บทที่ 2
กรอบแนวคิดทางทฤษฎี และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ในบทนี้กล่าวถึง ทฤษฎีและแนวคิดที่ใช้ในการศึกษา ประกอบด้วย ส่วนที่หนึ่ง ทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของโซโลและสวอน (Solow-Swan) : แบบจำลองของการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจที่มีการกำหนดการออมจากภายนอก และส่วนที่สอง แนวคิดและทฤษฎีทางเศรษฐมิติที่เกี่ยวข้อง ดังต่อไปนี้

2.1 ทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของโซโลและสวอน (Solow-Swan) : แบบจำลองของการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจที่มีการกำหนดการออมจากภายนอก

2.1.1 โครงสร้างพื้นฐาน (Basic Structure)

แบบจำลองนี้สมมติให้ครัวเรือนครอบครองปัจจัยการผลิตและใช้ปัจจัยการผลิตในการผลิตสินค้า ซึ่งปัจจัยการผลิตมีอยู่ 2 ชนิด คือ

1. ทุน (Capital: K(t))
2. แรงงาน (Labour: L(t))

โดยปัจจัยทั้ง 2 ขึ้นอยู่กับเวลาและสมการการผลิตตามแบบของโซโล อยู่ในรูป

$$Y(t) = F(K(t), L(t)) \tag{2.1}$$

โดยที่ $Y(t)$ คือ ผลผลิตทั้งหมดที่ผลิตได้ในระบบเศรษฐกิจ ณ เวลา t

และระบบเศรษฐกิจเป็นระบบเศรษฐกิจแบบปิดไม่มีภาครัฐบาล ผลผลิตก็เป็นสินค้าชนิดเดียวกันที่สามารถนำไปบริโภค (Consumption : $C(t)$) และลงทุน (Investment : $I(t)$) เพื่อสร้างสินค้าทุนใหม่ ดังสมการ

$$Y(t) = C(t) + I(t) = C(t) + S(t) \tag{2.2}$$

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

และ $s(t)$ เป็นส่วนหนึ่งของผลผลิตที่ถูกเก็บไว้เพื่อการออม หรืออัตราการออม ดังนั้น 1-$s(t)$ คือสัดส่วนที่ถูกบริโภค และครัวเรือนจะเลือกอัตราการออม โดยการเปรียบเทียบระหว่างต้นทุนและผลประโยชน์ของการบริโภคในวันนี้เทียบกับอนาคต แต่อัตราการออมถูกกำหนดจากภายนอก (exogenously given) และ $0 \le s \le 1$ จึงได้

$$S(t) = s\mathrm{Y}(t) \tag{2.3}$$

จากสมการที่ (2.2) และ (2.3) ได้

$$I(t) = s\mathrm{Y}(t) \tag{2.4}$$

นอกจากนี้ทุนยังมีการเสื่อมสภาพที่อัตราคงที่ คือ $0 < \delta < 1$ หมายความว่า สินค้าทุนบางส่วนจะเสื่อมสภาพไปและไม่สามารถใช้ในการผลิตได้ ดังนั้นการเพิ่มขึ้นสุทธิของสินค้าทุนจะเท่ากับการลงทุนลบด้วยค่าเสื่อมดังสมการ

$$\dot{K}(t) = I(t) - \delta K(t) = sF(K(t), L(t)) - \delta K(t), \quad 0 \le s \le 1 \tag{2.5}$$

โดยที่ $\dot{K}(t) = \dfrac{dK(t)}{dt}$ คือ การเพิ่มขึ้นสุทธิของสินค้าทุน ณ เวลา t

$K(t)$ คือ สินค้าทุน ณ เวลา t

δ คือ อัตราการเสื่อมสภาพของสินค้าทุน

ดังนั้น $\dfrac{dK(t)}{dt} = \dot{K}(t)$ และสมการ (2.5) จึงเป็นสมการพลวัตรของ K เมื่อมีการกำหนดระดับเทคโนโลยีและแรงงาน

นอกจากนี้จำนวนประชากรมีการเพิ่มขึ้นในอัตราคงที่ หรือ $\dfrac{\dot{L}(t)}{L(t)} = n \ge 0$ หรือเขียนใหม่ได้ว่า

$$L(t) = e^{nt} \tag{2.6}$$

2.1.2 สมการการผลิตแบบนีโอคลาสสิค (Neoclassical)

จากสมการการผลิตตามแบบของโซโลที่อยู่ในรูป

$$Y(t) = F(K(t), L(t)) \tag{2.7}$$

ซึ่งสมการการผลิตนี้ต้องมีคุณสมบัติ 4 ประการ คือ

1) คุณสมบัติของการลดน้อยถอยลงของผลผลิตส่วนเพิ่มเมื่อเทียบกับแต่ละปัจจัยการผลิต (positive and diminishing marginal products with respect to each input)

$$\forall K > 0 \text{ and } \forall L > 0 \quad , \quad \frac{\partial Y(t)}{\partial K(t)} > 0 \quad , \quad \frac{\partial^2 Y(t)}{\partial K^2(t)} < 0 \tag{2.8}$$
$$\frac{\partial Y(t)}{\partial L(t)} > 0 \quad , \quad \frac{\partial^2 Y(t)}{\partial L^2(t)} < 0$$

2) สมการ $F(t)$ แสดงคุณสมบัติผลได้ต่อขนาดคงที่ (constant return to scale)

$$\lambda(t) = F(\lambda K(t), \lambda L(t)), \quad \forall \lambda > 0 \tag{2.9}$$

3) คุณสมบัติ Inada conditions กล่าวคือผลผลิตส่วนเพิ่ม(marginal product) ของปัจจัยแรงงาน (L) หรือ ปัจจัยทุน (K) เข้าใกล้ระยะอนันต์ (infinity) ถ้า L หรือ K เข้าใกล้ศูนย์ และผลผลิตส่วนเพิ่มของ L หรือ K เข้าใกล้ระยะอนันต์

$$\lim_{K\to 0}(F_K) = \lim_{L\to 0}(F_L) = \infty \tag{2.10}$$
$$\lim_{K\to \infty}(F_K) = \lim_{L\to \infty}(F_L) = 0$$

จากคุณสมบัติผลได้ต่อขนาดคงที่ได้สมการการผลิตดังสมการ

$$Y(t) = F(K(t), L(t)) = L(t)F\left[\frac{K(t)}{L(t)}, 1\right] = L(t)f(k(t)) \tag{2.11}$$

หรือเขียนในรูปอย่างง่าย (intensive form) ดังนี้

$$y(t) = f(k(t)) \tag{2.12}$$

โดยที่ $y(t)$ คือ ผลผลผลิตต่อหัวประชากร ณ เวลา t

$k(t)$ คือ สินค้าทุนต่อหัวประชากร ณ เวลา t

เมื่อได้สมการผลผลิตในรูปผลผลิตต่อหัวประชากร ดังนั้นการหาผลผลิตส่วนเพิ่ม (marginal product) ของแต่ละปัจจัยการผลิต (input) ทำได้ดังนี้

จาก $Y(t) = L(t) f(k(t))$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial Y(t)}{\partial K(t)} &= L(t).\frac{\partial f}{\partial k}.\frac{\partial k}{\partial K} \\
&= L(t).f'(k(t)).\frac{\partial k}{\partial K} \\
&= L(t).f'(k(t)).\frac{1}{L(t)} \\
&= f'(k(t))
\end{aligned} \tag{2.13}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial Y(t)}{\partial L(t)} &= \frac{\partial(L(t).f(k(t)))}{\partial L(t)} \\
&= f(k(t)) + L(t).\frac{\partial f}{\partial k}.\frac{\partial k}{\partial L} \\
&= f(k(t)) + L(t).f'(k(t)).\left[-\frac{K(t)}{L^2(t)}\right] \\
&= f(k(t)) + f'(k(t)).\left[-\frac{K(t)}{L(t)}\right] \\
&= f(k(t)) - k(t) f'(k(t))
\end{aligned} \tag{2.14}$$

4) ปัจจัยทั้งสองมีความจำเป็นในกระบวนการผลิต หรือ

$$Y(t) = F(0, L(t)) = F(K(t), 0) = f(0) = 0 \tag{2.15}$$

2.1.3 สมการพลวัตรพื้นฐานของทุน (The fundamental dynamic equation for capital stock)

เมื่อนำสมการที่ (2.5) หารทั้งสมการด้วย $L(t)$ หรือทำให้สมการอยู่ในรูปต่อหัว (per capita) ดังนี้

$$\frac{\dot{K}(t)}{L(t)} = sF\left[\frac{K(t)}{L(t)}, \frac{L(t)}{L(t)}\right] - \delta\frac{K(t)}{L(t)}$$

$$\frac{\dot{K}(t)}{L(t)} = sf(k(t)) - \delta k(t) \tag{2.16}$$

แต่เนื่องจากไม่สามารถหา $\frac{\dot{K}(t)}{L(t)}$ ได้ จึงต้องเปลี่ยน $\frac{\dot{K}(t)}{L(t)}$ ใหม่ แต่เนื่องจากทุนต่อหัว (Capital per capita : $k(t)) = \frac{K(t)}{L(t)}$ ดังนั้น

$$\begin{aligned}\frac{dk(t)}{dt} &= \frac{\partial k}{\partial K}.\frac{dK(t)}{dt} + \frac{\partial k}{\partial L}.\frac{dL(t)}{dt} \\ &= \frac{1}{L(t)}.\dot{K}(t) + \left[-\frac{K(t)}{L^2(t)}.\dot{L}(t)\right] \\ &= \frac{\dot{K}(t)}{L(t)} - \frac{K(t)}{L(t)}.\frac{\dot{L}(t)}{L(t)} \\ &= \frac{\dot{K}(t)}{L(t)} - k(t).\frac{\dot{L}(t)}{L(t)}\end{aligned} \tag{2.17}$$

และจาก $\frac{\dot{L}(t)}{L(t)} = n$ ดังนั้น

$$\dot{k}(t) = \frac{\dot{K}(t)}{L(t)} - nk(t) \tag{2.18}$$

หรือ

$$\frac{\dot{K}(t)}{L(t)} = \dot{k}(t) + nk(t) \tag{2.19}$$

โดยที่ $\dot{k}(t)$ คือ การเพิ่มขึ้นสุทธิของทุนต่อหัว

แทนสมการที่ (2.19) ในสมการที่ (2.16) ได้สมการพลวัตรพื้นฐานของทุน (fundamental differential equation)

$$\dot{k}(t) = sf(k(t)) - (n+\delta)k(t) \tag{2.20}$$

ซึ่งสมการพลวัตรพื้นฐานของทุนมีคุณสมบัติของแบบจำลองสมการถดถอยที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรง (nonlinear model) ซึ่งค่า $\dot{k}(t)$ ขึ้นอยู่กับค่า $k(t)$ และ $n+\delta$ กล่าวคือ ถ้าอัตราการออม(s) เท่ากับ 0 จะทำให้ $\dot{k}(t)$ ลดลงเนื่องจากการเสื่อมของทุนที่อัตรา δ และบางส่วนจากการเพิ่มขึ้นของประชากรที่อัตรา n

2.1.4 สถานะคงตัว (The steady state)

สถานะคงตัว (The steady state) คือ สถานการณ์ที่ตัวแปรต่าง ๆ โตที่อัตราคงที่ หรือ จุดที่ $\dot{k}(t) = 0$ หรือ $sf(k^*) = (n+\delta)k^*$ โดย k^* คือ ทุนต่อหัวหรือต่อแรงงานที่สถานะคงตัวและจากการที่ k คงที่ในสถานะคงตัวจะได้ y และ c คงที่ในสถานะคงตัวด้วย เนื่องจาก $y^* = f(k^*)$ และ $c^* = (1-s)f(k^*)$ นอกจากนี้ที่สถานะคงตัวผลผลิตต่อหัว(y) ทุนต่อหัว(k) และการบริโภคต่อหัว(c) ไม่มีการโต แต่ว่า ผลผลิต (Y) ทุน(K) และการบริโภค(C) มีการโตที่ระดับอัตราการเพิ่มขึ้นของประชากร n พิสูจน์ได้ดังต่อไปนี้

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

หารด้วย $k(t)$ ทั้งสองข้างของสมการได้

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = \frac{\dot{K}(t)}{k(t)L(t)} - \frac{k(t)}{k(t)}.\frac{\dot{L}(t)}{L(t)} \tag{2.21}$$

และจาก $k(t) = \dfrac{K(t)}{L(t)}$ เขียนสมการที่ (2.21) ใหม่ ได้ว่า

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = \frac{\dot{K}(t)L(t)}{k(t)L(t)} - \frac{k(t)}{k(t)}.\frac{\dot{L}(t)}{L(t)} \tag{2.22}$$

หรือ

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = \frac{\dot{K}(t)}{k(t)} - \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} \tag{2.23}$$

สมมติให้

$\gamma_k = \frac{\dot{k}(t)}{k(t)}$ คือ อัตราการเจริญเติบโตของทุนต่อหัว (growth rate of capital per capita)

$\gamma_K = \frac{\dot{K}(t)}{K(t)}$ คือ อัตราการเจริญเติบโตของทุน (growth rate of capital)

$\gamma_L = \frac{\dot{L}(t)}{L(t)}$ คือ อัตราการเจริญเติบโตของแรงงานหรือประชากร (growth rate of labour)

ดังนั้นจากสมการที่ (2.23) เขียนใหม่ได้ว่า

$$\gamma_k = \gamma_K - \gamma_L \tag{2.24}$$

จากสถานะคงตัวเราทราบว่า $\gamma_k = 0$ ดังนั้น

$$\gamma_K = \gamma_L \tag{2.25}$$

สมการที่ 2.25 หมายความว่า ทุน(K) มีอัตราการเจริญเติบโตเท่ากับอัตราการเพิ่มของประชากร คือ n ผลที่ตามมาคือ ผลผลิต (Y) และการบริโภค(C) มีอัตราการเจริญเติบโตเท่ากับ n เช่นกัน

นอกจากนี้การเปลี่ยนแปลงของอัตราการออมและการเปลี่ยนแปลงของอัตราการเพิ่มขึ้นของประชากรไม่สามารถเปลี่ยนแปลงอัตราการเจริญเติบโตของทุนต่อหัว ผลผลิตต่อหัวและการบริโภคต่อหัวที่สถานะคงตัว เนื่องจากในสถานะคงตัวอัตราการเจริญเติบโตของตัวแปรเหล่านี้เท่ากับ 0 ดังนั้นจึงไม่สามารถอธิบายการกำหนดการเจริญเติบโตในระยะยาวของตัวแปรต่อหัวได้

2.1.5 รูปแบบของการเจริญเติบโตของการบริโภคพลังงาน

Pokrovski (2002) กล่าวว่า พลังงานนั้นอยู่ในกระบวนการผลิตได้หลายทาง บางส่วนของพลังงานที่ถูกบริโภคหรืออาจเรียกว่าพลังงานสำหรับการผลิต (productive energy : E) ถูกนำมาใช้ตั้งแต่ขั้นตอนแรกของกระบวนการผลิต ทำให้ต้นทุนการผลิตเพิ่มสูงขึ้น แต่พลังงานก็เป็นปัจจัยที่เพิ่มมูลค่าการผลิตเช่นกัน ซึ่งทำให้สมการการผลิตแบบมีการใช้พลังงานมีค่าเท่ากับสมการการผลิตแบบนีโอคลาสสิค (Neoclassical) โดยสมการการผลิตเมื่อมีการใช้พลังงานอยู่ในรูป

$$Y(t) = Y(K(t), L(t), E(t)) \tag{2.26}$$

โดยที่ $Y(t)$ คือ ผลผลิตทั้งหมดที่ผลิตได้ในระบบเศรษฐกิจ ณ เวลา t

$K(t)$ คือ สินค้าทุน ณ เวลา t

$L(t)$ คือ ปัจจัยแรงงาน ณ เวลา t

$E(t)$ คือ พลังงานที่ใช้ในการผลิต ณ เวลา t

สมมติสมการการผลิตอยู่ในรูป

$$Y(t) = K^{\alpha}(t)L^{\beta}(t)E^{1-\alpha-\beta}(t) \tag{2.27}$$

โดยที่ α คือ capital share และ $0 < \alpha < 1$

β คือ labour share และ $0 < \beta < 1$

$1-\alpha-\beta$ คือ energy share และ $0 < \alpha + \beta < 1$

นอกจากนี้ยังสมมติต่อไปอีกว่า $\dot{E}(t) = eE(t)$ โดยที่ e คือ อัตราการเจริญเติบโตของพลังงานที่ใช้ในการผลิต และ $e > 0$

จากสมการที่ (2.26) ถ้าเราหาอนุพันธุ์ (differentiate) ของ $Y(t)$ เทียบกับ dt ได้

$$\frac{dY(t)}{dt} = \frac{\partial Y(t)}{\partial K(t)}.\frac{dK(t)}{dt} + \frac{\partial Y(t)}{\partial L(t)}.\frac{dL(t)}{dt} + \frac{\partial Y(t)}{\partial E(t)}.\frac{dE(t)}{dt}$$

$$\begin{aligned}\dot{Y}(t) &= \alpha K^{\alpha-1}(t)L^{\beta}(t)E^{1-\alpha-\beta}\dot{K}(t) \\ &\quad + \beta K^{\alpha}(t)L^{\beta-1}(t)E^{1-\alpha-\beta}(t)\dot{L}(t) \\ &\quad + (1-\alpha-\beta)K^{\alpha}(t)L^{\beta}(t)E^{-\alpha-\beta}\dot{E}(t)\end{aligned}$$

$$= \alpha K^{\alpha}(t)L^{\beta}(t)E^{1-\alpha-\beta}.\frac{\dot{K}(t)}{K(t)}$$

$$+ \beta K^{\alpha}(t)L^{\beta}(t)E^{1-\alpha-\beta}(t).\frac{\dot{L}(t)}{L(t)}$$

$$+ (1-\alpha-\beta)K^{\alpha}(t)L^{\beta}(t)E^{1-\alpha-\beta}.\frac{\dot{E}(t)}{E(t)} \quad (2.28)$$

จากนั้นนำ $Y(t)$ หารทั้งสองข้างของสมการที่ (2.28) ได้

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \alpha\frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + \beta\frac{\dot{L}(t)}{L(t)} + (1-\alpha-\beta)\frac{\dot{E}(t)}{E(t)} \quad (2.29)$$

$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)}$ คือ อัตราการเจริญเติบโตของผลผลิต (G_Y) , $\frac{\dot{K}(t)}{K(t)}$ คือ อัตราการเจริญเติบโตของทุน (G_K) , $\frac{\dot{L}(t)}{L(t)}$ คือ อัตราการเจริญเติบโตของแรงงาน (G_L) และ $\frac{\dot{E}(t)}{E(t)}$ คือ อัตราการเจริญเติบโตของพลังงานที่ใช้ในการผลิต (G_E) จึงเขียนสมการที่ (2.29) ใหม่ได้ดังนี้

$$G_Y = \alpha G_K + \beta G_L + (1-\alpha-\beta)G_E \quad (2.30)$$

หรือ

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \alpha G_K + \beta n + (1-\alpha-\beta)e \quad (2.31)$$

จากการที่ระบบเศรษฐกิจจะปรับตัวเข้าสู่สถานะคงตัว (steady state) ทำให้ค่า G_K หรือ $\frac{\dot{K}(t)}{K(t)}$ คงที่ โดยพิสูจน์ได้ดังนี้

จากสมการที่ (2.5) เขียนใหม่ได้ว่า

$$\dot{K}(t) = sY(t) - \delta K(t) \quad (2.32)$$

จากนั้นนำ $K(t)$ หารทั้งสองข้างของสมการได้

$$G_K = \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} = s\frac{Y(t)}{K(t)} - \delta\frac{K(t)}{K(t)} \tag{2.33}$$

จากสมการที่ (2.33) หาการเปลี่ยนแปลงพลวัตรของอัตราการเจริญเติบโตของทุน ($\dot{G}_K$) ได้ดังนี้

$$\begin{aligned}\frac{dG_K}{dt} = \dot{G}_K &= s\left[\frac{\dot{Y}(t)K(t) - Y(t)\dot{K}(t)}{K^2(t)}\right] \\ &= s\left[\frac{\dot{Y}(t)}{K(t)} - \frac{Y(t)}{K(t)}.G_K\right]\end{aligned} \tag{2.34}$$

เนื่องจาก $\dot{Y}(t) = Y(t)[\alpha G_K + \beta n + (1-\alpha-\beta)e]$ จึงเขียนสมการที่ (2.34) ใหม่ได้ดังนี้

$$\begin{aligned}\dot{G}_K &= s\left[\frac{[\alpha Y(t)G_K + \beta nY(t) + (1-\alpha-\beta)eY(t)] - Y(t).G_K}{K(t)}\right] \\ &= s\frac{Y(t)}{K(t)}[(\alpha-1)G_K + (\beta n + (1-\alpha-\beta)e)]\end{aligned} \tag{2.35}$$

จากสมการที่ (2.33) $G_K = s\frac{Y(t)}{K(t)} - \delta$ ดังนั้น

$$G_K + \delta = s\frac{Y(t)}{K(t)} \tag{2.36}$$

แทนค่าสมการที่ (2.36) ลงในสมการที่ (2.35) ได้

$$\dot{G}_K = (G_K + \delta)[(\alpha-1)G_K + (\beta n + (1-\alpha-\beta)e)] \tag{2.37}$$

ในการทำให้อัตราการเจริญเติบโตของทุนมีความสมดุล จำเป็นต้องให้

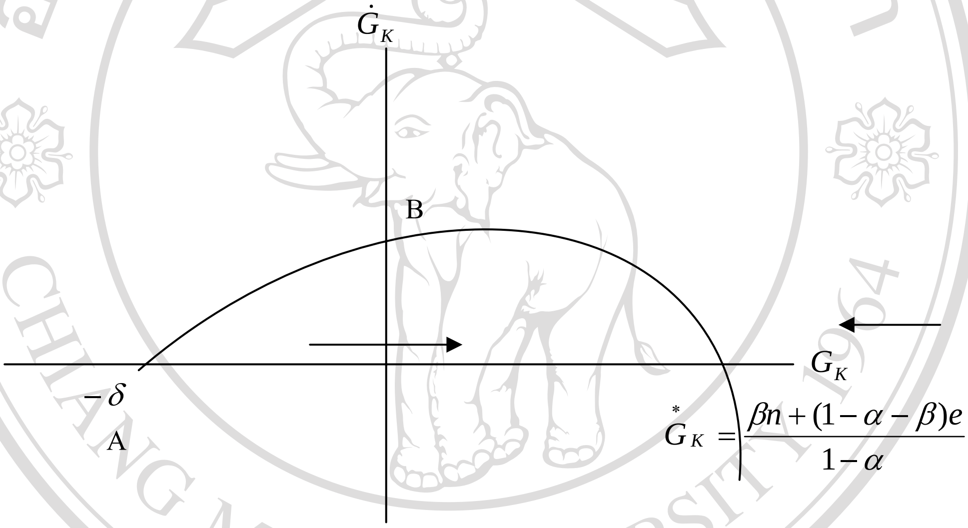
$$(G_K + \delta)[(\alpha-1)G_K + (\beta n + (1-\alpha-\beta)e)] = 0 \tag{2.38}$$

ดังนั้นมี 2 กรณีที่ทำให้สมการที่ (2.38) เป็นจริง คือ

1. $G_K = -\delta$
2. $G_K = \dfrac{\beta n + (1-\alpha-\beta)e}{1-\alpha}$

พิจารณาจากรูปที่ 2.1

รูปที่ 2.1 แสดงรูปแบบของสมการการเปลี่ยนแปลงพลวัตรของอัตราการเจริญเติบโตของทุน



จากรูปที่ 2.1 และสมการที่ (2.37) ในกรณีที่ $G_K = 0$ ได้

$$\dot{G}_K = (\delta)\left[(\alpha-1) + (\beta n + (1-\alpha-\beta)e)\right] \qquad (2.39)$$

เนื่องจาก $0<\alpha<1, 0<\beta<1, n>0, e>0$ และ $0<\alpha+\beta<1$ ดังนั้น $\dot{G}_K$ จึงมีค่าเป็นบวก และเมื่อ $G_K = -\delta$ ได้ $\dot{G}_K$ อยู่ที่จุด A แต่เมื่อ G_K มีค่าเพิ่มขึ้น ทำให้ $\dot{G}_K$ ย้ายไปอยู่ที่จุด B เราจึงได้ว่าอัตราการเจริญเติบโตของทุนที่สถานะคงตัว (steady state) ($\overset{*}{G}_K$) มีค่าเท่ากับ $\dfrac{\beta n + (1-\alpha-\beta)e}{1-\alpha}$

แทนค่า $\overset{*}{G}_K$ ในสมการที่ (2.31) ได้อัตราการเจริญเติบโตของผลผลิตที่อยู่ในสถานะคงตัวดังนี้

$$G_y = \frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \alpha\left[\frac{\beta n + (1-\alpha-\beta)e}{1-\alpha}\right] + \beta n + (1-\alpha-\beta)e \qquad (2.40)$$

จากสมการที่ (2.40) จะเห็นได้ว่าอัตราการเจริญเติบโตของผลผลิต (G_y) ได้รับผลกระทบจากอัตราการเจริญเติบโตของพลังงานที่ใช้ในการผลิต (e)

2.2 แนวคิดและวิธีการทางเศรษฐมิติ

เนื่องจากการศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ผลกระทบของการบริโภคพลังงานต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทย ข้อมูลที่นำมาใช้ศึกษาจึงเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาทั้งหมด จึงต้องตระหนักถึงการประมาณค่าจากสมการเศรษฐมิติที่เป็นข้อมูลอนุกรมเวลา เพราะหากสมการขึ้นอยู่กับค่าแนวโน้มของเวลา (trend) หรือมียูนิทรูท (unit root) แล้วการประมาณค่าสมการถดถอยที่ประกอบด้วยตัวแปรซึ่งมีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary) คือมีข้อมูลการแกว่ง (stochastic) หรือ random trend ด้วยแล้ว การ de-trend หรือ ทำการประมาณค่าด้วยเทคนิควิธีแบบดั้งเดิมในแบบวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares : OLS) มักจะนำไปสู่ผลลัพธ์ที่ไม่สมเหตุสมผล หรือเรียกว่าเป็นปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (spurious regression) โดยสัมประสิทธิ์ของสมการถดถอยจะมีนัยสำคัญไม่แท้จริงและมักจะให้ค่า R^2 ที่สูง ในขณะที่ค่า DW (Durbin-watson) นั้นกลับทำให้ค่าที่ค่อนข้างต่ำ เนื่องจากอนุกรมเวลามีแนวโน้ม ไม่ใช่ความสัมพันธ์ที่แท้จริงระหว่างตัวแปรอนุกรมเวลา ทำให้การประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (standard error) ที่ได้ขาดความน่าเชื่อถือและไม่มีประสิทธิภาพ อย่างไรก็ตามหากจะพยายามหลีกเลี่ยงปัญหาดังกล่าว ด้วยการปรับและแก้ไขตัวแปรให้อยู่ในรูปผลต่าง (differencing) แล้วมักจะเป็นการละเลยต่อการให้ข้อมูลระยะยาวไปด้วย อีกทั้งข้อมูลที่สำคัญก็อาจขาดหายไปหรือระดับความเชื่อมั่น (degree of freedom) ลดลง ดังนั้นจึงทำให้เกิดการใช้เทคนิควิธีทางเศรษฐมิติแนวใหม่ เพื่อการสร้างแบบจำลองในระยะยาวเมื่อตัวแปรมีลักษณะไม่นิ่ง

2.2.1 การทดสอบคุณสมบัติความนิ่ง(stationary) ของข้อมูลอนุกรมเวลา

การประมาณค่าจากระบบสมการที่ประกอบด้วยตัวแปรต่าง ๆ ที่มีลักษณะเป็นข้อมูลสถิติทางอนุกรมเวลานั้น มักจะขึ้นอยู่กับค่าแนวโน้มและมีคุณสมบัติที่มีค่าเปลี่ยนแปลงไปตามเวลาโดยมีความสัมพันธ์กันในแต่ละช่วงเวลา เรียกว่า Stochastic process หรือ Non-stationary ทำให้เมื่อนำไปใช้ในแบบจำลอง อาจส่งผลให้ผลการวิเคราะห์ไม่มีประสิทธิภาพ และบิดเบือนไป

จากข้อเท็จจริงได้ เนื่องจากค่า ณ เวลาปัจจุบันนั้นขึ้นอยู่กับค่าที่เป็นมาในอดีตส่งผลให้เกิดการเปลี่ยนแปลงตลอดช่วงเวลา จึงต้องทำการทดสอบตัวแปรที่ได้มาจากข้อมูลอนุกรมเวลาก่อนว่ามีคุณสมบัตินิ่ง (Stationary) หรือไม่ คุณสมบัติของข้อมูลที่มีลักษณะนิ่งจะมีค่าเฉลี่ย (mean) ค่าความแปรปรวน (variance) และค่าความแปรปรวนร่วม (covariance) ที่คงที่หรือมีการเข้าสู่ดุลยภาพหนึ่ง แต่หากมีการคลาดเคลื่อนออกจากดุลยภาพไปก็จะมีการปรับให้กลับเข้าสู่ดุลยภาพเดิม ในขณะที่ลักษณะที่ไม่นิ่ง (Non-stationary) การเปลี่ยนแปลงที่ได้จะผันผวนออกไปจากดุลยภาพเรื่อย ๆ ไม่คงที่อย่างไรก็ตามสามารถทำให้ข้อมูลอนุกรมที่มีลักษณะไม่นิ่ง ให้เป็นลักษณะนิ่งได้โดยวิธีการทำให้อยู่ในรูปผลต่าง (differencing) ซึ่งอาจต้องทำหนึ่งหรือสองหรือหลายครั้งจนกว่าข้อมูลจะมีลักษณะนิ่ง หากทำการแปลงให้อยู่ในรูปผลต่าง (difference) ลำดับที่ d หรือทำ difference d ครั้งแล้ว จะถือว่าเป็นอนุกรมที่ integrated ณ ลำดับผลต่าง d เขียนได้ว่า $y_t \sim I(d)$ ส่วนอนุกรมที่มีลักษณะนิ่ง จะมีลักษณะ integrated ณ ลำดับที่ไม่มีผลต่าง หรือ I(0) ทั้งนี้การทดสอบลักษณะดังกล่าวทำได้โดยใช้การทดสอบยูนิทรูท (Unit root)

การทดสอบยูนิทรูท (Unit Root)

รังสรรค์ หทัยเสรี (2538) กล่าวว่า วิธีการทดสอบยูนิทรูท (Unit root) หรืออันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (orders of integration) ที่นิยมใช้ในปัจจุบันมักประยุกต์ใช้กับการศึกษาที่มีจำนวนข้อมูลไม่มาก และเหมาะสมกับการวิเคราะห์เชิงประจักษ์ในประเทศกำลังพัฒนา คือ วิธีการทดสอบของ Dickey and Fuller

การทดสอบหายูนิทรูทตามวิธีการของ Dickey and Fuller สามารถพิจารณาได้จากข้อมูลแต่ละชุดที่มีความสัมพันธ์ดังนี้

$$X_t = \rho X_{t-1} + e_t \tag{2.41}$$

โดยที่ X_t, X_{t-1} คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปร ณ เวลา t และ t-1
e_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Random error)
ρ คือ สัมประสิทธิ์อัตสหสัมพันธ์ (Autocorrelation coefficient)

สมมติฐานการทดสอบคือ

$$H_0 : \rho = 1$$
$$H_1 : |\rho| < 1 \text{ หรือ } -1 < \rho < 1$$

ในการทดสอบสมมติฐาน เป็นการทดสอบว่าตัวแปรที่ต้องการศึกษา (X_t) นั้นมียูนิทรูท (Unit Root) หรือไม่ สามารถพิจารณาได้จากค่า ρ ถ้ายอมรับ $H_0 : \rho = 1$ หมายความว่า X_t นั้นมียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้ายอมรับ $H_1 : |\rho| < 1$ หมายความว่า X_t ไม่มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง จากการเปรียบเทียบค่าสถิติ t (t-statistics) ที่คำนวณได้เทียบกับค่าในตาราง Dickey-Fuller ซึ่งค่าสถิติ t ที่ได้น้อยกว่าค่าในตาราง t (t-table) จะสามารถปฏิเสธสมมติฐาน $H_0 : \rho = 1$ ได้ แสดงว่าตัวแปรที่นำมาทดสอบมีลักษณะนิ่ง

อย่างไรก็ตาม การทดสอบยูนิทรูทดังกล่าวข้างต้น สามารถทำได้อีกวิธีหนึ่งคือ

ให้ $\rho = (1 + \theta)$

โดยที่ θ คือ สัมประสิทธิ์ และมีค่าอยู่ระหว่าง -1 กับ 0 (-1 < θ < 0)
จากสมการจะได้

$$
\begin{aligned}
X_t &= (1+\theta)X_{t-1} + e_t \\
X_t &= X_{t-1} + \theta X_{t-1} + e_t \\
X_t - X_{t-1} &= \theta X_{t-1} + e_t \\
\Delta X_t &= \theta X_{t-1} + e_t \qquad (2.42)
\end{aligned}
$$

จากสมการที่ (2.42) จะได้สมมติฐานการทดสอบของ Dickey-Fuller ใหม่คือ

$H_0 : \theta = 0$ (X_t มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง)

$H_1 : \theta < 0$ (X_t ไม่มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง)

ถ้ายอมรับ $H_0 : \theta = 0$ จะได้ความหมายเช่นเดียวกับ $H_0 : \rho = 1$ คือ X_t มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้ายอมรับ $H_1 : \theta < 0$ จะได้ความหมายเช่นเดียวกับ $H_1 : |\rho| < 1$ คือ X_t ไม่มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง

เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t มีส่วนสัมพันธ์กับข้อมูล ณ เวลา t-1 ดังนั้น วิธีของ Dickey-Fuller จะใช้สมการถดถอย 3 รูปแบบแตกต่างกัน ในการทดสอบว่ามียูนิทรูทหรือไม่ ซึ่งสมการ 3 สมการดังกล่าวได้แก่

None $\Delta X_t = \theta X_{t-1} + e_t$ (2.43)

Intercept $\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + e_t$ (2.44)

Intercept and Trend $\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + e_t$ (2.45)

การตั้งสมมติฐานของการทดสอบของ Dickey-Fuller เป็นเช่นเดียวกับที่กล่าวมาแล้วข้างต้น ส่วนการทดสอบโดยใช้ Augmented Dickey-Fuller Test : ADF ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ (2548) กล่าวว่า ทำได้โดยเพิ่มขบวนการถดถอยในตัวเอง (Autoregressive Processes) เข้าไปในสมการที่ (2.43) ถึง (2.45) เนื่องจากจำนวนของ lagged difference terms ที่จะนำเข้ามาในสมการนั้นจะต้องมีมากพอที่จะทำให้พจน์ค่าความคลาดเคลื่อน (error terms) มีลักษณะเป็น serially independent จะทำให้ได้ สมการใหม่เป็น

None $\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i \Delta X_{t-i} + e_t$ (2.46)

Intercept $\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i \Delta X_{t-i} + e_t$ (2.47)

Intercept and Trend $\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i \Delta X_{t-i} + e_t$ (2.48)

โดยที่ X_t, X_{t-i} คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปร ณ เวลา t และ t-i
$\alpha, \theta, \beta, \phi$ คือ พารามิเตอร์
t คือ ค่าแนวโน้ม
e_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

ซึ่งการทดสอบทั้ง 3 สมการนี้จะเป็นการทดสอบค่า θ ตามสมมติฐานดังที่ได้กล่าวไว้แล้วข้างต้น และค่าสถิติทดสอบ ADF (ADF test statistic) มีการแจกแจงเชิงเส้นกำกับ (asymptotic distribution) เหมือนกับสถิติ DF (DF statistic) ดังนั้นก็สามารถใช้ค่าวิกฤต (critical values) แบบเดียวกันได้

2.2.2 การร่วมไปด้วยกัน (Cointegration) และ การทดสอบการร่วมไปด้วยกัน (Cointegration test)

ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ (2548) กล่าวว่า ข้อมูลลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary data) หรือข้อมูลแนวโน้ม (trended data) ไม่ว่าแนวโน้ม (trends) นั้น จะเป็นแบบเฟ้นสุ่ม (stochastic) หรือเชิงกำหนด (deterministic) ก็ตาม อาจนำไปสู่การถดถอยที่ไม่แท้จริง (spurious regression) ได้ค่าสถิติ t (t–statistic) ที่ไม่เป็นการแจกแจงแบบการแจกแจงมาตรฐาน (standard distribution) หรือค่าสถิติอื่นๆ ก็อาจจะ ไม่สามารถอธิบายได้ การปรับได้อย่างดี (goodness of fit) ก็มีค่าสูงเกินไป และโดยทั่วไปแล้วจะทำให้ผลลัพธ์จากการถดถอยมีความยากลำบากที่จะประเมินได้ อย่างไรก็ตามถ้าตัวแปร 2 ตัวแปรแม้จะมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) แต่ก็อาจจะมีค่าสูงขึ้นตามเวลาไปด้วยกัน ตัวแปรทั้งสองดังกล่าวก็อาจสันนิษฐานได้ว่า มีอันดับของความสัมพันธ์เดียวกัน (integration of the same order) และถ้าความแตกต่างระหว่างตัวแปรทั้งสองไม่มีแนวโน้มที่จะเพิ่มขึ้นหรือลดลง ก็อาจเป็นไปได้ว่าความแตกต่างดังกล่าว (หรือการรวมเชิงเส้น (linear combination) ของตัวแปรทั้งสองดังกล่าว) อาจจะมีลักษณะนิ่ง (stationary) นี่คือแนวคิดเกี่ยวกับการร่วมกันไปด้วยกัน (cointegration) กล่าวคือ ถ้ามีความสัมพันธ์ระยะยาว (long run relationship) ระหว่างตัวแปรสองตัว (หรือมากกว่า) ที่มีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) ก็จะปรากฏว่าส่วนเบี่ยงเบน (deviations) ที่ออกไปจากทางเดินของความสัมพันธ์ในระยะยาว (long run path) ดังกล่าวก็จะมีลักษณะนิ่ง กรณีเช่นนี้ตัวแปรที่เราพิจารณาอยู่จะถูกเรียกว่า การร่วมกันไปด้วยกัน เพราะฉะนั้นการร่วมไปด้วยกันของสองตัวแปรจะเป็นดังนี้คือ ถ้า X_t และ Y_t เป็นอนุกรมเวลา (time series) X_t และ Y_t จะถูกเรียกว่าเป็นอันดับของการร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrated of order) d, b ซึ่งเขียนแทนด้วยสัญลักษณ์ X_t , $Y_t \sim CI(d , b)$ ถ้า X_t และ Y_t เป็น integrated of order d ซึ่งเขียนแทนด้วยสัญลักษณ์ I(d) และจะต้องมีการรวมเชิงเส้น (linear combination) ของตัวแปรทั้งสองนี้ สมมุติว่าเป็น $\alpha X_t + \beta Y_t$ ซึ่งจะต้องเป็น integrated of order (d – b) โดยที่ d > b >0 เวกเตอร์ $[\alpha, \beta]$ นี้จะถูกเรียกว่าเวกเตอร์ที่ทำให้เกิดการร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrating vector) ยกตัวอย่างเช่น ถ้า X_t และ Y_t เป็น I(1) ทั้งคู่ และพจน์ค่าความคลาดเคลื่อน (error term) ε_t ของการถดถอยเชิงเส้น (linear regression) ของตัวแปรทั้งสองเป็นกระบวนนิ่ง (stationary process) $I(0)$, X_t และ Y_t จะถูกเรียกว่าเป็นอันดับของการร่วมกันไปด้วยกัน (1,1) หรือ X_t , $Y_t \sim CI(1,1)$ เพราะฉะนั้นการถดถอยร่วมกันไปด้วยกัน (cointegration regression) ก็คือ เทคนิคการประมาณค่าความสัมพันธ์ดุลยภาพระยะยาว (long–term equilibrium relationship) ระหว่างอนุกรมที่มีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary series) โดยการเบี่ยงเบน (deviations) จากวิถีดุลยภาพระยะยาว (long–term equilibrium path) นี้มีลักษณะนิ่ง

อย่างไรก็ตาม ถ้า X_t คือ เวกเตอร์ $n \times 1$ ($n \times 1$ vector) ของอนุกรม $X_{1t}, X_{2t}, ..., X_{nt}$ และถ้าแต่ละ X_{it} เป็น I(d) โดยที่ $i = 1, ..., n$ และมี α ซึ่งคือ เวกเตอร์ $n \times 1$ ($n \times 1$ vector) ที่ทำให้ $X_t' \alpha \sim$ I(d - b) ดังนั้น $X_t' \alpha \sim$ CI(d - b)

สำหรับในทางเศรษฐมิติเชิงประจักษ์แล้วกรณีที่น่าสนใจที่สุด คือ กรณีที่อนุกรม (series) ที่ถูกแปลง (transformed) ด้วย cointegrating vector มีลักษณะนิ่ง (stationary) นั่นคือ กรณีที่ d = b และสัมประสิทธิ์ของการร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrating coefficients) สามารถหาออกมาได้ด้วยพารามิเตอร์ที่อยู่ในสมการความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรต่าง ๆ ในแบบจำลอง

สำหรับการทดสอบการร่วมไปด้วยกันนั้น ให้ใช้ส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (residuals) จากสมการถดถอย (regression equation) ที่เราต้องการทดสอบการร่วมไปด้วยกัน ซึ่งก็คือ $\hat{e}_t$ มาทำการถดถอยดังสมการดังต่อไปนี้

$$\Delta \hat{e}_t = \gamma \hat{e}_{t-1} + v_t \tag{2.49}$$

และนำค่าสถิติ t (t–statistic) ซึ่งได้มาจากอัตราส่วนของ $\hat{\gamma} / S.E.\hat{\gamma}$ ไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติ MacKinnon (MacKinnon critical values) โดยที่สมมุติฐานว่างของการไม่มีการร่วมกันไปด้วยกัน (null hypothesis of no cointegration) คือ $H_0 : \gamma = 0$ และถ้าค่าสถิติ t มีนัยสำคัญก็จะเป็นการปฏิเสธสมมติฐานว่าง หรือตัวแปรที่มีลักษณะไม่นิ่งในสมการดังกล่าวมีลักษณะร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrated)

อย่างไรก็ตาม ถ้าส่วนตกค้างของสมการที่ (2.49) ไม่เป็น white noise เราก็จะใช้การทดสอบ ADF (Augmented Dickey–Fuller (ADF) test) แทนที่จะใช้สมการที่ (2.49) สมมุติว่า v_t ของสมการที่ (2.49) มีสหสัมพันธ์เชิงอันดับ (serial correlation) เราก็จะใช้สมการดังนี้

$$\Delta \hat{e}_t = \gamma \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} a_i \Delta \hat{e}_{t-1} + v_t \tag{2.50}$$

ถ้า $-2 < \gamma < 0$ สามารถจะสรุปได้ว่าส่วนตกค้างมีลักษณะนิ่ง และ X_t , Y_t จะเป็น CI(1 , 1) โปรดสังเกตว่าสมการที่ (2.49) และ (2.50) ไม่มีพจน์ส่วนตัด (intercept term) เนื่องจาก $\hat{e}_t$ คือส่วนตกค้างจากสมการถดถอย (regression equation)

2.2.3 การประมาณค่าสมการเชิงเส้นตรงอย่างง่ายโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares Method : OLS)

การประมาณค่าสมการเชิงเส้นตรง โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares Method : OLS) เรียกได้ว่าเป็นวิธีการประมาณค่าสมการความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงที่ดีที่สุด ตามทฤษฎีบทของ Gauss-Markov Theorem เพราะวิธี OLS นอกจากจะเป็นวิธีการประมาณการที่ไม่ก่อให้เกิดความเอนเอียงแล้ว ยังเป็นวิธีที่ทำให้เกิดค่าความแปรต่ำที่สุดอีกด้วย ดังนั้นวิธี OLS จึงถูกเรียกว่าเป็น "BLUE" หรือ "Best Linear Unbias Estimator" ซึ่งในการประมาณสมการเชิงเส้นตรงด้วยวิธี OLS มีข้อสมมติฐาน (Assumptions) ดังนี้

1) ตัวแปร Y และ X จะต้องมีความสัมพันธ์กันในเชิงเส้นตรงแบบ One-way Causation กล่าวคือ เป็นความสัมพันธ์แบบทางเดียว หรือ ตัวแปรอิสระ (X) เท่านั้นที่อธิบายตัวแปรตาม (Y) หรือ Y ไม่สามารถอธิบาย X ได้

2) ตัวแปร X จะต้องทราบค่าที่แน่นอน (Fixed variable) หรือ ไม่มีการกระจาย

3) ตัวแปร Y จะต้องเป็นตัวแปรสุ่ม (Random variable)

4) ค่าคลาดเคลื่อน (Error) หรือ ส่วนตกค้าง (Residual) จะต้องมีคุณสมบัติดังต่อไปนี้

4.1) $U_i \sim$ Normal distribution (N)

4.2) $E(U_i) = 0$

4.3) $\mathrm{Var}(U_i) = \sigma^2$

4.4) $\mathrm{Cov}(U_i, U_j) = \mathrm{Cov}(U_i, X_i) = 0$

ทั้งนี้จากข้อ 4.1) – 4.4) อาจเขียนโดยย่อได้ว่า $U_i \sim \mathrm{NID}(0, \sigma^2)$ กล่าวคือพจน์ของค่าคลาดเคลื่อน (Error term) จะต้องมีการกระจายแบบปกติ (Normal) มีความเป็นอิสระต่อกัน (Independence) มีค่าเฉลี่ยเป็น 0 (Zero Mean) และมีความแปรปรวนคงที่ (Constant variance)

5) จำนวนค่าสังเกต (n) จะต้องมากกว่าจำนวนพารามิเตอร์ (Parameter) ที่ต้องการประมาณค่าเสมอ

เนื่องจากการทำ OLS ก็คือการพยายามที่จะ Min. $\sum \varepsilon_i^2$ หรือก็คือ การ Min. $\sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2$ โดยที่ $\hat{Y}_i = \beta_0 + \beta_1 X_i$ ดังนั้น

$$\text{Min.} \sum \varepsilon_i^2 = \text{Min.} \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2 \tag{2.51}$$

จากสมการที่ (2.51) จะเห็นได้ว่า $\varepsilon_i = f(\beta_0, \beta_1)$ ดังนั้นในการ Min. $\sum \varepsilon_i^2$ ต้องหาอนุพันธุ์บางส่วน (Partial derivative) ของสมการที่ (2.51) เทียบกับ β_0 และ β_1 แล้วกำหนดให้มีค่าเท่ากับ 0

$$\left.\begin{aligned} \frac{\partial \sum \varepsilon_i^2}{\partial \beta_0} &= \frac{\partial \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2}{\partial \beta_0} = 0 \\ \frac{\partial \sum \varepsilon_i^2}{\partial \beta_1} &= \frac{\partial \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2}{\partial \beta_1} = 0 \end{aligned}\right\} \text{สมการปกติ}$$

จากสมการปกติ (Normal equation) เมื่อทำอนุพันธุ์บางส่วนเทียบกับ β_0 ได้

$$(2)\sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)(-1) = 0$$

หรือ

$$(-2)\sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i) = 0 \tag{2.52}$$

จากสมการปกติเมื่อทำอนุพันธุ์บางส่วนเทียบกับ β_1 ได้

$$(2)\sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)(-X_i) = 0$$

หรือ

$$(-2)\sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)(X_i) = 0 \tag{2.53}$$

พิจารณาข้อสังเกตต่อไปนี้

1) ถ้า $Y = [f(X_1, X_2)]^n$ ค่าอนุพันธุ์บางส่วนของ Y เทียบต่อ X_1 คือ

$$\frac{\partial Y}{\partial X_1} = n[f(X_1, X_2)]^{n-1} \frac{\partial f}{\partial X_1}$$

2) $\sum aX_i = a\sum X_i$; $a =$ ค่าคงที่

ดังนั้นสมการที่ (2.53) จึงไม่เท่ากับ $(-2X_i)\sum(Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)$ เนื่องจาก X_i ไม่ใช่ค่าคงที่

3) $\sum a = na$; a = ค่าคงที่

4) $\sum (X_i + Y_i) = \sum X_i + \sum Y_i$

จากนั้นนำ -2 หารทั้ง 2 ข้างของสมการที่ (2.52) และ (2.53) ได้

$$\sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i) = 0 \tag{2.54}$$

$$\sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)(X_i) = 0 \tag{2.55}$$

จากสมการที่ (2.54) ได้ว่า $\sum Y_i = \sum \beta_0 + \sum \beta_1 X_i$ แต่เนื่องจาก β_0 และ β_1 เป็นค่าคงที่ (จากข้อสังเกตที่ 2) และ 3))ดังนั้น

$$\sum Y_i = n\beta_0 + \beta_1 \sum X_i \tag{2.56}$$

และจากสมการที่ (2.55) พิจารณาข้อสังเกตที่ 2) และ 3) ได้ว่า

$$\sum X_i Y_i = \beta_0 \sum X_i + \beta_1 \sum X_i^2 \tag{2.57}$$

จากนั้นนำ $\sum X_i$ คูณทั้ง 2 ข้างของสมการที่ (2.56) ได้สมการใหม่ดังนี้

$$\sum Y_i \sum X_i = n\beta_0 \sum X_i + \beta_1 (\sum X_i)^2 \tag{2.58}$$

และนำ n คูณทั้ง 2 ข้างของสมการที่ (2.57) ได้สมการใหม่ดังนี้

$$n\sum X_i Y_i = n\beta_0 \sum X_i + n\beta_1 \sum X_i^2 \tag{2.59}$$

นำสมการที่ (2.59) ลบด้วยสมการที่ (2.58) ได้

$$n\sum X_i Y_i - \sum Y_i \sum X_i = n\beta_1 \sum X_i^2 - \beta_1 (\sum X_i)^2$$

$$n\sum X_i Y_i - \sum Y_i \sum X_i = \beta_1 (n\sum X_i^2 - (\sum X_i)^2) \tag{2.60}$$

ดังนั้นค่าของสัมประสิทธิ์ β_1 ของสมการความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงอย่างง่ายจึงหาได้จากสมการ

$$\beta_1 = \frac{n\sum X_i Y_i - \sum Y_i \sum X_i}{n\sum x_i^2 - (\sum X_i)^2} \tag{2.61}$$

จากสมการที่ (2.56) นำ n หารตลอดจะได้

$$\frac{\sum Y_i}{n} = \frac{n\beta_0}{n} - \frac{\beta_1 \sum X_i}{n}$$

หรือ $\bar{Y} = \beta_0 + \beta_1 \bar{X}$

ดังนั้นค่าสัมประสิทธิ์ β_0 ของสมการความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงอย่างง่ายจึงหาได้จากสมการ

$$\beta_0 = \bar{Y} - \beta_1 \bar{X} \tag{2.62}$$

2.2.4 การตรวจสอบความผิดพลาดของสมการถดถอยเชิงเส้นตรงโดยวิธี RESET (The Regression Error Specification Test : RESET)

RESET ใช้ทดสอบคุณสมบัติของแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรง และยังใช้ทดสอบเงื่อนไขการเชื่อมโยงค่าที่ประมาณได้กับตัวแปรภายนอกของแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรงด้วย กล่าวคือถ้าค่าที่ประมาณได้ของตัวแปรอธิบายจากแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรงของตัวแปรอธิบาย (non-linear combination of explanatory variables) สามารถอธิบายตัวแปรตามได้ แบบจำลองก็จะมีคุณสมบัติของแบบจำลองสมการถดถอยที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรง ซึ่งอาจแสดงได้ว่าแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรงนั้นมีลักษณะผิดพลาด (mis-specification)

Enders (1995) กล่าวว่า ถ้าส่วนตกค้าง (residuals) ของแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรงเป็นอิสระ แสดงว่าส่วนตกค้างนี้ไม่สัมพันธ์กับตัวถดถอย (regressors) ที่ถูกใช้ในการ

ประมาณค่าสมการถดถอยเชิงเส้นตรง หรือ สัมพันธ์กับค่าที่เหมาะสม (Fitted values) ดังนั้น การถดถอยของส่วนตกค้างจึงไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ โดย RESET test มีวิธีการดังต่อไปนี้

ขั้นตอนที่ 1 ประมาณค่าที่เหมาะสมที่สุดของแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรง จากนั้นประมาณค่าเซตของส่วนตกค้าง ($\{e_t\}$) และแทนค่าที่เหมาะสมด้วย $\hat{y}$

ขั้นตอนที่ 2 เลือกค่า H (ซึ่งปกติมักจะใช้ 3 หรือ 4) แล้วประมาณค่าสมการ

$$e_t = \delta z_t + \sum_{h=2}^{\mathrm{H}} \alpha_i \hat{y}_t^h \quad ; \mathrm{H} \geq 2$$

โดยที่ z_t คือ เวคเตอร์ที่ประกอบด้วยตัวแปรที่ประมาณค่าได้จากแบบจำลองในขั้นตอนที่ 1 เช่น ถ้าประมาณค่าแบบจำลอง ARMA(p,q) เวคเตอร์ z_t จะประกอบด้วย ค่าคงที่ (constant) , $y_{t-1},...,y_{t-p}$ และ $e_{t-1},...,e_{t-p}$ เมื่อนำไปประยุกต์ใช้ในแบบจำลองสมการถดถอยเวคเตอร์ z_t อาจจะประกอบตัวแปรอธิบายภายนอก (exogenous explanatory variables) ได้

ค่า $\hat{y}$ ที่ประมาณค่าออกมา คือ ค่าที่เหมาะสม และเซตของค่าที่เหมาะสม คือ พจน์ของค่าที่เหมาะสม (Fitted term) ซึ่งปกติในการทดสอบมักจะใช้พจน์ของค่าที่เหมาะสม เท่ากับ 3 หรือ 4 กล่าวคือ ถ้าพจน์ของค่าที่เหมาะสม มีค่าเท่ากับ 3 แสดงว่าเซตของค่าที่เหมาะสม คือ $\{\hat{y}^2, \hat{y}^3, \hat{y}^4\}$

จากนั้นใช้ค่าสถิติ F (F-statistic) ทดสอบสมมติฐานว่างที่ว่า $\alpha_1 = \alpha_2 = ... = \alpha_{\mathrm{H}}$ มีค่ามากกว่าค่าวิกฤตจากตาราง F (F-table) หรือไม่

ถ้าค่าสถิติ F มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตจากตาราง F แสดงว่ายอมรับสมมติฐานว่าง (H_0) นั่นคือ แบบจำลองมีคุณสมบัติของแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรง แต่ถ้าค่าสถิติ F มีค่ามากกว่าค่าวิกฤตจากตาราง F แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานว่าง(H_0) นั่นคือ แบบจำลองมีคุณสมบัติของแบบจำลองสมการถดถอยที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรง หรือ mis-specification

2.2.5 แบบจำลอง Threshold Autoregressive (Threshold Autoregressive Models : TAR Models)

Enders (1995) กล่าวว่า แบบจำลองที่มีการสลับขอบเขต (regime switching model) พฤติกรรมของกลุ่มตัวแปรตาม ($\{y_t\}$) จะขึ้นอยู่กับสถานะของระบบ ยกตัวอย่างเช่น ในภาวะเศรษฐกิจถดถอยอัตราการว่างงานดูคล้ายจะเพิ่มขึ้นอย่างเฉียบพลัน และจากนั้นจะค่อย ๆ ลดลงจนเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว แต่อย่างไรก็ตามในภาวะเศรษฐกิจขยายตัวอัตราการว่างงานก็

ไม่ได้ลดลงอย่างเฉียบพลันเช่นกัน หรืออาจกล่าวได้ว่า การปรับตัวเชิงพลวัตรของอัตราการว่างงานนั้นขึ้นอยู่กับภาวะเศรษฐกิจที่ขยายตัวหรือไม่ก็ภาวะเศรษฐกิจที่ถดถอย กล่าวคือ เมื่อเศรษฐกิจมีการเปลี่ยนแปลงจากภาวะเศรษฐกิจขยายตัวสู่ภาวะเศรษฐกิจถดถอย การปรับตัวเชิงพลวัตรของอัตราการว่างงานคล้ายกับว่าจะมีการเปลี่ยนแปลงไปด้วย ส่วนในสถานการณ์อื่น ๆ นั้นการสลับขอบเขต (regime switching) อาจจะมาจากสาเหตุต่าง ๆ เช่น ขนาดของตัวแปรที่เราสนใจ ผลจากกระบวนการเลือกตัวแปร และตัวแปรที่เราไม่ได้ทำการศึกษา เป็นต้น

TAR Models อย่างง่ายนั้นสามารถทำการประมาณค่าได้โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares : OLS) ส่วนแบบจำลองที่ประกอบด้วย threshold จำเป็นต้องทำการประมาณค่าแบบจำลองโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบไม่ใช่เชิงเส้นตรง (nonlinear least squares) หรือ วิธีความเป็นไปได้สูงสุด (maximum likelihood)

พิจารณาแบบจำลองที่ประกอบด้วย threshold

$$y_t = \begin{cases} a_1 y_{t-1} + \varepsilon_{1t} & \text{ถ้า } \ y_{t-1} > 0 \\ \\ a_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2t} & \text{ถ้า } \ y_{t-1} \le 0 \end{cases} \tag{2.63}$$

โดยที่ y_t คือ ค่าของตัวแปรตาม ณ เวลา t

y_{t-1} คือ ค่าของตัวแปรตาม ณ เวลา t-1

a_1 คือ ความเร็วของการถดถอยอัตโนมัติเมื่อ $y_{t-1} > 0$ และ $-1 < a_1 < 1$

a_2 คือ ความเร็วของการถดถอยอัตโนมัติเมื่อ $y_{t-1} \le 0$ และ $-1 < a_2 < 1$

ε_{1t} คือ ค่าความคลาดเคลื่อนเมื่อ $y_{t-1} > 0$

ε_{2t} คือ ค่าความคลาดเคลื่อนเมื่อ $y_{t-1} \le 0$

สมมติให้ $y_{t-1} = 0$ หรือ ค่า threshold=0 จะได้ว่า ลำดับของ $\{y_t\}$ ถูกควบคุมโดยหนึ่งกระบวนการถดถอยอัตโนมัติ และอีกด้านหนึ่งของ threshold มีกระบวนการถดถอยอัตโนมัติที่แตกต่างกัน และถึงแม้ว่า $\{y_t\}$ เป็นสมการเส้นตรงในแต่ละขอบเขต แต่ความเป็นไปได้ของการสลับขอบเขตนั้นหมายถึง $\{y_t\}$ ทั้งหมดนั้นมีลักษณะสมการที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรง ส่วนผลกระทบต่อ $\{\varepsilon_{1t}\}$ และ $\{\varepsilon_{2t}\}$ นั้นเป็นภาระหน้าที่ของการสลับขอบเขต

ถ้า $y_{t-1} > 0$ ค่าที่ได้ของแต่ละลำดับจะมีแนวโน้มค่อย ๆ ลดลงจนเข้าใกล้ศูนย์ด้วยอัตรา a_1 แต่อย่างไรก็ตาม ε_{1t} ที่อยู่ในขอบเขตที่เป็นลบจะสามารถทำให้ y_t ลดลงจนอยู่ใต้

threshold ซึ่งในขอบเขตที่เป็นลบนั้นพฤติกรรมของกระบวนการถูกควบคุมโดย $y_t = a_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2t}$ หรืออาจกล่าวได้ว่า ค่าความแปรปรวนที่ใหญ่กว่าของ $\{\varepsilon_{1t}\}$ คือการสลับจากขอบเขตที่เป็นบวกสู่ขอบเขตที่เป็นลบ

TAR Models ที่ใช้โดยบ่อย ๆ คือ สมมติให้ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนทั้งสองขอบเขตเท่ากัน หรือ จากสมการที่ (2.63) คือ var(ε_{1t}) เท่ากับ var(ε_{2t}) จึงเขียนสมการใหม่ได้ดังนี้

$$y_t = a_1 I_t y_{t-1} + a_2(1 - I_t) y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.64}$$

โดยที่ I_t คือ ตัวแปรหุ่น ณ เวลา t

และ $\mathrm{I}_t = 1$ ถ้า $y_{t-1} > 0$

$\mathrm{I}_t = 0$ ถ้า $y_{t-1} \le 0$

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

เมื่อ I_t มีค่าเท่ากับ 1 เนื่องจาก $y_{t-1} > 0$ จะทำให้ $y_t = a_1 I_t y_{t-1} + \varepsilon_t$ แต่ถ้า I_t มีค่าเท่ากับ 0 เนื่องจาก $y_{t-1} \le 0$ จะทำให้ $y_t = a_2 y_{t-1} + \varepsilon_t$

นอกจากนี้ TAR Models ยังมีการพัฒนาโดย Tong ซึ่งอนุญาตให้จำนวนของแต่ละขอบเขตสามารถแบ่งแยกกันได้ตามลำดับที่สูงกว่า

โดยมีแบบจำลอง ดังนี้

$$y_t = \begin{cases} \alpha_{10} + \alpha_{11} y_{t-1} + \ldots + \alpha_{1p} y_{t-p} + \varepsilon_{1t} & \text{ถ้า } y_{t-1} > \tau \\ \alpha_{20} + \alpha_{21} y_{t-1} + \ldots + \alpha_{2r} y_{t-r} + \varepsilon_{1t} & \text{ถ้า } y_{t-1} \le \tau \end{cases} \tag{2.65}$$

โดยที่ τ คือ ตัว threshold

α คือ สัมประสิทธิ์

p คือ ตัวล้าหลัง

r คือ ตัวล้าหลัง

จากสมการที่ (2.65) มี 2 ขอบเขตแยกกันตามค่าของ y_{t-1} และค่าของ threshold (τ) ไม่จำเป็นต้องเป็น 0 ยิ่งไปกว่านั้นแบบจำลองยังอนุญาตให้ 2 ช่วงเวลาของแผนภาพแบ่งแยกออกจากกันได้

ถ้าเรารู้ค่า threshold การประมาณค่า TAR Models ก็จะไม่ยาก โดยแบ่งค่าสังเกตตาม y_{t-1} ที่อยู่เหนือขอบเขต หรือ ใต้ขอบเขตก็ได้ และแต่ละส่วนของสมการที่ (2.65) สามารถประมาณค่าโดย OLS ได้ ความยาวของตัวล้าหลัง (Lag Length) p และ r ที่สามารถหาได้จากวิธีการเดียวกันกับ AR Model แต่จากนี้ไปเราสามารถหาค่า p และ r โดย t-test ในสัมประสิทธิ์แต่ละตัว หรือ ค่าสถิติ F (F-statistic) ของกลุ่มสัมประสิทธิ์ หรือใช้ Akaike information criterion/Schwartz Bayesian criterion (AIC/SBC) ก็ได้

และถ้าเรากำหนดให้ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนทั้งสองขอบเขตเท่ากัน หรือ var(ε_{1t}) = var(ε_{2t}) เราสามารถเขียนสมการที่ (2.65) ใหม่ได้ดังนี้

$$y_t = \mathrm{I}_t\left[\alpha_{10} + \sum_{i=1}^{p}\alpha_{1i}y_{t-i}\right] + (1-\mathrm{I}_t)\left[\alpha_{20} + \sum_{i=1}^{r}\alpha_{2i}y_{t-i}\right] + \varepsilon_t \qquad (2.66)$$

โดยที่ I_t คือ ตัวแปรหุ่น ณ เวลา t

และ $\mathrm{I}_t = 1$ ถ้า $y_{t-1} > \tau$

$\mathrm{I}_t = 0$ ถ้า $y_{t-1} \le \tau$

เมื่อ $y_{t-1} > 0$, $\mathrm{I}_t = 1$ และ $(1-\mathrm{I}_t) = 0$ ดังนั้น

$$y_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}y_{t-1} + \ldots + \alpha_{1p}y_{t-p} + \varepsilon_t$$

เมื่อ $y_{t-1} \le 0$, $\mathrm{I}_t = 0$ และ $(1-\mathrm{I}_t) = 1$ ดังนั้น

$$y_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}y_{t-1} + \ldots + \alpha_{2r}y_{t-r} + \varepsilon_t$$

ดังนั้นเราจะทำการประมาณ TAR Models ในรูปแบบของสมการที่ (2.66) โดยการสร้างตัวแปรหุ่นของและรูปแบบของตัวแปร $\mathrm{I}_t y_{t-i}$ และ $(1-\mathrm{I}_t)y_{t-i}$ ซึ่งเราสามารถประมาณค่าของสมการได้โดยใช้ OLS

ในกรณีที่ไม่ทราบค่า threshold (Unknown threshold) ตัวแปร threshold ที่จะนำมาประมาณค่าต้องเป็นตัวแปรภายนอกแบบจำลอง การประมาณค่า threshold ทำได้โดยการกำหนดขอบเขตค่าสูงสุดและค่าต่ำสุด ซึ่งค่า threshold จะมีค่าอยู่ระหว่างค่าสูงสุดและค่าต่ำสุดนี้ ในการ

นำไปใช้ ค่าสูงสุดและค่าต่ำสุดมักจะใช้ร้อยละ 0.15 ของมูลค่าของค่าสังเกต ส่วนตัวแปร threshold ที่อยู่นอกขอบเขตไม่ต้องนำมาทำการประมาณค่าเพื่อให้แน่ใจว่าค่า threshold ที่ได้นั้นแบ่งจำนวนกลุ่มตัวอย่างได้ถูกต้อง แต่ถ้าค่าสังเกตมีจำนวนมาก ค่าสูงสุดและค่าต่ำสุดมักจะใช้ร้อยละ 0.10 ของมูลค่าของค่าสังเกตเพื่อให้ค่า threshold ที่ได้มีศักยภาพ เมื่อกำหนดของเขตแล้วจากนั้นทำการถดถอยสมการก็จะได้ค่า threshold ที่มีค่าผลรวมกำลังสองของค่าคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด

2.3 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ในการทบทวนเอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง พิจารณาจากเรื่องหรือวิธีการศึกษาที่ใกล้เคียงกัน ดังนี้

เกศินี เจริญสุวรรณ (2541) ทำการศึกษาผลกระทบของการส่งออกต่อการเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิทางเศรษฐกิจระดับมหภาคของประเทศไทยระหว่างปี พ.ศ. 2519 – 2539 ดังนี้ ข้อมูลทางด้านผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศและปัจจัยทุน ข้อมูลทางด้านแรงงาน ข้อมูลทางด้านสถิติทางการค้าและการส่งออก ด้านการวิเคราะห์ข้อมูลใช้วิธีการคำนวณสมการเป็นแบบสมการเชิงเดี่ยว (Single equation procedure) การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ต่าง ๆ จะใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square Method : OLS) กับข้อมูลอนุกรมเวลาของประเทศไทย โดยให้ฟังก์ชันการผลิตในรูปแบบที่มีความก้าวหน้าทางเทคโนโลยีแบบเป็นกลางตามรูปแบบของ Hick (Hick Neutral) ผลการประมาณค่าปรากฏว่าการเปลี่ยนแปลงปัจจัยทุนมีผลต่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ อัตราการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยแรงงาน ไม่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติต่ออัตราการเปลี่ยนแปลงในผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ การประมาณผลของการส่งออกสินค้าเกษตรมีผลทำให้การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจขยายตัว การส่งออกสินค้าอุตสาหกรรมเพิ่มขึ้นจะทำให้อัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเพิ่มขึ้น แต่การเปลี่ยนแปลงการส่งออกแร่และเชื้อเพลิงไม่มีนัยสำคัญทางสถิติต่อการเปลี่ยนแปลงในอัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ

ธนดิฐ พลอยเลื่อมแสง (2547) ทำการศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันที่มีต่อระดับราคาสินค้าของภาคเศรษฐกิจและดัชนีราคาผู้บริโภค โดยใช้ข้อมูลจากตารางปัจจัยการผลิตและผลผลิตขนาด 58 x 58 สาขาการผลิตของปี 2538 และปี 2541 มาเป็นตัวประมาณค่าตัวแปร

ต่าง ๆ ในปี 2545 ด้านการวิเคราะห์ผลกระทบของการขึ้นราคาน้ำมันต่อระดับราคาสินค้าสาขาอื่น อาศัยความสัมพันธ์ของสมการด้านราคา ซึ่งเป็นส่วนกลับของสมการด้านปริมาณ และด้านการวิเคราะห์หาผลกระทบต่อดัชนีราคาผู้บริโภคใช้ข้อมูลรายจ่ายเพื่อการอุปโภคบริโภคของเอกชนมาใช้เป็นตัวถ่วงน้ำหนักระดับราคาสินค้าและบริการที่เปลี่ยนแปลงไป ผลการศึกษาพบว่าสาขาการผลิตที่เป็นอุตสาหกรรมขั้นพื้นฐานได้รับผลกระทบด้านราคาสินค้ามาก แต่ไม่ได้รับผลกระทบด้านดัชนีราคาผู้บริโภค หรือได้รับผลกระทบน้อยมาก เนื่องจากสาขาการผลิตที่เป็นอุตสาหกรรมขั้นพื้นฐานเป็นปัจจัยการผลิตของสาขาการผลิตอื่น ๆ อีกหลายสาขาที่สามารถผลักภาระต้นทุนส่วนเพิ่มให้แก่สาขาการผลิตอื่น ๆ ได้มากหรือเกือบทั้งหมด และประกอบกับสาขาการผลิตอุตสาหกรรมขั้นพื้นฐานเหล่านี้มีจำนวนผู้บริโภคที่ใช้บริโภคโดยตรงเป็นปริมาณน้อยมากหรือแทบจะไม่มีเลย จึงไม่เกิดผลกระทบด้านดัชนีราคาผู้บริโภค

อิทธิพงศ์ มหาธนเศรษฐ์ (2547) ทำการศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันที่มีต่อการปรับตัวของเศรษฐกิจไทย : วิเคราะห์โดยแบบจำลองคำนวณดุลยภาพทั่วไป เพื่อวิเคราะห์ผลกระทบของการเพิ่มสูงขึ้นของราคาน้ำมันที่มีต่อตัวแปรทางเศรษฐกิจต่าง ๆ ที่สำคัญ เช่น อัตราค่าจ้าง รายจ่ายเพื่อการบริโภคของภาคเอกชน ระดับราคาสินค้า ดุลการค้า และรายได้ประชาชาติเป็นต้น ในการศึกษานี้ใช้ตารางปัจจัยการผลิตและผลผลิตของประเทศไทยปี 2541 โดยแบ่งภาคการผลิตใหม่เป็นภาคเกษตร ภาคอุตสาหกรรม ภาคบริการ ภาคการผลิตก๊าซธรรมชาติ การกลั่นปิโตรเลียม การผลิตไฟฟ้า และการขนส่ง ผลการศึกษาพบว่าการปรับตัวสูงขึ้นของราคาน้ำมันส่งผลให้รายได้ของครัวเรือนลดลง ทำให้ค่าใช้จ่ายเพื่อการบริโภคและเงินออมของครัวเรือนลดลง ส่งผลให้ภาคการบริการ การกลั่นปิโตรเลียม การผลิตไฟฟ้า และการขนส่ง ซึ่งสัดส่วนต้นทุนจากการใช้น้ำมันมากมีต้นทุนการผลิตสูงขึ้นและมีผลผลิตลดลง ในทางตรงกันข้าม ภาคการเกษตรและอุตสาหกรรมที่มีสัดส่วนต้นทุนจากการใช้น้ำมันน้อยจะมีผลผลิตเพิ่มขึ้น เพราะได้รับประโยชน์จากการที่ค่าจ้างและราคาปัจจัยขั้นกลางอุตสาหกรรม ซึ่งเป็นต้นทุนที่สำคัญปรับตัวลดลง ภาคครัวเรือนและภาครัฐบาลมีรายได้ลดลงทำให้รายจ่ายเพื่อการบริโภคของภาคครัวเรือนและภาครัฐบาลลดลง ดุลการค้าจะแย่ลง รายจ่ายเพื่อการลงทุนลดลง และรายได้ประชาชาติปรับตัวลดลง

สิริวรรณ สุคันธปรีย์ (2548) ทำการวิเคราะห์ผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันต่อตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคของระบบเศรษฐกิจไทย ใช้ข้อมูลตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่สำคัญได้แก่ การบริโภคของภาคเอกชน การลงทุน การใช้จ่ายของรัฐบาล การส่งออกรวม การนำเข้ารวม ภาษี และปริมาณเงินเป็นรายไตรมาส แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้มาจากการ

คำนวณหาดุลยภาพระหว่างดุลยภาพในตลาดเงิน กับดุลยภาพในตลาดผลผลิต และทำการประยุกต์แบบจำลองโดยการใส่ตัวแปรราคาน้ำมันเข้าไปที่ฟังก์ชันการบริโภคของภาคเอกชน เพื่อจะได้ทราบว่าเมื่อราคาน้ำมันเปลี่ยนแปลงไปจะส่งผลกระทบต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติและตัวแปรที่เกี่ยวข้องอย่างไร โดยวิธีการศึกษาใช้วิธีการร่วมไปด้วยกัน (cointegration) และ ECM ตามวิธีของ Johansen และข้อมูลทุติยภูมิเป็นอนุกรมเวลารายไตรมาสตั้งแต่ช่วงปี พ.ศ. 2536 (ไตรมาสแรก) ถึงปี พ.ศ. 2547 (ไตรมาสที่ 2) จำนวน 46 ข้อมูล ผลการศึกษาพบว่าราคาน้ำมันมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของการลงทุนของภาคเอกชนมากที่สุด รองลงมาคือผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ การนำเข้าสินค้าและบริการ การบริโภคของภาคเอกชน อุปสงค์การถือเงิน ภาษี และสุดท้าย คืออัตราดอกเบี้ย

สุวัฒนา พิกุลณี (2548) ทำการศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันต่อดัชนีความเชื่อมั่นทางธุรกิจ ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลทุติยภูมิประเภทอนุกรมเวลารายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 ถึง ธันวาคม 2547 โดยแบบจำลองเป็นแบบสมการถดถอยเชิงพหุ (Multiple Linear Regression Model) และประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการโดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบธรรมดา (Ordinary Least Squares Method : OLS) ทดสอบสมการโดยพิจารณาค่าสถิติ R^2 ค่าสถิติ t ค่าสถิติ Durbin Watson ผลการศึกษาพบว่าดัชนีความเชื่อมั่นทางธุรกิจมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับราคาน้ำมัน และการที่ราคาน้ำมันปรับตัวเพิ่มสูงขึ้นทำให้ต้นทุนการผลิตสูงขึ้น ส่งผลให้ราคาสินค้าสูงขึ้นตามไปด้วย

Arjaree Ussanarassamee and Subhes Chandra Bhattacharyya (2005) ทำการศึกษาการเปลี่ยนแปลงอุปสงค์ทางด้านพลังงานในภาคอุตสาหกรรมของประเทศไทย ในช่วงปี ค.ศ. 1981 – 2000 โดยพิจารณารูปแบบของอุปสงค์ การบริโภคน้ำมัน และปริมาณพลังงาน รวมทั้งวิเคราะห์ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการบริโภคพลังงานตามเทคนิคของ Laspeyres ผลการศึกษาพบว่าอุตสาหกรรมอาหารและเครื่องดื่มมีความสัมพันธ์เชิงบวกกับอุปสงค์ทางด้านพลังงาน ในขณะที่อุตสาหกรรมเคมีและอุตสาหกรรมแร่ที่ไม่ใช่โลหะ ปริมาณการใช้พลังงานมีลักษณะเป็นรูปตัว U แต่หลังจากปี ค.ศ. 1997 การบริโภคพลังงานของอุตสาหกรรมมีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้น กล่าวโดยสรุปแล้วผลกระทบต่ออุปสงค์ทางด้านพลังงานขึ้นอยู่กับกิจกรรมของแต่ละอุตสาหกรรม ซึ่งการเปลี่ยนแปลงในอุตสาหกรรมอาหารและเครื่องดื่ม รวมทั้งอุตสาหกรรมแร่ที่ไม่ใช่โลหะ มีนัยสำคัญต่อการเปลี่ยนแปลงอุปสงค์ทางด้านพลังงาน

Lee and Chang (2005) ทำการศึกษาผลกระทบของการบริโภคพลังงานต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ : วิเคราะห์โดยใช้แบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรง (Linear Model) และแบบจำลองสมการถดถอยที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรง (Nonlinear Model) ของประเทศไต้หวัน ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาทางเศรษฐกิจมหภาครายปีในช่วงปี ค.ศ. 1955 – 2003 โดยแบบจำลองมีพื้นฐานมาจากแบบจำลองของสำนักนีโอคลาสสิค (Neoclassical) ที่มีฟังก์ชันการผลิต 1 ภาค การศึกษาโดยแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรง ใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบธรรมดา (Ordinary Least Squares : OLS) วิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างการบริโภคและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ผลการศึกษาพบว่าการเปลี่ยนแปลงการบริโภคพลังงานมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ส่วนการศึกษาโดยแบบจำลองสมการถดถอยที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรงใช้วิธีการแบบ Threshold Autoregressive Models (TAR Models) วิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างการบริโภคพลังงานและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ผลการศึกษาพบว่าในช่วงที่มีระดับการบริโภคพลังงานต่ำ การบริโภคพลังงานมีผลกระทบเชิงบวกต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ส่วนในช่วงที่ระดับการบริโภคพลังงานสูง การบริโภคพลังงานมีผลกระทบเชิงบวกต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ดังนั้นแบบจำลองสมการถดถอยที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรงจึงอธิบายผลกระทบของการบริโภคพลังงานต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ทั้งในด้านปริมาณและธรรมชาติของผลกระทบภายนอกได้ดีกว่าแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรง