

# 中國城鎮食品需求之估計： 追蹤資料模型之運用

陳永順<sup>\*</sup>、劉 鋼<sup>\*\*</sup>、賴宏彬<sup>\*\*\*</sup>

本研究旨在運用追蹤資料模型來估計並探討中國大陸城鎮地區之食品需求。在使用 1992–2001 年 29 個城鎮地區之省級資料以及追蹤資料模型中的固定效果模型（包含地域、時間以及兩者兼具的效果），本文估計了九種主要食品（包括糧食、油脂、豬肉、家禽、水產品、蛋、奶及奶製品、蔬菜與水果）的近似理想需求體系。實證結果顯示：追蹤資料模型比混和資料之模型更能解釋中國大陸城鎮地區龐雜分歧的食品需求。本研究進一步發現：這九種食品皆符合需求法則並對價格變動較不具彈性。其次，除了蛋在廣東及海南為劣等財（所得彈性為負值）之外，其餘皆為正常財；而部分的水產品甚至為奢侈品（所得彈性大於 1）；再者，省市間差異亦顯現在所得彈性上。因此，中國大陸城鎮地區歧異的食品需求，將引伸出不同的農業發展策略與政策意涵。

**關鍵詞：**AIDS 模型、追蹤資料模型、食品需求、中國城鎮

---

\* 陳永順為國立中正大學國際經濟研究所碩士畢業生。

\*\* 劉 鋼為國立中正大學國際經濟研究所助理教授。本文之通訊作者。

\*\*\* 賴宏彬為國立中正大學國際經濟研究所助理教授。

作者感謝陳文雄教授所提供之資料以及張昌耀、賴靖宜、孫佳宏、崔曉倩、何泰寬及臺灣經濟學會 2004 年年會與會教授對於本文初稿所提供之寶貴意見。兩位匿名評審提供諸多寶貴意見，提高本文之可讀性，特此致謝。文中任何遺誤，當由作者自負。

## I、前言

中國大陸從 1978 年起進行一連串的經濟改革，經濟體制由計劃經濟一步步走向市場經濟。在改革推動之下，中國經濟快速成長，國民所得水準亦顯著提升，同時中國大陸居民在生活方面的支出也隨之增加。舉例而言，中國城鎮居民每人每年消費性支出從 1992 年低於人民幣 2,000 元之水準，到 2001 年時，已經超過人民幣 5,000 元並持續增加中；同一時期，食品支出亦從 1992 年大約人民幣 900 元提高到 1996 年接近人民幣 2,000 元，之後就維持在這個水準。這樣的趨勢，可從圖 1 明顯地看出：中國大陸城鎮居民在消費性支出以及食品支出上都有增加的趨勢，但是消費性支出增加的速度要遠大於食品支出，而且食品支出的上升漸趨和緩。至於消費性支出比例的變動，圖 2 則呈現出一個相當重要的態勢：在八種主要的消費性支出項目中，食品支出所佔的比例是最大的，一直都佔有 40% 以上；而在 1995 年以前，甚至達到一半以上（註 1）。另外，中國在 2001 年加入世界經貿組織（World Trade Organization，以下簡稱 WTO）之後，一方面受到貿易自由化的影響，一方面受到消費者之購買力日漸增強，中國龐大的消費市場，受到許多農產品輸出國的注意，包括美國、加拿大、英國、法國、義大利、荷蘭、澳洲、紐西蘭、馬來西亞和菲律賓等國家，皆已在中國大陸設有貿易推廣辦公室（李皇照，2006）（註 2）。這些變化會如何影響中國居民的食品消費？而這對全世界的農產貿易，又有何啓示？在回答這些問題之前，則須先深入瞭解中國大陸之食品需求。

在探討食品需求時，一般是利用需求體系的估計以推算各個食品之價格與所得彈性。實證上，運用何種資料來估算，遂成爲一個重要的課題。在研究中國大陸食品需求既有的文獻中，通常使用時間序列（time series）資料，如 Ito、Peterson 與 Grant (1989)；橫段面（cross-section）資料，例如

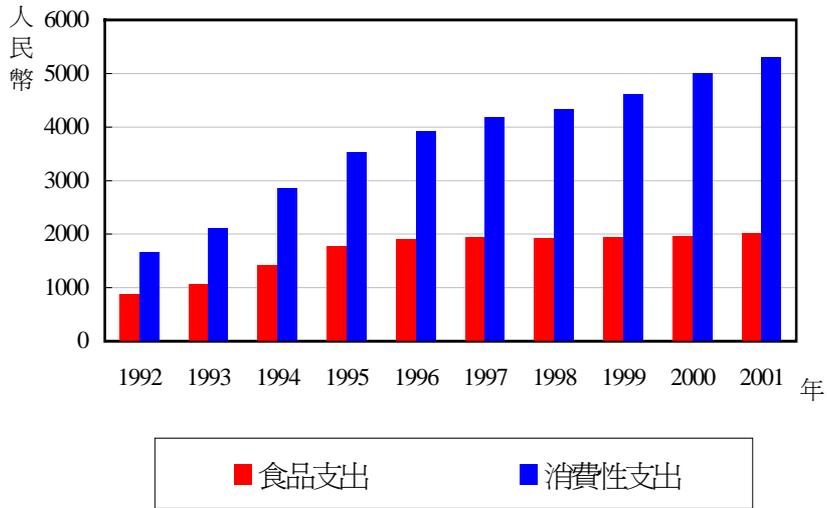


圖 1 1992-2001 年中國大陸城鎮地區每人每年消費性支出趨勢圖

資料來源：中國統計年鑑（1993-2002）。

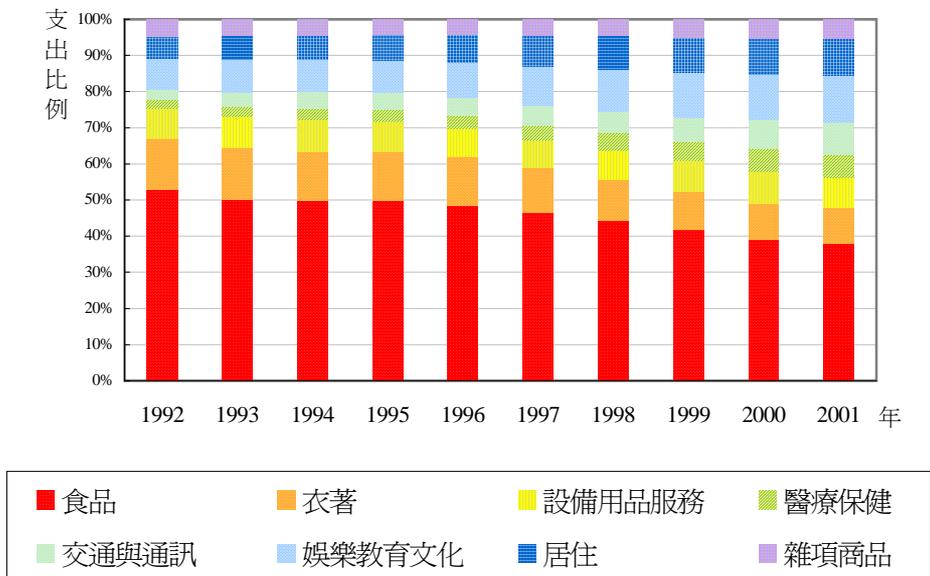


圖 2 1992-2001 年中國大陸城鎮地區八項主要消費性支出比例變動圖

資料來源：中國統計年鑑（1993-2002）。

Chow (1984)；World Bank (1985)；Wu、Li 與 Samuel (1995)；Shono、Suzuki 與 Kaiser (2000)；Fang 與 Beghin (2002)；Liu (2003)；Yen、Fang 與 Su (2004)；Gould 與 Villarreal (2006) 等；或是結合橫段面與時間序列的混合資料 (pooled data)，諸如 Lewis 與 Andrews (1989)；Chern 與 Wang (1994)；Gao、Wailles 與 Cramer (1996)；Liu 與 Chern (2002) 等。然而，Baltagi 與 Griffin (1995) 提出：單獨使用橫段面或時間序列資料將有可能使估計出的彈性產生嚴重的偏誤 (註 3)。而 Hsiao (2003) 也認為追蹤資料 (panel data) 模型主要的優點是它提供研究者大量的樣本觀察值，增加估計的自由度，減少解釋變數間共線性的問題，因此改善了參數估計的效率性；更重要的是，追蹤資料模型可使研究者分析固定效果 (fixed effect) 或是隨機效果 (random effect) 等單獨使用橫段面資料或是時間序列資料所不能探討的個別效果，追蹤資料模型於是被大量地採用。然而，應用在食品需求之分析，仍不多見。例如 Angulo *et al.* (2002) 使用追蹤資料中的隨機效果模型，以鹿特丹模型 (Rotterdam model) 估計西班牙的食品需求。Meyerhoefer、Raney 與 Sahn (2005) 考量追蹤資料中之零值問題，使用近似理想需求體系 (almost ideal demand system，以下簡稱 AIDS) 來探討羅馬尼亞之食品需求。Zhang、Mount 與 Boisvert (2001) 則利用廣東省內 1986–1995 年 31 個縣市的追蹤資料估計 AIDS 模型，並探討農村居民之食品需求；然而，該文並未利用追蹤資料模型的優點來分析固定效果或是隨機效果。

綜合以上敘述，本研究主要目的是利用 1992–2001 年中國大陸城鎮地區 29 個省市資料，建立一個追蹤資料需求體系，來估計中國城鎮居民對九項主要食品 (包括糧食、油脂、豬肉、家禽、水產品、蛋、奶及奶製品、蔬菜以及水果) 的價格與所得 (支出) 彈性。換言之，本文應用追蹤資料之固定效果模型來估計 Deaton 與 Muellbauer (1980a) 之近似理想需求體系。一方面檢視追蹤資料模型是否比混合資料模型更能提供較多的訊息；另一方面利用追蹤資料的優點，藉以探討中國城鎮居民在食品價格與所得的變動下，對這

九項主要食品需求的影響為何，並深入分析時間與地域對於食品需求彈性之影響。由於需求體系之殘差項間彼此具有關聯性，本研究在估計上則使用 Zellner (1962) 的回覆近似無關迴歸估計法 (iterative seemingly unrelated regression method，以下簡稱 ISUR) 進行聯合估計，以利用殘差項間的相關訊息，使估計結果更為準確。之後藉由估計出之參數，計算各食品的價格彈性與所得（支出）彈性等，來闡析中國大陸城鎮居民之食品需求。希望透過本文之分析，能夠更精準地瞭解中國大陸城鎮居民龐雜分歧的消費型態與食品需求。另外，值得一提的是，就筆者所知，本研究是少數使用追蹤資料模型來探討中國大陸城鎮居民食品需求的研究之一。

本文共分爲五個章節。除本章之外，第二章則簡潔地介紹本文使用的 AIDS 模型與計量模型；第三章呈述實證資料之來源及其敘述統計；第四章則是實證結果的分析與討論；結論與建議則置於第五章。

## II、需求理論模型與計量模型

本章分爲兩個部分來說明本研究相關模型之設定：在第一部分，先簡介本文所採用之模型設定—近似理想需求體系；而在第二部分，則介紹追蹤資料之固定效果模型及其估計方法，我們將使用 ISUR 來進行參數估計。

### 2.1 近似理想需求體系 (AIDS 模型)

爲研究中國城鎮地區之食品需求，本文假設所選定之九類食品與其他食品以及非食品具有弱可分性 (weak separability)，因此中國城鎮居民對於這九類食品之選擇不會受到其他財貨之影響 (註 4)。針對這九類食品之需求，則是採用文獻上最常用的 AIDS 模型來刻劃 (註 5)。此模型假設代表性消費者具有「價格獨立一般化對數」(price independence generalized logarithm)

之偏好，經由支出函數之設定，可以定義出在給定的價格向量（ $\mathbf{p}$ ）下要維持特定效用水準（ $u$ ）所需之最小支出函數（ $c(u, \mathbf{p})$ ）為（以自然對數形式呈現）：

$$\log c(u, \mathbf{p}) = (1-u) \log a(\mathbf{p}) + u \log b(\mathbf{p}) \quad (1)$$

其中 $u$ 標準化後使之介於0和1之間。 $a(\mathbf{p})$ 以及 $b(\mathbf{p})$ 可分別視為當 $u=0$ 與 $u=1$ 所需之支出。為了使支出函數具有可伸縮性（flexibility），其函數型態設定為（註6）：

$$\log a(\mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + .5 \cdot \sum_k \sum_l \gamma_{kl}^* \log p_k \log p_l \quad (2)$$

$$\log b(\mathbf{p}) = \log a(\mathbf{p}) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (3)$$

其中 $p_k$ 為第 $k$ 種食品之價格， $\alpha_k$ 、 $\beta_k$ 以及 $\gamma_{kl}^*$ 為其參數。將(2)-(3)式代入(1)式，並根據雪佛輔助定理（Shephard's lemma）以及間接效用函數與支出函數之對偶性，則第 $i$ 種食品之馬歇爾需求函數，可用預算份額（ $w_i$ ）表示為價格與總支出（ $X$ ）之函數如下：

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(X/P) \quad (4)$$

上式中 $\gamma_{ij} = (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*)/2$ ； $P$ 為價格指數，定義為：

$$\log P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + .5 \cdot \sum_k \sum_l \gamma_{kl} \log p_k \log p_l \quad (5)$$

在AIDS模型中，估計參數為 $\alpha_0$ 、 $\alpha_i$ 、 $\beta_i$ 以及 $\gamma_{ij}$ ，實證上 $\alpha_0$ 難以認定，一般在估計時設定為0。最後，AIDS模型須滿足的限制如下：

$$1. \text{ 加總性：} \sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \beta_i = \sum_i \gamma_{ij} = 0 \quad (6)$$

$$2. \text{ 齊質性：} \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (7)$$

$$3. \text{ 對稱性：} \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (8)$$

值得注意的是，由於AIDS模型中包含方程式間之限制式，因此在估計需求體系時須採用系統性的估計方法，也就是將估計式進行聯合估計。完成

參數估計之後，我們可以計算 AIDS 模型的支出彈性（expenditure elasticities）與未受補償價格彈性（uncompensated price elasticities），其公式如下：

$$1. \text{ 支出彈性： } \eta_{ix} = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (9)$$

$$2. \text{ 未受補償價格彈性： } \varepsilon_{ij} = -\Delta + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i}{w_i} \cdot (\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \log p_k) \quad (10)$$

當  $i = j$ ， $\Delta = 1$ ；當  $i \neq j$ ， $\Delta = 0$ 。

## 2.2 追蹤資料之固定效果模型

本文研究中國大陸城鎮地區九種主要食品之需求，所使用的資料是 1992–2001 年 29 個省市之總合資料，此為追蹤資料之型式。由於這 29 個省市資料並非隨機產生，根據 Baltagi (1995) 以及 Hsiao (2003)，使用固定效果模型（fixed-effect model）或稱虛擬變數模型（dummy variable model）將比隨機效果模型（random-effect model）更為恰當（註 7）。再者，本研究同時考量模型的誤差項受到時間及地域的影響，因此使用雙向誤差成分模型（two-way error component model）來處理。計量模型可表示為：

$$\mathbf{y}_m = f(\mathbf{Z}_m; \Theta_m) + \mathbf{u}_m \quad m = 1, \dots, M \quad (11)$$

其中  $\mathbf{y}_m$  代表第  $m$  條估計方程式之被解釋變數（ $y_{mst}$ ，其中食品下標  $m = 1, \dots, M$ 、地區下標  $s = 1, \dots, S$ 、時間下標  $t = 1, \dots, T$ ）的  $ST \times 1$  向量； $\mathbf{Z}_m$  和  $\Theta_m$  則分別為解釋變數矩陣與對應之參數向量； $f$  則為  $\mathbf{Z}_m$  和  $\Theta_m$  之函數設定（本文為 AIDS 模型）； $\mathbf{u}_m$  代表第  $m$  條方程式的  $ST \times 1$  殘差向量並使用雙向誤差成分模型分解如下：

$$\mathbf{u}_m = \mathbf{Z}^\phi \phi_m + \mathbf{Z}^\delta \delta_m + \nu_m \quad m = 1, \dots, M \quad (12)$$

其中  $\mathbf{Z}^\phi$  和  $\mathbf{Z}^\delta$  分別代表與時間和地區相關之虛擬變數矩陣，其對應之參數分

別為  $\phi_m$  和  $\delta_m$  向量； $\nu_m$  則是服從標準的 ISUR 隨機誤差向量。如此一來，地域間與不同時間所存在之差異將被分離出來，以便進行更深入的分析。

### III、資料分析

#### 3.1 資料來源與處理

本文使用中國大陸 1992–2001 年 29 個城鎮地區省級的消費資料（註 8）。資料源自於中國統計局（National Bureau of Statistics）之資料庫。資料庫中記載 132 項食品之消費數量與金額，本文整合為九大類的食品為研究對象，其中包括糧食（包含細糧和粗糧）、油脂（不包含動物性油脂）、豬肉、家禽、水產品、蛋、奶及奶製品、蔬菜（包含鮮菜與乾菜）以及水果（包含乾鮮瓜果類）。從表 1 之第 4 欄可知，這九大類食品支出總和佔所有食品支出一半以上的比例。最高在 1995 年可達 64.44%，而在 2001 年最低時，亦有 55.49%。而且，每一年的資料都囊括了 29 個主要省市，為一平衡追蹤資料（balanced panel data）。

一般而言，使用時間序列資料時為避免結果產生偏誤（諸如假性迴歸等），分析之前必須檢測變數之恆定性，以確保估計式在大樣本之下，仍具有優良的性質。追蹤資料模型之單根檢定主要可分為二種方式：其一為 Levin、Lin 與 Chu (2002) 所提出的 LLC 檢定統計量；另一種檢定方法為 Im、Pesaran 與 Shin (2003) 提出的 IPS 檢定統計量。然而 Hsiao (2003) 曾經提及：追蹤資料之單根檢定強調的是資料在時間序列上的性質。由於本研究所使用之資料為期不長，單根檢定統計量之檢定力恐將薄弱，故而省卻單根檢定。

表 1 1992–2001 年中國大陸城鎮地區每人每年食品平均支出及其比例<sup>1</sup>

年	9 種食品支出總和 (A)	食品支出 (B)	比例 (A/B)
1992	549	884	62.15
1993	657	1,058	62.12
1994	914	1,422	64.23
1995	1,138	1,766	64.44
1996	1,194	1,905	62.71
1997	1,193	1,943	61.44
1998	1,152	1,927	59.81
1999	1,138	1,932	58.89
2000	1,100	1,958	56.19
2001	1,118	2,014	55.49

資料來源：中國價格及城鎮居民家庭收支調查統計年鑑（1993-2002）。

註：1. 支出之單位為人民幣；比例之單位為%。

### 3.2 敘述統計分析

表 2 與表 3 分別為 1992–2001 年中國大陸城鎮地區九類食品平均價格及每人每年平均消費量之敘述統計（註 9）。表 2 顯示家禽的平均價格最高、豬肉居次、蔬菜最低；而奶及奶製品的變異係數最大、水果次之、蛋最小，表示在此一期間內，奶及奶製品價格的波動最劇烈，而蛋最為穩定。至於每人每年平均消費量方面，在這十年之中，蔬菜的平均消費量最高，平均超過 100 公斤；糧食次之，約 93 公斤；水果第三，略高於 50 公斤。而在動物性蛋白質食品方面，豬肉的平均消費量最多，每人每年平均消費高於 15 公斤；蛋和水產品則約有 10 公斤的消費量；家禽最少，僅 6 公斤左右。就消費量的變異係數而言，仍以奶及奶製品最大（79.29%），顯示其消費量在各個觀察值間的差異相對其他八類食品要大得多；反觀蔬菜消費量在各個觀察值間的差異則是這九類食品中最小的，其變異係數只有 14.56%。表 4 呈現

支出份額之敘述統計。平均而言，糧食、豬肉和蔬菜是這九類食品中支出份額較大者，其中糧食佔了 1/5 強，豬肉和蔬菜分別佔有 18%；而奶及奶製品的 3%則是最低的。

表 2 1992–2001 年中國大陸城鎮地區主要食品價格之敘述統計

單位：人民幣/公斤

食 品	平均數	標準差	變異係數 <sup>1</sup>	最小值	中位數	最大值
糧 食	2.268	0.687	30.309	0.629	2.400	3.788
油 脂	7.968	1.996	25.047	2.887	8.453	12.389
豬 肉	10.736	3.056	28.467	3.692	10.966	19.401
家 禽	12.073	2.917	24.159	4.660	11.902	20.171
水 產 品	10.505	3.432	32.665	4.348	9.696	25.186
蛋	6.128	1.466	23.925	2.853	5.891	10.642
奶及奶製品	5.597	5.389	96.285	1.086	4.070	50.828
蔬 菜	1.530	0.545	35.612	0.480	1.477	3.068
水 果	2.189	0.850	38.853	0.749	2.016	5.942

資料來源：中國價格及城鎮居民家庭收支調查統計年鑑（1993-2002）。

註：1. 變異係數（Coefficient of variation；其公式為：標準差/平均數）用%來表示。

表 3 1992–2001 年中國大陸城鎮地區主要食品每人每年平均消費量之敘述統計

單位：公斤

食 品	平均數	標準差	變異係數 <sup>1</sup>	最小值	中位數	最大值
糧 食	93.489	18.854	20.167	63.080	90.125	198.460
油 脂	7.479	1.676	22.406	3.450	7.460	12.290
豬 肉	16.688	5.343	32.015	4.440	16.570	31.300
家 禽	6.128	3.626	59.170	1.110	5.015	16.240
水 產 品	10.034	6.960	69.369	1.760	8.115	31.590
蛋	10.001	3.902	39.016	2.460	8.870	20.690
奶及奶製品	8.310	6.589	79.288	0.260	6.655	34.120
蔬 菜	117.252	17.074	14.562	89.420	115.495	178.540
水 果	50.887	13.301	26.138	17.890	50.295	84.790

資料來源：中國價格及城鎮居民家庭收支調查統計年鑑（1993-2002）。

註：1. 變異係數（Coefficient of variation；其公式為：標準差/平均數）用%來表示。

表 4 1992-2001 年中國大陸城鎮地區主要食品支出份額之敘述統計

食 品	平均數	標準差	變異係數 <sup>1</sup>	最小值	中位數	最大值
糧 食	0.214	0.059	27.363	0.095	0.204	0.374
油 脂	0.061	0.017	27.804	0.027	0.059	0.113
豬 肉	0.176	0.046	25.892	0.064	0.165	0.283
家 禽	0.071	0.034	47.917	0.017	0.065	0.181
水 產 品	0.101	0.064	63.881	0.026	0.084	0.281
蛋	0.062	0.022	35.786	0.017	0.058	0.135
奶及奶製品	0.032	0.019	58.721	0.004	0.027	0.110
蔬 菜	0.176	0.022	12.618	0.125	0.176	0.250
水 果	0.108	0.022	20.480	0.049	0.109	0.164

資料來源：中國價格及城鎮居民家庭收支調查統計年鑑（1993-2002）。

註：1. 變異係數（Coefficient of variation；其公式為：標準差/平均數）用%來表示。

由於地域與時間為本文兩大重要因子，在此先針對此九項食品之支出份額進行剖析。圖 3 呈現 1992~2001 年九種主要食品之支出份額變動圖。由圖形可以約略看出這十年間之趨勢。中國大陸城鎮地區在 1994 年取消糧食與油脂之配給制度，而糧食之支出份額在 1994~1996 年間最高，之後逐漸下降。豬肉的支出份額，在早期所佔的比例較高，近年來亦有下降的趨勢。奶及奶製品雖然佔食品支出的比例不大，近年來則呈現增加的趨勢。至於家禽與水產品則是少幅增加的局勢。而在 2001 年各省市這九項食品的支出份額，則出示於表 5。地域間的差異，則呈現多元的態勢。舉例而言，糧食在內陸所佔的支出比例較沿海或大都市為高；而長江流域一帶之省市，對於豬肉的支出，比例較高。至於家禽與水產品，較高的支出份額則是集中在沿海省市，兩廣以及海南對於家禽支出份額是最高的，而上海、浙江與福建對於水產品的支出份額更超過 25%。另外，北京、上海與山東在奶及奶製品的支出是 29 個地區最高的。而東北與西南多數省分對於蔬菜的支出份額則接近 20%。由此可知，食品支出在地區間的差異是相當明顯的。然而各個食品間

的交互關係以及價格與所得對於需求量的影響，則需透過完整的需求體系分析，方能一窺究竟。我們將在下一章節中進行實證結果之分析。

表 5 2001 年各省市之支出份額

地 區	糧食	油脂	豬肉	家禽	水產品	蛋	奶及奶製品	蔬菜	水果
北 京	0.155	0.044	0.132	0.078	0.102	0.049	0.110	0.167	0.164
天 津	0.168	0.044	0.139	0.053	0.189	0.068	0.065	0.147	0.128
河 北	0.208	0.082	0.140	0.049	0.083	0.077	0.062	0.184	0.114
山 西	0.273	0.068	0.127	0.028	0.043	0.072	0.089	0.187	0.113
內蒙古	0.252	0.050	0.162	0.048	0.054	0.058	0.067	0.169	0.140
遼 寧	0.176	0.041	0.156	0.041	0.127	0.057	0.055	0.212	0.134
吉 林	0.201	0.054	0.153	0.046	0.091	0.060	0.038	0.206	0.151
黑龍江	0.219	0.057	0.152	0.045	0.083	0.064	0.052	0.182	0.146
上 海	0.111	0.032	0.098	0.108	0.281	0.031	0.092	0.138	0.107
江 蘇	0.136	0.045	0.175	0.093	0.192	0.051	0.064	0.157	0.087
浙 江	0.123	0.031	0.117	0.085	0.276	0.031	0.056	0.156	0.125
安 徽	0.153	0.061	0.209	0.093	0.109	0.064	0.050	0.174	0.088
福 建	0.139	0.046	0.124	0.077	0.267	0.033	0.066	0.136	0.112
江 西	0.161	0.073	0.227	0.071	0.102	0.046	0.052	0.176	0.092
山 東	0.159	0.041	0.139	0.080	0.133	0.075	0.095	0.153	0.126
河 南	0.241	0.068	0.163	0.075	0.050	0.081	0.049	0.171	0.102
湖 北	0.158	0.065	0.203	0.064	0.104	0.053	0.052	0.211	0.091
湖 南	0.159	0.056	0.192	0.100	0.093	0.042	0.040	0.180	0.139
廣 東	0.129	0.042	0.173	0.140	0.198	0.024	0.037	0.157	0.101
廣 西	0.131	0.050	0.196	0.181	0.111	0.033	0.036	0.153	0.110
海 南	0.119	0.042	0.207	0.141	0.228	0.019	0.017	0.158	0.069
四 川	0.148	0.056	0.219	0.111	0.053	0.050	0.072	0.193	0.099
貴 州	0.172	0.039	0.242	0.096	0.039	0.054	0.052	0.190	0.115
雲 南	0.185	0.027	0.200	0.098	0.065	0.047	0.036	0.216	0.126
陝 西	0.236	0.066	0.153	0.054	0.048	0.056	0.066	0.193	0.130
甘 肅	0.216	0.065	0.150	0.055	0.049	0.053	0.075	0.202	0.134
青 海	0.271	0.062	0.147	0.051	0.051	0.044	0.063	0.193	0.119
寧 夏	0.242	0.082	0.099	0.070	0.051	0.047	0.055	0.206	0.149
新 疆	0.240	0.068	0.070	0.088	0.057	0.049	0.072	0.200	0.155

資料來源：本研究計算。

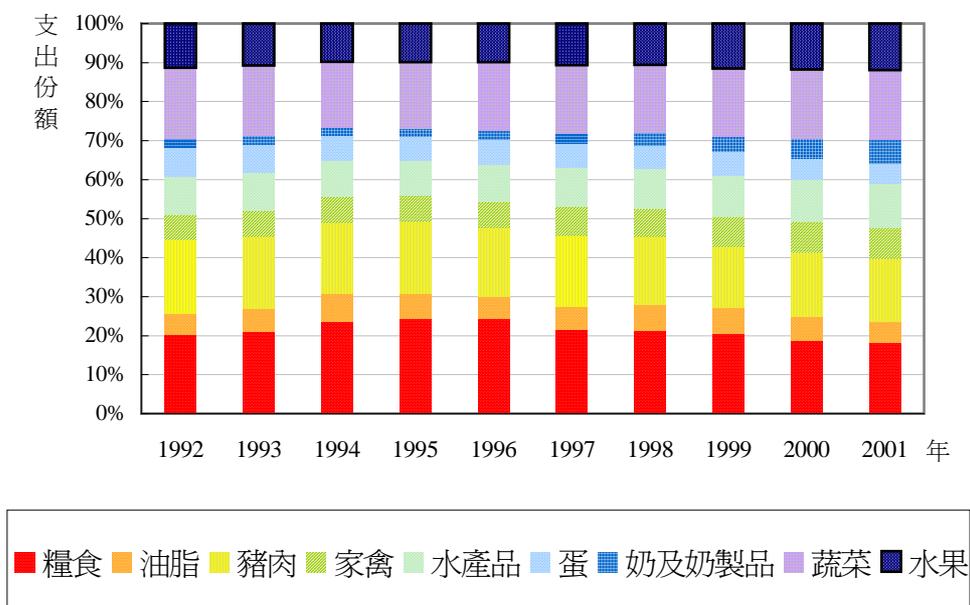


圖 3 1992–2001 年九種主要食品支出份額變動圖

資料來源：本研究。

## IV、實證結果分析

本研究利用 AIDS 模型來分析中國大陸城鎮地區九種食品之需求，在估計時，我們假設這九種主要食品對其他食品和非食品的消费上具有弱可分性，因此我們可以將這九種食品從所有產品的消費中獨立出來討論。在參數估計方面，我們使用 Zellner (1962) 的 ISUR 進行需求體系之估計，資料則是中國大陸 29 個城鎮地區 1992–2001 年的資料，因此每種食品的樣本個數有 290 個，估計時，一共使用了 2,610 個觀察值。這些參數估計是使用統計軟體 SAS 9.1 而得。實證結果之分析則分為二部分：我們先分析固定效果下 AIDS 模型的參數估計值，然後分析這九類食品的價格、支出與所得彈性及其引伸出可能的政策意涵。

#### 4.1 固定效果之 AIDS 模型參數估計

本文應用追蹤資料之固定效果模型來進行參數估計(註 10)。在雙向誤差成分模型的假設之下，時間方面是以 2001 年為比較基準，設立了九個虛擬變數來比較各年與 2001 年之差異；而地域方面則是以首都北京為比較基礎，設立了 28 個虛擬變數來觀察不同地區間的個別效果。因此，結合(4)、(5)、(11)與(12)式，雙向誤差成分之固定效果 AIDS 模型可表示如下：

$$\begin{aligned}
 w_{mst} = & \alpha_m + \sum_{j=1}^9 \gamma_{mj} \log p_{jst} \\
 & + \beta_m [\log X_{st} - (\alpha_0 + \sum_{k=1}^9 \alpha_k \log p_{kst} + .5 \cdot \sum_{k=1}^9 \sum_{l=1}^9 \gamma_{kl} \log p_{kst} \log p_{lst})] \\
 & + \sum_{t'=1992}^{2000} \phi_{mt'} Z_{mst}^{\phi} + \sum_{s'=2}^{29} \delta_{ms'} Z_{mst}^{\delta} + v_{mst}
 \end{aligned} \tag{13}$$

其中下標  $j$ 、 $k$ 、 $l$ 、 $m$  代表食品， $j, k, l, m = 1, \dots, 9$ ； $s$  表示地區， $s = 1, \dots, 29$ ； $t$  是時間， $t = 1992, \dots, 2001$ 。當  $s = s'$  時，時間虛擬變數 ( $Z_{mst}^{\phi}$ ) 之值為 1，其餘為 0；同理，當  $t = t'$  時，地區虛擬變數 ( $Z_{mst}^{\delta}$ ) 之值為 1，其餘為 0。在參數方面，參數  $\alpha_0 = 0$ ，而  $\alpha_m$ 、 $\beta_m$ 、 $\gamma_{mj}$ 、 $\delta_{ms'}$  及  $\phi_{mt'}$  則為待估參數。為提高了模型的自由度並考慮估計的方便性，待估參數間則須滿足 AIDS 模型參數間之限制 ((6)-(8)式)。最後， $v_{mst}$  為殘差項，服從標準 Zellner 的 ISUR 假設。由於預算份額之總和為 1，使得  $\sum_{m=1}^9 v_{mst} = 0$ ，需求體系產生共線性問題，因此去除最後一條(水果)支出份額方程式，並使用 ISUR 來進行估計，總共有 350 個待估參數。參數估計結果則分為三部分來說明：表 6 出示 AIDS 模型之參數估計值；而時間與地域虛擬變數之估計結果則呈現在表 7 與表 8。

表 6 顯示 AIDS 模型之參數估計值，在滿足需求體系之加總性、齊質性與對稱性後，共有 52 個待估參數，估計結果有 25 個參數在 5% 的顯著水準下異於 0。在常數項 ( $\alpha_m$ ) 方面，除了豬肉與水產品的支出份額為負，其餘都為正值，顯示在不考慮價格、總支出與其他情況之下，家禽、蛋、蔬菜與水果的支出份額恆為正值。在支出參數 ( $\beta_m$ ) 的部分，糧食與水產品之估

表 6 參數估計-AIDS 模型部分<sup>1</sup>

參數 <sup>2</sup>	食品支出份額方程式								
	糧食	油脂	豬肉	家禽	水產品	蛋	奶及 奶製品	蔬菜	水果 <sup>3</sup>
$\alpha_m$	0.047 (0.066)	0.0003 (0.035)	-0.015 (0.055)	0.170* (0.041)	-0.042 (0.063)	0.265* (0.033)	0.069 (0.036)	0.313* (0.040)	0.194* (0.039)
$\beta_m$	0.027* (0.012)	-0.003 (0.006)	0.009 (0.010)	-0.017* (0.007)	0.025* (0.011)	-0.028* (0.006)	0.005 (0.006)	-0.009 (0.007)	-0.009 (0.007)
$\gamma_{m1}$	0.105* (0.012)	-0.012* (0.005)	-0.021* (0.008)	-0.020* (0.006)	-0.013 (0.007)	0.007 (0.005)	0.003 (0.003)	-0.044* (0.006)	-0.005 (0.006)
$\gamma_{m2}$	-0.012* (0.005)	0.040* (0.006)	-0.003 (0.005)	0.007 (0.005)	0.006 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.005* (0.002)	-0.015* (0.004)	-0.015* (0.004)
$\gamma_{m3}$	-0.021* (0.008)	-0.003 (0.005)	0.084* (0.010)	0.012* (0.006)	-0.012* (0.006)	-0.031* (0.005)	-0.004 (0.003)	-0.014* (0.006)	-0.011* (0.005)
$\gamma_{m4}$	-0.020* (0.006)	0.007 (0.005)	0.012* (0.006)	0.006 (0.007)	-0.008 (0.005)	-0.017* (0.005)	-0.0006 (0.002)	-0.001 (0.005)	0.021* (0.005)
$\gamma_{m5}$	-0.013 (0.007)	0.006 (0.004)	-0.012* (0.006)	-0.008 (0.005)	0.014 (0.008)	0.005 (0.004)	0.004 (0.003)	-0.005 (0.005)	0.009* (0.004)
$\gamma_{m6}$	0.007 (0.005)	-0.003 (0.004)	-0.031* (0.005)	-0.017* (0.005)	0.005 (0.004)	0.042* (0.006)	-0.009* (0.002)	0.006 (0.004)	-0.0007 (0.004)
$\gamma_{m7}$	0.003 (0.003)	-0.005* (0.002)	-0.004 (0.003)	-0.0006 (0.002)	0.004 (0.003)	-0.009* (0.002)	0.011* (0.002)	0.004 (0.002)	-0.005* (0.002)
$\gamma_{m8}$	-0.044* (0.006)	-0.015* (0.004)	-0.014* (0.006)	-0.001 (0.005)	-0.005 (0.005)	0.006 (0.004)	0.004 (0.002)	0.087* (0.007)	-0.019* (0.005)
$\gamma_{m9}$	-0.005 (0.006)	-0.015* (0.004)	-0.011* (0.005)	0.021* (0.005)	0.009* (0.004)	-0.0007 (0.004)	-0.005* (0.002)	-0.019* (0.005)	0.027* (0.006)
$R^2$	0.973	0.914	0.969	0.971	0.979	0.955	0.917	0.930	-
D-W	1.569	1.956	1.838	1.827	1.814	1.826	2.060	1.921	-

資料來源：本研究估算。

註：1. 括號中為標準誤。\*代表在 5%顯著水準之下，該估計參數顯著異於 0。在對角線下半部之  $\gamma_{kl}$  估計參數，是由對稱性而得。

2. 參數下標  $m$  與下標 1,...,9 均代表食品項目； $R^2$  為調整後之判定係數；D-W 為 Durbin-Watson 檢定統計量。

3. 在估計時，水果之方程式被省略，其估計參數由齊次性與對稱性求得， $R^2$  與 D-W 統計量不可得。

計參數為正值且顯著，代表了隨著實質面的支出增加，此二種食品之支出份額也會增加；而家禽與蛋為負值，則表示當總支出增加時，這二種食品支出所佔的比例則會下降。而自身價格參數 ( $\gamma_{mm}$ ) 的估計值均為正數，表示多數食品在價格增加的情況下，皆會顯著地增加其支出份額 (除了家禽與水產品之外)。此外，調整後的判定係數均高於 0.91，顯示模型的配適度良好。而除了糧食之外，其餘食品方程式之 Durbin-Watson 檢定統計量則介於 1.81 ~ 2.06 之間，因此自我相關的問題並不嚴重。

表 7 參數估計－時間之虛擬變數部分<sup>1</sup>

參數 <sup>2</sup>	食品支出份額方程式							
	糧食	油脂	豬肉	家禽	水產品	蛋	奶及奶製品	蔬菜
$\phi_{m1992}$	0.052* (0.005)	-0.010* (0.003)	0.038* (0.004)	-0.020* (0.003)	-0.022* (0.004)	0.002 (0.003)	-0.028* (0.002)	0.005 (0.003)
$\phi_{m1993}$	0.045* (0.005)	-0.003 (0.003)	0.038* (0.004)	-0.013* (0.003)	-0.022* (0.004)	0.0006 (0.003)	-0.030* (0.002)	0.007* (0.003)
$\phi_{m1994}$	0.055* (0.004)	0.004 (0.003)	0.027* (0.003)	-0.013* (0.003)	-0.026* (0.003)	0.002 (0.002)	-0.032* (0.002)	0.008* (0.003)
$\phi_{m1995}$	0.057* (0.003)	0.0002 (0.002)	0.029* (0.003)	-0.015* (0.002)	-0.023* (0.003)	0.0003 (0.002)	-0.035* (0.002)	0.009* (0.002)
$\phi_{m1996}$	0.054* (0.003)	-0.002 (0.002)	0.027* (0.003)	-0.013* (0.002)	-0.019* (0.003)	-0.0004 (0.002)	-0.032* (0.002)	0.009* (0.002)
$\phi_{m1997}$	0.035* (0.003)	-0.0007 (0.002)	0.015* (0.003)	-0.010* (0.002)	-0.011* (0.003)	0.009* (0.001)	-0.031* (0.002)	0.004* (0.002)
$\phi_{m1998}$	0.030* (0.003)	0.003 (0.002)	0.013* (0.003)	-0.009* (0.002)	-0.009* (0.003)	0.003* (0.002)	-0.025* (0.002)	0.003 (0.002)
$\phi_{m1999}$	0.019* (0.003)	0.004* (0.002)	0.008* (0.003)	-0.005* (0.002)	-0.009* (0.003)	0.001 (0.002)	-0.018* (0.002)	0.003 (0.002)
$\phi_{m2000}$	0.008* (0.003)	0.003 (0.002)	0.005* (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.007* (0.003)	0.002 (0.001)	-0.009* (0.001)	0.001 (0.002)

資料來源：本研究估算。

註：1. 括號中為標準誤。\*代表在 5% 顯著水準之下，該估計參數顯著異於 0。

2. 參數下標  $m$  代表食品。

表 7 出示時間之虛擬變數估計值，以 2001 年為基準以比較各年之差異。估計的結果顯示，在 72 個待估參數中有 53 個顯著異於 0。糧食與豬肉的參數均為正值，表示在其他條件不變的情況下，中國大陸城鎮居民對於糧食與豬肉的份額較 2001 年為高，而且在早期之時，高出的量更大。反之，在家禽、水產品與奶及奶製品等三項食品方面，時間虛擬變數的參數估計值均為負數。顯示這三項食品在 2001 年時的支出份額相對其他各年是最高的，而且相較於 90 年代初期，2001 年所高出的值更是明顯，表示這三項食品有增加的趨勢。至於油脂、蛋與蔬菜在時間上之差異，結果並不明顯。

代表地區（省市）差異的虛擬變數參數（ $\delta_{ms}$ ）總共有 224 個，其估計的結果出示於表 8：在 5% 的顯著水準之下，有 136 個參數顯著異於 0。就個別食品而言，糧食的虛擬變數除了  $\delta_{1,9}$  與  $\delta_{1,19}$  分別為  $-0.036$  和  $-0.004$  之外，其餘皆為正值，顯示在其他條件不變之下，除了上海與廣東的糧食支出份額相較北京要來得低；其餘省市之糧食支出份額則較北京來得高。然而，廣東之係數並未通過顯著性檢定，因此，並僅能表示上海與北京在糧食的支出份額方面有顯著的差異。至於油脂的虛擬變數，除了  $\delta_{2,5}$ （內蒙古）、 $\delta_{2,11}$ （浙江）、 $\delta_{2,15}$ （山東）和  $\delta_{2,24}$ （雲南）為負值之外，其餘皆為正數，其中浙江、山東和雲南顯著異於 0，表示在其他情況不變之下，這三省城鎮居民對於油脂的支出份額顯著比北京來得低，其他省市城鎮居民在油脂的支出份額上至少和北京的水準相當。再者，奶及奶製品、蔬菜、蛋及家禽的虛擬變數各有 28 個、21 個、20 個和 17 個負值，這表示在假設其他條件都相同的情形下，北京對奶及奶製品、蔬菜、蛋、家禽及水產品的支出份額比大部分的省市都要來得多。綜合以上分析可得，以中國首都北京為比較基準時，北京對提供熱量的主要食品，如糧食、油脂等的支出份額比其他省市要來得少；而對其他食品，例如奶及奶製品、蔬菜、蛋、家禽及水產品的支出份額則是比大部分的省市都要來得多。

表 8 參數估計－地區之虛擬變數部分<sup>1</sup>

參數 <sup>2</sup>	食品支出份額方程式							
	糧食	油脂	豬肉	家禽	水產品	蛋	奶及 奶製品	蔬菜
$\delta_{k2}$	0.012* (0.005)	0.006* (0.002)	-0.012* (0.004)	-0.022* (0.003)	0.062* (0.004)	0.030* (0.002)	-0.027* (0.003)	-0.025* (0.003)
$\delta_{k3}$	0.060* (0.005)	0.026* (0.003)	-0.019* (0.004)	-0.028* (0.003)	-0.012* (0.005)	0.026* (0.003)	-0.023* (0.003)	-0.003 (0.003)
$\delta_{k4}$	0.155* (0.005)	0.017* (0.003)	-0.025* (0.004)	-0.052* (0.003)	-0.053* (0.005)	0.012* (0.003)	-0.014* (0.003)	0.008* (0.003)
$\delta_{k5}$	0.113* (0.006)	-0.0002 (0.003)	0.005 (0.005)	-0.034* (0.004)	-0.029* (0.006)	-0.013* (0.003)	-0.019* (0.003)	0.002 (0.004)
$\delta_{k6}$	0.032* (0.005)	0.006* (0.003)	-0.001 (0.004)	-0.038* (0.003)	0.015* (0.004)	0.003 (0.003)	-0.030* (0.003)	0.034* (0.003)
$\delta_{k7}$	0.061* (0.005)	0.017* (0.003)	-0.0008 (0.005)	-0.033* (0.004)	-0.005 (0.005)	-0.003 (0.003)	-0.041* (0.003)	0.018* (0.003)
$\delta_{k8}$	0.066* (0.005)	0.029* (0.003)	-0.009 (0.005)	-0.033* (0.004)	-0.008 (0.005)	0.009* (0.003)	-0.038* (0.003)	-0.002 (0.004)
$\delta_{k9}$	-0.036* (0.006)	0.007 (0.004)	-0.020* (0.005)	0.045* (0.004)	0.148* (0.006)	-0.023* (0.003)	-0.008* (0.003)	-0.071* (0.005)
$\delta_{k10}$	0.014* (0.006)	0.005 (0.003)	0.030* (0.005)	0.014* (0.004)	0.073* (0.005)	-0.003 (0.003)	-0.034* (0.003)	-0.046* (0.004)
$\delta_{k11}$	0.007 (0.006)	-0.009* (0.004)	-0.013* (0.005)	0.016* (0.004)	0.157* (0.005)	-0.031* (0.003)	-0.039* (0.003)	-0.060* (0.004)
$\delta_{k12}$	0.039* (0.006)	0.017* (0.004)	0.050* (0.005)	0.013* (0.004)	0.002 (0.005)	0.013* (0.004)	-0.044* (0.003)	-0.042* (0.004)
$\delta_{k13}$	0.046* (0.006)	0.010* (0.003)	0.003 (0.005)	-0.005 (0.004)	0.112* (0.005)	-0.022* (0.003)	-0.032* (0.003)	-0.072* (0.004)
$\delta_{k14}$	0.055* (0.007)	0.029* (0.004)	0.085* (0.006)	-0.017* (0.005)	0.007 (0.006)	-0.025* (0.004)	-0.042* (0.004)	-0.036* (0.005)
$\delta_{k15}$	0.031* (0.005)	-0.009* (0.003)	-0.018* (0.004)	-0.003 (0.003)	0.021* (0.005)	0.037* (0.003)	-0.018* (0.003)	-0.024* (0.003)
$\delta_{k16}$	0.122* (0.005)	0.005 (0.003)	-0.014* (0.005)	-0.011* (0.004)	-0.044* (0.005)	0.029* (0.003)	-0.035* (0.003)	-0.017* (0.004)
$\delta_{k17}$	0.043* (0.007)	0.022* (0.004)	0.070* (0.006)	-0.024* (0.004)	0.011 (0.006)	-0.018* (0.004)	-0.043* (0.004)	-0.002 (0.005)

表 8 參數估計－地區之虛擬變數部分（續）

參數 <sup>2</sup>	食品支出份額方程式							
	糧食	油脂	豬肉	家禽	水產品	蛋	奶及奶製品	蔬菜
$\delta_{k18}$	0.037* (0.007)	0.010* (0.004)	0.073* (0.006)	0.003 (0.005)	-0.003 (0.006)	-0.022* (0.004)	-0.053* (0.004)	-0.029* (0.005)
$\delta_{k19}$	-0.004 (0.007)	0.011* (0.004)	0.035* (0.006)	0.051* (0.005)	0.091* (0.006)	-0.029* (0.004)	-0.050* (0.004)	-0.046* (0.005)
$\delta_{k20}$	0.008 (0.006)	0.003 (0.003)	0.060* (0.005)	0.088* (0.004)	0.012* (0.005)	-0.032* (0.003)	-0.046* (0.003)	-0.052* (0.004)
$\delta_{k21}$	0.003 (0.009)	0.004 (0.005)	0.074* (0.008)	0.053* (0.006)	0.107* (0.008)	-0.045* (0.005)	-0.066* (0.005)	-0.050* (0.006)
$\delta_{k22}$	0.018* (0.005)	0.015* (0.003)	0.109* (0.005)	0.023* (0.004)	-0.044* (0.005)	-0.024* (0.003)	-0.024* (0.003)	-0.014* (0.003)
$\delta_{k23}$	0.049* (0.006)	0.007 (0.004)	0.129* (0.005)	0.006 (0.004)	-0.055* (0.005)	-0.036* (0.004)	-0.032* (0.003)	-0.023* (0.004)
$\delta_{k24}$	0.060* (0.005)	-0.009* (0.003)	0.083* (0.005)	0.005 (0.003)	-0.032* (0.005)	-0.039* (0.003)	-0.033* (0.003)	0.007* (0.003)
$\delta_{k25}$	0.105* (0.006)	0.025* (0.003)	0.007 (0.005)	-0.029* (0.004)	-0.043* (0.005)	-0.012* (0.003)	-0.023* (0.003)	-0.007 (0.003)
$\delta_{k25}$	0.105* (0.006)	0.025* (0.003)	0.007 (0.005)	-0.029* (0.004)	-0.043* (0.005)	-0.012* (0.003)	-0.023* (0.003)	-0.007 (0.003)
$\delta_{k26}$	0.106* (0.005)	0.025* (0.003)	0.007 (0.004)	-0.027* (0.003)	-0.042* (0.005)	-0.021* (0.003)	-0.018* (0.003)	-0.007* (0.003)
$\delta_{k27}$	0.147* (0.005)	0.019* (0.003)	-0.007 (0.004)	-0.041* (0.003)	-0.033* (0.005)	-0.025* (0.003)	-0.010* (0.003)	-0.008* (0.003)
$\delta_{k28}$	0.112* (0.006)	0.034* (0.003)	-0.052* (0.005)	-0.010* (0.004)	-0.032* (0.005)	-0.026* (0.003)	-0.030* (0.003)	0.011* (0.004)
$\delta_{k29}$	0.109* (0.006)	0.040* (0.003)	-0.085* (0.005)	-0.004 (0.004)	-0.016* (0.005)	-0.033* (0.004)	-0.002 (0.003)	0.0009 (0.004)

資料來源：本研究估算。

註：1. 括號中為標準誤。\*代表在 5% 顯著水準之下，該估計參數顯著異於 0。

2. 參數下標  $m$  代表食品；下標 2, ..., 29 代表省市，定義同附註 8。

最後，值得一提的是，在使用 Wald 檢定統計量來進行模型誤設之檢定時，不管是時間或是地區的虛擬變數，在 5% 的顯著水準下，檢定結果皆拒絕虛無假設。這樣的檢定結果不僅顯示地區別與時間別為顯著因子，亦即資

料中確實存在著不同的個別效果，更可以用來支持固定效果模型為正確設定（註 11）。因此在進行分析時，須將這些效果都考慮進來才能符合實際情況。

## 4.2 價格、支出與所得彈性之比較

根據(9)式與(10)式，我們可以計算這九種食品之價格與支出彈性估計值。至於所得彈性之計算，透過直接估計九種食品總支出（ $X$ ）與可支配所得（ $I$ ）的雙對數迴歸方程式（亦即  $\log X = A + B \times \log I$ ，其中  $A$  和  $B$  為估計參數）中， $B$  的估計值即為九種食品總支出的所得彈性（ $\eta_{XI}$ ）。因此，第  $i$  個食品之所得彈性（ $\eta_{ii}$ ）可以表示為： $\eta_{ii} = \eta_{iX} \cdot \eta_{XI}$ （註 12）。以下分三部分來進行彈性值之比較與分析。

### 4.2.1 樣本平均下之價格、支出與所得彈性

在樣本平均數所計算之價格、支出與所得彈性，其結果列於表 9（註 13）。首先比較價格彈性。表 9 中陰影部份的數值代表的是自身價格彈性，估計之彈性值全部皆為負值，符合需求法則。其中最大值為蛋-0.216，最小值為家禽的-0.879，而糧食的自身價格彈性為-0.509，全部食品之自身價格彈性皆大於-1，亦即當蛋、糧食與家禽的價格上升 1%時，此三項產品之需求量分別減少 0.216%、0.509%和 0.879%。這表示當價格變動時，這些食物需求的變動較無彈性。另一方面，交叉價格彈性則表示當某一食品的價格上升時對另一種食品需求量之影響。例如，糧食對豬肉的交叉價格彈性為-0.116，而豬肉對糧食的交叉價格彈性為-0.107，代表不管是糧食或是豬肉的價格上升 1%時，另一種食物的需求量就會隨著下降，但下降的幅度小於 1%，因此我們可以將此兩種食物視為是互補品，但其程度並不大；另外，又如豬肉對家禽的交叉價格彈性為 0.192，家禽對豬肉的交叉價格彈性為 0.060，表示不管此兩種食物之中的一方價格上升 1%時，另一種食物之需求量就會跟著生上升，但上升的幅度也小於 1%，此時則視此兩種食物為替代品，但是替代的程度亦不大。

表 9 在樣本平均數計算之價格、支出與所得彈性<sup>1</sup>

產品	支出 份額	價 格 彈 性				
		糧食	油脂	豬肉	家禽	水產品
糧食	0.214	-0.509*	-0.066*	-0.107*	-0.115*	-0.056
		(0.052)	(0.024)	(0.036)	(0.028)	(0.031)
油脂	0.061	-0.203*	-0.343*	-0.042	0.128	0.099
		(0.086)	(0.093)	(0.088)	(0.074)	(0.062)
豬肉	0.176	-0.116*	-0.019	-0.524*	0.060	-0.068*
		(0.043)	(0.030)	(0.059)	(0.034)	(0.034)
家禽	0.071	-0.285*	0.117	0.192*	-0.879*	-0.114
		(0.084)	(0.063)	(0.085)	(0.098)	(0.061)
水產品	0.101	-0.122	0.045	-0.144*	-0.119*	-0.856*
		(0.064)	(0.036)	(0.057)	(0.042)	(0.075)
蛋	0.062	0.105	-0.026	-0.468*	-0.190*	0.062
		(0.079)	(0.066)	(0.085)	(0.072)	(0.057)
奶及 奶製品	0.032	0.107	-0.172*	-0.144	-0.045	0.144
		(0.108)	(0.061)	(0.097)	(0.071)	(0.095)
蔬菜	0.176	-0.253*	-0.080*	-0.076*	0.003	-0.030
		(0.034)	(0.025)	(0.034)	(0.029)	(0.025)
水果	0.108	-0.049	-0.133*	-0.099	0.206*	0.079*
		(0.052)	(0.037)	(0.051)	(0.042)	(0.039)

產品	價 格		彈 性		支出 彈性	所得 彈性
	蛋	奶及奶製品	蔬菜	水果		
糧食	0.005	0.008	-0.237*	-0.050	1.127*	0.813*
	(0.022)	(0.016)	(0.029)	(0.027)	(0.054)	(0.048)
油脂	-0.044	-0.081*	-0.225*	-0.234*	0.944*	0.681*
	(0.065)	(0.033)	(0.072)	(0.068)	(0.098)	(0.074)
豬肉	-0.189*	-0.027	-0.092*	-0.076*	1.051*	0.758*
	(0.029)	(0.018)	(0.034)	(0.032)	(0.054)	(0.047)
家禽	-0.182*	0.006	0.042	0.337*	0.764*	0.551*
	(0.061)	(0.032)	(0.070)	(0.065)	(0.098)	(0.073)
水產品	-0.007	0.028	-0.108*	0.036	1.247*	0.900*
	(0.033)	(0.030)	(0.045)	(0.043)	(0.111)	(0.086)
蛋	-0.216*	-0.113*	0.211*	0.081	0.554*	0.400*
	(0.085)	(0.031)	(0.067)	(0.064)	(0.091)	(0.067)
奶及 奶製品	-0.308*	-0.650*	0.099	-0.180*	1.150*	0.829*
	(0.059)	(0.072)	(0.078)	(0.074)	(0.200)	(0.147)
蔬菜	0.048*	0.027*	-0.492*	-0.099*	0.951*	0.686*
	(0.023)	(0.013)	(0.039)	(0.027)	(0.040)	(0.037)
水果	0.013	-0.038	-0.156*	-0.734*	0.913*	0.659*
	(0.035)	(0.021)	(0.043)	(0.054)	(0.063)	(0.051)

資料來源：本研究估算。

註：1. 括號中為標準誤。\*代表在 5%顯著水準之下，該估計參數顯著異於 0。

在支出彈性方面，可以看到全部的支出彈性皆為正值，介於 0.554 和 1.247 之間，因此得知所有食物皆非劣等財，也就是當支出增加時，對這九種食物的需求量也會增加。而其中糧食、豬肉、水產品與奶及奶製品的支出彈性皆大於 1，表示隨著支出增加 1% 的時候，這四種食物的需求量增加幅度會超過 1%；至於油脂、家禽、蛋、蔬菜與水果在支出增加 1% 時，其需求量也會增加，但增加幅度卻不到 1%。另外，我們經由九種食品總支出與可支配所得進行雙對數迴歸式之估計，得出九種食品總支出之所得彈性值為 0.7213，再將此彈性值乘上已經計算出之每種食品的支出彈性，即可求得各個食品之所得彈性，其結果呈現在表 8 的最後一欄。從表中我們可以看到這九種食品之所得彈性均為正值（如同支出彈性一般），我們可以視這九種食品為正常財，表示當所得增加時，對這九種食品之需求量也會跟著增加。甚者，水產品和奶及奶製品之所得彈性接近於 1，並與單位彈性無統計上之差別，表示當所得增加 1%，此兩種食品需求量會約略增加 1%，這樣的結果表示：中國大陸城鎮居民隨著所得的增加，對於奶及奶製品與水產品之需求量相對其他產品為大。這對於畜牧業與漁業之生產者或農產貿易者相對而言是有利的。而其他七種食品之所得彈性值顯著地小於 1，為必需品。至於支出份額最多的糧食，其所得彈性為 0.813。這顯示糧食在中國大陸城鎮地區尚不為劣等財。且與 Ito、Peterson 與 Grant (1989) 對於中國糧食之所得彈性估計值相去甚遠。因此，本研究之結果並不支持 Ito、Peterson 與 Grant (1989) 之論點：糧食在亞洲各國已是或即將會是劣等財之說。

#### 4.2.2 1992~2001 年支出彈性之變化

由於中國大陸每人每年年均收入持續增加，其每人每年生活費支出亦隨之提高。這樣的變化，如何影響中國城鎮居民對這九種主要食品之需求，或可透過支出彈性之態勢略知一二。

表 10 分年計算之支出彈性，1992–2001 年<sup>1</sup>

食 品	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
糧 食	1.134 (0.057)	1.129 (0.055)	1.115 (0.049)	1.112 (0.047)	1.111 (0.047)	1.125 (0.053)	1.127 (0.054)	1.132 (0.056)	1.145 (0.061)	1.149 (0.063)
油 脂	0.938 (0.108)	0.943 (0.100)	0.953 (0.082)	0.946 (0.094)	0.940 (0.106)	0.941 (0.103)	0.948 (0.091)	0.948 (0.091)	0.944 (0.098)	0.936 (0.111)
豬 肉	1.048 (0.051)	1.049 (0.052)	1.050 (0.053)	1.048 (0.051)	1.051 (0.054)	1.049 (0.052)	1.051 (0.055)	1.057 (0.060)	1.055 (0.058)	1.056 (0.059)
家 禽	0.742 (0.107)	0.757 (0.101)	0.754 (0.102)	0.744 (0.106)	0.741 (0.108)	0.770 (0.095)	0.764 (0.098)	0.779 (0.092)	0.790 (0.087)	0.790 (0.087)
水產品	1.253 (0.113)	1.260 (0.116)	1.275 (0.123)	1.273 (0.122)	1.263 (0.118)	1.246 (0.110)	1.239 (0.107)	1.233 (0.105)	1.227 (0.102)	1.217 (0.097)
蛋	0.623 (0.077)	0.623 (0.077)	0.575 (0.087)	0.544 (0.093)	0.576 (0.087)	0.553 (0.092)	0.526 (0.097)	0.527 (0.097)	0.472 (0.108)	0.462 (0.110)
奶及奶製品	1.200 (0.266)	1.214 (0.285)	1.229 (0.305)	1.244 (0.325)	1.209 (0.279)	1.185 (0.246)	1.147 (0.196)	1.120 (0.160)	1.094 (0.125)	1.079 (0.106)
蔬 菜	0.953 (0.038)	0.952 (0.039)	0.949 (0.041)	0.950 (0.041)	0.951 (0.039)	0.951 (0.040)	0.951 (0.040)	0.951 (0.040)	0.952 (0.039)	0.952 (0.039)
水 果	0.917 (0.060)	0.912 (0.064)	0.904 (0.069)	0.905 (0.069)	0.905 (0.069)	0.912 (0.064)	0.911 (0.065)	0.919 (0.059)	0.920 (0.058)	0.922 (0.057)

資料來源：本研究估算。

註：1. 括號中為標準誤。

表 10 呈現這九項食品在 1992~2001 年各年於樣本平均處所計算的支出彈性。在逐年計算的支出彈性中，可以發現一些有趣的趨勢。與表 9 之支出彈性相比較，除了奶及奶製品之外，其餘八項食品，在 1992~2001 年各年之支出彈性與表 9 的樣本平均所計算之支出彈性，相去不遠。舉例而言，在表 9，蔬菜的支出彈性估計值為 0.951，而在這十年間，表 10 呈現其變化之範圍則維持在 0.949~0.953，相當穩定。反觀奶及奶製品支出彈性的變化最大。從 1992 年的 1.200 逐步上升到 1995 年的 1.244，然後一路下滑到 2001 年的 1.079。類似奶及奶製品「先升後降」的支出彈性的趨勢也發生在水產品。然而大部分食品的支出彈性，變化幅度並不大，變動趨勢相當一致且穩定。甚者，中國城鎮居民對於這九種食品需求的趨勢，在這十年間，結構上

相當一致。例如水產品的支出彈性在這段期間，是這九種食品中最大者，奶及奶製品次之，糧食第三，而豬肉則略高於單位彈性。至於蔬菜、油脂與水果等三種食品，其支出彈性在這十年間，均介於 0.9~1.0，較不具彈性。蛋的支出彈性是全部九種食品中最小者，其範圍則從 1992 年的 0.623 下降到 2001 年的 0.462，表示中國城鎮居民在對這九項食品支出增加時，對於蛋的需求雖會增加，但是增加的比例是最小的。

#### 4.2.3 2001 年各省市所得彈性之分析

最後，本研究亦欲比較並瞭解省市間對於這九種食品之需求是如何隨著所得增加而有所不同。因此，本研究計算了各省市在 2001 年的所得彈性，並整理在表 11。從表 11 的所得彈性可以得知，約有 9 個省市的水產品，其所得彈性亦大於一，為奢侈品，包括貴州 (1.178)、山西 (1.137)、陝西 (1.098) 等。值得一提的是，這些視水產品為奢侈品之省市，多數位處內陸，且其所得彈性更高過其他動物性蛋白質食品之所得彈性。因此，對於這些內陸省市地區，如何提高水產品之供給來滿足所得增加所產生之需求增加，將是重要的課題之一。另外，從表 10 可以發現：這九類食品當中，多數食品之所得彈性介於 0 與 1 之間，顯示這些食品為正常財 (或是必需品)。然而，蛋在二個地區之所得彈性為負值，分別為廣東 (-0.153) 及海南 (-0.425)，顯示蛋為劣等財，亦即在所得增加的同時，這四個地區對於蛋的需求將會減少。在中國大陸食品需求之研究中，這是文獻中所未有的發現。至於文獻中探討最多的糧食，從 2001 年個別省市之所得彈性來判斷，本研究的結果仍不支持 Ito、Peterson 與 Grant (1989) 所述：在亞洲，糧食已是或將是劣等財。反之，本研究顯示：糧食在中國大陸城鎮地區，仍屬正常財。其中，山西、青海與內蒙古糧食之所得彈性略低於 0.80 之外，其餘皆大於 0.80。上海甚至高達 0.898。此外，油脂、豬肉、蔬菜與水果等食品之所得彈性，在省市間並未呈現太大的差異，特別是蔬菜，相當穩定。

表 11 2001 年各省市之所得彈性<sup>1</sup>

地 區	糧 食	油 脂	豬 肉	家 禽	水 產 品	蛋	奶 及 奶 製 品	蔬 菜	水 果
北京	0.848 (0.074)	0.665 (0.136)	0.771 (0.073)	0.567 (0.089)	0.897 (0.109)	0.315 (0.115)	0.752 (0.058)	0.684 (0.042)	0.680 (0.042)
天津	0.838 (0.068)	0.665 (0.137)	0.768 (0.069)	0.493 (0.131)	0.817 (0.059)	0.427 (0.084)	0.774 (0.098)	0.679 (0.047)	0.669 (0.053)
河北	0.815 (0.055)	0.692 (0.073)	0.768 (0.068)	0.477 (0.140)	0.937 (0.134)	0.462 (0.074)	0.776 (0.102)	0.687 (0.038)	0.662 (0.060)
山西	0.793 (0.042)	0.685 (0.087)	0.773 (0.075)	0.293 (0.246)	1.137 (0.258)	0.445 (0.079)	0.760 (0.071)	0.688 (0.037)	0.661 (0.060)
內蒙古	0.799 (0.046)	0.672 (0.119)	0.762 (0.059)	0.472 (0.143)	1.055 (0.207)	0.377 (0.098)	0.773 (0.094)	0.685 (0.041)	0.673 (0.049)
遼寧	0.832 (0.065)	0.661 (0.145)	0.763 (0.061)	0.427 (0.169)	0.863 (0.088)	0.374 (0.099)	0.783 (0.115)	0.692 (0.033)	0.671 (0.051)
吉林	0.819 (0.057)	0.676 (0.110)	0.764 (0.063)	0.457 (0.152)	0.918 (0.122)	0.388 (0.095)	0.811 (0.165)	0.691 (0.034)	0.677 (0.045)
黑龍江	0.811 (0.052)	0.679 (0.104)	0.765 (0.063)	0.456 (0.153)	0.937 (0.134)	0.410 (0.089)	0.788 (0.122)	0.687 (0.038)	0.675 (0.047)
上海	0.898 (0.104)	0.645 (0.185)	0.788 (0.097)	0.610 (0.064)	0.785 (0.040)	0.074 (0.184)	0.759 (0.069)	0.677 (0.050)	0.659 (0.063)
江蘇	0.866 (0.085)	0.667 (0.132)	0.759 (0.055)	0.592 (0.075)	0.815 (0.058)	0.333 (0.111)	0.775 (0.099)	0.682 (0.044)	0.644 (0.078)
浙江	0.881 (0.093)	0.641 (0.195)	0.777 (0.082)	0.579 (0.082)	0.786 (0.040)	0.078 (0.183)	0.783 (0.114)	0.682 (0.045)	0.667 (0.054)
安徽	0.850 (0.075)	0.681 (0.098)	0.752 (0.046)	0.592 (0.075)	0.887 (0.102)	0.410 (0.088)	0.790 (0.127)	0.685 (0.040)	0.644 (0.077)
福建	0.861 (0.082)	0.668 (0.130)	0.774 (0.077)	0.564 (0.090)	0.788 (0.042)	0.114 (0.173)	0.773 (0.096)	0.675 (0.051)	0.661 (0.061)
江西	0.843 (0.071)	0.687 (0.082)	0.750 (0.042)	0.551 (0.098)	0.897 (0.109)	0.289 (0.123)	0.787 (0.122)	0.686 (0.040)	0.648 (0.074)
山東	0.845 (0.072)	0.661 (0.147)	0.768 (0.069)	0.571 (0.086)	0.856 (0.084)	0.456 (0.075)	0.757 (0.067)	0.680 (0.046)	0.668 (0.054)
河南	0.802 (0.048)	0.685 (0.088)	0.761 (0.059)	0.560 (0.093)	1.081 (0.223)	0.476 (0.070)	0.792 (0.131)	0.685 (0.041)	0.656 (0.066)

表 11 2001 年各省市之所得彈性 (續)

地區	糧食	油脂	豬肉	家禽	水產品	蛋	奶及 奶製品	蔬菜	水果
湖北	0.845 (0.073)	0.683 (0.092)	0.753 (0.047)	0.532 (0.109)	0.895 (0.107)	0.346 (0.107)	0.787 (0.122)	0.692 (0.033)	0.647 (0.075)
湖南	0.844 (0.072)	0.677 (0.107)	0.755 (0.050)	0.600 (0.070)	0.914 (0.119)	0.245 (0.136)	0.806 (0.157)	0.687 (0.039)	0.672 (0.049)
廣東	0.873 (0.089)	0.662 (0.143)	0.759 (0.055)	0.635 (0.050)	0.812 (0.056)	-0.153 (0.236)	0.814 (0.172)	0.682 (0.044)	0.654 (0.068)
廣西	0.871 (0.087)	0.672 (0.120)	0.755 (0.049)	0.655 (0.038)	0.883 (0.100)	0.111 (0.173)	0.817 (0.176)	0.680 (0.046)	0.660 (0.062)
海南	0.885 (0.096)	0.663 (0.143)	0.753 (0.046)	0.636 (0.049)	0.800 (0.049)	-0.425 (0.292)	0.926 (0.379)	0.682 (0.044)	0.624 (0.098)
四川	0.853 (0.078)	0.677 (0.106)	0.751 (0.044)	0.612 (0.063)	1.060 (0.210)	0.325 (0.113)	0.769 (0.089)	0.689 (0.036)	0.653 (0.069)
貴州	0.835 (0.067)	0.659 (0.153)	0.748 (0.040)	0.595 (0.072)	1.178 (0.283)	0.353 (0.105)	0.788 (0.122)	0.689 (0.037)	0.663 (0.059)
雲南	0.827 (0.062)	0.630 (0.223)	0.754 (0.048)	0.597 (0.071)	0.995 (0.170)	0.298 (0.120)	0.816 (0.174)	0.693 (0.032)	0.668 (0.054)
陝西	0.804 (0.049)	0.684 (0.091)	0.764 (0.062)	0.496 (0.129)	1.098 (0.234)	0.366 (0.101)	0.774 (0.097)	0.689 (0.036)	0.669 (0.052)
甘肅	0.812 (0.053)	0.683 (0.092)	0.765 (0.064)	0.503 (0.126)	1.086 (0.226)	0.347 (0.106)	0.767 (0.084)	0.690 (0.034)	0.671 (0.051)
青海	0.794 (0.042)	0.682 (0.097)	0.765 (0.065)	0.484 (0.136)	1.071 (0.217)	0.268 (0.129)	0.776 (0.101)	0.689 (0.036)	0.664 (0.057)
寧夏	0.802 (0.048)	0.691 (0.073)	0.787 (0.096)	0.548 (0.100)	1.073 (0.219)	0.297 (0.121)	0.783 (0.114)	0.691 (0.034)	0.676 (0.046)
新疆	0.803 (0.048)	0.685 (0.088)	0.814 (0.136)	0.584 (0.079)	1.034 (0.194)	0.312 (0.117)	0.769 (0.088)	0.690 (0.035)	0.678 (0.044)

資料來源：本研究估算。

註：1. 括號中為標準誤。

## V、結論與建議

### 5.1 結論

中國大陸在進行一連串的經濟改革以後，經濟成長快速，國民所得增加，使得中國大陸居民對於食品需求產生變化。本文使用文獻上最常用之 AIDS 模型，配合追蹤資料中之固定效果模型，並加入需求函數的限制式：加總性、齊質性以及對稱性，以 ISUR 來估計中國大陸城鎮地區 1992 年至 2001 年九種主要食品之需求。在這九種食品符合弱可分性的假設之下，從所有消費產品中獨立出來討論。

就這九種主要食品的支出份額而言，中國大陸城鎮地區居民之糧食消費占支出比例最高，約為 21%，豬肉和蔬菜 18% 次之，而奶及奶製品的 3% 最低。在模型估計上，運用固定效果模型，加入地域之橫斷面效果以及時間序列效果進行估計與比較，透過 Wald 檢定統計量，結果顯示：固定效果模型為正確設定。而且不同城鎮間與不同年份間都存在著不同的個別效果，進行需求分析時則應該加以考量才能符合實際狀況。

再者，本文計算這九種食品之價格、支出與所得彈性值並加以比較。得到下列幾點結論：第一，自身價格彈性全部皆為負值，並介於 -1 和 0 之間，表示這九種食品皆符合需求法則，並且對價格的變動較不具彈性。從交叉價格彈性則知：糧食與豬肉為互補品；而豬肉與家禽則為替代品。第二，平均而言，本研究所探討的九種食品，其所得彈性皆為正值，表示中國大陸城鎮地區這九種食品可視為正常財。第三，在這十年間，支出彈性的結構相當穩定：水產品、奶及奶製品與糧食是支出彈性最大的三項食品；而蛋的支出彈性最低。因此，在中國經濟持續成長之下，人民所得增加所帶來的所得效果，對於酪農業與漁業等生產者而言，相對有利。另外，就中國大陸城鎮

居民消費而言，所得的增加可能造成其消費型態的改變。其改變形式，將會增加較多的奶及奶製品（高鈣）、水產品（白肉）、及糧食（高纖維）等，此一結果則和 Shono、Suzuki 與 Kaiser (2000) 之結論相呼應。第四，從 2001 年各省市所得彈性之比較可知，地區間存在許多差異：蛋在廣東及海南二個地區，已是劣等財；另外，部分省市之水產品則為奢侈品。因此，地域間分歧的食品需求，將引伸出不同的農業發展與政策意涵。對於中國政府在制訂農業政策上，應該加以考量；而與中國大陸有農業貿易往來的外國貿易者也應該注意到這個現象，才能從貿易中獲利。最後，值得一提的是，從糧食之所得彈性來判斷，糧食在中國大陸城鎮地區尚不為劣等財。因此，本研究之結果並不支持 Ito、Peterson 與 Grant (1989) 之論點。

## 5.2 研究限制與未來研究方向

由前述分析與結論可知，本文在中國城鎮食品需求的分析上，運用追蹤資料的特性，改善了文獻上使用橫段面資料、時間序列資料或是混合資料的缺失，並利用固定效果得到若干有趣的結論。然而在分析的過程中，仍囿於一些限制。在本文之研究過程中，資料僅蒐集至 2001 年，而中國大陸在 2001 年才加入 WTO，若是要觀察加入 WTO 後對中國大陸食品需求之影響，須持續蒐集資料再進行分析。另外，中國大陸在 1994 年之後取消糧食和油脂的食物券配給制度所造成之影響，在食品需求結構上如何改變，則須深入研究。再者，何種原因造成蛋在四個省市為劣等財，則需蒐集更多資料才能探其究竟。最後，就作者所知，至今仍未有任何文獻探索中國大陸食品需求之可分性，此一問題則留待後續來研究。

## 附 註

1. 根據中國統計年鑑的說明，中國城鎮居民之「消費性支出」指的是家庭用於日常生活的支出，包括食品、衣著、家庭設備用品及服務、醫療保健、交通與通訊、娛樂教育文化服務、居住、以及雜項商品和服務等八項支出。
2. 另外，李皇照（2006）亦指出：中國大陸在 2003 年時，進口佔消費之比例分別為：雞肉佔 16%、乳製品佔 15%、新鮮水果佔 12%、加工水果與蔬菜佔 12%、紅肉佔 11%、其他農產品佔 34%。
3. Baltagi 與 Griffin (1995) 利用美國 43 州，1959–1982 年的年資料來估計酒類需求動態模型之彈性，並指出：在單獨使用時間序列資料時，無法控制不可觀測之偏好改變；而在單獨使用橫段面資料時，則不能有效處理州與州之間的差異。因此，在分別使用時間序列或是橫段面資料來估計彈性時，將產生偏誤。然而在使用追蹤資料模型時，則可處理並避免上述之問題而提高彈性估計的可信度。
4. 本研究著重於食品需求彈性之估計及其引伸之政策意涵，而非弱可分性之探討。因此本文僅假設弱可分性之成立而未加以檢定，請參考 Chern 與 Wang (1994)；Yen、Fang 與 Su (2004)；Gould 與 Villarreal (2006) 等。
5. 另外，根據 Liu 與 Chern (2002) 使用 1992–1999 年間，29 個中國城鎮地區省級混合資料，分別估計四種需求體系，包括近似理想需求體系、線性近似理想需求體系（linear approximate AIDS）、線性支出體系（linear expenditure system）與二次支出體系（quadratic expenditure system），以評估不同的需求體系之預測精確度並發現 AIDS 在樣本內、外之預測準確度都是最好的。
6. 當所設定的支出函數有足夠的參數，使其一階與二階導數： $\partial c / \partial p_i$ 、 $\partial c / \partial u$ 、 $\partial^2 c / \partial p_i \partial p_j$ 、 $\partial^2 c / \partial p_i \partial u$  與  $\partial^2 c / \partial u^2$ ，能夠漸進等於任意的支出函數，則稱之為可伸縮性需求函數（Deaton & Muellbauer, 1980b）。
7. Baltagi (1995, 第 2 章) 和 Hsiao (2003, 第 3 章) 都曾經說明使用固定效果模型與隨機效果模型之時機。其中最主要的決定因素是研究者在統計推論上的對象是母體還是樣本。此時資料本身的特性，即扮演相當重要的角色。由於本研究所使用的資料是 29 個省級總合資料，推論時，著重在這些省市間的異同，因此推論的對象為樣本本身。是以本文不考慮隨機效果模型，而僅採用固定效果模型。
8. 中國城鎮地區主要區分為 30 個省與主要城市，包括：1. 北京、2. 天津、3. 河北、4. 山西、5. 內蒙古、6. 遼寧、7. 吉林、8. 黑龍江、9. 上海、10. 江蘇、11. 浙江、12. 安徽、13. 福建、14. 江西、15. 山東、16. 河南、17. 湖北、18. 湖南、19. 廣東、20. 廣西、21. 海南、22. 四川、23. 貴州、24. 雲南、25. 陝西、26. 甘肅、27. 青海、28. 寧

夏、29.新疆與 30.西藏。然而，西藏因其資料有缺漏，故捨之；因此本研究使用 29 個地區之資料。

9. 由於資料庫中記載各省各項食品之每人每年消費金額（人民幣）及其消費數量（公斤），並無市場價格。因此價格資料是用單位價值（unit value）來取代，亦即每人每年消費金額除以其消費數量得之。
10. 本研究亦估計不同的固定效果模型，包括 1.僅考慮地區效果、2.僅考慮時間效果以及 3.同時考慮地區及 1994 年廢除糧食與油脂統購統銷的食物券配給制度之雙向效果。主要實證結果與本文所討論之模型相仿。若讀者有興趣，請逕向作者索取。
11. 混合資料與追蹤資料最大的差異，即是在誤差項的設定上。就需求體系而言，如果假設其誤差項僅滿足 SUR 之設定，此為混合資料形式，例如 Chern 與 Wang (1994) 及 Liu 與 Chern (2002) 等文章。如對誤差項進一步進行分解而使用固定效果或是隨機效果模型，則為追蹤資料之模式。因此，從此一角度而言，混合資料模型是嵌入在追蹤資料模型之中。因此，此一虛無假設為混合資料模型為正確設定，而對立假設則為追蹤資料之固定效果模型為正確設定。本文根據 Wald 檢定統計量，結果拒絕虛無假設而支持固定效果模型為正確設定之結論。
12. 所得彈性之推導過程如下：  

$$\eta_{ii} = \partial \log q_i / \partial \log I = (\partial \log q_i / \partial \log X)(\partial \log X / \partial \log I) = \eta_{iX} \cdot \eta_{XI}$$
13. 估計時，由於限制條件已經加入，需求之加總性、齊質性及對稱性應自動滿足。本文計算各彈性值之後，再次檢驗恩格爾加總條件（Engel aggregation）、古諾加總條件（Cournot aggregation）、齊質性以及對稱性等限制條件亦仍滿足。

## 參考文獻

- 中國統計局，1993。『中國統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，1994。『中國統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，1995。『中國統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，1996。『中國統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，1997。『中國統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，1998。『中國統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，1999。『中國統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，2000。『中國統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，2001。『中國統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，2002。『中國統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，1993。『中國價格及城鎮居民家庭收支調查統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，1994。『中國價格及城鎮居民家庭收支調查統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，1995。『中國價格及城鎮居民家庭收支調查統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，1996。『中國價格及城鎮居民家庭收支調查統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，1997。『中國價格及城鎮居民家庭收支調查統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，1998。『中國價格及城鎮居民家庭收支調查統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，1999。『中國價格及城鎮居民家庭收支調查統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，2000。『中國價格及城鎮居民家庭收支調查統計年鑑』。北京：中國人民出版社。

- 中國統計局，2001。『中國價格及城鎮居民家庭收支調查統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 中國統計局，2002。『中國價格及城鎮居民家庭收支調查統計年鑑』。北京：中國人民出版社。
- 李皇照，2006。「台灣園藝產品輸銷中國大陸概況與變化趨勢」，『農政與農情』。166期，35-40。
- Angulo, A. M., J. M. Gil, B. Dhehibi, and J. Mur, 2002. "Town Size and the Consumer Behavior of Spanish Households: a Panel Data Approach," *Applied Economics*. 34: 503-507.
- Baltagi, B. H., 1995. *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester: John Wiley & Sons.
- Baltagi, B. H. and J. M. Griffin, 1995. "A Dynamic Model for Liquor: the Case for Pooling," *The Review of Economics and Statistics*. 77: 545-554.
- Chern, W. S. and G. Wang, 1994. "The Engel Function and Complete Food Demand System for Chinese Urban Households," *China Economic Review*. 4: 35-57.
- Chow, G. C., ed. 1984. *The Chinese Economy*. New York: Harper and Row.
- Deaton, A. and J. Muellbauer, 1980a. "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*. 70: 312-326.
- Deaton, A. and J. Muellbauer, 1980b. *Economics and Consumer Behavior*. New York: Cambridge University Press.
- Fang, C. and J. C. Beghin, 2002. "Urban Demand for Edible Oils and Fats in China: Evidence from Household Survey Data," *Journal of Comparative Economics*. 30: 732-753.
- Gao, X. M., E. J. Wailes, and G. L. Cramer, 1996. "Partial Rationing and Chinese Urban Households Food Demand Analysis," *Journal of Comparative Economics*. 22: 43-62.
- Gould, B. W. and H. J. Villarreal, 2006. "An Assessment of the Current Structure of Food Demand in Urban China," *Agricultural Economics*. 34: 1-16.
- Hsiao, C., 2003. *Analysis of Panel Data*, second edition. Cambridge: Cambridge University Press.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin, 2003. "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*. 115: 53-74.
- Ito, S., E. W. F. Peterson, and W. R. Grant, 1989. "Rice in Asia: Is It Becoming an Inferior

- Good?" *American Journal of Agricultural Economics*. 71: 32-42.
- Levin, A., C. F. Lin, and C. S. J. Chu, 2002. "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," *Journal of Econometrics*. 108: 1-24.
- Lewis, P. and N. Andrews, 1989. "Household Demand in China," *Applied Economics*. 21: 793-807.
- Liu, K. E., 2003. "Food Demand in Urban China: An Empirical Analysis Using Micro Household Data," Ph. D. Dissertation, The Ohio State University.
- Liu, K. E. and W. S. Chern, 2002. "Food Demand in Urban China and its Implication for Agricultural Trade: Model Selection Based on Forecasting," *Agriculture and Economics*. 29: 75-100.
- Meyerhoefer, C. D., C. K. Ranney, and D. E. Sahn, 2005. "Consistent Estimation of Censored Demand System Using Panel Data," *American Journal of Agricultural Economics*. 87: 660-672.
- Shono, C., N. Suzuki, and H. M. Kaiser, 2000. "Will China's Diet Follow Western Diets?" *Agribusiness*. 16: 271-279.
- World Bank, 1985. *China: Long-Term Development Issues and Options*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Wu, Y., E. Li, and S.N. Samuel, 1995. "Food Consumption in Urban China: An Empirical Analysis," *Applied Economics*. 27: 509-515.
- Yen, S. T., C. Fang, and S. Su, 2004. "Household Food Demand in Urban China: A Censored System Approach," *Journal of Comparative Economics*. 32: 564-585.
- Zellner, A., 1962. "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias," *Journal of the American Statistical Association*. 57: 348-368.
- Zhang, X., T. D. Mount, and R. N. Boisvert, 2001. "The Demand for Food Grain in China: New Insights into a Controversy," *Agricultural and Resource Economics Review*. 30: 1-9.

# Estimating Food Demand in Urban China: A Panel Data Approach

Yung Shuen Chen<sup>\*</sup>, Kang Ernest Liu<sup>\*\*</sup>, and Hung-Pin Lai<sup>\*\*\*</sup>

*This empirical study estimates the AIDS model by employing Chinese urban food consumption data at the provincial level during the period 1992 to 2001. Nine food groups are selected in this study, including grain, oil, pork, poultry, aquatic products, eggs, milk and dairy products, vegetables and fruits. The methodological approach followed in this study is the fixed effect model of panel data, which were divided into three parts: regional dummy, time dummy, and both combined. The empirical results show that the panel data approach performs better than the pooled data model; moreover, some intriguing results are found in this study. First, the own-price elasticities of all food are between 0 and -1, indicating that all food groups are not only consistent with the law of demand but also less elastic as food price changes. Second, according to the income elasticities, most of the food groups are normal except eggs in Guangdong and Hainan in 2001 with negative income elasticities. Third, regional differences are also shown in the various income elasticities. Therefore, the heterogeneous food demand in urban China may stimulate several strategies in agricultural development and policy implications.*

*Keywords: AIDS Model, Panel Data, Food Demand, Urban China*

---

\* Master graduate, the Graduate Institute of International Economics, National Chung Cheng University, Taiwan.

\*\* Assistant Professor, the Graduate Institute of International Economics, National Chung Cheng University, Taiwan. K.E. Liu is the corresponding author.

\*\*\* Assistant Professor, the Graduate Institute of International Economics, National Chung Cheng University, Taiwan.

The authors are grateful to Professor Wen S. Chern for his assistance in providing data for this paper. Any shortcomings or errors are the responsibility of the authors.