บทที่ ๔

แบบจำลองความต้องการนำเข้าน้ำมันดิบและผลิตภัณฑ์น้ำมัน

๔.๑ ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีอิทธิพลต่อการนำเข้า

ในการสร้างแบบจำลอง (Model) ทางเศรษฐศาสตร์ เกี่ยวกับความต้องการนำเข้าน้ำมันดิบและผลิตภัณฑ์น้ำมันของไทย สร้างขึ้นจากการศึกษาค้นคว้าข้อมูลต่าง ๆที่คาดว่าจะมีความสัมพันธ์กับความต้องการนำเข้าของน้ำมันดิบและผลิตภัณฑ์น้ำมัน และนำเอาผลวิเคราะห์ทางสถิติเข้ามาช่วยในการตัดสินใจ เลือกตัวแปรผันอิสระ (Independent variable) ที่จะเข้ามาในแบบจำลองในการศึกษาตัวแปรต่าง ๆ ที่คาดว่าจะเกี่ยวข้องกับสมการ ซึ่งจะกล่าวถึงคือ

๑. ปริมาณน้ำมันนำเข้าทั้งหมด น้ำมันที่ใช้ในประเทศทั้งหมดเป็นน้ำมันดิบที่นำเข้าจากต่างประเทศ เนื่องจากเราไม่มีน้ำมันดิบเพียงพอที่จะกลั่นใช้ในประเทศ ดังนั้นรูปแบบของการนำน้ำมันเข้าจะแตกต่างกันเป็น ๒ กรณีคือ

๑.๑ การนำเข้าในรูปของน้ำมันดิบ แล้วนำมากลั่นโดยโรงกลั่นน้ำมันภายในประเทศออกเป็นผลิตภัณฑ์น้ำมันชนิดต่าง ๆ ได้ดังนี้คือ .-น้ำมันเบนซิน น้ำมันดีเซล น้ำมันก๊าด น้ำมันเตา น้ำมันเครื่องบิน และอื่น ๆ ด้วยเหตุนี้โรงกลั่นน้ำมันภายในประเทศ ยังไม่สามารถที่จะกลั่นน้ำมันทุกชนิดออกมาได้ตามความต้องการภายในประเทศ จึงต้องนำเข้าในรูปของผลิตภัณฑ์น้ำมันสำเร็จรูปจากต่างประเทศอีก

๑.๒ การนำเข้าในรูปของผลิตภัณฑ์น้ำมัน ได้แก่ น้ำมันเบนซิน น้ำมันดีเซล น้ำมันก๊าด น้ำมันเตา น้ำมันเครื่องบิน และอื่น ๆ โดยเฉพาะน้ำมันดีเซลมีเปอร์เซนต์การใช้สูงกว่าน้ำมันประเภทอื่น ๆ

หมายเหตุ : ในการศึกษาครั้งนี้จะไม่แยกศึกษาเป็นแต่ละชนิดของน้ำมันแต่จะศึกษารวม ๆ เป็นหมวดผลิตภัณฑ์น้ำมัน เนื่องจากเมื่อเทียบกับน้ำมันดิบแล้ว ผลิตภัณฑ์น้ำมันจะนำเข้าเป็นส่วนน้อย คือ ในจำนวนน้ำมันทั้งหมด ที่นำเข้าประเทศ ซึ่งประมาณร้อยละ ๘๕.๔ เป็นน้ำมันดิบ และอีกประมาณ

ร้อยละ ๑๔.๖ เป็นผลิตภัณฑ์น้ำมัน[๑]

๒. ราคาน้ำมันนำเข้า ก็เป็นปัจจัยหนึ่งที่มีอิทธิพลต่อการนำเข้า ราคาในที่นี้จะแบ่งออกเป็น ราคาน้ำมันดิบ กับราคาผลิตภัณฑ์น้ำมัน สำหรับสถิติราคาได้จากหนังสือ Foreign Trade and Statistic ของกรมศุลกากร ในแต่ละเดือน ความสัมพันธ์ระหว่างความต้องการนำเข้าน้ำมันดิบและผลิตภัณฑ์น้ำมัน กับราคาน้ำมันนำเข้า ได้สมมติไว้ว่าเป็นไปในทางลบ กล่าวคือ เมื่อราคาน้ำมันนำเข้าสูงขึ้น ปริมาณนำเข้าควรจะลดลง และในทางตรงกันข้ามเมื่อราคานำเข้าลดลง ปริมาณนำเข้าควรจะเพิ่มขึ้น

๓. จำนวนประชากร ประชากรของประเทศต่าง ๆ มีอัตราการขยายตัวเพิ่มขึ้นอยู่เสมอ โดยเฉพาะในประเทศที่กำลังพัฒนา มักมีอัตราการเพิ่มค่อนข้างสูง ทำให้ความต้องการทุกชนิดเพิ่มขึ้นเป็นธรรมดา ดังนั้นจึงได้นำเอาจำนวนประชากรเข้ามาหาความสัมพันธ์กับความต้องการนำเข้าน้ำมันดิบและผลิตภัณฑ์น้ำมันด้วย และความสัมพันธ์ควรเป็นไปในทางบวก กล่าวคือ เมื่อจำนวนประชากรเพิ่มมากขึ้น ความต้องการต่อสินค้าและบริการต่าง ๆ ก็เพิ่มขึ้น ถึงแม้ว่าสำหรับน้ำมันจะไม่ได้กระทบต่อประชากรโดยตรงก็ตาม แต่เมื่อจำนวนประชากรเพิ่มขึ้น ปริมาณน้ำมันก็ควรจะเพิ่มขึ้นด้วย และในทางตรงกันข้ามเมื่อจำนวนประชากรลดลง ปริมาณน้ำมันก็ควรจะลดลงด้วย สำหรับสถิติจำนวนประชากรได้มาจาก กองสถิติสาธารณสุข กระทรวงสาธารณสุข และหน่วยสถิตินิเทศ สำนักงานสถิติแห่งชาติ

๔. จำนวนรถยนต์ เนื่องจากน้ำมันส่วนใหญ่ในประเทศจะใช้ไปในการคมนาคมขนส่งและส่วนใหญ่จะเป็นการขนส่งทางบก ในการศึกษานี้จะศึกษาเฉพาะการขนส่งทางบกจำนวนรถยนต์ทั้งหมดที่นำมาประกอบด้วยรถยนต์ชนิดต่าง ๆ คือ รถยนต์นั่งส่วนบุคคล รถยนต์รับจ้าง รถยนต์โดยสาร รถกะบะบรรทุก รถจักรยานยนต์ และรถยนต์อื่น ๆ สถิติตัวเลขเหล่านี้ได้มาจาก หน่วยสถิตินิเทศ สำนักงานสถิติแห่งชาติ แผนกทะเบียนรถยนต์ กองทะเบียนกรมตำรวจ กองวิชาการและวางแผนการขนส่งทางบก

---

[๑] สำนักงานพลังงานแห่งชาติ, เชื้อเพลิงและพลังงานของประเทศไทย ๒๕๑๗ (กรุงเทพมหานคร : สำนักงานพลังงานแห่งชาติ, ๒๕๑๗), หน้า ๔๘.

ความสัมพันธ์ระหว่าง ปริมาณนำเข้าน้ำมันดิบและผลิตภัณฑ์น้ำมันกับจำนวนรถยนต์ได้สมมติไว้ว่าเป็นไปในทางบวก แต่ในการศึกษานี้แบ่งน้ำมันออกเป็น ๒ ชนิดคือ น้ำมันดิบ ที่ต้องมากลั่นในประเทศ ซึ่งจะกลั่นออกมาเป็นผลิตภัณฑ์น้ำมันชนิดต่าง ๆ ส่วนอีกชนิดหนึ่งคือ ผลิตภัณฑ์น้ำมัน ซึ่งในที่นี้จะรวมเป็นปริมาณนำเข้าน้ำมันทุกชนิดเข้าด้วยกัน ไม่ได้แยกเป็นแต่ละชนิด ดังนั้นการนำเอาจำนวนรถยนต์เข้ามาหาความสัมพันธ์ จึงอาจจะไม่ได้ความสัมพันธ์เป็นไปตามข้อสมมติ

๕. ผลิตภัณฑ์ประชาชาติ ความสัมพันธ์ระหว่างความต้องการนำเข้าน้ำมันดิบ และผลิตภัณฑ์น้ำมัน กับผลิตภัณฑ์ประชาชาติ ได้สมมติไว้ว่าเป็นไปในทางบวก กล่าวคือ ถ้ารายได้ประชาชาติเพิ่มขึ้น ความต้องการนำเข้าก็จะเพิ่มขึ้นด้วย และในทางตรงข้าม ถ้ารายได้ประชาชาติลดลง ความต้องการนำเข้าก็ควรจะลดลงด้วยสถิติตัวเลขเก็บรวบรวมจาก สภาพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ

จากตัวแปรผันที่กล่าวมาแล้วข้างต้นทั้งหมด จะเก็บข้อมูลดังกล่าวเป็นเดือน ประมาณทั้งหมด ๑๒๙ เดือน คือระหว่าง ๒๕๐๘-๒๕๑๙ แล้วนำข้อมูลของตัวแปรดังกล่าวข้างต้น มา moving averages โดยแบ่งการ moving average ออกเป็น ๓ ครั้ง คือ เริ่มตั้งแต่ moving averages ครั้งแรก ๗ เดือน, ๕ เดือน และ ๓ เดือนตามลำดับ

๔.๒ ข้อสมมติ

๑. นอกจากปัจจัยต่าง ๆ ดังกล่าวมาแล้วข้างต้น ยังมีปัจจัยอีกหลายประการที่เป็นตัวกำหนด ความต้องการนำเข้าน้ำมันดิบและผลิตภัณฑ์น้ำมันของไทย แต่เนื่องจากไม่อาจแสดงเป็นตัวเลขสถิติที่ต่อเนื่องกันอย่างชัดเจนได้ จึงจะไม่นำเข้ามาเกี่ยวข้องในรูปแบบและให้ถือว่าคงที่

๒. ในขั้นตอนของการพยากรณ์ขนาดของอุปสงค์ จะแบ่งการสมมติเกี่ยวกับราคานำเข้าน้ำมันออกเป็น

๒.๑ เมื่อระดับราคาน้ำมันนำเข้าคงที่

๒.๒ เมื่อระดับราคาน้ำมันนำเข้าเพิ่มขึ้นจากราคานำเข้าเฉลี่ยปี ๒๕๑๙ โดยแบ่งออกเป็น

๒.๒.๑ เมื่อราคาเพิ่ม ๕%

๒.๒.๒ เมื่อราคาเพิ่ม ๑๐%

๒.๒.๓ เมื่อราคาเพิ่ม ๑๕%

สำหรับราคาลดลงไม่ได้ทำการศึกษา เพราะคงยากที่จะเป็นไปได้ในการที่ราคาน้ำมันนำเข้าจะลดลงในอนาคต

๓. ในช่วงเวลาพยากรณ์ จะไม่มีการเปลี่ยนแปลงด้านนโยบายการค้าระหว่างประเทศในลักษณะต่าง ๆ คือต้องกำหนด ให้นโยบายเกี่ยวกับการค้าคงที่นั่นเอง

๔.๓ <u>แบบจำลอง</u> (Model)

ในการวิเคราะห์นี้ จำเป็นที่ต้องใช้แบบจำลองที่มี lag เพราะน้ำมันนั้นจำเป็นต้องใช้ช่วงระยะเวลาเพื่อการนำเข้า มีช่วงระหว่างการตัดสินใจและการนำเข้า เมื่อเป็นเช่นนี้จึงใคร่ขอทบทวนแบบจำลองที่มี distributed lags และวิธีการวัดต่าง ๆ ดังต่อไปนี้

๔.๓.๑ <u>แนวความคิดเบื้องต้น</u>

๔.๓.๑.๑ <u>Irving Fisher</u> (พ.ศ. ๒๔๑๐ -๒๔๙๐) เป็นผู้ให้หลักเกณฑ์ในการประมาณการกระจายของ lag อย่างคร่าว ๆ ไว้ดังนี้คือ เลือกแบบของกระจายของ lag ที่จะให้สหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ (ทั้ง lagged และ unlagged variables) มีค่าสูงที่สุด[๑]

$$y_t = b_o + b \sum_{i=o}^{\infty} w_i X_{t-i} + u_t$$

ถ้า y_t = อุปสงค์ต่อสินค้าในเวลาปัจจุบัน

X_t = รายได้ ณ เวลา

หรือ $y_t = b_o + bw_o X_t + bw_1 X_{t-1} + bw_2 X_{t-2} + \dots\dots\dots u_t$

$w_o, w_1, w_2 \dots\dots\dots\dots\dots\dots$ น้ำหนักความสำคัญของรายได้ปีต่าง ๆ

---

[๑] ดิเรก ปัทมสิริวัฒน์, "พฤติกรรมของความล่าช้าในทางเศรษฐกิจ", <u>วารสารพัฒนบริหารศาสตร์</u> ๑๘ (มกราคม ๒๕๒๑) : ๖๒

สัมประสิทธิ์ b แทนปริมาณอุปสงค์ที่เพิ่มขึ้นเมื่อรายได้เพิ่มขึ้น

และ $\sum_{i=0}^{\infty} w_i = 1$

คือน้ำหนักความสำคัญเมื่อรวมกันทั้งหมดควรเท่ากับ ๑

๔.๓.๒.๑ distributed lag หลังจากของ Fisher ในปี พ.ศ. ๒๔๙๗ Leendert M. Koyck เสนอความคิดว่า ถ้ากำหนดให้น้ำหนักความสำคัญลดลงแบบอนุกรมเรขาคณิต (geometric declining lag) เมื่อเวลาเพิ่มขึ้นจนกระทั่งเป็น infinite[๑] กล่าวคือ

$$y_t = \alpha + \beta X_t + \beta\lambda X_{t-1} + \beta\lambda^2 X_{t-2} + \ldots\ldots + \beta\lambda^n X_{t-n} + u_t \ldots\ldots (1)$$

$$0 < \lambda < 1$$

ลดช่วงเวลาของสมการ (1)

$$y_{t-1} = \alpha + \beta X_{t-1} + \beta\lambda X_{t-2} + \beta\lambda^2 X_{t-3} + \ldots + \beta\lambda^n X_{t-n-1} + u_{t-1} \ldots (2)$$

เอา λ คูณสมการ (2) แล้วไปลบออกจากสมการ (1) จะได้

$$y_t - \lambda y_{t-1} = \alpha(1-\lambda) + \beta X_t + (u_t - \lambda u_{t-1})$$

$$y_t = \alpha(1-\lambda) + \beta X_t + \lambda y_{t-1} + (u_t - \lambda u_{t-1})$$

$$\nu_t = u_t - \lambda u_{t-1}$$

เนื่องจาก error term ได้กลายเป็น $(u_t - \lambda u_{t-1})$ แทนที่จะเป็น u_t ดังนั้นข้อสมมติจึงเป็นดังข้างล่างนี้

$$E(\nu_t) = 0$$

$$E(\nu_t \nu_{t'}) = -\lambda\sigma^2 \quad \text{ถ้า} \quad t = t' - 1$$

$$E(\nu_t \nu_{t'}) = (1 + \lambda^2)\sigma^2 \quad \text{ถ้า} \quad t = t'$$

$$= -\lambda\sigma^2 \quad \text{ถ้า} \quad t = t' + 1$$

$$= 0 \quad \text{ถ้าเป็นอย่างอื่น}$$

---

[๑] เรื่องเดียวกัน, หน้า ๖๔

๕.๓.๑.๓ Pascal Distribution[๑]

ในปี พ.ศ. ๒๕๐๓ Robert Solow เสนอว่าถ้ากำหนดว่าน้ำหนักความสำคัญมีการกระจายตามแบบ Pascal distribution จะได้การกระจายในลักษณะลดลงเป็นอนุกรมเรขาคณิต (geometric declining) ก็ได้ หรือในลักษณะที่น้ำหนักความสำคัญเพิ่มขึ้นและค่อยลดลงก็ได้

$$w_i = \frac{(r+t-1)!}{(r-1)!t!} (1-\lambda)^r \lambda^t, \quad t = 0, 1, 2\ldots\ldots\ldots\ldots$$

$$0 < \lambda < 1$$

t มีค่าเป็นบวกและเป็นตัวแปรที่กำหนดขึ้นตามความเหมาะสม ลักษณะของการกระจายขึ้นอยู่กับ r

	w	w_1	w_2	w_3
$r = 1$	$1-\lambda$	$(1-\lambda)\lambda$	$(1-\lambda)\lambda^2$	$(1-\lambda)\lambda^3$
$r = 2$	$(1-\lambda)^2$	$2(1-\lambda)^2\lambda$	$3(1-\lambda)^2\lambda^2$	$4(1-\lambda)^2\lambda^3$
$r = 3$	$(1-\lambda)^3$	$3(1-\lambda)^3\lambda$	$6(1-\lambda)^3\lambda^2$	$10(1-\lambda)^3\lambda^3$
$r = 4$	$(1-\lambda)^4$	$4(1-\lambda)^4\lambda$	$10(1-\lambda)^4\lambda^2$	$20(1-\lambda)^4\lambda^3$

ค่า r เปลี่ยนแปลงไปทำให้สมการ regression เปลี่ยนไป เช่น ค่า $r = 2$ สมการจะเป็น

$$y_t = b_o + bw_o X_t + bw_1 X_{t-1} + bw_2 X_{t-2} + \ldots\ldots + u_t$$

$$y_t = b_p + b(1-\lambda)^2 X_t + 2b(1-\lambda)^2 X_{t-1} + 3b^2(1-\lambda)^2 X_{t-2} + \ldots u_t$$

$$y_t = b_o + b(1-\lambda)^2 (X_t + 2\lambda X_{t-1} + 3\lambda^2 X_{t-2} + \ldots\ldots\ldots) + u_t$$

ถ้า ค่าของ r เปลี่ยนแปลงไป น้ำหนักความสำคัญตามแบบนี้ จึงมีการกระจายแตกต่างกันไป

---

๑ เรื่องเดียวกัน, หน้า ๖๕

๔.๓.๑.๔ Almon

ในปี พ.ศ. ๒๕๐๘ Almon ได้เสนอ distributed lag อีกรูปแบบหนึ่ง ซึ่งมีลักษณะกว้าง ๆ น้ำหนักความสำคัญอาจจะกระจายเป็นเส้นโค้งแบบใดก็ได้ กล่าวคือให้ W_i เป็น function polynomial ของตัวแปรหนึ่ง (X) ภายในช่วงเวลาหนึ่ง

$$y_t = \sum_{i=0}^{n-1} W(i)X_{t-i} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(1)$$

$$W(i) = \sum_{j=0}^{q} \phi_j(i)\, C_j \qquad i = 0, 1, \ldots\ldots n-1 \quad \ldots(2)$$

q = degree polynomial

$\phi_j(i)$ = function polynomial ของ X_{t-i}

C_j = สัมประสิทธิของ function $\phi_j(i)$

$\phi_j(i)$ ประมาณการโดยใช้ lagrange interpolation.

$$^{๑}\phi_j(i) = \prod_{i=0}^{n} \frac{x-x_i}{x_j-x_i} \qquad j \neq i$$

แทนค่าสมการ (๒) ลงในสมการ (๑)

$$y_t = \sum_{i=0}^{n-1} \sum_{j=0}^{q} \phi j(i)\, C_j X_{t-i}$$

หรือ $$y_t = \sum_{j=1}^{q} C_j \sum_{i=0}^{n-1} \phi j(i) X_{t-i}$$

---

[๑]ตัวอย่าง ถ้า degree polynomial = 2 โดยที่ $x_o=1$, $x_1=1.5$ และ$x_2=3$ ตามลำดับ

$$\phi_o(i) = \frac{(x-1.5)(x-3)}{(1-1.5)(1-3)}$$

$$\phi_1(i) = \frac{(x-1)(x-3)}{(1.5-1)(1.5-3)}$$

$$\phi_2(i) = \frac{(x-1)(x-1.5)}{(3-1)(3-1.5)}$$

เมื่อ C_j = คงที่

หรือ $y_t = \sum_{j=1}^{q} C_j Z_{tj}$

$$Z_{tj} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_j(i) X_{t-i}$$

๔.๓.๒ การใช้ distributed lag ในการคาดคะเน (expectation)

๔.๓.๒.๑ $I_t = K_t - K_{t-1}$ ....(1)

$K_t - K_{t-1} = \gamma(K_t^* - K_{t-1})$ ....(2)

I_t = การลงทุนที่แท้จริง

K_t^* = desired capital

K_t = actual capital

และถ้า assume ต่อไปว่า

$K_t^* = \alpha Q_t + u_t$ ....(3)

Q_t = output

u_t = error term (คือความไม่แน่นอนเข้ามาด้วย)

แทนค่าสมการ (๓) ลงในสมการ (๒)

$$K_t - K_{t-1} = \gamma(\alpha Q_t + u_t - K_{t-1})$$

$$= \alpha\gamma Q_t + \gamma u_t - \gamma K_{t-1}$$

$K_t = \alpha\gamma Q_t + (1-\gamma)K_{t-1} + \gamma u_t$ ....(4)

๔.๓.๒.๒ Adaptive Expectation Eypothesis

สมมติถ้าเรามี function ของผลผลิตทางเกษตร โดย

$$y_t = \alpha x_t^* + u_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

y_t = ปริมาณผลผลิต

x_t^* = ราคาที่คาดคะเนว่าจะเป็น

u_t = error term (ผลมาจากความแปรปรวนของสภาพภูมิอากาศ และสภาพของดิน)

$$E(u_t) = 0, \quad E(u_t u_{t'}) = \delta_{tt'} \sigma^2$$

เนื่องจากค่า x_t^* เราไม่สามารถเก็บข้อมูลได้ จึงตั้งสมมติฐานเกี่ยวกับการคาดคะเนออกเป็น

๑. Static expectation

$$x_t^* = x_{t-1}$$

คือ x_t^* = ราคาสินค้าที่คาดคะเนในเวลา t เท่ากับ x_{t-1} ราคาที่เกิดขึ้นจริง ๆ ในเวลา $t-1$

๒. Adaptive expectation

$$x_t^* - x_{t-1}^* = \gamma(x_{t-1} - x_{t-1}^*)$$

$$0 < \gamma < 1$$

คือการเปลี่ยนแปลงของตัวคาดคะเนขึ้นอยู่กับผลต่างระหว่างการคาดคะเนกับผลที่เกิดจริง ๆ ในเวลาที่ผ่านมา

$$x_t^* - x_{t-1}^* = \gamma x_{t-1} - \gamma x_{t-1}^*$$

$$x_t^* - (1-\gamma)\, x_{t-1}^* = \gamma x_{t-1}$$

ให้ $\beta = 1 - \gamma$

$$(I - \beta L)\, x_t^* = \gamma L\, x_t$$

$$(I-\beta L)x^*_t = \gamma L x_t$$

$$x^*_t = \frac{\gamma L}{I-\beta L} x_t$$

$$x^*_t = \frac{(1-\beta)L}{I-\beta L} x_t$$

$$(I-\beta L)x^*_t = \gamma L x_t$$

$$= (1-\beta)L\, x_t$$

$$(I-\beta L)x^*_{t+1} = (1-\beta)x_t$$

$$x^*_{t+1} = \frac{(1-\beta)x_t}{(I-\beta L)} = (1-\beta) \sum_{i=o}^{\infty} \beta^i x_{t-i}$$

เพราะฉะนั้น $$x^*_{t+1} = (1-\beta) \sum_{i=o}^{\infty} \beta^i x_{t-i} \quad \text{............(2)}$$

แทนค่าสมการ (๒) ลงในสมการ (๑) จะได้

$$y_t = \alpha(1-\beta) \sum_{i=o}^{\infty} \beta^i x_{t-i-1} + u_t \quad \text{............(3)}$$

ซึ่งเป็น geometric distributed lag

๔.๓.๒.๓ The Partial Adjustment Hypothesis

$$y^*_t = \alpha x_t + u_t \quad \text{-----------------(1)}$$

$$y_t - y_{t-1} = \gamma(y^*_t - y_{t-1}) \quad \text{-----------------(2)}$$

$$0 < \gamma < 1$$

แทนค่าสมการ (๑) ลงในสมการ (๒) จะได้

$$y_t - y_{t-1} = \gamma(\alpha x_t + u_t - y_{t-1})$$

$$= \alpha\gamma x_t + \gamma u_t - \gamma y_{t-1})$$

$$y_t = \alpha\gamma x_t + \gamma u_t + (1-\gamma) y_{t-1}$$

$$y_t = (1-\gamma) y_{t-1} + \alpha\gamma x_t + \gamma u_t \qquad \text{-------(3)}$$

solve difference equation ในสมการ (3) จะได้

$$y_t = \frac{\alpha\gamma}{I-\beta L} x_t + \frac{\gamma I}{I-\beta L} u_t, \ \beta = 1-\gamma$$

เพราะฉะนั้น error term ในสมการนี้จะเป็น $v_t = \frac{\gamma I}{I-\beta L} u_t$

๔.๓.๓ การ estimate distributed lag

วิธีการ estimate distributed lag แบ่งออกได้เป็นหลายวิธีคือ

(๑) Maximum Likelihood method

(๒) Profiltering Procedure

(๓) Instrumental variable

(๔) Koyck + Klein method

๔.๓.๓.๑ Maximum Likelihood method

$$y_t = \alpha \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i x_{t-i} + u_t \qquad \text{----------------(1)}$$

$$\lambda \ \varepsilon (0,1)$$

$$u_t \sim N(0, \sigma^2 I), \ u = (u_1, u_2 \ldots\ldots\ldots u_T)'$$

ปัญหาที่เกิดในการ estimate parameter ในสมการ (1)

(๑) เป็น non linear เนื่องจาก λ ที่เข้าไปในสมการ

(๒) สมการประกอบด้วย จำนวน infinite variables.

(๓) วิธีการ estimation ที่จะได้ best efficient จะขึ้นอยู่กับ assumption ของ error term : u_t

จากสมการ เขียนใหม่โดยใช้ linear operator

$$y_t = \frac{\alpha I}{I-\lambda L} x_t + u_t \qquad \text{--------------------(2)}$$

จาก (1) $$y_t - u_t = \alpha \sum_{i=o}^{\infty} \lambda^i x_{t-i} \qquad \text{--------------(3)}$$

จาก (2) $$y_t - u_t = \frac{\alpha I}{I-\lambda L} x_t \qquad \text{--------------(4)}$$

สมการ (3) = สมการ (4)

$$\frac{I}{I-\lambda L} x_t = \sum_{i=o}^{\infty} \lambda^i x_{t-i}$$

$$= \sum_{i=o}^{t-1} \lambda^i x_{t-i} + \lambda^t \sum_{i=o}^{\infty} \lambda^i x_{-i}$$

$$= \sum_{i=o}^{t-1} \lambda^i x_{t-i} + \lambda^t a_o$$

เมื่อ $$a_o = \sum_{i=o}^{\infty} \lambda^i x_{-i}$$

$$y_t = \alpha a_o \lambda^t + \alpha \sum_{i=o}^{t-1} \lambda^i x_{t-i} + u_t$$

หรือ $$y_t = \alpha_o \lambda^t + \alpha \sum_{i=o}^{t-1} \lambda^i x_{t-i} + u_t; \quad t = 1,2.....T$$

เมื่อ $\alpha_o = \alpha a_o$

log likelihood function

$$L(\alpha_o, \alpha, \lambda, \sigma^2, y, x) = -\frac{T}{2} \ln(2\Pi) - \frac{T}{2} \ln\sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} (y-Xa)'(y-Xa) \ldots (7)$$

เมื่อ $X = (x^*_{.o}, x^*_{.1})$

$$x^*_{.0} = (\lambda, \lambda^2, \ldots\ldots \lambda^T)'$$

$$x^*_{.1} = (x^*_1, x^*_2, \ldots\ldots x^*_T)'$$

$$x^*_t = \sum_{i=o}^{t-1} \lambda^i x_{t-i} = \lambda x^*_{t-1} + x_t \ldots\ldots, \quad t = 2,3..T\ldots(8)$$

$$a = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha \end{bmatrix}$$

....................* ได้มาจาก แทนค่า i

$$= x_t + \lambda x_{t-1} + \lambda^2 x_{t-2} + \ldots\ldots\ldots \lambda^{t-1} x_1 \Big| + \lambda^t x_o + \lambda^{t-1} x_{-1} \ldots \infty$$

$$= \sum_{i=o}^{t-1} \lambda^i x_{t-i} + \lambda^t (x_o, \lambda^1 x_{-1} + \lambda^2 x_{-2} + \ldots\ldots\ldots \infty)$$

$$= \sum_{i=o}^{t-1} \lambda^i x_{t-i} + \lambda^t \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i x_{-i}$$

Given , matrix X สามารถคำนวณได้จาก observation

$$x_1^* = x_1$$

$$x_o^* = 0$$

maximizing สมการ (๗) with respect to a และ σ^2 จะได้

$$\hat{a}(\lambda) = (X'X)^{-1} X'y \quad \text{------------(9)}$$

$$\hat{\sigma}^2(\lambda) = \frac{(Y-X\hat{a})'(Y-X\hat{a})}{T}$$

เอาผลจากสมการ (๙) แทนลงในสมการ (๗) เราจะได้ concentrated likelihood function ซึ่งขึ้นอยู่กับ parameter λ that we use to computed X

$$L(\lambda; y,x) = -\frac{T}{2}\ln(2\Pi) - \frac{T}{2}\ln\sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \cdot T\hat{\sigma}^2(\lambda)$$

$$= -\frac{T}{2}\left[\ln(2\Pi) + 1)\right] - \frac{T}{2}\ln\hat{\sigma}^2(\lambda) \text{.........(10)}$$

λ^i คำนวณหาจาก element ของ matrix X

estimator ของ $\lambda = \hat{\lambda}$

$$\hat{\sigma}^2(\lambda)^2 \quad \min \hat{\sigma}^2(\lambda_i)$$

estimator ของ a และ σ^2 ได้จาก

$$\hat{a} = \hat{a}(\hat{\lambda})$$

$$\hat{\sigma}^2 = \hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})$$

$$\frac{\partial L}{\partial \alpha_0} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=1}^{T} \lambda^t (y_t - \alpha_0\lambda^t - \alpha x_t^*) = 0 \qquad \text{-----------(11)}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \alpha} = \frac{1}{\sigma^2} \left(\sum_{t=1}^{T} (y_t - \alpha x_t^*) x_t^* - \alpha_0 \sum_{t=1}^{T} \lambda^t x_t^* \right) = 0 \qquad \text{-----(12)}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \alpha} = \frac{1}{\sigma^2} \left[\alpha \sum_{t=1}^{T} (y_t - \alpha x^*_t) \frac{\partial x_t^*}{\partial \lambda} + \alpha_0 \sum_{t=1}^{T} (y_t - \alpha x_t^*)(t\lambda^{t-1}) \right.$$

$$\left. -a_0^2 \sum_{t=1}^{T} t\lambda^{2t-1} - \alpha_0\alpha \sum_{t=1}^{T} \lambda^t \frac{\partial x_t^*}{\partial \lambda} \right] = 0 \qquad \text{----(13)}$$

ถ้าขนาด T ใหญ่เพียงพอแล้วไม่จำเป็นต้อง estimate α_0 เพราะสามารถดูจากสมการ (๖) ว่า $\alpha_0 \lambda^t \rightarrow 0$ เมื่อ T ขนาดใหญ่ และ assume ว่า

$$\lim_{T\to\infty} \sum_{t=1}^{T} \lambda^t x_t^* < \infty$$

$$\operatorname*{plim}_{T\to\infty} \frac{1}{\sqrt{T}} \frac{\partial L}{\partial \alpha_0} = 0$$

อย่างไรก็ตาม ถ้า T large อาจจะเขียนได้ว่า

$$\frac{1}{\sqrt{T}} \cdot \frac{\partial L}{\partial \alpha} = \frac{1}{\sigma^2} \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^{T} (y_t - \alpha x_t^*) x_t^* = 0 \qquad \text{-------------(14)}$$

$$\frac{1}{\sqrt{T}} \cdot \frac{\partial L}{\partial \lambda} \quad \frac{1}{\sigma^2} \cdot \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^{T} (y_t - \alpha x_t^*) \frac{\partial x_t^*}{\partial \lambda} = 0 \qquad \text{--------(15)}$$

๒. <u>Prefiltering Procedure</u>

เป็นวิธีการที่เสนอโดย Steiglitz และ Mcbride (138)

โดยให้ $$S = \sum_{t=1}^{T} \left(y_t - \frac{\alpha I}{I - \lambda L} x_t\right)^2 \qquad \text{----------------(1)}$$

minimize S. with respect to α and λ

$$\frac{\partial S}{\partial \alpha} = -2 \sum_{t=1}^{T} \left[\left(y_t - \frac{\alpha I}{I-\lambda L} x_t \right) \frac{I}{I-\lambda L} x_t \right] = 0 \text{------}(2)$$

$$\frac{\partial S}{\partial \lambda} = 2 \sum_{t=1}^{T} \left[\left(y_t - \frac{\alpha I}{I-\lambda L} x_t \right) \frac{I}{(I-\lambda L)^2} x_{t-1} \right] = 0 \text{------}(3)$$

ถ้าให้

$$y_t^* = \frac{I}{I-\lambda L} y_t$$

$$x_t^* = \frac{I}{I-\lambda L} x_t \qquad \text{--------}(4)$$

$$x_t^{**} = \frac{I}{I-\lambda L} x_t^*$$

แทนค่าเหล่านี้ในสมการ (๒) +(๓) แล้วเขียนใหม่จะได้

$$\alpha \sum_{t=2}^{T} x_t^{*2} + \lambda \sum_{t=2}^{T} y_{t-1}^* x_t^* = \sum_{t=2}^{T} y_t^* x_t^* \text{-------}(5)$$

$$\alpha \sum_{t=2}^{T} x_t^* x_{t-1}^{**} + \lambda \sum_{t=2}^{T} y_{t-1}^* x_{t-1}^{**} = \sum_{t=2}^{T} y_t^* x_{t-1}^{**} \text{------}(6)$$

It is then suggested that we compute

$$y_t^* = \lambda y_{t-1}^* + y_t$$

$$x_t^* = \lambda x_{t-1}^* + x_t \qquad \text{-----------}(7)$$

$$x_t^{**} = \lambda x_{t-1}^* + x_t^*$$

และ $\quad y_o^* = x_o^* = x_o^{**} = 0 \qquad$ --------------(8)

Steiglitz และ Mcbride เสนอว่า เราสมมติค่า λ เพื่อคำนวณหาสมการ (๗) แล้วแทนในสมการ (๖) จะได้ estimators ของ α ,λ แล้วใช้ estimator ของ λ คำนวณอีกครั้งในสมการ (๗) และทำซ้ำ ๆ (repeat) ไปเรื่อย ๆ จนกระทั่ง estimators converge

และเราสามารถพิสูจน์ได้ว่า ถ้า u_t เป็น independent ซึ่งกันและกัน random variables จะมีการกระจายเป็นแบบเดียวกัน ทฤษฎีพื้นฐานของ maximum likelehood estimation implies that

$$\sqrt{T}\left[\begin{pmatrix}\hat{\alpha}\\ \hat{\lambda}\\ \hat{\sigma}^2\end{pmatrix}-\begin{pmatrix}\alpha\\ \lambda\\ \sigma^2\end{pmatrix}\right] \sim N\,(0,\ C_M)$$

เมื่อ

$$C_M^{-1} = -\lim_{T\to\infty} \frac{1}{T}\left[E\ \frac{\partial^2 L}{\partial\begin{pmatrix}\alpha\\ \lambda\\ \sigma^2\end{pmatrix}\ \partial\ (\alpha\ ,\ \lambda\ ,\ \sigma^2)}\right] \text{--(9)}$$

$$= \lim_{T\to\infty} \frac{1}{\sigma^2}\cdot\frac{1}{T}\begin{bmatrix}\sum_{t=1}^{T} x_t^{*2} & \alpha\sum_{t=1}^{T}\left(x_t^*\ \frac{\partial x_t^*}{\partial\lambda}\right) & 0\\ \alpha\sum_{t=1}^{T}\left(x^*_t\ \frac{\partial x^*_t}{\partial\lambda}\right) & \alpha^2\sum_{t=1}^{T}\left(\frac{\partial x^*_t}{\partial\lambda}\right)^2 & 0\\ 0 & 0 & \frac{T}{2\sigma^2}\end{bmatrix} \text{--(10)}$$

$$x_t^* = \frac{I}{I-\lambda L}\ x_t = \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i\ x_{t-i} \text{ ---------(11)}$$

สมการ (๑๑) ไม่เหมือนกับสมการ (๘) ใน ML estimation ที่ i มีค่าถึง ∞ ในสมการ (๑๑) แต่ในสมการ (๘) i ถึง t-1 เท่านั้น

element ของ matrix ในสมการ (๑๐) จะหมดไป ถ้าเราให้ $T \to \infty$ ดังนั้น ถ้า samples ขนาดใหญ่ expressions ของ x_t^* ทั้งสองสมการที่ใช้จะได้ consistent estimators สำหรับ C_M สามารถได้จากการแทนใน consistent estimators ของ α, λ และ σ^2 ในสมการ (๑๐)

เราจะได้ว่า maximum likelihood estimator ของ α และ λ เหมือนกันกับ Search procedure และ prefiltering procedure มี asymptotic distributions

$$\sqrt{T}\left[\begin{pmatrix}\hat{\alpha}\\ \hat{\lambda}\end{pmatrix}-\begin{pmatrix}\alpha\\ \lambda\end{pmatrix}\right] \sim N(0, C_M)$$

C_M exists

$$\lim_{T\to\infty} \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} x_t^2 \quad \text{exists}$$

estimator of σ^2 is asymptotically independent of $\hat{\alpha}$, $\hat{\lambda}$ and is distributed as.

$$\sqrt{T}\ (\hat{\sigma}^2-\sigma^2)\sim N(0,\ 2\sigma^4)$$

๓. <u>Instrumental Variable Approach</u>

$$y_t = \frac{\alpha I}{I-\lambda L}\ x_t + u_t \qquad \text{------------------------(1)}$$

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

สามารถเขียนสมการ (๑) ได้ใหม่

$$y_t = \alpha x_t + \lambda y_{t-1} + w_t \quad \text{-----------------(2)}$$

$$w_t = u_t - \lambda u_{t-1}$$

$$t = 2, 3, \ldots\ldots\ldots T$$

ถ้าใช้ OLS ในการ estimate สมการ (๒) จะทำให้ biased และ inconsistent เราจึงหา variable ตัวอื่นมาแทนด้วย x ถ้าใช้ Z เราเรียก Z เป็น instrumental variable โดย Z มีความสัมพันธ์กับ x แต่ไม่มีความสัมพันธ์กับ w_t

จากสมการ (๒) เราจะใช้ x_t , x_{t-1} เป็น Instrumental variable ดังนั้น normal equation จะเป็น

$$\alpha \sum_{t=2}^{T} x_t^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T} x_t y_{t-1} = \sum_{t=2}^{T} x_t y_t \quad \text{-----(3)}$$

$$\alpha \sum_{t=2}^{T} x_{t-1} x_t + \lambda \sum_{t=2}^{T} x_{t-1} y_{t-1} = \sum_{t=2}^{T} x_{t-1} y_t \quad \text{---(4)}$$

solving และแทนค่าจาก (๒) จะได้

$$\begin{pmatrix} \tilde{\alpha} \\ \tilde{\lambda} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha \\ \lambda \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \Sigma x_t^2 & \Sigma x_t y_{t-1} \\ \Sigma x_{t-1} x_t & \Sigma x_{t-1} y_{t-1} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \Sigma x_t w_t \\ \Sigma x_{t-1} w_t \end{bmatrix} \quad \text{---(5)}$$

$$\underset{T\to\infty}{\text{plim}} \ \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^{T} x_{t-i} w_t = 0 \quad \text{--------(6)}$$

$$i = 0, 1$$

$$\sqrt{T}\left[\begin{pmatrix}\tilde{\alpha}\\ \tilde{\lambda}\end{pmatrix}-\begin{pmatrix}\lambda\\ \lambda\end{pmatrix}\right] = \left\{\frac{1}{T}\begin{bmatrix}\Sigma x_t^2 & \Sigma x_t y_{t-i}\\ \Sigma x_{t-1}x_t & \Sigma x_t y_{t-1}\end{bmatrix}\right\}^{-1} \cdot \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=2}^{T}\begin{pmatrix}x_t\\ x_{t-1}\end{pmatrix} w_t \quad \text{---(7)}$$

หรือ $$\sqrt{T}\left[\begin{pmatrix}\tilde{\alpha}\\ \tilde{\lambda}\end{pmatrix}-\begin{pmatrix}\alpha\\ \lambda\end{pmatrix}\right] \sim N(0, C_I) \quad \text{------(8)}$$

เมื่อ $C_I = \sigma^2 A_I^{-1} B_I A_I'^{-1}$

$$A_I = \lim_{T\to\infty} \frac{1}{T}\begin{bmatrix}\sum_{t=2}^{T} x_t^2 & \sum_{t=2}^{T} x_t y_{t-1}\\ \sum_{t=2}^{T} x_t x_{t-1} & \sum_{t=2}^{T} x_{t-1} y_{t-1}\end{bmatrix}$$

$$B_I = (1+\lambda^2)\lim_{T\to\infty}\frac{1}{T}\begin{bmatrix}x'x-\frac{2\lambda x'x_{-1}}{1+\lambda^2} & x'x_{-1}-\frac{\lambda}{1+\lambda^2}(x'x+x'x_{-2})\\ x'x_{-1}-\frac{\lambda}{1+\lambda^2}(x'x+x'x_{-2}) & x'x-\frac{2\lambda}{1+\lambda^2}x'x_{-1}\end{bmatrix}$$

และ $x = (x_2, x_3 \ldots\ldots\ldots x_T)'$

$x_{-1} = (x_1, x_2, \ldots\ldots\ldots x_{T-1})$

$x_{-2} = (0\ x_1, x_2 \ldots\ldots x_{T-2})'$

๔. Koyck & Klein Method

เป็นการ estimate รวมกันระหว่าง ordinary least squares และ Aitken estimator

$$y_t = \lambda y_{t-1} + \alpha x_t + u_t - \lambda u_{t-1} \quad \text{------(1)}$$

$$w_t = u_t - \lambda u_{t-1}$$

normal equation

$$\alpha \sum_{t=2}^{T} x_t^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T} x_t\, y_{t-1} = \sum_{t=2}^{T} x_t\, y_t \text{............}(2)$$

$$\alpha \sum_{t=2}^{T} x_t\; y_{t-1} + \lambda \sum_{t=2}^{T} y_{t-1}^2 = \sum_{t=2}^{T} y_t\; y_{t-1} + \lambda \frac{\bar{w}'\bar{w}}{1+\lambda\tilde{\lambda}} \text{...}(3)$$

$\bar{w}'\bar{w}$ = sum of squres of the OLS residuals

จาก (1)

$\tilde{\lambda}$ = OLS estimatior ของ λ

minimum Chi square estimator of parameter (1)

$$Q = (y - \alpha x - \lambda y_{-1})' \;\phi^{-1}\; (y - \alpha x - \lambda y_{-1}) \text{.............}(4)$$

$y = (y_2, y_3 \text{..........} y_T)'$

$y_{-1} = (y_1, y_2 \text{..........} y_{T-1})'$

$x = (x_2\; x_3 \text{...........} x_T)'$

$$COV(w) = \sigma^2(1 + \lambda^2)\; I \qquad \text{..............}(5)$$

แทนค่าในสมการ (4)

$$Q = \frac{1}{1 + \lambda^2} (y - \alpha x - \lambda y_{-1})' (y - \alpha x - \lambda y_{-1}) \text{...........}(6)$$

minimizing สมการ (6) with respect to α และ λ จะได้

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha} = - \frac{-2}{1 + \lambda^2} (y - \alpha x - \lambda y - 1)'x = 0 \qquad \text{...........}(7)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha} = \frac{-2}{1 + \lambda^2} (y - \alpha x - \lambda y_{-1})'\, y_{-1}$$

$$\frac{-2\lambda}{(1+ \lambda^2)^2} (y - \alpha x - \lambda y_{-1})'(y - \alpha x - \lambda y_{-1}) = 0 \text{........}(8)$$

แต่ system ในสมการ (7) และ (8) เหมือนกันกับ

$$\alpha x'x + \lambda x'y_{-1} = x'y \quad \text{.........(9)}$$

$$\alpha y'_{-1} x + \lambda y'_{-1} y_{-1} = y'_{-1} y + \frac{\lambda}{1+\lambda^2} w'w \quad \text{...(10)}$$

$\therefore$ Koyck - Klein estimator คือ ordinary least square

$COV(w) = \sigma^2 I$

$$\sqrt{T}\left[\begin{pmatrix}\tilde{\alpha}\\ \tilde{\lambda}\end{pmatrix} - \begin{pmatrix}\alpha\\ \lambda\end{pmatrix}\right] \sim N(0, C_K) \quad \text{...........(11)}$$

$$\text{เมื่อ} \quad C_K = \sigma^2 A_K^{-1} B_K A'^{-1}_K \quad \text{...........(12)}$$

$$A_K = \lim_{T\to\infty} \frac{1}{T} \begin{bmatrix} x'x & x'_{-1}\bar{Y}_{-1} \\ \bar{y}'_{-1}x & \bar{y}'_{-1}\bar{y}_{-1} \end{bmatrix}$$

$$B_K = \lim_{T\to\infty} \frac{1}{T} \begin{bmatrix} (1+\lambda^2)x'x-2\lambda x'x_{-1} & (1+\lambda^2)x'\bar{y}_{-1}-\lambda(x'\bar{y}+x'\bar{y}_{-2}) \\ (1+\lambda^2)x'\bar{y}_{-1}-\lambda(x'\bar{y}+x'\bar{y}_{-2}) & (1+\lambda^2)(\bar{y}'\bar{y}-2\lambda\bar{y}'\bar{y}_{-1})+\left(\frac{1-\lambda^2}{1+\lambda^2}\right)^2\sigma^2 \end{bmatrix} \quad \text{............(13)}$$

$$\bar{y}_t = \frac{\alpha I}{I-\lambda L} x_t \quad \text{............(14)}$$

สรุป

$$\text{จาก} \quad y_t = \frac{\alpha I}{I-\lambda L} x_t + u_t, \quad t = 1,2,\ldots\ldots T. \quad \text{.....(1)}$$

$$\text{เมื่อ} \quad u = (u_1, u_2 \ldots\ldots\ldots\ldots u_T)'$$

$$u \sim N(0, \sigma^2 I) \quad \text{................(2)}$$

๑. Asymptotic distribution ของMaximum likelihood estimator $\sim N(0,C_M)$

และ $$C_M = \sigma^2 \lim_{T\to\infty} T\left[(X,\bar{\bar{Y}}_{-1})'D'D(X,\bar{Y}_{-1})\right]^{-1} \text{---------}(3)$$

เมื่อ $x = (x_1,x_2....x_T)'$, $\bar{Y}_{-1} = \alpha(x_0^*,x_1^*, x_2^*...x_{T-1}^*)'$

$$\bar{y} = \alpha(x_1^*, x_2^*......x_T^*)', \; x_{-1} = (x_o, x_1,x_2...x_{T-1})' \text{----} (4)$$

๒. asymptotic distribution Instrumental variables estimator

$\sim N(0,C_I)$ และ

$$C_I = \sigma^2 A_I^{-1} B_I A_I'^{-1} \text{---------}(5)$$

เมื่อ

$$A_I = \lim_{T\to\infty} \frac{1}{T} \begin{bmatrix} x'x & x'\bar{y}_{-1} \\ x'_{-1}x & x'_{-1}\bar{y}_{-1} \end{bmatrix}$$

$$B_I = \lim_{T\to\infty} \frac{1}{T} \begin{bmatrix} (1+\lambda^2)x'x - 2\lambda x'x_{-1} & (1+\lambda^2)x'x_{-1} - \lambda(x'x + x'x_{-2}) \\ (1+\lambda^2)x'x_{-1} - \lambda(x'x+x'x_{-2}) & (1+\lambda^2)x'x - 2\lambda x'x_{-1} \end{bmatrix} \text{----}(6)$$

๓. asymptotic distribution ของKoyck-Klein estimator $\sim N(0,C_K)$ และ

$$C_K = \sigma^2 A_K^{-1} B_K A_K'^{-1} \text{----------------}(7)$$

เมื่อ $$A_K = \lim_{T\to\infty} \frac{1}{T} \begin{bmatrix} x'x & x'_{-1}\bar{y}_{-1} \\ \bar{y}_{-1}x & \bar{y}'_{-1}\bar{y}_{-1} \end{bmatrix}$$

$$B_K = \lim_{T\to\infty} \frac{1}{T} \begin{bmatrix} (1+\lambda^2)x'x-2\lambda x'x_{-1} & (1+\lambda^2)x'\bar{y}_{-1}-\lambda(x'\bar{y}+x'\bar{y}_{-2}) \\ (1+\lambda^2)x'\bar{y}_{-1}-\lambda(x'\bar{y}+x'\bar{y}_{-2} & (1+\lambda^2)(\bar{y}'\bar{y}-2\lambda\bar{y}'\bar{y}_{-1})+T\left\{\frac{1-\lambda^2}{1+\lambda}\right\}^2 \sigma^2 \end{bmatrix}$$

$$\text{----------------}(8)$$

จากวิธี estimate ทั้ง ๓ วิธี คือ Maximum likelihood estimator Instrumental variable ของKoyck-Klein estimator Professor Dhrymes ได้พิสูจน์และให้ข้อสรุปไว้ว่า*

๑. Maximum likelihood estimator จะ asymptotically มากกว่า Instrumental variables และ Koyck-Klein estimators

๒. ระหว่าง Instrumental variablesกับ Koyck-Klein estimators คำนวณง่ายแต่ไม่สามารถบอกได้ว่าวิธีไหนดีกว่ากัน ขึ้นอยู่กับ conditions ในการทำงานวิจัย

๓. Koyck-Klein estimators ก็คือ instrumental variables นั่นเอง

ในกรณีนี้ Professor Dhrymes กล่าวว่าถ้าใช้ x_t, $\bar{y}_{t-1}$ เป็น instrumental variables แล้วจะดีกว่าใช้ x_{t-1} แต่ถ้าใช้ x_t, $\bar{y}_{t-1} + \frac{1-\lambda^2}{(1+\lambda^2)^{3/2}} u_{t-1+r}$; $r = \pm 2, \pm 3, \ldots\ldots\ldots\ldots$

แทน x_{t-1} หรือ $\bar{y}_{t-1}$ แล้วก็จะเป็น Koyck-Klein estimators

๔.๔ <u>แบบจำลอง (Model) ที่ใช้วิเคราะห์</u>

ในการวิเคราะห์ ความต้องการนำเข้าน้ำมันดิบและผลิตภัณฑ์น้ำมัน จะรวมเอาเฉพาะตัวกำหนดทางเศรษฐกิจ บางตัวที่คาดว่าจะมีบทบาทสำคัญต่อการนำเข้า เข้ามาไว้ในแบบจำลอง ได้แก่

P_t^e = ระดับราคาที่คาดว่าจะเป็น *

P_t = ระดับราคาที่เป็นจริง

Y_t = ผลิตภัณฑ์รายได้ประชาชาติ

N_t = จำนวนประชากร

---

* รายละเอียดอ่านได้จาก Phoebus J. Dhrymes, Distributed Lags, Problems of Estimation and Formulation p.127-138

Q_t = จำนวนรถยนต์

u_t = error term

a_i = ค่าสัมประสิทธิ์ของสมการ

$i = 1,.......5$

β = Coefficient of Adjustment

λ = ค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของราคาคาดคะเนกับราคาที่เป็นจริง

โดยที่ M_t^d = ปริมาณน้ำมันนำเข้าที่ต้องการ

M_t = ปริมาณน้ำมันนำเข้าที่เป็นจริง จะแบ่งออกเป็น น้ำมันดิบและผลิตภัณฑ์น้ำมัน

เมื่อพิจารณาจากตัวกำหนดเหล่านี้ สามารถสร้างสมการ แสดงความสัมพันธ์ ระหว่างการนำเข้า และตัวกำหนดดังต่อไปนี้

$$M_t^d = a_1 + a_2 P_t^e + a_3 Y_t + a_4 N_t + a_5 Q_t + u_t \text{ ----------------- } (1)$$

เนื่องจาก M_t^d และ P_t^e ในสมการ (1) ไม่อาจวัดได้ จึงตั้งข้อสมมติโดยใช้ Koyck Adjustment จะได้

$$M_t - M_{t-1} = \beta(M_t^d - M_{t-1}) \text{ ----------------- } (2)$$

$$0 < \beta < 1$$

β = Coefficient of Adjustment

และสมมติว่า ราคาสินค้าที่คาดคะเนในเวลา t เท่ากับ ราคาสินค้าที่เกิดขึ้นจริง ในระยะที่ผ่านมา ซึ่งมีการกระจายในรูป geometric declining คือ น้ำหนักความสำคัญลดลงแบบอนุกรมเรขาคณิต

$$P_t^e = \sum_{i=0}^{\infty} (1-\lambda)^i \; P_{t-i} \text{ ------------------ } (3)$$

$$0 < \lambda < 1$$

λ = Coefficient ของราคาที่คาดคะเน (Price Expectation)

แทนค่า P_t^e จากสมการ (3) ลงในสมการ (1) จะได้

$$M_t^d = a_1+a_2 \sum_{i=o}^{\infty} (1-\lambda)^i P_{t-i}+a_3Y_t+a_4N_t+a_5Q_t+u_t \text{---------------} (4)$$

แทนค่าสมการ (4) ลงในสมการ (2) จะได้

$$M_t-M_{t-1} = \beta\left[a_1+a_2 \sum_{i=0}^{\infty} \lambda(1-\lambda)^i P_{t-i} +a_3Y_t+a_4N_t+a_5Q_t+u_t-M_{t-1}\right]$$

$$= \beta a_1+\beta a_2 \sum_{i=0}^{\infty} \lambda(1-\lambda)^i P_{t-i}+ \beta a_3Y_t+\beta a_4N_t+\beta a_5Q_t+\beta u_t-\beta M_{t-1}$$

$$M_t = \beta a_1+\beta a_2 \sum_{i=o}^{\infty}\lambda(1-\lambda)^i P_{t-i}+\beta a_3Y_t \ \beta a_4N_t+\beta a_5Q_t+(1-\beta)M_{t-1}+\beta u_t$$

$$\text{---------------} (5)$$

ลดช่วงเวลาสมการ (5) ลง ๑ ช่วงเวลาแล้วคูณสมการด้วย $(1-\lambda)$

$$(1-\lambda)M_{t-1} = (1-\lambda)\ \beta a_1 + (1-\lambda)\beta a_2 \sum_{i=0}^{\infty} \lambda(1-\lambda)^i P_{t-i-1}+(1-\lambda)\beta a_3Y_{t-1}$$

$$+(1-\lambda)\beta a_4N_{t-1}+(1-\lambda)\beta a_5Q_{t-1}+(1-\lambda)(1-\beta)M_{t-2} +(1-\lambda)\beta u_{t-1}$$

$$(1-\lambda)M_{t-1} = (1-\lambda)\beta a_1+\beta a_2 \sum_{i=0}^{\infty}\lambda(1-\lambda)^{i+1} P_{t-i-1} +(1-\lambda)\beta a_3Y_{t-1}$$

$$+ (1-\lambda)\ \beta a_4N_{t-1} + (1-\lambda)\beta a_5Q_{t-1}+(1-\lambda)(1-\beta)M_{t-2} +(1-\lambda)u_{t-1}$$

$$\text{------------------} (6)$$

เอกสมการ (5) ลบออกจากสมการ (6)

$$M_t-(1-\lambda)M_{t-1} = \lambda\beta a_1+a_2\beta\lambda \left[\sum_{i=o}^{\infty}(1-\lambda)^i P_{t-i} - \sum_{i=0}^{\infty}(1-\lambda)^{i+1} P_{t-i-1}\right]$$

$$+a_3\beta\left[Y_t-(1-\lambda)Y_{t-1}\right]+ a_4\beta\left[N_t-(1-\lambda)N_{t-1}\right]$$

$$+ a_5\beta\left\{Q_t-(1-\lambda)Q_{t-1}\right\}+ (1-\beta)\left\{M_{t-1}-(1-\lambda)M_{t-2}\right\}$$

$$+ \beta\left\{u_t - (1-\lambda)u_{t-1}\right\} \text{----------------------} (7)$$

$$\text{----------------------} (7)$$

สมการ (7) ยังไม่สามารถจะ estimate ได้จำเป็นต้องทำให้ Infinite Sum (ผลบวกที่ไม่สิ้นสุด) หมดไปคือเทอม

$$a_2\beta\lambda\left[\sum_{i=o}^{\infty}(1-\lambda)^{i}P_{t-i}-\sum_{i=o}^{\infty}(1-\lambda)^{i+1}P_{t-i-1}\right]$$

เทอม $\sum_{i=o}^{\infty}(1-\lambda)^{i}P_{t-i}$ ถ้า $i = o$ สามารถแยกออกเป็น ๒ เทอม ได้คือ

$$a_2\beta\lambda P_t+\sum_{i=1}^{\infty}(1-\lambda)^{i}P_{t-i}$$

แทนค่าลงในสมการ (7)

$$\begin{aligned}M_t-(1-\lambda)M_{t-1} &= a_1\beta\lambda+a_2\beta\lambda P_t+a_2\beta\lambda\sum_{i=1}^{\infty}(1-\lambda)^{i}P_{t-i}\\&-a_2\beta\lambda\sum_{i=0}^{\infty}(1-\lambda)^{i+1}P_{t-i-1}\\&+a_3\beta\left[Y_t-(1-\lambda)Y_{t-1}\right]+a_4\beta\left[N_t-(1-\lambda)N_{t-1}\right]\\&+a_5\beta\left[Q_t-(1-\lambda)Q_{t-1}\right]+(1-\beta)\left[M_{t-1}-(1-\lambda)M_{t-2}\right]\\&+\beta\left[u_t-(1-\lambda)u_{t-i}\right]\end{aligned}$$

$$a_2\beta\lambda\sum_{i=1}^{\infty}(1-\lambda)^{i}P_{t-i}=a_2\beta\lambda\left[(1-\lambda)P_{t-1}+(1-\lambda)^2P_{t-2}+(1-\lambda)^3P_{t-3}+\ldots..\infty\right]$$

$$a_2\beta\lambda\sum_{i=0}^{\infty}(1-\lambda)^{i+1}P_{t-i}=a_2\beta\lambda\left[(1-\lambda)P_{t-1}+(1-\lambda)^2P_{t-2}+(1-\lambda)^3P_{t-3}+\ldots.\infty\right]$$

เพราะฉะนั้นทั้งสอง เทอมมีค่า เท่ากัน

สมการสุดท้ายคือสมการที่ (8) ที่จะใช้คือ

$$
\begin{aligned}
M_t - (1-\lambda)M_{t-1} &= a_1\beta\lambda + a_2\beta\lambda\, P_t + a_3\beta\left[Y_t-(1-\lambda)Y_{t-1}\right] \\
&\quad + a_4\beta\left[N_t-(1-\lambda)N_{t-1}\right] + a_5\beta\left[Q_t-(1-\lambda)Q_{t-1}\right] \\
&\quad + (1-\beta)\left[M_{t-1}-(1-\lambda)M_{t-2}\right] + V_t \text{ ------------------ (๘)}
\end{aligned}
$$

๔.๕ ผลการวิเคราะห์ทางสถิติ

เนื่องจากมีปัญหาบางประการเกี่ยวกับโปรแกรมคอมพิวเตอร์ การวัดจึงไม่ได้ครอบคลุมถึงปัญหา estimate ในข้อ ๔.๓.๓ แต่วัดโดยสมมติว่า autocorrelation ใน error term ค่อนข้างเล็ก

ผลการวิเคราะห์ทางสถิติ โดยการนำเอาตัวเลขจากข้อมูลทางปริมาณน้ำมันดิบและผลิตภัณฑ์น้ำมันนำเข้า ระดับราคา จำนวนประชากร จำนวนรถยนต์ ตามรูปสมการที่แสดงไว้ นั่นคือ สมการที่ (๘) จะได้สมการดังต่อไปนี้ :-

๔.๕.๑ สมการน้ำมันดิบ*

๔.๕.๒ สมการผลิตภัณฑ์น้ำมัน*

---

*รายละเอียดของสมการที่เหลือทั้งหมดแสดงในภาคผนวก

๔.๔.๑ สมการน้ำมันดิบ

ผลการวิเคราะห์ทางสถิติของความต้องการนำเข้าน้ำมันดิบ ได้แสดงดังสมการข้างล่างนี้

$$M_t-(1-\lambda)M_{t-1} = \underset{}{3291104}-\underset{(-0.67718)}{1813.419\ P_t} + \underset{(0.68889)}{0.28674}\left[Y_t-(1-\lambda)Y_{t-1}\right]$$

$$+\underset{(76.60035)}{0.74302}\left[N_t-(1-\lambda)N_{t-1}\right] +\underset{(1.10159)}{1.09256}\left[Q_t-(1-\lambda)Q_{t-1}\right]$$

$$+\underset{(92.05539)}{0.96106}\left[M_{t-1}-(1-\lambda)M_{t-2}\right]$$

R^2 = .64495, SE = 301491.1, F = 48.075, λ = 0.9, β = 0.03894

(ค่าในวงเล็บคือค่า t-statistics ของตัวแปรผันต่าง ๆ)

สมการความต้องการนำเข้าน้ำมันดิบตามที่ปรากฏในสมการ ๔.๔.๑ นั้น กำหนดให้ความต้องการนำเข้าน้ำมันดิบขึ้นอยู่กับปัจจัยต่าง ๆ เช่น ราคาน้ำมันดิบนำเข้า ผลิตภัณฑ์ประชาชาติในเดือนที่ผ่านมา และในเดือนปัจจุบัน จำนวนประชากรในเดือนที่ผ่านมาและในเดือนปัจจุบัน จำนวนรถยนต์ในเดือนที่ผ่านมาและในเดือนปัจจุบัน รวมทั้งปริมาณน้ำมันดิบที่นำเข้าในเดือนที่ผ่านมาแล้วและในเดือนปัจจุบัน จากตัวแปรต่าง ๆ สามารถที่จะอธิบายถึงความต้องการนำเข้าน้ำมันดิบได้ ๖๔ เปอร์เซนต์ ซึ่งจะเห็นได้ว่าค่อนข้างจะต่ำ ทั้งนี้เพราะตามปกตินั้นเราไม่สามารถจะประเมินค่าของตัวแปรตาม จากการหาค่าของตัวแปรอิสระได้ ๑๐๐% ทั้งนี้เพราะขึ้นอยู่กับ :

๑. ความคลาดเคลื่อนอันเกิดจากการเก็บรวบรวมข้อมูล

๒. ความคลาดเคลื่อนอันเกิดจากการ (Specification) ไม่ถูกต้อง

ซึ่งในสมการที่แสดงจะเห็นได้ว่า ความถูกต้องของสมการในบรรดาปัจจัยแปรผันต่าง ๆ เหล่านี้ จำนวนประชากรและปริมาณน้ำมันดิบในเดือนที่ผ่านมา มีผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงความต้องการนำเข้าน้ำมันดิบที่สำคัญที่สุด ซึ่งอาศัยการพิจารณาได้จากค่าทดสอบทางสถิติ (t-statistics)

ของจำนวนประชากร และปริมาณความต้องการนำเข้าน้ำมันดิบที่ผ่านมาแล้ว ซึ่งมีนัยสำคัญทดสอบทางสถิติในระดับความเชื่อมั่น ๙๙% ทั้งนี้อาจเป็นเพราะจำนวนประชากรที่เพิ่มขึ้นอย่างรวดเร็วย่อมมีผลต่อการนำเข้าน้ำมันดิบ ถึงแม้จะไม่ไปกระทบโดยตรง แต่ประชากรของประเทศส่วนใหญ่ก็ต้องบริโภคน้ำมัน ถึงแม้ว่าจะออกมาในรูปของบริการอื่น ๆ ก็ตาม และจำนวนประชากรกับปริมาณนำเข้าน้ำมันดิบที่ผ่านมาแล้ว มีความสัมพันธ์กับอุปสงค์น้ำมันดิบในทางบวกตามที่ตั้งข้อสมมติไว้ ส่วนปัจจัยอื่นก็มีความสำคัญน้อยลงไปตามลำดับ ซึ่งได้แก่จำนวนรถยนต์ ผลิตภัณฑ์ประชาชาติ ซึ่งมีเครื่องหมายเป็นบวกตามที่ได้สมมติไว้ คือถ้าจำนวนรถยนต์และรายได้ประชาชาติเพิ่มขึ้น จำนวนปริมาณน้ำมันดิบนำเข้าก็เพิ่มขึ้นด้วย ในทางตรงกันข้าม ถ้าจำนวนรถยนต์และรายได้ประชาชาติลดลง ปริมาณนำเข้าน้ำมันดิบก็ลดลงด้วย โดยจะเห็นได้ว่า จำนวนรถยนต์และรายได้ประชาชาติในเดือนปัจจุบันมีอิทธิพลต่อการนำเข้ามากกว่าในเดือนที่ผ่านมาแล้ว และราคาน้ำมันดิบนำเข้า (C.I.F. Import Price) ซึ่งมีระดับความเชื่อมั่นเพียง ๗๕% ซึ่งนับว่ามีผลต่อการเปลี่ยนแปลงการนำน้ำมันดิบเข้าน้อยมาก อาจเป็นเพราะน้ำมันนับว่าเป็นสินค้าที่จำเป็นต่อการครองชีพ และนับว่าเป็นตัวจักรสำคัญของระบบเศรษฐกิจ ประกอบกับประเทศไทยไม่มีน้ำมันดิบเอง ต้องนำเข้าจากต่างประเทศทั้งหมด เพราะฉะนั้นไม่ว่าราคาจะเปลี่ยนแปลงอย่างไรเราก็ต้องบริโภคอยู่ โดยทั่ว ๆ ไปแล้วประเทศกำลังพัฒนามีอิทธิพลค่อนข้างน้อยในการกำหนดราคาสินค้านำเข้าอยู่แล้ว ราคาย่อมผันผวนอย่างรวดเร็วโดยขึ้นอยู่กับภาวะเศรษฐกิจของโลก ความสัมพันธ์ของราคานำเข้าจะเป็นไปในทางตรงข้ามกับปริมาณการนำเข้าน้ำมันดิบ โดยเมื่อราคาเพิ่มขึ้นปริมาณนำเข้าจะลดลง เพราะมูลค่าการนำเข้าจะสูงขึ้นเนื่องจากราคาสูงขึ้น และถูกจำกัดด้วยรายได้ เนื่องจากประเทศไทยเป็นประเทศเกษตรกรรม สินค้าออกส่วนใหญ่เป็นสินค้าเกษตรกรรม ซึ่งต้องพึ่งภาวะดินฟ้าอากาศและรายได้ส่วนใหญ่ของประเทศมาจากสินค้าออกประเภทนี้

ค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของราคาที่คาดว่าจะเป็นเท่ากับ ๐.๙ และค่าความยืดหยุ่นของราคาในระยะสั้นคำนวณได้เท่ากับ ๐.๐๑ กล่าวคือ ถ้าหากมีการเปลี่ยนแปลงในราคาน้ำมันดิบเพียง ๑% แล้ว จะก่อให้เกิดการเปลี่ยนแปลงในปริมาณนำเข้าน้ำมันดิบเท่ากับ ๐.๐๑% ซึ่งนับว่าน้อยมาก (Highly Inelastic)

๔.๕.๒ <u>สมการผลิตภัณฑ์น้ำมัน</u>

ผลการวิเคราะห์ทางสถิติของความต้องการผลิตภัณฑ์น้ำมันได้แสดงดังสมการข้างล่างนี้

$$M_t -(1-\lambda)M_{t-1} = 2549810 - \underset{(0.93675)}{41771.50}\, P_t - \underset{(-3.76049)}{220.9335} \left[Y_t - (1-\lambda)Y_{t-1}\right]$$

$$+\underset{(7.46351)}{0.16233} \left[N_t - (1-\lambda)N_{t-1}\right] \underset{(-1.07161)}{-4.63032} \left[Q_t -(1-\lambda)Q_{t-1}\right]$$

$$+\underset{(27.91199)}{0.96380} \left[M_{t-1}-(1-\lambda)M_{t-2}\right]$$

$R^2 = 0.93282$, SE = 87664.7, F = 341.6, $\lambda = 0.8$, $\beta = 0.03620$

สมการความต้องการนำเข้าผลิตภัณฑ์น้ำมันที่ปรากฏในสมการ ๔.๕.๒ นั้นกำหนดให้ความต้องการนำเข้าผลิตภัณฑ์น้ำมันขึ้นอยู่กับปัจจัยต่าง ๆ เช่น ราคาผลิตภัณฑ์น้ำมันนำเข้าผลิตภัณฑ์ประชาชาติในเดือนที่ผ่านมาและในเดือนปัจจุบัน จำนวนประชากร ในเดือนที่ผ่านมาและในเดือนปัจจุบัน จำนวนรถยนต์ในเดือนที่ผ่านมาและในเดือนปัจจุบัน รวมทั้งปริมาณผลิตภัณฑ์น้ำมันที่นำเข้าในเดือนที่ผ่านมาแล้วและในเดือนปัจจุบัน จากตัวแปรต่าง ๆ สามารถที่จะอธิบายถึงความต้องการนำเข้าผลิตภัณฑ์น้ำมันได้ ๙๓ เปอร์เซนต์ ซึ่งแสดงว่าตัวแปรอิสระและตัวแปรตามมีความสัมพันธ์กันมาก

ซึ่งในสมการที่แสดงจะเห็นได้ว่า ความถูกต้องของสมการในบรรดาปัจจัยแปรผันต่าง ๆ เหล่านี้ จำนวนประชากร ปริมาณผลิตภัณฑ์น้ำมันนำเข้าในเดือนที่ผ่านมา และผลิตภัณฑ์ประชาชาติมีผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงความต้องการนำเข้าผลิตภัณฑ์น้ำมันที่สำคัญที่สุด ซึ่งอาศัยการพิจารณาได้จากค่าทดสอบทางสถิติ (t-statistics) ของจำนวนประชากร ปริมาณผลิตภัณฑ์น้ำมันนำเข้าในเดือนที่ผ่านมาแล้ว และรายได้ประชาชาติ ซึ่งมีนัยสำคัญทางสถิติในระดับความเชื่อมั่น ๙๙% และความสัมพันธ์ของจำนวนประชากร และปริมาณผลิตภัณฑ์น้ำมันนำเข้าในเดือนที่ผ่านมาเป็นไปตามข้อสมมติ คือเป็นบวก แต่รายได้ประชาชาติไม่ได้เป็นไปตามข้อสมมติคือแทนที่จะเป็นบวกกลับเป็นลบ ทำให้รายได้ประชาชาติในเดือนที่ผ่านมาแล้วมีอิทธิพลมากกว่ารายได้ประชาชาติในเดือนปัจจุบัน ส่วนปัจจัยที่มีความสำคัญลดลงมาคือ จำนวนรถยนต์ซึ่งมีความสัมพันธ์ไม่เป็นไปตามข้อสมมติคือ แทนที่จะเป็นบวกกลับเป็นลบ ทำให้จำนวนรถยนต์ในเดือนที่ผ่านมามีอิทธิพลมากกว่าจำนวนรถยนต์ในเดือนปัจจุบัน ซึ่งอาจจะเป็นเพราะการเพิ่มภาษีรถยนต์ทำให้รถยนต์มีราคาเพิ่มสูงขึ้น ส่วนราคาผลิตภัณฑ์น้ำมันนำเข้า (C.I.F. Import Price) ซึ่งมีระดับความเชื่อมั่นเพียง ๘๐% ซึ่งนับว่ามีผลต่อการเปลี่ยนแปลงการนำผลิตภัณฑ์เข้าน้อย

ค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของราคาที่คาดว่าจะเป็นเท่ากับ ๐.๘ และค่าความยืดหยุ่นของราคาในระยะสั้นคำนวณได้เท่ากับ ๒.๐๗ กล่าวคือ ถ้าหากมีการเปลี่ยนแปลงในราคาผลิตภัณฑ์น้ำมันเพียง ๑% แล้วจะก่อให้เกิดการเปลี่ยนแปลงในปริมาณนำเข้าผลิตภัณฑ์น้ำมัน ๒.๐๗%

ซึ่งค่าความยืดหยุ่นของผลิตภัณฑ์น้ำมันจะเห็นได้ว่ามากกว่าค่าความยืดหยุ่นของราคาน้ำมันดิบ ประเทศไทยจะนำเข้าเฉพาะผลิตภัณฑ์น้ำมันที่ไม่พอใช้บริโภคภายในประเทศ เช่น น้ำมันดีเซล น้ำมันเตา ส่วนน้ำมันดิบจะต้องนำเข้าจากต่างประเทศทั้งหมด