บทที่ 3

กรอบแนวคิดทางทฤษฎีและเอกสารที่เกี่ยวข้อง

การศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในครั้งนี้มีทฤษฎีและแนวคิดที่เกี่ยวข้อง คือ ทฤษฎีและแนวคิดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ และทฤษฎีทางเศรษฐมิติ

3.1 ทฤษฎีและแนวคิดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ (Economic Growth) หมายถึง การขยายตัวของปริมาณผลผลิตที่แท้จริงของระบบเศรษฐกิจในขณะใดขณะหนึ่ง ว่ามีระดับสูงต่ำอย่างไร เพื่อใช้เปรียบเทียบระดับความเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศใดประเทศหนึ่งในเวลาที่ต่างกัน หรือเพื่อใช้เปรียบเทียบกับประเทศต่างๆ ในเวลาเดียวกัน ซึ่งการวัดอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจนั้นจะวัดออกมาในรูปอัตราการเปลี่ยนแปลงของผลิตภัณฑ์ที่แท้จริงเฉลี่ยต่อบุคคลในช่วงเวลาหนึ่งๆ (สุรภร วิศิษฎ์สุวรรณ และคณะ, 2546) อย่างไรก็ตามต้องมีการปรับมูลค่าในราคาประจำปีโดยการขจัดผลของการเปลี่ยนแปลงของราคาประจำปีต่างๆ เพื่อให้เห็นมูลค่าที่แท้จริงด้วย

สำหรับทฤษฎีว่าด้วยการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจได้มีการพัฒนามาอย่างต่อเนื่อง ซึ่งในแต่ละทฤษฎีต่างให้ความสำคัญกับการดำเนินกิจกรรมทางเศรษฐกิจที่สำคัญ ได้แก่ การออมและการลงทุนใหม่ การลงทุนในทรัพยากรมนุษย์ และการค้นพบเทคโนโลยีใหม่ ซึ่งแต่ละทฤษฎีนั้นอาจมีแนวคิดพื้นฐานทางทฤษฎี ข้อจำกัดที่แตกต่างกันไป โดยทั่วไปทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจที่ใช้เพื่อการศึกษาการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ได้แก่ ทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของ Solow ทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของ Ramsey และทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจแนวใหม่ (Endogenous Growth Theory)

3.1.1 ทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของ Solow

ทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของ Solow เป็นหนึ่งในทฤษฎีที่ได้รับความนิยมและมีอิทธิพลอย่างมากต่อแนวความคิดเกี่ยวกับการพัฒนาและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในปัจจุบัน โดยแนวความคิดของ Solow ได้ถูกพัฒนาขึ้นในช่วงศตวรรษที่ 1960s สำหรับแบบจำลองการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของ Solow พิจารณาจากฟังก์ชันการผลิตซึ่งประกอบไปด้วย 2 ปัจจัย

ได้แก่ ทุน (Capital) และแรงงาน (Labour) โดยสามารถเขียนในรูปแบบสมการการผลิต ได้ดังนี้

$$Y(t) = F(K(t), L(t)) \tag{3.1}$$

โดยที่	$Y(t)$	คือ	ผลผลิตทั้งหมดที่ผลิตได้ในระบบเศรษฐกิจ
	$K(t)$	คือ	ทุน (Capital)
	$L(t)$	คือ	แรงงาน (Labour)

ฟังก์ชันการผลิตในแบบจำลองของ Solow ประกอบด้วยคุณลักษณะสำคัญ 4 ประการ ได้แก่

1. ผลได้ต่อขนาดคงที่ (Constant Returns to Scale)

คือ สำหรับค่า $\lambda > 0$ ถ้าเพิ่มปัจจัยทุน ($K(t)$) และปัจจัยแรงงาน ($L(t)$) ในสัดส่วน λ จะทำให้ผลผลิตเพิ่มขึ้นในสัดส่วนเดียวกัน

$$Y(t)\left(\lambda K(t), \lambda L(t)\right) = \lambda F\left(K(t), L(t)\right) \qquad \forall \lambda > 0$$

2. การลดน้อยถอยลงของผลผลิตส่วนเพิ่ม (Positive and Diminishing Marginal Products)

$$F_K\left(K(t), L(t)\right) \equiv \frac{\partial F\left(K(t), L(t)\right)}{\partial K(t)} > 0, \qquad F_L\left(K(t), L(t)\right) \equiv \frac{\partial F\left(K(t), L(t)\right)}{\partial L(t)} > 0$$

$$F_{KK}\left(K(t), L(t)\right) \equiv \frac{\partial^2 F\left(K(t), L(t)\right)}{\partial K(t)^2} < 0 \quad F_{LL}\left(K(t), L(t)\right) \equiv \frac{\partial^2 F\left(K(t), L(t)\right)}{\partial L(t)^2} < 0$$

3. คุณสมบัติ Inada Conditions คือ ผลผลิตส่วนเพิ่มของปัจจัยแรงงาน ($L(t)$) หรือทุน ($K(t)$) จะเข้าใกล้ระยะอนันต์ (Infinity) ถ้าแรงงาน ($L(t)$) หรือทุน ($K(t)$) เข้าใกล้ศูนย์ และผลผลิตส่วนเพิ่มของปัจจัยแรงงาน ($L(t)$) หรือทุน ($K(t)$) จะเข้าใกล้ศูนย์ ถ้าแรงงาน ($L(t)$) หรือทุน ($K(t)$) เข้าใกล้อนันต์

$$\lim_{K\to\infty} F_K\left(K(t), L(t)\right) = 0, \qquad \lim_{L\to\infty} F_L\left(K(t), L(t)\right) = 0$$

$$\lim_{K\to 0} F_K\left(K(t), L(t)\right) = \infty, \qquad \lim_{L\to 0} F_L\left(K(t), L(t)\right) = \infty$$

4. ปัจจัยแรงงาน $\left(L(t)\right)$ หรือทุน $\left(K(t)\right)$ มีความจำเป็นในกระบวนการผลิต

$$Y(t) = F\left(0, L(t)\right) = F\left(K(t), 0\right) = f\left(0\right) = 0$$

เนื่องจากมีการสมมติให้ระบบเศรษฐกิจเป็นแบบปิดไม่มีภาครัฐบาล โดยจะผลิตสินค้าได้เพียงชนิดเดียว คือ $Y(t)$ ซึ่งสินค้าดังกล่าวจะถูกแบ่งออกไปใช้เพื่อการบริโภค (Consumption : $C(t)$) และการลงทุน (Investment : $I(t)$) เพื่อสร้างสินค้าทุนใหม่ ดังนั้น สามารถเขียนความสัมพันธ์ระหว่างการบริโภค การลงทุน และการผลิต ดังสมการต่อไปนี้

$$Y(t) = C(t) + I(t) \tag{3.2}$$

โดยที่ $I(t) = S(t)$ ดังนั้น

$$Y(t) = C(t) + I(t) = C(t) + S(t) \tag{3.3}$$

โดยที่ $S(t)$ คือ การออมของครัวเรือน ณ เวลา t

ซึ่งในแบบจำลองของ Solow อัตราการออม (s) ถูกกำหนดจากภายนอก ดังนั้น สมการการออมแสดงได้ ดังนี้

$$S(t) = sY(t) \tag{3.4}$$

โดยที่ s คือ สัดส่วนของการออม หรืออัตราการออม, $0 \le s \le 1$

เนื่องจาก $I(t) = S(t)$ ดังนั้น เมื่อแทนค่าแล้ว

$$I(t) = sY(t) \tag{3.5}$$

นอกจากนี้ทุนมีการเสื่อมสภาพที่อัตราคงที่ δ โดยที่ $0 < \delta < 1$ ดังนั้น การเพิ่มขึ้นสุทธิของสินค้าทุนจะเท่ากับการลงทุนลบด้วยค่าเสื่อม แสดงได้ด้วยสมการพลวัตรของ K ดังสมการต่อไปนี้

$$\dot{K}(t) = I(t) - \delta K(t) = sF(K(t), L(t)) - \delta K(t)), \qquad 0 \le s \le 1 \tag{3.6}$$

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

$K(t)$ คือ สินค้าทุน ณ เวลา t

δ คือ อัตราการเสื่อมสภาพของสินค้าทุน

ดังนั้น สมการ (3.6) จึงเป็นสมการพลวัตรของ $K(t)$ โดยสมมติให้จำนวนประชากรมีการเพิ่มขึ้นในอัตราคงที่ (n) หรือ $\frac{\dot{L}(t)}{L(t)} = n \geq 0$ ซึ่งเขียนได้ใหม่ว่า

$$L(t) = e^{nt} \tag{3.7}$$

และสมการพลวัตรของทุนต่อหัวแสดงได้สมการที่ (3.8)

$$\dot{k}(t) = sf(k(t)) - (n+\delta)k(t) \tag{3.8}$$

พิจารณา ณ สถานะคงตัว (Steady State) แบบจำลองของ Solow

สถานะคงตัว (Steady State) คือ สถานการณ์ที่ตัวแปรต่าง ๆ มีอัตราการเจริญเติบโตที่อัตราคงที่หรือในแบบจำลองของ Solow แสดงที่จุด $\dot{k}(t) = 0$ ซึ่ง ณ จุดดังกล่าว $sf(k^*) = (n+\delta)k^*$ ดังรูปที่ 3.1 โดย k^* คือ ทุนต่อหัวในสถานะคงตัวและจากการที่ทุนต่อหัว (k^*) คงที่ในสถานะคงตัวจะได้ผลผลิตต่อหัว (y^*) และการบริโภคต่อหัว(c^*) คงที่ในสถานะคงตัวด้วย เนื่องจาก $y^* = sf(k^*)$ และ $c^* = (1-s)f(k^*)$ นอกจากนี้ที่สถานะคงตัวผลผลิตต่อหัว (y^*) ทุนต่อหัว (k^*) และการบริโภคต่อหัว (c^*) ไม่มีการเจริญเติบโต แต่ว่า ผลผลิต$(Y(t))$ ทุน $(K(t))$ และการบริโภค $(C(t))$มีการโตที่ระดับอัตราการเพิ่มขึ้นของประชากร (n) พิสูจน์ได้ดังต่อไปนี้

$$\dot{k}(t) = \frac{\dot{K}(t)}{L(t)} - k(t).\frac{\dot{L}(t)}{L(t)} \tag{3.9}$$

หารด้วย $k(t)$ ทั้งสองข้างของสมการได้

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = \frac{\dot{K}(t)}{k(t)L(t)} - \frac{k(t)}{k(t)}.\frac{\dot{L}(t)}{L(t)} \tag{3.10}$$

และจาก $k(t) = \frac{K(t)}{L(t)}$ สามารถสมการใหม่ ได้ว่า

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = \frac{\dot{K}(t)L(t)}{K(t)L(t)} - \frac{k(t)}{k(t)}.\frac{\dot{L}(t)}{L(t)} \tag{3.11}$$

หรือ

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} - \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} \tag{3.12}$$

สมมติให้

$\gamma_k = \dfrac{\dot{k}(t)}{k(t)}$ คือ อัตราการเจริญเติบโตของทุนต่อหัว (Growth Rate of Capital Per Capita)

$\gamma_K = \dfrac{\dot{K}(t)}{K(t)}$ คือ อัตราการเจริญเติบโตของทุน (Growth Rate of Capital)

$\gamma_L = \dfrac{\dot{L}(t)}{L(t)}$ คือ อัตราการเจริญเติบโตของแรงงานหรือประชากร (Growth Rate of Labour)

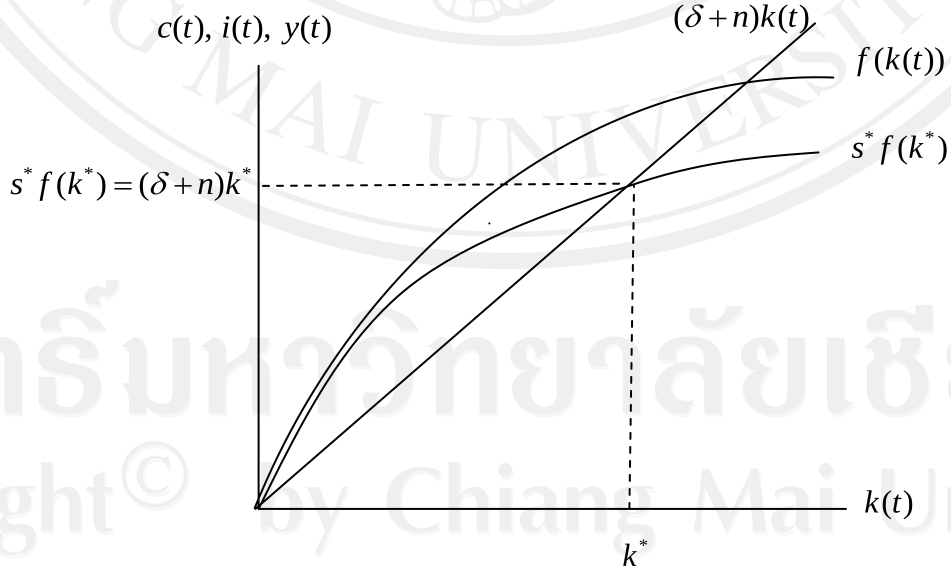
ดังนั้น จากสมการที่ (3.12) เขียนใหม่ได้ว่า

$$\gamma_k = \gamma_K - \gamma_L \tag{3.13}$$

เนื่องจากในสถานะคงตัว $\gamma_k = 0$ ดังนั้น

$$\gamma_K = \gamma_L \tag{3.14}$$

จากสมการ (3.14) หมายความว่า ทุน $(K(t))$ มีอัตราการเจริญเติบโตเท่ากับอัตราการเพิ่มของประชากร คือ n ผลที่ตามมา คือ ผลผลิต $(Y(t))$ และการบริโภค $(C(t))$ มีอัตราการเจริญเติบโตเท่ากับการเพิ่มขึ้นของประชากร (n) เช่นกัน



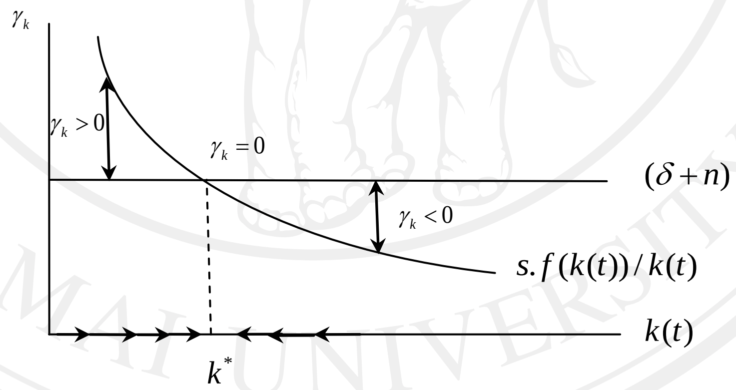
รูปที่ 3.1 แสดงทุนต่อประชากรในสภาวะหยุดนิ่ง (Steady State)

ดังนั้น ณ สถานคงตัว (Steady State) จะทำให้ $s^* f(k^*) = (\delta + n)k^*$ ซึ่งจะเกิดขึ้น ณ จุดดุลยภาพ k^* ดังรูปที่ 3.1

ผลกระทบของการเพิ่มประชากรและหรือการเพิ่มขึ้นของค่าเสื่อมก็จะมีผลทำให้ทุนต่อหัว ณ จุดดุลยภาพลดลงไปทางด้านซ้ายมือ ดังนั้น เพื่อรักษาระดับผลผลิตต่อหัวประชากรให้คงที่การลงทุนจะต้องเพิ่มขึ้นเพื่อทดแทนค่าเสื่อมและเพื่อให้เกิดการกระจายผลผลิตต่อหัวประชากรให้สูงขึ้น $s^* f(k^*) = (\delta + n)k^*$

จากสมการพลวัตรของทุนต่อหัวแสดงได้สมการที่ (3.8) เมื่อหารด้วยทุนต่อหัว (k) จะได้สมการแสดงอัตราการเจริญเติบโตของทุนต่อหัวดังสมการที่ (3.15) และรูปที่ 3.2 แสดงการปรับตัวเชิงพลวัตร (Transitional Dynamic)

$$\gamma_k \equiv \frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = \frac{sf(k(t))}{k(t)} - (n + \delta) \tag{3.15}$$



รูปที่ 3.2 แสดงการปรับตัวเชิงพลวัตร (Transitional Dynamics)

รูปที่ 3.2 แสดงการปรับตัวเชิงพลวัตรของอัตราการเจริญเติบโตของทุนต่อหัว (γ_k) ซึ่งถูกกำหนดโดยระยะห่างระหว่างเส้นการออม ($sf(k(t))/k(t)$) และเส้นเสื่อม ($n + \delta$) ถ้า $k(t) < k^*$ แล้วอัตราการเจริญเติบโตของทุนต่อหัว (γ_k) จะเป็นบวก หรือ $\lim_{k \to 0} sf(k(t))/k(t) = \alpha$ แต่ถ้า $k(t) > k^*$ แล้วอัตราการเจริญเติบโตของทุนต่อหัว (γ_k) จะเป็นลบหรือ $\lim_{k \to \alpha} sf(k(t))/k(t) = 0$ การปรับตัวเชิงพลวัตรของอัตราการเจริญเติบโตของทุนต่อหัว (γ_k) จะเป็นไปตามลูกศรในแกนนอนดังรูป

3.1.2 ทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของ Ramsey

แบบจำลองการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของ Ramsey เป็นแบบจำลองที่ขยายแบบจำลองของ Solow สิ่งที่แตกต่างจากแบบจำลองของ Solow คือ อัตราการออมไม่ได้ถูกกำหนดจากภายนอก แต่ถูกกำหนดโดยการแสวงหาความพอใจสูงสุดของครัวเรือน (Maximize Intertemporal Utility) ดังนั้น ในความเป็นจริงอัตราการออมจึงเป็นตัวแปรที่ถูกกำหนดจากภายใน นอกจากนั้นหน่วยธุรกิจจะเลือกทำกำไรสูงสุด (Maximize Profit) โดยสามารถพิจารณาแบบจำลองของ Ramsey ได้ดังนี้

พิจารณาระบบเศรษฐกิจแบบปิด ไม่มีภาครัฐ และกำหนดให้จำนวนประชากรเป็น N ซึ่งมีการเจริญเติบโตที่อัตรา n ตลอดเวลา $\left(L(t)=e^{nt}L(0)\right)$ จำนวนแรงงานเท่ากับจำนวนประชากร ผลผลิตนั้นใช้ปัจจัยการผลิต คือ ทุน $(K(t))$ แรงงาน $(L(t))$ และเทคโนโลยี $(A(t))$ ทั้งนี้ครัวเรือนและภาคธุรกิจมีสมมติฐานของการมองไปในอนาคตอย่างสมบูรณ์ (Perfect Foresight) กล่าวคือ ครัวเรือนและภาคธุรกิจทราบค่าจ้าง $(w(t))$ และราคาค่าเช่าของทุน $(r(t))$ ทั้งในปัจจุบันและอนาคต

ภาคครัวเรือน (Households)

สมมติให้ครัวเรือนมีชีวิตอยู่ตลอดไป (Infinite Horizon) และมีรูปแบบการตัดสินใจทางเศรษฐกิจไม่แตกต่างกัน (Homogeneous Agents) เนื่องจาก ระบบเศรษฐกิจเป็นแบบกระจายอำนาจ มี 2 ตลาดปัจจัย คือ แรงงานและทุน โดยราคาของแรงงานหรืออัตราค่าจ้าง คือ w_t ส่วนราคาค่าเช่าของทุน คือ $r(t)$ นอกจากนี้ ยังมีตลาดสินเชื่อที่ครัวเรือนสามารถที่จะยืมหรือปล่อยกู้ได้

ให้ฟังก์ชันอรรถประโยชน์ของแต่ละครัวเรือนเท่ากับสมการที่ (3.16)

$$U(t)=\int_0^{\infty} u\left[c(t)\right]e^{nt}e^{-\rho t}dt \tag{3.16}$$

โดยที่	$c(t)$	คือ	การบริโภคของครัวเรือน ณ เวลา t
	ρ	คือ	อัตราคิดลด (Discount Rate)
	n	คือ	อัตราการเจริญเติบโตของประชากร

ข้อจำกัดของงบประมาณ

$$\dot{a}(t)=w(t)+r(t)a(t)-c(t)-na(t) \tag{3.17}$$

โดยที่ $a(t)$ คือ การถือสินทรัพย์ต่อบุคคล ณ เวลา t

$r(t)$ คือ อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ณ เวลา t

$w(t)$ คือ อัตราค่าจ้าง ณ เวลา t

โดยแต่ละครัวเรือนจะทำการแสวงหาอรรถประโยชน์สูงสุดจากฟังก์ชันความพอใจของครัวเรือน ภายใต้ข้อจำกัดงบประมาณ

พิจารณา ดุลยภาพของระบบเศรษฐกิจโดยสร้างสมการ Present-Value Hamiltonian

$$H = u\big(c(t)\big)e^{-(\rho-n)t} + v(t)\Big[w(t) + \big(r(t)-n\big)a(t) - c(t)\Big]$$

จะได้สมการเงื่อนไขขั้นต้นดังนี้

$$v(t) = u'(c(t))e^{-(\rho-n)t} \tag{3.18}$$

$$-\dot{v} = v(t)(r-n) \tag{3.19}$$

ซึ่งสมการ Transversality Condition คือ

$$\lim_{t\to\infty}(v(t).a(t)) = 0 \tag{3.20}$$

จากสมการ (3.18) และ (3.19) จะได้สมการพื้นฐานในการเลือกการบริโภค

$$r(t) = \rho - \left(\frac{u''(c(t))}{u'(c(t))}\right).\frac{\dot{c}(t)}{c(t)}$$

เมื่อ $u(c(t)) = \dfrac{c(t)^{1-\theta}-1}{1-\theta}$ ดังนั้น จะได้

$$\frac{\dot{c}(t)}{c(t)} = \frac{1}{\theta}(r-\rho) \qquad ;\theta > 0 \tag{3.21}$$

หน่วยธุรกิจ (Firms)

หน่วยธุรกิจทำหน้าที่ผลิตสินค้า กำหนดให้หน่วยธุรกิจอยู่ในตลาดแข่งขันสมบูรณ์ โดยมีฟังก์ชันการผลิตเป็นแบบผลได้ต่อขนาดคงที่ (Constant Returns to Scale) ดังนั้น แต่ละหน่วยธุรกิจจะมีฟังก์ชันการผลิต ดังนี้

$$Y(t) = F\left(K(t), L(t), A(t)\right)$$

โดยที่ $Y(t)$ คือ ผลผลิต

$K(t)$ คือ ปัจจัยการผลิตทุน

$L(t)$ คือ ปัจจัยการผลิตแรงงาน

$A(t)$ คือ ระดับเทคโนโลยี

ทั้งนี้กำหนดให้ เทคโนโลยีมีอัตราการเจริญเติบโตที่อัตรา x โดยที่ $x \geq 0$ ดังนั้น $A(t) = A(0)e^{xt} \quad ; A(0) = 1$

กำหนดให้ $\hat{L}$ คือ แรงงานที่มีการปรับด้วยตัวปรับประสิทธิภาพ (Effective Labour)

จากฟังก์ชันการผลิตของหน่วยธุรกิจ $Y(t) = F\left(K(t), L(t), A(t)\right)$

จะได้ $Y(t) = F\left(\dfrac{K(t)}{\hat{L}(t)}\right).\hat{L}(t)$

$$\hat{y}(t) = f\left(\hat{k}(t)\right)$$

ผลผลิตส่วนเพิ่มของปัจจัยการผลิต (Marginal Products of the Factors) คือ

ผลผลิตส่วนเพิ่มของทุน : $MPK = \dfrac{\partial Y(t)}{\partial K(t)} = \hat{L}(t)F'\left(\dfrac{K(t)}{\hat{L}(t)}\right).\dfrac{1}{\hat{L}(t)}$

$$= f'\left(\hat{k}(t)\right)$$

ผลผลิตส่วนเพิ่มของแรงงาน

$$MPL = \frac{\partial Y(t)}{\partial L(t)} = F\left(\frac{K(t)}{\hat{L}(t)}\right).\frac{\partial \hat{L}(t)}{\partial L(t)} + \hat{L}(t)F'\left(\frac{K(t)}{\hat{L}(t)}\right).\left(-\frac{K(t)}{\hat{L}^2(t)}\right).\frac{\partial \hat{L}(t)}{\partial L(t)}$$

$;\hat{L} = LA(t), A(t) = A(0)e^{xt}$ โดยที่ $A(0) = 1$

$$MPK = \left(f\left(\hat{k}(t)\right) - \hat{k}(t)f'\left(\hat{k}(t)\right)\right)e^{xt}$$

หน่วยธุรกิจจะทำการเลือกใช้ปัจจัยการผลิตที่ทำให้เกิดกำไรสูงสุด โดยพิจารณาจากสมการดังต่อไปนี้

$$\pi(t) = F(K(t), \hat{L}(t)) - (r+\delta)K(t) - w(t)L(t) \tag{3.22}$$

เนื่องจาก $F(K(t),\hat{L}(t))=\hat{L}(t)\,f(\hat{k}(t)),\ K(t)=\hat{k}(t)\hat{L}(t)$ และ $L=\dfrac{\hat{L}}{e^{xt}}$ จะได้สมการ

$$\pi(t)=\hat{L}(t)\Big[\,f\big(\hat{k}(t)\big)-(r+\delta)\hat{k}(t)-w(t)e^{-xt}\Big] \tag{3.23}$$

$$\frac{\partial\pi(t)}{\partial K(t)}=0 \qquad \Rightarrow \quad f'\big(\hat{k}(t)\big)=r(t)+\delta \tag{3.24}$$

$$\frac{\partial\pi(t)}{\partial L(t)}=0 \qquad \Rightarrow \quad f\big(\hat{k}(t)\big)-k(t)\,f'\big(\hat{k}(t)\big)=w(t) \tag{3.25}$$

พิจารณาที่ดุลยภาพ (Equilibrium)

ณ เศรษฐกิจระบบปิด สินทรัพย์ต่อบุคคล (a) จะมีค่าเท่ากับทุนต่อบุคคล (k)
พิจารณาจาก

$$\dot{a}(t)=w(t)+r(t)a(t)-c(t)-na(t) \tag{3.26}$$

โดยที่

$$a(t)=k(t),\ \hat{k}(t)=k(t)e^{-xt},\ r(t)=f'\big(\hat{k}(t)\big)-\delta,\ w(t)=(f\big(\hat{k}(t)-\hat{k}.f'\big(\hat{k}(t)\big)\big)e^{xt}$$

เมื่อแทนค่าในสมการ (3.26) จะได้

$$\dot{\hat{k}}(t)=f\big(\hat{k}(t)\big)-\hat{c}(t)-(x+n+\delta)\hat{k}(t) \tag{3.27}$$

จากสมการ (3.21) $\qquad \dfrac{\dot{c}(t)}{c(t)}=\dfrac{1}{\theta}(r-\rho)$

โดยที่ $r(t)=f'\big(\hat{k}(t)\big)-\delta$ และ $\hat{c}(t)=c(t)e^{-xt}$ จะได้

$$\frac{\dot{\hat{c}}(t)}{\hat{c}(t)}=\frac{\dot{c}(t)}{c(t)}-x=\frac{1}{\theta}\Big(f'(\hat{k}(t))-\delta-\rho-\theta x\Big) \tag{3.28}$$

ซึ่งสามารถเขียน Transversality Condition ในรูปของ $\hat{k}(t)$ โดยการแทนค่า $a(t)=k(t)$ และ $\hat{k}(t)=k(t)e^{-xt}$ ในสมการ $\lim\limits_{t\to\infty}\left[a(t).e^{-\int_0^t(r(v)-n)dv}\right]=0$ จะได้

$$\lim_{t\to\infty}\left[\hat{k}(t).e^{-\int_0^t\left(f'(k(t))-\delta-n-x\right)dv}\right]=0 \tag{3.29}$$

พิจารณาที่สถานะคงตัว (Steady State)

เราจะพิจารณาจากสมการที่ (3.27), (3.28) และ (3.29) โดยในสถานะคงตัว (Steady State) กำหนดให้ อัตราการเจริญเติบโตของ $\hat{k}(t)=\left(\gamma_{\hat{k}}\right)^*$ และอัตราการเจริญเติบโตของ $\hat{c}(t)=\left(\gamma_{\hat{c}}\right)^*$ ดังนั้น จะได้สมการ ณ สถานะคงตัวดังต่อไปนี้

$$\hat{c}(t)=f\left(\hat{k}(t)\right)-(x+n+\delta)\cdot\hat{k}(t)-\hat{k}(t)\cdot\left(\gamma_{\hat{k}}\right)^* \tag{3.30}$$

ทำการ Differential เทียบกับเวลา (t) จะได้

$$\dot{\hat{c}}(t)=\dot{\hat{k}}(t)\cdot\left[f'\left(k(t)\right)-\left[x+n+\delta+\left(\gamma_{\hat{k}}\right)^*\right]\right] \tag{3.31}$$

โดยในสถานะคงตัว จากเงื่อนไขของ Tranversality Condition ในสมการ (3.29) อัตราการเจริญเติบโตของ $\hat{k}(t)=\left(\gamma_{\hat{k}}\right)^*$ และอัตราการเจริญเติบโตของ $\hat{c}(t)=\left(\gamma_{\hat{c}}\right)^*$ จะต้องมีเครื่องหมายเดียวกัน (Barro and Sala-i-Martin, 2004)

ดังนั้น จากสมการ (3.28) $\gamma_{\hat{c}}=\dfrac{\dot{\hat{c}}(t)}{\hat{c}(t)}=\dfrac{1}{\theta}\left(f'(\hat{k}(t))-\delta-\rho-\theta x\right)$

เมื่อพิจารณาจะพบว่า ที่ $\left(\gamma_{\hat{k}}\right)^*=\left(\gamma_{\hat{c}}\right)^*=0$ เท่านั้นที่จะทำให้ $\left(\gamma_{\hat{k}}\right)^*$ และ $\left(\gamma_{\hat{c}}\right)^*$ มีเครื่องหมายเดียวกัน โดย ณ $\left(\gamma_{\hat{k}}\right)^*=0$ หมายความว่า $\dot{\hat{y}}=0$ เนื่องจาก $\dot{\hat{y}}(t)=f'\left(\hat{k}(t)\right)\left(\gamma_{\hat{k}}\right)\hat{k}(t)$ ดังนั้น $\left(\gamma_{\hat{y}}\right)^*=0$ ด้วย กล่าวคือ ในสภาวะคงตัวเท่านั้นที่จะทำให้ $\left(\gamma_{\hat{k}}\right)^*$ และ $\left(\gamma_{\hat{c}}\right)^*$ มีเครื่องหมายเดียวกัน

ตัวแปรต่อหน่วยของประสิทธิภาพแรงงาน (Effective Labour) $\hat{k}(t),\hat{c}(t),\hat{y}(t)$ จะไม่มีการเจริญเติบโต

ตัวแปรต่อหน่วยประชากร $k(t),c(t),y(t)$ จะมีการเจริญเติบโตที่อัตรา x (ความก้าวหน้าทางเทคโนโลยีที่ใส่เข้าไป)

ตัวแปร Aggregate $K(t),X(t),Y(t)$ จะมีการเจริญเติบโตที่อัตรา $n+x$

3.1.3 ทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจแนวใหม่หรือการเจริญเติบโตภายใน (Endogenous Growth Theory)

ทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจแนวใหม่หรือการเจริญเติบโตภายใน (Endogenous Growth Theory) เป็นทฤษฎีที่ถูกพัฒนาขึ้นในช่วงปลายของทศวรรษที่ 1990s โดย Robert E. Lucas และ Pual M. Romer

แนวคิดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจแนวใหม่หรือการเจริญเติบโตภายใน (Endogenous Growth) เป็นการขยายแนวคิดของ Neoclassical Growth Theory แต่มีความแตกต่าง คือ การไม่ปรากฏคุณสมบัติการลดน้อยถอยลงของผลผลิตส่วนเพิ่มของทุนกายภาพ (Diminishing Marginal Product of Capital) นอกจากนี้ยังเชื่อว่าการผลิตยังขึ้นอยู่กับปัจจัยที่สาม คือ ทุนมนุษย์ (Human Capital) เป็นปัจจัยการผลิต ซึ่งทุนมนุษย์ได้มาจากการลงทุนในตัวคน เช่น การลงทุนด้านศึกษา การพัฒนาทักษะและฝีมือแรงงาน หรือด้านการค้นคว้าวิจัยโดยเมื่อมีการลงทุนในทุนมนุษย์มากขึ้นก็จะส่งผลกระทบในทางที่เป็นประโยชน์ (External Benefits)

แบบจำลองการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจแนวใหม่หรือการเจริญเติบโตภายใน (Endogenous Growth Theory) สามารถเขียนในรูปสมการการผลิตอย่างง่ายได้ ดังนี้

$$Y(t) = f(K(t), H(t), R(t))$$

โดยที่	$Y(t)$	คือ	ปริมาณสินค้าและบริการ ณ ช่วงเวลาหนึ่งๆ
	$K(t)$	คือ	ปริมาณของปัจจัยทุนกายภาพ
	$H(t)$	คือ	ปริมาณของปัจจัยด้านทุนมนุษย์
	$R(t)$	คือ	ปริมาณของการวิจัยและการพัฒนา

จากสมการข้างต้นจะเห็นได้ว่าการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในระยะยาวจะเกิดขึ้นได้ไม่ได้ขึ้นอยู่กับการลงทุนทางกายภาพเท่านั้น แต่ยังขึ้นอยู่กับการลงทุนในทุนมนุษย์ เช่น การลงทุนด้านการศึกษา การพัฒนาทักษะฝีมือแรงงาน รวมทั้งการลงทุนในการทำวิจัยและพัฒนา (R&D) อีกด้วย

อย่างไรก็ตามฟังก์ชันการผลิตอย่างง่ายซึ่งไม่ปรากฏคุณสมบัติของภาวะการลดน้อยถอยลงของผลผลิตส่วนเพิ่มของทุนกายภาพ (Diminishing Marginal Product of Capital) ได้แก่ ฟังก์ชันการผลิตแบบ AK (Barro and Sala-i-Martin, 2004) โดยสามารถอธิบายได้ ดังนี้

สมการการผลิต (Production Function)

$$Y(t) = AK(t) \tag{3.32}$$

ผลผลิตต่อหัวประชากร

$$y(t) = Ak(t) \tag{3.33}$$

โดยเรียกแบบจำลองข้างต้นว่า “AK Models” ซึ่งเป็นแบบจำลองอย่างง่ายที่ใช้ในการอธิบายแบบจำลองภายใน โดยที่ A คือ ระดับของเทคโนโลยีที่เป็นค่าคงที่ที่มีค่าเป็นบวก เนื่องจากสมการการผลิตในแบบจำลองนี้ไม่มีคุณสมบัติของภาวะการลดน้อยถอยลงของผลผลิตส่วนเพิ่มของทุนกายภาพ (Diminishing Marginal Product of Capital) และถ้าสมมติให้ระบบเศรษฐกิจเป็นระบบปิด ไม่มีภาครัฐบาลเข้ามาเกี่ยวข้องและมีการเพิ่มของประชากรดังเช่นที่ปรากฏในแบบจำลองก่อนหน้านี้ เมื่อ จะสามารถเขียนสมการ Fundamental Differential Equation ได้ดังสมการที่ (3.36)

พิจารณาจาก

$$\dot{K}(t) = sF(K(t)) - \delta K(t)) \tag{3.34}$$

$$\frac{\dot{K}(t)}{L(t)} = sf(k(t)) - \delta k(t)) \tag{3.35}$$

แทนค่า $\frac{\dot{K}(t)}{L(t)} = \dot{k}(t) + k(t)n$ และ $f(k(t)) = Ak(t)$ จะได้ Fundamental Differential Equation ดังต่อไปนี้

$$\dot{k}(t) = sf\left(k(t)\right) - \left(n + \delta\right)k(t) \tag{3.36}$$

หรือถ้าพิจารณาในรูปอัตราการเจริญเติบโตของ $k(t)$ หรือ γ_k จะเขียนได้ ดังนี้

$$\gamma_k = \frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = sA - \left(n + \delta\right) \tag{3.37}$$

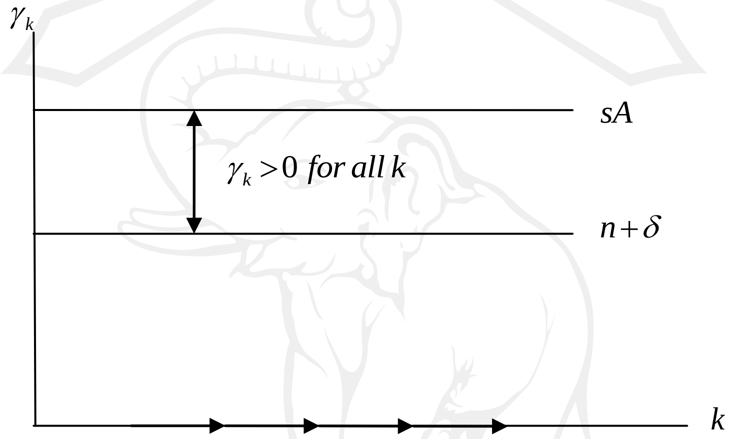
เนื่องจาก $y(t) = Ak(t)$ จะได้ $\frac{\dot{y}(t)}{y(t)} = \frac{\dot{k}(t)}{k(t)}$, $c(t) = (1-s)y(t)$ จะได้ $\frac{\dot{c}(t)}{c(t)} = \frac{\dot{y}(t)}{y(t)}$ แสดงว่าอัตราการเจริญเติบโตของผลผลิตต่อหัวประชากร อัตราการเจริญเติบโตของทุนต่อหัว

ประชากร และอัตราการเจริญเติบโตของการบริโภคต่อหัวประชากรมีการเจริญเติบโตในอัตราเดียวกันซึ่งเป็นค่าคงที่ แสดงได้ดังสมการต่อไปนี้

$$\gamma^* = sA - (n+\delta) \tag{3.38}$$

โดยที่ $\gamma^* = \gamma_k = \gamma_c = \gamma_y$

ถ้าเขียนแสดงการเจริญเติบโตของทุนต่อหัวในกรณีของแบบจำลอง AK แสดงได้ดังรูปที่ 3.3



รูปที่ 3.3 แสดงการเจริญเติบโตของทุนต่อหัวประชากรในแบบจำลองการเจริญเติบโตจากภายใน

จากรูปที่ 3.3 ถ้าสมมติว่า $\gamma_k > 0$ จะเห็นว่า sA มากว่า $(n+\delta)$ ดังนั้น แบบจำลอง AK สามารถทำให้เกิดการเจริญเติบโตในระยะยาวที่มาจากภายในระบบเศรษฐกิจ กล่าวคือ เมื่อมีการสะสมทุนกายภาพในระบบเศรษฐกิจมากขึ้นและมีการลงทุนในตัวคนมากขึ้นด้วย หรือมีการค้นพบเทคโนโลยีใหม่ซึ่งใช้ในการผลิตสินค้าและบริการได้ และเทคโนโลยีเหล่านี้แพร่กระจายไปได้ในสังคม สิ่งเหล่านี้เสมือนว่าได้มีการเพิ่มผลิตภาพการผลิตในปัจจัยการผลิตให้สูงขึ้น ผลได้ที่เกิดขึ้น คือ แรงงานสามารถทำงานร่วมกับทุนกายภาพที่เพิ่มขึ้นโดยไม่เข้าสู่การเกิดภาวะการลดน้อยถอยลงของผลผลิตส่วนเพิ่มจากปัจจัยทุนทางกายภาพ (Diminishing Return of Marginal Products of Physical Capital) ซึ่งสามารถทำให้ผลผลิตยังคงเพิ่มขึ้นต่อไปอีกได้ ทั้งนี้ในรอบต่อไปผลผลิตก็จะถูกแบ่งมาลงทุนในตัวคนอีก ซึ่งก็ทำให้เกิดการค้นคว้าหาความรู้สร้างเทคโนโลยีใหม่ๆ นำไปสู่การเพิ่มผลิตภาพการผลิตในปัจจัยการผลิตอีก ซึ่งก็จะทำให้สามารถผลิตสินค้าและบริการของประเทศที่สูงขึ้น นำมาสู่การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจต่อไปอีก

3.2 ทฤษฎีและแนวคิดการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ

3.2.1 ข้อมูลพาแนล

ข้อมูลพาแนล (Panel Data) เป็นข้อมูลที่ประกอบไปด้วยข้อมูลทางด้านมิติเวลา (Time Series Data) และข้อมูลด้านมิติภาคตัดขวาง (Cross-Section Data) โดยเป็นการเก็บข้อมูลจากหน่วยของตัวอย่างชุดเดิม เช่น บุคคล ครัวเรือน หน่วยธุรกิจ หรือประเทศ และทำการเก็บข้อมูลซ้ำหลายๆครั้งในแต่ละช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ซึ่งทำให้สามารถศึกษาการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรในมิติภาคตัดขวางแต่ละหน่วยในช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และศึกษาการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรในมิติเวลาของทุกหน่วยภาคตัดขวางในช่วงเวลาเดียวกันได้□

แบบจำลองข้อมูลพาแนล เขียนได้ ดังนี้ (Baltagi, 2008: 12)

$$y_{it} = \alpha + X_{it}'\beta + \mu_{it} \tag{3.39}$$

โดยที่	i	คือ	ข้อมูลภาคตัดขวาง ; $i = 1,\dots,N$
	t	คือ	ข้อมูลภาคอนุกรมเวลา ; $t = 1,\dots,T$
	y_{it}	คือ	เวกเตอร์ 1×1 ของตัวแปรตาม
	α	คือ	จำนวนจริง (Scalar)
	β	คือ	เวกเตอร์ที่มีขนาด $K\times 1$
	X_{it}	คือ	ตัวอย่างที่ it ที่ประกอบไปด้วย K ตัวแปร
	μ_{it}	คือ	ค่าความคลาดเคลื่อน

สำหรับการประยุกต์ใช้แบบจำลองพาแนลส่วนมากจะใช้แบบจำลองที่มีองค์ประกอบความคลาดเคลื่อนทางเดียว โดยที่

$$\mu_{it} = \mu_i + \nu_{it} \tag{3.40}$$

โดยที่	μ_i	คือ	ผลกระทบเฉพาะเจาะจงของแต่ละหน่วยที่ไม่สามารถสังเกตได้ (Unobservable Individual Specific Effect)
	ν_{it}	คือ	พจน์รบกวนส่วนที่เหลือ (Remainder Disturbance)

3.2.2 การทดสอบพาแนลยูนิทรูท (Panel Unit Root Test)

การทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ การทดสอบความนิ่งของข้อมูลตัวแปรแต่ละตัวที่นำมาศึกษา การทดสอบพาแนลยูนิทรูทสามารถทำการทดสอบได้หลายวิธี เช่น วิธี Levin, Lin and Chu

(LLC) Test (2000) วิธี Im, Pesaran and Shin (IPS) Test (2003) วิธี Breitung Test (2000) วิธี Hadri Test (1999) และวิธี Fisher-Type (Maddala and Wu (1999) และ Choi (2001))

ในการทดสอบพาแนลยูนิทรูท มีการแยกการทดสอบที่หลากหลาย เช่น แยกตามสมมติฐานค่า ρ_i ซึ่งแบ่งออกเป็น 2 กลุ่ม กล่าวคือ กลุ่มแรก $\rho_i = \rho$ สำหรับทุกๆ i หรือทุกหน่วยภาคตัดขวาง ได้แก่ การทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Levin, Lin and Chu (LLC) Test, วิธี Breitung Test และวิธี Hadri Test กลุ่มที่สอง คือ ค่า ρ_i ของแต่ละหน่วย i หรือแต่ละหน่วยภาคตัดขวางเป็นอิสระต่อกัน ได้แก่ การทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Im, Pesaran and Shin (IPS) Test และวิธี Fisher-Type Test โดยใช้ Fisher-ADF และ Fisher-PP ซึ่งเป็นการทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Tests with Individual Unit Root Processes) นอกจากนั้นอาจจำแนกตามความสอดคล้องของข้อมูล เช่น ขนาดของข้อมูล ได้แก่ ขนาดของจำนวนหน่วยภาคตัดขวาง (N) และขนาดของข้อมูลอนุกรมเวลา (T) นอกจากนั้นอาจจำแนกตามลักษณะของข้อมูล ได้แก่ ข้อมูลที่มีลักษณะ Balance หรือ Unbalance เพื่อให้สอดคล้องกับความเหมาะสมในแต่ละวิธี โดยการทดสอบพาแนลยูนิทรูทในแต่ละวิธีสามารถอธิบายได้ ดังนี้

1. วิธี Levin, Lin and Chu (LLC) Test

พิจารณาจากสมการ Augmented Dickey-Fuller (ADF) ดังนี้

$$\Delta y_{it} = \rho y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}, \qquad m = 1,2,3 \tag{3.41}$$

โดยที่ Δy_{it} คือ พจน์ผลต่าง (Difference Term) ของ y_{it}

y_{it} คือ ตัวแปรที่ต้องการทดสอบ

p_i คือ จำนวน Lag Order สำหรับพจน์ผลต่าง (Difference Term)

d_{mt} คือ ตัวแสดงลักษณะตัวแปร โดยแบ่งออกเป็น 3 ลักษณะ ได้แก่

$d_{1t} = \{empty\ set\}$, $d_{2t} = \{1\}$ และ $d_{3t} = \{1, t\}$

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท

$$H_0 : \rho = 0$$
$$H_1 : \rho < 0$$

ขั้นตอนการทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Levin, Lin and Chu (LLC) Test

ณ ระดับ The Lag Order (p_i) โดยเลือก Lag ที่เหมาะสมที่สุดจากการเลือก Lag ที่สูงที่สุด (p_{max}) และใช้ค่า t-Statistics ของ $\hat{\theta}_{iL}$ ในการกำหนดหาค่า Lag ที่เหมาะสม

ขั้นตอนแรก ณ ระดับ The Lag Order (p_i) ทำการถดถอยสมการเพื่อให้ได้ค่าส่วนที่เหลือ $\hat{e}_{it}$ และ $\hat{v}_{it-1}$ ดังนี้

$$\hat{e}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{L=1}^{p_i} \tilde{\theta}_{iL} \Delta y_{it-L} - \tilde{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (3.42)$$

และ

$$\hat{v}_{it-1} = y_{it-1} - \sum_{L=1}^{p_i} \dot{\theta}_{iL} \Delta y_{it-L} - \dot{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (3.43)$$

เพื่อควบคุมความแปรปรวนที่แตกต่างกันในแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (i) จึงต้องทำการปรับ $\hat{e}_{it}$ และ $\hat{v}_{it-1}$ โดยการหารด้วยความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน

$$\tilde{e}_{it} = \frac{\hat{e}_{it}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}} \quad (3.44)$$

$$\tilde{v}_{it-1} = \frac{\hat{v}_{it-1}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}} \quad (3.45)$$

โดยที่ $\hat{\sigma}_{\varepsilon i}$ คือ ความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Standard Error) ที่ได้จากการประมาณค่าในสมการ ADF แต่ละหน่วย ($i = 1, ..., N$)

ขั้นตอนที่ 2 คำนวณหาอัตราส่วนความเบี่ยงเบนมาตรฐานระยะยาวกับระยะสั้นภายใต้สมมติฐานหลักของยูนิทรูท ค่าความแปรปรวนระยะยาวของสมการ (3.41) หาได้จาก

$$\hat{\sigma}_{yi}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^{T} \Delta y_{it}^{\ 2} + 2 \sum_{L=1}^{\bar{K}} w_{\bar{K}L} \left[\frac{1}{T-1} \sum_{t=2+L}^{T} \Delta y_{it} \Delta y_{it-L} \right] \quad (3.46)$$

สำหรับอัตราส่วนความเบี่ยงเบนมาตรฐานระยะยาวกับระยะสั้นแต่ละหน่วย (i) คือ

$$\hat{s}_i = \hat{\sigma}_{yi} / \hat{\sigma}_{\varepsilon i} \quad (3.47)$$

ดังนั้น ค่าเฉลี่ยของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานมีค่าเท่ากับ

$$\hat{S}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \hat{s}_i \quad (3.48)$$

ซึ่งค่าค่าเฉลี่ยของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานนี้จะนำไปใช้ในการหา t -Statistic ในขั้นตอนที่ 3

ขั้นตอนที่ 3 ทดสอบค่า t -Statistic

โดยการถดถอยสมการแบบ Pooled กล่าวคือ เป็นการถดถอยแบบสมการอย่างง่าย

$$\tilde{e}_{it} = \rho \tilde{v}_{it-1} + \tilde{\varepsilon}_{it} \tag{3.49}$$

ทั้งนี้ตั้งอยู่บนพื้นฐานจำนวนค่าสังเกตซึ่งมีจำนวนเท่ากับ $N\tilde{T}$ โดย $\tilde{T}$ คือ ค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตต่อหน่วยในข้อมูลพาแนลมีค่าเท่ากับ $\tilde{T} = T - \overline{p} - 1$ และ $\overline{p}$ คือ ค่าเฉลี่ยของ Lag สำหรับแต่ละหน่วยจากการถดถอยสมการ ADF ซึ่งมีค่าเท่ากับ $\overline{p} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} p_i / N$ โดยมีสมมติฐานหลักคือ $H_0 : \rho = 0$ โดยที่ $t_p : \dfrac{\hat{\rho}}{\hat{\sigma}(\hat{\rho})}$

กำหนดให้

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2+p_i}^{T} \tilde{v}_{it-1}\tilde{e}_{it}}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2+p_i}^{T} \tilde{v}_{it-1}^2} \tag{3.50}$$

$$\hat{\sigma}(\hat{\rho}) = \frac{\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}}{\left[\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2+p_i}^{T_i} \tilde{v}_{it-1}^2\right]^{1/2}} \tag{3.51}$$

$$\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^2 = \frac{1}{N\tilde{T}} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2+p_i}^{T} \left(\tilde{e}_{it} - \hat{\rho}\tilde{\upsilon}_{it-1}\right)^2 \tag{3.52}$$

และสามารถประมาณค่า ค่าสถิติ Adjusted t - Statistic ของ ρ ได้ดังนี้

$$t_{\rho}^{*} = \frac{t_{\rho} - N\tilde{T}\hat{S}_N \hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{-2} \hat{\sigma}(\hat{\rho}) \mu_{m\tilde{T}}^{*}}{\sigma_{m\tilde{T}}^{*}} \tag{3.53}$$

โดยที่	t_{ρ}^{*}	คือ	ค่าสถิติ Adjusted t - Statistic สำหรับ ρ
	$\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{-2}$	คือ	ค่าความแปรปรวนที่ประมาณได้จากความคลาดเคลื่อน (Error Term)
	$\hat{\sigma}(\hat{\rho})$	คือ	ความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ $\hat{\rho}$
	$\hat{S}_N$	คือ	ค่าเฉลี่ยของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

$\mu^*_{m\tilde{T}}$ และ $\sigma^*_{m\tilde{T}}$ คือ ค่าเฉลี่ย (Mean) และ Adjustment ของส่วนเบี่ยงเบน-มาตรฐาน (Standard Deviation Adjustment)

จากสมมติฐาน
$$H_0 : \rho = 0$$
$$H_1 : \rho < 0$$

ดังนั้น ถ้าค่าสถิติ Adjusted t - Statistic ของ ρ หรือ t^*_ρ มีนัยสำคัญทางสถิติแสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้า t^*_α ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

2. วิธี Im, Pesaran and Shin (IPS) Test

วิธี IPS Test (Im, Pesaran and Shin Test) ทดสอบโดยใช้ Augmented Dickey – Fuller (ADF) ในการทดสอบ โดยมีค่า ρ ของแต่ละหน่วยภาคตัดขวางที่แตกต่างกัน ($\rho = \rho_i$) ซึ่งวิธีการทดสอบนี้จะเป็นการรวมผลการทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง เพื่อใช้เป็นผลการทดสอบพาแนลยูนิทรูท ดังนั้น ผลการทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี IPS Test จะทำการทดสอบยูนิทรูท ข้อมูลอนุกรมเวลาของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง แล้วสรุปผลรวมสำหรับการทดสอบพาแนลยูนิทรูท สมการ ADF แสดงได้ ดังนี้

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}, \qquad m = 1,2,3 \tag{3.54}$$

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

$$H_0 : \rho_i = 0 \qquad \text{สำหรับทุก } i$$
$$H_1 : \begin{cases} \rho_i < 0 & \text{สำหรับ } i = 1,2,\ldots,N_1 \\ \rho_i = 0 & \text{สำหรับ } i = N_1+1, N_1+2,\ldots,N \end{cases}$$

ค่าเฉลี่ยของค่าสถิติ t -Statistic สำหรับ ρ_i คือ $\overline{t}$

$$\overline{t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{\rho_i} \tag{3.55}$$

เมื่อ t_{ρ_i} คือ ค่าสถิติ t -Statistic ของแต่ละหน่วย

$$t_{\rho_i} \Rightarrow \frac{\int_0^1 W_{iZ} dW_{iZ}}{\left[\int_0^1 W_{iZ}^2\right]^{1/2}} = t_{iT} \tag{3.56}$$

ดังนั้น ค่าสถิติ t -Statistic ในการทดสอบวิธี IPS Test มีค่าดังสมการต่อไปนี้

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{N}\left(\bar{t} - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E\left[t_{iT} \mid \rho_i = 0\right]\right)}{\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \mathrm{var}\left[t_{iT} \mid \rho_i = 0\right]}} \Rightarrow N(0,1) \tag{3.57}$$

โดย t_{IPS} คือ W *-Statistic*

ดังนั้น ถ้า t_{IPS} มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้า t_{IPS} ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

3. วิธี Breitung' Test

ขั้นตอนแรก มีวิธีการทดสอบพาแนลยูนิทรูทเช่นเดียวกับ LLC Test แต่การหาค่าส่วนที่เหลือที่แตกต่างกัน กล่าวคือ มีการถดถอยเพื่อให้ได้ส่วนที่เหลือ $\hat{e}_{it}$ และ $\hat{v}_{it-1}$ ดังนี้

$$\hat{e}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{L=1}^{p_i} \tilde{\theta}_{iL} \Delta y_{it-L} \tag{3.58}$$

และ

$$\hat{v}_{it-1} = y_{it-1} - \sum_{L=1}^{p_i} \dot{\theta}_{iL} \Delta y_{it-L} \tag{3.59}$$

ซึ่งเมื่อทำการปรับค่า $\hat{e}_{it}$ และ $\hat{v}_{it-1}$ โดยการหารด้วยความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน จะได้ค่า $\tilde{e}_{it}$ และค่า $\tilde{v}_{it-1}$ ดังต่อไปนี้

$$\tilde{e}_{it} = \frac{\Delta y_{it} - \sum_{L=1}^{p_i} \tilde{\theta}_{iL} \Delta y_{it-L}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}} \tag{3.60}$$

และ

$$\tilde{v}_{it-1} = \frac{y_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \dot{\theta}_{ij} \Delta y_{it-j}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}} \tag{3.61}$$

ขั้นตอนที่สอง แปลงค่า $\tilde{e}_{it}$ และค่า $\tilde{v}_{it-1}$ ให้อยู่ในรูป Orthogonalization ซึ่งถูกใช้โดย Arellano and Bover (1995) จะได้สมการดังต่อไปนี้

$$e_{it}^{*} = \sqrt{\frac{T-t}{T-t+1}}\left(\tilde{e}_{it} - \frac{\tilde{e}_{it+1} + \ldots + \tilde{e}_{iT}}{T-t}\right) \tag{3.62}$$

$v_{it-1}^{*} = \tilde{v}_{it-1} - \tilde{v}_{i1} - \frac{t-1}{T}\tilde{v}_{iT}$ ปรากฏค่าคงที่และแนวโน้ม

$v_{it-1}^{*} = \tilde{v}_{it-1} - \tilde{v}_{i1}$ ปรากฏค่าคงที่

$v_{it-1}^{*} = \tilde{v}_{it-1}$ ไม่ปรากฏค่าคงที่และแนวโน้ม

ขั้นตอนสุดท้าย การถดถอยสมการอย่างง่ายเพื่อทดสอบค่าสถิติ

$$e_{it}^{*} = \rho v_{i,t-1}^{*} + \varepsilon_{it}^{*} \tag{3.63}$$

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก คือ ค่า t -Statistic (B_{nT})

$$B_{nT} = \left[\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{nT^2}\right)\sum_{i=1}^{n}\sum_{i=2}^{T-1}(y_{it-1}*)^2\right]^{-1/2}\left[\left(\frac{1}{\sqrt{nT}}\right)\left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{i=2}^{T-1}(\Delta y_{it}*)(y_{it-1}*)\right)\right] \tag{3.64}$$

สมมติฐานหลักของการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

$$H_0 : \rho = 0$$
$$H_1 : \rho < 0$$

ดังนั้น ถ้าค่าสถิติ B_{nT} มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลักหรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้าค่าสถิติ B_{nT} ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลักหรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

4. วิธี Hadri Test

ขั้นตอนแรก ทำการทดสอบจากส่วนที่เหลือ (Residual) จากสมการวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square) ของ y_{it} ที่ปรากฏเทอมของค่าคงที่ (Constant) หรือปรากฏทั้งเทอม

ของค่าคงที่ (Constant) และมีแนวโน้ม (Trend) โดยวิธีของ Hadri (2000) จะพิจารณาแบบจำลองดังต่อไปนี้

$$y_{it} = r_{it} + \varepsilon_{it} \quad , \quad i = 1,...,N \quad , \quad t = 1,....,T \tag{3.65}$$

และ

$$y_{it} = r_{it} + \beta_i t + \varepsilon_{it} \tag{3.66}$$

สำหรับ $r_{it} = r_{it-1} + \mu_{it}$ เมื่อแทนค่าเข้าไปในสมการ (3.66) จะได้สมการดังต่อไปนี้

$$y_{it} = r_{i0} + \beta_i t + \sum_{s=1}^{t} \mu_{is} + \varepsilon_{it} = r_{i0} + \beta_i t + v_{it} \tag{3.67}$$

เมื่อ $v_{it} = \sum_{s=1}^{t} \mu_{is} + \varepsilon_{it}$

ขั้นตอนที่ 2 ให้ส่วนที่เหลือจากการถดถอย $\hat{\varepsilon}_{it}$ อยู่ในรูปของค่าสถิติ LM (LM Statistic) ในกรณีเป็น Homoskedasticity จะใช้ค่าสถิติ LM_1

$$LM_1 = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N} \frac{1}{T^2} \sum_{i=1}^{T} S_{it}^2\right) / \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 \tag{3.68}$$

โดยที่ S_{it} คือ ค่าสะสมของส่วนที่เหลือ (Sums of the Residuals) จากสมการ (3.67)

$$S_{it} = \sum_{s=1}^{t} \hat{\varepsilon}_{is} \tag{3.69}$$

ในกรณีที่ เกิดความแตกต่างกันในแต่ละหน่วย (Heteroskedasticity) ในแต่ละหน่วย i กล่าวคือค่า $\hat{\sigma}_{\varepsilon i}^2$ จะใช้ค่าสถิติ LM_2

$$LM_2 = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{1}{T^2} \sum_{i=1}^{T} S_{it}^2 / \hat{\sigma}_{\varepsilon i}^2\right)\right) \tag{3.70}$$

ขั้นที่ 3 ใช้ค่าสถิติ Z - Statistic ในการทดสอบสมมติฐาน

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

H_0: ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

H_1: ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ Z - Statistic ดังนี้

$$Z = \frac{\sqrt{N}(LM - \xi_1)}{\zeta} \rightarrow N(0,1) \tag{3.71}$$

เมื่อ N คือ จำนวนค่าสังเกตในข้อมูลพาแนล

กรณีถ้าแบบจำลองมีค่าคงที่เพียงอย่างเดียว กำหนดให้ $\xi = \frac{1}{6}$ และ $\zeta = \frac{1}{45}$

กรณีอื่นๆ กำหนดให้ $\xi = \frac{1}{15}$ และ $\zeta = \frac{11}{6300}$

ดังนั้นถ้าค่าสถิติ Z - Statistic มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท แต่ถ้า Z - Statistic ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

5. วิธี Fisher type test โดยใช้ ADF และ PP- test

Fisher's (P) Test เป็นการทดสอบโดยการรวมค่า p –Value จากการทดสอบยูนิทรูทในแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (i) เพื่อที่จะทดสอบยูนิทรูทในข้อมูลพาแนล

$$P = -2\sum_{i=1}^{N} \ln p_i \tag{3.72}$$

โดย p_i ($i = 1, 2, ..., N$) คือค่า p -Value ของการทดสอบยูนิทรูทของข้อมูลภาคตัดขวาง i จากข้อมูลภาคตัดขวางทั้งหมด N เป็นตัวแปรอิสระที่มี $U(0,1)$ ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบมีการแจกแจงแบบไคสแควร์ (Chi-Squared: χ^2) และมีองศาความเป็นอิสระ (Degree of Freedom) เท่ากับ 2N

สำหรับในกรณีที่ N มีขนาดใหญ่มาก สามารถแปลงค่า P ได้ดังนี้

$$P_m = \frac{1}{2\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N} \left(-2\ln p_i - 2 \right) \tag{3.73}$$

ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบมี 2 ทาง คือ

ทางที่ 1 ค่า inverse normal test

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N} \Phi^{-1}(p_i) \qquad (3.74)$$

โดยที่	Φ	คือ	ฟังก์ชั่นการแจกแจงปกติมาตรฐาน
	$o \le p_i \le 1, \Phi^{-1}(p_i)$	คือ	ตัวแปรสุ่ม
	$T_i \to \infty$ สำหรับทุกๆ $i, z \to N(0,1)$		

ทางที่ 2 คือ การทดสอบค่า logit

$$L = \sum_{i=1}^{N} \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) \qquad (3.75)$$

โดยที่ $\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right)$ มีการกระจายที่มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์ และความแปรปรวนเท่ากับ $\pi^3/3$ และ $T_i \to \infty$ สำหรับทุกๆ i จะได้ค่า $\sqrt{mL} \Rightarrow t_{5N+4}$ โดยที่ $m = \frac{3(5N+4)}{\pi^2 N(5N+2)}$

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

$$H_0 : \rho_i = 1$$

$$H_1 : \rho_i < 1$$

ดังนั้น ถ้าค่าสถิติ ρ-Test และ z-Test ที่ได้มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

3.2.3 การทดสอบการร่วมกันไปด้วยกัน (Panel Cointegration Tests)

เป็นการทดสอบการหาความสัมพันธ์ในระยะยาวของตัวแปรคู□ ใดๆ ว่ามีการเคลื่อนไหวที่สอดคล□องกันหรือไม□ เนื่องจากเชื่อว่าในระยะยาวแล้วตัวแปรอาจจะมีการเคลื่อนไหวในทิศทางใดทิศทางหนึ่งที่สอดคล□องกัน แม้ว่าในระยะสั้นความเคลื่อนไหวของตัวแปรดังกล่าวอาจจะมีการเคลื่อนไหวที่ไม□สามารถกำหนดทิศทางที่แน่นอนได□ก็ตาม

สำหรับการทดสอบ Panel Cointegration แบ่งออกเป็น 3 ได้แก่ การทดสอบตามวิธีของ Kao การทดสอบตามวิธีของ Padroni และการทดสอบตามวิธีการทดสอบแบบ Fisher test

1. การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Kao (Kao test)

พิจารณาแบบจำลอง (panel regression model)

$$y_{it} = x_{it}'\beta + z_{it}'\gamma + e_{it} \tag{3.76}$$

โดยที่ตัวแปร y_{it} และ x_{it} มีลักษณะข้อมูลเป็น I(1) และ $z_{it} = \{\mu_i\}$

Kao (1999) ได้เสนอการทดสอบยูนิทรูทด้วยวิธี DF และADF สำหรับส่วนตกค้าง (e_{it}) เพื่อทดสอบการร่วมกันไปด้วยกัน (Cointegration) โดยการทดสอบด้วยวิธี DF Test คำนวณจาก Fixed Effects Residual

$$\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + \nu_{it} \tag{3.77}$$

โดยที่ $\hat{e}_{it} = \tilde{y}_{it} - \tilde{x}_{it}\hat{\beta}$ และ $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$

สำหรับการประมาณค่า ρ และค่าสถิติ t-statistic สามารถประมาณค่าได้จากสมการต่อไปนี้

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{e}_{it}\hat{e}_{it-1}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{e}_{it}^2} \tag{3.78}$$

และค่าสถิติ t-statistic

$$t_\rho = \frac{(\hat{\rho}-1)\sqrt{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{e}_{it-1}^2}}{s_e} \tag{3.79}$$

โดยที่ $s_e^2 = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\left(\hat{e}_{it} - \hat{\rho}\hat{e}_{it-1}\right)^2$

ภายใต้สมมติฐานหลักว่าไม่มีการร่วมไปด้วยกัน (No Cointegration) Kao ได้สร้างสถิติ DF ในการทดสอบจำนวน 4 การทดสอบ คือ

$$DF_{\rho} = \frac{T\sqrt{N}(\hat{\rho}-1)+3\sqrt{N}}{10.2} \tag{3.80}$$

$$DF_{t} = \sqrt{1.25}t_{\rho} + \sqrt{1.875N} \tag{3.81}$$

$$DF_{\rho}^{*} = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho}-1)+3\sqrt{N}\hat{\sigma}_{\upsilon}^{2}/\hat{\sigma}_{0\upsilon}^{2}}{\sqrt{3+36\hat{\sigma}_{\upsilon}^{4}/5\hat{\sigma}_{0\upsilon}^{4}}} \tag{3.82}$$

$$DF_{t}^{*} = \frac{t_{\rho}+\sqrt{6N}\hat{\sigma}_{\upsilon}^{2}/(2\hat{\sigma}_{0\upsilon}^{2})}{\sqrt{\hat{\sigma}_{0\upsilon}^{2}/(2\hat{\sigma}_{\upsilon}^{2})+3\hat{\sigma}_{\upsilon}^{2}/10\hat{\sigma}_{0\upsilon}^{2}}} \tag{3.83}$$

โดยที่ DF_{ρ} และ DF_{t} จะเน้นไปที่การมีตัวแปรภายนอกเป็นตัวถดถอย (Regressors) และค่าคลาดเคลื่อน (Error) ส่วน DF_{ρ}^{*} และ DF_{t}^{*} จะเน้นไปที่การมีตัวแปรภายใน

สำหรับการทดสอบแบบ ADF นั้น พิจารณาจากสมการต่อไปนี้

$$\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p}\vartheta_{j}\Delta\hat{e}_{it-j} + \nu_{itp} \tag{3.84}$$

สมมติฐานหลักในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Kao คือ $H_0 : \rho = 1$(ไม่มีการร่วมไปด้วยกัน: No Cointegration)

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบ คือ

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \dfrac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_{\nu}}{2\hat{\sigma}_{0\nu}}}{\sqrt{\dfrac{\hat{\sigma}_{0\nu}^{2}}{2\hat{\sigma}_{\nu}^{2}} + \dfrac{3\hat{\sigma}_{\nu}^{2}}{10\hat{\sigma}_{0\nu}^{2}}}} \tag{3.85}$$

โดยที่ค่า t_{ADF} คือ ค่าสถิติ t-Statistic ของ ρ จากสมการ (84)

2. การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Pedroni

การทดสอบโคอินทิเกรชันแบบ Pendroni มีพื้นฐานมาจาก Engle-Granger (1987) ซึ่งมีพื้นฐานอยู่บนการทดสอบส่วนตกค้าง (Residual)

Pedroni เสนอวิธีการทดสอบโคอินทิเกรชันไว้หลายรูปแบบ ซึ่งสมมติให้พจน์ค่าคงที่ (Intercept) และค่าสัมประสิทธิ์ของค่าแนวโน้ม (Trend Coefficient) มีความแตกต่างกันได้ระหว่างข้อมูลแต่ละหน่วย พิจารณาจากสมการต่อไปนี้

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + \ldots + \beta_{Mi} x_{Mi,t} + e_{i,t} \tag{3.86}$$

โดยที่ $t = 1,\ldots,T\,;\ i=1,\ldots N;\ m= 1,\ldots,M$

y และ x ถูกสมมติให้มีลักษณะร่วมกันไป

α_i คือ พจน์ส่วนตัด (Intercept) อาจถูกเซตให้เท่ากับศูนย์ก็ได้

δ_i คือ สัมประสิทธิ์ของค่าแนวโน้ม(Trend Coefficient)อาจถูกเซตให้เท่ากับศูนย์ก็ได้

ภายใต้สมมติฐานหลักที่ว่าไม่มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน (No Cointegration) ส่วนที่เหลือ ($e_{i,t}$) จะต้องมีลักษณะข้อมูลเป็น I(1) แต่ถ้าตัวแปรมีลักษณะร่วมไปด้วยกัน (Cointegration) ส่วนที่เหลือที่ได้จะมีลักษณะเป็น I(0) โดยส่วนตกค้างดังกล่าวจะได้มาจากการถดถอยสมการ (3.76) หลังจากนั้นก็นำไปทดสอบว่าเป็น I(1) หรือไม่ ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบ ได้แก่

$$\tilde{Z}_p = \sum_{i=1}^{N} \frac{\sum_{t=1}^{T} (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)}{\left(\sum_{t=1}^{T} \hat{e}_{it-1}^2\right)} \tag{3.87}$$

โดยที่ค่า $\hat{e}_{i,t}$ ประมาณได้จากสมการ (3.78) และ $\hat{\lambda}_i = \frac{1}{2}\left(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{s}_i^2\right)$

$$Z_{t_{\hat{\rho}NT}} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i\right)}{\sqrt{\tilde{\sigma}_{NT}^2 (\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2)}} \tag{3.88}$$

โดยที่ $\tilde{\sigma}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \frac{\hat{\sigma}_i^2}{\hat{L}_{11i}^2}$

3. การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Fisher

การทดสอบด้วยวิธีของ Fisher เป็นอีกแนวทางหนึ่งสำหรับการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน โดยการรวมการทดสอบในแต่ละหน่วยภาคการตัดขวาง (i) เข้าด้วยกันเพื่อให้ได้สถิติการทดสอบแบบพาแนล

$$-2\sum_{i=1}^{N}\log(\pi_i) \rightarrow \chi^2_{2n} \quad (3.89)$$

เมื่อ π_i คือ ค่า p-value จากการทดสอบโคอินทิเกรชันแต่ละตัว สำหรับข้อมูลภาคตัดขวาง i ภายใต้ สมมติฐานหลักในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน

3.2.4 การหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้น (Error Correction Model: ECM)

Error Correction Model : ECM คือ แบบจำลองการปรับตัวระยะสั้นของตัวแปร โดยใช้วิธีการ 2 ขั้นตอน ดังนั้น วิธีการ Panel ECM นั้นพิจารณาจากแบบจำลอง Panel Error Correction Model (ECM) ดังต่อไปนี้

$$\Delta Y_{it} = \alpha_0 \Delta X_{it} + \sum_{k=1}^{m}\alpha_k \Delta X_{it-k} + \sum_{k=1}^{n}\beta_k \Delta Y_{it-k} + \gamma ECM_{it-1} + v_{it} \quad (3.90)$$

โดยที่ Y_{it} คือ ตัวแปรตาม (Dependent Variable)

X_{it} คือ ตัวแปรอธิบาย (Explanatory Variable)

Δ คือ First-Order Difference

ECM คือ Error Correction Term ได้มาจากส่วนที่เหลือ (Residual) จากการถดถอยสมการในขั้นตอนแรก

γ คือ ความเร็วในการปรับตัวการออกนอกดุลยภาพกลับเข้าสู่ดุลยภาพ (Speed of Adjust) โดยที่ $-1 \leq \gamma < 0$

3.2.5 การทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลของแกรนเกอร์ (Granger Causality)

การทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลเป็นการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรโดยแสดงให้เห็นถึงลักษณะความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรว่าตัวแปรใด คือ ตัวแปรสาเหตุ และตัวแปรใด คือ ผลจากสาเหตุ โดยใช้วิธีการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลของแกรนเกอร์ซึ่งประกอบด้วย 2 ขั้นตอน (Mehrara and Musai, 2011) ได้แก่

ขั้นตอนแรก ประมาณค่าส่วนที่เหลือจากสมการความสัมพันธ์ระยะยาว โดยสมมติให้ ECT_{it} คือ ค่าส่วนที่เหลือ (Error Correction Term : ε_{it})

ขั้นตอนที่ 2 ประมาณการแบบจำลอง Granger Causality Model ดังต่อไปนี้

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{J} \delta_i^j \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=1}^{J} \beta_i^j \Delta X_{it-j} + \psi_{it} ECT_{it-1} + \varepsilon_{yit} \qquad (3.91)$$

$$\Delta X_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{J} \delta_i^j \Delta X_{it-j} + \sum_{j=1}^{J} \beta_i^j \Delta Y_{it-j} + \psi_{it} ECT_{it-1} + \varepsilon_{xit} \qquad (3.92)$$

โดยที่ Δ คือ อนุพันธ์ลำดับที่ 1 (Difference Operator)

ECT คือ ค่าส่วนที่เหลือ (Error Correction Term) ซึ่งได้จากประมาณค่าแบบจำลองการหาความสัมพันธ์ระยะยาว

ψ_{it} คือ Adjust Coefficients

ε_{xit} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน มีลักษณะเป็น i.i.d $\left(0, \sigma_{\varepsilon,i}\right)$

สมมติฐานในการทดสอบ คือ สัมประสิทธิ์หน้าตัวแปร ΔX_{it-j} และ ΔY_{it-j} มีค่าต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ โดยใช้ค่า F -statistic ในการตัดสินใจหรือ พิจารณาสัมประสิทธิ์หน้า Error Correction Term (ψ_{it}) ซึ่งการมีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงถึงการมีความสัมพันธ์เชิงเหตุในระยะยาว

3.2.6 การประมาณแบบจำลองพาแนล

1. วิธี Pooled OLS

Pooled OLS เป็นแบบจำลองอย่างง่าย โดยมีข้อสมมติว่าค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรในสมการมีค่าเท่ากันทุกหน่วย/ประเทศ และตลอดช่วงเวลาที่พิจารณา ซึ่งไม่ได้ประมาณค่าความแตกต่างระหว่างหน่วย/ประเทศในช่วงเวลาที่ศึกษา

แบบจำลองของ Pooled OLS คือ

$$y_{i,t} = \alpha + x_{it}'\beta + \varepsilon_{it} \qquad (3.93)$$

2. วิธี Fixed Effects Model

จากข้อสมมติที่อาจเป็นไปได้เกี่ยวกับค่าคงที่ (Intercept) ค่าสัมประสิทธิ์ความชัน (Slop Coefficients) และค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term, ε_{it}) ดังนี้ (Gujarati, 2003: 640-647)

1.สมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์ความชันคงที่ แต่ค่าคงที่แตกต่างกันสำหรับหน่วยหรือช่วงเวลาที่ต่างกัน นั่นคือ ค่าคงที่ที่ประมาณได้จากสมการมีค่าแตกต่างกันสำหรับหน่วย i ที่ต่างกันเขียนสมการได้ ดังนี้ (Verbeek, 2004: 345-347)

$$y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \qquad \varepsilon_{it} \sim IID\left(0, \sigma_\varepsilon^2\right) \tag{3.94}$$

ให้ X_{it} ไม่ขึ้นอยู่กับ ε_{it} เขียนสมการถดถอยโดยมีตัวแปรหุ่นเป็นแต่ละหน่วย i ได้ดังนี้

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{N} \alpha_i d_{ij} + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \tag{95}$$

โดยให้ $d_{ij} = 1$ ถ้า $i = j$

จากสมการที่ (3.95) จึงมีกลุ่มของตัวแปรหุ่นจำนวน N และค่าพารามิเตอร์ คือ $\alpha_1, ..., \alpha_N$ และ β ให้ y_{it} คือ ตัวแปรตาม, X_{2it}, X_{3it} คือ ตัวแปรอิสระ และ ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ซึ่ง $i = 1, 2, 3, 4$ และ $t = 1, 2, ..., 20$ โดย D_{2i}, D_{3i}, D_{4i} เป็นตัวแปรหุ่นของหน่วยที่ต่างกัน และ $Dum_1, Dum_2, ..., Dum_{19}$ เป็นตัวแปรหุ่นของช่วงเวลาที่ต่างกัน

จากสมการที่ (94) สามารถเขียนแบบจำลองพาแนลได้ดังนี้

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \varepsilon_{it} \tag{3.96}$$

ดังนั้นเขียนแบบจำลอง Fixed effect ได้ดังนี้

$$y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \varepsilon_{it} \tag{3.97}$$

เมื่อพิจารณาถึงความแตกต่างกันของหน่วย เขียนสมการได้ดังนี้

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \alpha_4 D_{4i} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \varepsilon_{it} \tag{3.98}$$

ดังนั้นเมื่อพิจารณาความแตกต่างกันของช่วงเวลา เขียนสมการได้ดังนี้

$$y_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Dum_1 + \lambda_2 Dum_2 + ... + \lambda_{19} Dum_{19} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \varepsilon_{it} \tag{3.99}$$

2. สมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์คงที่ แต่ค่าคงที่แตกต่างกันสำหรับหน่วยที่ต่างกันและช่วงเวลาที่ต่างกัน เขียนสมการได้ดังนี้

$$\begin{aligned} y_{it} = {} & \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \alpha_4 D_{4i} + \lambda_0 + \lambda_1 Dum_1 + \lambda_2 Dum_2 + ... \\ & + \lambda_{19} Dum_{19} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{3.100}$$

3.สมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์และค่าคงที่แตกต่างกันสำหรับหน่วยที่ต่างกัน เขียนสมการได้ดังนี้

$$\begin{aligned} y_{it} = {} & \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \alpha_4 D_{4i} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \gamma_1 \left(D_{2i} X_{2it} \right) + \\ & \gamma_2 \left(D_{3i} X_{2it} \right) + \gamma_3 \left(D_{3i} X_{2it} \right) + \gamma_4 \left(D_{3i} X_{3it} \right) + \gamma_5 \left(D_{4i} X_{2it} \right) + \\ & \gamma_6 \left(D_{4i} X_{3it} \right) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.101)$$

4.สมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์และค่าคงที่แตกต่างกันสำหรับหน่วยที่ต่างกันและช่วงเวลาที่ต่างกัน

3. วิธี Random Effect Model

สมมติให้ในการวิเคราะห์สมการถดถอย มีปัจจัยอื่นที่มีผลกระทบต่อตัวแปรตามแต่ไม่ได้รวมอยู่กับตัวแปรถดถอย ซึ่งสามารถแสดงในรูปของค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Random Error Term) ข้อสมมติที่ได้คือ α_i คือตัวแปรสุ่ม (Random Factors) ซึ่งเป็นอิสระและมีการกระจายในแต่ละหน่วย ดังนั้น เขียนแบบจำลอง Random Effects Model ได้ดังนี้ (Verbeek, 2004: 347-348)

$$y_{it} = \mu + \beta X'_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \qquad \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2); \quad \alpha_i \sim IID(0, \sigma_\alpha^2) \qquad (102)$$

โดย $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term) ซึ่งประกอบด้วยส่วนของความแตกต่างของแต่ละหน่วยที่ไม่มีความแตกต่างในช่วงเวลา และส่วนตกค้างหรือส่วนคงเหลือที่ไม่มีความสัมพันธ์กันในช่วงเวลา ดังนั้น ความสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อนในช่วงเวลาคือผลกระทบจากความแตกต่างของแต่ละหน่วย$\left(\alpha_i \right)$

3.3 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

การศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจเป็นประเด็นที่มีการให้ความสำคัญมากขึ้น เนื่องจากประเทศกำลังพัฒนาซึ่งเป็นกลุ่มประเทศที่มีประชากรอาศัยอยู่เป็นจำนวนมากกำลังเข้าสู่การเปลี่ยนถ่ายโครงสร้างประชากรจากการมีอัตราการเกิดสูงและอัตราการตายสูงเข้าสู่ภาวะที่มีอัตราเกิดต่ำและอัตราการตายต่ำ จึงเป็นสิ่งจำเป็นที่จะต้องศึกษาและทำความเข้าใจเกี่ยวกับความสัมพันธ์ของโครงสร้างประชากรกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจอย่างถ่องแท้ก่อนการกำหนดนโยบายต่างๆ ออกมาใช้เพื่อให้ได้ประโยชน์จากการกำหนดนโยบายที่ถูกต้อง (Bloom et al., 2003)

จากการศึกษางานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับการหาความสัมพันธ์ระหว่างการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจพบว่าได้มีการศึกษาโดยเลือกใช้ข้อมูลในหลายลักษณะ ได้แก่

กรณีศึกษาข้อมูลจากหลายๆ ประเทศทั่วโลก เช่น การศึกษาการเปลี่ยนถ่ายโครงสร้างประชากรต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจโดยใช้ข้อมูลจาก 70 ประเทศทั่วโลก ระหว่างปี พ.ศ. 2504-2546 (Choudhry and Elhorst, 2010)

กรณีศึกษาข้อมูลรายภูมิภาค เช่น การศึกษาปัจจัยทางด้านโครงสร้างประชากรในการอธิบายการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของเอเชีย ระหว่างปี พ.ศ. 2503-2548 (Bloom and Finlay ,2009)

กรณีศึกษาข้อมูลรายประเทศ เช่น การศึกษาโครงสร้างประชากรกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในประเทศจีน ระหว่างปี พ.ศ. 2532-2547 (Wei and Hao ,2010) การศึกษาการเปลี่ยนถ่ายโครงสร้างประชากรต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจใน 3 ประเทศในกลุ่มประเทศเกิดใหม่ ได้แก่ ประเทศจีน ประเทศอินเดีย และประเทศปากีสถานใน 4 ช่วงเวลา คือ ช่วง พ.ศ. 2506-2513, 2514-2523, 2524-2542 และ 2534-2543 (Choudhry and Elhorst, 2010) การศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงประชากรที่มีต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทยในช่วงระหว่างปี พ.ศ. 2515-2538 (สมเกียรติ สุขแสงเปล่ง, 2541) และการศึกษาอิทธิพลของโครงสร้างประชากรที่มีต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทย ปี พ.ศ. 2515-2547 (ธัญญาพร กสิกิจวิวัฒน์, 2549)

จากผลการศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ พบว่า การลดลงของสัดส่วนประชากรวัยพึ่งพิงวัยเด็ก (Youth Dependency Population) ก่อให้เกิดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจอย่างมหัศจรรย์ของเอเชียตะวันออก (Economic Growth Miracle in East Asia) (Bloom et al., 2003) และจากการศึกษาที่พบว่าการลดลงของสัดส่วนประชากรวัยทำงานส่งผลกระทบที่เป็นลบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของเอเชีย (Bloom and Finlay, 2009) ซึ่งสอดคล้องกับผลการศึกษาการเปลี่ยนถ่ายโครงสร้างประชากรต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจจำนวน 70 ประเทศทั่วโลกของ Choudhry and Elhorst, (2010) ที่พบว่าอัตราการเจริญเติบโตของสัดส่วนประชากรวัยแรงงานมีผลกระทบทางบวกต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจอย่างมีนัยสำคัญ ส่วนอัตราการเจริญเติบโตของสัดส่วนประชากรวัยพึ่งพิงวัยเด็กนั้นมีผลกระทบทางลบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจอย่างมีนัยสำคัญ แต่อย่างไรก็ตามในการศึกษาดังกล่าวพบว่าอัตราการเจริญเติบโตของสัดส่วนประชากรวัยพึ่งพิงวัยสูงอายุมีทิศทางของผลกระทบใน 2 ลักษณะ กล่าวคือ ส่งผลกระทบทางบวกต่อการเจริญเติบโตทาง

เศรษฐกิจในแบบจำลองภาคตัดขวางแต่จะส่งผลกระทบทางลบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในแบบจำลองพาแนลซึ่งต่างก็มีนัยสำคัญเหมือนกัน

สำหรับผลการศึกษาข้อมูลรายประเทศก็ให้ผลการศึกษาที่มีลักษณะสอดคล้องกัน เช่น ผลการศึกษาการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในประเทศจีนโดยใช้ข้อมูลรายจังหวัด พบว่าการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรมีนัยสำคัญต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจที่รวดเร็วของจีน โดยเฉพาะอย่างยิ่งการลดลงของสัดส่วนประชากรวัยพึ่งพิง : การลดลงของประชากรวัยเด็ก (Youth Dependency Ratio) อันเนื่องมาจากอัตราการเกิดที่ลดลงมีผลกระทบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศจีนอย่างมีนัยสำคัญในทิศทางตรงกันข้าม กล่าวคือ การลดลงของประชากรวัยพึ่งพิงวัยเด็ก ส่งผลกระทบทางบวกต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ นอกจากนี้ยังมีการค้นพบว่าการเพิ่มขึ้นของรายได้มีผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากร เช่น อัตราการเกิด อายุในการแต่งงาน และอายุขัยของประชากรด้วย (Wei and Hao, 2010) แต่อย่างไรก็ตามในกรณีการศึกษาเจาะลึกใน 3 ประเทศเกิดใหม่ ได้แก่ ประเทศจีน ประเทศอินเดีย และประเทศปากีสถานให้ผลการศึกษาที่น่าสนใจ กล่าวคือ เมื่อแบ่งช่วงเวลาการศึกษาออกเป็น 4 ช่วงเวลา ได้แก่ พ.ศ. 2506-2513, 2514-2523, 2524-2542 และ 2534-2543 ผลการศึกษาพบว่า อัตราส่วนประชากรวัยพึ่งพิงวัยเด็กที่เพิ่มขึ้นจะส่งผลทางลบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในช่วงปีพ.ศ. 2506-2513 ในประเทศจีนและอินเดีย แต่จะส่งผลกระทบเป็นบวกต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจหลังจากนั้น เช่นเดียวกับผลการศึกษาของประเทศปากีสถานที่ในช่วงปี พ.ศ. 2506-2513, 2514-2523 และ 2524-2542 ที่อัตราส่วนประชากรวัยพึ่งพิงวัยเด็กที่เพิ่มขึ้นจะส่งผลทางลบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในช่วงแรกนี้แต่จะส่งผลกระทบเป็นบวกต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจหลังจากนั้น สำหรับผลการศึกษาของอัตราส่วนประชากรวัยพึ่งพิงวัยสูงสูงอายุพบว่าในช่วงปีพ.ศ. 2506-2513 ในประเทศจีนจะมีผลกระทบทางบวกต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ แต่จะส่งผลกระทบเป็นลบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจหลังจากนั้น เช่นเดียวกับประเทศปากีสถานที่ ช่วงปีพ.ศ. 2506-2513, 2514-2523 จะมีผลกระทบทางบวกต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ แต่จะส่งผลกระทบเป็นลบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจหลังจากนั้น ส่วนประเทศอินเดียพบว่าอัตราส่วนประชากรวัยพึ่งพิงวัยสูงสูงอายุมีผลกระทบทางลบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในทุกๆ ช่วงปีที่ศึกษา ซึ่งการศึกษาดังกล่าวชี้ให้เห็นชัดเจนว่าการเปลี่ยนถ่ายโครงสร้างประชากรในช่วงแรกจะทำให้อัตราส่วนประชากรวัยพึ่งพิงวัยเด็กที่เพิ่มขึ้นจะส่งผลทางลบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจแต่จะส่งผลกระทบเป็นบวกต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในภายหลัง และอัตราส่วนประชากรวัยพึ่งพิงวัยสูงสูงอายุที่เพิ่มขึ้นพบว่าจะมีผลกระทบทางบวกต่อการ

เจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ แต่จะส่งผลกระทบเป็นลบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในภายหลัง (Choudhry and Elhorst , 2010)

สำหรับการศึกษางานวิจัยในประเทศไทยเกี่ยวกับการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจส่วนใหญ่ได้มีการศึกษาโดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลา เช่น การศึกษาอิทธิพลของโครงสร้างประชากรที่มีต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทยโดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาในช่วงปี พ.ศ. 2515-2547 ของธัญญาพร กสิกิจวิวัฒน์ (2549) ซึ่งจากผลการศึกษาพบว่าปัจจัยที่มีอิทธิพลในทางบวกกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศ คือ สัดส่วนมูลภัณฑ์ทุนต่อจำนวนแรงงาน และสัดส่วนประชากรที่มีการศึกษาในระดับสูงต่อจำนวนแรงงาน ในขณะที่สัดส่วนประชากรวัยสูงอายุต่อจำนวนแรงงาน และสัดส่วนประชากรวัยเด็กต่อจำนวนแรงงานเป็นปัจจัยที่มีอิทธิพลในทางลบต่อความเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศ การศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงประชากรที่มีต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทยในช่วงระหว่างปี พ.ศ. 2515-2538 ของ สมเกียรติ สุขแสงเปล่ง (2541) พบว่าอัตราการเพิ่มขึ้นของประชากรมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการบริโภคของภาคเอกชนในปีปัจจุบัน และจากการศึกษาเชิงนโยบายโดยการเปลี่ยนแปลงอัตราการเกิดพบว่า ถ้ากำหนดให้อัตราการเกิดลดลงร้อยละ 10, 20 และ 30 ตามลำดับ จะทำให้การเพิ่มขึ้นของประชากรและการบริโภคของภาคเอกชนลดลง แต่จะทำให้ผลผลิตภายในประเทศ การลงทุน มูลค่าการส่งออกสินค้าและบริการและมูลค่าการนำเข้าสินค้าและบริการเพิ่มขึ้น

จากการศึกษางานวิจัยบางส่วนดังกล่าวข้างต้น พบว่าส่วนใหญ่ในการศึกษาการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจจะใช้โครงสร้างอายุเป็นตัวแปรสำคัญในการศึกษา ทั้งนี้อาจแบ่งออกเป็นสัดส่วนประชากรวัยพึ่งพิงซึ่งสามารถแยกเป็นสัดส่วนประชากรวัยพึ่งพิงวัยเด็ก (Youth Dependency Population) คือ ประชากรที่มีอายุต่ำกว่า 15 ปีและประชากรวัยพึ่งพิงวัยสูงอายุ (Elderly Dependency Population) คือ ประชากรที่มีอายุมากกว่า 64 ปี (Wei and Hao , 2010 ; Choudhry and Elhorst, 2010) หรือรวมสัดส่วนประชากรวัยพึ่งพิงทั้งสองกลุ่มเข้าด้วยกัน(dependency population) นอกจากนี้มีการนำเอาสัดส่วนประชากรวัยทำงานมาใช้เป็นตัวแปรสำคัญในการหาผลกระทบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจด้วย (Bloom and Finlay, 2009 ; Choudhry and Elhorst, 2010)

โดยจากการทบทวนวรรณกรรมที่เกี่ยวข้องกับการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจสามารถสรุปได้ดังตารางที่ 3.1

ตารางที่ 3.1 สรุปการทบทวนวรรณกรรมเกี่ยวกับการศึกษาการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

ชื่อเจ้าของผลงาน	**วัตถุประสงค์การศึกษา**	**ข้อมูลและวิธีการศึกษา**	**ตัวแปรตาม**	**ตัวแปรอธิบาย**	**ผลการศึกษา**
สมเกียรติ สุขแสงเปล่ง (2541)	ศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงประชากรที่มีต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของไทย	- ข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นรายปี ตั้งแต่ พ.ศ. 2515-2538 - วิธีกำลังสองน้อยที่สุดสองชั้น (Two Stage Least Squares)	ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ	- อัตราการเพิ่มขึ้นของประชากร - อัตราการเกิด - อัตราการตาย	การเพิ่มขึ้นของประชากรในอัตราที่ลดลงมีส่วนส่งเสริมหรือสนับสนุนการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทย
ธัญญาพร กสิกิจวิวัฒน์ (2549)	ศึกษาถึงอิทธิพลของโครงสร้างประชากรที่มีต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทย	- ข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นรายปี ตั้งแต่ พ.ศ. 2515-2547 - ศึกษาความสัมพันธ□ในระยะยาวของข้อมูล (Cointegration) - การวิเคราะห□กำลังสองน□อยที่สุด (OLS)	ผลิตภัณฑ□มวลรวมภายในประเทศต่อจำนวนประชากร	- อัตราการเพิ่มประชากร - สัดส□วนประชากรเพศชายต□อประชากรเพศหญิง - สัดส□วนประชากรวัยเด็กต่อจำนวนแรงงาน - สัดส□วนประชากรวัยสูงอายุ - สัดส□วนประชากรที่มีการศึกษาต่ำและสัดส่วนประชากรที่มีการศึกษาสูงต□อแรงงาน	ตัวแปรที่ใช□ในการวิจัยพบว่ามีความสัมพันธ□เชิงดุลยภาพระยะยาวและสามารถอธิบายถึงอิทธิพลของโครงสร้างประชากรที่มีต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทยได้ร□อยละ 95.12 อย□างมีนัยสำคัญ

ตารางที่ 3.1 (ต่อ)

ชื่อเจ้าของผลงาน	วัตถุประสงค์การศึกษา	ข้อมูลและวิธีการศึกษา	ตัวแปรตาม	ตัวแปรอธิบาย	ผลการศึกษา
Bloom and Finlay (2009)	ทดสอบความน่าเชื่อถือ (robustness) ของปัจจัยทางด้านโครงสร้างประชากรในการอธิบายการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของทวีปเอเชีย	- ข้อมูลพาแนล จำนวน 105 ประเทศ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2508-2548 - การวิเคราะห□กำลังสองน□อยที่สุด (OLS)	อัตราการเจริญเติบโตเฉลี่ยของผลิตภัณฑ□มวลรวมภายในประเทศต่อหัวประชากร	- สัดส่วนของประชากรวัยทำงาน - อายุขัยเฉลี่ย - อัตราการเจริญเติบโตของประชากร - ความหนาแน่นของประชากร	การลดลงของสัดส่วนประชากรวัยทำงานส่งผลกระทบทางลบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ
Safdari et al. (2011)	ศึกษาถึงผลกระทบของโครงสร้างอายุประชากรกับการเจริญเติบโตของทางเศรษฐกิจของประเทศอิหร่าน	- ข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นรายปีระหว่างปี พ.ศ. 2516-2551 - ใช้ VAR model ในการศึกษา	อัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ□มวลรวมภายในประเทศ	- ประชากรอายุ 0-14ปี - ประชากรอายุ 15-64 ปี - ประชากรอายุ 65 ปีขึ้นไป	- ประชากรกลุ่มอายุ 15-64 ปี มีผลกระทบทางบวกกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ - ประชากรกลุ่มอายุ 0-14 ปี และประชากรกลุ่มอายุ 65 ปีขึ้นไป มีผลกระทบทางลบกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

ตารางที่ 3.1 (ต่อ)

ชื่อเจ้าของผลงาน	วัตถุประสงค์การศึกษา	ข้อมูลและวิธีการศึกษา	ตัวแปรตาม	ตัวแปรอธิบาย	ผลการศึกษา
Choudhry and Elhorst (2010)	ศึกษาการเปลี่ยนถ่ายโครงสร้างประชากรต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ	- ข้อมูลพาแนล จำนวน 70 ประเทศทั่วโลก ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2504-2546 - วิเคราะห์ใน 2 มิติ คือ cross-section data และ panel data - ทดสอบด้วยวิธีการทางเศรษฐมิติใน 4 แบบจำลอง คือ cross-section , TSCS, fixed effects และ fixed effects ,instrumental variable approach	อัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ต่อหัวประชากร	- อัตราการเจริญเติบโตของสัดส่วนประชากรวัยแรงงาน - ล็อกของอัตราส่วนประชากรวัยพึ่งพิงวัยเด็ก - ล็อกของสัดส่วนประชากรวัยพึ่งพิงวัยสูงอายุ	- อัตราการเจริญเติบโตของประชากรวัยแรงงานที่เพิ่มขึ้นจะส่งผลทางบวกต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ - อัตราส่วนประชากรวัยพึ่งพิงวัยเด็กที่เพิ่มขึ้นจะส่งผลทางลบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ - อัตราส่วนประชากรวัยพึ่งพิงวัยสูงอายุนั้น พบว่าส่งผลกระทบทางบวกต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในแบบจำลอง cross-section แต่จะส่งผลกระทบทางลบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

					ในแบบจำลอง TSCS และแบบจำลอง Fixed effect

ตารางที่ 3.1 (ต่อ)

ชื่อเจ้าของผลงาน	วัตถุประสงค์การศึกษา	ข้อมูลและวิธีการศึกษา	ตัวแปรตาม	ตัวแปรอธิบาย	ผลการศึกษา
Wei and Hao, (2010)	ศึกษาการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในประเทศจีน	- ข้อมูลพาแนล โดยใช้ตัวอย่างจาก 30 จังหวัดในประเทศจีน ระหว่างปี ระหว่างปีพ.ศ. 2532-2547 - การวิเคราะห□กำลังสองน□อยที่สุด (OLS) - การวิเคราะห์วิธี feasible generalized least squared (FGLS)	อัตราการเจริญเติบโตเฉลี่ยของผลิตภัณฑ□มวลรวมภายในประเทศต่อหัวประชากร	- อัตราการเจริญเติบโตของประชากรวัยพึ่งพิง - สัดส่วนประชากรในเขตเมือง - ความหนาแน่นของประชากร - จำนวนประชากร ทั้งหมด	- การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรมีนัยสำคัญต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจที่รวดเร็วของจีน - การลดลงของประชากรวัยพึ่งพิงวัยเด็กจะส่งผลกระทบทางบวกต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ - นอกจากนี้ยังมีการค้นพบว่าการเพิ่มขึ้นของรายได้มีผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากร เช่น อัตราการเกิด อายุในการแต่งงาน และอายุขัยของประชากรด้วย

ตารางที่ 3.1 (ต่อ)

ชื่อเจ้าของผลงาน	วัตถุประสงค์การศึกษา	ข้อมูลและวิธีการศึกษา	ตัวแปรตาม	ตัวแปรอธิบาย	ผลการศึกษา
Cervellati and Sunde (2011)	ศึกษาถึงผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงอายุขัยเฉลี่ยต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ	- ข้อมูลแบบพาแนลจาก 47 ประเทศ โดยแบ่งออกเป็น 2 ช่วงเวลา คือ พ.ศ. 2483-2523 และ พ.ศ. 2483-2553 - การวิเคราะห์□วิธีกำลังสองน□อยที่สุด (OLS) และวิธีกำลังสองน้อยที่สุดสองชั้น (Two Stage Least Squares)	ล็อกผลิตภัณฑ□มวลรวมภายในประเทศต่อหัวประชากร	อายุขัยเฉลี่ย	- การเพิ่มขึ้นของอายุขัยมีผลกระทบที่เป็นบวกต่อการเจริญเติบโตของรายได้ต่อหัวในกลุ่มประเทศที่เข้าสู่การเปลี่ยนถ่ายทางโครงสร้างประชากรแล้วอย่างมีนัยสำคัญ

ซึ่งจากการทบทวนวรรณกรรมเกี่ยวกับการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในประเทศไทยยังคงมีจำนวนน้อย และใช้ข้อมูลรายปี เช่น สมเกียรติ สุขแสงเปล่ง (2541) ศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงประชากรที่มีต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทยในช่วงระหว่างปี พ.ศ. 2515-2538 และ ธัญญาพร กสิกิจวิวัฒน์ (2549) ที่ศึกษาอิทธิพลของโครงสร้างประชากรที่มีต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทย ปี พ.ศ. 2515-2547 ดังนั้น ในการศึกษาครั้งนี้จึงทำการศึกษาโดยใช้ข้อมูลจากหลายๆ ประเทศทั่วโลกและใช้ข้อมูลที่เป็นปัจจุบันมากที่สุด คือ ข้อมูลระหว่างปี พ.ศ. 2503-2552 จำนวน 106 ประเทศ นอกจากนั้นยังมีนอกจากนี้ยังมีการศึกษาเป็นรายกลุ่มโดยแบ่งกลุ่มประเทศตามเกณฑ์การแบ่งกลุ่มรายได้จากฐานข้อมูลดัชนีการพัฒนาโลก (World Development Indicators, 2011) ทั้งนี้การศึกษาครั้งนี้จึงสามารถวิเคราะห์ผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจทั้งในภาพรวมและรายกลุ่ม