

再探臺灣肉類與漁產品需求之模型 選擇：NEP模型之應用

劉鋼*、賴宏彬**

摘要

模型選擇是探討需求分析時最重要的課題之一。本文利用臺灣1962–2002年肉類及漁產品之年資料來估計NEP (nested PIGLOG)需求模型，並探討臺灣豬肉、牛肉、雞肉和漁產品之需求行爲，特別是模型選擇的問題。在考量結構性轉變、時間趨勢及CUUS (closure under unit scaling)等因素，本研究之實證結果顯示：從樣本內模型選擇得知，NEP與GAILTL (generalized almost ideal translog)模型爲優良的模型。根據樣本外預測能力而言，若使用trace來進行排序，則以NEP模型的預測能力最佳；若使用行列式值來評斷，則以GFLES (globally flexible linear expenditure system)模型最好，NEP模型次之。綜合樣本內外之模型評斷條件，在分析臺灣肉類與漁產品需求時，NEP模型是一個相當好的選擇。另外，從NEP模型的彈性值顯示：自身價格彈性全爲負值，符合需求法則。交叉價格彈性顯示多數產品間爲替代關係，而正的支出彈性顯示四種產品無一劣等財。甚者，雞肉與牛肉之支出較具彈性，顯示臺灣民眾在增加肉類與漁產品的支出時，雞肉與牛肉消費量所增加之比例相對於豬肉與漁產品而言較多，對於畜牧業之生產者與進出口業者應可爲其決策之參考。

關鍵詞：NEP模型、模型選擇、臺灣、肉類與漁產品

JEL分類代號：D12, Q19

* 任教於國立中正大學經濟學系，本文聯繫作者。聯絡電話：(05)2720411 轉 34120，傳真：(05)2720816，Email：ecdkl@ccu.edu.tw

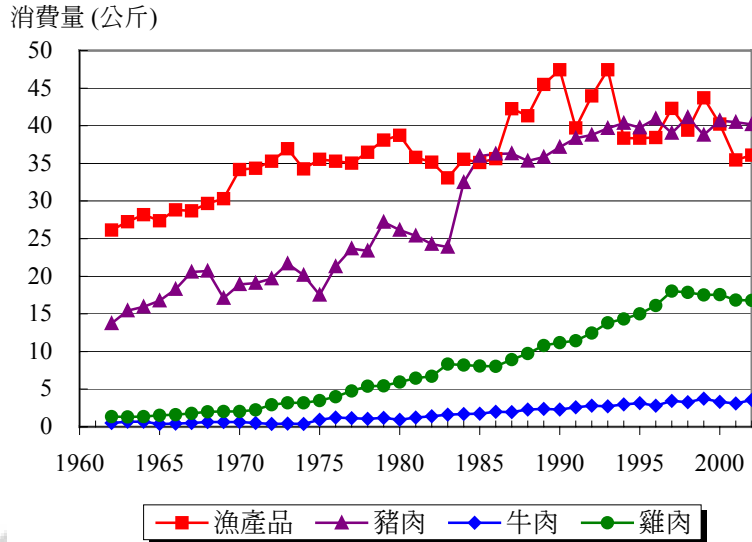
** 任教於國立中正大學經濟學系。作者感謝劉盈村在資料處理之協助以及蕭景楷、魯真、孫佳宏、李偉銘及第五屆全國實證經濟學論文研討會中與會教授對於本文初稿所提供之寶貴意見。兩位匿名審查人提供諸多寶貴意見，提高本文之可讀性，特此致謝。文中任何遺誤，當由作者自負。

再探臺灣肉類與漁產品需求之模型 選擇：NEP 模型之應用

劉鋼、賴宏彬

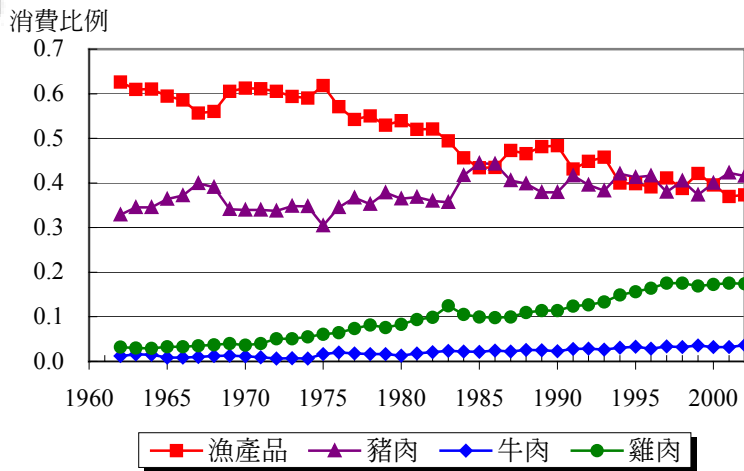
壹、前言

肉類與漁產品為臺灣民眾主要的民生副食品，亦是動物性蛋白質的主要來源。過去三、四十年間，隨著臺灣經濟的發展、國民所得的提高、人口結構的改變以及健康的考量，消費者不僅在肉類與漁產品的消費量上呈現大幅的成長，且其消費型態也有明顯的改變。圖 1 與圖 2 分別顯示豬肉、牛肉、雞肉與漁產品在 1962 年至 2002 年的消費量及消費比例趨勢圖。由圖 1 可知，在 1985 年之前，消費量呈現相當明顯的區別，臺灣民眾消費最多的是漁產品、其次為豬肉、第三為雞肉、最後是牛肉；近二十年間，則有較大的變化：豬肉消費量與漁產品消費量互有高低，而雞肉的消費量則從低於 10 公斤的水準大幅成長到接近 20 公斤。從圖 2 的消費比例而言，更能夠顯示出臺灣民眾對於這四項動物性蛋白質食品消費程度的變化。漁產品從早期超過 60% 的消費比例降到 2000 年以後低於 40%；豬肉呈現小幅變動的狀態，然而大部分維持在 30%—40% 之間的消費比例；雞肉則呈現成長的趨勢，從不足 5% 的消費量一路上揚到接近 20% 的消費比例；而牛肉的消費，不管在量或比例上，均維持在一個較低的水準，雖有些微上升，但幅度不大。肉類與漁產品在消費型態上的改變，攸關國內畜牧業與漁業之未來發展、相關產業之產銷政策與進出口管制措施之擬定。因此肉類與漁產品之需求分析，扮演著相當關鍵的角色。



資料來源：糧食平衡表，本研究整理。

圖 1 1962-2002 年臺灣肉類及漁產品每人每年平均消費量



資料來源：糧食平衡表，本研究計算、整理。

圖 2 1962-2002 年臺灣肉類及漁產品每人每年之消費比例

對於臺灣肉類或漁產品之需求研究，文獻上有相當多的討論，例如：許文富 (1970)、張之義 (1979)、簡義聰 (1981)、林灼榮與鄒季博 (1987)、黃琮琪 (1993)、洪美惠 (1993)、林啓淵 (1997)等。而在估計臺灣肉類或漁產品之需求體系時，文獻上大多使用 Deaton and Muellbauer (1980a) 的近似理想需求體系 (almost ideal demand system, 以下簡稱 AI)，例如：林灼榮與陳正亮 (1991)、Chen and Hsiao (1995)等；或是 AI 之線性近似版本 (linear approximate version, 以下簡稱 LA/AI)，諸如：陳清春 (1992)、蔡瑞豐 (1998)、Hsu (2000)、詹滿色 (2002)等。然而，AI 以及 LA/AI 是否能夠真正刻畫臺灣肉類或漁產品之需求？這種需求體系模型選擇 (choice of functional forms) 的問題，直到最近 20 年才受到重視而加以探討。

就筆者所知，探討臺灣肉類與漁產品需求體系之模型選擇，最早是李皇照 (1992) 運用 Lewbel (1989) 所推導之模型來估計臺灣肉類之需求並比較 AI 與 Christensen et al. (1975) 之超越對數模型 (Translog demand system, 以下簡稱 TL)。在 21 個觀察值的資料之下，AI 與 TL 模型的差異不大。江福松與李仲英 (2000) 應用鹿特丹 (Rotterdam)、AI 與 Laitinen-Theil 等的逆需求體系之組合模型 (synthetic model) 來分析臺灣吳郭魚、虱目魚及其他魚種之逆需求，結果顯示組合逆需求體系為最適模型。李家銘與黃琮琪 (2003) 則利用非嵌套檢定 (non-nested test)，發現 AI 模型比 Rotterdam 模型更能解釋臺灣 11 項漁產品之需求；並且發現臺灣漁產品之消費會受到慣性 (inertia) 及習慣持續 (habit persistence) 的影響。而詹滿色 (2003) 則是探討臺灣肉品需求的函數選擇與弱分割性之關係。透過非嵌套檢定四種模型得知：Rotterdam 模型比較適合代表臺灣的肉類需求 (不包含漁產品)。李家銘、黃美雲與黃琮琪 (2004) 使用非嵌套檢定進行直接 (或逆) 需求模型選擇，結果顯示在直接需求體系上，AI 及 CBS 模型表現較好；就逆需求而言，則是 AI 模型較佳。從這些探討模型選擇的文獻中，AI 模型的表現似乎較優；然而，除了李皇照 (1992) 之外，TL 模型並未納入比較之列者為多。究竟 TL 模型是否適合用來分析臺灣的肉類及漁產品之需求？由於相關文獻並未充分回答此一問題，本研究將估計一個更為一般化的模型，來比較 AI 與 TL 等相關類型之需求體系，或許能夠得到一些驗證。

再者，文獻中所使用的參數模型，如 AI、TL 等模型，皆屬於「局部型調適性函數式」(locally flexible functional form，以下簡稱 LFFF) 的形式，在有限的參數個數下，可以二次式近似支出函數或效用函數 (Barnett, 1983)。然而，LFFF 在設定上雖已改善不少因模型誤設所造成的誤差，但仍無法避免模型誤設的產生 (White, 1980)。爲了避免此一模型誤設的問題，Gallant (1981, 1982, 1984) 則提出使用傅立葉函數 (Fourier functional form)，此一「全域型調適性函數式」(globally FFF，以下簡稱 GFFF)，可將模型誤設所產生的誤差減少到可忽略的程度，且具有彈性估計的一致性 (Elbadawi et al., 1983) 與不存在虛假迴歸 (spurious regression) (Gallant, 1982) 等優良性質。因爲如此，在參數模型選擇上，使用 GFFF 的函數型式，或許能降低模型誤設此一問題的嚴重性而提高估計效率。另外，值得一提的是，在臺灣的研究當中，至今尚未發現估計 GFFF 的相關文獻。

Piggott (2003) 發展了一個新的嵌套模型稱爲 NEP 模型 (the nested PIGLOG model)。此 NEP 模型嵌套了 13 個子模型，包括 AI 與 TL 等常用需求模型，是當今最一般化的需求模型之一。¹重要的是，此一 NEP 模型是屬於 GFFF，有別於文獻上在探討臺灣肉類及漁產品需求時所使用的 LFFF。由於 NEP 模型爲非線性，其型態相當複雜，估計時不易收斂；文獻上多數引用 NEP 模型而非直接估計之 (例如：Norwood et al., 2004; Tonsor and Marsh, 2007; Zhuang and Abbott, 2007)。因此，本研究將是少數估計 NEP 模型的研究之一。綜合上述所言，本文主要之研究目的，則是嘗試估計 NEP 模型，希望對於 NEP 模型之特色能有進一步的認識。有別於 Piggott (2003)，本文除了考量影響需求之價格與所得等經濟因素之外，並同時考量其他影響因子，諸如：結構轉變、時間趨勢等，以及時間序列之相關問題。在進行 NEP 模型之估計與預測等多方比較來分析臺灣肉類與漁產品需求之際，並再次探討需求體系的模型選擇問題。本文共分爲五個章節。除本章之外，第二章將扼要說明 NEP 模型；第三章則爲資料來源與資料處理；第四章分析實證結果；結論與建議則列於第五章。

¹ NEP 模型與其相關之嵌套模型間的關係，可參考圖 3。

貳、NEP 模型

消費者的支出函數，在文獻上曾透過三種一般化的原則來刻畫：第一、模型中加入「預先承諾數量」(pre-committed quantities) 的參數。²「預先承諾數量」的一般化原則，最早是由 Klein and Rubin (1948) 在其線性支出體系 (linear expenditure system, 以下簡稱 LES) 模型中提出。³第二、NEP 模型嵌套了 AI 與 TL 模型。AI 模型為價格獨立一般化對數型態 (price independent generalized logarithm, 簡稱 PIGLOG)，將消費者個別需求進行加總而得市場需求時，仍不失模型本身之特性，在分析市場需求時，是一種較為適切的需求模型。第三、NEP 模型使用了傅立葉調適性函數式，屬於 GFFF 的型態。Piggott (2003) 將三者融合為一而發展出 NEP 模型，本節扼要說明 NEP 模型之導出過程。

在所有 n 個產品之價格向量 \mathbf{p} 與效用水準 u 給定的前提下，支出函數 ($M = E(\mathbf{p}, u)$) 代表了為維持某一效用水準 u 所必要之最低支出。若進一步假設消費者之支出函數可分為兩部分，先考量預先承諾之基本支出，然後將剩餘之預算再行分配。因此，考量「預先承諾數量」之支出函數可表示為：

$$E(\mathbf{p}, u) = [\sum_{i=1}^n p_i \zeta_i] + E^*(\mathbf{p}, u) \quad (1)$$

其中 p_i 代表第 i 個產品之價格， ζ_i 則是預先承諾數量，因此 $[\sum_{i=1}^n p_i \zeta_i]$ 可視為預先承諾之基本支出；而 $M^* = E^*(\mathbf{p}, u)$ 可視為支付基本支出後的支出總額。若假設 $E^*(\mathbf{p}, u)$ 除了滿足一般支出函數之特性外並考量：第一、價格獨立一般化對數型態、第二、AI 與 TL 模型及第三、傅立葉調適性函數式，則 NEP 模型之支出函數可表示為：

² 文獻上，預先承諾數量又可稱為 subsistence 或 necessary quantities。

³ 在 Deaton and Muellbauer (1980b, P.65) 中指出，此一「預先承諾數量」之參數並未限制非正數不可；然而，此一參數如果為正數，可解釋為「最低維生水準」，則較易瞭解。

$$E(\mathbf{p}, u) = c(\mathbf{p}) + \exp\{[a(\mathbf{p}) + u \cdot b(\mathbf{p})] / d(\mathbf{p})\} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{其中 } a(\mathbf{p}) &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + (1/2) \cdot \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \\ &\quad + 2 \sum_{a=1}^A [v_a \cos(\lambda \sum_{i=1}^n \kappa_{ai} \ln p_i) - v_a \sin(\lambda \sum_{i=1}^n \kappa_{ai} \ln p_i)] \\ b(\mathbf{p}) &= \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i} = \exp(\sum_{i=1}^n \beta_i \ln p_i) \\ c(\mathbf{p}) &= \sum_{i=1}^n p_i \zeta_i \\ d(\mathbf{p}) &= \sum_{i=1}^n \alpha_i + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \end{aligned}$$

exp[.] 代表指數函數、ln[.] 為自然對數函數、sin[.] 和 cos[.] 分別是正弦和餘弦函數。若 $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$ 、 $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ 、 $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0$ 、 $\sum_{i=1}^n \kappa_{ai} = 0$ 、 $\sum_{i=1}^n \beta_i = 0$ ，則 $E^*(\mathbf{p}, u)$ 滿足價格的一階齊次條件 (homogeneous of degree one in prices)。⁴另外， κ_{ai} 為複指數 (multi-index) κ_a 的第 i 個元素，均為整數， A 為複指數的個數； λ 是伸縮因子 (scaling factor)。⁵根據薛裴茲輔助定理 (Shephard's lemma)，NEP 模型支出份額 (w_i) 則可表示為：

$$w_i = p_i \zeta_i / M + (M^* / M) \cdot [\Psi_i / d(\mathbf{p})] \quad (3)$$

⁴ 根據 Varian (1992)，式(1)的支出函數 ($E(\mathbf{p}, u)$) 是所有價格的一階齊次函數，當 $[\sum_{i=1}^n p_i \zeta_i]$ 以及 $E^*(\mathbf{p}, u)$ 皆為價格的一階齊次函數時，則支出函數滿足需求之齊次性 (homogeneity)。

⁵ 根據 Gallant (1982)，複指數 (multi-index) 之目的是用來減少傅立葉級數展開時之複雜程度；而複指數的個數 (A)，則是根據 Chalfant (1987)，考量兩兩價格間之交互作用而決定，因此其個數應為 C_2^n 個，其中 n 為產品個數。最後，伸縮因子 (scaling factor) 用來確保標準化後之資料會介於 $(0, 2\pi)$ 之間，以滿足 Sin 與 Cos 等週期性函數之範圍 (Gallant, 1981)。

$$\text{其中 } \Psi_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} (\ln p_j - \ln M^*) + \beta_i [d(\mathbf{p}) \ln M^* - a(\mathbf{p})] \\ - 2\lambda \sum_{a=1}^A [v_a \sin(\lambda \sum_{j=1}^n \kappa_{aj} \ln p_j) + v_a \cos(\lambda \sum_{j=1}^n \kappa_{aj} \ln p_j)] \kappa_{ai}$$

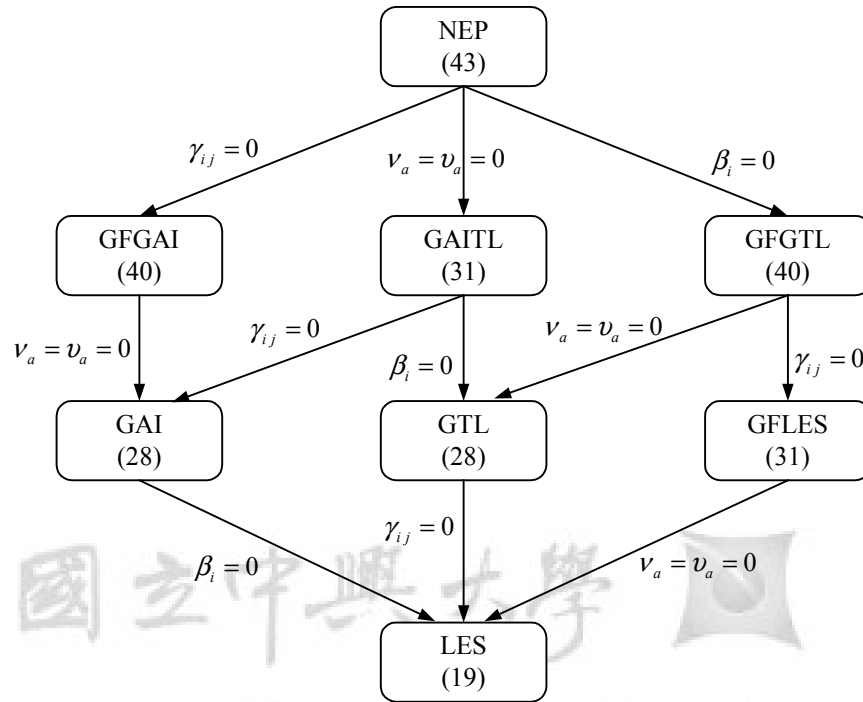
待估參數包括 ζ_i 、 α_0 、 α_i 、 β_i 、 γ_{ij} 、 v_a 與 v_a ，其中 $i, j = 1, 2, \dots, n$ 及 $a = 1, 2, \dots, A$ 。在參數滿足上述一階齊次條件之下，NEP 模型之加總性 (adding-up property) 仍會成立。因此 NEP 模型是價格與支出之零階齊次函數 (homogeneous of degree zero)。⁶誠如 Piggott (2003) 之討論，NEP 模型是一個嵌套模型，內含 13 個子模型。其中若待估參數滿足 $v_a = v_a = 0$ 與 $\zeta_i = 0$ 之限制時，NEP 模型則可簡化為 AITL 模型 (almost ideal and translog，或稱 Lewbel 模型)；若再加入 $\sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0$ 的限制時則成為 AI 模型；甚者，當 $v_a = v_a = 0$ 、 $\gamma_{ij} = 0$ 與 $\beta_i = 0$ 之限制滿足時，NEP 模型則相當於 LES 模型。至於所有模型間之關係，Piggott (2003, PP. 4-5) 已經做了詳細的討論，不再贅述，而僅就本研究所估計之相關模型與其參數之限制，出示於圖 3。

需求彈性之推估是估計需求體系最主要的目的之一。NEP 模型之支出與價格彈性如下。⁷根據式 (3)，將支出份額 w_i 對於支出 M 進行偏微分，可導出第 i 個產品的支出彈性 E_{iM} ：

$$E_{iM} = M / M^* + \beta_i / w_i - p_i \zeta_i / w_i M^* - \sum_k \gamma_{ik} / w_i d(\mathbf{p}) \quad (4)$$

⁶ 讀者若需加總性及齊次性之推導過程，可逕向作者索取。

⁷ 彈性之推導過程，詳見附錄一。



資料來源：本研究整理。

註：NEP：Nested PIGLOG；GFGAI：Globally flexible generalized almost ideal；GAITL：Generalized almost ideal translog；GFGTL：Globally flexible generalized translog；GAI：Generalized almost ideal；GTL：Generalized translog；GFLES：Globally flexible linear expenditure system；LES：Linear expenditure system。

圖 3 本研究中 NEP 模型與所嵌套模型間之關係

再者，將支出份額 w_i 對於對數價格 $\ln p_j$ 進行偏微分，則可導出第 j 個價格對於第 i 個產品之馬歇爾 (Marshallian) 價格彈性 E_{ij}^M ：

$$E_{ij}^M = -\delta_{ij}[1 - p_i \zeta_i / w_i M] + [1 - p_i \zeta_i / w_i M][-p_j \zeta_j / M^* - \sum_{k=1}^n \gamma_{jk} / d(\mathbf{p}) + (\partial \Psi_i / \partial \ln p_j) / \Psi_i] \quad (5)$$

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

$$\begin{aligned} \partial \Psi_i / \partial \ln p_j &= \gamma_{ij} + (\sum_{k=1}^n \gamma_{ik}) p_j \zeta_j / M^* - \beta_i [d(\mathbf{p}) p_j \zeta_j / M^* \\ &\quad - (\sum_{k=1}^n \gamma_{jk}) \ln M^* + \partial a(\mathbf{p}) / \partial \ln p_j] - 2\lambda^2 \sum_{a=1}^A [v_a \cos(\lambda \sum_{k=1}^n \kappa_{ak} \ln p_k) \\ &\quad - v_a \sin(\lambda \sum_{k=1}^n \kappa_{ak} \ln p_k)] \cdot \kappa_{aj} \cdot \kappa_{ai} \\ \partial a(\mathbf{p}) / \partial \ln p_j &= \alpha_j + (1/2) \cdot \sum_{k=1}^n (\gamma_{kj} + \gamma_{jk}) \ln p_k - 2\lambda \sum_{a=1}^A [v_a \sin(\lambda \sum_{k=1}^n \kappa_{ak} \ln p_k) \\ &\quad + v_a \cos(\lambda \sum_{k=1}^n \kappa_{ak} \ln p_k)] \cdot \kappa_{aj} \end{aligned}$$

至於希克斯(Hicksian)價格彈性則可根據 $E_{ij}^H = E_{ij}^M + w_j E_{iM}$ 求得。

參、資料來源與處理

本研究使用 NEP 模型來探討臺灣肉類與漁產品之需求，產品主要包括雞肉、豬肉、牛肉與漁產品等四項，樣本則是 1962–2002 之年資料。由於臺灣在需求研究上缺乏實際消費量之次級資料，僅能使用糧食平衡表中從供給面所得到的「可供消費量」。因此本文根據以往文獻之處理方式，使用每人每年可供消費量作為實際消費量的替代變數 (proxy variables) 與相對應之年平均價格來進行需求分析。資料來源與變數處理之過程，在附錄二中有詳細的說明。

表 1 與表 2 分別出示 1962–2002 年間，臺灣肉類與漁產品的消費量與價格之敘述統計。在消費量方面，漁產品的平均消費量最高，每人每年約為 36 公斤；豬肉次之，大約 29 公斤；雞肉第三，約有每人每年 8 公斤的消費量；牛肉之平均消費量最低，僅 1.69 公斤。然而就變異係數來比較，可知雞肉消費量的變動最劇烈，漁產品的消費變動最和緩。至於價格資料，表 2 顯示出牛肉之平均價格最高，豬肉其次，而漁產品最低。然而，漁產品價格之變異係數最大，牛肉次之，雞肉最低，表示漁產品的價格變動最劇烈，而雞肉的價格變動最平緩。因各類產品價格均為時間序列資料，本文也針對資料是否可能具

有單根的現象，利用 KPSS 統計量進行單根檢定。⁸結果顯示在 5%的顯著水準下，資料上並無明顯的證據顯示應拒絕各類產品價格均為定態的假設。

表 1 1962-2002 年臺灣肉類與漁產品消費量之敘述統計

| 統計量 | 單位 | 漁產品 | 雞肉 | 豬肉 | 牛肉 |
|--------|----|--------|--------|--------|-------|
| 最小值 | 公斤 | 26.140 | 1.337 | 13.730 | 0.370 |
| 第一四分位數 | 公斤 | 34.250 | 2.953 | 20.170 | 0.650 |
| 中位數 | 公斤 | 35.640 | 6.697 | 26.150 | 1.400 |
| 第三四分位數 | 公斤 | 39.410 | 12.437 | 38.760 | 2.722 |
| 最大值 | 公斤 | 47.470 | 18.034 | 41.128 | 3.750 |
| 平均數 | 公斤 | 36.369 | 8.043 | 28.740 | 1.693 |
| 標準差 | 公斤 | 5.380 | 5.728 | 9.503 | 1.094 |
| 變異係數 | | 0.148 | 0.712 | 0.331 | 0.646 |

資料來源：同附錄二，本研究計算、整理。

表 2 1962-2002 年臺灣肉類及漁產品價格之敘述統計

| 統計量 | 單位 | 漁產品 | 雞肉 | 豬肉 | 牛肉 |
|-------------------|------|--------|---------|---------|---------|
| 最小值 | 元/公斤 | 7.138 | 42.070 | 29.230 | 21.760 |
| 第一四分位數 | 元/公斤 | 12.841 | 54.810 | 39.290 | 90.525 |
| 中位數 | 元/公斤 | 54.519 | 77.550 | 86.690 | 205.360 |
| 第三四分位數 | 元/公斤 | 58.343 | 86.750 | 107.410 | 215.005 |
| 最大值 | 元/公斤 | 74.906 | 125.334 | 156.170 | 224.125 |
| 平均數 | 元/公斤 | 38.858 | 75.762 | 83.101 | 152.605 |
| 標準差 | 元/公斤 | 24.084 | 21.172 | 38.449 | 73.747 |
| 變異係數 | | 0.620 | 0.279 | 0.463 | 0.483 |
| KPSS ^a | | 0.109 | 0.099 | 0.098 | 0.133 |

資料來源：同附錄二，本研究計算、整理。

註：a. KPSS 單根檢定統計量， H_0 ：具時間趨勢的定態數列， H_a ：單根。在 5%顯著水準下 KPSS 統計量的臨界值 $t_{0.05}^* = 0.146$ 。

⁸ 為檢定本文所使用之資料是否明顯具有單根性質，我們在此設定虛無假設為定態或具時間趨勢的定態數列，而對立假設則為具有單根或非定態，故採用之單根檢定統計量為由 Kwiatkowski et al. (1992) 所提出的 KPSS 檢定統計量。

表 3 為臺灣肉類與漁產品每年每人支出金額及其支出份額之敘述統計及其單根檢定之結果。肉類與漁產品的支出金額平均約為 5,223 元，然而，支出金額之差距相當大，最大值超過 11,000 元，而最小值則略低於 700 元。至於支出份額，以漁產品的平均支出份額最高，約 50.6%；豬肉次之，占 37.8%；牛肉最低，平均僅 2%。支出份額的分散度，可由變異係數的大小來判斷。雞肉與牛肉的變異係數分別為 0.524 與 0.440，相對於漁產品與豬肉的變異係數（分別為 0.165 與 0.087）則高出許多，意味著雞肉與牛肉在支出比例上，確實有著相當大的變化。此外，因各支出份額均屬時間序列資料，我們同樣也利用 KPSS 統計量進行單根檢定，結果仍舊無明顯的證據來拒絕支出總金額及各支出份額均為定態之假設。至於何種模型能夠用來描繪臺灣肉類與漁產品消費資料的特性呢？本文將在下一節進行 NEP 模型之估計與其結果之分析並試圖闡釋模型選擇的問題。

表 3 1962-2002 年臺灣肉類與漁產品支出金額及其支出份額之敘述統計

| 統計量 | 肉類與漁產品 | | 支出份額 | | |
|-------------------|-------------------|--------|--------|--------|--------|
| | 支出金額 ^a | 漁產品 | 雞肉 | 豬肉 | 牛肉 |
| 最小值 | 659.083 | 0.304 | 0.029 | 0.370 | 0.006 |
| 第一四分位數 | 1,421.229 | 0.348 | 0.051 | 0.434 | 0.013 |
| 中位數 | 5,469.215 | 0.378 | 0.098 | 0.520 | 0.021 |
| 第三四分位數 | 7,852.349 | 0.405 | 0.127 | 0.591 | 0.028 |
| 最大值 | 11,773.187 | 0.444 | 0.176 | 0.626 | 0.037 |
| 平均數 | 5,223.298 | 0.378 | 0.095 | 0.506 | 0.020 |
| 標準差 | 3,642.998 | 0.033 | 0.050 | 0.083 | 0.009 |
| 變異係數 ^b | 0.697 | 0.087 | 0.524 | 0.165 | 0.440 |
| KPSS ^c | 0.1358 | 0.1282 | 0.1027 | 0.1418 | 0.1248 |

資料來源：同附錄二，本研究計算、整理。

註：a. 支出金額之單位：新台幣元。

b. 變異係數無單位。

c. KPSS 單根檢定統計量， H_0 ：具時間趨勢的定態數列， H_a ：單根。在 5% 顯著水準下 KPSS 統計量的臨界值 $t_{0.05}^* = 0.146$ 。

肆、實證結果

爲了將分析的重點放在臺灣肉類與漁產品之需求，本文假設此四項產品與其他食品與非食品加以分割之弱可分性 (weak separability) 成立。⁹再者，相關文獻 (林灼榮與陳正亮，1991；蔡瑞豐，1998；Hsu, 2000；詹滿色，2002 等) 曾經指出：臺灣肉類與漁產品需求存在著結構性轉變。根據詹滿色 (2002) 之結果，本文設定臺灣肉類與漁產品需求於 1983 年產生結構性轉變，並運用虛擬變數來捕捉此一結構性轉變之效果。¹⁰另外，圖 2 顯示臺灣肉類與漁產品的預算份額對於時間可能具有二次關係，以及考量年資料之自我相關問題，本文加入時間趨勢之變數及其平方項，以處理時間序列之相關問題。然而值得一提的是，如果直接加入這些變數來修正截距項，Alston et al. (2001) 證明：AI 模型將無法滿足「Closure Under Unit Scaling」之特性 (簡稱 CUUS)，以致於彈性之計算將隨衡量單位 (units of measurement) 的不同而異；並且提出修正方式：使用「預先承諾數量」之技巧，並將此一參數設爲其他變數之函數，如式 (6a) 所示。最後，迴歸模型之殘差項 (u_i)，則假設服從 Zellner (1962) 之即期相關 (contemporaneous correlation) 之多變量常態分配型態。因此，本文所估計的 NEP 模型可以表示如下：

⁹ 詹滿色 (2003) 研究顯示：臺灣漁產品是否可與肉類分割，端視實證模型的設定；而且，PIGLOG 型態的模型則不須將漁產品與肉類進行分割，可視爲同一群產品進行分析。因此，肉類與漁產品可以獨立出來進行分析。

¹⁰ 詹滿色 (2002) 實證結果顯示：臺灣肉類需求之結構轉變之期間爲 1983–1987 年間。本文使用虛擬變數的方式來刻畫結構轉變的效果，並在此一期間之不同年份所設定之虛擬變數進行測試，以 1983 年爲虛擬變數之結果較佳。本研究中亦嘗試使用虛擬變數或是以較小樣本 (sub-sample) 來估計不同時期以及重大事件 (如 1997 年之口蹄疫) 所可能產生結構轉變之效果。然而，本研究之實證結果，未有明顯改進之處，因而並未納入討論。讀者若有興趣，可逕向作者索取。筆者感謝審查人在處理結構轉變之議題上，所提出之相關建議。

$$w_i = p_i \zeta_i / M + (M^* / M) \cdot [\Psi_i / d(\mathbf{p})] + u_i \quad (6)$$

其中

$$\zeta_i = \zeta_{i0} + \zeta_{i1} \cdot T + \zeta_{i2} \cdot T^2 + \zeta_{i3} \cdot D \quad (6a)$$

ζ_{i1} 和 ζ_{i2} 為對應時間趨勢 (T) 及其平方項之待估參數， ζ_{i3} 則為結構改變之虛擬變數 D (1983 年以後， $D=1$ ；其他為 0) 之待估參數，而 ζ_{i0} 則可視為在 $T=0$ 及 $D=0$ 時 (即 1961 年) 之「預先承諾數量」。所有待估參數，乃是採用反覆非線性方式 (iterative nonlinear approach) 來估計。由於支出份額加總等於 1，估計時應刪除其中一條方程式，以避免產生奇異性 (singularity) 之問題；實證上刪除任何一條方程式，所估計的參數結果，將不受刪除需求體系內任一條需求方程式的影響 (Barten, 1969)。由於牛肉所佔的支出份額相當小，因此本研究在估計時，將其刪除。此外，NEP 模型中含有正弦和餘弦函數，為使價格資料滿足傅立葉函數在 $(0, 2\pi)$ 的範圍，因此，根據 Piggott (2003) 之處理方式，將價格加以標準化：

$$\ln \tilde{p}_i = \ln p_i - \min(\ln p_i) + \varphi \quad (7)$$

$$\text{衡量因子 } \lambda = 6 / \max(\ln \tilde{p}_i) \quad (8)$$

其中 $\ln \tilde{p}_i$ 為 $\ln p_i$ 經過標準化後之值； $\varphi = 0.00001$ 為固定常數以確保 $\ln \tilde{p}_i$ 為一正數。標準化後之價格資料雖然單位改變，但不影響彈性值之估計 (Piggott, 2003)。在此，根據式 (8) 所計算之衡量因子 λ 值為 2.552。此外，如何決定複指數 κ_a 是一個見仁見智的問題，可視樣本不同而定，本文則使用 Chalfant (1987) 之複指數，如表 4 所示。

表 4 本研究使用之複指數

| κ_1 | κ_2 | κ_3 | κ_4 | κ_5 | κ_6 |
|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| 0 | 1 | 1 | 0 | -1 | 0 |
| 1 | 0 | -1 | -1 | 0 | 0 |
| -1 | -1 | 0 | 0 | 0 | -1 |

資料來源：Chalfant (1987)。

樣本資料涵蓋 1962–2002 共 41 期之年資料。爲了進行模型估計與預測結果之比較，本研究使用 1962–1999 年，38 筆資料進行模型估計；並使用 2000–2002 年之資料進行樣本外預測。利用統計軟體 SAS9.1 所估計之實證結果，分析如下。

一、樣本內模型選擇

表 5 是 NEP 模型估計時所使用的 1962–1999 年 38 個樣本點之敘述統計。變數包括漁產品、雞肉、豬肉及牛肉之支出份額與價格以及此四項產品之總支出，根據式 (7) 計算所得標準化後之價格亦包括在內。這些敘述統計量與前一節的結果相仿，因此不再贅述。本文所選擇的複指數有六個 ($A = 6$)。需求函數的特性 (加總性、齊次性與對稱性)，在估計時也一併納入，用以增加模型之自由度。另外，根據 Rickertsen (1996)，價格函數 $a(\mathbf{p})$ 中之參數 α_0 不易認定，因此估計時將其忽略不計，亦即 $\alpha_0 = 0$ 。因此本文所估計之 NEP 模型中，共有 43 個待估參數。

表 5 1962—1999 年模型估計時使用變數之敘述統計

| 變數 | 單位 | 平均數 | 標準差 | 最小值 | 最大值 |
|-------------------------|------|-----------|-----------|---------|------------|
| 支出份額 | | | | | |
| w_1 (漁產品) | | 0.297 | 0.039 | 0.215 | 0.387 |
| w_2 (雞肉) | | 0.115 | 0.028 | 0.075 | 0.187 |
| w_3 (豬肉) | | 0.540 | 0.055 | 0.455 | 0.649 |
| w_4 (牛肉) | | 0.049 | 0.020 | 0.017 | 0.076 |
| 價格 | | | | | |
| p_1 (漁產品) | 元/公斤 | 37.051 | 24.103 | 7.138 | 74.906 |
| p_2 (雞肉) | 元/公斤 | 73.249 | 19.813 | 42.070 | 125.334 |
| p_3 (豬肉) | 元/公斤 | 77.988 | 35.065 | 29.230 | 156.170 |
| p_4 (牛肉) | 元/公斤 | 148.349 | 74.964 | 21.760 | 224.125 |
| 標準化後之價格 | | | | | |
| $\ln \tilde{p}_1$ (漁產品) | 元/公斤 | 1.355 | 0.841 | 0.00001 | 2.351 |
| $\ln \tilde{p}_2$ (雞肉) | 元/公斤 | 0.516 | 0.288 | 0.00001 | 1.092 |
| $\ln \tilde{p}_3$ (豬肉) | 元/公斤 | 0.859 | 0.530 | 0.00001 | 1.676 |
| $\ln \tilde{p}_4$ (牛肉) | 元/公斤 | 1.718 | 0.730 | 0.00001 | 2.332 |
| 總支出 | | | | | |
| M | 元 | 4,782.730 | 3,407.830 | 659.083 | 11,773.190 |

資料來源：本研究計算、整理。

表 6 出示 NEP 模型參數之估計值與其對應之標準誤。在 0.1 的顯著水準以下， ζ_i 、 α_i 、 β_i 與 γ_{ij} 共 30 個待估參數中，有 18 個具有統計的顯著性，代表模型配適良好。至於進一步配適度檢定的分析，則在後續進行。漁產品 (0.21) 與雞肉 (-0.28) 的 β_i 參數皆顯著，顯示在其他條件不變的情況下，平減後之總支出將會增加漁產品的支出份額而相對減少雞肉之份額。然而，代表 1961 年「預先承諾數量」之參數 ζ_{i0} ，除了漁產品的 49.57 與雞肉的 1.51，具統計顯著性，豬肉 (2.58) 與牛肉 (-0.31) 則在統計上不顯著，隱含臺灣民

眾對於豬肉及牛肉並無最低維生水準之考量。至於時間趨勢之變數，除了雞肉方程式不顯著之外，漁產品、豬肉及牛肉都非常顯著，而且平方項的係數皆顯著異於 0，表示非線性關係相當明顯，其中豬肉與牛肉的符號相同，代表這兩類肉品之變動方向一致。再者，僅僅雞肉結構性轉變之係數顯著為正，其餘皆不顯著。表示在結構變動之後，雞肉的消費量要比變動前明顯增加。最後，對於傅立葉函數中的 ν_a 及 ν_b 參數，僅有 2 個參數顯著異於 0，似乎表示臺灣肉類與漁產品需求之研究上，並不一定需要使用 GFFF 來設定實證模型。此一推論是否正確？將接續進行統計檢定來分析之。

表 6 NEP 模型之參數估計

| 參數及統計量 ^b | 食品支出份額方程式 ^a | | | |
|---------------------|-------------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|
| | 1.漁產品 | 2.雞肉 | 3.豬肉 | 4.牛肉 |
| NEP 模型參數： | | | | |
| α_i | -1.9688*** (0.5301) | -0.3294** (0.1262) | 3.1511*** (0.5816) | 0.1471 (0.1113) |
| β_i | 0.2136*** (0.0629) | -0.2792*** (0.0512) | 0.0986 (0.0726) | -0.0331 (0.0201) |
| γ_{i1} | -0.2569** (0.1236) | 0.1876** (0.0700) | -0.1750* (0.0981) | 0.0068 (0.0279) |
| γ_{i2} | 0.1876** (0.0700) | -0.5236*** (0.1731) | 0.0162 (0.1142) | -0.0489* (0.0245) |
| γ_{i3} | -0.1750* (0.0981) | 0.0162 (0.1142) | 0.7462*** (0.2197) | 0.0215 (0.0484) |
| γ_{i4} | 0.0068 (0.0279) | -0.0489* (0.0245) | 0.0215 (0.0484) | 0.0179 (0.0489) |
| ζ_{i0} | 49.5669*** (11.9030) | 1.5098*** (0.3576) | 2.5831 (6.3483) | -0.3056 (0.2961) |
| ζ_{i1} | 4.0030*** (0.9831) | 0.0704 (0.0926) | -2.4570** (0.9321) | -0.0732 (0.0551) |
| ζ_{i2} | -0.2231*** (0.0643) | 0.0039 (0.0050) | 0.0216** (0.0099) | 0.0049** (0.0022) |
| ζ_{i3} | -13.4309 (9.9097) | 1.6801*** (0.5808) | -8.9106 (5.6145) | 0.1037 (0.1833) |

表 6 NEP 模型之參數估計 (續)

| 參數及統計量 ^b | 食品支出份額方程式 ^a | | | |
|---------------------|------------------------|--------|---------------------|-------------------|
| | 1.漁產品 | 2.雞肉 | 3.豬肉 | 4.牛肉 |
| 統計量： | | | | |
| Adjusted R^2 | 0.8836 | 0.9775 | 0.9361 | n.a. ^c |
| D-W | 2.0200 | 2.3275 | 2.0223 | n.a. |
| 傅立葉函數參數： | | | | |
| v_1 | 0.0005 (0.0024) | v_1 | -0.0009 (0.0029) | |
| v_2 | -0.0015 (0.0016) | v_2 | 0.0017 (0.0012) | |
| v_3 | -0.0239** (0.0097) | v_3 | -0.0082 (0.0063) | |
| v_4 | 0.0009 (0.0025) | v_4 | 0.0050 (0.0036) | |
| v_5 | 0.0044** (0.0020) | v_5 | 0.00001 (0.0013) | |
| v_6 | 0.0015 (0.0013) | v_6 | 0.0004 (0.0023) | |

資料來源：本研究估計、整理。

註：a. 括號中的值為標準誤。*、**及***分別表示當顯著水準在 0.10、0.05 及 0.01 時，該估計參數顯著異於 0。

b. 參數下標 i 與下標 1, ..., 4 均代表食品項目(不包括傅立葉函數之參數)。

c. n.a.代表在此所省略之估計方程式。

至於模型之配適度 (goodness of fit)，在此討論模型誤設之問題。在虛無假設為沒有結構性轉變，利用概似比檢定 (likelihood ratio test) 所得到的檢定統計量為 21.16，其對應之 P 值僅有 0.0003。此一統計結果支持本文所使用之資料確實存在有結構性轉變，呼應文獻中的發現。另外，將時間趨勢納入模型之考量，從分析中計算出的概似比檢定統計量為 201.14，支持時間趨勢為重要影響因子之對立假設。同時，平方項所代表非線性關係之時間趨勢，其檢定統計量為 60.54，亦拒絕虛無假設。表示臺灣肉類與漁產品之預算份額需求模型，具有明顯的時間趨勢。而表 6 出示 Durbin-Watson 檢定統計量介於 2.0

和 2.4 間，可知在加入時間趨勢變數的同時，也解決了誤差項自我相關的問題。最後，漁產品、豬肉及雞肉之修正的判定係數 (adjusted R^2) 分別為 0.884、0.936 及 0.978，模型解釋程度都相當高，表示本文估計之三條方程式均配適良好。

由前所述，加入結構性轉變與時間趨勢等兩種因子之模型為正確設定。另外考量 CUUS 時使用「預先承諾數量」之技巧，NEP 模型則僅嵌套其他七個子模型，其他沒有包含「預先承諾數量」特性之模型，則被排除而不須加以考慮。藉由概似比檢定可以進行樣本內之模型選擇。表 7 列出各個子模型為虛無假設模型與對立假設為 NEP 模型所計算之概似比統計量與其 P 值。基本上，在 5% 的顯著水準時，樣本資料拒絕 NEP 模型嵌套之所有子模型，包括常用的 AI 與 TL 模型；倘若使用 1% 的顯著水準時，資料不拒絕 GAITL 模型之虛無假設，表示 GAITL 與 NEP 模型無顯著差異，而其他六個子模型則仍被拒絕。這樣的結果或許顯示出：在已經考量結構性轉變與時間趨勢等因子之際，加入傅立葉調適性函數式對於模型所增加的解釋能力，可能相當有限。這與之前傅立葉函數之參數大多不顯著的結果，或有相互呼應之處。然而，本文進一步比較 NEP 與 GAITL 模型之參數估計值與模型之配適度等統計量發現：在模型相同的參數上，NEP 模型得到較多統計顯著的參數；NEP 模型之判定係數比 GAITL 模型都來得大；並且根據 Durbin-Watson 檢定統計量，GAITL 模型誤差項可能仍存有自我相關之問題。因此，從樣本內模型選擇而言，NEP 模型相較其他嵌套模型，更能解釋臺灣肉類與漁產品之需求。¹¹

¹¹ GAITL 模型之參數估計結果出示於附表 1；筆者感謝審查人提出對於樣本內模型比較之建議。

表 7 NEP 模型之概似比檢定(Likelihood Ratio Tests)^a

| 虛無假設之模型 ^b | 自由度 | 概似比統計量值 | P 值 |
|----------------------|-----|----------|----------|
| GFGAI (40) | 3 | 25.3410 | < 0.0001 |
| GAITL (31) | 12 | 24.1754 | 0.0193 |
| GFGTL (40) | 3 | 19.7368 | 0.0002 |
| GAI (28) | 15 | 55.7470 | < 0.0001 |
| GTL (28) | 15 | 70.3508 | < 0.0001 |
| GFLES (31) | 12 | 91.1234 | < 0.0001 |
| LES (19) | 24 | 112.7998 | < 0.0001 |

資料來源：本研究估計、整理。

註：a. 對立假設均為 NEP 模型；括弧內數字代表該模型待估參數之個數。而 NEP 模型有 43 個待估參數。

b. GFGAI: Globally flexible generalized almost ideal; GAITL: Generalized almost ideal translog; GFGTL: Globally flexible generalized translog; GAI: Generalized almost ideal; GTL: Generalized translog; GFLES: Globally flexible linear expenditure system; LES: Linear expenditure system。

二、樣本外模型預測

需求模型之良窳，除了使用樣本內的檢定之外，其預測能力之優劣，亦是模型選擇的指標之一。本文根據 Piggott (2003) 所使用之方法來進行這八個模型預測能力之比較。為了清楚表達樣本外模型預測之衡量，在此將支出份額方程式改寫為向量之形式：

$$\mathbf{w}_t = f(\Theta, \mathbf{Z}_t) + \mathbf{u}_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (9)$$

其中 $\mathbf{w}_t = [w_{1t}, w_{2t}, \dots, w_{(n-1)t}]'$ 為第 t 期之支出份額向量，由於支出份額之總和為 1，為去除共線性之關係，已將其中一條支出份額方程式刪除，因此 w_t 為 $(n-1) \times 1$ 之行向量，而 $\mathbf{u}_t = [u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{(n-1)t}]'$ 為各期支出份額的預測誤差，也是 $(n-1) \times 1$ 之行向量。 Θ 為樣本內觀察值所推估之參數值， \mathbf{Z}_t 為樣本外的觀察值； $f(\Theta, \mathbf{Z}_t)$ 則為支出份額的預測函數。

在使用 1962–1999 年資料估計所得之參數值與 2000–2002 年肉類與漁產品之資料（樣本外觀值），來計算支出份額預測值（ $\hat{\mathbf{w}}_t = \hat{f}(\Theta, \mathbf{Z}_t)$ ），其中 $\hat{\mathbf{w}}_t$ 為 (3×1) 之行向量。根據式 (9)，預測誤差則為 $\hat{\mathbf{u}}_t = \mathbf{w}_t - \hat{\mathbf{w}}_t$ ，並可計算 $\Omega^j = \sum_{t=2000}^{2002} \hat{\mathbf{u}}_t \hat{\mathbf{u}}_t'$ ，相當於變異數共變異數矩陣 (variance-covariance matrix)，以作為第 j 個模型之預測指標，並使用 Ω^j 矩陣對角線和 (trace) 與其行列式值 (determinant) 等兩個統計量來衡量模型預測能力的良窳。值得一提的是，trace 的值等於預測誤差之平方和 (sum of squared forecast errors)；亦即當 trace 值愈小，代表預測誤差值的平方和愈小，模型預測能力愈好。相同地，當行列式的值愈小，模型的預測能力也愈好。¹²

表 8 列出各個模型之 trace 與行列式值，並進行模型間的排序。由 trace 值而言，NEP 模型之 trace 值為 0.0048，在全部八個模型中最小，排序第一，其次分別為 GTL、GAILT 等模型，而 GFGTL 之 trace 值高達 1.4464，排名最後。因此，由 trace 值可知，NEP 模型預測誤差之平方和最小，預測能力最好。另外，根據行列式值來進行模型預測能力之比較，從表 8 可得，GFLES 模型之行列式值最小 (7.337×10^{-14})；NEP 模型的行列式值則為 1.873×10^{-12} ，排序第二，僅次於 GFLES 模型；而 GTL 模型則排在第三位。至於 GFGAI 與 GFGTL 模型則不管是使用 trace 或是使用行列式值，預測能力均敬陪末座。由此可知，NEP 模型在樣本外預測的表現方面，就整體而言，確實優於其他模型。綜合樣本內的模

¹² Piggott (2003) 指出模型預測能力的排序，根據 trace、行列式值或其它統計量，不一定會有一致的結果。

型選擇與樣本外模型預測之比較結果，我們可得以下之結論：在解釋臺灣肉類與漁產品之需求時，NEP 模型是一個相當好的選擇。

表 8 NEP 模型與其嵌套模型之預測能力比較

| 模型 ^a | Trace | 行列式值 | 排 序 | Trace | 行列式值 |
|-----------------|--------|-----------|-----|------------|------------|
| NEP | 0.0048 | 1.873E-12 | 1 | NEP | GFLES |
| GFGAI | 0.2159 | 6.788E-10 | 2 | GTL | NEP |
| GAITL | 0.0096 | 3.933E-12 | 3 | GAITL | GTL |
| GFGTL | 1.4464 | 4.011E-09 | 4 | GAI | GAITL |
| GAI | 0.0105 | 1.259E-10 | 5 | GFLES | LES |
| GTL | 0.0071 | 3.482E-12 | 6 | LES | GAI |
| GFLES | 0.0198 | 7.337E-14 | 7 | GFGAI | GFGAI |
| LES | 0.0202 | 5.179E-12 | 8 | GFGTL | GFGTL |

資料來源：本研究計算、整理。

註：a. NEP：Nested PIGLOG；GFGAI：Globally flexible generalized almost ideal；GAITL：Generalized almost ideal translog；GFGTL：Globally flexible generalized translog；GAI：Generalized almost ideal；GTL：Generalized translog；GFLES：Globally flexible linear expenditure system；LES：Linear expenditure system。

三、需求彈性之分析

表 9 呈現 NEP 模型之支出彈性與馬歇爾 (Marshallian) 和希克斯 (Hicksian) 價格彈性值。由表 9 可知，不管是馬歇爾或是希克斯之自身價格彈性皆為負值，符合需求法則。而且漁產品、雞肉、豬肉與牛肉的自身價格彈性值分別為 -0.279、-0.496、-0.708 與 -0.722，彈性的絕對值皆小於 1，顯示這四項產品較不具彈性，亦即當個別產品之自身價格增加 1% 時，其需求量下降之幅度均小於 1%，而牛肉需求量減少的幅度是這四項產品中最大者。在交叉價格彈性部分，可從希克斯交叉價格彈性來看出這四項產品之間的關係。雞肉與牛肉間的交叉價格彈性為負值 (-0.160 與 -0.368)，意味著雞肉與牛肉是淨互補。除此之外，其餘希克斯交叉價格彈性皆為正值，顯示大部分肉類與漁產品間之

關係為淨替代，其中豬肉與牛肉的替代關係，具有統計的顯著性。再者，價格彈性值之絕對值皆小於 1，顯示臺灣肉類與漁產品之價格比較不具彈性，即價格的變動，對於需求量的變動之影響較不明顯。

表 9 NEP 模型之價格與支出彈性^a

| 產品別 | 支出份額 | 馬歇爾(Marshallian)價格彈性 | | | | 支出彈性 |
|-----|-------|----------------------|---------|-----------|-----------|----------|
| | | 漁產品 | 雞肉 | 豬肉 | 牛肉 | |
| 漁產品 | 0.297 | -0.279* | -0.022 | -0.156 | 0.001 | 0.456*** |
| | | (0.141) | (0.087) | (0.112) | (0.001) | (0.102) |
| 雞肉 | 0.115 | -0.566** | -0.496 | -0.858* | -0.266** | 2.186*** |
| | | (0.238) | (0.368) | (0.435) | (0.129) | (0.171) |
| 豬肉 | 0.540 | -0.234*** | -0.041 | -0.708*** | 0.031 | 0.952*** |
| | | (0.069) | (0.086) | (0.130) | (0.032) | (0.056) |
| 牛肉 | 0.049 | -0.459* | -0.603* | -0.258 | -0.722*** | 2.042*** |
| | | (0.234) | (0.298) | (0.448) | (0.220) | (0.216) |
| 產品別 | 支出份額 | 希克斯(Hicksian)價格彈性 | | | | |
| | | 漁產品 | 雞肉 | 豬肉 | 牛肉 | |
| 漁產品 | 0.297 | -0.144 | 0.031 | 0.090 | 0.024 | |
| | | (0.118) | (0.092) | (0.118) | (0.033) | |
| 雞肉 | 0.115 | 0.082 | -0.244 | 0.322 | -0.160 | |
| | | (0.222) | (0.377) | (0.395) | (0.129) | |
| 豬肉 | 0.540 | 0.048 | 0.069 | -0.194 | 0.077** | |
| | | (0.060) | (0.088) | (0.124) | (0.033) | |
| 牛肉 | 0.049 | 0.147 | -0.368 | 0.844** | -0.623*** | |
| | | (0.194) | (0.312) | (0.383) | (0.225) | |

資料來源：本研究計算、整理。

註：a. 括號中的值為近似標準誤。*、**及***分別表示 p-value 小於 0.10、0.05 及 0.01 時之水準。

在支出彈性方面，四種肉類與漁產品的支出彈性值皆為正，顯示消費者增加肉類與漁產品之支出時，個別產品之需求量將同時增加；然而，增加的幅度有所不同。雞肉與牛肉的支出彈性皆大於 1，分別為 2.19 與 2.04，顯示當支出增加 1%時，對於雞肉和牛肉

需求量增加的幅度超過 1%，是比較具有彈性，此一結果與近年來雞肉與牛肉消費量之提升是相吻合的。而漁產品的支出彈性為 0.46，表示當支出增加 1%時，漁產品需求量增加的幅度只有 0.46%，比較不具彈性。至於豬肉的支出彈性為 0.95，相當於單位彈性 (unity elasticity)。因此，從 NEP 模型所推估之彈性值，可以明確地解釋臺灣肉類與漁產品之消費結構。

然而，本文 NEP 模型之彈性值，與探討臺灣肉類與漁產品需求的相關研究，是否有所不同？在這些討論模型選擇的文獻中，江福松與李仲英 (2000) 以及李家銘與黃琮琪 (2003) 則是探討漁產品之次需求體系，而無法比較。詹滿色 (2003) 僅呈現 Rotterdam 模型之彈性值；然而 Rotterdam 模型本身之設定與 NEP 模型相去甚遠，因此比較兩模型所估算之彈性值，則意義不大。至於李皇照 (1992) 使用 1970-1990 年 21 筆資料，不管是 LA/AI 還是 TL 模型，豬肉與牛肉的支出彈性與自身價格彈性多數較有彈性，而雞肉則不具彈性。李家銘等 (2004) 則使用 1961-2000 年共 40 期資料，選出 AI 與 CBS 模型；其 AI 彈性值之結果顯示：不管是否考慮結構轉變，牛肉的自身價格彈性以及雞肉和漁產品的支出彈性，較具彈性 (絕對值大於 1)；其餘則屬於不具彈性。從表 9 可知，豬肉的彈性值，NEP 模型得出接近單位彈性的結果，與李家銘等 (2004) 相當一致。而雞肉有最大的支出彈性的結果，亦與李家銘等 (2004) 類似，只不過 NEP 模型所估計的支出彈性相對較大。由此可知，不同研究間的彈性值其實是相當分歧的，而且也不易比較。¹³

伍、結論與建議

模型選擇是在進行需求分析時的一項重要的考量因素，選擇不合適之模型則易產生模型誤設的問題 (Pollak and Wales, 1980)。過去在探討臺灣肉類與漁產品之需求分析時，

¹³ GAITL 模型之價格與支出彈性估計值出示於附表 2，其結果與 NEP 模型大致雷同。僅少數交叉價格彈性的符號與部分價格彈性值之大小，兩者差異較大。

結果顯示 AI 模型的表現較優。這樣的結論，是基於多數文獻並未考量 TL 模型。甚者，文獻中僅考量 LFFF 的模型，對於具有許多優越特性的全域型調適性函數式，則完全未被嘗試用來分析臺灣肉類與漁產品之需求。到底何種模型能夠充分解釋臺灣肉類與漁產品之需求？本文亟欲重新探討此一模型選擇問題。

在模型考慮結構性轉變及時間序列之自我相關等因素，本研究修正 Piggott (2003) 所發展的 NEP 模型，以確保 CUUS 特性的成立，並用以分析臺灣漁產品、雞肉、豬肉與牛肉等四種產品之需求。從 1962-1999 年之年資料得知，臺灣漁產品、雞肉、豬肉與牛肉的平均市場份額依序為 0.297、0.115、0.540 及 0.049，顯示臺灣民眾在肉類與漁產品之消費上是以豬肉為主，漁產品與雞肉次之，牛肉之比重最少。

在估計 NEP 模型時，加入了結構性轉變及時間趨勢等變數。本研究之實證結果顯示：從樣本內模型選擇得知，NEP 模型為優良的模型。根據樣本外預測能力而言，若使用 trace 來進行排序，則以 NEP 模型的預測能力最佳；若使用行列式值來評斷，則以 GFLES 模型最好，NEP 模型次之。綜合樣本內外之模型評斷條件，在分析臺灣肉類與漁產品需求時，NEP 模型是一個相當好的選擇。

再者，NEP 模型所估計的需求彈性值，基本上，均符合需求理論之要求。自身價格彈性全為負值，符合需求法則；而且，交叉價格彈性顯示多數產品間為替代關係，而正的支出彈性顯示四種產品無一劣等財。甚者，雞肉與牛肉之支出較具彈性，顯示臺灣民眾在增加肉類與漁產品的支出時，雞肉與牛肉消費量所增加之比例相對豬肉與漁產品而言要多出相當的程度，隱含著當臺灣民眾持續對肉類與漁產品的支出增加之際，則將會增加雞肉與牛肉的消費幅度，因此對於家禽之飼主與牛隻之生產者與進口業者，或許將較有獲利之機會。而漁產品的支出彈性相當低，反映出臺灣民眾在已經食用相當大量漁產品之際，漁產品增加的幅度，則較為緩和；民眾在食用漁產品數量趨於飽和之時，或許將轉而著重「品質」，這樣的轉變，或許可為漁民或是漁業單位之決策參考。另外，由於所有肉類與漁產品之價格均不具彈性，價格提升對於收益將有所幫助，此一訊息或可作為肉類與漁產品在決定價格時之參考。

然而，本研究在應用上仍有些限制。由於 NEP 模型估計上相當繁複、費時，因此，本文並未考慮肉類與漁產品需求發生漸進式結構性轉變 (如 Hsu, 2000；詹滿色，2002)，而其影響程度，仍有待進一步研究。另外，由於漁產品的種類繁多，漁產品之零售價格是根據詹滿色 (2002)，採用總產值除以總產量之單位價值 (unit value) 方式求得，因此在漁產品零售價格之衡量上，或許存在衡量誤差 (measurement error) 的問題；如何取得較佳的漁產品零售市場價格來進行分析，可做為未來研究之重點。再者，李家銘與黃琮琪 (2003) 發現臺灣漁產品之消費會受到慣性 (inertia) 及習慣持續 (habit persistence) 的影響。本研究中所考量的「預先承諾數量」(pre-committed quantities)，或可捕捉此一「動態」影響因素。然而，由於 NEP 模型本身估計不易，動態調整又非本文研究的目的之一；因此，本研究先就長期均衡的角度，來探討臺灣肉類與漁產品之需求體系的模型選擇問題，至於動態模型之估計，則可為未來研究考量的課題之一。



附錄一：NEP 模型支出與價格彈性之推導

NEP 模型之支出份額方程式可改寫為下列型態：

$$w_i = p_i \zeta_i / M + [M^* / M] \cdot [\Psi_i / d(\mathbf{p})] \quad (\text{A1})$$

其中 $\Psi_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} (\ln p_j - \ln M^*) + \beta_i [d(\mathbf{p}) \ln M^* - a(\mathbf{p})]$

$$-2\lambda \cdot \sum_{a=1}^A [v_a \sin(\lambda \sum_{j=1}^n \kappa_{aj} \ln p_j) + v_a \cos(\lambda \sum_{j=1}^n \kappa_{aj} \ln p_j)] \cdot \kappa_{ai}$$

$$M^* = M - c(\mathbf{p})$$

$$d(\mathbf{p}) = \sum_{i=1}^n \alpha_i + \sum_{i=1}^n (\sum_{j=1}^n \gamma_{ij}) \ln p_i$$

$$c(\mathbf{p}) = \sum_{i=1}^n p_i \zeta_i$$

$$b(\mathbf{p}) = \beta_0 \exp(\sum_{i=1}^n \beta_i \ln p_i)$$

$$a(\mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + (1/2) \cdot \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + 2 \sum_{a=1}^A g_a(\mathbf{p})$$

$$g_a(\mathbf{p}) = v_a \cos(\lambda \sum_{i=1}^n \kappa_{ai} \ln p_i) - v_a \sin(\lambda \sum_{i=1}^n \kappa_{ai} \ln p_i)$$

(一) 第 i 個產品的支出彈性 E_{iM}

由於支出彈性公式可表示為： $E_{iM} = 1 + (\partial w_i / \partial M) \cdot (M / w_i)$ ，將支出份額 w_i 對於支出 M 進行偏微分可得：

$$\begin{aligned} \partial w_i / \partial M = & -p_i \zeta_i / M^2 + [(M - M^*) / (MM^*)] [M^* / M] [\Psi_i / d(\mathbf{p})] \\ & + [M^* / M] [1 / d(\mathbf{p})] [1 / M^*] [\beta_i d(\mathbf{p}) - \sum_j \gamma_{ij}] \end{aligned} \quad (\text{A2})$$

因此將式(A2)代入支出彈性公式可得式(4)。

(二) 第 j 個價格對於第 i 個產品之馬歇爾價格彈性 E_{ij}^M

又因價格彈性公式可表示為： $E_{ij}^M = -\delta_{ij} + (\partial w_i / \partial \ln p_j) / w_i$ ，將支出份額 w_i 對於對數價格 $\ln p_j$ 進行偏微分可求得：

$$\begin{aligned} \partial w_i / \partial \ln p_j = & \delta_{ij} p_i \zeta_i / M + \{-p_i \zeta_i \Psi_i / d(\mathbf{p}) - [M^* \Psi_i / d(\mathbf{p})][\sum_k \gamma_{jk} / d(\mathbf{p})] \\ & + [M^* / d(\mathbf{p})][\partial \Psi_i / \partial \ln p_j]\} / M \end{aligned} \quad (\text{A3})$$

因此將式(A3)代入價格彈性公式可得式(5)。



附錄二：資料處理之過程

本研究所需之資料包括漁產品、雞肉、豬肉與牛肉之每人每年可供消費量及名目價格。資料來源可分為二部分來說明：在每人每年可供消費量方面，豬肉、牛肉及漁產品的資料直接來自「糧食平衡表」，而雞肉的可供消費量較為複雜，是以總生產量加上淨進口（進口量減出口量）除以年中總人口數，以使資料與其他三項產品相仿。雞肉生產量的資料來源為「農業生產統計提要」，進出口量的資料則來自「農產貿易統計要覽」，而年中總人口數則出自「糧食平衡表」。在價格方面，雞肉、豬肉與牛肉的零售價格資料來自「農產物價與成本統計月報」，其中豬肉與牛肉在1962-1964年之資料，則是比對詹滿色（2002）的資料填補缺漏值。漁產品之價格則以總產值除以總產量來決定。年中總生產值與量來自「農業生產統計提要」，進出口值與量則來自「農產貿易統計要覽」，而美元的匯率資料則出自於「中華民國統計年報」。各變數的來源與處理方法整理如下：

(一) 漁產品

每人每年可供消費量：

1. 國內生產量（水產類）= 漁類+蝦蟹類+頭足類+貝介類+其他+乾漬等生產量。
2. 漁產品純供給量（千公噸）= 國內生產量+進口量-出口量-飼料用量-加工量-損壞量。
3. 每人每年消費量（公斤/每人）= 漁產品純供給量÷年中人口數。
4. 資料來源：各年度糧食平衡表。

零售價格：

1. 總產值（千元）= 國內生產值+國內進口值×匯率（買進）
- 國內出口值×匯率（賣出）。

2. 總產出 (公噸) = 國內生產量 + 進口量 - 出口量。
3. 零售價格(元/公斤) = 總產值 ÷ 總產量。
4. 在進出口值方面，1972 年以前的分類為水產品，1973 年分類為生鮮冷藏加冷凍，1974 年之後則分類為魚及其製品。
5. 資料來源：國內生產量與值出自農業生產統計提要，進出口值與量則來自農產貿易統計要覽，美元匯率則參考中華民國統計年報。

(二) 雞肉

每人每年可供消費量：

1. 雞肉純供給量 (公噸) = 國內生產量 + 進口量 - 出口量。
2. 每人每年消費量 (公斤/每人) = 雞肉純供給量 ÷ 年中人口數。
3. 資料來源：國內生產量資料出自農業生產統計提要，進出口量則來自農產貿易統計要覽，年中人口數則參考糧食平衡表。

零售價格：

1. 仿仔雞都市零售價格 = (公仿仔雞都市零售價格 + 母仿仔雞都市零售價格) ÷ 2。
2. 零售價格 (元/公斤) = (0.4 × 仿仔雞都市零售價格) + (0.6 × 肉用雞都市零售價格)。
3. 資料來源：農產物價與成本統計月報。

(三) 豬肉

每人每年可供消費量：

1. 豬肉純供給量 (千公噸) = 國內生產量 + 進口量 - 出口量 - 損壞量 - 加工量。
2. 每人每年消費量 (公斤/每人) = 豬肉純供給量 ÷ 年中人口數。
3. 資料來源：各年度糧食平衡表。

零售價格：

1. 零售價格 (元/公斤) = 豬肉中肉都市零售價格。
2. 1962-1964 年零售價格資料則將豬肉零售價格資料與詹滿色 (2002) 年資料比對過後，填補缺漏值。
3. 資料來源：農產物價與成本統計月報。

(四)牛肉

每人每年可供消費量：

1. 牛肉純供給量 (千公噸) = 國內生產量 + 進口量 - 出口量 - 損壞量。
2. 每人每年消費量 (公斤/每人) = 牛肉純供給量 ÷ 年中人口數。
3. 資料來源：各年度糧食平衡表。

零售價格：

1. 零售價格 (元/公斤) = (黃牛中肉都市零售價格 + 水牛中肉都市零售價格) ÷ 2。
2. 1965-1967 年，沒有黃牛中肉都市零售價格資料，故零售價格直接以水牛中肉都市零售價格表示。
3. 1962-1964 年零售價格資料則將牛肉零售價格資料與詹滿色 (2002) 年資料比對過後，填補缺漏值。
4. 資料來源：農產物價與成本統計月報。

附表 1 GAITL 模型之參數估計

| 參數及統計量 ^b | 食品支出份額方程式 ^a | | | |
|---------------------|------------------------|------------------------|------------------------|----------------------|
| | 1.漁產品 | 2.雞肉 | 3.豬肉 | 4.牛肉 |
| GAITL 參數： | | | | |
| α_i | 0.9769* (0.5136) | 0.2804 (0.1689) | -0.7158 (0.4854) | 0.4585 (0.3260) |
| β_i | 0.2151*** (0.0673) | -0.3456*** (0.0473) | 0.1716** (0.0767) | -0.0410 (0.0511) |
| γ_{i1} | 0.2682 (0.1837) | 0.0994 (0.0805) | -0.1044 (0.0679) | 0.0609 (0.0498) |
| γ_{i2} | 0.0994 (0.0805) | -0.4019*** (0.0803) | 0.1149 (0.1038) | -0.0766 (0.0673) |
| γ_{i3} | -0.1044 (0.0679) | 0.1149 (0.1038) | -0.1542* (0.0769) | 0.0222 (0.0233) |
| γ_{i4} | 0.0609 (0.0498) | -0.0766 (0.0673) | 0.0222 (0.0233) | 0.0547 (0.0606) |
| ζ_{i0} | -4.7652 (15.1827) | 3.3190*** (1.0021) | 13.6636*** (2.5825) | -2.2203 (1.3713) |
| ζ_{i1} | 0.3551 (0.3470) | -0.0520 (0.0353) | -0.8080** (0.3585) | 0.0354 (0.0239) |
| ζ_{i2} | 0.0096 (0.0107) | 0.0112*** (0.0011) | 0.0373*** (0.0104) | 0.0015** (0.0006) |
| ζ_{i3} | -2.4191 (4.6648) | 0.7946 (0.6613) | 0.7054 (5.1959) | 0.2281 (0.1569) |
| 統計量： | | | | |
| Adjusted R^2 | 0.8113 | 0.9717 | 0.8752 | n.a. ^c |
| D-W | 1.4205 | 1.7775 | 1.4421 | n.a. |

資料來源：本研究估計、整理。

註：a. 括號中的值為標準誤。*、**及***分別表示當顯著水準在 0.10、0.05 及 0.01 時，該估計參數顯著異於 0。

b. 參數下標 i 與下標 1, ..., 4 均代表食品項目。

c. n.a. 代表在此所省略之估計方程式。

附表2 GAITL模型之價格與支出彈性^a

| 產品別 | 支出份額 | 馬歇爾(Marshallian)價格彈性 | | | | 支出彈性 |
|-----|-------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | | 漁產品 | 雞肉 | 豬肉 | 牛肉 | |
| 漁產品 | 0.297 | -0.327*** (0.087) | -0.129*** (0.037) | 0.010 (0.091) | -0.011 (0.021) | 0.457*** (0.081) |
| 雞肉 | 0.115 | -0.850*** (0.136) | -0.650*** (0.146) | -0.288 (0.232) | -0.353*** (0.057) | 2.142*** (0.162) |
| 豬肉 | 0.540 | -0.138** (0.050) | 0.075* (0.039) | -0.939*** (0.072) | 0.033* (0.017) | 0.969*** (0.052) |
| 牛肉 | 0.049 | -0.557*** (0.154) | -0.871*** (0.135) | -0.055 (0.221) | -0.463*** (0.153) | 1.945*** (0.146) |
| 產品別 | 支出份額 | 希克斯(Hicksian)價格彈性 | | | | 支出彈性 |
| | | 漁產品 | 雞肉 | 豬肉 | 牛肉 | |
| 漁產品 | 0.297 | -0.192*** (0.069) | -0.077* (0.040) | 0.257*** (0.073) | 0.011 (0.022) | |
| 雞肉 | 0.115 | -0.215* (0.105) | -0.405** (0.156) | 0.868*** (0.189) | -0.248*** (0.059) | |
| 豬肉 | 0.540 | 0.149*** (0.041) | 0.187*** (0.040) | -0.416*** (0.068) | 0.080*** (0.018) | |
| 牛肉 | 0.049 | 0.020 (0.131) | -0.647*** (0.141) | 0.995*** (0.189) | -0.368** (0.154) | |

資料來源：本研究計算、整理。

註：a. 括號中的值為近似標準誤。*、**及***分別表示 p-value 小於 0.10、0.05 及 0.01 時之水準。

參考文獻

(1)中文部分

a.期刊文章：

1. 江福松與李仲英，2000，「臺灣養殖魚業需求體系之研究—逆需求體系模型之應用」，農業經濟半年刊，68：1-25。
2. 李皇照，1992，「臺灣地區肉類需求體系之研究」，臺灣土地金融季刊，29：49-68。
3. 李家銘與黃琮琪，2003，「模型選擇與動態設定—以臺灣漁產品需求為例」，農業經濟半年刊，73：165-199。
4. 李家銘、黃美雲與黃琮琪，2004，「一般化需求體系模型之設定與選擇—以臺灣肉品消費需求為例」，臺灣土地金融季刊，41：39-60。
5. 林灼榮與陳正亮，1991，「臺灣肉類需求結構性變遷之研究」，臺灣土地金融季刊，28：65-83。
6. 林啓淵，1997，「臺灣地區肉品逆需求體系之研究」，經濟論文，25：251-267。
7. 洪美惠，1993，「臺灣主要肉類需求之探討：AIDS 模型之應用」，臺灣銀行季刊，44：370-395。
8. 張之義，1979，「臺灣主要糧食供需之計量研究」，臺灣銀行季刊，30：140-173。
9. 許文富，1970，「臺灣糧食消費之研究」，農復會叢刊，1-61。
10. 陳清春，1992，「臺灣地區貝類水產需求體系之分析」，農業與經濟，13：23-44。
11. 黃琮琪，1993，「臺灣地區肉類消費支出型態、預測與貿易自由化之衝擊」，農業經濟半年刊，54：117-165。
12. 詹滿色，2002，「臺灣肉類需求的結構變動分析」，農業經濟叢刊，8：75-105。

13. 詹滿色，2003，「臺灣肉品需求的函數選擇及弱分割性的檢定」，*農業與經濟*，30：63-87。
14. 蔡瑞豐，1998，「臺灣地區肉品需求彈性之研究」，*臺灣銀行季刊*，49：248-266。
15. 簡義聰，1981，「臺灣毛豬供需之經濟分析」，*臺灣銀行季刊*，32：215-232。

c. 專書及論文：

1. 林灼榮與鄒季博，1987，「臺灣主要肉類需求體系之研究」，*農業經濟論文專集*，22：97-121。
2. 行政院主計處，各年份，*中華民國統計年報*，臺灣台北市：行政院主計處。
3. 行政院農業委員會，各年份，*農業生產統計提要*，臺灣台北市：行政院農業委員會。
4. 行政院農業委員會，各年份，*農產貿易統計要覽*，臺灣台北市：行政院農業委員會。
5. 行政院農業委員會，各年份，*農產物價與成本統計月報*，臺灣台北市：行政院農業委員會。
6. 行政院農業委員會，各年份，*糧食平衡表*，臺灣台北市：行政院農業委員會。

(2) 英文部分

a. *For periodicals*

1. Alston, J.M., J.A. Chalfant and N.E. Piggott, 2001, "Incorporating Demand Shifters in the Almost Ideal Demand System," *Economics Letters*, 70: 73-78.
2. Barnett, W.A., 1983, "Definitions of Second Order Approximation and of Flexible Functional Form," *Economic Letters*, 12: 31-35.
3. Barten, A.P., 1969, "Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations," *European Economic Review*, 1: 7-73.
4. Chalfant, J.A., 1987, "A Globally Flexible, Almost Ideal Demand System," *Journal of*

- Business and Economic Statistics*, 5: 233-242.
5. Chen, C.W. and W.C. Hsiao, 1995, "The Structure of Taiwanese Demand for Meats," *Agriculture and Economics*, 16: 111-141.
 6. Christensen, L.R., D. Jorgenson and L. Lau, 1975, "Transcendental Logarithmic Utility Function," *American Economic Review*, 65: 367-383.
 7. Deaton, A. and J. Muellbauer, 1980a, "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*, 70: 312-326.
 8. Elbadawi, I., A.R. Gallant and G. Souza, 1983, "An Elasticity Can Be Estimated Consistently without a Priori Knowledge of Functional Form," *Econometrica*, 51: 1731-1752.
 9. Gallant, A.R., 1981, "On the Bias in Flexible Functional Forms and an Essentially Unbiased form: the Fourier Flexible Functional Form," *Journal of Econometrics*, 15: 211-245.
 10. Gallant, A.R., 1982, "Unbiased Determination of Production Technologies," *Journal of Econometrics*, 20: 285-323.
 11. Gallant, A.R., 1984, "The Fourier Flexible Form," *American Journal of Agricultural Economics*, 66: 204-208.
 12. Hsu, J.L., 2000, "Gradual Structural Changes of Meat Consumption in Taiwan," *Journal of International Food & Agribusiness Marketing*, 11: 33-50.
 13. Klein, L.R. and H. Rubin, 1948, "A Constant-Utility Index of the Cost of Living," *Review of Economic Statistics*, 15: 84-87.
 14. Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, 1992, "Testing the Null of Stationary Against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, 54: 159-178.
 15. Lewbel, A., 1989, "Nesting the AIDS and the Translog Demand Systems," *International Economics Review*, 30: 349-356.
 16. Norwood, F.B., J.L. Lusk, and B.W. Brorsen, 2004, "Model Selection for Discrete Dependent Variables: Better Statistics for Better Steaks," *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 29: 404-419.

17. Piggott, N.E., 2003, "The Nested PIGLOG Model: An Application to U.S. Food Demand," *American Journal of Agricultural Economics*, 85: 1-15.
18. Pollak, R.A. and T.J. Wales, 1980, "Comparison of the Quadratic Expenditure System and the Translog Demand System with Alternative Specifications of Demographic Effects," *Econometrica*, 48: 595-612.
19. Rickertsen, K., 1996, "Structural Change and the Demand for Meat and Fish in Norway," *European Review of Agricultural Economics*, 39: 211-222.
20. Tonsor, G.T. and T.L. Marsh, 2007, "Beef and Pork Values and Price Spreads Explained," *Agricultural Economics*, 37: 81-91.
21. White, H., 1980, "Using Least Squares to Approximate Unknown Regression Functions," *International Economic Review*, 21: 149-170.
22. Zellner, A., 1962, "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Tests for Aggregation Bias," *Journal of the American Statistical Association*, 57: 348-368.
23. Zhaung, R. and P. Abbott, 2007, "Price Elasticities of Key Agricultural Commodities in China," *China Economic Review*, 18: 155-169.

b. For books

1. Deaton, A. and J. Muellbauer, 1980b, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press.
2. Varian, H.R., 1992, *Microeconomic Analysis*, W.W. Norton and Company, Inc.

Model Selection of Demand for Meats and Fish in Taiwan Revisited: A Nested PIGLOG Model Approach

Kang Ernest Liu* and Hung-Pin Lai**

Abstract

Choice of functional forms is one of the difficult issues in demand analysis. In this study, we estimate the nested PIGLOG (NEP) model using the annual disappearance data of meat and aquatic products in Taiwan from 1962 to 2002. Four food items are considered in this study including fish, chicken, pork and beef. Incorporating factors such as structural changes, time trend and the property of “closure under unit scaling,” our empirical results show that both the NEP and GAITL (generalized almost ideal translog) are preferred models according to the likelihood ratio test. Moreover, from the results of out-of-sample forecasting, the NEP model is the best since it is ranked number one and two in terms of trace and determinant, respectively. Therefore, based on in-sample nested tests and out-of-sample forecasting, the NEP is the best choice of functional forms to explain demand for meats and fish in Taiwan. Empirical results also show that the own-price elasticities of meats and fish are all negative, satisfying the law of demand; whereas the negative cross-price elasticities between chicken and beef imply they are complements, but others are substitutes. Expenditure elasticities of beef and chicken are elastic, indicating that as the expenditure on meats and fish increases by one percent in Taiwan, the percentage increase of beef and chicken demands will be more than unity. This may be valuable to chicken farmers and beef importers.

Keywords: NEP Model; Choice of Functional Forms; Taiwan; Meat and Fish Demand

JEL classification: D12, Q19

* Corresponding author. Tel: (05)2720411 ext 34120, Fax: (05)2720816, Email: ecdkl@ccu.edu.tw

** Kang Ernest Liu and Hung-pin Lai are faculty members of the Department of Economics, National Chung Cheng University. We thank two anonymous reviewers, professors Ching-Kai Hsiao, Jane Lu Hsu, Chia-Hung Sun and Wei-Ming Lee as well as participants at the fifth annual conference of Taiwan’s Economic Empirics for their valuable comments. Any shortcomings and errors are the authors’ responsibility.