บทที่ 4

โครงสร้างของแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

สมมติฐานการไล่ทันกันทางด้านเทคโนโลยีกล่าวว่า การที่ประเทศมีอัตราการเจริญเติบโตที่รวดเร็วแสดงให้เห็นถึงความล้าหลังทางเทคโนโลยีมาก เมื่อมีการไล่ทันกันทางเทคโนโลยีเกิดขึ้น จากการนำเข้าของเทคโนโลยีที่เข้ามาใช้ในการผลิต และแรงงานในประเทศเหล่านั้นสามารถดูดซับเอาเทคโนโลยีเข้าไปใช้ในขบวนการผลิต ส่งผลให้เศรษฐกิจเจริญเติบโตอย่างรวดเร็ว ในบทนี้จะเป็นการนำเสนอวิธีการวัดการไล่กันทางด้านเทคโนโลยี โดยเป็นวิธีการวัดที่ได้จากการศึกษาของDowrick (1992) การวัดในที่นี้เป็นการวัดที่อาศัยเครื่องหมายหน้าสัมประสิทธิ์จากรูปแบบฟังก์ชันการผลิตเป็นตัวทดสอบ และข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นแบบ pooling

ฟังก์ชันการผลิต

ฟังก์ชันการผลิต เป็นการแสดงความสัมพันธ์การผลิตระหว่างปัจจัยการผลิตและผลผลิตที่ผลิตได้ในช่วงระยะเวลาหนึ่ง หรือกล่าวอีกนัยหนึ่ง ฟังก์ชันการผลิตจะบอกให้รู้ถึงจำนวนสูงสุดของผลผลิตที่สามารถผลิตได้จากการใช้ปัจจัยการผลิตจำนวนหนึ่ง ภายใต้ของเทคโนโลยีการผลิตที่เป็นอยู่ในช่วงระยะเวลาในขณะนั้น สามารถเขียนอยู่ในรูปสมการทั่วไปดังนี้

$$Q = (X_1, X_2, \ldots, X_N)$$

โดย Q = ผลผลิต

$(X_1, X_2, \ldots, X_N)$ = ปัจจัยการผลิตที่ใช้มี Nตัวแปร

รูปแบบฟังก์ชันการผลิตในเชิงคณิตศาสตร์ อธิบายได้ว่า ผลผลิตQ ที่ได้ ขึ้นอยู่กับปัจจัยการผลิตชนิดต่างๆ $(X_1, X_2, \ldots, X_N)$ ที่ใช้ไปในการผลิต จากความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยการผลิตและผลผลิต เป็นเครื่องชี้ให้เห็นว่า ถ้าเมื่อใดที่มีการเปลี่ยนแปลงปัจจัยการผลิตแล้วจะก่อให้เกิดการเปลี่ยนแปลงต่อผลผลิตอย่างไร และความสัมพันธ์ที่น่าสนใจอีกประการของฟังก์ชันการ

ผลิตคือ ผลผลิตที่สนองตอบต่อการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยการผลิตในรูปแบบผลตอบแทนต่อขนาดของการผลิต (return to scale) ที่แบ่งออกเป็น 3 ลักษณะกล่าวคือ

1.) ถ้ามีการเพิ่มขึ้นของปัจจัยการผลิต ในปริมาณจำนวนหนึ่งแล้ว และทำให้ผลผลิตที่ได้รับมีปริมาณมากกว่าจำนวนผลผลิตที่ใช้ไปในการผลิต แสดงว่าการผลิตดังกล่าวอยู่ในระยะของผลตอบแทนต่อขนาดเพิ่มขึ้น (increasing return to scale)

2.) ถ้ามีการเพิ่มขึ้นของปัจจัยการผลิต ในปริมาณจำนวนหนึ่งแล้ว และทำให้ผลผลิตที่ได้รับมีปริมาณน้อยกว่าจำนวนผลผลิตที่ใช้ไปในการผลิต แสดงว่าการผลิตดังกล่าวอยู่ในระยะของผลตอบแทนต่อขนาดลดลง (decreasing return to scale)

3.) ถ้ามีการเพิ่มขึ้นของปัจจัยการผลิต ในปริมาณจำนวนหนึ่งแล้ว และทำให้ผลผลิตที่ได้รับมีปริมาณเท่ากับจำนวนผลผลิตที่ใช้ไปในการผลิต แสดงว่าการผลิตดังกล่าวอยู่ในระยะของผลตอบแทนต่อขนาดคงที่ (constant return to scale)

ผลจากความสัมพันธ์ดังกล่าว สามารถใช้เป็นแนวทางในการพิจารณาการผลิตได้อย่างมีประสิทธิภาพ

รูปแบบฟังก์ชันการผลิตที่ใช้ในทางเศรษฐศาสตร์มีหลายชนิด เช่น ฟังก์ชันในรูปเส้นตรง (linear function) ฟังก์ชันที่ไม่อยู่ในรูปเส้นตรง (non-linear function) ในการศึกษาครั้งนี้ใช้รูปแบบฟังก์ชั่นการผลิตแบบ Cobb-Douglas คุณสมบัติรูปแบบของฟังก์ชั่นการผลิตชนิดนี้พอสรุปได้ดังนี้

The Cobb-Douglas production function

$$Q = AK^{\alpha}L^{\beta} \qquad (1)$$

1.) สมการการผลิตแบบ Cobb-Douglas นั้นสามารถแปลงให้อยู่ในรูปสมการเส้นตรง (natural logarithms)ซึ่งทำให้สะดวกในการวิเคราะห์

2.) ค่าสัมประสิทธิ์ที่คำนวณได้ แสดงถึง ค่าความยืดหยุ่นต่อปัจจัยการผลิตที่เป็นประโยชน์ต่อการปรับปรุงการผลิตให้มีประสิทธิภาพสูงขึ้น ทั้งนี้เพราะ ค่าความยืดหยุ่นของปัจจัย

การผลิตคือค่าที่เปรียบเทียบระหว่างอัตราการเพิ่มขึ้นของผลผลิตต่ออัตราการเพิ่มขึ้นของปัจจัยการผลิต

3.) ผลิตภาพหน่วยสุดท้ายของแต่ละปัจจัยการผลิตจะลดลงเมื่อสัมประสิทธิ์ของปัจจัยการผลิตรวมกันเท่ากับหนึ่ง $(\alpha+\beta=1)$ เช่นเมื่อพิจารณาผลิตภาพหน่วยสุดท้ายของปัจจัยการผลิตแรงงาน (l)

$$Q = AK^{\alpha}L^{\beta}$$

$$\frac{\partial Q}{\partial L} = MP_L = \beta AK^{\alpha}L^{\beta-1}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial L^2} = \beta(\beta-1)AK^{\alpha}L^{\beta-2}$$

เมื่อ β มีค่ามากกว่าศูนย์ และค่า α ย่อมน้อยกว่าศูนย์ ดังนั้นค่า $\beta(\beta-1)AK^{\alpha}L^{\beta-2}$ ย่อมน้อยกว่าศูนย์ หมายความว่า ค่าความชันของ MP_L หรือก็คือส่วนเปลี่ยนแปลงของ MP_L จะค่อยลดลง

4.) เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์ของปัจจัยการผลิตของทุนและแรงงาน (α ,β) มีค่าคงที่ ดังนั้นความยืดหยุ่นของการทดแทนกันระหว่างทุนและแรงงานมีค่าเท่ากับหนึ่ง (σ = 1) อธิบายได้ว่าความสัมพันธ์ทางด้านราคาของปัจจัยการผลิตทั้งสองจะเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกันแต่ในทิศทางตรงกันข้าม และเป็นไปในรูปแบบผลตอบแทนต่อขนาดคงที่

5.) ผลตอบแทนต่อขนาดนั้นมีลักษณะ $\alpha + \beta > 1$ (increasing return to scale)

$\alpha + \beta < 1$ (decreasing return to scale)

$\alpha + \beta = 1$ (constant return to scale)

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ลักษณะรูปแบบทั่วไปของ Cobb-Douglas production function

$$Q_t = Ae^{\gamma} K_t^{\alpha} L_t^{(1-\alpha)} \qquad (2)$$

โดย A = ค่าคงที่

γ = เป็นความก้าวหน้าทางด้านเทคโนโลยีแบบเป็นกลางในลักษณะของ Hicks[1]

α = เป็นค่าพารามิเตอร์ของปัจจัยการผลิตทางด้านทุน

จากรูปแบบของ Cobb-Douglas production function สามารถแสดงถึงผลิตภาพหน่วยสุดท้ายของปัจจัยการผลิตทางด้านทุนและแรงงานดังนี้ (The marginal products of labor and capital)

$$\frac{\partial Q}{\partial K} = r = \frac{\alpha Q}{K} \qquad (3)$$

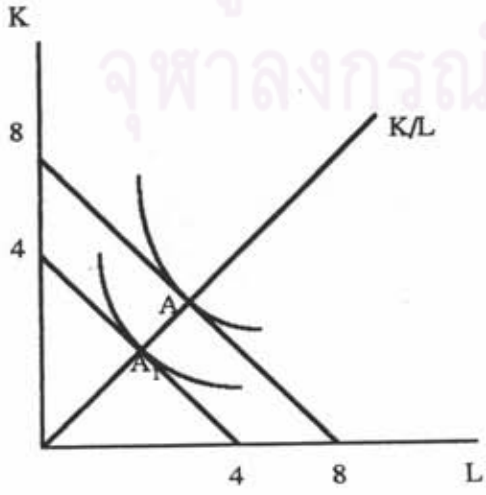
$$\frac{\partial Q}{\partial L} = w = \frac{(1-\alpha)Q}{L} \qquad (4)$$

หรือ

$$\alpha = \frac{\partial Q}{\partial K}\frac{K}{Q} = \frac{rK}{Q} \qquad (5)$$

---

[1]



ณ จุด A เป็นสภาพการผลิตก่อนมีความก้าวหน้าทางเทคโนโลยี จะผลิตสินค้า Xจำนวน 100 หน่วย โดยใช้ปัจจัยการผลิต, ทุน และแรงงานอย่างละ 8 หน่วย โดยอัตราส่วนทุนต่อแรงงานเท่ากับหนึ่งภายหลังจากความก้าวทางเทคโนโลยีเกิดขึ้น การผลิตจะอยู่ที่ A_1 โดยผลิตสินค้า X จำนวน 100 หน่วย เท่าเดิม แล้วใช้ปัจจัยทุนและแรงงานลดลง คือ ใช้อย่างละ 4 หน่วย ฉะนั้นอัตราส่วนทุนต่อแรงงานคงที่ (เท่ากับหนึ่ง)ตามราคาปัจจัยการผลิตเปรียบเทียบเท่ากับหนึ่ง ความก้าวหน้าแบบนี้เรียกว่า ความก้าวหน้าทางเทคโนโลยีแบบเป็นกลาง

$$(1-\alpha)=\frac{\partial Q}{\partial L}\frac{L}{Q}=\frac{wL}{Q} \qquad (6)$$

จากสมการที่ 5 จะแสดงให้เห็นถึงค่าความยืดหยุ่นของปัจจัยการผลิตทางด้านทุนคือ α .ในขณะที่สมการที่ 6 จะแสดงให้เห็นถึง ค่าความยืดหยุ่นของปัจจัยการผลิตทางด้านแรงงาน คือ (1-α) ซึ่งจากสมการจะแสดงให้เห็นว่าการผลิตนั้นเป็นไปในลักษณะของผลตอบแทนต่อขนาดคงที่ (constant return to scale production function)

ในส่วนของค่าความยืดหยุ่นทดแทนกันของปัจจัยการผลิตทางด้านทุนและแรงงาน σ สามารถแสดงได้ดังนี้

$$\sigma=\frac{d(\frac{K}{L})/(\frac{K}{L})}{d(\frac{w}{r})/(\frac{w}{r})} \qquad (7)$$

ก็คือ เปอร์เซนต์การเปลี่ยนแปลงของสัดส่วนทุน-แรงงาน ต่อเปอร์เซนต์การเปลี่ยนแปลงของค่าจ้าง-ดอกเบี้ย ถ้าสัดส่วนค่าจ้าง-ดอกเบี้ยเพิ่มขึ้นก็หมายความว่าทุนจะมีราคาแพงมากกว่าแรงงาน ผู้ประกอบการก็จะหันมาใช้แรงงานทดแทนทุนมากขึ้น

นำสมการที่ (4) หารด้วยสมการที่ (3) จะได้

$$\frac{w}{r}=\frac{(1-\alpha)K}{\alpha L} \qquad (8)$$

นำค่าที่ได้ในสมการที่ 8 ไปแทนในสมการที่ 7 จะได้ว่า

$$\sigma=\frac{d(\frac{K}{L})/(\frac{K}{L})}{[\frac{(1-\alpha)}{\alpha}d(\frac{K}{L})]/[\frac{(1-\alpha)}{\alpha}\frac{K}{L}]}$$

$$= 1$$

อธิบายได้ว่าความสัมพันธ์ทางด้านราคาของปัจจัยการผลิตทั้งสอง (ทุน, แรงงาน) จะเปลี่ยนแปลงในสัดส่วนเดียวกัน แต่ในทิศทางที่ตรงกันข้าม ซึ่งเป็นการแสดงให้เห็นถึงว่าคุลยภาพในส่วนแบ่งของรายได้นั้นคือ α และ 1-α มีลักษณะเป็นไปในรูปแบบของผลตอบแทนต่อขนาดคงที่ ในรูปแบบของ Cobb-Douglas Production Function

แบบจำลองและการประมาณการทางเศรษฐมิติ

โครงสร้างของแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

โครงสร้างของแบบจำลองที่เราจะทำการศึกษานั้นเป็นแบบจำลองการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของ Dowrick และ Nguyen ที่ได้พัฒนาเพื่อศึกษาถึงปัญหาการไล่ทันกันทางด้านเทคโนโลยี (catching up) โดยที่ Y แทนผลิตภาพของแรงงาน (Labor productivity) ซึ่งเป็นสัดส่วนระหว่างผลผลิต (aggregate output ; Q) กับจำนวนแรงงาน (employment ; L) ในขณะที่การผลิตนั้นเป็นฟังก์ชั่นของแรงงาน (employment ; L) ทุน (capital stock ; K) และการเติบโตของประสิทธิภาพการผลิตโดยรวม (growth in total factor productivity ; TFP) โดยเรากำหนดสัญลักษณ์ของตัวแปรที่ทำการศึกษามีลักษณะดังนี้ X_{it} (X=Y, Q, L, K) โดยที่ subscript แทนถึงประเทศ I (i=1,...,N) ในปี t (t=0,...,T)

โดยที่ระดับของตัวแปรเมื่อเปรียบเทียบกับประเทศที่ใช้เป็นเกณฑ์ ก็คือประเทศสหรัฐอเมริกา (ในที่นี้เราใช้ 1 แทนประเทศสหรัฐอเมริกา)

$$X_{it}^{*} = \frac{X_{it}}{X_{1t}}$$

อัตราการเจริญเติบโตของแต่ละปี

$$x_{it} = \ln X_{it} - \ln X_{i,t-1}$$

อัตราการเจริญเติบโตที่แตกต่างกัน เมื่อเปรียบเทียบกับประเทศที่ใช้เกณฑ์

$$x_{it}^{*} = \ln X_{it}^{*} - \ln X_{i,t-1}^{*}$$
$$= x_{it} - x_{1t}$$

โดยที่รูปแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาตั้งอยู่บนพื้นฐานของข้อสมมติดังต่อไปนี้

1) ทุนและแรงงานนั้นจะเติบโตในระดับคงที่ในทุกประเทศ ข้อสมมตินี้เป็นการอธิบายว่าเศรษฐกิจจะเข้าสู่ความเจริญแบบสมดุลที่เป็นไปตามทฤษฎีความเจริญแบบโซโล (Solow)

$$x_{it}=x_i \qquad \forall t, x=l,k$$

2) ฟังก์ชั่นการผลิตนั้นเป็นรูปแบบของ Cobb-Douglas แต่เราเพิ่ม γ ซึ่งเป็นการเจริญเติบโตทางเทคโนโลยีที่มาจากปัจจัยภายนอก และ Fit ซึ่งเป็นฟังก์ชั่นการไล่ทันกันทางด้านประสิทธิภาพการผลิตโดยรวม (TFP catch-up) โดยใช้เป็นเกณฑ์ในการเปรียบเทียบกับผู้นำทางด้านเทคโนโลยี ดังนั้น γ จะเป็นตัวแทนของอัตราการเจริญเติบโตของประสิทธิภาพการผลิตโดยรวม (TFP) ของประเทศผู้นำ ในขณะที่ F เป็นตัวแทนของแหล่งที่มาของการเจริญเติบโตของประสิทธิภาพการผลิตโดยรวม (TFP) ของประเทศที่มีฐานะเป็นผู้ตาม ข้อสมมตินี้เป็นการอธิบายว่าในการกำหนดรูปแบบของแบบจำลองแบบ Cobb-Douglas นั้นเนื่องจากแบบจำลองการผลิตดังกล่าวสามารถพิสูจน์ได้ว่า สัดส่วนของทุนต่อแรงงานมีค่าคงที่ [2]

$$\ln Q_{it} = A_i + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \gamma t + \lambda \ln F_{it} \qquad (9)$$

---

[2] วิธีการพิสูจน์

$Y = AK^{\alpha}L^{1-\alpha} \quad 0<\alpha<1 \;,\; A>0$

$s.t. \quad rk + wl$

$\max \quad AK^{\alpha}L^{1-\alpha} - rk - wl$

$\alpha AK^{\alpha-1}L^{1-\alpha} - r = 0 \;\Rightarrow \alpha AK^{\alpha-1}L^{1-\alpha} = r$

$(1-\alpha)AK^{\alpha}L^{-\alpha} - w = 0 \Rightarrow (1-\alpha)AK^{\alpha}L^{-\alpha} = w$

จากเงื่อนไข MPP=P

$$\frac{wl}{Y} = \frac{(1-\alpha)AK^{\alpha}L^{1-\alpha}L}{Y} = \frac{(1-\alpha)AK^{\alpha}L^{1-\alpha}}{AK^{\alpha}L^{1-\alpha}}$$

$$\frac{wl}{Y} = (1-\alpha)$$

$$\frac{rk}{Y} = \frac{\alpha AK^{\alpha-1}L^{1-\alpha}K}{AK^{\alpha}L^{1-\alpha}} = \alpha$$

$$\alpha + (1-\alpha) = 1$$

3.) อัตราการเจริญเติบโตในแต่ละปีของการไล่ทันกันของประสิทธิภาพการผลิตโดยรวม (การไล่ทันทางด้านเทคโนโลยี) จะมีความสัมพันธ์ในลักษณะแปรผกผันกับระดับของผลิตภาพของแรงงานเมื่อเปรียบเทียบกับประเทศที่ใช้เป็นเกณฑ์ ข้อสมมตินี้เป็นไปตามสมมติฐานการไล่ทันกันทางเทคโนโลยี ที่ว่า การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจจะแปรผกผันกับผลิตภาพแรงงาน

$$\frac{F_{it}}{F_{i,t-1}} = \frac{1}{Y^*_{i,t-1}}$$

จากความสัมพันธ์ดังกล่าวเมื่อ take natural log (ln) ลงไปจะได้

$$\ln F_{it} - \ln F_{i,t-1} = -\ln Y^*_{i,t-1}$$

$$f_{it} = -\ln Y^*_{i,t-1}$$

จากรูปแบบความสัมพันธ์ทางการผลิตในข้อสมมติที่ 2 เมื่อนำมา take difference และนำความสัมพันธ์ที่ได้จากข้อสมมติที่ 3 แทนค่าลงไป จะได้

$$q_{it} = \gamma + \alpha k_{it} + \beta l_{it} - \lambda \ln Y^*_{i,t-1} \qquad (10)$$

4) จากการที่เราขาดข้อมูลของการประมาณค่าของ capital stock ในแต่ละประเทศที่ทำการศึกษา เราจึงใช้ proxy ในการวัดการเจริญเติบโตของทุนแทน โดยการเอาสัดส่วนของทุนต่อผลผลิตมาเป็น proxy แทน เนื่องจากการที่เรากำหนดให้สัดส่วนของทุน (capital) ต่อผลผลิตคงที่ในทุก ๆ ประเทศ ดังนั้น อัตราการเจริญเติบโตของทุนจึงเท่ากับสัดส่วนของการลงทุน (investment) กับทุน (capital)

$$k_{i,t} = \ln\left(\frac{K_{i,t-1} + I_{i,t-1}}{K_{i,t-1}}\right)$$

$$\approx \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1}$$

$$= \left(\frac{I}{Q}\right)_{i,t-1}\left(\frac{Q}{K}\right)_{i,t-1}$$

ถ้า $(\frac{Q}{K})_{i,t-1}$ มีค่าคงที่ จะได้ตัว proxyในการวัดการเจริญเติบโตของทุนดังนี้

$$k_{it} = (\frac{I}{Q})_{i,t-1}$$

เมื่อนำค่าที่ได้จากข้อสมมติที่ 4 ไปแทนลงในสมการที่ (10) จะได้ว่า

$$q_{it} = \gamma + \alpha(\frac{I}{Q})_{i,t-1} + \beta l_{it} - \lambda \ln Y^{*}_{i,t-1} + \varepsilon_i \qquad (11)$$

จากแบบจำลองที่ 11 จะพบได้ว่า อัตราการเจริญเติบโตของ GDP นั้น จะขึ้นอยู่กับอัตราการเจริญเติบโตของปัจจัยการผลิต, อัตราการเปลี่ยนแปลงของเทคโนโลยีที่เกิดจากปัจจัยภายนอก และผลิตภาพของแรงงานเมื่อเปรียบเทียบกับประเทศที่เป็นผู้นำทางด้านเทคโนโลยี

จากแบบจำลองดังกล่าวข้างต้นจะพบว่าการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจนั้นตั้งอยู่บนพื้นฐานของทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจแบบของ Neoclassical ที่ว่า เทคโนโลยีเปรียบเสมือนกับปัจจัยภายนอกที่เกิดจากฟ้าประทานมา โดยไม่ต้องลงทุนลงแรง ซึ่งลักษณะการอธิบายดังเช่นนี้ห่างไกลจากความเป็นจริง เพราะไม่ได้หันไปพิจารณาที่ว่า ความก้าวหน้าของเทคโนโลยีเป็นกระบวนการที่ขึ้นอยู่กับลักษณะการเรียนรู้ (learning by doing)[3] จำนวนเงินที่ระบบเศรษฐกิจใช้จ่ายไปเพื่อการค้นคว้าและวิจัย (research and development , r&d) และการใช้จ่ายไปเพื่อการปรับปรุงระดับการศึกษาของชาติ

จากแบบจำลองที่ 9 ที่ได้กล่าวมาข้างต้นจะพบว่ารูปแบบของแบบจำลองทางการผลิตมีลักษณะดังนี้

$$Q_t = Ae^{\pi} K^{\alpha} L^{\beta} F^{\lambda} \qquad (12)$$

จะเห็นว่า $A(t) = Ae^{\pi}$ ซึ่งมีลักษณะของความก้าวหน้าทางเทคโนโลยีแบบเป็นกลางตามคำจำกัดความของ Hicks

---

[3] Arrow, Kennth J., "The Economic Implications of Learning by Doing," Review of Economic Studies 29 (June 1962) : p. 155-173.

ในทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจแบบใหม่ (Endogeneous Growth Theory) นั้น ให้ความสำคัญยิ่งความก้าวหน้าทางเทคโนโลยีนั้นไม่ได้เกิดจากการที่ฟ้าประทานมา แต่เกิดจากการเร่งรัดและค้นคว้าของมนุษย์ (Technological advance comes from things that people do.) [4]

เมื่อพิจารณาถึงความก้าวหน้าทางเทคโนโลยีเป็นที่เกิดจากปัจจัยภายใน จากการใช้จ่ายเพื่อการวิจัยและพัฒนา สามารถเขียนในลักษณะของความสัมพันธ์ได้ดังนี้

$$A(t) = Ae^{x}R^{\theta} \qquad (13)$$

นำค่าในสมการที่ (13) ลงไปแทนในสมการที่ (12) แล้ว take natural log ลงไปจะได้ว่า

$$\ln Q_{it} = A_i + \gamma t + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \theta \ln R_{it} + \lambda \ln F_{it} \qquad (14)$$

จากสมการที่ (12) เมื่อ take partial derivative ลงไปจะได้ว่า

$$q_{it} = \gamma + \alpha k_{it} + \beta l_{it} + \theta r_{it} - \lambda \ln Y^{*}_{it-1} \qquad (15)$$

จาก θr_{it} ในสมการที่ (15)

$$\theta r_{it} = \frac{\theta(dR_{it}/dt)}{R_{it}} = \frac{\partial Q_{it}}{\partial R_{it}} \frac{dR_{it}/dt}{Q_{it}}$$

$$= \frac{\theta(dR_{it}/dt)}{Q_{it}}$$

เนื่องจากว่าในการศึกษาถึงค่าใช้จ่ายในการวิจัยและพัฒนานั้นในแต่ละปีนั้น เรากำหนดให้มีค่าเท่ากับการเปลี่ยนแปลงของค่าใช้จ่ายเพื่อการวิจัยและการพัฒนาในปีนั้น หรือกล่าวในอีก

---

[4] Romer Paul M ., "The Origin of Endogeneous Growth ," Journal of Economic Perspective 8 (Winter 1994) : p. 12.

ทำนองที่ว่า เรากำหนดให้การเสื่อมลง (depreciation) ของการลงทุนในการใช้จ่ายเพื่อการวิจัยและพัฒนามีค่าน้อย และมีผลกระทบต่อการลงทุนทางด้านนี้น้อยมาก เพียงพอที่จะละเลยได้[5]

โดยที่ ϕ = ผลผลิตส่วนเพิ่มจากปัจจัยการผลิตทางด้านค่าใช้จ่ายเพื่อการวิจัยและพัฒนา

= marginal output of research and development input

$\frac{dR_{it}}{dt}\frac{1}{Q_{it}}$ = ค่า proxy ของค่าใช้จ่ายเพื่อการวิจัยและพัฒนาในการเพิ่มผลผลิต = $\frac{R}{Q}$

ดังนั้น เมื่อนำผลจากข้อสมมติที่ (4) และค่าที่ได้ในสมการที่ (8) แทนลงไปในสมการที่ (7) จะได้รูปแบบสมการดังนี้

$$q_{it} = \gamma + \alpha(\frac{I}{Q})_{i,t-1} + \beta l_{it} + \phi(\frac{R}{Q})_{it} - \lambda \ln Y^{*}_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \qquad (16)$$

จากแบบจำลองที่ 16 จะพบว่า อัตราการเจริญเติบโตของ GDP นั้นยังขึ้นอยู่กับค่าใช้จ่ายทางการวิจัยและพัฒนาอีกด้วย

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

[5] Mansfield Edwin, "Basic Research and productivity increase in manufacturing," American Economic Review 70 (1980) : p. 863-873.

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

ในการศึกษาเปรียบเทียบระหว่างประเทศ (cross-country) นั้นเราจำเป็นต้องมีการปรับข้อมูลให้มีหน่วยเดียวกัน ในการศึกษาครั้งนี้ได้มีการนำข้อมูลมาปรับโดยวิธี World Bank Atlas[6] เป็นวิธีที่นำเอาอัตราแลกเปลี่ยนในปีปัจจุบันกับอัตราแลกเปลี่ยนในสองปีก่อนหน้ามาเฉลี่ย การที่ไม่นำเอาอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราในแต่ละปีมาปรับข้อมูลโดยตรงเพื่อที่จะหลีกเลี่ยงการเคลื่อนไหวขึ้นลงของอัตราแลกเปลี่ยนในแต่ละปี โดยสูตรที่ใช้ในการปรับจากสกุลเงินท้องถิ่นให้เป็นสกุลเงินดอลล่าร์สำหรับในปีที่ t เป็นดังนี้

$$e^{*}_{t-2,t} = \frac{1}{3}[e_{t-2}(\frac{P_t}{P_{t-2}} / \frac{P^{\$}_t}{P^{\$}_{t-2}}) + e_{t-1}(\frac{P_t}{P_{t-1}} / \frac{P^{\$}_t}{P^{\$}_{t-1}}) + e_t]$$

โดยที่ P_t = GDP deflator สำหรับปีที่ t

e_t = อัตราแลกเปลี่ยนเฉลี่ย(สกุลเงินท้องถิ่นต่อดอลล่าร์สหรัฐฯ)สำหรับปีที่ t

$P^{\$}_t$ = US GDP deflator สำหรับปีที่ t

ลักษณะของข้อมูลที่เราใช้ในการศึกษาในส่วนของการวัดมูลค่ารวมของสินค้าและบริการที่ผลิตขึ้นในระบบเศรษฐกิจก็คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ (Gross Domestic Product หรือ GDP) ซึ่งแนวคิดของ GDP เป็นการวัดจากมูลค่าเพิ่มเพื่อมิให้เกิดปัญหาของการนับซ้ำ (GDP) เราใช้ข้อมูลของผลผลิต ณ ระดับราคาคงที่ปี 1987 ซึ่งลักษณะของข้อมูลนี้เป็นข้อมูลที่อยู่ในรูปแบบของมูลค่าผลผลิตที่อยู่ในสกุลเงินสหรัฐอเมริกา ในส่วนของปัจจัยการผลิตนั้นประกอบไปด้วย ข้อมูลทางด้านการไล่ทันกันทางด้านเทคโนโลยี การลงทุน กำลังแรงงาน และค่าใช้จ่ายเพื่อการวิจัยและการพัฒนา

---

[6] World Tables 1991 (World Bank Publications, 1991), p. VIII.

การไล่ทันกันทางด้านเทคโนโลยี (Total Factor Productivity Catch-Up)

ลักษณะของข้อมูลการไล่ทันกันทางด้านเทคโนโลยีนั้นมักจะวัดในรูปของรายได้ต่อหัวหรือรายได้ต่อหัวสัมพัทธ์ (relative per capita income) ซึ่งก็คือ สัดส่วนของรายได้ต่อหัวของประเทศหนึ่งต่อรายได้ต่อหัวของประเทศที่ก้าวหน้าที่สุด โดยทั่วไปจะใช้ประเทศสหรัฐอเมริกาเป็นเกณฑ์เปรียบเทียบ ซึ่งคำนวณได้จากข้อสมมติที่ 3 ดังนี้ $Y^{*}_{i,t-1} = \frac{Y_{i,t-1}}{Y_{1,t-1}}$ เมื่อกำหนดให้ i = แทนประเทศที่ทำการศึกษา (ไต้หวัน, ฮ่องกง, เกาหลี, สิงคโปร์, ไทย) ส่วน 1= ประเทศสหรัฐฯ เมื่อมีการไล่ทันกันทางด้านเทคโนโลยีเกิดขึ้นแสดงให้เห็นว่า ช่องว่างของความแตกต่างทางด้านเทคโนโลยีระหว่างประเทศผู้นำทางด้านเทคโนโลยีและประเทศผู้ตามทางด้านเทคโนโลยีความแตกต่างดังกล่าวเริ่มลดน้อยลง เมื่อพิจารณารูปที่ 1 ที่แสดงถึงรูปแบบการไล่ทันกันทางด้านเทคโนโลยี ที่วัดในรูปของรายได้ต่อหัวของประเทศอุตสาหกรรมใหม่ (ไต้หวัน, ฮ่องกง, เกาหลี, สิงคโปร์) และประเทศไทยโดยเปรียบเทียบกับประเทศสหรัฐอเมริกา เมื่อพิจารณาในกรณีของประเทศสิงคโปร์ พบว่าในช่วงปีพ.ศ. 2518 ถึง ปีพ.ศ. 2524 นั้นช่องว่างของความแตกต่างทางด้านเทคโนโลยีดังกล่าวเริ่มลดลงซึ่งในช่วงระยะเวลาดังกล่าว อัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศอยู่ในระดับสูง แต่หลังจากช่วงปีพ.ศ. 2524 ถึง ปีพ.ศ. 2529 นั้นช่องว่างของความแตกต่างทางด้านเทคโนโลยีได้เพิ่มขึ้น และในช่วงระยะเวลาดังกล่าวอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศอยู่ในภาวะชบเชา และหลังจากปีพ.ศ. 2529 ถึง ปีพ.ศ. 2533 นั้นช่องว่างของความแตกต่างทางด้านเทคโนโลยีดังกล่าวได้กลับลดลงอีกครั้ง ซึ่งในช่วงดังกล่าวอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจอยู่ในระดับสูง ในกรณีของประเทศฮ่องกง พบว่าในช่วงปีพ.ศ. 2518 ถึง ปีพ.ศ. 2524 นั้นช่องว่างของความแตกต่างทางด้านเทคโนโลยีดังกล่าวเริ่มลดลงซึ่งในช่วงระยะเวลาดังกล่าว อัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศอยู่ในระดับสูง แต่หลังจากช่วงปีพ.ศ. 2524 ถึง ปีพ.ศ. 2528 นั้นช่องว่างของความแตกต่างทางด้านเทคโนโลยีได้เพิ่มขึ้น และในช่วงระยะเวลาดังกล่าวอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศอยู่ในภาวะชบเชา และหลังจากปีพ.ศ. 2528 ถึง ปีพ.ศ. 2533 นั้นช่องว่างของความแตกต่างทางด้านเทคโนโลยีดังกล่าวได้กลับลดลงอีกครั้ง ซึ่งในช่วงเวลาดังกล่าว อัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศอยู่ในระดับที่ดีขึ้น เมื่อพิจารณาถึงการไล่ทันกันทางด้านเทคโนโลยี ในกรณีของประเทศไต้หวันพบว่าในช่วงปีพ.ศ. 2518 ถึง ปีพ.ศ. 2533 นั้นช่องว่างของความแตกต่างทางด้านเทคโนโลยีได้ลดลงเป็นอย่างมาก และในช่วงระยะเวลาดังกล่าว อัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศอยู่ในระดับที่สูง ในกรณีของประเทศเกาหลีนั้น ช่องว่างของความแตกต่างทางด้านเทคโนโลยีลดลง ซึ่งมีรูปแบบคล้ายคลึงกับประเทศไต้หวัน ในกรณีของประเทศไทยนั้นช่องว่างของความแตกต่างทางด้านเทคโนโลยียังคงมีอยู่มาก เมื่อพิจารณาถึงรูปแบบดังกล่าวในช่วงปีพ.ศ. 2518 ถึง ปีพ.ศ. 2533 ซึ่งมี

ลักษณะคงที่ แต่ทว่า ช่องว่างทางด้านเทคโนโลยีอาจจะเริ่มลดลง หลังจากปีพ.ศ. 2533 ผลของรูปแบบความสัมพันธ์ดังกล่าวเป็นไปตามสมมติฐานของการไล่ทันกันทางเทคโนโลยี

ดังนั้นอัตราการเจริญเติบโตในแต่ละปีของการไล่ทันกันทางด้านเทคโนโลยีที่วัดในรูปของรายได้ต่อหัวของประเทศอุตสาหกรรมใหม่ใหม่ (ไต้หวัน, ฮ่องกง, เกาหลี, สิงคโปร์) และประเทศไทยโดยเปรียบเทียบกับประเทศสหรัฐอเมริกา ก็คือ $y^*_{i,t-1} = \ln Y_{i,t-1} - \ln Y_{1,t-1}$ การไล่ทันกันทางด้านเทคโนโลยีที่วัดในรูปของรายได้ต่อหัวสัมพัทธ์ของประเทศใดประเทศหนึ่งเมื่อเปรียบเทียบกับประเทศสหรัฐอเมริกา (Y*) จึงถือว่าเป็นปัจจัยที่มีผลต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

รูปที่ 1. การไล่ทันกันทางด้านเทคโนโลยี วัดในรูปรายได้ต่อหัวของกลุ่มประเทศอุตสาหกรรมใหม่และประเทศไทยเมื่อเปรียบเทียบกับประเทศสหรัฐอเมริกา

ที่มา : จากตารางที่ 4.1

ตารางที่ 4.1 ข้อมูลการไล่ทันกันทางเทคโนโลยีที่วัดอยู่ในรูปรายได้ต่อหัว(ร้อยละ)

ปี	ไต้หวัน	ฮ่องกง	เกาหลี	สิงคโปร์	ไทย
2518	11.81373	38.69529	15.00951	25.95317	4.455144
2519	13.52232	42.54584	15.48624	27.02297	4.741977
2520	14.02842	47.51566	15.95582	27.69159	4.841769
2521	15.33327	49.6607	16.66475	28.87775	4.951441
2522	15.85296	47.08397	17.40496	31.26053	5.010332
2523	16.60579	50.64534	15.34556	34.09588	5.142483
2524	20.5476	63.09901	17.60203	44.94679	6.254769
2525	18.34486	51.7689	15.0594	41.63378	5.443076
2526	18.53776	46.69969	15.16182	42.52996	5.297487
2527	19.08496	42.03	14.76302	43.62687	5.250987
2528	19.37354	37.76136	14.40157	41.65344	4.922269
2529	21.25717	40.44045	15.03739	40.83079	4.653642
2530	25.85973	43.91645	16.18121	42.68957	4.698574
2531	30.44595	44.97611	18.13509	45.19904	5.041645
2532	35.01081	44.19518	20.5911	49.12408	5.614633
2533	36.53302	46.13732	22.677	55.3825	6.299778

ที่มา : คำนวณจาก Key Indicator of Developing Asian and Pacific Countries 1995

World Tables 1994

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.2 ข้อมูลของอัตราการเจริญเติบโตของการไล่ทันกันทางเทคโนโลยี ที่วัดอยู่ในรูปรายได้ต่อหัว

ปี	ไต้หวัน	ฮ่องกง	เกาหลี	สิงคโปร์	ไทย
2518	-2.135908	-0.949452	-1.896486	-1.348877	-3.111111
2519	-2.000828	-0.854588	-1.865219	-1.308483	-3.048716
2520	-1.964085	-0.744111	-1.835347	-1.284041	-3.027890
2521	-1.875145	-0.699956	-1.791874	-1.242099	-3.005492
2522	-1.841814	-0.753238	-1.748415	-1.162814	-2.993668
2523	-1.795419	-0.680323	-1.874344	-1.075994	-2.967634
2524	-1.582426	-0.460465	-1.737156	-0.799691	-2.771826
2525	-1.695603	-0.658381	-1.893168	-0.876258	-2.910826
2526	-1.685361	-0.761433	-1.886390	-0.854961	-2.937938
2527	-1.656269	-0.866787	-1.913045	-0.829497	-2.946754
2528	-1.641262	-0.973884	-1.937833	-0.875786	-3.011401
2529	-1.548476	-0.905340	-1.894630	-0.895734	-3.067520
2530	-1.352483	-0.822881	-1.821320	-0.851216	-3.057911
2531	-1.189217	-0.799039	-1.707321	-0.794094	-2.987438
2532	-1.049513	-0.814294	-1.580311	-0.710821	-2.879794

ที่มา : คำนวณจาก Key Indicator of Developing Asian and Pacific Countries 1995
World Tables 1994

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ทุน (Capital Stock)

ลักษณะของข้อมูลทุนที่ใช้ในการศึกษานั้นเป็นสัดส่วนของการลงทุนต่อผลผลิตทั้งหมด เนื่องจากว่าทุนในลักษณะที่เป็นแบบ Capital Stock นั้นมีการประมาณการของทุนในลักษณะนี้น้อยมาก ลักษณะของการประมาณทุนที่เป็นแบบ Capital Stock ที่ได้ทำในการศึกษาถึงการวิเคราะห์การเจริญเติบโตในเศรษฐกิจประเทศไทย (1946-1965) Trescott ได้เริ่มทำเป็นครั้งแรก ในขณะที่ช่วงระยะเวลาอื่น ๆ ก็มีทำกันบ้าง อาทิ ธนาคารแห่งประเทศไทย (1960-79) สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ (1970-1980) กิตติ (1960-1986) และ คิเรก กับชัยยุทธ (1972-1987) และในกรณีของกลุ่มประเทศที่ทำการศึกษาร่วมนั้น ก็มีความจำกัดทางด้านข้อมูลด้วยเหตุผลดังกล่าว ลักษณะของข้อมูลของทุนที่ใช้ในการศึกษา จึงใช้สัดส่วนของทุนต่อผลผลิตเป็นตัวแทน โดยคำนวณได้จากข้อสมมติที่ 4 ที่ว่าอัตราการเจริญเติบโตของทุนคือ $k_{it} = (\frac{I}{Q})_{i,t-1}$ โดยงานวิเคราะห์เชิงประจักษ์ก่อนหน้าส่วนใหญ่ใช้สัดส่วนของทุนต่อผลผลิตทั้งหมดเป็นตัวแปรในการศึกษา ผลการศึกษาพบว่าสัดส่วนของทุนต่อผลผลิตทั้งหมดมีส่วนในการกำหนดอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจอย่างมีนัยสำคัญถือได้ว่าเป็นปัจจัยหนึ่งที่มีผลต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ[7]

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

[7] Dowrick Steve and Nguyen Duc-Tho, "OECD Comparative Growth 1950-1985 : Catch-up and Convergence," The American Economics Review 79 (December1989) : 1010-1030.

ตารางที่ 4.3 ข้อมูลของสัดส่วนการลงทุนต่อผลผลิตทั้งหมด

ปี	ไต้หวัน	ฮ่องกง	เกาหลี	สิงคโปร์	ไทย
2518	0.228309	0.385213	0.408314	0.293451	0.235312
2519	0.217930	0.408944	0.428183	0.275666	0.270841
2520	0.221740	0.416188	0.445036	0.311139	0.286061
2521	0.227640	0.401104	0.435128	0.349206	0.258883
2522	0.230949	0.407872	0.310059	0.364073	0.244335
2523	0.222033	0.403979	0.278510	0.367071	0.256358
2524	0.220394	0.368278	0.277999	0.401942	0.225136
2525	0.202205	0.330531	0.280193	0.414277	0.258601
2526	0.195759	0.298402	0.295274	0.433983	0.269709
2527	0.181233	0.276837	0.285827	0.404571	0.256473
2528	0.177548	0.280961	0.281480	0.383589	0.229467
2529	0.192398	0.275816	0.294568	0.390519	0.239228
2530	0.211091	0.266039	0.298725	0.351491	0.270641
2531	0.229127	0.227737	0.337412	0.347605	0.292333
2532	0.236671	0.231141	0.345174	0.413445	0.361536

ที่มา : คำนวณจาก Key Indicator of Developing Asian and Pacific Countries 1995

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

แรงงาน (Labor)

ลักษณะข้อมูลของแรงงานที่ใช้ในการศึกษา เป็นแรงงานที่อยู่ในช่วงวัยทำงาน ซึ่งลักษณะของข้อมูลนั้นจะต้องเป็นข้อมูลของแรงงานในลักษณะของชั่วโมงการทำงาน (man hour) แต่เนื่องจากว่าข้อมูลลักษณะดังกล่าวเป็นเรื่องยากที่จะรวบรวมมา แม้นว่า International Labor Office เองก็ยังรวบรวมข้อมูลไม่ครอบคลุมหมด ดังนั้นการวัดอัตราการเจริญเติบโตของแรงงานจึงใช้ระดับการเจริญเติบโตของแรงงานเป็นตัวแทนในการศึกษา ในงานศึกษาเชิงประจักษ์ก่อนหน้าผลการศึกษาพบว่าอัตราการเจริญเติบโตของแรงงานมีส่วนในการกำหนดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจอย่างมีนัยสำคัญ[8] ในขณะที่ในงานศึกษาบางท่านพบว่าอัตราการเจริญเติบโตของแรงงานไม่มีนัยสำคัญในการอธิบายการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ[9] จึงไม่สามารถสรุปได้ว่าแรงงาน เป็นปัจจัยหนึ่งที่มีผลต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

---

[8] Dowrick Steve and Nguyen Duc-Tho, "OECD Comparative Growth 1950-1985 : Catch-Up and Convergence," The American Economics Review 79 (December 1989) : 1010-1030.

[9] Gregory Mankiw N., David Romer and Weil David N, "A Contribution to The Empercis of Economic Growth," The Quarterly Journal of Economics CVII (May 1992) : 407-437.

ตารางที่ 4.4 ข้อมูลอัตราการเจริญเติบโตของแรงงาน

ปี	ไต้หวัน	ฮ่องกง	เกาหลี	สิงคโปร์	ไทย
2519	0.020125	0.047619	0.025339	0.044514	0.029714
2520	0.053137	0.036455	0.024713	0.042601	0.028856
2521	0.039777	0.052477	0.024117	0.040874	0.028047
2522	0.026947	0.041666	0.023549	0.039269	0.027325
2523	0.018575	0.039999	0.023007	0.037785	0.026556
2524	0.020160	0.026292	0.027588	0.019337	0.025745
2525	0.028565	0.025618	0.026847	0.018970	0.025099
2526	0.043164	0.024978	0.026145	0.018702	0.024484
2527	0.030359	0.024369	0.025479	0.018275	0.023899
2528	0.021003	0.023790	0.024906	0.018029	0.023341
2529	0.037837	0.017152	0.022031	0.011680	0.021341
2530	0.029516	0.016863	0.021613	0.011545	0.020931
2531	0.007791	0.016583	0.021156	0.011413	0.020467
2532	0.017191	0.016313	0.020717	0.011362	0.020056
2533	0.003926	0.016051	0.020297	0.011158	0.019696

ที่มา : คำนวณจาก Key Indicator of Developing Asian and Pacific Countries 1995

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

การวิจัยและการพัฒนา (Research and Development)

ลักษณะของข้อมูลทางด้านการใช้จ่ายเพื่อการวิจัยและพัฒนานั้น ในระยะหลังที่ได้มีการศึกษาถึงผลของทางด้านค่าใช้จ่ายเพื่อการวิจัยและพัฒนาว่ามีผลต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจอย่างไร ซึ่งในการทดสอบเชิงประจักษ์นั้นก็มีหลายรูปแบบ เช่น การทดสอบของผลของการนำค่าใช้จ่ายเพื่อการวิจัยและพัฒนามาเป็นปัจจัยการผลิต ผลการศึกษาพบว่า ค่าใช้จ่ายในการวิจัยและพัฒนามีส่วนในการกำหนดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจถึง 0.477 ซึ่งมากกว่าปัจจัยการผลิตทางด้านทุนและแรงงาน Rajeev และ Ram (1994)[10] ส่วนในเรื่องของค่าใช้จ่ายเพื่อการวิจัยและพัฒนามีส่วนในการกำหนดการเจริญเติบโตของประสิทธิภาพการผลิตโดยรวมก็พบว่า ค่าใช้จ่ายเพื่อการวิจัยและการพัฒนานั้นมีส่วนในการกำหนด การเจริญเติบโตของประสิทธิภาพการผลิตโดยรวมเป็นไปในทิศทางบวก Mansfield (1980) [11] และ ไพฑูรย์ (1995) [12] ดังนั้นการวัดการเจริญเติบโตของค่าใช้จ่ายในการวิจัยและพัฒนาที่วัดในรูปของสัดส่วนของค่าใช้จ่าย เพื่อการวิจัยและพัฒนาต่อผลผลิต ซึ่งถือได้ว่าเป็นปัจจัยหนึ่งที่มีผลต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

---

[10] Rajjev K. Goel and Ram Rati, "Research and Development Expenditure and Economic Growth : A Cross Country Study ," Economic Development and Culture Change 42 (1994) : 403-411.

[11] Mansfield , Edwin, "Basic Research and Productivity increase in manufacturing," American Economic Review 70 (1980) : 863-873.

[12] Paitoon Kaipornsak, "Source of Economic Growth in Thailand, 1970-1989," (Ph. D. dissertation ,The Australian National University , 1995).

ตารางที่ 4.5 ข้อมูลของสัดส่วนของค่าใช้จ่ายเพื่อการวิจัยและพัฒนาต่อผลผลิตทั้งหมด

ปี	ไต้หวัน [ก/]	ฮ่องกง [ข/]	เกาหลี [ค/]	สิงคโปร์ [ง/]	ไทย [จ/]
2519	0.021172 [ฎ/]	0.017673	0.004828	0.072547 [ฎ/]	0.003364
2520	0.012232 [ฎ/]	0.016707	0.004323	0.072609 [ฎ/]	0.003166
2521	0.012232 [ฎ/]	0.158441	0.005661	0.072531 [ฎ/]	0.003008
2522	0.008285 [ฎ/]	0.013856	0.010690	0.072556 [ฎ/]	0.002383
2523	0.007084 [ฎ/]	0.013301	0.008278	0.072546 [ฎ/]	0.002289
2524	0.009253	0.009716	0.006170	0.054600	0.003352
2525	0.008876	0.009592	0.008407	0.545537	0.003991
2526	0.009143	0.010032	0.010691	0.056284	0.001821
2527	0.009579	0.009067	0.012495	0.056143	0.002160
2528	0.010265	0.011177	0.015306	0.074992	0.002382
2529	0.010052	0.011090	0.017194	0.085659	0.001844
2530	0.011412	0.014185	0.018309	0.122375	0.002126
2531	0.012536	0.010869	0.019178	0.094794	0.001606
2532	0.014126	0.005901	0.019700	0.051773	0.001567
2533	0.016946	0.007553	0.019395	0.066515	0.001410

ที่มา : [ก/] Taiwan Statistical Data Book

[ข/] ใช้ข้อมูลของประเทศสิงคโปร์เป็นตัว proxyแทนเนื่องจากไม่มีข้อมูล

[ค/] Korea Statistical Year Book

[ง/] Year Book of Statistics Singpore

[จ/] สำนักงานคณะกรรมการวิจัยแห่งชาติ

[ฎ/] ได้จากการประมาณค่าโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดของตัวแปรGDPกับR&D

อัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ (GDP Growth Rate)

อัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศเป็นตัวแปรทางเศรษฐกิจที่แสดงให้เห็นถึงความเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจโดยรวมของประเทศ

ตารางที่ 4.6 ข้อมูลแสดงอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

ปี	ไต้หวัน	ฮ่องกง	เกาหลี	สิงคโปร์	ไทย
2519	0.129806	0.158716	0.126499	0.069028	0.089366
2520	0.097033	0.113370	0.104492	0.074708	0.092194
2521	0.127459	0.084028	0.103675	0.082684	0.100307
2522	0.078570	0.111745	0.071976	0.088417	0.049017
2523	0.070471	0.098688	-0.033513	0.092567	0.045642
2524	0.059802	0.089526	0.066428	0.0914925	0.060703
2525	0.034896	0.026205	0.071117	0.066225	0.039496
2526	0.081091	0.061267	0.113751	0.078653	0.069116
2527	0.100746	0.093346	0.088228	0.080128	0.069407
2528	0.048338	0.001905	0.066927	-0.018653	0.032977
2529	0.110125	0.105198	0.115787	0.017626	0.049481
2530	0.116320	0.135648	0.111909	0.090581	0.091694
2531	0.070838	0.079607	0.108363	0.106111	0.126012
2532	0.072964	0.027992	0.059592	0.088224	0.118166
2533	0.047518	0.031926	0.086511	0.079820	0.111946

ที่มา : คำนวณจาก Key Indicator of Developing Asian and Pacific Countries 1995

วิธีการประมาณค่าพารามิเตอร์

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในกรณีการใช้ข้อมูลภาคตัดขวางหลายรายปี
(Pooling Cross Section and Time Series Data)

การศึกษานี้ได้นำแบบจำลองที่ได้กล่าวข้างต้นมาประยุกต์ใช้กับข้อมูลภาคตัดขวางจำนวน 15 ปี ตั้งแต่ปี 2519-2533 โดยมีวัตถุประสงค์ที่จะทำให้แบบจำลองมีความสมบูรณ์และค่าพารามิเตอร์ที่ประมาณได้มีความน่าเชื่อถือยิ่งขึ้น

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลองที่ตัวอย่าง (samples) ประกอบด้วย ข้อมูลที่มีลักษณะภาคตัดขวางและอนุกรมเวลา มีเหตุผลทางทฤษฎีเชื่อได้ว่าตัวคลาดเคลื่อนในระหว่างกลุ่มตัวอย่างที่เป็นภาคตัดขวางหนึ่ง จะไม่เหมือนกับตัวอย่างของภาคตัดขวางอื่นๆในช่วงระยะเวลาที่ต่างกัน กล่าวคือความสัมพันธ์ของ 2 ประเทศในปีใดปีหนึ่งจะแตกต่างไปจากความสัมพันธ์ของประเทศอื่นๆในช่วงเวลาต่างๆกัน ปรากฏการณ์เช่นนี้มีผลทำให้ค่าความแปรปรวน และความแปรปรวนร่วมมีลักษณะที่แตกต่างไปจากสมมติฐานที่สำคัญเกี่ยวกับ ตัวคลาดเคลื่อนในแบบจำลองของ Classical Linear Regression Model กล่าวคือ

$$u \sim N(0,\sigma^2)$$

$$E(u_i,u_j)= 0 \qquad (i,j)\neq 0$$

เมื่อเป็นเช่นนั้น การประมาณค่าโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบธรรมดา (Ordinary Least Squares) จะเป็นวิธีการที่ไม่เหมาะสม

ตัวอย่างแบบจำลองที่เป็นสมการถดถอยแบบพหุคูณ (Multiple Regression) มีตัวแปรอิสระ k ตัว (รวมค่าคงที่) และเป็นการใช้ข้อมูลภาคตัดขวางร่วมกัน

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

รูปแบบทั่วไปของสมการ

$$Y_{it} = \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it} + \cdots\cdots + \beta_k X_{it,k} + u \qquad (17)$$

โดยที่ i=1,2,3,....,n คือจำนวนของข้อมูลภาคตัดขวาง

t=1,2,3,.....,T คือจำนวนของข้อมูลในแต่ละปีที่ทำการศึกษา

$N \times T$ = จำนวนตัวอย่างทั้งหมดที่ทำการศึกษา

จากรูปแบบของแบบจำลองข้างต้นสามารถเขียนอยู่ในรูปเมตริกซ์ได้ดังนี้

$$Y = X\beta + u$$

โดยที่ $Y = \begin{bmatrix} Y_{11} \\ Y_{12} \\ \vdots \\ Y_{1T} \\ Y_{21} \\ \vdots \\ Y_{NT} \end{bmatrix}$,$X = \begin{bmatrix} X_{11,1} & \cdots & X_{11,K} \\ X_{12,1} & \cdots & X_{12,K} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ X_{1T,1} & \cdots & X_{1T,K} \\ X_{21,1} & \cdots & X_{21,K} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ X_{NT,1} & \cdots & X_{NT,K} \end{bmatrix}$,$\beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \beta_K \end{bmatrix}$,$u = \begin{bmatrix} u_{11} \\ u_{12} \\ \vdots \\ u_{1T} \\ u_{21} \\ \vdots \\ u_{NT} \end{bmatrix}$

ดังนั้น เมตริกซ์ความแปรปรวนและความแปรปรวนวนร่วม (Ω) ของ u เท่ากับ

$$E(uu') = \Omega = \begin{bmatrix} E(u_{11}^2) & E(u_{11}u_{12}) & \cdots & E(u_{11}u_{1T}) & E(u_{11}u_{21}) & \cdots & E(u_{11}u_{NT}) \\ E(u_{12}u_{11}) & E(u_{12}^2) & \cdots & E(u_{12}u_{1T}) & E(u_{12}u_{21}) & \cdots & E(u_{12}u_{NT}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ E(u_{1T}u_{11}) & E(u_{11}u_{12}) & \cdots & E(u_{1T}^2) & E(u_{1T}u_{21}) & \cdots & E(u_{1T}u_{NT}) \\ E(u_{21}u_{11}) & E(u_{21}u_{12}) & \cdots & E(u_{21}u_{1T}) & E(u_{21}^2) & \cdots & E(u_{21}u_{NT}) \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E(u_{NT}u_{11}) & E(u_{NT}u_{12}) & \cdots & E(u_{NT}u_{1T}) & E(u_{NT}u_{21}) & \cdots & E(u_{NT}^2) \end{bmatrix}$$

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ในการประมาณค่าข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลาร่วมกัน (pooled data) เราจำเป็นต้องมีการกำหนดรูปแบบสมการที่จะใช้ในการประมาณค่าว่ารูปแบบสมการมีลักษณะสมการที่มี จุดตัดแกนร่วมกันและความชันร่วมกัน (both slopes and intercepts coefficient are the same) หรือเป็นรูปแบบสมการที่มีลักษณะ จุดตัดแกนต่างกันแต่มีความชันร่วมกัน (slopes coefficient are identical,and intercepts are not) การจะตัดสินว่ารูปแบบสมการมีลักษณะใดเรามีการทดสอบรูปแบบดังกล่าวโดยวิธีการทดสอบที่เรียกว่า การทดสอบความแปรปรวนร่วม (analysis of covərince test)[13]

การวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วม (Analysis of Covariance)

กำหนดให้รูปแบบสมการที่ทำการศึกษามีลักษณะดังนี้

$$Y_{it}^{*} = \alpha_i^{*} + \beta_i^{*} X_{it} + u_{it} \qquad i=1,2,3,...,N \ , \ t=1,2,3,....,T$$

การทดสอบสมมติฐานของความแปรปรวนร่วมใน 2 ลักษณะคือ

สมมติฐานที่ 1 รูปแบบสมการที่มีลักษณะความชันร่วมกันแต่จุดตัดแกนต่างกัน (slopes coefficient are identical,and intercepts are not)

$$H_1 : \ \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_N$$

สมมติฐานที่ 2 รูปแบบสมการที่มีลักษณะความชันร่วมกันและจุดตัดแกนร่วมกัน (both slopes and intercepts coefficient are the same)

$$H_2 : \ \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_N$$

$$\alpha_1^{*} = \alpha_2^{*} = \cdots = \alpha_N^{*}$$

---

[13] Hsiao Cheng, Analysis of panel data (Cambridge : Cambridge University Press , 1986), p. 11-15.

ในการทดสอบดังกล่าวใช้ค่า F-test เป็นเกณฑ์ในการพิจารณาถ้าค่า F ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่า F ณ จุดวิกฤต เราจะยอมรับสมมติฐานดังกล่าว

โดยการทดสอบความแปรปรวนร่วมเราใช้ผลรวมกำลังสองของค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการประมาณค่าโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

กรณีค่าความชันร่วมกันและจุดตัดแกนร่วมกัน ค่า F-test ที่ใช้ในการทดสอบ คำนวณจาก

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1)[NT - N(K+1)]}{S_1[(N-1)(K+1)]}$$

กรณีค่าความชันร่วมกันแต่มีจุดตัดแกนต่างกัน ค่า F-test ที่ใช้ในการทดสอบ คำนวณจาก

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1)[NT - N(K+1)]}{S_1[(N-1)K]}$$

โดยค่า S_1 หาได้จากผลรวมของค่า residual sum of squares ในแต่ละภาคตัดขวาง (cross section) มารวมกันเมื่อกำหนดให้

$$\overline{y}_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} Y_{it}$$

$$\overline{x}_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} X_{it}$$

จากการประมาณค่าโดยวิธีกาลังสองน้อยที่สุดเราจะได้ว่า

$$\hat{\beta}_i = W_{xx,i}^{-1} W_{xr,i}$$

$$\hat{\alpha}_i = \overline{Y}_i - \hat{\beta}_i' \overline{X}_i \qquad \text{โดยที่ } i=1,2,3,\ldots,N$$

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

และ $$W_{XX,i} = \sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \overline{X}_i)(X_{it} - \overline{X}_i)'$$

$$W_{XY,i} = \sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \overline{X}_i)(Y_{it} - \overline{Y}_i)$$

$$W_{YY,i} = \sum_{t=1}^{T}(Y_{it} - \overline{Y}_i)^2$$

ดังนั้น residual sum of squares ในแต่ละภาคตัดขวางจะหาได้ดังนี้

$$RSS_i = W_{YY,i} - W'_{XY,i}W_{XX,i}W_{XY,i}$$

ค่า $S_1 = \sum_{i=1}^{N} RSS_i$

ส่วนค่าของ S_2 เป็นการนำเอาข้อมูลแต่ละภาคตัดขวางมาปรับโดยค่าเฉลี่ย (mean corrected) แล้วนำไปประมาณค่า

$$\hat{\beta}_W = W_{XX}^{-1}W_{XY}$$

$$\hat{\alpha}_i^* = \overline{Y}_i - \hat{\beta}_W\overline{X}_i \qquad \text{โดย } i=1,2,3,\ldots,N$$

และ $$W_{XX} = \sum_{i=1}^{N} W_{XX,i}$$

$$W_{XY} = \sum_{i=1}^{N} W_{XY,i}$$

$$W_{YY} = \sum_{i=1}^{N} W_{YY,i}$$

ค่า residual sum of squares (S_2) หาได้ดังนี้

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

$$S_2 = W_{YY} - W'_{XY} W^{-1}_{XX} W_{XY}$$

ในส่วนของค่า S_3 นั้นหาได้จากการประมาณค่าโดยใช้ข้อมูลแบบ pooled

โดย $$\hat{\beta} = T^{-1}_{XX} T_{XY}$$

$$\hat{\alpha}^* = \overline{Y} - \hat{\beta}\overline{X}$$

และ $$T_{XX} = \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \overline{X})(X_{it} - \overline{X})'$$

$$T_{YY} = \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(Y_{it} - \overline{Y})^2$$

$$T_{XY} = \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \overline{X})(Y_{it} - \overline{Y})$$

$$\overline{Y} = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}Y_{it}$$

$$\overline{X} = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}X_{it}$$

ดังนั้น residual sum of squares จะหาได้ดังนี้

$$S_3 = T_{YY} - T'_{XY} T^{-1}_{XX} T_{XY}$$

ถ้าผลของการวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วม เรายอมรับสมมติฐาน F_2 ที่ว่าแบบจำลองมีลักษณะของความชันร่วมกันและจุดตัดแกนร่วมกัน (both slopes and intercepts coefficient are the same) จะใช้วิธีการประมาณค่าที่เรียกว่า A Cross section Correlated and Time-wise Autoregressive Model[14] แต่ถ้าผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วม เรายอมรับสมมติฐาน F_1 ที่ว่าแบบจำลองมีลักษณะจุดตัดแกนต่างกันแต่มีความชันร่วมกัน (slopes coefficient are identical, and intercepts are not) จำเป็นต้องมีการทดสอบดูว่าการที่จุดตัดแกนต่างกันมีผลของ individual effect

[14] Kmenta Jan, Elements of Econometric (New York : Macmillian Publishing Co. , 1986).

ต่อรูปแบบจำลองหรือไม่ โดยใช้การทดสอบ Testing the Specification ซึ่งใช้ค่าของ Lagrange multiplier statistics (LM- test) เป็นเกณฑ์ในการพิจารณา

Testing the Specification

กำหนดให้รูปแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนต่างกันแต่มีความชันร่วมกันมีลักษณะดังนี้

$$y_{it} = \overline{\alpha}_1 + \mu_i + \sum_{k=2}^{K} \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad i = 1,2,\ldots,N \; t = 1,2,\ldots,T$$

โดยที่ $\alpha_{1i} = \overline{\alpha}_1 + \mu_i$ เป็นจุดตัดแกนของแต่ละ individual (intercept for the ith individual) และ $\overline{\alpha}_1$ เป็นค่าเฉลี่ยของจุดตัดแกน (mean intercept) และ μ_i คือผลต่างของค่าเฉลี่ยแต่ละ individual (difference from this mean for the ith individual) ดังนั้นในการประมาณค่าของแบบจำลองข้างต้นขึ้นอยู่กับว่าค่าของ μ_i จะถูกกำหนดให้เป็น random effect หรือ fixed effect ถ้าค่าของ μ_i ถูกกำหนดให้เป็น random effect การประมาณค่าจะเป็นแบบ error component models หรือที่เรียกว่า GLS แต่ถ้าค่าของ μ_i ถูกกำหนดให้เป็น fixed effect การประมาณค่าจะเป็นแบบ dummy variable หรือ within estimation

ในการพิจารณาว่าค่าของ μ_i จะมี individual effect อยู่ในแบบจำลองหรือไม่นั้น Breuch and Pagan (1980)[15] ได้เสนอวิธีการทดสอบโดยใช้ค่าของ Lagrange multiplier statistics (LM-test) เป็นเกณฑ์ในการพิจารณาโดยมีสมมติฐานว่า

$$H_0: \mu = 0 \quad \text{หรือ} \quad \sigma_\mu^2 = 0$$
$$H_1: \mu \neq 0 \quad \text{หรือ} \quad \sigma_\mu^2 \neq 0$$

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

[15] Judge George G., Griffths W. E., Charter Hill R., Lutkepohl Helmut, and Lee Tsoung-Chao, The Theory and Practice of Econometrics. 2nd ed. (Singapore : John Wiley & Sons, Inc. 1985), p. 526.

โดยตัวสถิติที่ใช้ทดสอบคือ

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum_{i=1}^{N}(\sum_{t=1}^{T} e_{it})^2}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} e_{it}^2} - 1\right]^2 \sim \chi^2_{(1)}$$

ที่มีการกระจายแบบ chi-squares โดยมี degree of freedom เท่ากับ 1 เนื่องจากเป็นการศึกษาเพียง one-way effect[16] ถ้าค่า chi-squares ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่า chi-squares ณ จุดวิกฤตเราจะยอมรับสมมติฐานดังกล่าว

วิธีการประมาณค่าพารามิเตอร์

ตัวคลาดเคลื่อนที่มีความสัมพันธ์กันทั้งในข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลา

(A Cross-sectionally Correlated and Time-wise Autoregressive Model)

ในความเป็นจริง เรามักจะพบเสมอว่าตัวคลาดเคลื่อนในข้อมูลภาคตัดขวางอาจจะมีความสัมพันธ์กัน การมีความสัมพันธ์กันดังกล่าวตัวคลาดเคลื่อนจึงมีลักษณะดังนี้

$$E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_{ii} \quad \text{(heteroskedasticity)}$$

$$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}) = \sigma_{ij} \quad \text{(mutual correlation)}$$

$$\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + u_{it} \quad \text{(autroregression)}$$

การประมาณค่าในแบบดังกล่าวใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบธรรมดาหลังจากนั้นนำเอาตัวคลาดเคลื่อนที่ได้ไปหาค่าของ $\hat{\rho}_i$ แล้วนำค่าของ $\hat{\rho}_i$ ที่ได้ไปแปลงข้อมูลแล้วใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุดอีกครั้งหนึ่ง[17]

---

[16] ถ้าเป็นการพิจารณาแบบ two-way effect จะมี degree of freedom เท่ากับ 2

[17] รายละเอียดวิธีการประมาณค่าศึกษาได้จาก Kmenta Jan, Elements of Econometric (New York ; Macmillan Publishing Co., 1986), p. 508-514.

ในกรณีผลการประมาณค่าของความแปรปรวนร่วม ถ้าเรายอมรับสมมติฐาน F_1 แสดงว่าแบบจำลองมีจุดตัดแกนต่างกันและมีความชันร่วมกัน และได้มีการทดสอบ Testing the Specification พบว่ามี individual effect ในแบบจำลองจริง วิธีการประมาณค่าแบบจำลองดังกล่าวนี้มีการประมาณค่าด้วยกัน 2 รูปแบบคือ

- The Fixed Effect Model
- The Random Effect Model

Fixed Effect Model

$$Y_{it} = \beta X_{it} + u_{it} \qquad (18)$$

$$u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

โดยที่ α_i เป็น individuals constant terms โดยการใส่ dummy ลงไปเมื่อกำหนดให้ 1 แทนประเทศที่ i และ 0 แทนประเทศอื่นๆ

โดยที่ $E(\alpha_i) = E(\varepsilon_{it}) = E(\alpha_i \varepsilon_{it}) = 0$

$E(\alpha_i \alpha_j) = \sigma_\alpha^2$ ถ้า i=j

$= 0$ ถ้า $i \neq j$

$E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{js}) = \sigma_\varepsilon^2$ ถ้า i=j , t=s

$= 0$ อื่นๆ

แบบจำลองดังกล่าวนี้เรียกว่า one-way error components [18] การประมาณค่าแบบจำลองนี้ใช้วิธีการที่เรียกว่า Least Squares with Dummy Variable (LSDV)

---

[18] ถ้า $u_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$ และ λ_t เป็นตัวแปรกระทบทางด้านเวลาแบบจำลองประเภทนี้เรียกว่า two-ways error component

ในการประมาณค่าดังกล่าวการใส่ตัวแปร dummy มากไปบางครั้งอาจจะมีปัญหาในการใช้ software ซึ่งก็มีวิธีการประมาณค่าอีกวิธีหนึ่งที่เรียกว่า Within Estimation เป็นวิธีการประมาณค่าที่ใช้กับแบบจำลองที่รวมข้อมูลภาคตัดขวางกับอนุกรมเวลาเข้าด้วยกัน โดยวิธีนี้จะง่ายแก่การคำนวณ ในขั้นแรกเราเพียงแต่แปลงรูป (transform) ข้อมูลให้อยู่ในรูปที่เหมาะสม หลังจากนั้นใช้วิธี OLS กับสมการที่แปลงรูปแล้ว การแปลงรูปข้อมูลในลักษณะนี้จะกำจัดผลกระทบเฉพาะบุคคลออกไปจากสมการ โดยมีหลักการแปลงข้อมูลทำได้ดังต่อไปนี้

1) หาค่าเฉลี่ยต่อเวลาของสมการที่ 18 ได้ดังนี้

$$y_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} Y_{it}$$

$$x_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} X_{it}$$

$$\varepsilon_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \varepsilon_{it}$$

2) นำค่าเฉลี่ยที่ได้มาหักออกจากสมการที่ (18) จะได้

$$(Y_{it} - y_i) = (X_{it} - x_i)\beta + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_i) \qquad (19)$$

ถ้ากำหนดให้ $\tilde{Y}_{it} = (Y_{it} - y_i)$

$$\tilde{X}_{it} = (X_{it} - x_i)$$

$$\tilde{\varepsilon}_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_i$$

สมการที่ (19) สามารถเขียนใหม่ได้ดังนี้

$$\tilde{Y}_{it} = \tilde{X}_{it}\beta + \tilde{\varepsilon}_{it} \qquad (20)$$

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

เราจะประมาณหาค่าสมการที่ (20) ด้วยวิธี OLS ตัวประมาณค่าของ β ที่ได้ เราเรียกตัวประมาณแบบ within ฉะนั้นตัวประมาณค่าแบบ within[19] คือ

$$\hat{\beta}_w = (\tilde{X}_{it}'\tilde{X}_{it})^{-1}\tilde{X}_{it}'\tilde{Y}_{it} \qquad (21)$$

Random Effect Model

$$Y_{it} = X_{it}\beta + u_{it} \qquad (22)$$

$$u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

โดยที่ $E(\alpha_i) = 0$

$E(\alpha_i\alpha_j) = \sigma_\alpha^2$ ถ้า i=j

$= 0$ อื่นๆ

$E(\varepsilon_{it}) = 0$

$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = \sigma_\varepsilon^2$ ถ้า i=j ,t=s

$= 0$ อื่น ๆ

$E(\alpha_i\varepsilon_{js}) = 0$ สำหรับทุก i, j และ s

โดยหลักการการประมาณค่าแบบ GLS โดยการ transform ข้อมูลแบบ Fuller and Battese (1973)[20] โดยมีหลักขั้นตอนการประมาณค่าดังนี้

---

[19] การประมาณค่าแบบ within กับการประมาณค่าแบบการใส่ dummy มีลักษณะสมมูลย์กัน วิธีการพิสูจน์ดูได้จาก Hsiao Cheng , Analysis of panel data (Cambridge : Cambridge University Press , 1986), p .31.

[20] Fuller W.A., and Battese G. E., "Transformations for estimation of linear models with nested error structure," Journal of the American Statistical Association 68 (1973) : 626-632.

1) ประมาณค่าจากสมการที่ (22) โดยวิธี OLS เพื่อหาค่า e_{it}

2) นำค่า e_{it}ที่ได้ไปประมาณหาค่า σ_ε^2 กับ σ_α^2จากสูตร

$$\sigma_\varepsilon^2 = \frac{1}{(N-1)(T-1)} \times \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}[e_{it} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}e_{it} - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}e_{it}]^2$$

$$\sigma_\alpha^2 = \frac{1}{T}\{\frac{1}{(N-1)T}\sum_{i=1}^{N}[\sum_{t=1}^{T}e_{it}]^2 - \hat{\sigma}_\varepsilon^2\}$$

3) นำค่าของ σ_ε^2 กับ σ_α^2 ที่ประมาณได้ไปหาค่า θ โดยที่

$$\theta = 1 - (\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2})^{1/2}$$

4) หาค่าเฉลี่ยในแต่ละ individual ของสมการที่ (22)

5) นำค่าที่ได้จากข้อ (3) และข้อ (4) ไปแปลงข้อมูล (transform)

$$Y_{it}^* = (Y_{it} - \theta\overline{Y}_i)$$

$$X_{it}^* = (X_{it} - \theta\overline{X}_i)$$

6) นำค่าที่ได้จากข้อ (5) ไปประมาณค่าโดยวิธี OLS ซึ่งการประมาณค่าดังกล่าวคือวิธี two-step procedure

$$Y_{it}^* = \sum_{k=1}^{K}\beta X_{it}^* + u_{it}$$

ตัวประมาณค่าแบบ GLS ค่าของ $E(\alpha_i | X_{it}) = 0$ นั่นคือ α_i ไม่สหสัมพันธ์กับตัวแปร X_{it} ค่าประมาณแบบ GLS นี้จะมีคุณสมบัติของตัวประมาณที่ดีคือ unbiased และ consistent แต่ถ้า α_i สหสัมพันธ์กับตัวแปร X_{it} ตัวประมาณค่าแบบ GLS จะไม่ consistent

การทดสอบสมมติฐาน (Hausman's Specification Test)

เมื่อมีการยอมรับรูปแบบจำลองที่มีลักษณะที่มีความชันร่วมกันแต่มีจุดตัดแกนต่างกันเราจะใช้วิธีการประมาณค่าแบบ Fixed Effect Model กับ Random Effect Model การจะตัดสินว่าแบบจำลองใดเหมาะสมที่จะนำไปใช้นั้น Hausman [21] ได้เสนอวิธีการทดสอบที่เรียกว่า Hausman's Specification Test โดยเป็นการทดสอบสมมติฐานที่ว่า α_i สหสัมพันธ์กับตัวแปร X_{it} หรือไม่ เพราะข้อสมมตินี้จะมีผลสำคัญต่อการประมาณค่าแบบ Fixed Effect Model และ Random Effect Model ที่ได้ โดยมีการตั้งสมมติฐานดังนี้

$$H_0 : E(\alpha_i | X_{it}) = 0$$

$$H_1 : E(\alpha_i | X_{it}) \neq 0$$

โดยตัวสถิติที่ใช้ทดสอบคือ

$$\hat{m} = \hat{q}'[\text{cov}[\hat{q}]]^{-1}\hat{q} \sim \chi^2_k$$

นั่นคือภายใต้สมมติฐานดังกล่าว ตัวสถิติที่ใช้ทดสอบจะมีการกระจายแบบ chi-squares โดยมี degree of freedom เท่ากับ k (จำนวนตัวแปรอิสระ)

โดยที่ $\hat{q} = \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}$

$$\text{cov}(\hat{q}) = \text{cov}(\hat{\beta}_{FE}) - \text{cov}(\hat{\beta}_{RE})$$

ถ้าเราไม่สามารถปฏิเสธ H_0 ก็ต่อเมื่อค่า $\chi^2 < \chi^2_k$ แสดงว่าการประมาณค่าแบบ Random Effect Model เป็นวิธีการที่ดีที่สุด เพราะตัวประมาณแบบ Random Effect Model เป็นตัวประมาณที่ consistent แต่ถ้าเราปฏิเสธสมมติฐาน H_0 ก็ต่อเมื่อค่า $\chi^2 > \chi^2_k$ หมายความว่าเราไม่สามารถใช้วิธี Random Effect Model มาประมาณค่าในแบบจำลองได้ และถ้าสมมติฐานที่ว่า α_i สหสัมพันธ์กับตัวแปร X_{it} เป็นจริง วิธีการประมาณค่าแบบ Fixed Effect Model จะเป็นวิธีการที่เหมาะสมที่สุด

---

[21] Hausman Jerry A .," Specification Tests in Econometrics," Econometrica 46 (November 1978) : 1251-1271.