

台灣蔬菜需求結構性變動之分析

萬鍾汶 姚志華*

壹、前言

蔬菜乃國人重要的副食品，其似屬需求缺乏彈性者。又因蔬菜種類繁多，一般人多認為各類蔬菜間的替代性應相當地高。然而過去有關蔬菜需求的研究不僅有限，各研究所獲之結果亦極不一致。早期由許文富（1967）、李登輝和陳希煊（1964）估得的蔬菜所得彈性皆為負值，顯示當時的蔬菜為劣等財。而李皇照（1994）以1970~1980年，1981~1990年及1970~1990年三個時期資料分別進行實證後，發現估出的蔬菜需求彈性因樣本期間而不同，同時莖菜相對於花果菜及其他類蔬菜為互補關係，但該文並未對蔬菜需求行為的變動加以檢定與說明。基於上述，不禁令人懷疑曾在1960年代被視為劣等財的蔬菜，至今是否仍為劣等品？而各類蔬菜間的關係為互補或替代？或曾有互補與替代交替的情形？若能深入探討這些問題，將有助於瞭解蔬菜需求的特性。

由於過去的實證研究均採用固定參數模型來推估蔬菜產品的價格彈性、所得彈性及交叉關係，以致無法反應出整體性經濟環境是否造成各期間消費需求上的改變。為改善此缺失，本研究擬放寬對需求結構之限制，而以變動參數模型實證歷年各類蔬菜需求之結構性變動（Structural change），以釐清吾人對蔬菜需求特性的質疑。

有關農產品結構性變動的研究已有不少，但大都是針對肉品的需求，如：Nyankori 和 Miller（1982）；Chavas（1983）；和 Eales 和 Unnevehr（1988）；Moschini 和 Meilke（1989）；和 Reynolds 和 Goddard（1991）；Goodwin（1992）等。由這些研究中獲知經濟行為的結構性變動乃為近年來研究的重要趨勢。但在解釋需求結構性變動的原因時，通常並沒有固定的答案。過去的研究指出除了價格與消費支出外，所得分配、人口變數、速食需求（Moschini 和 Meilke, 1989）、消費者偏好改變（Moschini 和 Meilke, 1989；Nyankori 和 Miller, 1982；Eales 和 Unnevehr, 1988；Reynolds 和 Goddard, 1991）、景氣循環及公共政策的決定（Ny-

* 作者分別為國立中興大學農業經濟學系副教授與碩士

ankori 和 Miller,1982) 等等,均是造成結構性變動的可能原因。其中和Nyankori和Miller特別強調當需求關係是隨時間歷程而變動時,結構性變動所造成的影響應可直接地在特定期間內觀察到。

結構性變動乃是計量經濟學近年來廣泛探討的問題,凡樣本期間所有的資料中,屬不同子集合的觀察值具有一部分或全部的模型係數發生變動的情況謂之(Reynolds 與 Goddard,1991)。由於古典線性模型假設為固定參數結構,其由時間數列(TimeSeries)資料推估出的經濟結構模型參數僅為研究期間的一種平均代表值,無法反映不同時點或不同空間下的經濟行為。但現實的經濟行為乃可能不斷地在改變,因而以時間變動參數模型(time varying parameters model)來探討較符合實際。

一般較常採用的變動參數模型包括:(1)隨機參數模型(Random Coefficient Model; RCM) (Hildreth 和 Houck,1986), (2)轉換迴歸模型(Switching Regression Model;SRM) (Swamy 和 Mehta,1975),及(3)卡門濾波(Kalman Filter) (Kalman, 1961)等。其中卡門濾波因具備迴覆動態推估參數的特性而可涵蓋各種不同型態參數之變異,不需事先主觀認定變動發生之時點,且可允許參數呈隨機性變動(Harvey, 1990)。故以卡門濾波法獲致之實證結果,不但具有伸縮性(flexibility)且較為客觀。而卡門濾波法在經濟研究上的重要性在於其以直接方式建立時間變動參數模型,並依據歷史性的資料建立預測的基礎,此乃檢驗參數結構性變動時點的重要依據。

國人消費的蔬菜種類多達百種,通常可依食用部位與消費認知將蔬菜區分為根菜、莖菜、葉菜及花果菜四大類。本文擬依據經濟需求理論及四類蔬菜消費需求間的相關性來構建部分均衡下蔬菜產品的需求體系模型,進而以卡門濾波法推估蔬菜需求體系的動態結構參數,以供分析各類蔬菜需求行為之變遷情形。

貳、卡門濾波

本文將應用卡門濾波法來探討歷年台灣蔬菜需求的結構性變動情形,故在此先就卡門濾波的特性加以說明。Kalman 於 1961年應用最適控制法來處理狀態-空間模型(state-space model),其藉由模型中系統與觀察值間不斷地預測與更新,使得所推估的模型參數不但能隨時間歷程產生隨機性與系統性變動外,同時更具備了推估狀態向量與預測值間具有最小的均方差(minimum square error)的特質,此法即被稱為卡門濾波(Kalman filter)。當狀態-空間模型為線性時,可令

$$y_t = X_t \beta_t + v_t \quad v_t \sim N(0, V_t) \quad (1)$$

(nx1) (nxk)(kx1) (nx1)

$$\beta_t = G_t \beta_{t-1} + w_t \quad w_t \sim N(0, W_t) \quad (2)$$

(kx1) (kxk)(kx1) (kx1)

$t=1, \dots, T$

(1)式與(2)式分別為狀態－空間模型中的觀測方程式(measurement equation)與轉移方程式(transition equation)，其中

- y_t = t期直接觀察值向量；
- x_t = t期狀態變數向量；
- β_t = t期狀態變數係數向量(state vector)；
- G_t = t期轉移參數矩陣；
- v_t = t期觀測方程式誤差項；
- w_t = t期轉移方程式誤差項；
- V_t = t期觀測方程式誤差之共變異矩陣；
- W_t = t期轉移方程式誤差之共變異矩陣。

(1)式與(2)式的差別在於轉移方程式是用以描述一組狀態變數的演變過程；觀測方程式則說明如何確切地從狀態變數間觀察得到觀測值，即是利用預測值與狀態變數間存在的誤差項來修正觀測方程式的參數值。

而一完整的狀態－空間體系 (State - space system) 應符合下列數項假設 (Harvey, 1990)：

1. 初始狀態向量 β_0 ，其平均數為 b_0 ，共變異矩陣為 P_0 ，即

$$E(\beta_0) = b_0, \quad \text{Var}(\beta_0) = P_0.$$

2. v_t 和 w_t 的分配在特定時期內的任一時下點均是相互獨立的，即

$$E(v_t w_s') = 0 \quad , \quad \forall s \neq t \quad , \quad s, t = 1, \dots, T \circ$$

3. 在特定時期內的任一時點下，體系中的誤差項 (v_t, w_t) 與初始狀態向量 β_0 亦是彼此獨立，即

$$E(v_t \beta_0') = 0 \quad , \quad E(w_t \beta_0') = 0 \quad , \quad \forall t = 1, \dots, T \circ$$

4. 模型中的參數與初始狀態向量為常態分配(Normal Distribution)。

若將(1)式和(2)式合併可得

$$\begin{aligned} \beta_t &= G_t \beta_{t-1} + w_t \\ &= G_t (G_{t-1} \beta_{t-2} + w_{t-1}) + w_t \\ &= \prod_{j=1}^t G_{t-j+1} \beta_0 + \sum_{j=1}^t \left(\prod_{i=1}^j G_i \right) w_{j-1} + w_t \end{aligned} \quad (3)$$

進而將 y_t 以初始的狀態向量 β_0 和殘差項 v_t, w_t 的線性組合表示，則原為線性的狀態一空間模型可縮減成：

$$y_t = \left(\prod_{j=1}^t G_{t-j+1} \beta_0 \right)' X_t + \left[\sum_{j=1}^t \left(\prod_{i=1}^j G_i \right) w_{j-1} \right]' X_t + w_t' X_t + v_t \quad (4)$$

若再令 b_{t-1} 為 β_{t-1} 的最適統計量， Σ_{t-1} 為推估誤差(estimation error)之共變異矩陣，則

$$\Sigma_{t-1} = E[(\beta_{t-1} - b_{t-1})(\beta_{t-1} - b_{t-1})'] \quad (5)$$

當 b_{t-1} 及 Σ_{t-1} 為已知， β_t 的最適統計量可被定義為

$$b_{t|t-1} = G_t b_{t-1} \quad (6)$$

而推估誤差的共變異矩陣為

$$\Sigma_{t|t-1} = G_t \Sigma_{t-1} G_t' + W_t \quad t=1, \dots, T \quad (7)$$

上述(6)式及(7)式即卡門濾波之預測方程式 (prediction equations) (Harvey, 1981; Judge 等, 1985), 其中 $b_{t|t-1}$ 為利用 $t-1$ 期之前的所有訊息, 以推估 β_t 的迴覆性統計量; $\Sigma_{t|t-1}$ 則為利用 $t-1$ 期之前的所有訊息所推估誤差項的共變異矩陣。

當 t 期之新觀察值成為可供利用之資訊時, 則由卡門濾波迴覆過程可獲得一組更新方程式 (updating equation) (Harvey, 1981; Judge 等, 1985):

$$b_t = b_{t|t-1} - \Sigma_{t|t-1} X_t' (y_t - X_t b_{t|t-1}) / f_t \quad (8)$$

其變異矩陣為

$$\Sigma_t = \Sigma_{t|t-1} - \Sigma_{t|t-1} X_t' X_{t|t-1} / f_t \quad (9)$$

其中 $f_t = X_{t|t-1} X_t' - V_t$ 。(8)式中的 $(y_t - X_t b_{t|t-1})$ 即是預測誤差 (prediction error), 其包含了 y_t 所有新的訊息, 並依卡門濾波的增量 $(\Sigma_{t|t-1} X_t' / f_t)$ 來修正(8)式中 β_t 的推估。

故(8)式中 β_t 的更新推估乃是先驗推估值 $b_{t|t-1}$ 加上以卡門濾波增量為權數之加權預測誤差。同理, 後驗的變異數 Σ_t 是先驗變異數減去(9)式的正半定矩陣 (positive semi-definite matrix)。故卡門濾波即為預測方程式與更新方程式之組合, 其一為迴覆性地動態推估過程, 利用在 t 期所能獲得的訊息推算同時期狀態向量的最適統計量。而此種過程即相當於 Akaike(1970) 提出之領先一期預期 (one-step-ahead prediction) 觀念, 可持續地修正與更新原先的狀態向量使之成為可供利用的新觀察值。

以卡門濾波演算法進行統計推估時, 必須提供下列的訊息: (1) 狀態向量的初始值; (2) 狀態向量的初始共變異矩陣; (3) 觀察方程式的變異數; 及(4) 轉換方程式

的變異數。不過在應用時通常難以獲得(2)式中的先驗訊息，因此加入適度地假設乃是必要的過程。例如，若設 $G_t = 1$ 和 $W_t = 0$ ，則狀態-空間模型即為一古典線性模型；若假設模型中參數向量服從隨機漫步(random walk)的情形，則可令 $G_t = 1$ (Chow, 1984; Garbade, 1977; Sant, 1977)。由於 $W \neq 0$ 時隱含模型中的參數向量隨不同的時間而呈現隨機漫步，因此可由 W_t 的變動程度做為判定結構性變動的依據。

參、台灣蔬菜動態需求模型之建立

在消費者追求效用極大的最適化行為下，若假設消費者的效用函數具有弱分割性 (Weak separability)，則消費蔬菜的效用與消費其他財貨的效用無關，故可針對蔬菜消費行為進行個別實證。在效用具弱分割性的假設下，各類蔬菜需求函數可設為：

$$Q_{it} = (RP_{rt}, RP_{st}, RP_{lt}, RP_{ft}, M_t, Q_{i,t-1}) \quad i=r,s,l,f \quad (11)$$

- 其中 Q_i 為每人根菜的消費量(公斤/人)；
- Q_s 為每人莖菜的消費量(公斤/人)；
- Q_l 為每人葉菜的消費量(公斤/人)；
- Q_f 為每人花果菜的消費量(公斤/人)；
- RP_r 為根菜實質零售價格(元/公斤)；
- RP_s 為莖菜實質零售價格(元/公斤)；
- RP_l 為葉菜實質零售價格(元/公斤)；
- RP_f 為花果菜實質零售價格(元/公斤)；
- M_t 每人每年蔬菜消費支出(元/人)；
- $Q_{i,t-1}$ 各類蔬菜的前期消費量(公斤/人)。

(11)式即馬歇爾需求(Marshallian demand)函數。為直接估得台灣各類蔬菜的需求彈性與所得彈性值，蔬菜需求函數可採變對數的線性模型，則(11)式可表為

$$\ln Q_{it} = \beta_{out} + \sum_j \beta_{j, it} \ln RP_{jt} + \delta_{it} \ln M_t + \gamma_{it} \ln Q_{i,t-1} + v_{it} \quad (12)$$

$i, j = r, s, l, f$

式中之參數 β_{ij} 即第 i 種財貨需求的自身與交叉價格彈性； δ_i 為所得彈性。方程式之隨機干擾項 (v_{it}) 為一白音 (white noise) 且是以平均數為零及共變異數為 σ_{ij} 的常態分配，與模型參數完全獨立。而方程式間干擾項的性質為：

$$E(v_{it}, v_{js}) = \begin{cases} 0, & \text{當 } t \neq s \\ \sigma_{ij}, & \text{當 } t = s \end{cases}$$

(12) 式即為狀態一空間模型中之觀測方程式，其結構參數隨時間歷程的變動可由 (2) 式的轉移方程式推估之。

本文實證之樣本期間為 1972-92 共 21 年。各類蔬菜之價、量資料來源與處理方式分別說明如后。

蔬菜需求量

綜觀國內並沒有關於各類蔬菜需求的詳細調查資料，本文乃以糧食平衡表中之蔬菜每人每年可供消費量為需求量。同時將每人每年根莖類之消費資料區隔為根菜與莖菜二數列。而糧食平衡表中其他蔬菜與瓜果類蔬菜之每人每年的消費資料包括了西瓜、洋香瓜、香瓜及瓜子瓜隸屬水果的部份，為能符合國人的消費習性，本文乃將該部份予以扣除。做法則是分別將根菜及莖菜的年度總產量扣除 10% 廢棄量後，可分別得到根菜與莖菜的可供消費量，並依其所佔根莖菜可供消費量總數之份額，做為每人每年根莖類消費量之權數，進而估算出各別的消费數量。至於瓜果菜及其他蔬菜的消費量，則是將西瓜、洋香瓜、香瓜及瓜子瓜的生產量予以加總，並扣除 10% 廢棄量後，以取得這四種瓜類的可供消費量，隨後除以當年期中人口數，便可得每人每年瓜類的消費量。再將糧食平衡表中的每人每年瓜果類及其他蔬菜的消費量加總後，扣除瓜類的消費量即可獲得每人每年花果菜的消費量；而葉菜類的消費資料則直接採用糧食平衡表中每人每年的平均消費量。

蔬菜價格指數

台灣蔬菜的種類繁多，被官方列入統計之蔬菜種類計有 43 種，其中主要之根、莖、葉、果菜計 25 種共佔蔬菜總生產面積之 85%。而在現有資料中，許多產品項目有產量資料，卻無其零售價格；或是有零售價格，而無其細項產量予以對應。因而面臨價、量資料不一致的問題。本研究對於各類蔬菜零售價格指數之設算乃以價、量皆有資料的產品項為主，依其佔各類蔬菜總產量之份額為權數，乘以

選定產品的當期零售價格，加總後即得各類蔬菜的加權平均價格指數。實證時各價格指數乃以 1991 年為基期的消費者物價指數加以平減。本文用以設算各類蔬菜價格指數的產品包括：

根菜：蘿蔔、胡蘿蔔、馬鈴薯。

莖菜：薑、洋蔥、韭、蒜、青蔥。

葉菜：甘藍、結球白菜、不結球白菜、芥菜、芹菜。

花果菜：花椰菜、胡瓜、冬瓜、茄子、菜豆、荷蘭豆、蕃茄。

其他所需的樣本資料尚包括每人每年蔬菜消費支出，乃是以 1991 年為基期的消費物價指數平減而得；每人每年實質蔬菜消費支出。

肆、實證結果

本文在對(12)式之台灣蔬菜需求體系的動態狀態—空間模型進行計量推估前為便於實証而做了數項假設：(1)將(12)式即觀測方程式的誤差項變異數矩陣設為單位矩陣 (Identity matrix)；(2)各觀測方程式之誤差項被設為具有共同的變異數，且彼此是相互獨立的；(3)由於轉移係數矩陣 G_t 之先驗資訊缺乏且難以獲得，故假設 G_t 為一單位矩陣，即模型中的參數呈現隨機漫步。此外，卡門濾波方法在推估時亦需要先有狀態變數係數與變異數值的起始值。本文乃以 1964 年至 1971 年之樣本資料推估所需之先驗訊息 (prior information)，並依此先驗訊息以卡門濾波之動態迴覆向前 (recursive forwarding) 法推估模型參數。若轉換方程式中誤差項的變異數 (σ_{ϵ}) 不為零，則表示模型中的參數能隨時間歷程而隨機性變動。

(12)式雙對數蔬菜需求模型中各參數之推估係數值即為各類蔬菜之需求彈性值，包括自身價格彈性，交叉彈性，所得彈性及習慣形成之彈性。各類蔬菜需求之實證結果分別列於表1—表4中。以下則依彈性種類分別說明台灣各類蔬菜需求之特性。

自身價格彈性

根據需求法則，正常財貨的需求量應與其自身價格呈反向變動，而消費者對財貨的依賴程度與支出水準可由財貨需求的自身價格彈性大小得知。當自身價格為無彈性時，表示消費者對該財貨的消費總支出會隨財貨價格上升而增加；反之

表1 台灣根菜需求結構性變動模型之推估結果

年別	常數項	根 菜 價 格 RP _t	莖 菜 價 格 RP _s	葉 菜 價 格 RP _i	花果菜 價 格 RP _f	所 得 M _t	根菜前期 消費 Q _{t-1}
1972	4.518 (0.367)	-2.077 (-0.578)	0.096 (0.159)	-0.685 (-0.349)	1.058 (0.835)	-0.284 (-0.232)	1.960 (2.119)
1973	4.496 (0.530)	-2.071 (-0.834)	0.097 (0.227)	-0.687 (-0.497)	1.056 (1.202)	-0.281 (-0.339)	1.958 (3.047) [*]
1974	-0.714 (-0.092)	-0.501 (-0.221)	0.235 (0.564)	-1.312 (-1.001)	0.520 (0.643)	0.333 (0.451)	1.494 (2.595) [*]
1975	-1.066 (-0.146)	-0.410 (-0.193)	0.191 (0.484)	-1.288 (-1.044)	0.445 (0.586)	0.318 (0.456)	1.355 (2.560) [*]
1976	-1.300 (-0.197)	-0.307 (-0.160)	0.194 (0.535)	-1.340 (-1.204)	0.413 (0.602)	0.314 (0.496)	1.321 (2.973) ^{**}
1977	-1.422 (-0.238)	-0.282 (-0.160)	0.202 (0.615)	-1.350 (-1.291)	0.402 (0.639)	0.328 (0.580)	1.316 (2.956) ^{**}
1978	-1.271 (-0.229)	-0.306 (-0.185)	0.190 (0.622)	-1.336 (-1.363)	0.415 (0.704)	0.306 (0.588)	1.320 (3.135) ^{**}
1979	-1.338 (-0.262)	-0.280 (-0.188)	0.191 (0.657)	-1.350 (-1.510)	0.408 (0.747)	0.314 (0.670)	1.316 (3.361) ^{***}
1980	-1.485 (-0.309)	-0.219 (-0.160)	0.197 (0.701)	-1.378 (-1.692)	0.392 (0.761)	0.321 (0.709)	1.304 (3.524) ^{***}
1981	-1.827 (-0.421)	-0.118 (-0.096)	0.213 (0.804)	-1.430 (-1.865) [*]	0.359 (0.757)	0.358 (0.893)	1.283 (3.706) ^{***}
1982	-1.787 (-0.432)	-0.132 (-0.113)	0.211 (0.824)	-1.422 (-1.946) [*]	0.362 (0.798)	0.350 (0.925)	1.285 (3.858) ^{***}
1983	-1.429 (-0.366)	-0.263 (-0.242)	0.196 (0.789)	-1.355 (-1.967) [*]	0.395 (0.912)	0.306 (0.871)	1.306 (4.070) ^{***}
1984	-1.334 (-0.354)	-0.275 (-0.262)	0.184 (0.759)	-1.349 (-2.027) [*]	0.408 (0.973)	0.321 (0.944)	1.306 (4.180) ^{***}
1985	-1.470 (-0.408)	-0.235 (-0.234)	0.187 (0.791)	-1.377 (-2.158) ^{**}	0.390 (0.969)	0.324 (0.980)	1.290 (4.306) ^{***}
1986	-1.113 (-0.324)	-0.333 (-0.347)	0.164 (0.717)	-1.331 (-2.160) ^{**}	0.422 (1.085)	0.280 (0.902)	1.306 (4.460) ^{***}
1987	-1.600 (-0.495)	-0.201 (-0.223)	0.186 (0.839)	-1.394 (-2.365) ^{**}	0.372 (1.008)	0.340 (1.203)	1.274 (4.532) ^{***}
1988	-1.107 (-0.348)	-0.427 (-0.489)	0.162 (0.725)	-1.224 (-2.182) ^{**}	0.410 (1.114)	0.275 (0.993)	1.287 (4.541) ^{***}
1989	-0.542 (-0.168)	-0.702 (-0.810)	0.142 (0.617)	-0.976 (-1.799) [*]	0.481 (1.284)	0.267 (0.935)	1.307 (4.481) ^{***}
1990	-0.905 (-0.292)	-0.589 (-0.712)	0.160 (0.707)	-1.020 (-1.935) [*]	0.447 (1.227)	0.313 (1.152)	1.284 (4.498) ^{***}
1991	-0.719 (-0.237)	-0.560 (-0.690)	0.131 (0.589)	-1.035 (-1.995) [*]	0.468 (1.307)	0.267 (1.032)	1.264 (4.495) ^{***}
1992	-0.805 (-0.273)	-0.529 (-0.671)	0.135 (0.614)	-1.044 (-2.059) [*]	0.461 (1.315)	0.284 (1.120)	1.260 (4.554) ^{***}

資料來源：本研究計算。

註：括號內為t值，***表在1%水準下顯著，**表在5%水準下顯著，*表在10%水準下顯著。

表2 台灣莖菜需求結構性變動模型之推估結果

年別	常數項	根菜價格 RP _t	莖菜價格 RP _s	葉菜價格 RP _l	花果菜價格 RP _f	所得 M _t	莖菜前期消費 Q _{t-1}
1972	7.996 (0.429)	-0.464 (-0.618)	2.395 (0.641)	-3.719 (-2.125)	1.150 (0.681)	-0.626 (-0.337)	0.826 (0.834)
1973	8.266 (0.631)	-0.476 (-0.897)	2.345 (0.890)	-3.707 (-2.974)*	1.172 (0.982)	-0.660 (-0.508)	0.837 (1.187)
1974	4.978 (0.407)	-0.377 (-0.738)	2.955 (1.192)	-3.863 (-3.189)**	0.888 (0.792)	-0.284 (-0.239)	0.662 (1.000)
1975	3.947 (0.344)	-0.396 (-0.817)	3.022 (1.296)	-3.777 (-3.319)**	0.775 (0.737)	-0.229 (-0.204)	0.527 (0.860)
1976	3.329 (0.326)	-0.374 (-0.854)	3.120 (1.491)	-3.780 (-3.688)**	0.723 (0.768)	-0.148 (-0.150)	0.499 (0.904)
1977	-0.031 (-0.035)	-0.229 (-0.615)	3.700 (2.022)*	-3.927 (-4.113)***	0.425 (0.529)	0.201 (0.245)	0.346 (0.714)
1978	-0.244 (-0.030)	-0.212 (-0.609)	3.720 (2.165)*	-3.933 (-4.372)***	0.409 (0.541)	0.233 (0.304)	0.334 (0.750)
1979	1.270 (0.171)	-0.252 (-0.765)	3.324 (2.133)*	-3.760 (-4.541)***	0.537 (0.767)	0.057 (0.082)	0.414 (0.966)
1980	2.475 (0.352)	-0.306 (-0.937)	2.965 (2.358)**	-3.562 (-4.650)***	0.652 (0.983)	-0.009 (-0.013)	0.484 (1.188)
1981	2.721 (0.455)	-0.306 (-1.073)	2.915 (2.358)**	-3.546 (-4.972)***	0.674 (1.171)	-0.034 (-0.061)	0.496 (1.373)
1982	2.816 (0.493)	-0.311 (-1.129)	2.884 (2.443)**	-3.526 (-5.171)***	0.679 (1.231)	-0.061 (-0.115)	0.495 (1.422)
1983	4.122 (0.771)	-0.358 (-1.353)	2.561 (2.351)**	-3.388 (-5.255)***	0.790 (1.512)	-0.207 (-0.422)	0.554 (1.658)
1984	4.169 (0.810)	-0.362 (-1.407)	2.553 (2.432)**	-3.385 (-5.433)***	0.395 (1.580)	-0.206 (-0.435)	0.556 (1.717)
1985	4.267 (0.863)	-0.364 (-1.453)	2.533 (2.510)**	-3.372 (-5.627)***	0.806 (1.665)	-0.209 (-0.455)	0.564 (1.807)
1986	4.929 (1.055)	-0.398 (-1.658)	2.400 (2.511)**	-3.323 (-5.731)***	0.862 (1.860)*	-0.284 (-0.662)	0.591 (1.946)*
1987	4.534 (1.048)	-0.383 (-1.663)	2.476 (2.777)**	-3.351 (-6.015)***	0.826 (1.905)*	-0.239 (-0.617)	0.571 (1.974)*
1988	5.388 (1.256)	-0.423 (-1.829)*	2.152 (2.487)**	-3.142 (-5.815)***	0.888 (2.049)*	-0.348 (-0.911)	0.584 (2.002)*
1989	6.264 (1.433)	-0.458 (-1.915)*	1.719 (1.992)*	-2.693 (-5.240)***	0.994 (2.249)**	-0.354 (-0.904)	0.615 (2.047)**
1990	6.413 (1.527)	-0.464 (-1.984)*	1.686 (2.042)*	-2.682 (-5.348)***	1.007 (2.347)**	-0.372 (-0.996)	0.620 (2.106)**
1991	6.026 (1.479)	-0.436 (-1.913)*	1.711 (2.110)**	-2.683 (-5.433)***	0.966 (2.313)**	-0.313 (-0.881)	0.613 (2.105)**
1992	6.019 (1.526)	-0.436 (-1.940)*	1.712 (2.185)**	-2.683 (-5.556)***	0.965 (2.371)**	-0.313 (-0.916)	0.612 (2.148)**

資料來源：本研究計算。

註：括號內為t值，***表在1%水準下顯著，**表在5%水準下顯著，*表在10%水準下顯著。

表3 台灣葉菜需求結構性變動模型之推估結果

年別	常數項	根菜價格 RP _t	莖菜價格 RP _s	葉菜價格 RP _l	花果菜價格 RP _f	所得 M _t	葉菜前期消費 Q _{t-1}
1972	-4.963 (-0.436)	-1.440 (-0.677)	0.743 (0.213)	0.461 (0.829)	-0.168 (-0.187)	0.715 (0.583)	0.790 (0.790)
1973	-4.829 (-0.611)	-1.422 (-0.950)	0.703 (0.290)	0.457 (1.150)	-0.160 (-0.252)	-0.697 (-0.832)	0.800 (1.143)
1974	-4.923 (-0.643)	-1.436 (-0.984)	0.733 (0.312)	0.458 (1.158)	-0.165 (-0.265)	0.712 (0.889)	0.792 (1.163)
1975	-4.480 (-0.638)	-1.351 (-1.010)	0.586 (0.273)	0.436 (1.184)	-0.134 (-0.232)	0.654 (0.902)	0.813 (1.274)
1976	-4.590 (-0.724)	-1.387 (-1.148)	0.647 (0.335)	0.434 (1.282)	-0.144 (-0.275)	0.648 (0.985)	0.788 (1.370)
1977	-4.793 (-0.836)	-1.401 (-1.1241)	0.690 (0.387)	0.445 (1.439)	-0.159 (-0.330)	0.673 (1.144)	0.777 (1.451)
1978	-4.793 (-0.859)	-1.414 (-1.330)	0.702 (0.419)	0.418 (1.440)	-0.147 (-0.323)	0.637 (1.144)	0.761 (1.505)
1979	-4.557 (-0.927)	-1.400 (-1.459)	0.675 (0.452)	0.417 (1.499)	-0.143 (-0.336)	0.628 (1.280)	0.767 (1.657)
1980	-4.531 (-0.982)	-1.391 (-1.589)	0.663 (0.487)	0.416 (1.540)	-0.141 (-0.349)	0.626 (1.330)	0.770 (1.772)
1981	-4.357 (-1.043)	-1.364 (-1.676)	0.609 (0.497)	0.410 (1.581)	-0.128 (-0.341)	0.606 (1.451)	0.783 (1.936)
1982	-4.291 (-1.077)	-1.349 (-1.738)	0.585 (0.501)	0.408 (1.624)	-0.125 (-0.344)	0.590 (1.495)	0.787 (2.024)
1983	-3.970 (-1.058)	-1.280 (-1.759)	0.464 (0.430)	0.399 (1.624)	-0.104 (-0.298)	0.548 (1.499)	0.812 (2.179)
1984	-3.970 (-1.097)	-1.280 (-1.818)	0.464 (0.445)	0.399 (1.690)	-0.104 (-0.308)	0.548 (1.548)	0.812 (2.244)*
1985	-3.970 (-1.129)	-1.269 (-1.870)	0.456 (0.453)	0.398 (1.702)	-0.099 (-0.303)	0.555 (1.611)	0.814 (2.319)*
1986	-3.650 (-1.099)	-1.225 (-1.873)	0.373 (0.389)	0.382 (1.680)	-0.080 (-0.250)	0.514 (1.600)	0.832 (2.433)**
1987	-3.468 (-1.097)	-1.197 (-1.903)	0.323 (0.353)	0.373 (1.682)	-0.065 (-0.212)	0.489 (1.629)	0.842 (2.529)**
1988	-3.058 (-0.989)	-1.081 (-1.797)	0.145 (0.166)	0.316 (1.612)	-0.040 (-0.130)	0.435 (1.502)	0.872 (2.630)**
1989	-2.640 (-0.846)	-0.893 (-1.563)	-0.052 (-0.061)	0.351 (1.514)	0.005 (0.016)	0.423 (1.420)	0.900 (2.650)**
1990	-2.690 (-0.900)	-0.901 (-1.628)	-0.036 (-0.448)	0.353 (1.541)	0.002 (0.006)	0.430 (1.530)	0.895 (2.718)**
1991	-2.536 (-0.869)	-0.907 (-1.667)	-0.028 (-0.035)	0.333 (1.488)	0.020 (0.068)	0.398 (1.475)	0.888 (2.735)**
1992	-2.609 (-0.970)	-0.917 (-1.726)	-0.002 (-0.002)	0.335 (1.514)	0.017 (0.058)	0.412 (1.582)	0.882 (2.771)**

資料來源：本研究計算。

註：括號內為t值，***表在1%水準下顯著，**表在5%水準下顯著，*表在10%水準下顯著。

表4 台灣花果菜需求結構性變動模型之推估結果

年別	常數項	根 菜 價 格 RP _t	莖 菜 價 格 RP _s	葉 菜 價 格 RP _l	花果菜 價 格 RP _f	所 得 M _t	花果菜前期 消費 Q _{t-1}
1972	-10.535 (-1.415)	-1.022 (-0.845)	-0.428 (-0.005)	1.451 (0.677)	0.386 (0.062)	0.879 (0.892)	1.289 (0.365)
1973	-10.300 (-1.956)	-0.926 (-1.132)	0.698 (0.134)	1.250 (0.884)	-0.153 (-0.037)	0.910 (1.300)	0.965 (0.413)
1974	-10.291 (-1.989)	0.950 (-1.189)	0.522 (0.103)	1.295 (0.943)	-0.019 (-0.005)	0.878 (1.303)	1.040 (0.459)
1975	-10.330 (2.129)	0.919 (-1.327)	0.816 (0.215)	1.228 (1.103)	-0.248 (-0.082)	0.914 (1.727)	0.915 (0.524)
1976	-10.193 (-2.341)	-0.858 (-1.501)	1.238 (0.425)	1.103 (1.292)	-0.588 (-0.253)	0.933 (1.961)	0.708 (0.542)
1977	-9.343 (-2.377)	-0.691 (-1.400)	2.030 (0.799)	0.797 (1.137)	-1.282 (-0.644)	0.935 (2.081)	0.291 (0.263)
1978	-9.028 (-2.443)	-0.594 (-1.302)	2.550 (1.111)	0.609 (0.995)	-1.702 (-0.951)	0.931 (2.185)	1.040 (0.025)
1979	-8.990 (-2.574)	-0.627 (-1.592)	2.249 (1.465)	0.680 (1.506)	-1.472 (-1.213)	0.887 (2.616)	0.153 (0.237)
1980	-8.762 (-2.613)	-0.638 (-1.670)	1.808 (1.307)	0.740 (1.716)	-1.122 (-1.026)	0.880 (2.668)	0.305 (0.509)
1981	-7.994 (-2.509)	-0.577 (-1.564)	1.626 (1.221)	0.663 (1.598)	-1.050 (-0.993)	0.784 (2.508)	0.273 (0.469)
1982	-8.008 (-2.628)	-0.569 (-1.610)	1.694 (1.377)	0.647 (1.652)	-1.103 (-1.128)	0.802 (2.766)	0.242 (0.450)
1983	-7.945 (-2.706)	-0.569 (-1.650)	1.635 (1.415)	0.651 (1.705)	-1.062 (-1.147)	0.787 (2.870)	0.255 (0.492)
1984	-7.837 (-2.773)	-0.559 (-1.671)	1.592 (1.431)	0.646 (1.744)	-1.035 (-1.159)	0.795 (2.977)	0.279 (0.558)
1985	-7.850 (-2.879)	-0.560 (-1.723)	1.607 (1.503)	0.643 (1.791)	-1.051 (-1.228)	0.793 (3.048)	0.270 (0.563)
1986	-7.504 (-2.848)	(-0.549) (-1.719)	1.434 (1.397)	0.631 (1.790)	-0.937 (-1.134)	0.729 (2.964)	0.314 (0.671)
1987	-7.317 (-2.883)	-0.538 (-1.773)	1.348 (1.369)	0.627 (1.818)	-0.878 (-1.101)	0.692 (3.002)	0.334 (0.733)
1988	-7.160 (-2.828)	-0.556 (-1.773)	1.057 (1.159)	0.668 (1.947)	-0.651 (-0.876)	0.641 (2.862)	0.448 (0.998)
1989	-7.066 (-2.744)	-0.549 (-1.702)	0.959 (1.080)	0.677 (1.923)	-0.555 (-0.785)	0.640 (2.758)	0.448 (0.998)
1990	-6.890 (-2.738)	-0.453 (-1.739)	0.796 (0.937)	0.688 (1.986)	-0.453 (-0.664)	0.592 (2.653)	0.504 (1.156)
1991	-6.382 (-2.805)	-0.456 (-1.762)	0.801 (0.960)	0.680 (2.018)	-0.458 (-0.683)	0.582 (2.776)	0.502 (1.169)
1992	-6.840 (-2.876)	-0.546 (-1.790)	0.807 (0.994)	0.680 (2.054)	-0.461 (-0.704)	0.505 (2.863)	0.501 (1.190)

資料來源：本研究計算。

註：括號內為t值，***表在1%水準下顯著，**表在5%水準下顯著，*表在10%水準下顯著。

若需求量對價格變動具有彈性時，消費者對其消費總支出便會減少。由各類蔬菜自身價格彈性之推估彈性係數皆為負值，表各類蔬菜消費符合需求法則。而由彈性值得知除1972~73年的根菜，1972~88年的葉菜及1972年的花果菜之自身價格彈性大於-1外，在樣本期間內各類蔬菜的自身價格彈性皆小於-1，顯示消費者對蔬菜需求的依賴程度很高，同時蔬菜的消費支出隨價格漲跌而增減。就係數的統計顯著性而言，除了1988~92年的莖菜，1984~88年及1992年的葉菜，1987~88及1990~92年的花果菜顯著外，其餘各類蔬菜的自身價格彈性係數皆不顯著。

交叉彈性

交叉彈性乃為兩種財貨替代性或互補性强弱的程度之衡量。由實證結果可知，各類蔬菜間的毛交叉關係並非全都對稱。以根菜而言，其在1972~92年間對莖菜、花果菜皆屬替代品性質，但替代彈性值較小且多不顯著；其對葉菜則為互補品，特別是於1980年後之彈性值均相當地顯著。莖菜對根菜、花果菜為替代品；但對葉菜則為互補品。在本研究之樣本期間內根菜與莖菜對其他蔬菜的替代或互補關係，大都呈現固定的型態，並沒有相互抵換的情形產生。

至於葉菜則以1989年為一重大的轉捩點，因其與葉菜、根菜的關係均由替代轉變為互補，而葉菜與花果菜的關係卻由互補轉變為替代。葉菜對根菜、花果菜間交叉關係的轉變竟同時發生在1989年，此時點值得深入檢測。而在花果菜方面，其對根菜的關係是在1972年時由互補性轉為替代性，同時花果菜對葉菜卻由替代性轉變為互補性，因此1972年為花果菜需求之可能變動時點。

所得彈性

所得彈性是用以測量因所得變動所引起財貨消費需求量變動的幅度。由實證結果得知，除莖菜外，各類蔬菜的所得彈性值大致上都大於零，表示各類蔬菜皆為正常財，即當所得增加時，各類蔬菜之需求量會隨之增加。而莖菜除了1977~79年為正常財外，在樣本期間內似可歸為劣等財，唯其歷年的所得彈性值在統計上均不顯著。

習慣形成彈性

習慣形成是指財貨消費會受前一期需求量所影響。由實証結果發現除花果菜歷年的習慣形成係數均不顯著外，其他各類蔬菜需求都有習慣形成。各類蔬菜之消費量皆與其上期消費量的多寡有正向關係。其中又以根菜最顯著且有彈性；葉菜與莖菜均至1980年代中期方有習慣形成，但彈性值皆小於-1，屬無彈性。

由表1—表4之實證結果可知，有些類蔬菜的自身價格彈性、交叉彈性與所得

彈性係數並不符合統計上的顯著性，此隱含了實質消費所得與各類蔬菜的實質價格對各類蔬菜需求量的影響是很微小的。

伍、台灣蔬菜需求結構性變動之檢定與分析

本文的特色在於對各類蔬菜需求結構性變動發生的可能原因皆未事先預設立場，冀由各類蔬菜需求的歷史資料中，應用客觀方法測出各類蔬菜需求結構性變動的發生時點。本文將採用 F 檢定與CUSUMSQ法來逐期檢定各類蔬菜之需求行為是否曾有結構性變動發生及發生之時點。

1. F 檢定

一般而言，透過領先一期預測誤差來瞭解狀態—空間模型與當前觀察值預測趨勢的評估，乃為卡門濾波不可或缺的運算過程。倘若模型構建是正確的，則可利用其運算過程所衍生的創新過程 (innovation process)，即第t期預測誤差向量(ε_t)可由狀態—空間模型之最大似似函數中獲得，同時正交 (orthogonal)於 $\varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-1}$ (Anderson and Morre, 1979)。而

$$\varepsilon_t = y_t - X_t b_{t|t-1} \quad (13)$$

$$H_t = X_t \Sigma_{t|t-1} X_t' + V_t \quad (14)$$

當假設 v_t 與 w_t 在(1)式及(2)式中為常態分配時，因預期誤差向量為 v_t 與 w_t 的線性組合，故預期誤差亦服從常態分配，則可由 ε_t 和 H_t 形成一卡方統計量，除此之外，下列之二次項 (quadratic form) 亦為自由度n的卡方分配：

$$Q_t = \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t \quad (15)$$

這一系列的 Q_t 是獨立於 $\chi^2(n)$ 的隨機變動 (random variates)，且 Q_t 的加總值也會服從 $\chi^2(\Sigma n)$ 的分配。因此可以針對特定期間 $t_1 \leq m \leq t_2$ ，以下列統計量來檢定無結構性變動的假設 (Maddala, 1977)：

$$Q_i(t_1, m, t_2) = \frac{\frac{\sum_{t=t_1}^m Q_t}{df_1}}{\frac{\sum_{t=t_1}^{t_2} Q_t}{df_2}} \quad (16)$$

其中 df_1 , df_2 分別為分子與分母的自由度。如果

$$\frac{1}{F(\alpha/2; df_2, df_1)} \leq Q_i(t_1, m, t_2) \leq F(\alpha/2; df_1, df_2)$$

則在 α 顯著水準的雙尾檢定下，無結構性變動的虛無假設將無法被棄卻。而事實上，未通過 F檢定並不意謂著全無結構性變動發生，主要是因狀態—空間模型可允許狀態變數能隨時間歷程隨機地變動，使得模型吸收了趨勢變化而顯示出無結構性變動之態勢。

依據卡門濾波方法推估狀態—空間模型獲得的領先一期預測誤差，分別算其平均數與共變異矩陣後，再以(15)式分別求算各類蔬菜需求之 Q_t 統計值如表5 所示。並以 5%顯著水準下的F統計量作為臨界值，逐期檢定產生結構性變動所產生的時點，發現為歷年四類蔬菜需求的結構係數皆曾有隨機性的變動發生，發生的時點在根菜為1973年；莖菜為1985~87年及1992年；葉菜為1974年及1980~88；花果菜為1976年。而1992年莖菜的 Q_t 統計量高達 6381.6201，其乃因1992年莖菜的 Q_t 值太小所致，是故透過(16)式的計算，其值自然非常地大。

2. CUSUMSQ 檢定

檢驗結構性變動端類所構建之模型有能力正確地預測觀察值範圍外的數值，Brown等(1975)根據迴復性殘差(recursive residuals)提出在檢驗模型安定性的邏輯基礎。如果在時間數列的資料無法預知結構變動在何時發生時，此技巧經常被用來解決此類的問題。當檢定出有結構性變動時，即表示模型中的參數已發生

表5各類蔬菜需求結構性變動之F統計量

年	根菜	莖菜	葉菜	花果菜	F值 $\alpha=5\%$	
					下限	上限
1973	0.0001*	0.0109	0.0179	0.2106	0.0010	5.921
1974	2.0515	0.3622	0.0202*	0.1473	0.0254	4.559
1975	2.6145	0.6482	0.1124	0.1035	0.0703	4.011
1976	2.2768	0.4951	0.1938	0.1073*	0.1159	3.729
1977	1.7121	0.5416	0.1627	0.4337	0.1556	3.576
1978	1.3745	0.4219	0.3119	0.6307	0.1886	3.501
1979	1.0954	0.4634	0.2502	0.5316	0.2158	3.482
1980	0.8916	0.5313	0.2024*	0.7056	0.2381	3.511
1981	0.7366	0.4339	0.1704*	1.3520	0.2553	3.587
1982	0.6172	0.3683	0.1576*	1.1282	0.2690	3.716
1983	0.5515	0.3786	0.1844*	0.9406	0.2787	3.916
1984	0.6043	0.3098	0.1502*	0.9543	0.2848	4.199
1985	0.5464	0.2531*	0.1305*	0.7817	0.2871	4.633
1986	0.5040	0.2191*	0.1421*	1.0656	0.2856	5.301
1987	0.4556	0.1757*	0.1319*	1.0973	0.2796	6.427
1988	0.6469	0.3109	0.2303*	1.9191	0.2681	8.627
1989	1.1117	8.9584	0.6009	1.5135	0.2493	14.218
1990	1.5215	6.2647	0.3834	38.7130	0.2193	39.441
1991	0.7281	0.0109	0.0179	0.2106	0.0010	5.921
1992	0.7281	6381.6201*	1.5102	67.9359	0.1689	991.454

資料來源：本研究計算
結構性變動之發生時點

系統性的變動 (Van Deusen, 1991)。虛無假設為所有的參數在每一時期都是固定不變的，其對立假設為並非所有參數皆固定不變。以這樣方法來檢定結構變動，並不須要結構變動發生時任何先驗上的訊息，其主要的優點為對先驗資訊的檢定力上較快速且精確。

在多變量模型下將(15)式中 Q_t 值做迴復性向前的加總 (Van Deusen, 1991) 後可得

$$S_t = \frac{\sum_{i=p+1}^T Q_i}{\sum_{i=p+1}^T Q_i}, \quad r=p+1, \dots, T \quad (17)$$

式中 S_t 的期望值為 $E[S_t] = (r-p)/(T-p)$ 。而檢定時乃是構建出 t 期 $E[S_t]$ 值的信賴區間，並畫出 S_t 在時間上的邊界，當其適當的邊界為 $E(S) \pm C_0$ 時，此處的 C_0 端賴 $(T-p)$ 和想達到的顯著水準而定。而依 Durbin (1969) 認為在顯著水準 α 下， C_0 之決定準則有下列兩種情況：

1. $T-p$ 為偶數時， C_0 為 $n = \frac{T-p}{2} - 1$ 及顯著水準為 $-\frac{\alpha}{2}$ 所對應的值。
2. $T-p$ 為奇數時，便主張以線性的方式加入 $n = \frac{T-p}{2} - \frac{3}{2}$ 和 $n = \frac{T-p}{2} - \frac{1}{2}$ 間來決定 C_0 。

當在給定的顯著水準下，若參數估計值在每個時點之累積誤差平方和 (S_t) 的時間路徑軌跡超過其臨界水準，則表示在該時點已發生了結構性變動；倘若未超過其臨界線，則表示該模型在樣本期間內並無結構性變動的發生。

各類蔬菜需求之 CUSUMSQ 之檢定結果如圖 1~4 所示。圖 1 中根菜需求結構參數的 S_t 估計值雖在樣本期間之初便偏離了 S_t 的期望值而朝臨界值的下限變動，但在樣本期間內始終沒有超出臨界平行線，且在 1989 年後趨近於其期望值水準。此表示根菜需求參數並未發生結構性變動。莖菜需求結構參數的 S_t 值在 1980 年後便偏離其期望值 (圖 2)，且在 1987 年超出了臨界值的下限，由此可知莖菜的需求結構在 1987 年有結構性變動發生。圖 3 中葉菜需求結構參數的 S_t 值自 1979 年起就朝臨界值的下限急進，並且曾在 1985~87 年超出了臨界值下限，顯示有結構性變動發生且持續約有三年之久。此外，花果菜需求結構參數的 S_t 值在樣本期間內始終

平穩地趨其期望值，隨時間歷程波動的幅度不大，因此未見結構性變動的徵兆。綜合上述，由CUSUMSQ法測定出莖菜與葉菜的需求結構參數分別在 1987年與1985~87年發生結構性變動。

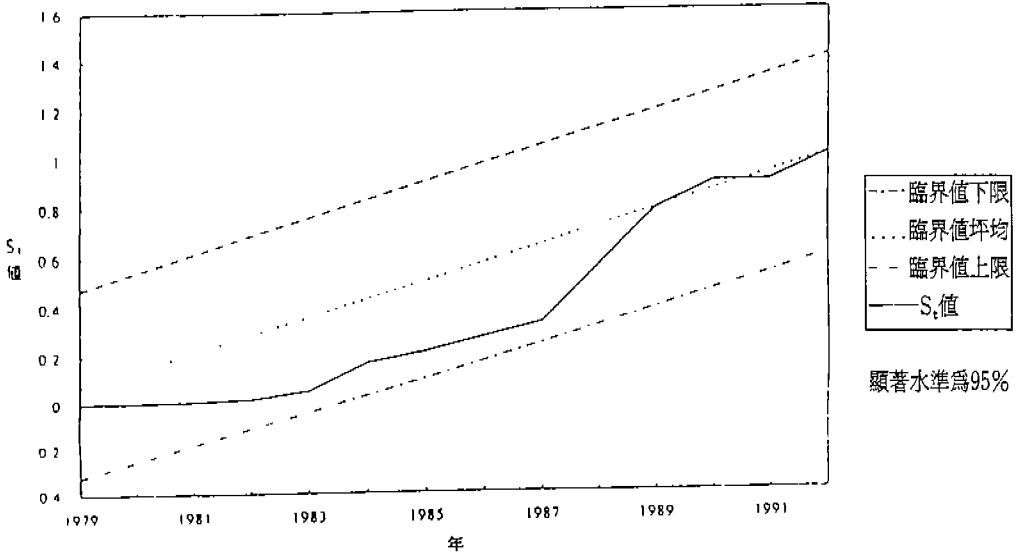


圖 1 根菜消費量之CUSUMSQ檢定

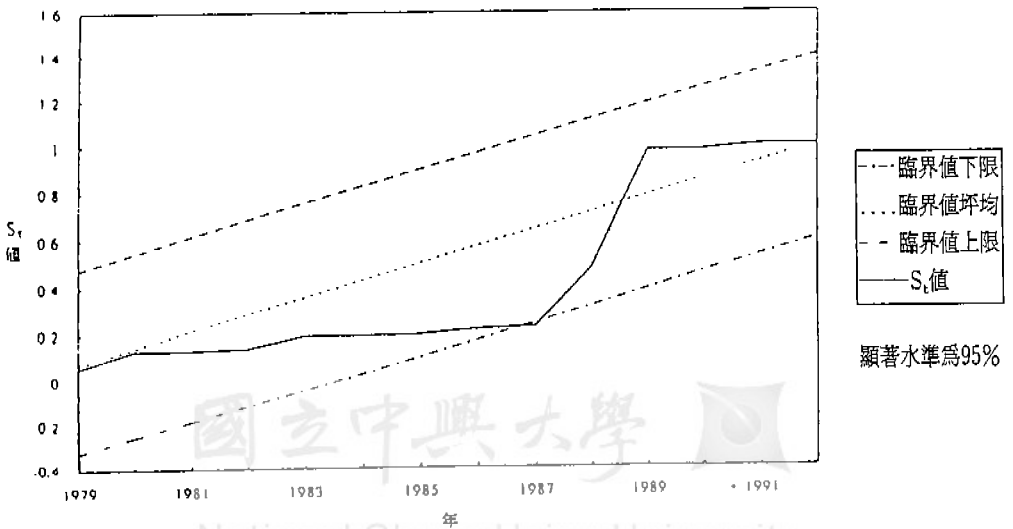


圖 2 莖菜消費量之CUSUMSQ檢定

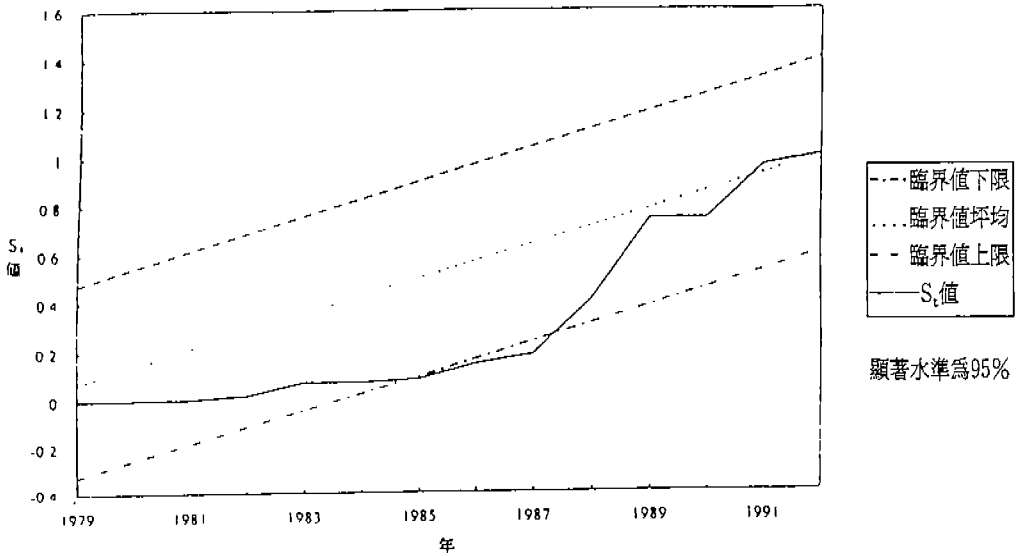


圖 3 葉菜消費量之CUSUMSQ檢定

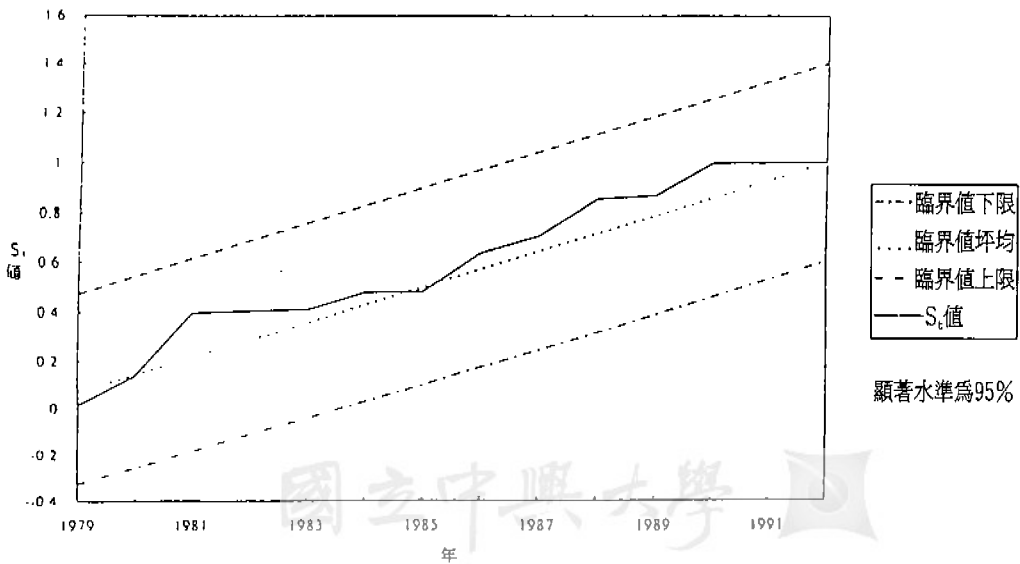


圖 4 花果菜消費量之CUSUMSQ檢定

至於導致莖菜與葉菜需求發生結構性變動的原因，可能與消費習性、生活方式與觀念的改變有關。各類蔬菜需求結構性變動前後的差異主要為莖菜的需求對自身價格變化的反應程度顯著地增加；而葉菜則是對根菜的關係在變動點（1989年）前後由互補轉變為替代。同時，葉菜的自身價格彈性也從具有彈性轉變為缺乏彈性。

通常國人所謂的蔬菜多是指葉菜，且認為對葉菜的消費有相當的穩定性。然而本文卻實証檢定出國人對葉菜的需求在1980~88年間出現結構性改變，其可能原因有：

1. 家庭生活形態改變：婦女人口在就業市場的人數及比例逐漸增加，生活步調也日益加快，婦女烹調準備的時間逐漸縮短。故對於烹調前的挑揀與洗滌等處理麻煩的葉菜的消費量與項目便逐漸減少。
2. 重視食品安全性：近年來葉菜農葯殘留的問題嚴重，可能使一般消費者心存疑慮，消費行為發生改變。
3. 西式速食的引進：西式速食業於1980年代強勢登台，而其主要食用的蔬菜品項中除了萵苣為葉菜外，其餘皆為根、莖及花果菜類。在速食業者的強力廣告促銷下，國人對葉菜的消費習慣與偏好可能有所變化。
4. 外食人口的增加：外食業者為符合消費者在用餐時的時效性，同時要兼顧色、香、味俱全的要求。而葉菜需要較多清洗的人工，損耗率高，烹調後葉菜易黃難以達到美觀的要求而影響商譽，故對葉菜的使用相對地減少。

陸、結論

本研究旨在實証各類蔬菜需求的經濟特性，並檢測歷年台灣各類蔬菜需求是否有結構性變動發生及尋求其可能之肇因。本文以每人每年各類蔬菜（根、莖、葉、花果菜）的消費量為依變數，並以各類蔬菜的實質零售價格，每人可支配的實質國民所得和落遲需求量为解釋變數設立蔬菜需求體系。而為充分掌握蔬菜需求經濟參數的變動情形，本文應用卡門濾波動態迴覆法推估蔬菜動態需求體系之狀態—空間模型。並採用F 統計量與CUSUMSQ 方法檢定蔬菜需求結構性變動的情形。

經實証發現除了根菜在1972與73年、葉菜在1972~88年、花果菜在1972年之需求量對自身價格富有彈性外，其餘各年對自身價格皆為無彈性。此結果符合一般人認蔬菜為民生必需品，對其價格變動之反應為缺乏彈性的印象。而在交叉彈性的推估結果中，根菜與莖菜、花果菜互為替代品，但對葉菜則為互補品。莖菜與根菜、花果菜互為替代品，但對葉菜則為互補品。葉菜與花果菜對莖菜均為替

代品, 但1989年為葉菜需求結構改變的時點, 因其相對於根菜的關係由替代轉為互補; 而葉菜與花果菜的關係卻是由互補轉變為替代。類似的結構性變動亦發生在花果菜上, 其在1972年以後對於根菜與葉菜的關係呈現替代與互補逆轉的情形。在所得與蔬菜需求的關係方面, 除根菜於1972與73年、葉菜於1973年、莖菜於1972~76年及1980~92年因需求所得彈性小於零, 呈現為劣等財特性外, 各類蔬菜在其餘樣本年度的所得彈性均大於零, 顯示蔬菜屬於正常財。

以F 統計量針對各類蔬菜需求檢定結構性變動存在時點得知四類蔬菜的需求結構係數均曾有隨機性變動發生, 根菜在1973年, 莖菜在1985~87年及1992年, 葉菜在1974年及1980~88年, 花果菜則是在1976年。而以CUSUMSQ 法檢定之結果為1987年與1985~87年分別為莖菜與葉菜需求結構性變動發生的時點, 而根菜與花果菜並無結構性變動之情形。

由上述研究結果可知歷年台灣的根菜與葉菜、莖菜與根菜、莖菜與葉菜、花果菜與莖菜四組的需求關係並非一致的替代性或互補性。葉菜與根菜是在1989年之後由替代關係轉為互補。葉菜與花果菜間則同時於1989年後由互補轉為替代。而花果菜與根菜的關係是在1972年由互補轉為替代; 花果菜與葉菜的關係亦在1972年有結構性變動, 即由替代轉為互補。由此可見各類蔬菜間的關係即結構參數在樣本研究期間內並非完全固定不變, 而可能會有替代與互補交替的情形發生。由此可見採變動參數模型實證所獲的資訊應較固定參數模型來得充實完備。

由於現實環境不斷地改變, 經濟行為結構更需以適當的參數值來表現不同時點或不同空間的經濟現象。是故計量上變動參數模型的推估方式較能符合經濟環境的真實風貌, 且應是未來研究方法的主流。

參考文獻

1. 李皇照, (1994a), 「台灣地區主要農產品需求體系之研究(上)」, 台灣經濟, 第221期, 第19~37頁。
2. 李皇照, (1994b), 「台灣地區主要農產品需求體系之研究(下)」, 台灣經濟, 第222期, 第9~34頁。
4. 李登輝, 陳希煌, (1964), 「台灣糧食需要之分析與預測」, 台灣銀行季刊, 第15卷第4期, 第75~110頁。
5. 許文富, (1992), 「台灣糧食消費之研究」, 農復會叢刊, 第1~61頁。

1. Akaike, H., (1970), "Statistical Predictor Identification." *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 22: 203-17.
2. Anderson, B.D.O. and J.B. Moore, (1979), *Optimal Filtering*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.
3. Brown, R.C., J. Durbin, and J.M. Evans, (1975), "Techiques for Testing the Consistency of Regression Relationships over Time." *J. Roy. Stat. Soc., B* 37: 149-192.
4. Chavas, (1983), "Structural Change in the Demand for Meat." *Amer. J. Econ.*, 65:148-53.
5. Chow, G.G., (1984), "Random and Changing Coefficient Models." in *Handbook of Econometrics*, Gilliches, Z. and M.D. Intriligator eds., Vol.II, Elsevier Science Publisher, Amsterdam, 1212-45.
6. Eales, J.S., and L.J. Unnevehr, (1988), "Demand for Beef and Chicken Products: Separability and Structural Change." *Amer. J. Agr. Econ.*, 70: 521-522.
7. Garbade, K., (1977), "Two Methods for Examining the Stability of Regression Coefficients." *J. Amer. Statist. Assoc.*, 72: 54-63.
8. Goodwin, B.K., (1992), "Forecasting Cattle Price in the Presence of Structural Change." *South. J. Agr. Econ.*, 24: 11-22.
9. Harvey, A. C., (1981), *Time Series Models*, Halsted Press, Oxford.
10. ___ (1990), *Forecasting, Structural Time Series and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
11. Hildreth, C., and J. P. Houck, (1968), "Some Estimators for Linear Model with Random Coefficients." *J. Amer. Statist. Assoc.*, 63: 584-95.
12. Judge, G.G., W.E. Griffiths, R.C. Hill, H. Lutkepohl, and T. Lee, (1985), *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd ed., Wiley, New York.
13. Kalman, R. E., (1961), "A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problem." *J. Basic Engineering*, 83:95-108.
14. Maddala, G.S., (1977), *Econometrics*, McGraw-Hill, New York.

15. Moschini, G., K.D. Meilke, (1989), "Modeling the Pattern of Structural Change in U.S. Meat Demand." *Amer. J. Agr. Econ*, 71: 253-261.
16. Nyankori, J.C.O. and G.H. Miller, (1982), "Some Evidence and Implications of Structural Change in Retail Demand for Meats." *South. J. Agr. Econ*, 14: 65-70.
17. Reynolds A. and E. Goddard, (1991), "Structural Change in Canadian Meat Demand." *Can. J. Agri. Econ*, 39: 211-222.
18. Sant, D. T., (1977), "Generalized Least Squares Applied to Time-Varying Parameter Models." *Ann. Econ. Social Measure*, 6: 301-14.
19. Swamy, P.A.V.B., and J.S. Mehta, (1975), "Bayesian and Non- Bayesian Analysis of Switching Regressions and of Random Coefficient Regression Models." *J.Amer. Statist. Assoc.*, 70: 593-602.
20. Tegene, A., (1990), "The Kalman Filter Approach for Testing Structural Change in the Demand for Alcoholic Beverages in the US." *Applied Econ*, 22: 1407-1416.
21. Van Deusen, P.C., (1991), "Trend Monitoring with Varing Coefficient Models." *Forest Science*, 37: 1365-1375.

Analysis of Structural Change of Demand for Taiwan Vegetables

*Joyce Jong-Wen Wann and Jyh-Hwa Yau**

Summary

This study aimed at investigating demand characteristics for root, stem, leaf, and fruit vegetables in Taiwan, with particular attention on occurrence of demand structural change. A dynamic demand model and the Kalman Filter method were applied in empirical analysis to estimate the price elasticity, substitute elasticity, income elasticity and habit formation of these vegetables for the sample period of 1972-92. In addition, the F-test and CUSUMSQ method were utilized to test structural change of vegetable demand.

Empirical results indicated that all four kinds of vegetables are inelastic to own price changes except of root vegetables in 1972-1973, leaf vegetables in 1972-1988, and fruit vegetables in 1972. The four kinds of vegetables are substitutes, excluded between the root and leaf vegetables as well as the stem and leaf vegetables. Vegetables are normal goods during the sample period, excluded the root in 1972-1973, leaf in 1973, stem in 1972-1976 and 1980-1992. Only fruit vegetables have no influence on habit formation, and the others do.

Judging from the test of F statistics, the structural parameters of the vegetable demand revealed there were stochastic change. The test results shown that the structural change points for root vegetable occurred in 1973

* The authors are associated professor and M. S. in the Department of Agricultural Economics, National Chung-Hsing University, Taichung, Taiwan, R.O.C.

, that for stem vegetables occurred in 1985~ 1987 and 1992, that for leaf vegetables occurred in 1980~ 1988, and fruit vegetables occurred in 1976. Furthermore, the testing result of CUSUMSQ method indicated that the structural change points for stem vegetables in 1987 and for leaf vegetables occurred occurred in 1985~ 1987. There was no structural change for other vegetables.



National Chung Hsing University