บทที่ 3

ระเบียบวิธีวิจัย

3.1 ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

ในการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้ข้อมูลแบบพาแนล (panel data) ซึ่งเป็นข้อมูลที่มีลักษณะเป็นอนุกรมเวลา (time series data) ร่วมกับลักษณะภาคตัดขวาง (cross-sectional data) โดยประกอบด้วย อัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมระหว่างธนาคาร (interbank rate) และดัชนีราคาผู้บริโภค (consumer price index: CPI) ซึ่งเป็นข้อมูลรายเดือนย้อนหลัง 10 ปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 ถึง พ.ศ. 2553 ของประเทศสมาชิกกลุ่มอาเซียน 5 ประเทศ ได้แก่ ประเทศไทย มาเลเซีย ฟิลิปปินส์ อินโดนีเซีย และสิงคโปร์ รวมทั้งสิ้น 600 ตัวอย่าง ซึ่งข้อมูลทุติยภูมิดังกล่าวรวบรวมจากฐานข้อมูล data stream จากศูนย์การเงินและการลงทุน (Financial & Investment Centre: FIC)

3.2 แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

จากทฤษฎี The Fisher Effect กล่าวไว้ว่า “อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน (nominal interest rate) ของแต่ละประเทศ จะเท่ากับอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (real interest rate) บวกด้วยอัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเกิดขึ้น (expected inflation) ในประเทศนั้นๆ”

$$i = r + p$$

ในการศึกษาครั้งนี้จะทำการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยในรูปตัวเงินกับอัตราเงินเฟ้อเท่านั้น จึงกำหนดให้อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงเป็นค่าคงที่ ซึ่งสามารถเขียนในรูปแบบจำลองที่จะศึกษาได้ดังนี้

$$\ln(i)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(cpi)_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (3.1)$$

โดยที่ i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง ซึ่ง $i = 1, \ldots, 5$

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่ง $t = 1, \ldots, 120$

$\ln(i)_{it}$ คือ อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน (nominal interest rate) ซึ่งอยู่ในรูปลอกการิทึม

$\ln(cpi)_{it}$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภค (consumer price index: CPI) ซึ่งอยู่ในรูปลอกการิทึม

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

β_0 , β_1 คือ ค่าพารามิเตอร์

3.3 วิธีการศึกษา

3.3.1 การทดสอบความนิ่งของข้อมูลพาแนล (Panel Unit Root Tests)

เนื่องจากข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้เป็นข้อมูลที่มีลักษณะอนุกรมเวลาร่วมกับลักษณะภาคตัดขวาง โดยให้ y_{it} เป็นข้อมูลพาแนลของอัตราดอกเบี้ยในรูปตัวเงินและดัชนีราคาผู้บริโภค โดย i = 1, …, 5 เป็นข้อมูลภาคตัดขวางสำหรับแต่ละประเทศ และ t = 1,…,120 เป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนย้อนหลัง 10 ปีตั้งแต่เดือนมีนาคม 2543 ถึง เดือนกุมภาพันธ์ 2553 ดังนั้นจึงต้องมีการทดสอบความนิ่งของข้อมูล ตามวิธีของ Levin, Lin and Chu (LLC) (2002) panel unit root test, Breitung (2000) panel unit root test, Im, Pesaran and Shin (IPS) (2003) panel unit root test, Fisher type test panel unit root test โดยใช้ ADF และ PP- test (Maddala and Wu (1999) and Choi (2001)) และ Hadri (1999) panel unit root test ดังนี้

1) วิธีการทดสอบของ Levin, Lin, and Chu (LLC) (2002)

มีขั้นตอนการทดสอบ ดังนี้

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \qquad , m = 1, 2, 3 \tag{3.2}$$

โดย Δy_{it} คือ difference term ของ y_{it}

y_{it} คือ ข้อมูลพาแนล

δ คือ $\rho - 1$

p_i คือ จำนวน lag order สำหรับ difference terms

d_{mt} คือ จำนวนตัวแปรภายนอก (exogenous variable)

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

ขั้นตอนที่ 1 ทำการถดถอยสมการ ADF ของแต่ละหน่วยจากสมการ (3.2) ทำให้ได้ส่วนตกค้างคงเหลือสองตัว คือ สมการที่ (2.15) และ (2.16) จากบทที่ 2

ขั้นตอนที่ 2 ทำการคำนวณหาอัตราส่วนของค่าความแปรปรวนระยะสั้นกับค่าความแปรปรวนระยะยาวสำหรับแต่ละหน่วยภายใต้สมมติฐานหลักของยูนิทรูท

ขั้นตอนที่ 3 คำนวณหาค่า t-statistics โดยวิธี Pooled

ถ้าค่าสถิติ t - Statistic ของ $t_{\alpha}*$ จากสมการที่ (2.27) ในบทที่ 2 มีนัยสำคัญทางสถิติ (significant) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้า $t_{\alpha}*$ ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

2) วิธีทดสอบของ Breitung (2000) มีวิธีการทดสอบพาแนลยูนิทรูทเช่นเดียวกับ LLC test แต่การหาค่าตัวแทนแตกต่างกัน ดังเช่นสมการที่ (2.30) และ (2.31) จากบทที่ 2

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ

$$B_{nT} = \left[\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{nT^2} \right) \sum_{i=1}^{n} \sum_{i=2}^{T-1} (y_{it-1}*)^2 \right]^{-1/2} \left[\left(\frac{1}{\sqrt{nT}} \right) \left(\sum_{i=1}^{n} \sum_{i=2}^{T-1} (\Delta y_{it}*)(y_{it-1}*) \right) \right] \quad (3.3)$$

หรือ $$B_{nT} = \left[B_{2nT} \right]^{-\frac{1}{2}} B_{1nT} \quad (3.4)$$

โดย $\hat{\sigma}^2$ คือ ค่าประมาณของ σ^2

B_{nT} คือ ค่าสถิติ t - Statistic ของ Breitung

ถ้าค่าสถิติ t - Statistic ของ B_{nT} มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลักหรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้า B_{nT} ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลักหรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

3) วิธีทดสอบของ Im, Pesaran and Shin (2003) ใช้ Augmented Dickey – Fuller ในการทดสอบ

ค่าเฉลี่ยของค่าสถิติ t -Statistic สำหรับ α_i จากสมการที่ (3.2) คือ

$$\overline{t}_{NT} = \left(\sum_{i=1}^{N} t_{iT_i}(p_i) \right) / N \quad (3.5)$$

โดย $\overline{t}_{NT}$ มีการแจกแจงแบบปกติ และสามารถเขียนใหม่ได้เป็น

$$W_{\overline{t}NT} = \frac{\sqrt{N}\left(\overline{t}_{NT} - N^{-1} \sum_{i=1}^{N} E\left(\overline{t}_{iT}(p_i) \right) \right)}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^{N} Var(\overline{t}_{iT}(p_i))}} \to N(0,1) \quad (3.6)$$

โดย $W_{\overline{t}NT}$ คือ *W-Statistic*

ถ้า $W_{\bar{t}NT}$ มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแบบพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้า $W_{\bar{t}NT}$ ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแบบพาแนลมียูนิทรูท

4) วิธีทดสอบ Fisher type test โดยใช้ ADF และ PP- test (Maddala and Wu (1999) and Choi (2001) ใช้ Fisher's (P_{λ}) test ในการทดสอบโดยการรวมค่า p – value

ถ้าทั้ง Fisher's (P_{λ}) Test และ Z - statistic test มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้าทั้ง Fisher's (P_{λ}) Test และ Z – statistic test ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

5) วิธีทดสอบของ Hadri (1999) ทำการทดสอบจากส่วนที่คงเหลือ (residual) จากสมการ Ordinary Least Square ของ y_{it} ที่คงที่ (constant) และมีแนวโน้ม (trend)

จาก $$y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it} \tag{3.7}$$

โดย y_{it}	คือ	panel data ของอัตราดอกเบี้ยในรูปตัวเงินและดัชนีราคาผู้บริโภค ซึ่ง i = 1,2,…., 5 คือลำดับของข้อมูลตัดขวาง 5 ประเทศ และ t คือ 1,2,…,120 คือลำดับของข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนย้อนหลัง 10 ปี
δ_i	คือ	คือ ค่าคงที่ (constant term)
η_i	คือ	ค่าสัมประสิทธิ์ของ t หรือแนวโน้ม (trend)
ε_{it}	คือ	ส่วนคงเหลือ หรือส่วนตกค้าง (tesidual)

ให้ส่วนคงเหลือจากการถดถอย $\hat{\varepsilon}_{it}$ อยู่ในรูปของค่าสถิติ LM (LM statistic) โดยใช้ LM_1 ในกรณีเป็น homoskedasticity และใช้ LM_2 ในกรณี ที่เป็น heteroskedasticity ดังสมการที่ (2.43) และ (2.46) ในบทที่ 2 ตามลำดับ

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ Z - statistic ดังนี้

$$Z = \frac{\sqrt{N}(LM - \xi)}{\zeta} \rightarrow N(0,1) \tag{3.8}$$

โดย N คือ จำนวนค่าสังเกตในข้อมูลพาแนล

$\xi = 1/6$ และ $\zeta = 1/45$ ถ้าแบบจำลองมีค่าคงที่เพียงอย่างเดียว

(η_i มีค่าเป็นศูนย์สำหรับทุกๆ i)

$\xi = 1/15$ และ $\zeta = 11/6300$ สำหรับกรณีอื่น

ถ้าค่าสถิติ Z - statistic มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท แต่ถ้า Z - statistic ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

3.3.2 การทดสอบ Panel Cointegration Tests

การทดสอบ panel cointegration นั้น จะทำการทดสอบตามวิธีของ Padroni และ Kao ซึ่งมีพื้นฐานแนวคิดมาจาก Engle-Granger (1987) ในการทดสอบโคอินทิเกรชันสองขั้นตอน (two-step cointegration tests) นอกจากนั้ น ยังใช้วิธี การทดสอบแบบ Fisher test ซึ่งอิงแนวคิดแบบ Johansen tests

1) การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Pedroni (Engle-Granger based)

Pedroni เสนอวิธีการทดสอบโคอินทิเกรชันไว้หลายรูปแบบ ซึ่งสมมติให้พจน์ส่วนตัด (intercept) และค่าสัมประสิทธิ์ของค่าแนวโน้ม (trend coefficient) มีความแตกต่างกันได้ระหว่างข้อมูลแต่ละหน่วย พิจารณาจากสมการต่อไปนี้

$$\ln(i)_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{it} \ln(cpi)_{it} + e_{i,t} \qquad (3.9)$$

โดยที่ $t = 1,\ldots,120$; $i=1,\ldots,5$; ln(i) และ ln(cpi) ถูกสมมติให้มีลักษณะร่วมกันไป เมื่อข้อมูลมีลักษณะเป็น I(1) α_i คือ พจน์ส่วนตัด (intercept) δ_i คือสัมประสิทธิ์ของค่าแนวโน้ม (trend coefficient) ซึ่ง α_i และ δ_i อาจถูกเซตให้เท่ากับศูนย์ก็ได้

ภายใต้สมมติฐานหลักที่ว่าไม่มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน (no cointegration) ส่วนตกค้าง $e_{i,t}$ จะต้องมีลักษณะข้อมูลเป็น I(1) โดยส่วนตกค้างดังกล่าวจะได้มาจากการถดถอยสมการ (3.9) หลังจากนั้นก็นำไปทดสอบว่าเป็น I(1) หรือไม่ โดยการถดถอยช่วย (auxiliary regression) สำหรับข้อมูลแต่ละหน่วย (each cross-section)ดังนี้

$$\Delta e_{it} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \tag{3.10}$$

หรือ
$$\Delta e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{ij} \Delta e_{it-j} + \upsilon_{it} \tag{3.11}$$

สมมติฐานในการทดสอบ

H_0: $\rho_i = 0$ ไม่มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน (no cointegraion)

H_1: $\rho_i < 0$, $-2 < \rho_i < 0$ มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน

ค่าสถิติในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันของ Pedroni $\aleph_{N,T}$ ถูกสร้างขึ้นมาจากส่วนตกค้างจากทั้งสมการ (3.10) และ (3.11) Pedroni ได้ชี้ว่าสถิติมาตรฐาน (standardized statistic) ได้มีการแจกแจงแบบปกติเชิงเส้นกำกับ (asymptotically normally distribution)

$$\frac{\aleph_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{\upsilon}} \Rightarrow N(0,1) \tag{3.12}$$

โดย μ และ υ คือ Monte Carlo generated adjustment term

2) การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Kao (Engle-Granger based)

การทดสอบแบบ Kao มีวิธีพื้นฐานเช่นเดียวกับ การทดสอบแบบ Pedroni แต่กำหนดให้พจน์ส่วนตัด (intercept) และค่าสัมประสิทธิ์ของค่าแนวโน้ม (trend coefficient) มีค่าคงที่ในข้อมูลแต่ละหน่วย สำหรับการถดถอยขั้นแรก (the first-stage regression)

กรณีสองตัวแปร (bivariate case) ที่อธิบายโดย Kao (1999) แสดงได้ดังนี้

$$\ln(i)_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln(cpi)_{it} + e_{i,t} \tag{3.13}$$

สำหรับ
$$\ln(i)_{it} = \ln(i)_{it-1} + u_{it}$$

$$\ln(cpi)_{it} = \ln(cpi)_{it-1} + \varepsilon_{it} ,$$

$t = 1,\ldots,120$; $i=1,\ldots,5$

ส่วนมากเรามักจะถดถอยสมการ (3.13) ก่อน โดยกำหนดให้ α_i มีค่าแตกต่างกัน แต่ β_i จะต้องมีค่าคงที่ในข้อมูลแต่ละหน่วย และกำหนดให้ค่าสัมประสิทธ์ของค่าแนวโน้ม (trend coefficient) δ_i เท่ากับศูนย์ หลังจากนั้น Kao เสนอให้ถดถอยช่วยแบบรวมกลุ่ม (pooled auxiliary regression) ดังเช่นสมการที่ (2.55) หรือ (2.56) ในบทที่ 2

3) การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Fisher test ซึ่งอิงแนวคิดแบบ Johansen tests

Fisher (1932) ได้เสนอการทดสอบที่รวบรวมการทดสอบแต่ละตัว (combined individual independent tests) Maddala and Wu(1999) ได้ใช้ผลของ Fisher เพื่อที่จะเสนอแนวทางใหม่ในทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน โดยการรวมการทดสอบข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยเพื่อให้ได้การทดสอบทางสถิติแบบกลุ่มหรือ full panel

ถ้า π_i คือ p-value จากการทดสอบโคอินทิเกรชันแต่ละตัว สำหรับข้อมูลภาคตัดขวาง i ภายใต้ สมมติฐานหลักในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน

$$-2\sum_{i=1}^{N}\log\left(\pi_i\right)\rightarrow \chi^2{}_{2N} \qquad (3.14)$$

3.3.3 การประมาณค่า Pooled OLS

Pooled OLS เป็นการทดสอบอย่างง่าย โดยมีข้อสมมติว่าค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรในสมการมีค่าเท่ากันทุกประเทศ และตลอดช่วงเวลาที่พิจารณา ซึ่งไม่ได้ประมาณค่าความแตกต่างระหว่างประเทศในช่วงเวลาที่ศึกษา

แบบจำลองของ Pooled OLS คือ

$$d\ln(i)_{it} = \alpha_i + d\ln(cpi)'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (3.15)$$

โดยที่ i คือ อัตราดอกเบี้ยในรูปตัวเงิน

cpi คือ ดัชนีราคาผู้บริโภค

i = 1,…, 5 เป็นข้อมูลภาคตัดขวางสำหรับแต่ละประเทศ

t = 1,…,120 เป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนย้อนหลัง 10 ปี

3.3.4 การทดสอบโดยใช้ Fixed Effect Model

Fixed Effect Model เป็นโมเดลเชิงเส้นอย่างง่าย ที่ intercept term แปรผันไปตามแต่ละหน่วยเฉพาะ (ประเทศ) แบบจำลอง คือ

$$d\ln(i)_{it} = \alpha_i + d\ln(cpi)'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad ;\ \varepsilon_{it} \sim IID(0,\sigma_\varepsilon^2) \qquad (3.16)$$

โดย i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง ซึ่ง $i = 1, \ldots, 5$

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่ง $t = 1, \ldots, 120$

i_{it} คือ เวกเตอร์ $1x1$ ของอัตราดอกเบี้ยในรูปตัวเงิน

α คือ จำนวนจริง (Scalar)

β คือ เวกเตอร์ $Kx1$ ของค่าสัมประสิทธิ์

cpi_{it} คือ เวกเตอร์ $Kx1$ ของดัชนีราคาผู้บริโภค

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

3.3.5 การทดสอบโดยใช้ Random Effect Model

กำหนดให้ ε_{it} เป็นปัจจัยสุ่ม มีความเป็นอิสระ และมีกระจายเหมือนกันในแต่ละข้ามช่วงเวลา ดังนั้นเขียนแบบจำลอง Random Effect ได้ดังนี้

$$d\ln(i)_{it} = \mu + d\ln(cpi)'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \qquad (3.17)$$

โดย $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อนซึ่งประกอบด้วยสองส่วน ส่วนแรกเป็นค่าความคลาดเคลื่อนของแต่ละหน่วยเฉพาะซึ่งไม่ผันแปรตามช่วงเวลา ส่วนที่สองเป็นส่วนคงเหลือของค่าความคลาดเคลื่อนที่มีข้อสมมติว่าไม่มีความเกี่ยวข้องกันในแต่ละข้ามช่วงเวลาความสัมพันธ์ทั้งหมดของ error terms ในช่วงต่อของเวลาเป็นผลมาจากผลกระทบที่เกิดขึ้นเฉพาะ α_i จึงมีข้อสมมติว่า $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ มีความสัมพันธ์ที่เป็นอิสระและไม่ขึ้นอยู่กับ x_{it} นั่นแสดงให้เห็นว่าการคำนวณเพื่อหาค่า μ และ β โดยใช้ OLS estimator ไม่เบี่ยงเบนและมีค่าสม่ำเสมอ จากโครงสร้างของ error term แสดงให้เห็นว่า $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ เป็นส่วนหนึ่งของ autocorrelation (ปัญหาที่เกิดจากการที่ค่าความผันแปรที่ไม่สามารถอธิบายได้โดยตัวแปรอิสระในแบบจำลองที่มีการผันแปรอย่างเป็นแบบแผน) ดังนั้น จึงทำให้ค่าที่ได้ไม่ถูกต้องและถ้าใช้ GLS estimator จะมีประสิทธิภาพมากกว่า