

台灣肉類消費的漸進式需求 結構轉變模型

林欣怡* 與 劉 鋼**

國立中正大學國際經濟研究所

* 聯繫作者：林欣怡，國立中正大學國際經濟研究所研究生，通訊地址：621 嘉義縣民雄鄉三興村 160 號；TEL：(05)2721422 ext. 34104；E-mail：g9151044@ccu.edu.tw

** 國立中正大學國際經濟研究所助理教授。
作者感謝孫佳宏與李偉銘對於本文所提供之寶貴意見。

台灣肉類消費的漸進式需求 結構轉變模型

摘要

本研究目的為建立一個漸進式轉變 AIDS 需求模型來探討台灣對肉類消費結構轉變型態。資料使用 1962-2000 年的肉類（包括漁產品、豬肉、雞肉、牛肉及其他肉類等五大類）消費年資料。結果顯示結構轉變發在 1973-1983 年，相較於歷年資料發現此期間漁產品、豬肉和雞肉的消費比例皆有巨幅的改變。在需求彈性估計方面，顯示結構變動後的豬肉、牛肉、與雞肉的支出彈性變得較不具彈性，而漁產品則是由必需品轉變為奢侈品。此外，豬肉與雞肉的交叉價格彈性發現，兩者由互補品轉變為替代品。

關鍵詞：漸進式轉變、結構轉變、近似理想需求體系、肉類消費

JEL分類代號：D12

1 緒論

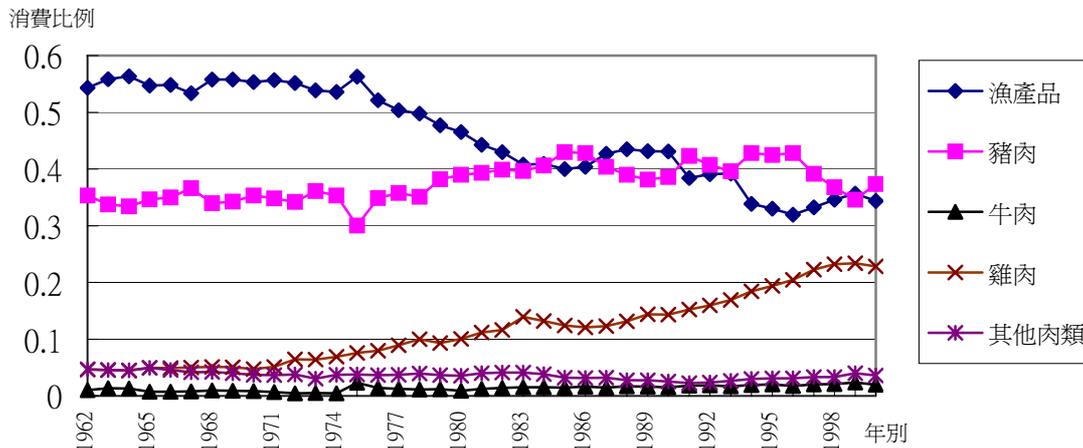
食品需求體系結構之穩定性，對生產者的產出決策分析與消費者需求行為之剖析有著舉足輕重的地位，因此考慮結構的穩定性是正確建構需求體系之必要條件。尤其是在長期的時間序列資料上，若忽略了結構改變的因素，則可能會產生模型誤設的問題（Moschini and Meike, 1989）。一般而言，需求結構改變的定義就是消費者的需求偏好有所變化。究竟隨著時間的變遷，食品消費的趨勢僅是反映出消費者對食品價格或所得變動的改變亦或是隱含消費者需求偏好的改變（也就是需求結構有所變化）是本文所欲探討的主要課題。

就台灣而言，在過去近四十年間，肉類（包括漁產品、豬肉、雞肉、牛肉及其他肉類等五大類）消費型態呈現相當大的變化。在 1962 ~ 2000 年間，每人每年的肉類消費量由 52 公斤大幅增加至 135 公斤，而消費者對各項肉類的消費型態也有巨幅的改變。台灣肉類消費量的消長可由圖 1 的台灣每人每年各項肉類的消費比例略知一二。漁產品和豬肉消費量約佔肉類消費量的 80%，且在 1980 年代以前漁產品的消費量約佔肉類消費量的一半，其後消費量則略下降至總量的三成左右。雞肉從 1962 年佔肉類消費量的 5%，逐年增加至 2000 年佔肉類消費量的 25%，是肉類消費量中成長幅度最大的。而豬肉消費量的成長是持續緩慢的，在 1993 年之後超越漁產品成為肉類的消費量之冠。

在這三十餘年間，台灣肉類消費量相互消長。理論上，除了肉類相對價格的變化和個人實質所得之增減等經濟因素影響了消費者對肉類的需求以外，是否台灣消費者對肉類消費存在偏好改變，而造成漁產品消費比例逐年降低、雞肉消費比例卻是逐漸增加？此為本研究極欲探討之問題。在文獻上，許多學者為解釋需求型態的改變，提出不同的觀點來顯現消費者偏好改變對於肉類消費的影響：Chavas（1983）提出人們因為對於健康及食品營養的考量，而增加白肉（如雞肉、漁產品等）的食用，減少紅肉（如豬肉、牛肉等）的攝取；Rickertsen（1996）提及肉類廣告的促銷，增加了肉類的消費；以及 Eales and Unnevehr（1988）提出的雞肉食用的便利性，是促使雞肉消費增加的原因等。然而，這些健康考量、廣告與雞肉食用之便利性等因素是否影響了台灣消費者

的肉類偏好，使得肉類消費的結構改變？本文將建構一結構轉變的需求模型，來探討台灣消費者對肉類消費偏好的變化情況。

圖 1：台灣每人每年各項肉類的消費比例趨勢圖



資料來源：詹滿色（2002）。

在肉類需求結構轉變之研究中，針對需求結構轉變的設定，早期大多以加入虛擬變數來處理結構轉變的問題（例如，林灼榮與陳正亮，1991）。此種設定是假設消費型態為突然性的改變，其主要的限制條件為必須事前已知結構轉變期（如，已知 1978 年為結構轉變期），再以虛擬變數加入需求模型中進行估計。事前已知結構轉變期是這個方法的一大缺點（詹滿色，2002）。另一常見的方法為加入線性的結構轉換函數來估計需求體系的結構變化，此設定方法的優點在於強調結構轉變可以是逐漸的，而不再侷限於突然性的變化。如 Moschini and Meilke（1989）將線性的漸進式的結構改變應用在「線性漸近似理想需求體系（Linear Approximate/ Almost Ideal Demand System，簡稱 LA/AIDS）」，並以美國肉類需求作一實証分析。研究樣本為 1967：1 到 1987：4 的季資料，結果顯示結構改變期間為 1975：3 到 1976：3，即結構改變並非是突然的改變，而是迅速漸進式的改變。而 Goodwin（1992）則是以非線性的轉換函數（transition function）來探討 LA/AIDS 需求模型的結構改變。研究樣本為 1946~1986 年間的美國肉類消費年資料，實証結果發現結構轉變期間為 1961~1983 年，並且在結構轉變後，家禽類和漁產品由劣等財變為奢侈財。

在台灣消費結構轉變的實証研究上，Hsu（2000）應用 LA/AIDS 來研究台灣肉類消費的漸進式結構改變。文中分別討論漁產品、豬肉、雞肉和牛肉四種肉類，從 1979-1996 年的消費結構演變的趨勢。實証結果顯示牛肉消費的結構改變早於其他三樣肉類，其次是雞肉與豬肉的結構轉變，最後才是漁產品。而詹滿色（2002）利用一階差分 LA/AIDS 模型結合漸進的時間調整變數作為結構變化變數，估計 1961~2000 年台灣肉類的漸進需求體系。實証結果顯示，台灣肉類消費型態的轉換期是 1983~1987 年。此外，結構變化參數對截距項的影響顯示漁產品的消費額比例隨時間增加而呈遞減的現象，雞肉則有增加的趨勢。

上述相關文獻的共通點在於將近似理想需求體系（the Almost Ideal Demand System，簡稱 AIDS）模型簡化為 LA/AIDS 模型。雖然 LA/AIDS 可以簡化估計過程，但同時也會產生許多問題。因此本文採用 AIDS 模型來設定台灣肉類需求模式，並且利用漸進的轉換函數來建構結構轉變的需求模型。在實證方面，使用台灣的肉類消費由 1962 年至 2000 年資料來對模型做一驗證，期能進一步的了解台灣近四十年肉類需求結構轉變情況。如此，正確的肉類需求模型設定對於相關需求體系的研究有重要的影響外，與相關的產業，如畜牧業、養殖漁業等也息息相關。因為正確的需求模型可以反應出消費者真正的需求情況，以作為相關業者的產出與行銷策略之參考，如減少產出、提升生產品質、與廣告促銷來增加業者的營業收入。另外，在政府設定相關產業政策時，也需要這些研究訊息來引導決策制定。本研究建構之需求模型不但可以了解國內消費者對肉類的需求與消費結構，對相關單位在做決策時也能有所裨益。

本文共分為四個章節，除了本章之外；第二章將簡述本研究所使用之理論模型與計量模型；第三章為資料來源與實證結果之分析；結論將於第四章說明。

2 模型設定

本章將分為三部分。首先對 AIDS 需求體系理論模型進行推導與說明；之後介紹漸進式轉換函數亦即轉變路徑的設定方法，最後再將漸進式轉換函數加入理論模型中，以作為本研究需求體系結構轉變的計量模型。

2.1 AIDS 需求體系理論模型

本研究將以 AIDS 需求體系作為台灣肉類消費結構轉變的理論模型。AIDS 模型是由 Deaton and Muellbauer (1980) 提出，由於 AIDS 可以用代表性消費者的需求作一正確加總來作為整個市場需求，且為任何需求體系的一階近似，因此常被應用於需求體系之分析。本文假定肉類消費具有弱可分性，即肉類消費之決策過程可以獨立於其他消費之外。亦即，食品消費為兩階段的消費決策，第一階段決定食物總支出與其它支出的配置，第二階段再決定特定食品（肉類）消費支出額。此假設可使肉類需求參數與其他非食品財貨價格獨立。而本文中所提到的總支出僅為肉類消費的總支出。模型分析如下：

假設代表性消費者在既定的價格下，為達某特定效用水準（ u ）所必需的最小成本函數（cost function），表示如下：

$$c(u, P) = \left[(1-u)a(P)^\varepsilon + ub(P)^\varepsilon \right]^{1/\varepsilon} \quad (1)$$

其中成本函數 $c(u, P)$ 為價格向量 (P) 與效用水準的函數，效用水準 u 值介於 0（基本維生）和 1（效用達極大水準）之間。當 $u=0$ 代入式（1），成本函數則為 $c(u, P)=a(P)$ ；同理，當 $u=1$ 代入式（1）， $c(u, P)=b(P)$ ，因此 $a(P)$ 和 $b(P)$ 可視為基本維生和效用達極大的成本（Deaton and Muellbauer, 1980）。在式（1）中，當 $\varepsilon=0$ 時， $c(u, P)$ 即可成為對數型態，稱之為 PIGLOG（price independent generalized logarithmic），即：

$$\ln c(u, P) = (1-u) \ln \{a(P)\} + u \ln \{b(P)\} \quad (2)$$

為了使成本函數更具伸縮性，所以設定價格函數 $\ln a(P)$ 和 $\ln b(P)$ 的函數型態分別如下：¹

$$\ln a(P) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij}^* \ln p_i \ln p_j \quad (3)$$

$$\ln b(P) = \ln a(P) + \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (4)$$

¹ 當所設定成本函數有足夠的參數，使其一階及二階導數，即 $\partial c / \partial p_i$ 、 $\partial c / \partial u$ 、 $\partial^2 c / \partial p_i \partial p_j$ 、 $\partial^2 c / \partial p_i \partial u$ 與 $\partial^2 c / \partial u^2$ ，能夠漸進等於任意的成本函數（arbitrary cost function），則稱為可伸縮性函數型態（林灼榮與陳正亮，1991）。

其中， p_i 和 p_j 分別為 i 、 j 財貨之價格，而 α_i 、 β_i 及 γ_{ij}^* 為待估參數。將式（3）與式（4）代入式（2），可得 AIDS 的成本函數：

$$\ln c(u, P) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij}^* \ln p_i \ln p_j + u \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (5)$$

成本函數 $c(u, P)$ 為價格的線性齊次（linear homogeneous）函數，所以 α_i 、 β_i 及 γ_{ij}^* 需滿足以下限制：

$$\sum_i \alpha_i = 1 \quad (6)$$

$$\sum_i \gamma_{ij}^* = \sum_j \gamma_{ji}^* = 0 \quad (7)$$

$$\sum_i \beta_i = 0 \quad (8)$$

由 Shephard 輔助定理（Shephard's Lemma）：

$$\frac{\partial \ln c(u, P)}{\partial \ln p_i} = \frac{\partial c}{\partial p_i} \times \frac{p_i}{c} = \frac{p_i q_i}{c} = w_i \quad (9)$$

其中 w_i 為 i 產品的預算份額（budget share），故將式（5）對 $\ln(p_i)$ 作偏微，可得到以預算份額(w_i)所表示的需求體系，且 w_i 為價格(p)及效用(u)的函數：

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (10)$$

上式中， $\gamma_{ij} = \frac{1}{2}(\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*)$

由式（4） $\beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} = \ln b(p) - \ln a(p)$ 代入式（10），可得：

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i u [\ln b(p) - \ln a(p)] \quad (11)$$

從式（2） $\ln c(u, P) = (1-u) \ln \{a(P)\} + u \ln \{b(P)\}$ 作移項，

$$\ln b(P) - \ln a(P) = \ln c(u, P) - \ln a(P) = \ln \left(\frac{c(u, P)}{a(P)} \right)$$

代入式（11）則：

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{c(u, P)}{a(P)} \right) \quad (12)$$

對追求效用極大化的消費者而言，總支出 X 必等於其成本函數 $c(u, p)$ ，且效

用函數可用價格向量 P 和總支出 X 表示成間接效用函數。因此，AIDS 需求體系以預算份額 (w_i) 表示為：

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln\left(\frac{X}{P}\right) \quad (13)$$

上式中， P 為價格指數，其定義如下：

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{kj} \ln p_k \ln p_j \quad (14)$$

其中 α_i 、 γ_{ij} 、 β_i 與 α_0 為待估參數，但因 α_0 難以認定，故令 α_0 為 0 (呂麗蓉，2001)，且式 (13) 必須符合需求理論之條件限制，亦即：

$$\text{加總性：} \sum_i \alpha_i = 1 \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_i \beta_i = 0 \quad (15)$$

$$\text{齊次性：} \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (16)$$

$$\text{對稱性：} \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (17)$$

由 AIDS 的模型推導出之未受補償價格彈性 ε_{ij}^M 及支出彈性 e_i ，表示如下：

$$\varepsilon_{ij}^M = \frac{\gamma_{ij} - \beta_i(w_j - \beta_j \ln(\frac{X}{P}))}{w_i} - \delta_{ij} \quad (18)$$

其中，當 $i=j$ 時， $\delta_{ij} = 1$ ；當 $i \neq j$ 時， $\delta_{ij} = 0$ 。

$$e_i = \frac{\beta_i}{w_i} + 1 \quad (19)$$

2.2 轉換路徑的設定

一般在設定漸進式轉換函數時可分為線性與非線性兩種。線性的假設方法是較為常見的，此設定方法的優點在於強調漸進的線性需求結構轉變，而不再侷限於突然性的變化。線性結構轉變的路徑設定，採用的是 Ohtani and Katayama

(1986) 所提出的時間路徑轉換函數 (h_t) 如下：

$$\begin{aligned} h_t &= 0 && \text{當 } t = 1, \dots, t_1; \\ h_t &= \frac{t-t_1}{t_2-t_1} && \text{當 } t = t_1+1, \dots, t_2; \\ h_t &= 1 && \text{當 } t = t_2+1, \dots, T. \end{aligned}$$

上式中，樣本期間為 $1 \sim T$ 。當 $t = 1, \dots, t_1$ ，與當 $t = t_2 + 1, \dots, T$ ，分別代表結構轉變前後之穩定狀態。而 t_1 與 t_2 則為樣本期間結構轉變之起、終點。此外，當

$t_2 = t_1 + 1$ 時，代表此結構轉變是為一突發性的改變。結構轉變的起始點 (t_1) 與終止點 (t_2) 可以事先設定或是設定為兩個未知參數加在需求體系中同時估計。利用概似函數值 (likelihood function) 最大者或是殘差平方和最小者，來決定 t_1 、 t_2 之估計值，以確認結構轉變期間。

另外，Bacon and Watts (1971) 提出非線性轉換函數。由於此一轉換函數可表達出線性或非線性的結構轉換路徑，如此可使模型更具包容性。轉換函數並不限定函數型式，唯須滿足下列限制式：

$$\lim_{S_t \rightarrow \infty} \text{trn} \left(\frac{S_t}{\eta} \right) = 1 \quad (20)$$

$$\lim_{\eta \rightarrow 0} \text{trn} \left(\frac{S_t}{\eta} \right) = 1 \quad (21)$$

$$\text{trn}(0) = 0 \quad (22)$$

其中， $\text{trn}(\cdot)$ 代表某一轉換函數， η 為結構轉變期間的轉換速度；而 S_t 為時間變數的轉換，形式如下：

$$S_t = \begin{cases} 0 & \text{for } t \leq t^* \\ t - t^* & \text{otherwise} \end{cases}$$

藉由估計結構轉換起點 t^* (即兩體制之間過渡期的起點) 及轉換速度 η ， t^* 與 η 為待估參數，由這兩個參數值可找出結構轉變的期間與結構轉變之路徑形態。

2.3 計量模型

本文採漸進式調整轉換函數的 AIDS 模型，其中結構變動設定顯示台灣消費者對於肉類需求之變化是逐漸變動的，理論上較符合消費者的消費習性 (詹滿色, 2002)。而漸進式結構轉變可能會對需求體系之截距項、價格及支出之參數均有所改變，因此應該在上述各項同時加入漸進式結構轉變因子，再對其迴歸參數做檢定，來檢視需求結構的改變與否，如 Moschini and Meike (1989)。而 Moschini and Meike 的檢定結果發現只有截距項與季節的虛擬變數顯著的隨時間改變，又考慮到迴歸參數增加會使自由度減少的問題，本研究將漸進式結構轉變

因子僅加在截距項，對結構轉變做一衡量。

模型方面，在加入時間序列資料後，AIDS 模型中各個變數下方加入時間符號 t 。另外，爲了探討需求體系的結構改變，故在 (13) 式中的截距項加入時間路徑轉換函數 (h_t)，來認定結構轉換期間，函數可表示如下：

$$w_{it} = \alpha_{i0} + \delta_i \cdot h_t + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln P_{jt} + \beta_i \ln \left(\frac{X_t}{P_t} \right) + u_{it} \quad (23)$$

上式中， u_{it} 爲第 i 項財貨、第 t 期的殘差項，設 $u_{it} = \rho_i * u_{i(t-1)} + \varepsilon_{it}$ ，代表殘差項 (u_{it}) 中有一部分是與前一期殘差項 ($u_{i(t-1)}$) 有關，而 ε_{it} 爲觀察值之間相互無關的殘差項。

3 資料來源與實証結果分析

本章之主要目的在於說明資料特性與實證結果。第一節說明資料來源及其敘述統計。第二節將對估計方法作說明，之後則是對加入線性轉變函數的 AIDS 模型做實證分析與討論。

3.1 資料來源

本文研究的肉類品項爲漁產品、豬肉、牛肉、雞肉與其他肉類五大類，樣本期間涵蓋 1962-2000 年。本文使用詹滿色 (2002) 之資料，主要是 1962-2000 年五種肉類的價格與消費。資料處理之過程，請參考詹滿色 (2002)。

表 1 爲台灣在 1962-2000 年間，肉類價格與數量之敘述統計。在平均價格方面，牛肉之平均價格明顯高於其他四種肉品；豬肉次之，其他肉類的平均價格最低。而在平均消費量方面，漁產品的平均消費量居肉類之冠，牛肉的平均消費量爲最低。由圖 2 肉類支出份額，可以充分地看出台灣消費者在肉類消費支出比例之趨勢。雖然牛肉的平均價格每公斤 93 元，爲所有肉類平均價格中最高者。但牛肉的平均消費量過低 (僅每人每年約 1.5 公斤)，所以支出份額低於 0.05。而豬肉的消費量雖略次於漁產品，平均價格卻明顯高過漁產品，所以豬肉的支出份額約佔總支出的 50% 爲肉類支出份額中之冠。

3.2 估計方法

在實證分析上，本研究使用 1962~ 2000 年的年資料來估計考慮線性結構轉變之 AIDS 模型。其中，支出份額之資料是使用名目價格與消費量計算而得。為降低資料間之自我相關（autocorrelation）的問題，而對估計方程式取一階差分，函數形態如下：

$$d w_{it} = \phi_i + \delta_i d h_t + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} d \ln P_{jt} + \beta_i d \ln \left(\frac{X_t}{P_t} \right) + u_{it} \quad (26)$$

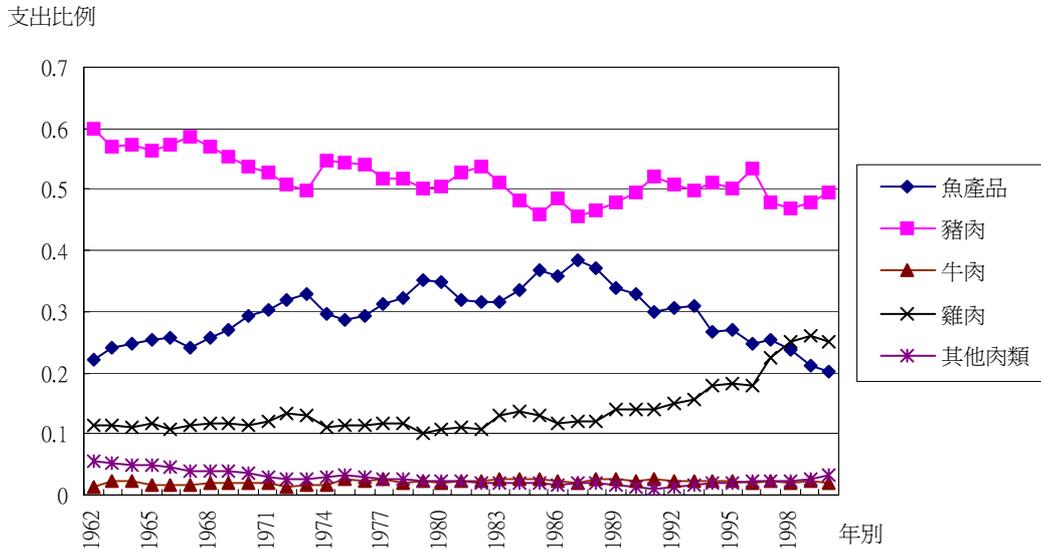
上式中，d 代表一階差分因子；為了得知模型在其他情況不變之下，一階差分支出份額的改變，故加入截距項 ϕ_i 。價格函數為（14）式。模型中考慮了五種肉類，在加總性的限制條件滿足之下，只需估計四條方程式，故將其他肉類的方程式刪去。此外，為了減少估計參數之個數，已事先將滿足交叉效果的對稱性與價格及所得的齊次性加入方程式當中，並使用反覆近似無關迴歸（iterative seemingly unrelated regression，簡稱 ISUR）來進行估計，此估計方法將使得整個迴歸係數穩定收斂，並保證刪去任意一條方程式都不會影響估計結果（林灼榮與陳正亮，1991）。軟體方面則是使用 SAS 8.1 版。

表 1：台灣肉類價量之敘述統計（1962-2000 年）

價格（單位：元/公斤）					
	漁產品	豬肉	牛肉	雞肉	其它肉類
平均數	43.499	79.883	93.008	71.002	40.601
標準差	26.16	36.568	34.526	20.798	20.141
消費數量（單位：公斤）					
	漁產品	豬肉	牛肉	雞肉	其它肉類
平均數	44.312	38.708	1.495	13.244	3.483
標準差	7.356	13.594	0.866	9.602	0.72

資料來源：本研究。

圖 2：肉類支出份額



資料來源：本研究。

3.3 線性的結構轉變的 AIDS 模型估計結果

線性的結構轉變的 AIDS 模型為 (26) 式。線性的結構轉變期間的起始點 (t_1) 與終止點 (t_2) 可以事先設定或是加在需求體系中一起估計，再以估計模型中選擇概似函數值 (likelihood function) 最大者或是殘差平方和最小者，來決定 t_1 與 t_2 (李皇照、方正璽, 2003)。本研究由先前線性轉換函數的設定方式來設定結構轉變期間，再極大化概似函數來決定 t_1 與 t_2 ，實證結果發現 t_1 為第 12 期， t_2 為第 22 期。所以結構轉變期間為 1973-1983 年，歷時十一年，顯示此為一漸進式的結構轉變。此結果與樣本資料比較之後，得知，在 1973-1983 年期間，漁產品、豬肉和雞肉的消費比例皆有巨幅的改變。為了更清楚的看出消費比例在結構轉變期間的巨幅變化，本研究將樣本資料期間區分為結構轉變前 (1962-1972 年)、結構轉變期間 (1973-1983 年) 與結構轉變後 (1984-2000 年) 三段。將每段期間的消費比例差距呈現在表 2。由表 2 可知，漁產品、豬肉、與雞肉在結構轉變間的消費比例差距遠高於牛肉與雞肉。再與結構轉變前後的同種肉類相比，

漁產品、豬肉與雞肉的消費比例差距亦高於 10 個百分比以上。由此可知，實證資料的結果的確與樣本資料相符。而詹滿色（2002）以一階差分的 LA/AIDS 模型所估計的模型，所得到結構轉變期為 1983-1987。由於使用模型與估計方式的不同，此結果與詹滿色相較之下，本研究之轉變發生時間較早，且期間較長。

表 2：結構轉變之消費比例差距

年別	漁產品	豬肉	牛肉	雞肉	其他肉類
1962-1972	0.009	0.353	0.006	0.018	0.009
1973-1983	0.383	0.749	0.023	0.152	0.035
1984-2000	0.065	0.033	0.004	0.096	0.002

資料來源：本研究。

在假設檢定方面，首先檢定加入結構轉換函數的模型之配適度，以概似比檢定（Likelihood Ratio Test）來檢視配適度。在 1% 顯著水準下，計算之概似比檢定值 11.74，大於 $\chi^2(1)$ 臨界值 6.63。因此，線性模型支配適度良好。再者，由 D-W 檢定（Durbin-Watson test）資料自我相關的程度，結果顯示無顯著的一階自我相關（請見表 3）。表 3 為加入線性轉換函數的 AIDS 模型之參數估計，就截距項（ ϕ_i ）而言，雞肉與其他肉類為顯著的正值，表示在其他情況不變之下，這兩種肉類的一階差分支出份額恆為正值。自身價格的參數（ γ_{ii} ）估計顯示漁產品、豬肉和雞肉顯著為正值。而支出項的係數（ β_i ）中，只有雞肉的支出係數為顯著正值，代表隨著實質所得增加，雞肉的一階差分支出份額亦會提高。

表 4 為結構轉變前後之需求彈性。由於實證結果顯示台灣肉類需求在 1973-1983 年間為一轉變期，故本研究將樣本期間區分成結構轉變前後期間分別估算其彈性值並加以比較。表 3 顯示，在結構變動前（1962-1972 年），五種肉類的自身價格彈性均為負值且界於 0-1 之間，顯示五種肉類不具自身價格彈性。五種肉類的支出彈性皆為正值，表示這五種肉類為正常財，且雞肉與其他肉類為奢侈品，其餘為必需品。² 在結構變動後（1984-2000 年），只有漁產品和豬肉的自身價格彈性為負值，其餘自身價格彈性為正值，即牛肉、雞肉、與其他肉類的自身價格

² 本文所指稱的必需品或奢侈財，皆是假設在肉類消費具有弱可分性，總支出 X 在此定義為肉類消費的總支出。

上升時，其消費量也隨之上升，此結果違反需求法則。在支出彈性部分，相較於結構轉變前，漁產品由必需品轉變為奢侈品，而豬肉、牛肉與雞肉的支出彈性皆較結構轉變前差，代表每增加一單位支出所增加豬肉、牛肉與雞肉的消費量較結構轉變前小。交叉價格彈性方面，漁產品與其餘的四種肉類的關係在結構轉變前後皆為互補品，代表漁產品的價格增加會使得其餘四種肉類的消費量減少，反之亦然。豬肉與雞肉、牛肉與其他肉類則是由替代品變成互補品。代表結構轉變前，若豬肉價格上升，則雞肉的消費量會增加；但是結構轉變後，雞肉的消費量卻會因為豬肉價格上升而減少。

表 3 線性的結構轉變的 AIDS 模型參數估計

變數	各項肉類支出份額				
	漁產品	豬肉	牛肉	雞肉	其他肉類
截距項	-0.002 (-0.90)	-0.002 (-0.64)	-0.000 (-0.21)	0.004 (2.63)***	1.000 (2835)***
漁產價格	0.162 (6.36)***				
豬肉價格	-0.071 (-3.42)***	0.103 (3.96)***			
牛肉價格	-0.006 (-0.80)	0.002 (0.34)	-0.004 (-1.20)		
雞肉價格	-0.083 (-4.70)***	-0.042 (-2.78)***	0.006 (0.92)	0.120 (5.70)	
其他肉類 價格	-0.002 (-0.38)	0.008 (2.49)**	0.002 (1.42)	-0.001 (-0.14)	-0.008 (-1.11)
支出	0.021 (0.94)	-0.021 (-0.79)	0.001 (0.22)	0.026 (1.78)*	
時間	-0.099 (-2.46)**	0.016 (1.11)	0.011 (0.66)	0.055 (1.55)	
R-Square	0.428	0.306	0.028	0.494	
D-W	2.037	2.207	2.291	1.760	

註 1：括號中為 t 值，*、**及***分別表示當顯著水準在 10%、5%及 1%時，該估計參數顯著異於 0。

註 2：表中缺失的參數值可由需求函數的加總性與對稱性得知。

資料來源：本研究。

表 4：線性結構轉變的 AIDS 模型之需求彈性

結構轉變前 (1962-1972)							
產品別	支出份額	價格彈性					支出彈性
		漁產品	豬肉	牛肉	雞肉	其他肉類	
漁產品	0.264	-0.175	-0.332	-0.100	-0.209	-0.060	0.877
豬肉	0.560	-0.188	-0.788	-0.031	0.022	-0.010	0.996
牛肉	0.018	-1.426	-0.864	-0.672	1.610	0.535	0.817
雞肉	0.116	-0.592	-0.071	0.244	-0.748	-0.148	1.316
其他肉類	0.041	-0.421	-0.157	0.233	-0.383	-0.299	1.028
結構轉變後 (1984-2000)							
產品別	支出份額	價格彈性					支出彈性
		漁產品	豬肉	牛肉	雞肉	其他肉類	
漁產品	0.299	-0.438	-0.244	-0.018	-0.342	-0.053	1.096
豬肉	0.489	-0.084	-0.546	-0.007	-0.231	-0.012	0.881
牛肉	0.023	-0.120	-0.068	0.003	0.179	-0.682	0.688
雞肉	0.169	-0.637	-0.827	0.012	0.166	0.079	1.207
其他肉類	0.020	-0.805	-0.400	0.795	0.700	0.222	1.078

資料來源：本研究。

4 結論

本文建構線性的漸進結構轉換 AIDS 模型，來研究台灣在 1962-2000 年間之肉類消費。研究結果顯示，肉類之需求結構轉變發生在 1973-1983 年。此一結果充分顯現資料所呈現之特性。在支出彈性部分，相較於結構轉變前，漁產品由必需品轉變為奢侈品，而豬肉、牛肉與雞肉的支出彈性皆較結構轉變前差，代表每增加一單位支出所增加豬肉、牛肉與雞肉的消費量較結構轉變前小。

未來可將研究之重點放在非線性之結構轉變因子來確認結構轉變之期間。因為線性的結構轉變因子雖然可以清楚的刻劃出逐漸改變的消費型態，但其排除了

非線性路徑轉變之可能性。若能利用非線性之結構轉變因子，將使得所加入的結構轉換函數更一般化，以利於正確地掌握轉換路徑，期能真正地反映出消費者需求型態的變化。

參考文獻

- 呂麗蓉 (2001), 《食品次需求體系之建構-以臺灣地區漁畜類產品為例》, 海洋大學應用經濟研究所碩士論文。
- 林灼榮與陳正亮 (1991), 台灣肉類需求結構性變遷之研究, 《台灣土地金融季刊》, 28: 3, 65-83。
- 詹滿色 (2002), 台灣肉類需求的結構變動分析, 《農業經濟叢刊》, 8: 1, 75-105。
- Bacon, D.W. and D.G. Watts (1971), Estimating the transition between two intersecting straight lines, *Biometrika*, 58, 525-534.
- Broemeling, L.D., and H. Tsurumi (1987), *Econometrics and Structural Change*, New York: Marcel Dekker.
- Chavas, J.P. (1983), Structural change in the demand for meat, *American Journal of Agricultural Economics*, 65, 148-153.
- Deaton, A. and J. Muellbauer (1980), An almost ideal demand system, *The American Economic Review*, 70, 312-326.
- Eales, J.S., and L.J. Unnevehr (1988), Demand for beef and chicken products: separability and structural change, *American Journal of Agricultural Economics*, 70, 521-532.
- Goodwin, B.K. (1992), Multivariate gradual switching systems and the stability of US meat demands: A Bayesian analysis, *American Journal of Agricultural Economics*, 70, 521-532.
- Hsu, J.L. (2000), Gradual structural changes of meat consumption in U.S. meat demand, *Journal of International Food & Agribusiness Marketing*, 11, 33-50.
- Moschini, G., and K.D. Meilke (1989), Modeling the pattern of structural change in U.S. meat demand, *American Journal of Agricultural Economics*, 71, 253-261.
- Ohtani, K., and S.-i. Katayama (1986), A gradual switching regression model with autocorrelated errors, *Economics Letters*, 21, 169-172.
- Rickertsen, K. (1996), Structural change and the demand for meat and fish in Norway, *European Review of Agricultural Economics*, 23, 316-330.

Modeling the Gradual Structural Change of Meat Consumption in Taiwan

Abstract

This paper establishes a gradual switching Almost Ideal Demand System to identify the changing patterns of meat consumption in Taiwan. The model is applied to annual data from 1962 to 2000. Meats are categorized into five groups, including fishery products, pork, beef, chicken, and other meats. The empirical results show that the transition path for meat consumption began in 1973 and ended in 1983. Comparing with the real data, we find that the meat consumption ratios of fishery products, pork, and chicken have large differences. After the structural change, the expenditure elasticities for pork, beef, and chicken are less responsive to expenditure changes, and fishery products have changed from necessities to luxury goods. The cross-price elasticities indicate that the relationships between pork and chicken changes from complements to substitution.

Keywords: gradual switching, structural change, Almost Ideal Demand System, meat consumption

JEL classification: D12