นมีอยู่จริงหรือเป็น Cointegration หรือไม่ และถ้าหากเป็นแล้วเราจะแน่ใจว่าตัวแปรใน ECM ที่เราประมาณค่านั้นมัน Stationary หรือไม่ เหล่านี้เป็นข้อจำกัดของตัวแปร Non-stationary ซึ่งการใช้เทคนิคที่เป็น Standard regression เช่น การใช้ OLS จะไม่สามารถประยุกต์ใช้ได้ ในขณะที่เทคนิค Cointegration จะต้องมีการทดสอบ Stationary ของข้อมูลอนุกรมเวลาก่อนหรือที่เรียกว่า การทดสอบ Unit root ซึ่งที่นิยมใช้โดยมากก็คือ Augmented Dickey-Fuller (ADF) test และหากเราต้องการให้ข้อมูลเป็น Stationary นั้นเราต้องทำการ first difference ตามด้วย second difference ไปเรื่อยๆจนกระทั่งสมมติฐานหลักที่ตั้งไว้ว่าตัวแปรเป็น Non-stationary (มี unit root) นั้นจะถูกปฏิเสธ และพบว่าตัวแปรต่างๆนั้นมีคุณสมบัติ Stationary ที่ระดับการ differencing ใดๆ เช่น $x_t \sim I(d)$ เป็นต้น

จากนั้นก็ทำการพิจารณาถึงการทดสอบ Cointegration ซึ่งโดยทั่วไปนั้น ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระหว่าง 2 ตัวแปรอนุกรมเวลา x และ y นั้นจะเข้าสู่การทดสอบได้ต้องมี I(d) อยู่ ณ order เดียวกัน แล้วทำการประมาณค่าของ dis-equilibrium errors หรือ residual โดย OLS โดยทำการทดสอบค่า residuals ว่าเป็น Stationary หรือไม่ เช่นถ้า $u_1 \sim I(0)$ หรือสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่เป็น Non-stationary ได้ แสดงว่าตัวแปร x และ y ทั้งคู่เป็น Cointegrated ระหว่างกัน ทั้งนี้ Engle and Granger ได้เสนอสถิติที่ใช้ทดสอบ Cointegration อยู่ 7 วิธี อาทิเช่น Cointegrating

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

Regression Durbin-Watson (CRDW) test และ Cointrgration ADF test เป็นต้น (Leighton, Thomas R., 1993: 165)

2.2 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

วิชัย ศรีสุวรรณ (2536) ความสัมพันธ์เชิงเป็นเหตุเป็นผลระหว่างการส่งออกและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ โดยใช้วิธีของ Granger ในการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างการเจริญเติบโตของการส่งออก และการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ และหาความสัมพันธ์ในระดับรายสินค้าหรือรายสาขาที่สำคัญของไทย โดยใช้แบบจำลอง Vector Autoregression (VAR) โดยทำการศึกษาระหว่างตัวแปร 2 ตัว ซึ่งใช้ข้อมูลทุติยภูมิตั้งแต่ปี พ.ศ. 2503-2533 ผลการวิเคราะห์พบว่า ความสัมพันธ์จากการส่งออกไปสู่การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจเป็นแบบทางเดียวและสินค้าที่มีการขยายการส่งออกเป็นสาเหตุทำให้เกิดการเพิ่มขึ้นของปริมาณการผลิต คือ ยางพารา มันสำปะหลัง และข้าวโพด ส่วนการเพิ่มขึ้นของปริมาณการผลิตที่เป็นสาเหตุทำให้เกิดการเจริญเติบโตของการส่งออกคือ ข้าว

วรวิทย์ พรพิมลมิตร์ (2542) ความสัมพันธ์ระหว่างการเจริญเติบโตของการส่งออกกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ กรณีศึกษากลุ่มอาเซียน โดยใช้แบบจำลองที่พัฒนาโดย Feder ที่สร้างจากผลผลิตรวมภายในประเทศของภาคการส่งออกและภาคการผลิตที่ไม่ได้ส่งออก โดยจะใช้การวิเคราะห์ด้วยวิธี Ordinary Least Square (OLS) โดยแยกเป็นภาครวม ภาคเกษตรและภาคอุตสาหกรรมในแต่ละประเทศ และทำการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ในลักษณะการเป็นเหตุเป็นผลกัน โดยใช้วิธีของ Granger โดยการวิเคราะห์ ระดับภาคจากสมการการผลิตพบว่าการเจริญเตอบโตการเจริญเติบโตต่อการส่งออกให้ผลที่สนับสนุนต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในภาครวมในประเทศมาเลเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ และไทย การเจริญเติบโตของการส่งออกมีผลสนับสนุนต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในภาคเกษตรของฟิลิปปินส์ และการเจริญเติบโตของการส่งออกมีผลสนับสนุนต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในภาคอุตสาหกรรมในประเทศฟิลิปปินส์และสิงคโปร์ การเจริญเติบโตของแรงงานให้ผลที่สนับสนุนต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในภาครวมของสิงคโปร์และไทย ส่วนการเจริญเติบโตของทุนส่งผลต่อการสนับสนุนทางเศรษฐกิจในภาครวมของฟิลิปปินส์และไทย

ผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ในลักษณะการเป็นเหตุเป็นผลกันระหว่างการเจริญเติบโตของการส่งออกกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ พบว่าความสัมพันธ์ส่วนใหญ่จะอยู่ในรูปของการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เจริญเติบโตทางเศรษฐกิจที่มีผลต่อการเจริญเติบโตของการส่งออก ได้แก่ ในภาครวมของมาเลเซีย และสิงคโปร์ ในภาคเกษตรของอินโดนีเซียและไทย และในภาคอุตสาหกรรมของอินโดนีเซียและฟิลิปปินส์ ส่วนความสัมพันธ์ในลักษณะของการเจริญเติบโตของการส่งออกที่มีผลต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจพบมากในภาครวมของอินโดนีเซีย ซึ่งนอกจากนี้การเจริญเติบโตของการส่งออกกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในภาครวมของไทยมีผลซึ่งกันและกันโดยความสัมพันธ์เป็นความสัมพันธ์แบบสองทิศทาง การวิเคราะห์ในรายอุตสาหกรรมโดยจำแนกเป็นอุตสาหกรรมสิ่งทอ และอุตสาหกรรมเครื่องใช้ไฟฟ้าและอุปกรณ์อิเล็กทรอนิกส์ พบว่าความสัมพันธ์ของการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจที่มีผลต่อการเจริญเติบโตของการส่งออก ในภาครวมและภาคอุตสาหกรรมของฟิลิปปินส์และสิงคโปร์ และในภาครวมของไทย ส่วนการเจริญเติบโตของการส่งออกที่มีผล คือ ผลการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในภาครวมและภาคอุตสาหกรรมในอินโดนีเซีย แสดงว่าการขยายตัวของการส่งออกของอุตสาหกรรมทั้งสองในกลุ่มอาเซียนส่วนใหญ่มาจากการขยายการผลิตที่เปลี่ยนจากการผลิตเพื่อทดแทนการนำเข้ามาสู่การผลิตเพื่อส่งออก

อัชฉรา วงศ์วิจิตร (2546) การทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจและการส่งออกของไทย อินโดนีเซีย และเกาหลีใต้ โดยเป็นการทดสอบหาความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจและการส่งออก โดยวิธี Granger Causality Test ซึ่งใช้ตัวแปร 2 ตัว คือ ดัชนีผลของอุตสาหกรรมแทนข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ โดยนำเอาข้อมูลทุติยภูมิรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2530 -2545 ผลการวิเคราะห์ พบว่าไทยและเกาหลีใต้นั้น อัตราผลผลิตทางอุตสาหกรรมและอัตราการส่งออกมีความสัมพันธ์กันในระยะยาว และอัตราผลผลิตทางอุตสาหกรรมและอัตราการส่งออกมีความสัมพันธ์กันในระยะสั้นต่างมีการปรับตัวเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว ส่วนความสัมพันธ์เชิงเป็นเหตุเป็นผล พบว่าอัตราการส่งออกเป็นเหตุต่ออัตราผลผลิตทางอุตสาหกรรม และในประเทศมาเลเซียพบว่าตัวแปรทั้ง 2 ไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว แต่การทดสอบความสัมพันธ์ความเป็นเหตุเป็นผลกัน พบว่าอัตราการส่งออกเป็นเหตุต่ออัตราผลผลิตทางอุตสาหกรรม

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ศิริรัตน์ ญาติจอมอินทร์ (2546) การวิเคราะห์บทบาทของรายได้ประชาชาติและอัตราการแลกเปลี่ยนที่มีต่อดุลการค้าไทย การลดค่าเงินบาทมีผลต่อดุลการค้าไทยกับประเทศคู่ค้าสำคัญในลักษณะเส้นโค้งรูปตัวเจ โดยการใช้วิธีวิธี Cointegration test และ Error Correction mechanism ตามกระบวนการ ARDL (Autoregressive Distributed Lag) โดยประเทศคู่ค้าที่สำคัญของไทยได้แก่

สหรัฐอเมริกา ญี่ปุ่น เยอรมัน ซึ่งใช้ข้อมูลทุติยภูมิรายไตรมาส ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2530-2545 ผลการวิเคราะห์เส้นโค้งรูปตัวเจ พบว่า ผลกระทบในระยะสั้นจากการลดค่าเงินบาทที่มีต่อดุลการค้าไทยกับประเทศคู่ค้าสำคัญ ไม่เป็นไปตามลักษณะเส้นโค้งรูปตัวเจทั้ง 3 กรณี การทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรรายได้ประชาชาติของไทย รายได้ประชาชาติของคู่ค้าที่สำคัญ และอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อดุลการค้าของไทย พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรรายได้ประชาชาติของไทยได้แก่ ดุลการค้าไทยแปรผันตามการเปลี่ยนแปลงของรายได้ประชาชาติ ในกรณีของไทยกับอเมริกา ส่วนกรณีของไทยกับญี่ปุ่น ดุลการค้าไทยแปรผกผันกับการเปลี่ยนแปลงของรายได้ประชาชาติ และกรณีไทยกับเยอรมัน ดุลการค้าไทยแปรผกผันกับการเปลี่ยนแปลงของรายได้ประชาชาติ

ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรรายได้ประชาชาติของประเทศคู่ค้า ได้แก่ กรณีไทยกับสหรัฐอเมริกา ดุลการค้าไทยแปรผกผันกับการเปลี่ยนแปลงของรายได้ประชาชาติของสหรัฐอเมริกา อเมริกา ส่วนกรณีของไทยกับญี่ปุ่น ดุลการค้าไทยแปรผกผันกับการเปลี่ยนแปลงของรายได้ประชาชาติของญี่ปุ่น และกรณีไทยกับเยอรมัน ดุลการค้าไทยแปรผันตามการเปลี่ยนแปลงของรายได้ประชาชาติของเยอรมัน และค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน กรณีไทยกับสหรัฐอเมริกา ดุลการค้าไทยดีขึ้นจากการลดค่าเงินบาทต่อดอลลาร์ ส่วนกรณีไทยกับญี่ปุ่น ดุลการค้าไทยดีขึ้นจากการลดค่าเงินบาทต่อเยน และกรณีไทยกับเยอรมัน ดุลการค้าไทยดีขึ้นจากการลดค่าเงินบาทต่อมาร์กเยอรมัน

เขมิกา ฤกษ์วันเพ็ญ (2547) การทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างการส่งออกและการขยายตัวทางเศรษฐกิจของประเทศไทยโดยใช้วิธีแกรงเกอร์คอแซลลิตี้ โดยเป็นการทดสอบหาความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจและการส่งออก โดยทำการทดสอบ Unit Root ของตัวแปลทุกตัว แล้วจึงสร้างแบบจำลอง VAR โดยกำหนดช่วงเวลาด้วยวิธี AIC และ SC โดยแบบจำลอง VAR ที่ได้จะมีช่วงเวลาเท่ากับ $p+d_{max}$ โดยที่ p คือ Lag Length ของระบบ และ d_{max} คือ Maximum Order of Integration) จากนั้นจึงทดสอบความสัมพันธ์เชิงเป็นเหตุเป็นผล ด้วยวิธี Granger Causality โดยใช้ Modified – WALD statistic ที่พัฒนาโดย Toda และ Yamamoto (1995)

ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปรโดยใช้วิธี Augmented Dikey-Fuller(ADF) Test เมื่อนำแบบจำลองมาทดสอบ Granger Causality เพื่อหาความสัมพันธ์เชิงเป็นเหตุเป็นผล พบว่า การส่งออกเป็นตัวขับเคลื่อนการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ในขณะเดียวกันการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจก็ส่งเสริมการส่งออกด้วย กล่าวคือ การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจและการส่งออกส่งผลกระทบซึ่งกันและกัน (Bidirectional Causality)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

มะกิเอะ อซาอิ (2549) การทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างรายได้ของภาครัฐบาลจากภาษีอากรกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทย โดยใช้วิธี Cointegration test และ Error Correction mechanism และการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล (Granger causality) โดยใช้ข้อมูล 2 ตัวแปรคือ รายได้จากภาษีอากรและผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ พบว่าการทดสอบ Unit Root ของทั้งสองตัวแปรมี order of integration เดียวกันคือ I(1) ส่วนการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาว ผลการวิเคราะห์พบว่าตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์กัน และเมื่อทดสอบการปรับตัวในระยะสั้น โดยให้ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเป็นตัวแปรต้น และรายได้จากภาษีอากรเป็นตัวแปรตาม พบว่ามีการปรับตัวในระยะสั้น ส่วนรายได้จากภาษีอากรเป็นตัวแปรต้นและผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเป็นตัวแปรตาม พบว่าไม่มีการปรับตัวในระยะสั้น และการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล พบว่า ตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์กันแบบสองทิศทาง

สวราชย์ ธีรการุณวงศ์ (2549) การทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างการลงทุนและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทย โดยใช้วิธี Cointegration และ Error Correction ตามวิธีของ โจแฮนเซ่น และจูเซเลียส ซึ่งเป็นแบบจำลองที่แสดงความสัมพันธ์ความสัมพันธ์ระหว่างผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศและมูลค่าการลงทุนรวมไปถึงภาษี การใช้จ่ายของรัฐบาล การส่งออกและปริมาณเงินในระบบเศรษฐกิจ ซึ่งจะจำแนกการลงทุนออกเป็นการลงทุนของภาครัฐและการลงทุนของภาคเอกชน โดยข้อมูลที่ศึกษาเป็นข้อมูลรายไตรมาสช่วงปี พ.ศ.2539 – พ.ศ. 2546

การทดสอบความสัมพันธ์ของการลงทุนและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจโดยใช้แบบจำลองให้การลงทุน ภาษี การใช้จ่ายของภาครัฐบาล มูลค่าการส่งออกและปริมาณเงินในระบบเศรษฐกิจเป็นตัวแปรอิสระ และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเป็นตัวแปรตาม ผลการวิเคราะห์พบว่าตัวแปรมูลค่าการส่ออกมีความสัมพันธ์กับปริมาณเงินอยู่ในระดับสูง และการทดสอบความสัมพันธ์ด้วยวิธีโคอินทิเกรชั่น โดยทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างการลงทุนรวมและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจพบว่าการลงทุนเป็นตัวขับเคลื่อนการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ เมื่อทดสอบความสัมพันธ์กันในระยะสั้นต่างมีการปรับตัวเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว ส่วนการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างการลงทุนภาคเอกชนและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ พบว่า การลงทุนภาคเอกชนเป็นตัวขับเคลื่อนการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ และเมื่อทดสอบความสัมพันธ์กันในระยะสั้นต่างมีการปรับตัวเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวอย่างช้าๆ และการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างการลงทุนของภาครัฐและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ พบว่า การลงทุนภาครัฐเป็นตัวขับเคลื่อนการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ และเมื่อทดสอบความสัมพันธ์กันในระยะสั้นต่างมีการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ปรับตัวเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว ซึ่งเมื่อเปรียบเทียบระหว่างการลงทุนของภาคเอกชนกับภาครัฐแล้วพบว่า การลงทุนภาคเอกชนเป็นตัวจักรสำคัญในการขับเคลื่อนเศรษฐกิจและทำให้เศรษฐกิจขยายตัวอย่างต่อเนื่องดังนั้นควรให้การขยายตัวของภาคเอกชนสูงกว่าการขยายตัวของผลิตภัณฑ์ภายในประเทศซึ่งจะทำให้สัดส่วนการลงทุนภาคเอกชนต่อผลิตภัณฑ์ภายในประเทศเพิ่มขึ้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved