

需求體系動態設定與限制條件檢定： 台灣民間消費資料之實証*

李皇照**

本文比較需求體系模式納入動態因素的不同設定方式，並以台灣地區國民所得帳消費資料為實証樣本，驗證納入動態因素對需求理論限制式檢定結果之影響。在近似理想需求體系設定下，概似比值檢定統計量指出，本研究樣本資料最合適的需求體系設定式，應納入前一期消費量和誤差項結構為 $AR(1)$ 。此外，需求理論限制式檢定結果拒絕樣本資料符合齊次性和對稱性條件。

關鍵詞：動態設定、需求體系、限制式檢定

1. 前 言

消費選擇決策是個體經濟消費者理論探討的主題。消費者在偏好一定，所得預算和產品價格已知下，可以求導出一組最適產品需求數量組合，使消費者效用極大化，而達到消費均衡狀態。靜態均衡條件假設消費者所得預算或產品市場價格發生變化時，消費者能迅速地調整購買決

* 本研究係行政院國科會專題研究，編號 NSC86-2415-H005-008 計畫部分成果。

** 作者為國立中興大學農運銷系教授兼所長與系主任。
本文文稿審查作業之執行由傅祖壇編輯負責。



策，而立即地重新達到另一新的均衡狀態。然而，在現實經濟環境中，消費者似乎無法或難以在面對所得預算或產品市場價格等需求環境條件改變時，立即調整產品購買數量決策行為。因此，理論上靜態均衡的理想條件，在短期內是很難達成的，造成靜態均衡難以達成的原因可能是消費者具有消費習慣性，或是購買選擇行為調整成本太大，抑或是對產品價格及所得改變的預期不正確，以及消費的產品具有耐久性或存在著跨期消費特性等因素。實証需求分析若存在上述情形，而研究者仍運用靜態需求模式估計需求參數，或檢定需求限制條件，可能衍生出估測參數誤差，或限制條件檢定結果不正確之後果。

許多實証需求體系研究（如：Anderson 和 Blundell (1982), Berndt 和 Savin (1975), Deaton 和 Muellbauer (1980), Johnson, Hassan 和 Green (1984)）結果指出，需求體系模式設定時，若納入動態因素，則模式的預測能力和需求理論限制式檢定，會有較佳的結果。他們認為動態因素對跨期的時間數列資料，在解釋消費者選擇決策行為扮演著重要角色。Deaton 和 Muellbauer (1980)發表於美國經濟評論（American Economic Review）的「近似理想需求模式」文章就指出：「實証資料拒絕需求理論限制式條件，可能與模式設定時未納入動態因素有關」。因此，需求分析研究在實証需求體系模式設定時應將動態因素納入，至少也應列為與靜態設定式比較或待驗證的假說。

本研究旨在比較分析需求體系模式納入動態因素的不同設定方式，並以台灣地區國民所得帳民間消費資料為實証樣本，驗證納入動態因素對需求理論限制式檢定結果之影響。全文共分六節，除前言外；第二節略述國內民間消費實証需求體系之相關研究；第三節說明需求體系動態因素的設定方法；第四節是實証需求體系設定與檢定方法；第五節是實証結果說明與分析；最後一節結語。



2. 民間消費實証研究文獻

運用需求體系模式方法分析台灣地區民間消費支出行為的研究，始自李庸三教授（1971），李教授利用一般型態消費需求函數和固定彈性需求體系兩種模型，以民國 40 年至 58 年共計 19 年台灣地區消費支出資料，探討分析食品類、衣服類、居住類和其它類等四類產品消費支出型態和結構。謝招作（1981）利用民國 40 年至 65 年國民所得帳民間消費資料，以鹿特丹模型估測食、衣、住、行、育樂和其它等六類產品的需求彈性。上述兩項研究結果都指出各類產品自身價格彈性都小於一，全屬於缺乏彈性產品，而支出彈性值僅食品類小於一屬於必需品。羅紀瓊（1984）利用台灣地區家庭收支調查資料，以線性對數支出體系和多項式對數函數式，分別探討能源、食品、消費財、資本勞務，和其它勞務等項之支出行為。王金利（1985）利用二個年別的家庭收支調查資料，以延伸式一次式支出體系，估測九類產品的需求彈性，結果顯示九類產品皆缺乏自身價格彈性，而支出彈性小於一者有食品、飲料、菸草、燃料及燈光費以及保健及衛生費，支出彈性接近一的是房租及水費，其餘五類產品的支出彈性則都大於一。王金利和孫智陸（1986）利用民國 40 年至 71 年國民所得帳消費資料，以鹿特丹模型估測十類產品的需求彈性，估計結果顯示十類產品都缺乏自身價格彈性，支出彈性值小於一者有三類，分別是食品、菸絲，和能源。羅紀瓊（1987）也利用民國 41 年至民國 73 年國民所得帳消費資料，分別以線性支出體系和近似理想體系，估測食、衣、住、行、育樂和其它等六類產品的需求彈性，估測結果顯示六類產品除其它類外，全都屬於缺乏價格彈性產品，支出彈性值則以行類產品為最大。吳珮瑛（1994）利用民國 71 年至 80 年個人所得分配調查報告資料，運用二次支出需求體系模型，並分五個所得組別估測食品、衣著、居住，和其它等四類產品的需求彈性值。

前述各項民間消費支出需求實証研究，樣本資料主要來源一為行政院主計處每年公佈的國民所得帳民間消費支出，二是利用主計處每年進行的「家庭收支調查」消費支出資料。研究分析的產品項目涵括：食品類、飲料類、菸絲類、衣服類、居住類、交通類、衛生保健類、育樂類、能源類和其它類等項，惟由於作者研究目的不同，涵括的產品項目範圍和多寡也互異。需求體系模型包括有：線性需求體系，固定彈性需求體系，鹿特丹模型，近似理想需求體系，和二次式需求體系模型，惟實証設定式都採取靜態模式。部分文獻也檢定樣本資料是否滿足需求理論限制式，如齊次性和對稱性，實証結果大都拒絕樣本資料符合理論限制條件，易言之，實証需求分析所採用的樣本觀察值，並不滿足效用極大化的條件。這些研究文獻，由於採用的需求體系模式，產品項目定義範圍，以及樣本資料來源和期間並不一致，實證估測的需求彈性值也有不同。

3. 動態需求因素設定方法

實証需求體系分析採用靜態設定，係假定消費者在時間歷程中，當所得預算或面對的產品市場價格變動時，消費者能隨時迅即的予以反應，並調整購買數量選擇行為。然而，消費者往往受制於習慣性，或是消費的產品具耐久財特性等因素，無法於短期內立即完成購買行為的調整，達到新均衡狀態，因而存在落遲性影響效果。因此，若考量消費者的習慣性，或衝擊影響效果的跨期性，則實証需求體系設定應該要納入動態因素。Koutsoyiannis (1977)指出：「落遲變數是考量經濟行為調整過程時間長短的一種方式，也是使其動態化最有效的方法。」，因此，實証需求體系納入動態因素的方式，大多採用需求模型加入落遲變數予以動態化。

實証需求模式設定納入動態因素，最常被採用做為動態因素的變數主要包括：時間趨勢因子（Time-Trend factor），狀態變數因子（State-

variable factor)，和部分調整因子（Partial-adjustment factor）。時間趨勢因子是將時間趨勢變數納入原始模型，以做為消費者行為調整過程的代理變數，實証分析時可藉由時間趨勢變數估測係數值是否顯著，觀察消費者行為是否存在著習慣形成效果。若估計的時間趨勢變數值不具顯著性，表示消費者在時間歷程下沒有習慣形成效果；反之，若估測的時間趨勢變數係數顯著性異於零，則表示消費者在時間歷程有消費習慣形成效果。

狀態變數因子是將存量調整的觀念引入需求體系模式設定，並用來解釋消費者對外在衝擊的消費選擇行為調整過程。狀態變數代表消費者在某特定時期的實際存量，可解釋為消費者習慣心理存量（psychological stock of habit）的代理變數。實証需求模式設定一個變項，用以表示消費者過去累積的購買量，再利用固定折舊率予以折現，如此就可藉著消費者過去的購買量、過去的產品價格，與消費者所得等條件資料，一併納入實証需求體系模式。換言之，在原來靜態需求模型加入前期消費量、前期產品價格，和前期所得預算等三個落遲變數，即可實証估測消費者長短期存量的調整狀況，是否受習慣因素的影響。部份調整因子是假設消費者預期未來所得和市場產品價格不會改變，即所謂靜態預期（static expectation），而當期需求量將會以長期需求量和實際需求量間差異的比例進行調整。實証模式設定時，將消費者靜態預期因素導入，即可由實証模式估測結果，驗證消費者有無習慣形成效果。

Pollak 和 Walles（1992）指出，納入動態因子於需求體系模型的設定方式有動態轉換法（Dynamic translating）和動態尺度法（Dynamic scaling）。這兩種設定方法可適用於任何函數型態的需求體系，並不侷限於某些特定需求模型。為簡化說明納入動態因素於需求體系的設定方法，假定原始靜態需求體系表示寫成：

$$X_i = X_i(P, M) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad \dots\dots\dots(1)$$



式(1)中， X_i 是一組合乎理論條件的需求函數體系， P 為產品價格向量， M 是消費所得預算， n 是產品項目個數。它是由具有理性行為偏好結構的直接效用函數 $U(X)$ ，在極大化條件下所求導得出的， $U(X)$ 所對應的間接效用函數設為 $v(P, M)$ 。

動態轉換法的設定處理方式，受原始靜態需求體系函數型態是否含有固定項而有不同。若原始靜態需求體系函數型態有固定項，且固定項數值多寡決定於過去的消費水準，也就是說固定項數值大小，是由任何能代表過去消費水準的變數來決定，例如前述所提的動態因子，假設以前一期消費水準 ($X_{i,t-1}$) 為動態因子，它決定需求體系函數中的固定項數值，那麼，固定項 (d_i) 可表示寫成：

$$d_i = D_i(X_{i,t-1}) \dots\dots\dots (2)$$

實証需求模式設定若採對數線性動態轉換法，則(2)可改寫成：

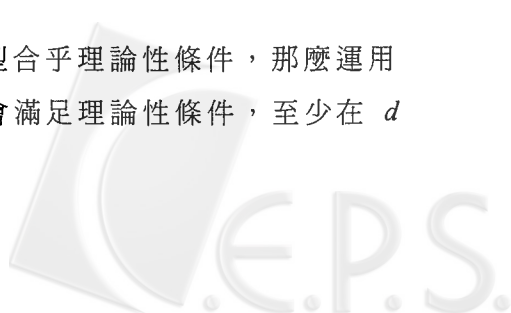
$$d_i = D_i(X_{i,t-1}) = d_i^* X_{i,t-1}^{\gamma_i} \dots\dots\dots (3)$$

利用此種方法處理，修正後的動態需求體系較原始靜態需求體系增加 n 個待估測的動態因子參數 ($\gamma_i, i=1, 2, \dots, n$)。實証估測結果若顯示所有 γ_i 皆為 0 時，表示動態因素不存在。

惟若原始靜態需求體系函數型態不含固定項時，例如 Cobb-Douglas 需求模式，運用動態轉換法處理動態需求設定的方式，是加入 n 個固定項於原始靜態需求體系函數模式，並假設固定項數值決定於過去消費水準的多寡，換言之，將式(1)原始需求體系改寫成：

$$X_i = X_i(P, M) = d_i + X_i(P, M - \sum P_k d_k) \dots\dots\dots (4)$$

吾人可證明如果原始靜態需求體系模型合乎理論性條件，那麼運用動態轉換法處理後的修正動態需求體系也會滿足理論性條件，至少在 d



趨近於 0 時是如此。修正後動態需求體系滿足一階條件，其對應的間接效用函數為 $v(P, M) = v(P, M - \sum P_i d_i)$ 。

線性轉換法處理後的動態需求體系，若 $\frac{\partial D_i}{\partial X_{i,t-1}} > 0$ ，表示 X_i 產品前一期消費量增加，會使該產品當期消費量增加，但同時會使得產品空間內，其它非劣等財產品的當期消費量減少，因為前一期消費量 ($X_{i,t-1}$) 對當期消費量 ($X_{i,t}$) 的影響效果可表示如下：

$$\frac{\partial X_i}{\partial X_{i,t-1}} = \frac{\partial D_i}{\partial X_{i,t-1}} \left[1 - P_i \frac{\partial X_i}{\partial M} \right] ; \quad \frac{\partial X_j}{\partial X_{i,t-1}} = - \frac{\partial X_j}{\partial M} P_i \left(\frac{\partial D_i}{\partial X_{i,t-1}} \right)$$

式(3) d_i 設定僅考慮自身產品前一期消費量水準，事實上，可將 d_i 設定式一般化，擴展為也受自身產品前幾期消費量水準的影響，例如 $d_i = D_i (X_{i,t-1}, X_{i,t-2}, \dots, X_{i,t-2}, \dots)$ ，實証動態需求體系設定時，若納入多期因素，往往須考量會增加太多的待估測參數個數，因而採用過去各期消費量的幾何加權平均法處理，亦即將 d_i 改寫成：

$$d_i = d_i^* + \beta_i (1 - \sigma_i) \sum_{\tau=0}^{\infty} \sigma_i^{\tau} X_{i,t-1-\tau} \dots\dots\dots (5)$$

式(5) σ 稱為「記憶」係數 (memory coefficient)。此外， d_i 的設定，除考量受自身產品前期消費量影響外，也可納入產品空間內其它相關產品前期消費數量。換言之， d_i 設定式可寫成 $d_i = D_i (X_{i,t-1}, \dots, X_{n,t-1})$ 。

動態需求體系設定的另一種方式稱為動態尺度法，處理程序是將式(1)原始靜態需求體系轉換寫成：

$$X_i (P, M) = s_i X_i (P_1 s_1, \dots, P_n s_n, M) \dots\dots\dots (6)$$

式(6)中， s 為尺度參數 (scaling parameters)，設若 s 值的大小決定於前一期產品消費量，則 $s_i = s_i (X_{i,t-1})$ 。如果原始靜態需求體系模式合乎

需求理論條件，那麼運用動態尺度法處理後的動態需求體系模式也會滿足需求理論條件，式(6)對應的直接效用函數為 $U(X) = U(x_1/s_1, x_2/s_2, \dots, x_n/s_n)$ ，而間接效用是 $v(P, M) = v(P_1s_1, P_2s_2, \dots, P_ns_n, M)$

值得注意的是直接效用函數內消費數量 (x_i/s_i) ，是以「效率單位」為基礎尺度，而非以「實體單位」為基礎。Pollak 和 Wales (1992) 指出：運用動態尺度法處理的動態需求體系模式，產品前一期消費量增加對當期消費量的影響效果，可表示成：

$$E_{i,t-1}^i = S_{i,t-1}^i + E_i^i S_{i,t-1}^i \dots\dots\dots (7)$$

式(7)中， $E_{i,t-1}^i$ 為產品 X_i 相對於前一期消費量 $X_{i,t-1}$ 的需求彈性， $S_{i,t-1}^i$ 為相對於 $X_{i,t-1}$ 的 S_i 彈性。此外，產品 i 前一期消費量的增加對產品 j 的消費影響效果為：

$$E_{i,t-1}^j = E_i^j S_{i,t-1}^i \dots\dots\dots (8)$$

特定條件下，例如線性支出需求體系模型，運用動態轉換法和動態尺度法處理，其結果是一致的。

4. 需求體系實証設定與檢定方法

4.1 實証動態需求體系設定

Deaton 和 Muellbauer (1980) 根據 PIGLOG (Price Independent Generalized Logarithmic) 成本函數型態，設定一種特定函數式如式(9)，再運用對偶原理，導出一組需求函數稱為「近似理想需求體系」(Almost



Ideal Demand System, AIDS)，以預算支出比率(W_i)形式表示寫成如式(10)。

$$\log c(\mu, p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log P_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log P_k \log P_j + u\beta_0 \prod_k P_k^{\beta_k} \dots\dots\dots (9)$$

$$W_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log P_j + \beta_i \log(M/P) \dots\dots\dots (10)$$

式(10)中， P 是一種對數形式的價格指數，定義式為：

$$\log P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log P_k + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{kj} \log P_k \log P_j \dots\dots\dots (11)$$

若式(10)符合需求理論條件，則式(12)至式(14)的參數限制分別是疊加性（Adding-up），齊次性（Homogeneity），和對稱性（Symmetry）的需求理論限制條件。

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \dots\dots\dots (12)$$

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \dots\dots\dots (13)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \dots\dots\dots (14)$$

為考慮納入消費支出跨期行為的動態因素，本研究運用狀態變數因子，利用動態轉換法，將式(10)原始 AIDS 模式予以動態化。假設跨期動態因素是前一期消費水準的函數，如 $d_i = D_i(X_{i,t-1})$ ，則可將式(10)靜態 AIDS 模式中的 α_i 改寫成：

$$\alpha_i = \alpha_i^* + \alpha_i^{**} X_{i,t-1} \dots\dots\dots (15)$$

依此，可得出動態 AIDS 實証設定模式寫成：



$$W_i = \alpha_i^* + \alpha_i^{**} X_{i,t-1} + \sum_j \gamma_{ij} \log P_j + \beta_i \{ \log M - \alpha_0 - \sum_k (\alpha_k^* + \alpha_k^{**} X_{k,t-1}) \log P_k - \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \log P_k \log P_j \} \dots\dots\dots (16)$$

式(16)動態 AIDS 模式設定符合需求理論條件，蓋因它對應的成本函數滿足理論條件，其成本函數寫成：

$$\log C = \alpha_0 + \sum_k (\alpha_k^* + \alpha_k^{**} X_{k,t-1}) \log P_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \log P_k \log P_j + \mu \beta_0 \prod_k P_k^{\beta_k} \dots\dots\dots (17)$$

AIDS 模式納入動態因素的實証設定若要符合疊加性條件，式(16)中待估測的參數須滿足 $\sum_{i=1}^n \alpha_i^* = 1$ ， $\sum_{i=1}^n \alpha_i^{**} = 0$ ， $\sum_{i=1}^n \gamma_{ji} = 0$ ，和 $\sum_{i=1}^n \beta_i = 0^{-1}$ ，而齊次性和對稱性條件則仍如式(13)和式(14)之限制式。

對應於式(16)動態 AIDS 實証設定式的支出彈性 (η_i)，無補償需求價格彈性 (η_{ij})，以及補償需求價格彈性 η_{ij}^* ，計算式可分別表示寫成：

$$\eta_i = \frac{d \log X_i}{d \log M} = 1 + \beta_i / W_i$$

$$\eta_{ij} = \frac{d \log X_i}{d \log P_j} = -\sigma_{ij} + \left[\gamma_{ij} - \beta_i \left(\alpha_j^* + \alpha_j^{**} X_{j,t-1} + \sum_k \gamma_{ik} \log P_k \right) \right] / W_i$$

$$\eta_{ij}^* = \eta_{ij} + W_j \eta_i$$

¹ $\sum_i w_i = 1 = \sum_i \alpha_i^* + \sum_i \alpha_i^{**} x_{i,t-1} + \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \log P_j + \sum_i \beta_i \left\{ \log M - \alpha_0 - \sum_k (\alpha_k^* + \alpha_k^{**} x_{k,t-1}) \log p_k - \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \log p_k \log p_j \right\}$
 $\therefore \sum_i \alpha_i^* = 1, \sum_i \alpha_i^{**} x_{i,t-1} = 0, \sum_j \gamma_{ij} = 0, \sum_i \beta_i = 0$

σ_{ij} 爲 knonecker delta，換言之， $\sigma_{ij}=1$ 若 $i=j$ ， $\sigma_{ij}=0$ 若 $i \neq j$ 。

此外，實証需求體系模式估測時，隨機誤差項的設定也可納入時間數列的動態性，例如：將隨機誤差項設定爲具有一階自行相關 (First order autocorrelation, AR(1))。換言之，需求體系內每一種產品的需求方程式誤差項 (ε_{it}) 的隨機結構爲：

$$\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + e_{it} \dots\dots\dots (18)$$

式(18)誤差結構式意涵著 $E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{i,t-1}) \neq 0$ ，表示任何兩個相鄰期間的觀察值存在序列相關。Berndt 和 Savin (1975)證明指出，若需求體系內方程式間不存在自行相關，則 $\rho_i = \rho$ 對所有 i ，因此，需求體系納入 AR(1) 僅增加一個待估測參數。

4.2 參數估計與檢定

估計需求體系參數迥異於一般單一方程式需求函數的估計，蓋因需求體系不僅待估測參數的解釋變數間存在著非線性關係，且需求體系中不同方程式間有參數限制條件式，因此，需求體系應採聯合估計，但卻不同於聯立方程式的估計方法。要估測式(16)動態 AIDS 需求體系的結構參數，若隨機誤差項設爲 AR(1)，可運用 Koyck 轉換法將式(16)轉換簡化改寫成：

$$W_{it} = \rho_i W_{it-1} + f_i(V_{it}, \theta_i) - \rho_i f_i(V_{it-1}, \theta_i) + e_{it} \\ t = 2, 3, \dots, T; i = 1, 2, \dots, N \dots\dots\dots (19)$$

式(19)中， $f_i(V_{it}, \theta_i)$ 爲 $W_{it}(p, M, x_{it-1})$ 的簡化表示， V 爲解釋變數向量， θ 爲待估測參數向量。實証估計方法可採用似乎無關迴歸估計法 (Seemingly Unrelated Regression Method) 或最大概似法 (Maximum Likelihood Estimation)。由於需求體系內各項產品消費支出預算比率總

和爲一，因此，誤差項共變異矩陣 $E(e_i e_i') = \Sigma$ 爲奇異矩陣，實証估測需求結構時，體系內有一條需求方程式是多餘的。Barten (1969) 証明指出在隨機誤差項沒有自行相關下，自需求體系中刪除任何一條需求方程式，利用最大概似法可估計需求體系所有結構參數，且估計的參數係數結果，不受刪除體系內那一條需求方程式影響。本研究假設隨機誤差結構 e_{it} 是多變量常態分配，運用最大概似法估計式(19)需求結構參數係數。

本研究實証 AIDS 模型設定式，在納入前一期消費量和誤差一階自行相關兩項動態因素後，可依估測的動態因素係數是否具有統計顯著性，而有靜態模式，隨機誤差模式，動態因素模式，以及動態因素模式含 AR(1)等四種不同設定式。

爲驗證四種不同模式設定，本研究建立三個待驗證的假設檢定：

檢定 I：靜態模型， $H_0^1: \alpha_i^{**} = 0, \rho = 0$ ；

檢定 II：動態因素模型， $H_0^2: \alpha_i^{**} = 0$ ；

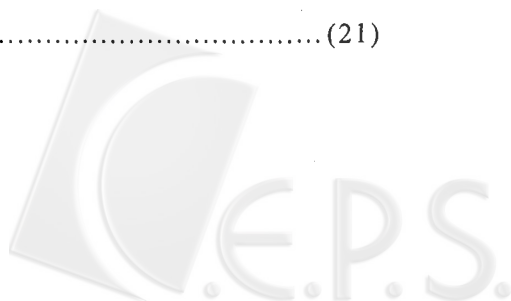
檢定 III：隨機誤差模型， $H_0^3: \rho = 0$ 。

驗證需求體系不同動態設定條件檢定統計量，可利用受限制式需求模型最大概似函數值，和無受限制式需求模型最大概似函數值來建立概似比值，寫成：

$$LR = \frac{\text{Max}_w L}{\text{Max}_W L} \dots\dots\dots (20)$$

式(20)中，W 爲無受限的參數向量，w 爲受限制的參數向量。Theil (1971), Gallant 和 Holly (1980)指出式(20)可改寫成具有 k 個自由度的卡方分配，k 爲受限制參數個數，表示寫成：

$$-2\ln(LR) \sim \chi_k^2 \dots\dots\dots (21)$$



5. 實証結果與分析

5.1 樣本資料

本研究樣本資料取自行政院主計處每年編纂出版的「中華民國台灣地區國民所得」中之民間最終消費。民間最終消費通常稱為民間消費，係指本國家庭及對家庭服務之民間非營利機構購進的商品及勞務，但不包括房屋，以及家庭及民間營利機構出售的二手貨品。行政院主計處編算的民間最終消費資料有兩種分類方式，一種是按消費目的分類，分為十二類；另一種是按消費財耐用性質分類，分為耐久財，半耐久財，非耐久財，和服務四類。按耐久性質分類是為提供估算整個經濟社會之經濟存量必需資料，且便於顯示生活水準變動狀況，因凡生活水準高者，用於購買耐久財及服務支出所佔比率愈高。

本研究實証資料係採按耐久性質分類的四類消費支出，樣本期間始自民國 60 年，終於民國 84 年，共有 25 個觀察值。樣本消費資料以平均每人每年消費支出金額為觀察值基礎，計算方式以四類項目民間消費支出金額除以當期總人口數，當期人口數資料取自「中華民國台灣地區國民所得按季統計」。民間最終消費支出金額按當年幣值計算，和實質民間最終消費支出金額按民國 80 年價格計算之資料，都取自主計處編印公佈的「國民所得年刊」。四類消費支出項目之價格資料，係利用各年別按當年幣值計算的名目消費金額除以按 80 年價值計算的各年別實質消費金額求算出的隱含價格（implicit prices）。為便於了解四類產品項目消費支出變化情形，樣本期間民間消費需求結構和變化趨勢，如圖一所示。

樣本期間台灣地區消費支出金額，若按當年幣值計算，平均每人全年總消費支出金額，在民國 60 年為 34,556 元，民國 70 年增加為 62,209

元，至民國 84 年再增加為 167,564 元，平均年成長率 6.83%。過去二十餘年間，四類產品消費金額平均年成長率，以耐久財最高為 11.24%，服務類消費支出 7.75% 和半耐久財 7.21% 居次。非耐久財消費金額平均成長率為 5.42% 最低。

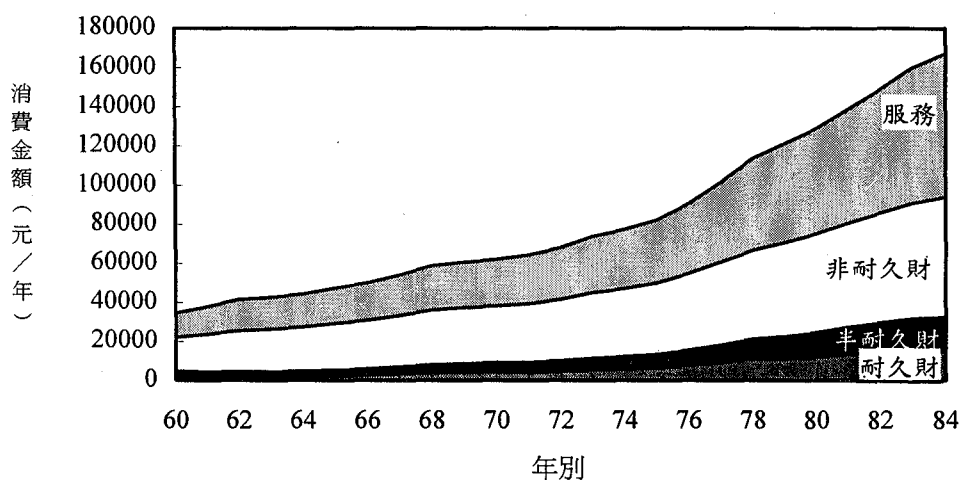


圖 1 台灣地區四類產品消費結構變化趨勢

國民所得提高後，由於民間消費支出於四種不同耐久性質產品間的金額配置並不相同，消費支出組成結構乃有變化。民國 60 年民間消費支出組成結構為：耐久財佔 3.59%，半耐久財佔 10.08%，非耐久財佔 50.52%，服務類佔 35.81%；迨至民國 84 年消費支出組成結構變化成為：耐久財佔 9.02%，半耐久財佔 10.42%，非耐久財佔 36.85%，服務類佔 43.72%。消費支出組成結構中耐久財和服務類所佔比率逐年上昇，顯示出樣本期間台灣地區國民生活水準不斷地提昇。

5.2 動態需求體系設定檢定

運用本研究樣本資料，以近似理想需求體系四種實証設定式，在未納入需求理論限制條件下，以最大概似法估測的概似對數函數值分別

是：靜態模式 320.41；隨機誤差模式 324.53；動態因素模式 327.74；動態模式納入 AR(1) 333.54。利用估測的對數概似函數值結果，計算不同設定條件模型檢定的概似比值統計量，再與對應的 χ^2 臨界值 (CV) 比較，驗證 AIDS 模型不同設定式是否具有顯著差異，其檢定統計量結果詳如圖二所示。靜態模式與隨機誤差模式比較結果，檢定 χ^2 值為 8.24 大於對應的臨界值 6.63，表示拒絕 $H_0: \rho = 0$ ，換言之，應採用隨機誤差模式，亦即靜態模式含 AR(1) 的設定式。靜態模式與動態因素模式設

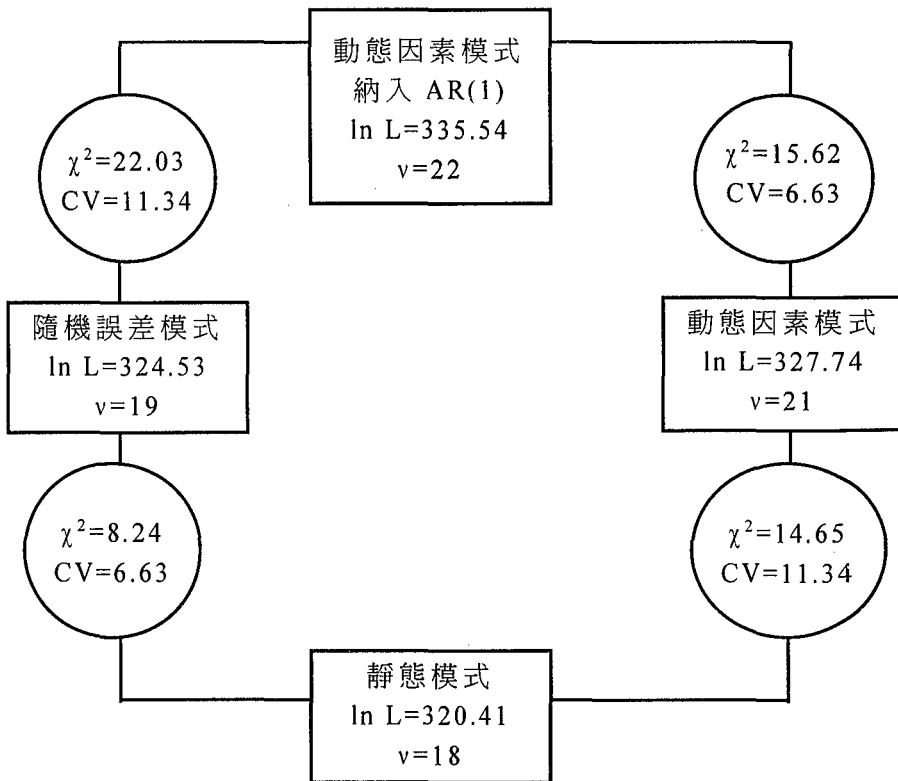


圖 2 近似理想需求體系動態設定檢定結果

定比較，亦即檢定 $H_0: \alpha^{**} = 0$ ，檢定 x^2 值為 14.65 大於對應的臨界值 11.34，表示拒絕 $H_0: \alpha^{**} = 0$ ，因此，AIDS 模式設定時應納入動態因素。動態因素模式與動態因素模式含 AR(1)，以及隨機誤差模式與動態因素模式含 AR(1) 的比較檢定，兩種情況下的檢定 x^2 值皆大於 $\alpha=1\%$ 條件下的對應臨界值，換言之，拒絕 $H_0: p=0$ ，和 $H_0: \alpha^{**} = 0$ 的虛無假設，顯示本研究樣本資料最合適的 AIDS 模型設定式是動態因素模式加入隨機誤差項為 AR(1)。

5.3 需求體系參數估計與限制式檢定

根據前小節統計檢定結果，本研究實証樣本最合適的近似理想需求體系設定式，是 AIDS 模型納入前一期消費量為動態因素，和誤差項 AR(1) 結構。本小節說明實証動態設定式，納入不同需求理論條件限制式的結構參數估測結果，以及驗證樣本資料是否滿足需求條件限制式。

表 1 為動態近似理想需求體系實証設定式，納入不同需求限制式的結構參數估測結果彙整。 α_i^* 截距項在四種需求限制條件設定下，四項產品類 α_i^* 估計值，在顯著水準 $\alpha=5\%$ 條件下，皆具有統計顯著性。 α_i^{**} 係數是動態因素，它反映消費支出比率的習慣性或存貨效果，耐久財動態因素的估測係數，在四種情況下都為負值且具有顯著性，意涵著前一期消費水準會降低當期消費支出比率，亦即存在有跨時期的消費行為，或稱具有存貨效果；半耐久財四種動態因素估測係數有三個是正值，表示有習慣性效果存在，惟僅在加入對稱性條件的設定下具有顯著性；非耐久財動態因素係數估測值，在四種設定情形下都未達顯著性水準；服務類產品的動態因素估測係數值，僅在加入齊次性和對稱性條件時具有顯著性，估測係數為正值。

消費支出係數估測值 β_i 表示在價格維持不變下，實質消費支出變化 1% 時，第 i 種產品預算支出比率的變化量。因此， β_i 估測係數若為正數，則 i 產品為奢侈品，反之，若 β_i 估測係數值為負，則 i 產品屬於必需品。

本研究四類產品中，半耐久財和服務類兩項消費支出係數估測值，在四種需求限制式設定情形下，都不具顯著性。非耐久財估測的消費支出係數值為負數，且除在加入齊次性條件時不具顯著性外，其它三種設定都達到統計顯著性水準，換言之，非耐久財屬於正常性財貨。耐久財的支出係數估測值在四種設定情形下皆為正數，且在 $\alpha=5\%$ 條件下都具有統計顯著性，顯示耐久財是屬於奢侈性財貨。

直接價格係數（ γ_{ii} ）估測結果顯示，參數係數值具顯著性的產品為半耐久財和服務類，半耐久財的自身價格係數值為負數，而服務類自身價格估測係數值為正數。估測的交叉價格係數（ γ_{ij} ）由於納入需求對稱條件限制式難以整體比較，惟就無需求條件限制式設定而言，十二個交叉價格係數估測值中，在 $\alpha=5\%$ 條件下，有五個交叉價格係數具有統計顯著性。另就誤差項一階自行相關係數 ρ 估測值來看，四種設定條件下皆具有統計顯著性。此外，四種設定條件下需求體系對數概似函數值分別為：無需求理論限制設定式是 335.54；加入齊次性條件設定式是 319.93；加入對稱性條件設定式是 328.66；加入齊次性和對稱性條件設定式是 318.24。

利用需求限制條件下四種不同設定式估測的對數概似值，可建立需求條件限制式檢定的概似比值，並用來驗證本研究樣本消費支出資料是否滿足齊次性和對稱性條件。圖 3 是驗證消費支出資料是否滿足需求條件齊次性和對稱性的檢定結果。就齊次性條件檢定而言，亦即比較無納入需求限制條件與納入齊次性條件的兩種動態模式概似函數值，檢定統計量 χ^2 值為 31.22 大於 $\alpha=1\%$ 下對應的臨界值 11.34，表示樣本資料拒絕齊次性條件。其次檢定對稱性條件，即比較無納入需求限制條件與納入對稱性條件的兩種動態模式設定，檢定概似比值為 13.93 大於 $\alpha=1\%$ 下對應的臨界值 11.34，表示樣本資料拒絕對稱性條件。此外，概似比值檢定統計量也顯示，納入對稱性和齊次性條件的動態 AIDS 模式，與僅納入對稱性的動態 AIDS 模式設定有顯著性差異。然而，僅納入齊次性

條件的動態 AIDS 模式與納入對稱性和齊次性的模式設定，則無顯著性差異。綜合上述結果，本研究消費支出資料並不滿足齊次性和對稱性條件。

表 1 動態近似理想需求體系結構參數估計結果

設 定 條 件	產品類別	估 測 參 數 係 數 ^a								R ²	對數概似函 數值 ln L
		α_i	α_j	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	ρ		
無 需 求 理 論 限 制 式	耐久財	-0.941 (-4.25) ^b	-0.469 (-6.85)	0.062 (3.57)	-0.056 (-1.52)	0.103 (1.85)	0.013 (0.26)	0.115 (3.38)	0.216 (4.16)	0.97	335.54
	半耐久財	0.180 (2.64)	0.084 (1.90)	-0.008 (-1.89)	0.004 (0.33)	-0.044 (0.33)	-0.021 (-1.27)	0.049 (5.33)		0.99	
	非耐久財	1.202 (4.37)	0.005 (0.21)	-0.050 (-2.50)	0.049 (1.25)	0.049 (1.25)	-0.004 (-0.07)	-0.197 (-6.34)		0.99	
	服務。	0.558 (4.74)	0.046 (2.41)	-0.004 (-0.50)	0.003 (0.12)	0.003 (0.12)	0.012 (0.41)	0.033 (2.26)		—	
加 入 齊 次 性 條 件	耐久財	0.125 (10.52)	-0.271 (-3.05)	0.001 (0.45)	-0.045 (-1.07)	0.034 (0.47)	-0.136 (-2.53)		0.472 (5.91)	0.95	319.93
	半耐久財	0.100 (10.54)	-0.016 (-0.36)	-0.001 (-1.00)	-0.014 (-0.90)	-0.036 (-1.54)	-0.009 (-0.45)			0.99	
	非耐久財	0.393 (14.54)	-0.002 (-0.07)	-0.005 (-1.10)	0.059 (1.19)	0.08 (0.88)	0.121 (1.74)			0.99	
	服務。	0.382 (13.17)	-0.041 (-1.86)	0.005 (1.25)	0.000 (0.01)	-0.078 (-1.74)	0.024 (0.65)			—	
加 入 對 稱 性 條 件	耐久財	-0.925 (-11.42)	-0.408 (-5.65)	0.054 (7.65)	-0.012 (-0.52)	0.032 (2.53)	0.051 (1.91)	0.120 (4.54)	0.159 (4.04)	0.96	328.66
	半耐久財	0.144 (2.45)	0.124 (3.15)	-0.005 (-1.49)		-0.091 (-5.07)	0.013 (0.81)	0.037 (4.06)		0.99	
	非耐久財	1.271 (10.52)	0.019 (0.90)	-0.049 (-4.59)			-0.009 (-0.23)	-0.212 (10.46)		0.99	
	服務。	0.509 (3.84)	-0.018 (-0.90)	-0.001 (-0.13)				0.055 (3.24)			
加 對 稱 性 條 件 和	耐久財	-0.687 (-9.07)	-0.182 (-2.14)	0.093 (10.17)	-0.015 (-0.55)	0.014 (-0.55)	0.077 (3.92)		-0.089 (-5.17)	0.95	318.24
	半耐久財	-0.032 (-0.45)	0.030 (0.83)	0.014 (1.76)		-0.083 (-5.86)	0.047 (2.22)			0.98	
	非耐久財	1.529 (17.57)	-0.029 (-1.99)	-0.13 (-13.00)			-0.185 (-5.47)			0.99	
	服務。	0.190 (1.64)	0.046 (5.11)	0.023 (1.64)							

a/ α^{**} 估測係數為原估測值 * 10⁻³

b/ 括號內數字為近似 t-值

c/ 服務類參數估測係數係由疊加總性條件求算而得



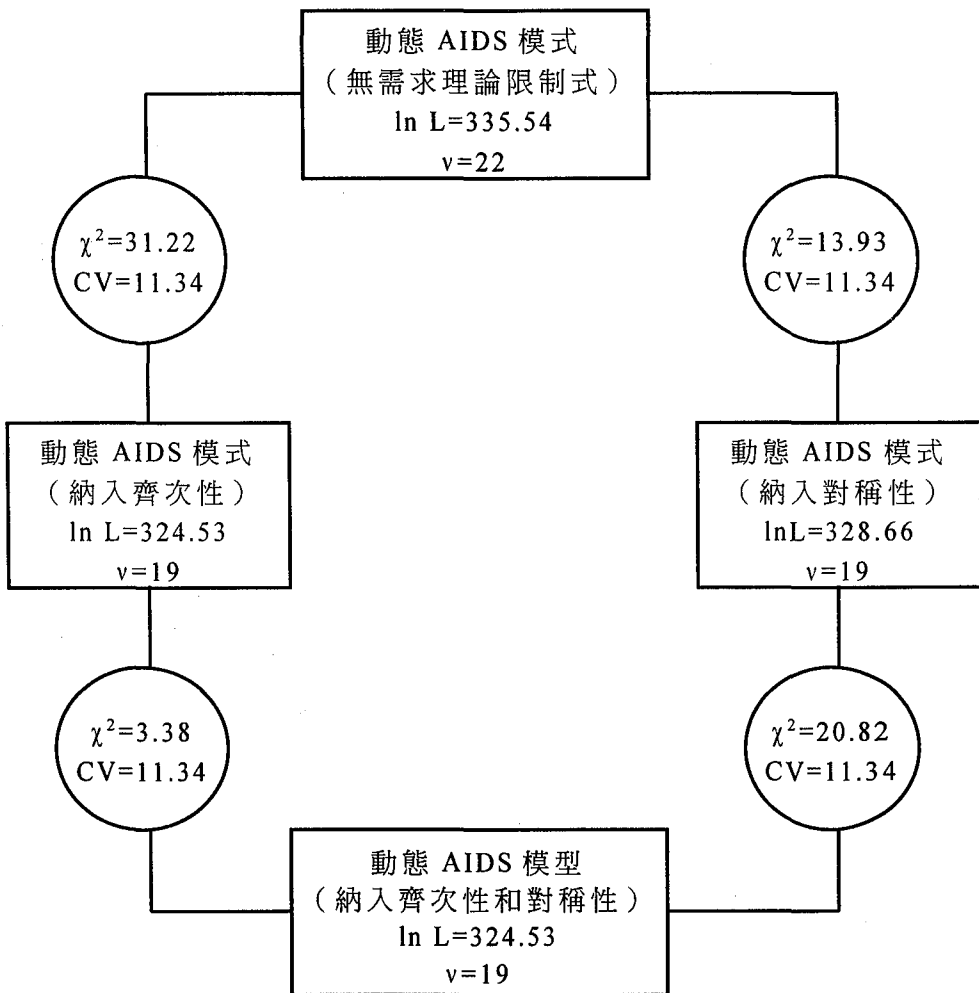


圖 3 動態 AIDS 模式需求限制式檢定

5.4 需求彈性估計結果分析

實証需求分析目的之一乃在利用樣本期間需求資料估計產品需求彈性值。運用實証需求體系設定式估測的結構參數係數，和樣本資料相關變數值，即可求算產品需求彈性估計值。根據前二節需求模式設定和需求理論限制式檢定結果，本研究樣本資料最合適的近似理想需求體系實

証設定為，原始 AIDS 模式納入前一期需求量和誤差項一階自行相關，且不加入齊次性和對稱性條件，在此種模式設定條件下，利用樣本期間相關變數平均值為基礎計算的一般和補償性需求彈性矩陣如表 2 所示。首就支出彈性值結果來看，耐久財屬於奢侈品性質，服務類產品支出價格彈性接近於一，半耐久財和非耐久財兩項產品都屬於正常財貨，當消費者消費支出增加 1% 時，耐久財、半耐久財、非耐久財、和服務類等四項產品的消費量將會分別增加 1.89%、0.90%、0.89% 和 0.99%。其次就無補償價格彈性而言，四種產品自身價格彈性值符號皆為負數，符合理論預期，其中耐久財為-1.583、半耐久財為-1.537，兩類都屬於富價格彈性產品；非耐久財為-0.928 和服務類為-0.912，兩類產品的自身價格彈性都小於一，屬於缺乏價格彈性產品。十二項價格交叉彈性估測值中，有七項交叉彈性值符號是負值，五項符號為正值，交叉價格彈性值為負數表示兩種產品間具有毛互補關係，如半耐久財和非耐久財價格上漲，會使得耐久財需求量減少；交叉價格彈性若為正值，則表示兩種產品間具有毛替代關係，如耐久財價格上漲時，半耐久財需求數量會隨之增加。

表 2 動態近似理想需求體系彈性矩陣
(無需求理論限制式)

產品 <i>i</i> \ 產品 <i>j</i>		耐久財	半耐久財	非耐久財	服 務	支出彈性 (η_i)
一般 價格 彈性 (η_{ij})	耐久財	-1.583	0.663	-1.546	0.485	1.887
	半耐久財	-0.648	-1.537	-0.161	0.617	0.904
	非耐久財	-0.054	0.021	-0.928	-0.427	0.889
	服務	-0.004	-0.212	0.041	-0.912	0.990
補償 價格 彈性 (η^*_{ij})	耐久財	-1.451	0.820	-0.693	1.230	
	半耐久財	-0.585	-1.461	0.248	0.974	
	非耐久財	0.008	0.095	-0.527	-0.076	
	服務	0.065	-0.130	0.488	-0.521	

資料來源：本研究計算



就補償性需求價格彈性估測值而言，補償性價格彈性係一種摒除所得效果後的淨價格效果衡量。四類產品補償性自身價格彈性分別是：耐久財-1.451，半耐久財-1.461，非耐久財-0.527，和服務類-0.521。十二項補償交叉價格彈性估測值中，有八項符號為正是屬於淨替代關係，另有四項為負是屬於淨互補關係。

為比較動態和靜態設定式所估測需求彈性值之異同，另將靜態近似理想需求體系無納入需求理論限制條件設定式所估測的需求彈性值列於表 3。動態和靜態兩種設定式估測的支出彈性值差異不大，但耐久財產品的自身價格彈性估測值則有極大的差異，而其它三類產品自身價格彈性估計值差異並不大。靜態模式設定下，耐久財一般自身價格彈性值為-0.310 是屬於缺乏價格彈性財貨，但在動態模式設定下為-1.583 是屬富價格彈性財貨。動態與靜態設定的估測彈性比較結果顯示，若實証需求體系設定未納入動態因素，可能會導致需求體系內具有跨期性消費行為影響效果的產品，低估其價格反應程度，而使得價格彈性估測值發生偏誤，甚至影響產品需求預測的準確性。

表 4 為動態近似理想需求體系模式不同需求理論條件限制下，自身價格彈性和支出彈性估測值比較。整體而言，四類產品中耐久財需求彈性估測值受有無納入齊次性、對稱性等需求理論限制式的影響較大，例如自身價格彈性估測值，在無需求理論限制式時為-1.583，納入對稱性時為-1.050，同時納入齊次性和對稱性時為-0.308；支出彈性估測值，在無需求理論限制式時為 1.887，納入齊次性時為 1.014，同時納入齊次性和對稱性時為 2.331。非耐久財和服務類兩種產品需求彈性，雖然也受納入需求限制式條件的影響，惟需求彈性估測值在不同設定條件下變化較小。



表 3 靜態近似理想需求體系彈性矩陣
(無需求理論限制式)

	產品 j		耐久財	半耐久財	非耐久財	服 務	支出彈性 (η_i)
	產品 i						
一般 價格 彈性 (η_{ij})	耐久財		-0.310	0.945	-1.689	-1.166	1.959
	半耐久財		-0.103	-1.538	-0.093	0.757	0.976
	非耐久財		-0.108	-0.172	-0.995	-0.133	0.761
	服務		-0.170	-0.050	0.119	-0.995	1.109
補償 價格 彈性 (η^*_{ij})	耐久財		-0.173	1.108	-0.804	-0.393	
	半耐久財		-0.035	-1.456	0.348	1.142	
	非耐久財		-0.055	-0.109	-0.651	0.168	
	服務		-0.093	0.042	0.620	-0.557	

資料來源：本研究計算

表 4 不同需求條件限制下完整動態 AIDS 模式需求彈性比較

彈 性 模式設定 產品項目	自 身 價 格 彈 性				支 出 彈 性			
	I _a	II	III	IV	I	II	III	IV
耐久財	-1.583	-1.645	-1.050	-0.308	1.887	1.014	1.772	2.331
半耐久財	-1.537	-1.431	-2.086	-1.990	0.904	0.988	0.940	1.168
非耐久財	-0.928	-0.727	-0.949	-0.975	0.889	0.989	0.892	0.712
服務	-0.912	-0.868	-0.859	-1.033	0.990	1.013	0.997	1.058

a/ I：無需求理論限制；II：納入齊次性限制；

III：納入對稱性限制；IV：納入齊次性和對稱性限制

資料來源：本研究計算



6. 結 語

消費者均衡理論主要分析產品價格和消費所得變化，消費者購買選擇行為的調整反應。實証需求分析往往藉助靜態需求模式設定，探討消費需求選擇行為的變化，以及驗證效用極大化條件下，樣本消費資料是否滿足需求理論限制式。由於靜態需求模型隱涵著消費者面對所得和產品價格變化時，能迅即地調整購買行為，達到新的均衡水準。然而，消費者往往受制於消費習慣、行為調整成本，以及對產品真實價格變化的不當理解等因素，無法或甚難於短期間內做完全合宜的反應，若消費者無法迅即完全地調整其選擇行為，那麼靜態需求模式就難以用來驗證消費需求資料是否合於效用極大化條件。在此情形下，實証需求模式設定納入動態因素乃是必要的。

本文利用行政院主計處編製公佈之民間消費支出，按耐久性質分類的四種消費支出項目為樣本資料，利用近似理想需求體系運用轉換法納入動態因素，建立實証需求模式，做為比較不同動態設定的驗證基礎。檢定統計量概似值估測結果顯示，本研究樣本資料最合適的近似理想需求體系設定式應納入前期消費量和誤差項結構為 $AR(1)$ 。在近似理想需求體系納入兩項動態因素設定式下，檢定樣本消費資料是否滿足需求理論條件，檢定結果拒絕樣本資料符合需求理論齊次性和對稱性條件。

本研究實証檢定結果意涵著台灣地區民間四項耐久性質分類的消費資料，並不滿足靜態均衡模式設定條件。換言之，消費者面對所得變化，或產品價格變動時，並不能迅即完全地調整消費購買選擇行為，而有反應時間落遲效果。此外，需求體系在動態模式設定下，消費支出資料也不滿足需求齊次性和對稱性條件。因此，爾後實証需求研究者若欲估測台灣地區民間消費支出需求結構參數，在缺乏足夠知識和先驗訊息情報下，宜將不同需求模式設定，以及是否納入需求理論限制，視為由樣本

資料決定的待驗假設，否則主觀設定實証需求模式，恐會造成需求結構參數係數估測偏誤，尤其研究的產品項目涵括有跨期性消費行為的財貨時，更當審慎。最後值得一提的是，一般利用參數估測的需求體系研究，在計量估計和檢定時，可能都會面臨同時驗證資料一致性和需求體系模式設定正確性的兩難困境。設若實証檢定結果拒絕樣本資料不符合需求一致性條件，那麼，是資料一致性的問題，抑或需求模式設定正確性問題所造成，實難有確切的答案。近年來，已有學者試圖運用無參數需求分析的方法來解決此一困境。

參考文獻

- 王金利、孫智陸，「台灣地區民間消費者需求函數體系之實證研究」，台灣經濟金融月刊，第 20 卷，第 2 期：頁 49-58，民國 73 年。
- 王金利、孫智陸，「台灣地區民間消費者需求函數體系研究：鹿特丹模型之應用」，台灣銀行季刊，第 37 卷，第 2 期：頁 153-187，民國 75 年。
- 李皇照，1997，需求體系動態性模式設定之研究，行政院國科會專題研計畫報告，中興大學農產運銷系
- 李庸三，「民國四十年至五十八年台灣消費者需求函數分析」，經濟論文叢刊，第二輯：頁 97-137，民國 60 年。
- 吳珮瑛，「台灣家計單位非耐久財消費需求分析—二次支出體系之應用」，台灣銀行季刊，第 45 卷，第 3 期：頁 67-81，民國 83 年。
- 梁啓源，「台灣民間消費性能源需求分析」，台灣經濟預測，第 11 卷，第 2 期：頁 49-70，民國 70 年。
- 羅紀瓊，「台灣地區家庭部門的消費型態—線性對數支出體系與多項式對數函數之比較」，經濟論文，第 12 卷，第 2 期：頁 17-44，民國 73 年。



羅紀瓊，「台灣民間消費支出體系之比較研究」，經濟論文，第 15 卷，第 1 期：頁 59-88，民國 76 年。

Anderson, G and R. Blundell, 1982, "Estimation and Hypothesis Testing in Dynamic Singular Equation Systems", *Econometrica*, 50: 1559-1571.

Anderson, G and R. Blundell, 1983, "Testing Restrictions in a Flexible Dynamic Demand System : An Application to Consumers' Expenditure in Canada", *Review of Economic Studies*, 50: 397-410.

Barnett, A.P., 1969, "Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations," *European Economic Review*, 1: 7-73.

Berndt, E. R. and N.E. Savin, 1975, "Estimation and Hypothesis Testing in Singular Equation Systems with Autoregressive Disturbances", *Econometrica*, 43: 937-57.

Deaton, A. and J. Muellbauer, 1980a, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, Cambridge.

Deaton, A. and J. Muellbauer, 1980b, "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*, 70: 312-326.

Gallant, A.R. and A. Holly, 1980, "Statistical Information in an Implicit, Nonlinear Simultaneous Equation Model in the Context of Maximum Likelihood Estimation," *Econometrica*, 48: 697-720

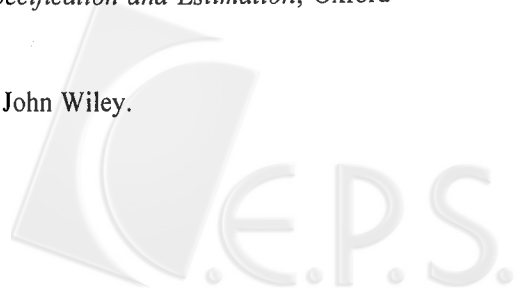
Johnson, S.R., Z.A. Hassan and R.D. Green, 1984, *Demand Systems Estimation: Methods and Applications*, The Iowa State University Press.

Koutsoyiannis. A., 1977, *Theory of Econometrics :An Introductory Exposition of Econometric Models*, 2nd Edition, The Macmillan Press Ltd.

Pollak, R.A., 1970, "Habit Formation and Dynamic Demand Function," *Journal Political Economic*, 78: 745 -762.

Pollak, R.A., and T.J. Wales, 1992, *Demand System Specification and Estimation*, Oxford University Press.

Theil, H., 1971, *Principle of Econometrics*, New York : John Wiley.



Dynamic Specifications and Testing Restrictions in a Demand System: An Empirical Evidence of Taiwan Consumption Data

Hwang-Jaw Lee

Department of Agricultural Marketing
National Chung-Hsing University
Taichung, Taiwan

The purposes of this paper are to analyzing alternative dynamic specifications and testing restrictions on a system of demand equations. The annual time-series consumers' consumption data in Taiwan are employed for empirical tests. Under the maintained hypothesis of almost ideal demand system(AIDS), the likelihood ratio tests suggest that AIDS incorporating past consumption and allowing for autocorrelation appear to be a more suitable specification for modeling consumer behavior. In addition, the test results show that homogeneity and symmetry conditions tend to be rejected by the data.

Keywords: *dynamic specifications, demand systems, restrictions testing*

