บทที่ 3

ระเบียบวิธีวิจัย

3.1 ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

การศึกษาถึงผลของอัตราการขยายตัวของสัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝากที่มีต่ออัตราเงินเฟ้อใน 17 จังหวัดของภาคเหนือครั้งนี้ ได้ใช้ข้อมูลแบบทุติยภูมิ (Secondary data) ซึ่งเป็นข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) ร่วมกับข้อมูลภาคตัดขวาง (cross-sectional data) ซึ่งประกอบด้วยปริมาณเงินให้สินเชื่อ ปริมาณเงินฝาก และดัชนีราคาผู้บริโภค จำนวน 17 จังหวัดในภาคเหนือได้แก่ เชียงใหม่ เชียงราย ลำพูน ลำปาง อุตรดิตถ์ แพร่ น่าน พะเยา แม่ฮ่องสอน นครสวรรค์ กำแพงเพชร ตาก เพชรบูรณ์ อุตรดิตถ์ พิจิตร พิษณุโลก อุทัยธานี โดยใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2548 ถึงเดือนกันยายน พ.ศ.2553 รวมทั้งสิ้น 1,071 ตัวอย่างได้รวบรวมข้อมูลออนไลน์จากธนาคารแห่งประเทศไทย และสำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า กรมการค้าภายในกระทรวงพาณิชย์

3.2 แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

ในการศึกษาครั้งนี้จะทำการศึกษาความสัมพันธ์ของสัดส่วนเงินให้สินเชื่อต่อเงินฝากที่ส่งผลต่ออัตราเงินเฟ้อของจังหวัดในภาคเหนือ ซึ่งสามารถเขียนในรูปแบบจำลองที่จะศึกษาได้ดังนี้

$$CPI = f(CDR) \qquad (3.1)$$

โดย CPI = ดัชนีราคาผู้บริโภคระดับจังหวัด

CDR = สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝากระดับจังหวัด

จากสมการสามารถกำหนดให้อยู่ในรูป logarithmic และดัดแปลงสมการดังกล่าวเพื่อนำมาใช้ในงานวิจัยนี้แสดงดังสมการ

สาเหตุที่นำแบบจำลองที่แสดงในสมการ (3.2) มากำหนดให้อยู่ในรูป log-linear เนื่องจากการกำหนดในรูป log-linear นั้น จะทำให้ง่ายต่อการอธิบาย เพราะผลที่ได้

จากการทดสอบจะสามารถอ่านค่าได้เป็นเปอร์เซ็นต์ ซึ่งจะช่วยตัดปัญหาในเรื่องของความผิดพลาดในเรื่องของหน่วยของตัวแปรที่แตกต่างกันที่ใช้ในการวิเคราะห์ไปได้

$$\ln(CPI)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(CDR)_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (3.2)$$

โดย i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง ซึ่ง $i = 1,\ldots\ldots,17$

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่ง $t = 1,\ldots\ldots,63$

$\ln(CPI)_{it}$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคระดับจังหวัดซึ่งอยู่ในรูป logarithmic

$\ln(CDR)_{it}$ คือ สัดส่วนของสินเชื่อต่อเงินฝากในธนาคารพาณิชย์ระดับจังหวัดซึ่งอยู่ในรูป logarithmic

ε_{it} คือ ความคลาดเคลื่อน

และสมมติให้ β_0 , β_1, แสดงถึงร้อยละของการเปลี่ยนแปลงเมื่อตัวแปรอิสระเปลี่ยนแปลงไปจะส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราเงินเฟ้อในจังหวัดร้อยละเท่าใด

3.3 วิธีการศึกษา

3.3.1 การทดสอบ Panel Unit Root Test

เนื่องจากข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้เป็นข้อมูลที่มีลักษณะเป็นอนุกรมเวลาร่วมกับลักษณะภาคตัดขวาง โดยให้ y_{it} เป็นข้อมูล panel ของสัดส่วนเงินให้สินเชื่อต่อเงินฝากกับดัชนีราคาผู้บริโภค โดย i = 1,….,17 เป็นข้อมูลภาคตัดขวางสำหรับแต่ละจังหวัด และ t = 1,….63 เป็นข้อมูลอนุกรมรายเดือนย้อนหลัง ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2548 ถึง เดือนกันยายน 2553 ดังนั้นจึงต้องมีการทดสอบ Panel Unit Root Test 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 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)

มีขั้นตอนการทดสอบดังนี้

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad , m = 1, 2, 3 \tag{3.3}$$

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

y_{it} คือ ข้อมูล Panel

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 ของแต่ละหน่วย ทำให้ได้ส่วนตกค้างคงเหลือสองตัวจากสมการ (3.3)

ขั้นตอนที่ 2 ทำการคำนวณหาอัตราส่วนของค่าความแปรปรวนระยะสั้นกับค่าความแปรปรวนระยะยาวสำหรับแต่ละหน่วยภายใต้สมมติฐานหลักของ unit root

ขั้นตอนที่ 3 คำนวณหาค่า t-statistics โดยวิธี Pooled

ถ้าค่าสถิติ *t* - Statistic ของ $t_\alpha *$ จากสมการที่ (2.35) ในบทที่ 2 มีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูล panel ไม่มี unit root แต่ถ้า $t_\alpha *$ ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูล panel มี unit root

2) วิธีทดสอบของ Breitung (2000) มีวิธีการทดสอบ panel unit root เช่นเดียวกับ LLC test แต่การหาค่าตัวแทนแตกต่างกัน ดังเช่นสมการที่ (2.38) และ(2.39) ในบทที่ 2

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ

$$B_{nT} = \left[\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{nT^2}\right)\sum_{i=1}^{n}\sum_{i=2}^{T-1}(y_{it-1}*)^2\right]^{-1/2}\left[\left(\frac{1}{\sqrt{nT}}\right)\left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{i=2}^{T-1}(\Delta y_{it}*)(y_{it-1}*)\right)\right] \quad (3.4)$$

หรือ $$B_{nT} = \left[B_{2nT}\right]^{-\frac{1}{2}} B_{1nT} \quad (3.5)$$

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

B_{nT} คือ ค่าสถิติ *t* - Statistic ของ Breitung

ถ้าค่าสถิติ *t* - Statistic ของ B_{nT} มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูล panel ไม่มี unit root แต่ถ้า B_{nT} ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูล panel มี unit root 3) วิธีทดสอบของ Im, Pesaran and Shin (2003) ใช้ Augmented Dickey – Fuller ในการทดสอบ

ค่าเฉลี่ยของค่าสถิติ *t* -Statistic สำหรับ α_i คือ จากสมการที่ (3.3) คือ

$$\overline{t}_{NT} = \left(\sum_{i=1}^{N} t_{iT_i}(p_i)\right) / N \quad (3.6)$$

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

$$W_{\overline{t}NT} = \frac{\sqrt{N}\left(\overline{t}_{NT} - N^{-1}\sum_{i=1}^{N} E\left(\overline{t}_{iT}(p_i)\right)\right)}{\sqrt{N^{-1}\sum_{i=1}^{N} Var(\overline{t}_{iT}(p_i))}} \rightarrow N(0,1) \quad (3.7)$$

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

ถ้า $W_{\overline{t}NT}$ มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูล panel ไม่มี unit root แต่ถ้า $W_{\overline{t}NT}$ ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูล panel มี unit root

3) 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 หรือข้อมูล panel ไม่มี unit root แต่ถ้าทั้ง Fisher's (P_λ) Test และ Z – Statistic Test ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูล panel มี unit root

4) วิธีทดสอบของ Hadri (1999) ทำการทดสอบจากส่วนที่คงเหลือ (Residual) จากสมการOrdinary Least Square ของ y_{it} ที่คงที่ (Constant) และมีแนวโน้ม (Trend)

จาก $$y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it} \tag{3.8}$$

โดย y_{it} คือ panel data ของสัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝากและดัชนีราคาผู้บริโภค

i =1,2,3,….17 คือ ลำดับของข้อมูลภาคตัดขวาง 17 จังหวัด และ

t = 1,2,3…63 คือ ลำดับข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน

δ_i คือ ค่าคงที่ (Constant Term)

η_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ t หรือแนวโน้ม (Trend)

ε_{it} คือ ส่วนคงเหลือ หรือส่วนตกค้าง (Residual)

ให้ส่วนคงเหลือจากการถดถอย $\hat{\varepsilon}_{it}$ อยู่ในรูปของค่าสถิติ LM (LM Statistic) โดยใช้ LM_1 ในกรณีเป็น Homoskedasticity และใช้ LM_2 ในกรณี ที่เป็นHeteroskedasticity ดังสมการที่ (2.51) และ (2.54) ในบทที่ 2 ตามลำดับ

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ Z - Statistic ดังนี้

$$Z = \frac{\sqrt{N}(LM - \xi)}{\zeta} \rightarrow N(0,1) \tag{3.9}$$

โดย N คือ จำนวนค่าสังเกตในข้อมูล Panel

ξ = 1/6 และ ζ = 1/45 ถ้าแบบจำลองมีค่าคงที่เพียงอย่างเดียว

(η_i มีค่าเป็นศูนย์สำหรับทุกๆ i)

ξ = 1/15 และ ζ = 11/6300 สำหรับกรณีอื่น

ถ้าค่าสถิติ Z - Statistic มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูล panel มี unit root แต่ถ้า Z - Statistic ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูล panel ไม่มี unit root

3.3.2 การทดสอบ Panel Cointegration

การทดสอบ panel cointegration นั้น จะทำการทดสอบตามวิธีของ Padroni และ Kao ซึ่งมีพื้นฐานแนวคิดมาจาก Engle-Granger (1987) ในการทดสอบ cointegration มีสองขั้นตอน (two-step cointegration tests) นอกจากนี้ยังใช้วิธีทดสอบแบบ Fisher test ซึ่งอิงแนวคิดแบบ Johansen tests

1) การทดสอบ Panel Cointegration แบบ Pedroni (Engle-Granger based)

Pedroni เสนอวิธีการทดสอบ cointegration ไว้หลายรูปแบบ ซึ่งสมมติให้พจน์ส่วนตัด (intercept) และค่าสัมประสิทธิ์ของค่าแนวโน้ม (trend coefficient) มีความแตกต่างกันได้ระหว่างข้อมูลแต่ละหน่วยพิจารณาจากสมการต่อไปนี้

$$\ln(\text{CPI})_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{it} \ln(\text{CDR})_{it} + e_{i,t} \qquad (3.10)$$

โดย t = 1…..63; i = 1,….17 ln(CPI) และ ln(CR/DEP) ถูกสมมติให้มีลักษณะร่วมกันไปเมื่อข้อมูลมีลักษณะเป็น I(1) α_i คือพจน์ส่วนตัด (intercept) δ_i คือสัมประสิทธิ์ของค่าแนวโน้ม (trend coefficient) ซึ่ง α_i และ δ_i อาจจะเซตให้เท่ากับศูนย์ก็ได้

ภายใต้สมมติฐานหลักที่ว่าไม่มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน (no cointegration) ส่วนตกค้าง $e_{i,t}$ จะต้องมีลักษณะข้อมูลเป็น I(1) โดยส่วนตกค้างดังกล่าวจะได้มาจากการถดถอยสมการ (3.10) หลังจากนั้นก็นำไปทดสอบว่าเป็น I(1) หรือไม่ โดยการถดถอยช่วย (auxiliary regression) สำหรับข้อมูลแต่ละหน่วย (each cross-section)ดังนี้

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \qquad (3.11)$$

หรือ $$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{ij} \Delta e_{it-j} + \upsilon_{it} \qquad (3.12)$$

สมมติฐานในการทดสอบ

H_0 : $\rho_i = 1$ ไม่มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน (no cointegraion)

H_1 : $\rho_i < 1$, $-1 < \rho_i < 1$ มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน

ค่าสถิติในการทดสอบ panel cointegration ของ Pedroni $\aleph_{N,T}$ ถูกสร้างขึ้นมาจากส่วนตกค้างจากทั้งสมการ (3.11) และ (3.12) Pedroni ได้ชี้ว่าสถิติมาตรฐาน (standardized statistic) ได้มีการแจกแจงแบบปกติเชิงเส้นกำกับ (asymptotically normally distribution)

$$\frac{\aleph_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{\upsilon}} \Rightarrow N(0,1) \qquad (3.13)$$

โดย μ และ υ คือ Monte Carlo generated adjustment term

2) การทดสอบ Panel Cointegration แบบ 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

$$\ln(CPI)_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln(CDR)_{it} + e_{i,t} \tag{3.14}$$

สำหรับ $\ln(CPI)_{it} = \ln(CPI)_{it-1} + \mu_{it}$

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

$t = 1,\ldots..63 \; ; \; i = 1,\ldots 17$

ส่วนมากเรามักจะถดถอยสมการ (3.14) ก่อน โดยกำหนดให้ α_i มีค่าแตกต่างกัน แต่ β_i จะต้องมีค่าคงที่ในข้อมูลแต่ละหน่วย และกำหนดให้ค่าสัมประสิทธิ์ของค่าแนวโน้ม (trend coefficient) δ_i เท่ากับศูนย์ หลังจากนั้น Kao เสนอให้ถดถอยช่วยแบบรวมกลุ่ม (pooled auxiliary regression) ดังเช่นสมการที่ (2.63) หรือ (2.64) ในบทที่ 2

3) การทดสอบ Panel Cointegration แบบ Fisher test ซึ่งอิงแนวคิดแบบ Johansen tests (Combined Individual Tests (Fisher/Johansen)

Fisher (1932) ได้เสนอการทดสอบที่รวบรวมการทดสอบแต่ละตัว (individual independent tests) Maddala and Wu (1999) ได้ใช้ผลของ Fisher เพื่อที่จะเสนอแนวทางใหม่ในการทดสอบ Panel Cointegration โดยการรวมการทดสอบข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วย เพื่อให้ได้การทดสอบทางสถิติแบบกลุ่มหรือ full panel

ถ้า π_i คือ p-value จากการทดสอบ cointegration แต่ละตัว สำหรับข้อมูลภาคตัดขวาง i ภายใต้ สมมติฐานหลักในการทดสอบ panel cointegration

$$-2\sum_{i=1}^{N} \log(\pi_i) \rightarrow \chi^2_{2n} \tag{3.15}$$

3.3.3 การประมาณค่า Pooled OLS

Pooled OLS เป็นการทดสอบอย่างง่าย โดยมีข้อสมมติว่าค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรในสมการมีค่าเท่ากันทุกจังหวัด และตลอดช่วงเวลาที่พิจารณา ซึ่งไม่ได้ประมาณค่าความแตกต่างระหว่างจังหวัดในช่วงที่ศึกษา

แบบจำลองของ Pooled OLS คือ

$$d\ln(CPI)_{it} = \alpha_i + d\ln(CDR)'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \tag{3.16}$$

โดยที่ CPI คือ ดัชนีราคาผู้บริโภค

DEP คือ ปริมาณเงินฝากในธนาคารพาณิชย์

CDR คือ สัดส่วนเงินให้สินเชื่อกับเงินฝากในธนาคารพาณิชย์

i = 1,…..,17 เป็นข้อมูลภาคตัดขวางสำหรับแต่ละจังหวัด

t = 1,…..,64 เป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน

3.3.4 การทดสอบโดยใช้ Fixed Effect Model

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

$$d\ln(\mathrm{CPI})_{it} = \alpha_i + d\ln\,(CDR)'_{it}\beta + \varepsilon_{it}\ ,\ ;\ \varepsilon_{it} \sim IID\,(0, \sigma_\varepsilon^2) \tag{3.17}$$

โดยที่ i คือ เป็นข้อมูลภาคตัดขวางสำหรับแต่ละจังหวัด i = 1,…..,17

t คือ เป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน t=1,……,64

CPI_{it} คือ เวกเตอร์ 1×1 ของดัชนีราคาผู้บริโภค

α คือ จำนวนจริง (scalar)

β คือ เวกเตอร์ $k\times1$ ของค่าสัมประสิทธิ์

DEP_{it} คือ เวกเตอร์ $k\times1$ ของปริมาณเงินฝากในธนาคารพาณิชย์

CDR คือ เวกเตอร์ $k\times1$ ของสัดส่วนปริมาณเงินให้สินเชื่อต่อปริมาณเงินฝากในธนาคารพาณิชย์

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

3.3.5 การทดสอบโดยใช้ Random Effect Model

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

$$d\ln(\mathrm{CPI})_{it} = \mu + d\ln\,(CDR)'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \tag{3.18}$$

โดยที่ $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อนซึ่งประกอบด้วยสองส่วน ส่วนแรกเป็นค่าความคลาดเคลื่อนของแต่ละหน่วยเฉพาะซึ่งไม่แปรผันตามช่วงเวลา ส่วนที่สองเป็นส่วนคงเหลือของค่าความคลาดเคลื่อนที่มีข้อสมมติว่าไม่มีความเกี่ยวข้องกันในแต่ละข้ามช่วงเวลาความสัมพันธ์ทั้งหมดของ error term ในช่วงต่อของเวลาเป็นผลมาจากผลกระทบที่เกิดขึ้นเฉพาะ α_i จึงมีข้อสมมติว่า $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ มีความสัมพันธ์ที่เป็นอิสระ และไม่ขึ้นอยู่กับ x_{it} นั่นแสดงให้เห็นว่าการคำนวณเพื่อหาค่า μ และ β โดยใช้ OLS estimator ไม่เบี่ยงเบน และมีค่าสม่ำเสมอ จากโครงสร้างของ error term แสดงให้เห็นว่า $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ เป็นส่วนหนึ่งของ autocorrelation (ปัญหาที่เกิดจากการที่ค่าความผันแปรที่ไม่สามารถอธิบายได้โดยตัวแปรอิสระในแบบจำลองที่มีการผันแปรอย่างเป็นแบบแผน) ดังนั้น จึงทำให้ค่าที่ได้ไม่ถูกต้องและถ้าใช้ GLS estimator จะมีประสิทธิภาพมากกว่า

3.3.6 การประมาณค่าแบบจำลองด้วยวิธี Error Correction Mechanism

ถ้า y_t และ x_t ร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrated) หมายความว่า ตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (long term equilibrium relationship) แต่ในระยะสั้นอาจจะมีการออกนอกดุลยภาพ (disequilibrium) ได้ เพราะฉะนั้นเราสามารถจะให้พจน์ค่าความคลาดเคลื่อน (error term) ในสมการที่ร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrated) เป็นค่าความคลาดเคลื่อนดุลยภาพ (equilibrium error) และเราสามารถที่จะนำเอาพจน์ค่าความคลาดเคลื่อน (error term) นี้ไปผูกพฤติกรรมระยะสั้นกับระยะยาวได้ (Gujarati, 2003) ลักษณะสำคัญของตัวแปรร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrated variables) คือ วิถีเวลา (time path) ของตัวแปรเหล่านี้จะได้รับอิทธิพลจากการเบี่ยงเบน (deviations) จากดุลยภาพระยะยาว (long–run equilibrium) และถ้าระบบจะกลับไปสู่ดุลยภาพระยะยาว (long–run equilibrium) การเคลื่อนไหวของ ตัวแปรอย่างน้อยบางตัวแปรจะต้องตอบสนองต่อขนาดของการออกนอกดุลยภาพ (disequilibrium) ใน Error Correction Model (ใช้ชื่อย่อเช่นเดียวกันว่า ECM ซึ่งขึ้นอยู่กับความหมายในตอนนั้นว่าจะเน้นตรง Mechanism หรือ Model แต่ก็จะมีแนวคิดที่ใกล้เคียงกันมาก ตำราบางเล่มเรียก Error Correction Model (ECM) บางเล่มเรียก Error Correction Mechanism (ECM)) พลวัตพจน์ ระยะสั้น (short – term dynamics) ของตัวแปรในระบบจะได้รับอิทธิพลจากการเบี่ยงเบน (deviation) จาก ดุลยภาพสำหรับแบบจำลอง ECM ที่เสนอโดย Ling *et al*. (1998) สามารถเขียนได้ดังนี้

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \hat{e}_{t-1} + \alpha_3 \Delta x_t + \sum_{h=1}^{p} \alpha_{4h} \Delta x_{t-h} + \sum_{l}^{q} \alpha_{5l} \Delta y_{t-l} + \mu_t \qquad (3.19)$$

โดยที่ $\hat{e}_t$ คือ ส่วนตกค้างและส่วนที่เหลือ (residuals) ของสมการการถดถอยร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrating regression equation) ค่า α_2 จะให้ความหมายว่า α_2 ของความคลาดเคลื่อน (discrepancy) ระหว่างค่าสังเกตที่เกิดขึ้นจริง (actual) ของ y_t กับค่าที่เป็นระยะยาว (long run) หรือดุลยภาพ(equilibrium) ในคาบ (period) ที่แล้วจะถูกขจัดไป (eliminated) หรือถูกแก้ไขไป (corrected) ในแต่ละคาบ (period) ต่อมา (Gujarati, 2003) เช่น ในแต่ละเดือนแต่ละสัปดาห์หรือแต่ละไตรมาส นั่นคือ α_2 คือ สัดส่วนของการออกของดุลยภาพ (disequilibrium) ของ y ในคาบ (period) นี้ที่ถูกขจัดไปในคาบ (period) ต่อไป เป็นต้น

สำหรับรูปแบบ ECM ที่อ้างโดย Gujarati (2003) นั้น สามารถเขียนได้ ดังนี้

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \hat{e}_{t-1} + \alpha_3 \Delta x_t + \mu_t \qquad (3.20)$$

แต่รูปแบบ ECM ที่กล่าวถึงโดย Charemza and Deadman (1992) ไม่มีพจน์คงที่ (constant term) และล่าหรือล้าหลัง (lagged) ของ Δx ซึ่งสามารถแสดงได้ ดังนี้

$$\Delta y_t = \alpha_1 \hat{e}_{t-1} + \alpha_2 \Delta x_t + \mu_t \qquad (3.21)$$

โดยที่ α_l มีค่าเป็นลบ โดยที่ $-1 \le \alpha_1 < 0$ (Patterson,2000) สาเหตุที่ α_1 มีค่าเป็นลบ เพราะว่า ถ้า $\hat{e}_{t-1} > 0$ ดังนั้น $y_{t-1} > \alpha + \beta x_{t-1}$ ซึ่งเป็น y_{t-1} ที่เป้าหมายกล่าวอีกนัยหนึ่งก็คือ y_{t-1} มีค่าสูงกว่าเป้าหมายนั่นเอง และเพื่อให้ y อยู่บนเป้าหมาย y_t จะต้องมีค่าลดลง limit ล่างของ α_1 มีค่าเท่ากับ -1 หมายถึง การกำจัดการออกนอกดุลยภาพ (disequilibrium) ของคาบเวลา (period) ที่แล้วอย่างสมบูรณ์ ขนาดสัมบูรณ์ (absolute size) ของ α_1 ได้แสดงถึงความเร็วของการออกนอกดุลยภาพ (disequilibrium) ที่ได้ถูกขจัดออกไปหรือความเร็วของการปรับตัว (speed of adjustment) นั่นเอง โดยที่ดุลยภาพจะกลับมาเร็วขึ้น ถ้าค่าสัมบูรณ์ (absolute value) ของ α_1 มีค่ามากขึ้น ยกตัวอย่างเช่น ถ้า $\alpha_1 = -0.20$ หมายความว่า 20% ของการออกนอกดุลยภาพในเวลา t-1 ได้ถูกขจัดออกไปในคาบเวลา t ในขณะที่ ถ้า $\alpha_1 = -0.50$ หมายความว่า 50% ของการออกนอกดุลยภาพได้ถูกขจัดไปนั่นเอง (Patterson, 2000; Enders, 1995)

อย่างไรก็ตาม Enders (1995) ระบุ Error Correction Model (ECM) ดังนี้

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \hat{e}_{t-1} + \sum_{h=1}^{p} \alpha_{4h} \Delta x_{t-h} + \sum_{l=1}^{q} \alpha_{5l} \Delta y_{t-l} + \mu_{yt} \tag{3.22}$$

$$\Delta x_t = \beta_1 + \beta_2 \hat{e}_{t-1} + \sum_{m=1}^{r} \beta_{4m} \Delta x_{t-m} + \sum_{n=1}^{s} \beta_{5n} \Delta y_{t-n} + \mu_{xt} \tag{3.23}$$

โดยที่ไม่มีตัวแปร Δx_t ในสมการที่ (3.22) และ Δy_t ในสมการที่ (3.23) ซึ่งแตกต่างไปจากแบบจำลองที่ใช้โดย Ling *et al.* (1998)