บทที่ 3

ระเบียบวิธีวิจัย

3.1 ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

การวิเคราะห์ความสัมพันธ์ของทุนมนุษย์และการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจนี้ ใช้ข้อมูลทุติยภูมิแบบแพเนล (Panel data) เป็นรายปีย้อนหลัง 6 ปี ตั้งแต่ปี พ.ศ.2548 ถึงปี พ.ศ. 2553 จำนวน 31 ประเทศ มีรายละเอียดดังนี้

3.1.1 ข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อประชากร ณ ราคาคงที่ปี 2005 (หน่วย: ดอลลาร์สหรัฐ) จากฐานข้อมูลดัชนีการพัฒนาโลก (World Development Indicator: WDI)

3.1.2 ข้อมูลการลงทะเบียนเรียนในระดับประถมศึกษา มัธยมศึกษาและอุดมศึกษา (หน่วย: ร้อยละต่อ GDP) จากฐานข้อมูลดัชนีการพัฒนาโลก (World Development Indicator: WDI)

3.1.3 ข้อมูลปีเฉลี่ยของการได้รับศึกษา (หน่วย: ปี) จาก Human Development Reports: UNDP

3.2 วิธีการศึกษา วิธีวิเคราะห์ข้อมูล และสถิติที่ใช้ในการศึกษา

การศึกษาครั้งนี้ใช้ข้อมูลแพเนล ที่มีลักษณะของข้อมูลภาคตัดขวางและอนุกรมเวลาร่วมกัน โดยกำหนดให้ $\ln(\mathrm{GDP})_{it}$ แทนข้อมูลแพเนลของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อประชากร ณ ราคาคงที่ปี 2005 ในรูปลอการิทึมธรรมชาติ (Natural logarithm) และ $\ln(PRIM)_{it}$ แทนการลงทะเบียนเรียนในระดับประถมศึกษา $\ln(SEC)_{it}$ แทนการลงทะเบียนเรียนในระดับมัธยมศึกษา $\ln(TIT)_{it}$ แทนการลงทะเบียนเรียนในระดับอุดมศึกษา $\ln(MYOS)_{it}$ แทนปีเฉลี่ยของการศึกษา โดยมีข้อมูลภาคตัดขวางจำนวน 31 ประเทศ และข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวน 6 ปี ตั้งแต่ปี พ.ศ.2548 ถึงปี พ.ศ. 2553 ดังนั้น $i = 1, 2, \ldots, 31$ และ $t = 1, 2, \ldots, 6$

3.2.1 การทดสอบแพเนลยูนิทรูท (Panel unit root tests)

เนื่องจากข้อมูลแพเนลมีลักษณะของข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลาร่วมกัน จึงทำการทดสอบความนิ่งตัวแปร $\ln(\mathrm{GDP})_{it}$ และ $\ln(PRIM)_{it}$ $\ln(SEC)_{it}$ $\ln(TIT)_{it}$ $\ln(MYOS)_{it}$ ก่อน โดยใช้วิธีของ Im, Pesaran and Shin (IPS), Fisher type โดยใช้ ADF และ PP-test ที่กำหนดให้มีค่าคงที่ (Intercept) และแนวโน้มเวลา (Trend) แตกต่างกันไป

สมมติฐานในการทดสอบคือ

$H_0 : \rho = 0$ (ข้อมูลแพเนลมียูนิทรูท)

$H_a : \rho < 0$ (ข้อมูลแพเนลไม่มียูนิทรูท)

มีขั้นตอนการทดสอบดังนี้

$$\Delta \ln(\mathrm{GDP})_{it} = \rho \ln(\mathrm{GDP})_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta \ln(\mathrm{GDP})_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

$$\Delta \ln(PRIM)_{it} = \rho \ln(PRIM)_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta \ln(PRIM)_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (3.2)$$

$$\Delta \ln(SEC)_{it} = \rho \ln(SEC)_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta \ln(SEC)_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (3.3)$$

$$\Delta \ln(TIT)_{it} = \rho \ln(TIT)_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta \ln(TIT)_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (3.4)$$

$$\Delta \ln(MYOS)_{it} = \rho \ln(MYOS)_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta \ln(MYOS)_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (3.5)$$

โดยที่ $\Delta \ln(\mathrm{GDP})_{it}$ คือ ผลต่างของ $\ln(\mathrm{GDP})_{it}$

$\Delta \ln(PRIM)_{it}$ คือ ผลต่างของ $\ln(PRIM)_{it}$

$\Delta \ln(SEC)_{it}$ คือ ผลต่างของ $\ln(SEC)_{it}$

$\Delta \ln(TIT)_{it}$ คือ ผลต่างของ $\ln(TIT)_{it}$

$\Delta \ln(MYOS)_{it}$ คือ ผลต่างของ $\ln(MYOS)_{it}$

p_i คือ จำนวนLag orderของ $\Delta \ln(\mathrm{GDP})_{it}$ และ $\ln(PRIM)_{it}$ $\ln(SEC)_{it}$ $\ln(TIT)_{it}$ $\ln(MYOS)_{it}$

α_{mi} คือ เวกเตอร์ค่าสัมประสิทธิ์

d_{mt} คือ จำนวนของตัวแปรภายนอก

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

1. วิธีการทดสอบของ Im, Pesaran and Shin (IPS)

เป็นการทดสอบโดยใช้ Augmented Dickey-Fuller (ADF) ตามสมการ (3.1) (3.2) (3.3) (3.4) และ (3.5) โดยสมมติฐานในการทดสอบคือ

$H_0 : \rho_i = 0 \quad for \quad , \forall i$ (ข้อมูลแพเนลมียูนิทรูท)

$H_a : \begin{cases} \rho_i < 0 & for \quad i = 1, 2, \ldots, N_1 \\ \rho_i = 0 & for \quad i = N_1 + 1, \ldots N \end{cases}$ (ข้อมูลแพเนลไม่มียูนิทรูท)

จากข้อสมมติของ IPS ค่าสถิติที่ t_{IPS} ที่ใช้ทดสอบเป็นไปตามสมการ (3.6) คือ

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{N}\left(\bar{t} - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E\left[t_{iT} \mid \rho_i = 0\right]\right)}{\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \text{var}\left[t_{iT} \mid \rho_i = 0\right]}} \Rightarrow N(0,1) \qquad (3.6)$$

การพิจารณาค่าสถิติ ถ้าค่าสถิติ t_{IPS} ที่ได้จากการประมาณมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ (Critical) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลแพเนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้าค่าสถิติ t_{IPS} ที่ได้น้อยกว่าค่าวิกฤติแสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลแพเนลมียูนิทรูท

2. วิธีการทดสอบของ Fisher-type test

สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบ คือ

H_0 : ข้อมูลแพเนลมียูนิทรูท

H_a : ข้อมูลแพเนลไม่มียูนิทรูท

ทดสอบโดยรวมค่า p-value ของค่าสถิติที่ใช้ทดสอบความนิ่งของแต่ละหน่วยภาคตัดขวางจากสมการ ADF ตามสมการ (3.1) (3.2) (3.3) (3.4) และ (3.5) นั้นจะได้ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบตามสมการ (3.7) และ (3.8) ดังนี้

$$P = -2\sum_{i=1}^{N} \ln p_i \rightarrow \chi^2_{2N} \qquad (3.7)$$

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}}\sum_{i=1}^{N} \Phi^{-1}(p_i) \qquad (3.8)$$

การพิจารณาค่าสถิติ ถ้าค่า P-statistic และ Z-statistic ที่ได้จากการประมาณมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ (Critical) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลแพเนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้าทั้ง P-statistic และ Z-statistic ที่ได้น้อยกว่าค่าวิกฤติแสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลแพเนลมียูนิทรูท

เมื่อทำการทดสอบแพเนลยูนิทรูทของตัวแปร ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อประชากร ณ ราคาคงที่ปี 2005 ($\ln(\text{GDP})_{it}$) อัตราการลงทะเบียนเรียนในระดับประถมศึกษา $\ln(PRIM)_{it}$ อัตราการลงทะเบียนเรียนในระดับมัธยมศึกษา $\ln(SEC)_{it}$ อัตราการลงทะเบียนเรียนในระดับอุดมศึกษา $\ln(TIT)_{it}$ ปีเฉลี่ยของการศึกษา $\ln(MYOS)_{it}$ โดยใช้วิธีการทดสอบทั้ง 3 วิธีดังกล่าวแล้ว จากนั้นทำการพิจารณาเปรียบเทียบผลการทดสอบดังกล่าว ถ้าข้อมูลที่ได้มีลักษณะ $\mathrm{I}(1)$ (Order of integration One) ที่ระดับเดียวกันสามารถนำข้อมูลดังกล่าวไปทดสอบความสัมพันธ์ในระยาวโดยใช้วิธีแพเนลโคอินทิเกรชัน

3.2.2. การทดสอบแพเนลโคอินทิเกรชัน

การทดสอบแพเนลโคอินทิเกรชันในการศึกษานี้ เป็นการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างตัวแปร $\ln(\text{GDP})_{it}$ และ $\ln(PRIM)_{it}$ $\ln(SEC)_{it}$ $\ln(TIT)_{it}$ $\ln(MYOS)_{it}$ ว่าปัจจัยที่ทำการทดสอบนั้นมีอิทธิพลต่อกันหรือไม่ ด้วยวิธีการทดสอบ 2 วิธีได้แก่ วิธีทดสอบแบบ Kao และการทดสอบแบบ Pedroni ดังนี้

1. การทดสอบแพเนลโคอินทิเกรชันแบบ Kao (Kao test)

สมมติฐานหลักที่ใช้ทดสอบคือ $H_0 : \rho = 1$ (ไม่มีโคอินทิเกรชัน)

จากสมการแพเนลของตัวแปร $\ln(\text{GDP})_{it}$ และ $\ln(PRIM)_{it}$ $\ln(SEC)_{it}$ $\ln(TIT)_{it}$ $\ln(MYOS)_{it}$ ดังนี้

$$\ln(\text{GDP})_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln(\text{PRIM})_{it} + e_{i,t} \qquad (3.9)$$

$$\ln(\text{GDP})_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln(SEC) + e_{i,t} \qquad (3.10)$$

$$\ln(\text{GDP})_{it} = \alpha_i + \beta_i (TIT) + e_{i,t} \qquad (3.11)$$

$$\ln(\text{GDP})_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln(\text{MYOS})_{it} + e_{i,t} \qquad (3.12)$$

โดยที่ $i = 1, 2, ..., 31$ และ $t = 1, 2, ..., 6$ ที่ $\ln(\text{GDP})_{it}$ และ $\ln(PRIM)_{it}$ $\ln(SEC)_{it}$ $\ln(TIT)_{it}$ $\ln(MYOS)_{it}$ เป็น $\mathrm{I}(1)$ และค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบแบบ ADF ตามสมการ (3.13) คือ

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \dfrac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\dfrac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \dfrac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}} \qquad (3.13)$$

โดยที่ t_{ADF} คือ t-statistic ของ ρ จากสมการ $\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p} \vartheta_j \Delta\hat{e}_{it-j} + v_{itp}$

ถ้าค่าสถิติที่ได้จากการประมาณมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติแสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลแพเนลไม่มีโคอินทิเกรชัน แต่ถ้าค่าสถิติที่ได้จากการประมาณมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตแสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลแพเนลมีโคอินทิเกรชัน

2. การทดสอบแพเนลโคอินทิเกรชันแบบ Pedroni (Engle-Granger based)

สมมติฐานในการทดสอบคือกรณีที่ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน (Homogeneous)

$H_0 : \rho_i = 1$ (ไม่มีโคอินทิเกรชัน)

$H_a : (\rho_i = \rho) < 1$ (มีโคอินทิเกรชัน)

กรณีที่ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีลักษณะแตกต่างกัน (Heterogeneous)

$H_0 : \rho_i = 1$ (ไม่มีโคอินทิเกรชัน)

$H_a : \rho_i < 1$ (มีโคอินทิเกรชัน)

โดยสมมติให้ค่าคงที่ (Intercept) และค่าแนวโน้ม (Trend) มีความแตกต่างกันระหว่างข้อมูลแต่ละหน่วย จากสมการ

$$\ln(\text{GDP})_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i \ln(\text{PRIM})_{it} + e_{i,t} \tag{3.14}$$

$$\ln(\text{GDP})_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i \ln(SEC) + e_{i,t} \tag{3.15}$$

$$\ln(\text{GDP})_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i (TIT) + e_{i,t} \tag{3.16}$$

$$\ln(\text{GDP})_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i \ln(\text{MYOS})_{it} + e_{i,t} \tag{3.17}$$

โดยที่ $t = 1,\ldots,6, i = 1,\ldots,31, m = 1,\ldots M$ และกำหนดให้ $\ln(\text{GDP})_{it}$ และ $\ln(PRIM)_{it}$ $\ln(SEC)_{it}$ $\ln(TIT)_{it}$ $\ln(MYOS)_{it}$ นิ่งที่ $\mathrm{I}(1)$ ทำการถดถอยสมการ (3.14) (3.15) (3.16) และ (3.17) จะได้ส่วนที่เหลือ (Residual) จากนั้นทำการทดสอบส่วนที่เหลือดังกล่าวว่าเป็น $\mathrm{I}(1)$ หรือไม่

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบแพเนลโคอินทิเกรชันแบบ Pedroni ตามสมการ (3.18)

$$\frac{\aleph_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{\upsilon}} \Rightarrow N(0,1) \tag{3.18}$$

การพิจารณาคือ ถ้าค่าสถิติที่ได้จากการประมาณมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติแสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลแพเนลไม่มีโคอินทิเกรชัน แต่ถ้าค่าสถิติที่ได้จากการประมาณมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตแสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลแพเนลมีโคอินทิเกรชัน

3.2.3. การประมาณค่าแบบจำลองแพเนลโคอินทิเกรชัน

ในขั้นตอนนี้จะเป็นการประมาณค่าแบบจำลองเพื่อดูขนาดอิทธิพลของตัวแปรอัตราการลงทะเบียนเรียนในระดับประถมศึกษา ($\ln(PRIM)_{it}$) อัตราการลงทะเบียนเรียนในระดับมัธยมศึกษา ($\ln(SEC)_{it}$) อัตราการลงทะเบียนเรียนในระดับอุดมศึกษา ($\ln(TIT)_{it}$) ปีเฉลี่ยที่ได้รับการศึกษา ($\ln(MYOS)_{it}$) ว่าส่งผลต่อตัวแปรผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อประชากร ณ ราคาคงที่ ($\ln(\mathrm{GDP})_{it}$) มากน้อยเพียงใด โดยใช้วิธีการประมาณค่า 3 วิธี ได้แก่ การประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอย (β) ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary least square: OLS) และวิธีการโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized method of moments: GMM)

1. วิธีการประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square: OLS)

ทำการประมาณค่าตัวแปรทีละคู่ ดังนี้ 1. $\ln(\mathrm{GDP})_{it}$ และ ($\ln(PRIM)_{it}$) 2. $\ln(\mathrm{GDP})_{it}$ และ $\ln(SEC)_{it}$ 3. $\ln(\mathrm{GDP})_{it}$ และ ($\ln(TIT)_{it}$) 4. $\ln(\mathrm{GDP})_{it}$ และ ($\ln(MYOS)_{it}$) ด้วยวิธี OLS จะได้ตัวประมาณ OLS $\hat{\beta}_{OLS}$ จากสมการ (3.19) ดังนี้

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(X_{it} - \bar{X}_i\right)^2\right]^{-1} \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(X_{it} - \bar{X}_i\right)\left(Y_{it} - \bar{Y}_i\right) \tag{3.19}$$

จะได้

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(\ln(\mathrm{PRIM})_{it} - \ln(\overline{PRIM})_i\right)^2\right]^{-1} \times \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(\ln(\mathrm{PRIM})_{it} - \ln(\overline{PRIM})_i\right)\left(\ln(\mathrm{GDP})_{it} - \ln(\overline{\mathrm{GDP}})_i\right) \tag{3.20}$$

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(\ln(\mathrm{SEC})_{it} - \ln(\overline{SEC})_i\right)^2\right]^{-1} \times \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(\ln(\mathrm{SEC})_{it} - \ln(\overline{SEC})_i\right)\left(\ln(\mathrm{GDP})_{it} - \ln(\overline{\mathrm{GDP}})_i\right) \tag{3.21}$$

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(\ln(\mathrm{TIT})_{it} - \ln(\overline{TIT})_i\right)^2\right]^{-1} \times \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(\ln(\mathrm{TIT})_{it} - \ln(\overline{TIT})_i\right)\left(\ln(\mathrm{GDP})_{it} - \ln(\overline{\mathrm{GDP}})_i\right) \tag{3.22}$$

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(\ln(\mathrm{MYOS})_{it} - \ln(\overline{MYOS})_i\right)^2\right]^{-1} \times \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(\ln(\mathrm{MYOS})_{it} - \ln(\overline{MYOS})_i\right)\left(\ln(\mathrm{GDP})_{it} - \ln(\overline{\mathrm{GDP}})_i\right) \tag{3.23}$$

โดยที่ i	คือ	จำนวนประเทศที่ทำการศึกษา $i=1,\ldots,32$
t	คือ	จำนวนปีที่ทำการศึกษา $t=1,\ldots,6$
$\ln(\text{GDP})_{it}$	คือ	ตัวแปรตาม
$\ln(\text{PRIM})_{it}$	คือ	ตัวแปรอธิบาย
$\ln(\text{SEC})_{it}$	คือ	ตัวแปรอธิบาย
$\ln(\text{TIT})_{it}$	คือ	ตัวแปรอธิบาย
$\ln(\text{MYOS})_{it}$	คือ	ตัวแปรอธิบาย
$\ln(\overline{\text{GDP}})_{i}$	คือ	ค่าเฉลี่ยของ $\ln(\text{GDP})_{it}$
$\ln(\overline{PRIM})_{i}$	คือ	ค่าเฉลี่ยของ $\ln(\text{PRIM})_{it}$
$\ln(\overline{SEC})_{i}$	คือ	ค่าเฉลี่ยของ $\ln(\text{SEC})_{it}$
$\ln(\overline{TIT})_{i}$	คือ	ค่าเฉลี่ยของ $\ln(\text{TIT})_{it}$
$\ln(\overline{MYOS})_{i}$	คือ	ค่าเฉลี่ยของ $\ln(\text{MYOS})_{it}$

ซึ่งการประมาณค่าแบบจำลองที่มีสมมติฐานของค่าคงที่และสัมประสิทธิ์ที่แตกต่างกัน จึงต้องทดสอบว่าจะประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบใดระหว่างแบบจำลอง Fixed effects แบบจำลอง Random effects หรือ แบบจำลอง Pooled OLS

1.1. แบบจำลอง Fixed effects

ทำการถดถอยเชิงเส้นอย่างง่ายที่กำหนดให้ค่าคงที่ (Intercept term) มีการผันแปรตามแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง จากสมการ (3.24)

$$y_{it}=\alpha_i+x_{it}'\beta+\varepsilon_{it} \qquad \varepsilon_{it}\sim IID(0,\sigma_\varepsilon^2) \tag{3.24}$$

จะได้แบบจำลอง Fixed effects ของตัวแปร $\ln(\text{GDP})_{it}$ และ $\ln(PRIM)_{it}$ $\ln(SEC)_{it}$ $\ln(TIT)_{it}$ $\ln(MYOS)_{it}$ ดังนี้

$$\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{it}=\alpha_i+\beta\Delta\ln\left(PRIM\right)'_{it}+\varepsilon_{it} \tag{3.25}$$

$$\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{it}=\alpha_i+\beta\ln\left(SEC\right)'_{it}+\varepsilon_{it} \tag{3.26}$$

$$\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{it}=\alpha_i+\beta\Delta\ln\left(TIT\right)'_{it}+\varepsilon_{it} \tag{3.27}$$

$$\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{it}=\alpha_i+\beta\Delta\ln\left(MYOS\right)'_{it}+\varepsilon_{it} \tag{3.28}$$

ε_{it} $\varepsilon_{it} \sim IID(0,\sigma_{\varepsilon}^{2})$

โดยมีข้อสมมติคือ $\ln(PRIM)_{it}$ $\ln(SEC)_{it}$ $\ln(TIT)_{it}$ $\ln(MYOS)_{it}$ และ ε_{it} เป็นอิสระกันทุกค่า สามารถเขียนรูปแบบการถดถอยที่รวมเอาตัวแปรหุ่น (Dummy variable) สำหรับแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง i ในแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta\ln\left(\mathrm{GDP}\right)_{it} = \sum_{j=1}^{N}\alpha_i d_{ij} + \beta\Delta\ln\left(PRIM\right)'_{it} + \varepsilon_{it} \tag{3.29}$$

$$\Delta\ln\left(\mathrm{GDP}\right)_{it} = \sum_{j=1}^{N}\alpha_i d_{ij} + \beta\Delta\ln\left(SEC\right)'_{it} + \varepsilon_{it} \tag{3.30}$$

$$\Delta\ln\left(\mathrm{GDP}\right)_{it} = \sum_{j=1}^{N}\alpha_i d_{ij} + \beta\Delta\ln\left(TIT\right)'_{it} + \varepsilon_{it} \tag{3.31}$$

$$\Delta\ln\left(\mathrm{GDP}\right)_{it} = \sum_{j=1}^{N}\alpha_i d_{ij} + \beta\Delta\ln\left(MYOS\right)'_{it} + \varepsilon_{it} \tag{3.32}$$

โดยที่ $d_{ij} = 1$ ถ้า $i = j$ และ $d_{ij} = 0$ ถ้า $i \neq j$

1.2. แบบจำลอง Random effects model

ถ้ากำหนดให้ α_i เป็นตัวแปรสุ่ม (Random Factors) ที่เป็นอิสระและมีการแจกแจงในแต่ละหน่วย ดังนั้นจะได้แบบจำลอง Random effects ดังนี้

$$\Delta\ln\left(\mathrm{GDP}\right)_{it} = \mu + \beta\Delta\ln\left(PRIM\right)'_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \tag{3.33}$$

$$\Delta\ln\left(\mathrm{GDP}\right)_{it} = \mu + \beta\Delta\ln\left(SEC\right)'_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \tag{3.34}$$

$$\Delta\ln\left(\mathrm{GDP}\right)_{it} = \mu + \beta\Delta\ln\left(TIT\right)'_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \tag{3.35}$$

$$\Delta\ln\left(\mathrm{GDP}\right)_{it} = \mu + \beta\Delta\ln\left(MYOS\right)'_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \tag{3.36}$$

$$\varepsilon_{it} \sim IID(0,\sigma_{\varepsilon}^{2});$$

$$\alpha_i \sim IID(0,\sigma_{\alpha}^{2})$$

โดยที่ $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term) ที่ประกอบด้วย ส่วนประกอบเฉพาะแต่ละหน่วยภาคตัดขวางที่ไม่มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาและส่วนที่เหลือ ซึ่งสมมติให้ไม่มีความสัมพันธ์กันตลอดช่วงเวลา

1.3. การประมาณแบบ Pooled estimator

เป็นการวิเคราะห์ที่สมมติให้ค่าคงที่และสัมประสิทธิ์ของตัวแปรในสมการมีค่าเท่ากันทุกหน่วยภาคตัดขวาง (Individual) และช่วงเวลา (Time) ที่พิจารณา จะได้แบบจำลองของ Pooled OLS จากสมการ (201)

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (3.37)$$

สามารถเขียนได้ดังนี้

$$\Delta\ln(\mathrm{GDP})_{it} = \alpha_i + \Delta\ln(PRIM)'_{it}\,\beta_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (3.38)$$

$$\Delta\ln(\mathrm{GDP})_{it} = \alpha_i + \Delta\ln(SEC)'_{it}\,\beta_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (3.39)$$

$$\Delta\ln(\mathrm{GDP})_{it} = \alpha_i + \Delta\ln(TIT)'_{it}\,\beta_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (3.40)$$

$$\Delta\ln(\mathrm{GDP})_{it} = \alpha_i + \Delta\ln(MYOS)'_{it}\,\beta_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (3.41)$$

โดยที่ i คือ จำนวนประเทศที่ทำการศึกษา $i = 1,\ldots,31$

t คือ จำนวนปีที่ทำการศึกษา $t = 1,\ldots,6$

$\Delta\ln(\mathrm{GDP})_{it}$ คือ เวกเตอร์ 1×1 ของตัวแปร $\ln(\mathrm{GDP})_{it}$

$\Delta\ln(PRIM)_{it}$ คือ เวกเตอร์ $k\times1$ ของตัวแปร $\Delta\ln(PRIM)_{it}$

$\Delta\ln(SEC)_{it}$ คือ เวกเตอร์ $k\times1$ ของตัวแปร $\Delta\ln(SEC)_{it}$

$\Delta\ln(TIT)_{it}$ คือ เวกเตอร์ $k\times1$ ของตัวแปร $\Delta\ln(TIT)_{it}$

$\Delta\ln(MYOS)_{it}$ คือ เวกเตอร์ $k\times1$ ของตัวแปร $\Delta\ln(MYOS)_{it}$

β_{it} คือ เวกเตอร์ $k\times1$ ของค่าสัมประสิทธิ์

α_i คือ จำนวนจริง (ค่าคงที่)

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

2. วิธีการโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized method of moments: GMM)

ทำการประมาณค่าพารามิเตอร์โดยตรงจาก Moment condition ที่ใส่ในแบบจำลอง จากสมการพื้นฐาน

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_{it}\gamma + u_{it} \qquad (3.42)$$

สามารถเขียนได้เป็น

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \beta'(x_{it} - x_{i,t-1}) + \gamma'(z_{it} - z_{i,t-1}) + (u_{it} - u_{i,t-1}) \qquad (3.43)$$

โดยที่ i คือ จำนวนประเทศที่ทำการศึกษา $i = 1,\ldots,32$

t คือ จำนวนปีที่ทำการศึกษา $t = 1,\ldots,6$

y_{it} คือ $\Delta \ln\left(\text{GDP}\right)_{it}$

$y_{i,t-1}$ คือ $\Delta \ln\left(\text{GDP}\right)_{i,t-1}$

x_{it} คือ $\Delta \ln\left(\text{GDP}\right)_{it}$

$x_{i,t-1}$ คือ $\Delta \ln\left(\text{GDP}\right)_{i,t-1}$

α_i คือ จำนวนจริง (ค่าคงที่)

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

ซึ่งการประมาณค่าแบบจำลองที่มีสมมติฐานของค่าคงที่และสัมประสิทธิ์ที่แตกต่างกัน จะทดสอบว่าจะประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบใดระหว่างแบบจำลอง Fixed effects แบบจำลอง Random effects หรือ แบบจำลอง Pooled OLS ที่มีลักษณะเช่นเดียวกับ การประมาณค่าแบบ OLS ในข้อที่ 1.1, 1.2 และ 1.3

3.2.4 การหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้น (Error Correction Mechanism: ECM)

ถ้าตัวแปรผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อประชากร ณ ราคาคงที่ $\left(\ln\left(\text{GDP}\right)_{it}\right)$ และตัวแปรอัตราการลงทะเบียนเรียนในระดับประถมศึกษา ($\ln(PRIM)_{it}$) อัตราการลงทะเบียนเรียนในระดับมัธยมศึกษา ($\ln(SEC)_{it}$) อัตราการลงทะเบียนเรียนในระดับอุดมศึกษา ($\ln(TIT)_{it}$) ปีเฉลี่ยที่ได้รับการศึกษา ($\ln(MYOS)_{it}$) มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว (มีโคอินทิเกรชัน) จะทำการหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้นของตัวแปรทั้งสองเพื่อแสดงการปรับตัวของตัวแปรทั้งสองในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว จากสมการ (4.44)

$$\Delta Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 u_{it-1} + \alpha_3 \Delta X_{it} + \alpha_4 \sum_{h=1}^{p} \Delta X_{it-h} + \alpha_5 \sum_{j=0}^{q} \Delta Y_{it-j} + \varepsilon_{it} \tag{3.44}$$

จะได้แบบจำลอง ECM ของ $\ln\left(\text{GDP}\right)_{it}$ และ $\ln(PRIM)_{it}$ $\ln(SEC)_{it}$ $\ln(TIT)_{it}$ $\ln(MYOS)_{it}$ ดังนี้

$$\begin{aligned}
\Delta \ln\left(\text{GDP}\right)_{it} = {} & \alpha_1 + \alpha_2 u_{it-1} + \alpha_3 \Delta \ln\left(PRIM\right)_{it} + \alpha_4 \sum_{h=1}^{p} \Delta \ln\left(PRIM\right)_{it-h} \\
& + \alpha_5 \Delta \ln\left(SEC\right)_{it} + \alpha_6 \sum_{h=1}^{p} \Delta \ln\left(SEC\right)_{it-h} + \alpha_7 \Delta \ln\left(TIT\right)_{it} \\
& + \alpha_8 \sum_{h=1}^{p} \Delta \ln\left(TIT\right)_{it-h} + \alpha_9 \Delta \ln\left(MYOS\right)_{it} + \alpha_{10} \sum_{h=1}^{p} \Delta \ln\left(MYOS\right)_{it-h} \\
& + \alpha_{11} \sum_{j=0}^{q} \Delta \ln\left(\text{GDP}\right)_{it-j} + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \tag{3.45}$$

โดยที่ Δ คือ อนุพันธ์ลำดับที่ 1

ε_{it} คือ ตัวแปรความคลาดเคลื่อนแบบสุ่ม

3.2.5. การทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล (Granger causality test)

เพื่อทดสอบว่าตัวแปรตัวแปรผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศต่อประชากร ณ ราคาคงที่ $\left(\ln\left(\text{GDP}\right)_{it}\right)$ และอัตราการลงทะเบียนเรียนในระดับประถมศึกษา ($\ln(PRIM)_{it}$) อัตราการลงทะเบียนเรียนในระดับมัธยมศึกษา ($\ln(SEC)_{it}$) อัตราการลงทะเบียนเรียนในระดับอุดมศึกษา ($\ln(TIT)_{it}$) ปีเฉลี่ยที่ได้รับการศึกษา ($\ln(MYOS)_{it}$) มีความเป็นเหตุเป็นผลต่อกันหรือไม่

ในการทดสอบความเป็นเหตุเป็นแบบแพเนลต้องมีการระบุความสัมพันธ์ของตัวแปรก่อน โดยมีสมมติฐานหลักคือไม่มีความเป็นเหตุเป็นผลกันระหว่างตัวแปร ดังนั้นจะได้สมการการทดสอบตามแบบจำลองเชิงเส้นดังนี้

$$\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{J}\delta_i^j\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{J}\beta_i^j\Delta\ln\left(PRIM\right)_{i,t-j} + \varepsilon_{i,i} \quad (3.46)$$

$$\Delta\ln\left(PRIM\right)_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{J}\delta_i^j\Delta\ln\left(PRIM\right)_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{J}\beta_i^j\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{i,t-j}\, y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,i} \quad (3.47)$$

$$\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{J}\delta_i^j\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{J}\beta_i^j\Delta\ln\left(SEC\right)_{i,t-j} + \varepsilon_{i,i} \quad (3.48)$$

$$\Delta\ln\left(SEC\right)_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{J}\delta_i^j\Delta\ln\left(SEC\right)_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{J}\beta_i^j\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{i,t-j}\, y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,i} \quad (3.49)$$

$$\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{J}\delta_i^j\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{J}\beta_i^j\Delta\ln\left(TIT\right)_{i,t-j} + \varepsilon_{i,i} \quad (3.50)$$

$$\Delta\ln\left(TIT\right)_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{J}\delta_i^j\Delta\ln\left(TIT\right)_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{J}\beta_i^j\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{i,t-j}\, y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,i} \quad (3.51)$$

$$\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{J}\delta_i^j\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{J}\beta_i^j\Delta\ln\left(MYOS\right)_{i,t-j} + \varepsilon_{i,i} \quad (3.52)$$

$$\Delta\ln\left(MYOS\right)_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{J}\delta_i^j\Delta\ln\left(MYOS\right)_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{J}\beta_i^j\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{i,t-j}\, y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,i} \quad (3.53)$$

โดยที่ $i = 1,\ldots,6$ และ $t = 1,\ldots,31$ ซึ่ง $\varepsilon_{i,i}$ มีลักษณะเป็น i.i.d $\left(0,\sigma_{\varepsilon,i}\right)$

3.3 แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

การศึกษาในครั้งนี้ใช้แบบจำลองทางทฤษฎีตามการศึกษาของ Agiomirgianakis et al. (2002) ซึ่งเป็นแบบจำลองตามแนวคิดของ Solow (The Solow Model) โดย ฟังก์ชั่นการผลิตเป็น

$$Y(t) = K(t)^{\alpha} H(t)^{\beta} [A(t)L(t)]^{(1-\alpha-\beta)} \tag{3.54}$$

โดย Y(t) คือ ผลผลิต

H(t) คือ การสะสมทุนมนุษย์

K(t) คือ การสะสมทุนกายภาพ

L(t) คือ กำลังแรงงาน

A(t) คือ ระดับของเทคโนโลยี

การศึกษาของ Tallman และ Wang (1994) สมมุติให้ฟังก์ชั่นการศึกษาเป็น $H(t) = E(t)^{\varphi}$ เมื่อค่าของ φ เข้าใกล้ 1 จะทำให้หน่วยวัดของการศึกษาและทุนมนุษย์มีค่าเท่ากัน

โดยสมมุติให้ L(t) และ A(t) มีการเจริญเติบโตในอัตราคงที่และถูกกำหนดมาจากภายนอกโดยมีอัตรา n และ g ตามลำดับ ดังนั้น

$$L(t) = L(0)e^{nt} \tag{3.55}$$

$$A(t) = A(0)e^{gt} \tag{3.56}$$

ในการศึกษาครั้งนี้ไม่มีการคำนึงถึงการเสื่อมสภาพของทุนกายภาพและทุนมนุษย์ ดังนั้นการเพิ่มขึ้นสุทธิของทุนกายภาพและทุนมนุษย์เท่ากับ

$$\dot{K}(t) = s_K Y(t) \tag{3.57}$$

$$\dot{H}(t) = \dot{E}(t) = s_H Y(t) \tag{3.58}$$

โดยที่ $\dot{K}(t)$ คือ การเพิ่มขึ้นสุทธิของทุนกายภาพ ณ เวลา t

$\dot{H}(t)$ คือ การเพิ่มขึ้นสุทธิของทุนมนุษย์ ณ เวลา t

s_K คือ สัดส่วนของผลผลิตที่เกิดจากทุนกายภาพ

s_H คือ สัดส่วนของผลผลิตที่เกิดจากทุนมนุษย์

ดังนั้นจะได้สมการการเปลี่ยนแปลงของทุนกายภาพและทุนมนุษย์ ดังนี้

$$\dot{k} = s_K k(t)^{\alpha} h(t)^{\beta} - (n+g)k(t) \tag{3.59}$$

$$\dot{h} = s_H k^{\alpha}(t) h(t)^{\beta} - (n+g)h(t) \tag{3.60}$$

โดยที่ $k = K/AL$, $h = H/AL$ และ $y = Y/AL$

ที่ Steady State ปัจจัยทุนกายภาพและทุนมนุษย์ไม่มีการเปลี่ยนแปลงดังนั้น

$$k^* = \left[\frac{s_K^{(1-\beta)} s_H^{\beta}}{n+g} \right]^{(1/1-\alpha-\beta)} \tag{3.61}$$

$$h^* = \left[\frac{s_K^{\alpha} s_H^{(1-\alpha)}}{n+g} \right]^{(1/1-\alpha-\beta)} \tag{3.62}$$

และ

$$y^* = \left[\frac{s_K^{(1-\beta)} s_H^{\beta}}{n+g} \right]^{(1/1-\alpha-\beta)} \left[\frac{s_K^{\alpha} s_H^{1-\alpha}}{n+g} \right]^{(1/1-\alpha-\beta)} \tag{3.63}$$

$$= s_K^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}} s_H^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}} (n+g)^{-\frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta}} \tag{3.64}$$

เขียนอยู่ในรูป Natural logarithm ได้ดังนี้

$$\ln y^* = \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln s_K + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln s_H - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g) \tag{3.65}$$

สมการข้างต้นแสดงให้เห็นว่าผลผลิตต่อหัวขึ้นอยู่กับการเจริญเติบโตของประชากร การเจริญเติบโตของเทคโนโลยี การสะสมทุนกายภาพและการสะสมทุนมนุษย์ และยังชี้ให้เห็นว่าการเพิ่มขึ้นของการศึกษาหรือทุนมนุษย์ส่งผลให้เกิดการเพิ่มขึ้นในผลผลิตด้วย