

臺灣家庭結構與外食支出變動： 分量迴歸與擬真分解之應用*

劉鋼**、蔡孟蓉***、崔曉倩****

本文利用行政院主計總處 1995 年與 2005 年的「家庭收支調查」資料，針對影響臺灣外食支出改變的原因進行探討。首先，分量迴歸法的分析結果顯示，影響外食支出水準的變數包括所得、家庭人口數與其結構、戶長特性等變數；當中大部分的變數之邊際效果具有異質性，表示變數的邊際效果會隨著外食支出水準的高低而有所不同。其次，本研究利用 Machado 與 Mata (2005) 建構在分量迴歸下的擬真分解法，進一步將家庭外食支出變動的成因進行拆解。結果顯示，臺灣家庭外食支出的變動主要可歸因於特性邊際效果的改變，而非特性分配改變的效果；以單一變數的分解結果來看，人口數的減少、都市化程度的提高以及戶長教育程度等特性，對於整體外食支出的增加具有顯著影響。

關鍵詞：分量迴歸、擬真分解、外食支出、家庭結構、臺灣

* 本研究使用資料全部係採自行政院主計總處進行之『家庭收支調查報告』(1995、2005) 資料。該資料由中央研究院調查研究專題中心學術調查研究資料庫釋出，作者感謝上述機構及人員提供資料協助，然本研究內容由作者自行負責。同時作者感謝國立中正大學提供出席「海峽兩岸糧食安全與農業結構調整」學術研討會之出國經費補助以及賴宏彬、賴靖宜等學者對於本文初稿的建議；更感謝本刊兩位匿名評審提供的寶貴意見，提高本文之可讀性。文中任何疏失，悉由作者負責。

** 國立中正大學經濟學系副教授。

*** 國立中正大學國際經濟研究所碩士。

**** 國立中正大學經濟學系副教授。本文之通訊作者。

I、前言

隨著社會結構及生活形態的改變，臺灣外食 (food away from home，以下簡稱 FAFH) 產業發展迅速，根據行政院主計總處『工商及服務業普查』統計結果，2006 年臺灣餐飲業總數為 83,837 家，比起 1996 年的 36,756 家成長了將近 2.3 倍，增加幅度相當大。此外，不僅外食產業、外食人口不斷增加，外食支出占家庭食品支出的比例，也呈現逐年遞增的現象。根據行政院主計總處臺灣地區「家庭收支調查」資料可知，1996 年平均每戶家庭外食消費支出約為 36,600 元，占家庭食品支出比例為 24.6%；2006 年平均每戶外食支出則為 50,774 元，占食品支出比例高達 32.9%，幾乎已接近家庭食品支出的三分之一，其重要性可見一斑 (註 1)。

家庭所得是影響外食支出的重要原因之一。Lee 與 Brown (1986) 和 Yen (1993) 都認為，家庭所得對於家庭外食支出呈現正向效果，即家庭所得愈高時，外食支出愈高。此外，也有相當多的文獻利用外食的所得彈性，來探討所得水準如何影響家庭的外食支出；分析結果都支持隨著家庭所得的提升，外食可能性與外食支出都會增加 (Lamm, 1982; McCracken & Brandt, 1987; Yen, 1993; Byrne, Capps & Saha, 1996; Park & Capps, 1997; Mihalopoulos & Demoussis, 2001; Ishida, Law & Aita, 2003) (註 2)。除所得之外，家庭結構等社會人口變數與其變化亦是影響外食支出的重要因素。相關研究指出，居住地區、家戶規模與組成結構等特性，皆是影響家庭外食支出水準的重要因素 (Sexauer, 1979; Redman, 1980; Kinsey, 1983)。至於在家庭成員方面，文獻上多針對婦女就業對於家庭外食行為所形成的影響進行探討；結果顯示，家庭中如有職業婦女，相對而言傾向較多的外食消費，選擇外食的機率也較高 (Jensen & Yen, 1996; Yen, 1993)。

雖然針對臺灣家庭外食支出研究的文獻並不多，但基本上，家庭所得、家庭型態以及婦女就業等因素對於外食支出所形成的影響多有所發現。利用

主計總處之 1992 年的家庭收支調查，李皇照與林素娟 (1997) 著眼不同家庭型態的外食支出，針對單身、單親與雙親等三種家庭類型的研究發現：如果處理家務時間的機會成本愈大，則外食支出愈高；而上述三種家庭型態的外食所得彈性則介於 0.54-0.79 之間，顯示外食對於這三種家庭型態而言，均屬正常財。其次，Keng 與 Lin (2005) 針對單薪或雙薪的夫妻兩人家庭，運用內生轉換迴歸 (endogenous switching regression) 來分析 1983-2000 年間婦女的時間價值如何影響家庭外食支出；其結果顯示，妻子的時間價值（以妻子的勞動所得做為衡量）、家庭所得、妻子教育程度以及居住於都市等因素，都會影響外食支出水準。詹滿色 (2006) 一文則是將所得區分為高、中高與低等三個層級，藉此探究所得水準對於家庭外食支出的影響；根據 1994 年和 2000 年資料的實證結果發現，高所得家庭相對來說呈現較高的外食支出，對於低所得家庭而言，外食消費則屬於奢侈品。Chang 與 Yen (2010) 則利用 2005 以及 2006 年的家庭收支調查資料，運用二元序列處理效果模型 (binary-ordinal treatment effect model)，針對農戶家庭（農場主及其配偶）的非農業所得對於在家消費與外食消費支出的影響；研究結果顯示，外食支出會隨著農場主的非農業收入上升而增加。

上述相關文獻在解析外食支出的影響要因上，大致可歸納出兩大共同特點。第一，就研究方法而言，不管使用最小平方法或是最大概似法，描述的都是外食支出的「平均」的行為是如何受到影響。然而，如果當條件分配 (conditional distribution) 出現了異質性 (heterogeneity)，條件均數恐怕無法代表整個條件分配的行為。因此，使用分量迴歸，則可同時捕捉應變數條件分配中不同分量的結果，更能掌握整個外食支出的分配，反映出資料所呈現的異質性。第二，在解釋影響外食支出的要因上，多著眼於原因的「邊際效果」。換言之，分析上多以當解釋變數變動一個單位時，對於應變數的改變會有什麼樣的影響。誠如前述，1996 年至 2006 年間臺灣家庭的外食支出水準遽增，事實上，這十年來的人口特質與家庭結構，如家庭組織型態、戶長

教育程度、高齡人口數等家庭特性上，也有大幅的改變。因此，影響外食支出改變的原因，除了可能來自於解釋變數的邊際效果，也可能來自解釋變數本身分配的變動。

有鑑於此，本文分為二個層面來分析臺灣家庭的外食消費。首先，本文考慮外食消費不均度（即每個家戶的外食支出不相同）的現象，藉由 Koenker 與 Bassett (1978) 的分量迴歸 (quantile regression, 以下簡稱 QR)，針對影響家庭外食支出的因素進行探究。其次，我們進一步援用 Machado 與 Mata (2005) 建立在分量迴歸的擬真分解 (counterfactual decomposition)，以此分析臺灣地區家庭外食支出變動的成因，藉此瞭解影響臺灣家庭外食支出變動的原因，除了解釋變數的邊際效果外，是否也肇因於特性變數分配的改變。舉例來說，如果「家庭人口數」是影響外食的一項重要因素，那麼家庭人口數每增加一人對於外食支出所形成的影響，便是「邊際效果」；家庭人口數整體的分配變化，對於外食支出所造成的影響，便為「特性分配效果」。透過擬真分解，將能更清楚地瞭解，導致臺灣外食消費支出增加的原因究竟為何。

值得一提的是，在影響外食支出要因的選取上，本文除將家庭所得、居住地區、家戶規模、戶長職業與教育程度等既存文獻多所探究過之變數納入考慮外，將特別探究家庭組織型態變化對於外食支出所形成的影響。隨著結婚年齡延後、離婚率增加、外地就業人口攀升、高齡人口持續成長，可以預期家庭組織結構將愈形多元。實際上，透過本文資料也發現（於後將詳述），1995 年至 2005 年間，單親家庭與單人家庭之比例皆呈增加趨勢，顯示近年來臺灣家庭型態也出現變化。有文獻指出家庭的成員組成不同，其外食消費支出亦有所不同 (McCracken & Brandt, 1987)；是以，本文針對家庭型態進行細分，進一步探究家庭組織型態的改變對於外食消費支出所造成的影響。必須說明的是，相關文獻多指出婦女時間的機會成本是家庭外食消費支出的重要影響因素之一，惟囿於本研究之主要目的乃著重在家庭結構之效

果，因此對於勞動婦女與外食消費之關係不擬詳加探究。筆者相信，如此的處理方式除可使分析本身更為聚焦在家庭組織型態對於外食支出所產生之影響；方法上應不致造成實證結果的偏誤。

本文將於下一節中概陳臺灣家庭外食在 1995 年以及 2005 年間的狀況與變化，並解釋資料特性上適用分量迴歸與擬真分解的理由；隨後，於第Ⅲ節說明本研究所使用之資料、出示相關統計，並將實證模型的設定說明置於第Ⅳ節；第Ⅴ節則闡釋實證分析結果，最後於結論中摘述主要的研究發現與建議。

II、外食支出的變化

根據行政院主計總處「家庭收支調查」資料的統計結果顯示，2005 年的平均家庭外食支出相較於 1995 年，增加了 34%。圖 1 呈現 1995 年與 2005 年臺灣家庭在外伙食費的機率密度。就圖形觀之，在 1995 年以及 2005 年的外食支出分配上，都顯示出右偏、雙峰 (bimodal) 分配，而這兩年雙峰分配的頂端多在整個分配的左邊，表示外食支出較低的家庭所占的比例較高。另外，比較兩年在在外伙食費的分配發現，2005 年比 1995 年在在外食的機率密度上，分配的峰度下降並向右推擠出去；該現象反映出在 1995 年外食支出較低的家庭，在 2005 年時已不復見，比例上相對減少許多（兩條機率密度函數相交之處，約略在外食支出 50 千元處），取而代之的是 50 千元以上外食支出的家庭所占的比例，2005 年比 1995 年來得更多。因此，在這十年間外食支出分配的整體變動上，分配左端的變動程度是大於右端的，顯示出家庭外食支出的改變在低支出消費族群尤其明顯。

在外伙食費

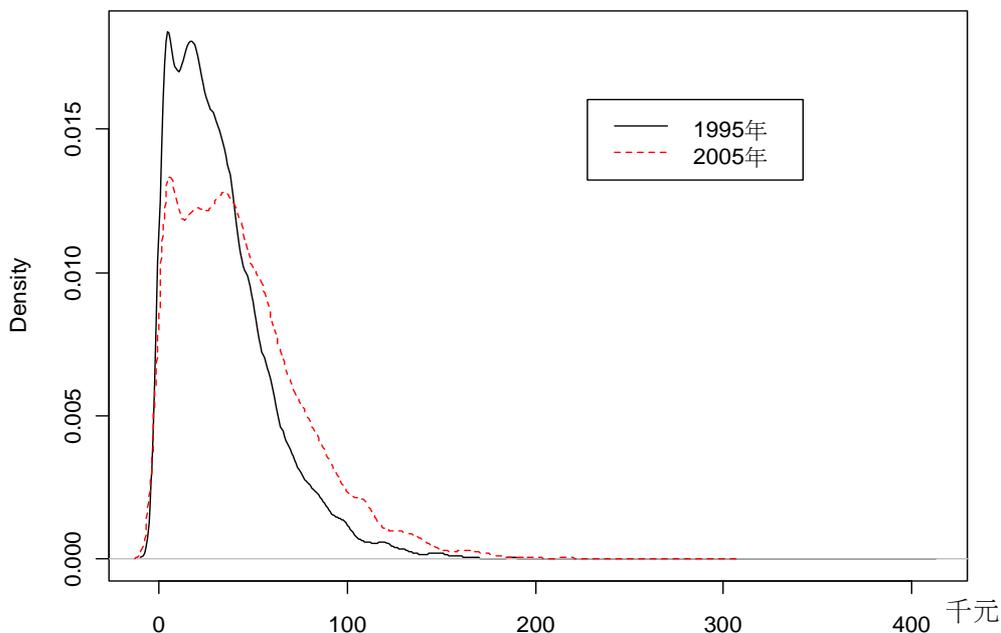


圖 1 1995 年和 2005 年臺灣家庭在外伙食費機率密度圖

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查資料 (1995、2005)。

爲了能夠清楚瞭解分配變動不一致的情況，我們進一步分別計算兩個年度不同的分量差異。首先，在 q_{25} 及 q_{50} 分量上，這兩個年度間的成長幅度達 40% 以上，而 q_{75} 及 q_{90} 分量的成長幅度則大約爲 30% 左右。不同分量的成長幅度出現差異，表示這十年間家庭外食支出的變化，在低分量上較爲明顯。其次，以分量的相對比例來看，1995 年與 2005 年的 q_{90}/q_{10} 之比值皆約爲 1.45，幾乎沒有改變；相較來說， q_{25}/q_{10} 之比值在 1995 年爲 3.49，2005 年則上升至 3.64。這些資訊皆透露出，臺灣地區外食支出的改變，來自於低分量外食支出之變動，值得更深入窺究。

除上述外食支出分配的差異外，圖 1 也顯示出在 1995 年以及 2005 年的外食支出分配上，都呈現了雙峰分布，表示利用最小平方法 (ordinary least

squares，以下簡稱 OLS)，即以外食支出的平均特性來做為整體外食支出的推估基礎，將產生統計上的偏誤（註 3）。此外，誠如前面所言，由於家庭的外食支出水準不盡相同，資料特性也顯示出，家庭外食支出的改變在低支出族群尤其明顯，中、高支出族群則差異不大。這一現象表示，解釋變數影響外食支出的程度將可能隨著外食支出水準而有所不同。相對來說，分量迴歸得以估計出解釋變數對於應變數在某個特定分量的邊際效果，足以清晰刻畫出應變數的分配特性，比較出條件分配可能存在的不對稱性。因此，本文利用分量迴歸說明在不同的外食支出分量之下，影響外食支出的原因所在。

除此之外，由前述影響外食支出的既存文獻中可看出，相關研究多針對影響外食支出變動的原因進行探究，但是對於這些原因自身的改變所產生的效果，並未深入探討。舉例來說，許多研究都指出，家庭所得會影響外食支出，所得愈高、外食支出愈多；然而，所得分配隨著時間的改變也會有所變化。因此，影響外食支出改變的原因，除了所得本身對於外食支出所產生的邊際效果之外，另外還有一種可能，就是所得分配的改變所引發的效果。是以，本文進一步藉由 Machado 與 Mata (2005) 建立在分量迴歸的擬真分解，利用分配的觀點來分析 1995 年及 2005 年家庭外食支出的變動情形，主要目的除了希望能夠針對家庭特性對於臺灣家庭外食支出的影響進行探究之外，也期許可藉此深究家庭特性分配的改變是否也是影響外食支出的重要因素，以窺家庭外食支出改變之全貌。至於詳細的模型設定，將於第 IV 節中說明。

III、資料分析

本文使用行政院主計總處 1995 年與 2005 年的「家庭收支調查」資料來進行分析（註 4）。該調查是針對居住於臺灣地區具有中華民國國籍之個人及其所組成的家庭（指共同經濟生活者所組成之家庭）作為調查之母體，並使用兩階段隨機抽樣方法進行抽樣，其調查內容包含家庭戶口組成狀況、家

庭設備及住宅狀況、所得收入、非消費支出與消費支出等項目，按年記錄了家庭的收入與消費情況。本文的實證資料樣本數在刪除了 1995 年 1 筆與 2005 年 3 筆無食品支出後，有效樣本數為 1995 年 14,705 戶與 2005 年 13,678 戶。此外，由家庭外食支出資料觀之，發現 1995 年的外食支出有 180 筆與 2005 年 136 筆為零值，占該年樣本數的比例相當低，分別為 1.22% 與 0.93%，因此本文不採用受限迴歸 Tobit 模型來分析。

由於相關文獻顯示家庭所得與人口統計等變數對於外食支出的重要影響，以下將先針對實證模型使用的變數加以說明。本文指稱之外食支出係指行政院主計總處「家庭收支調查」項目中的在外伙食費；而家庭所得則包含受雇人員報酬、產業主所得、財產所得收入、自用住宅及其他營建物設算租金、經常性移轉收入與雜項收入等六項總和。實證模型之人口統計變數則包含居住地區、戶長年齡、性別、職業與教育程度以及家庭結構變數如家戶總人口數、年滿 65 歲人口數以及各家庭組織型態類別。除戶長年齡、戶內人口數與戶內年滿 65 歲人口數外，其他變數均為類別變數因此以虛擬變數 (dummy variable) 來處理，並從中選擇一類為比較基準並將其省略以避免共線性 (multicollinearity) 之問題。

居住地區別的虛擬變數設定則劃分都市、城鎮與鄉村三個地區別。家庭型態類別則分為七類，分別為 1. 單人家庭：指該戶僅一人居住、2. 夫婦家庭：指該戶僅夫婦二人居住、3. 單親家庭：指該戶成員為父或母親其中一人，以及至少一位未婚子女所組成，但可能含有同住之已婚子女，或其他非直系親屬，如兄弟姊妹、4. 核心家庭：指該戶成員為父及母親，以及至少一位未婚子女所組成，但可能含有同住之已婚子女，或其他非直系親屬、5. 祖孫家庭：指該戶成員為祖父（母）輩及至少一位未婚孫子（女）輩，且第二代直系親屬（父母輩）不為戶內人口，但可能含有同住之第二代非直系親屬、6. 三代家庭：指該戶成員為祖父（母）輩、父（母）輩及至少一位未婚孫子（女）輩，但可能還含有其他非直系親屬同住與 7. 其他家庭：凡無法

歸於以上型態者均屬之，並以單人家庭作為基準（註 5）。所有實證分析之變數定義則請參考表 1。

表 1 實證模型之變數說明

變數名稱	說 明
<i>FAFH</i>	家庭外食支出（單位：新臺幣千元／年）
<i>lnhinco</i>	家庭所得取對數（單位：新臺幣千元／年）
$(\lnhinco)^2$	家庭所得取對數之平方項
<i>age</i>	戶長年齡（單位：年）
<i>hs</i>	家戶總人口數（單位：人數）
<i>ho</i>	家戶年滿 65 歲人口數（單位：人數）
虛擬變數（是=1，否=0）	
<i>sex_f</i>	戶長性別：女性（參考組）
<i>sex_m</i>	戶長性別：男性
<i>urb_0</i>	居住地區：鄉村（參考組）
<i>urb_1</i>	居住地區：都市
<i>urb_2</i>	居住地區：城鎮
<i>job_0</i>	戶長無職業（參考組）
<i>job_1</i>	戶長職業：白領階級 ¹
<i>job_2</i>	戶長職業：藍領階級 ²
<i>edu_0</i>	戶長教育程度：國中以下 ³ （參考組）
<i>edu_1</i>	戶長教育程度：高中、職
<i>edu_2</i>	戶長教育程度：大學以上 ⁴
<i>famtyp_0</i>	單人家庭（參考組）
<i>famtyp_1</i>	夫婦二人家庭
<i>famtyp_2</i>	單親家庭
<i>famtyp_3</i>	核心家庭
<i>famtyp_4</i>	祖孫二代家
<i>famtyp_5</i>	三代同堂家庭
<i>famtyp_6</i>	其他無法劃分家庭

資料來源：本研究整理。

註：1.白領階級係指民意代表、行政主管、企業主管及經理人員、專業人員、技術員及助理專業人員事務工作人員、服務工作人員及售貨員、現役軍人。

2.藍領階級係指技術工及有關工作人員、機械設備操作工及組裝工、非技術工及體力工、農事、畜牧及狩獵工作者、林業及有關工作者、漁業及有關工作者。

3.國中以下戶長教育程度包含不識字、自修、國中、初中（職）教育程度。

4.大學以上戶長教育程度包含專科、大學、研究所與博士教育程度。

表 2 則為實證分析變數分別在 1995 與 2005 年所呈現的敘述統計。由表 2 得知，平均的外食支出水準在 1995 年為 32.88 千元，2005 年時為 44.17 千元，約略增加 34%，且外食支出的增加幅度在不同分量上的表現略有不同，表示經過平減後的家庭外食支出水準在此期間有增加的現象。此外，外食支出在低分量的成長幅度大於高分量（例如，q10、q25 分量的成長幅度分別為 38%與 44%；在 q75 與 q90 分量上的成長幅度分別為 34%與 32%），因此造成外食支出水準的不均度成長可歸因於低分量外食支出的增加所致。在家庭所得方面，在此期間經過平減後的平均家庭所得有所減少，由每年每戶約 100 萬的家庭所得減少至約 98 萬。戶內人口數在此期間沒有變化很大，平均而言為三人左右。

至於其他家庭人口變數方面，以居住地區別、戶長職業與戶長教育程度為例，居住於都市的家戶比例由 60%上升至 82%，居住非都市地區的戶數比例則呈現下降，顯示家戶的居住地已有「都市化」的傾向（註 6）。戶長為白領階級的職業比例由 45%上升至 48%；另外戶長教育程度有明顯提高的趨勢，在戶長為高中、職教育程度的家戶比例由 27%上升至 29%、大學教育程度以上的家戶比例由 22%上升至 29%；然而戶長性別為男性的比例，由 86%下降至 78%，顯示女性戶長逐漸增加。以家庭組織型態類別而言，單人家庭、夫婦二人家庭與單親家庭的家戶比例增加，其中以夫婦二人家庭的增加最多、單人家庭與單親家庭次之，其他家庭類型的家戶比例均呈現減少的現象，顯示臺灣家庭組成漸趨「簡單」。

另外，表 2 下方的兩列表示的是外食支出不均度的衡量，係利用 q80/q20、q90/q10 的外食支出前後 20%與前後 10%樣本比例作為外食支出不均度指標，以衡量兩個年度的家庭外食支出水準不均度。該不均度的數值為相對的概念，意指當該比例相對較高時，其不均度的程度較大。由表中數值得知，1995 與 2005 年的比例接近，顯示了外食支出在此期間的穩定發展。

表 2 敘述統計

變數名稱	1995		2005	
	平均數	標準差	平均數	標準差
<i>FAFH</i>	32.88	27.76	44.17	35.07
<i>ln hinc_o</i>	6.73	0.62	6.67	0.67
<i>age</i>	44.46	13.23	48.97	14.40
<i>hs</i>	3.92	1.73	3.39	1.58
<i>ho</i>	0.34	0.62	0.46	0.71
戶長性別				
<i>sex_f</i>	0.14	0.35	0.22	0.41
<i>sex_m</i>	0.86	0.35	0.78	0.41
居住地區別				
<i>urb₀</i>	0.14	0.34	0.03	0.17
<i>urb₁</i>	0.60	0.49	0.82	0.38
<i>urb₂</i>	0.26	0.44	0.15	0.36
戶長職業				
<i>job₀</i>	0.10	0.29	0.17	0.38
<i>job₁</i>	0.45	0.50	0.48	0.50
<i>job₂</i>	0.45	0.50	0.35	0.48
戶長教育程度				
<i>edu₀</i>	0.51	0.50	0.42	0.49
<i>edu₁</i>	0.27	0.45	0.29	0.46
<i>edu₂</i>	0.22	0.42	0.29	0.46
家庭組織型態類別				
<i>famtyp₀</i>	0.08	0.27	0.10	0.30
<i>famtyp₁</i>	0.10	0.31	0.17	0.37
<i>famtyp₂</i>	0.07	0.25	0.09	0.28
<i>famtyp₃</i>	0.53	0.50	0.43	0.50
<i>famtyp₄</i>	0.01	0.10	0.01	0.11
<i>famtyp₅</i>	0.17	0.38	0.14	0.35
<i>famtyp₆</i>	0.04	0.35	0.06	0.23
樣本數	14,705		13,678	
q80/q20	5.10		5.10	
q90/q10	18.90		18.18	

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查 (1995、2005)。

註：家庭所得與外食支出經過消費者物價水準平減 (以 1995 年物價水準為基期)。

IV、研究方法

本文分析外食支出變動的成因，主要透過二方面來瞭解：其一、利用分量迴歸法，瞭解外食支出在不同分量時，所受到解釋變數的影響程度，同時比較 1995 年與 2005 年該影響程度是否有所不同；其二、利用 Machado 與 Mata (2005) 的擬真分解法，探討整個外食支出分配在這十年間的移動，又可能是如何產生的。由於使用 Machado 與 Mata (2005) 的擬真分解法的過程中，須使用分量迴歸的估計結果，在此先根據 Koenker 與 Hallock (2001)，扼要說明分量迴歸之參數估計。

假設 $\theta(0 < \theta < 1)$ 為分量； $\beta(\theta)$ 表特定 θ 分量下的參數向量； y_i 表被解釋變數； x_i 表解釋變數向量及 β 為對應的參數向量。則不同 θ 分量的 $\beta(\theta)$ 將滿足：

$$\beta(\theta) = \arg \min \left[\sum_{y_i \geq x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta| + \sum_{y_i < x_i' \beta} (1 - \theta) |y_i - x_i' \beta| \right] \quad (1)$$

根據式(1)，可以透過類似最小絕對離差的概念，來尋找不同分量下所對應的估計參數（註 7）。由於近幾十年來，分量迴歸法的大量使用，從方法論的角度而言，此法並不陌生。關於分量迴歸參數的極限推論（asymptotic inference）與其相關估計方法，則可參見 Koenker (2005) 或陳建良與管中閔 (2006) 等討論，在此不再贅述。另外，由於 Machado 與 Mata (2005) 的擬真分解是建立在分量迴歸的基礎上，因此不同分量下的家庭外食支出，可以表示為給定解釋變數之條件分配，亦即：

$$Q_\theta(y | x) = x' \beta(\theta) \quad (2)$$

其中 y 表家庭外食支出； x 為所有解釋變數所構成的向量； $\beta(\theta)$ 表分量迴歸的參數向量。

再者，根據 Machado 與 Mata (2005)，擬真分解是透過分量迴歸所估計出的參數向量，配合不同情境所設定的解釋變數向量，以模擬出不同情境下的擬真分配，透過不同「擬真」分配的比較，可分解出「邊際效果」與「特性分配效果」對「真實」分配變動的影響。因此，在進行擬真分解時，我們先透過資料得出不同時點家庭外食支出的「真實」分配；然後，透過分量迴歸所估計的參數，配合自體重複抽樣的「拔靴法」(bootstrapping)，以模擬的方式得到不同情境下的「擬真」樣本；並利用「真實」及「擬真」樣本所形成的分配，加以分解，找出整個外食支出分配變動的成因。根據上述「真實」與「擬真」的家庭外食支出的分配，在兩個年度間描述不同分配的統計量之差異即可分解為：

$$\begin{aligned} \alpha(f(y(2005))) - \alpha(f(y(1995))) &= \underbrace{\alpha(f^*(y(2005))) - \alpha(f^*(y(2005); X(1995)))}_{\text{covariates}} \\ &\quad + \underbrace{\alpha(f^*(y(2005); X(1995))) - \alpha(f^*(y(1995)))}_{\text{coefficients}} \quad (3) \\ &\quad + \text{residual} \end{aligned}$$

其中 $f(y(t))$ 代表「真實」樣本第 t 期家庭外食支出之分配；而 $f^*(y(t))$ 則是利用分量迴歸所模擬出第 t 期的非條件分配。另外 $f^*(y(2005); X(1995))$ 表示給定所有共變量服從 $t=1995$ 年的分配下， $t=2005$ 年的家庭外食支出分配，亦即賦予 1995 年家庭有 2005 年外食支出水準所模擬出的分配。最後，利用不同統計量（以 $\alpha(\cdot)$ 來表示）的差異來描述兩個年度間外食支出分配的變動及分配變化的歸因：「邊際效果」、「特性分配效果」、或是其他不屬於這兩者的原因（以 *residual* 來表示）。以中位數為例，根據式(3)，等號左邊表示這兩年間家庭外食支出水準在第 50 分量 (q50) 的差異；等號右邊第一項表示：控制邊際效果不變（亦即參數固定於 2005 年之水準），讓所有家庭特性改變，造成兩年間家庭外食支出分配的變動，就中位數所表現出的差異；而等號右邊第二項則表示：以 1995 年家庭特性分配為基準，配合分量迴歸

估計的係數（分別代表該年的邊際效果）所產生的「擬真」分配，在中位數的差異，此即代表家庭特性邊際效果差異所造成外食支出分配在中位數時的差異。最後再將無法歸因的部分納入 *residual* 項（註 8）。至於如何透過「拔靴法」找出「擬真」樣本，操作過程扼要說明於附錄；細節仍請詳參 Machado 與 Mata (2005)。

V、實證分析

5.1 實證模型之設定

由於本文欲探討所得與家庭人口結構等變數改變對於外食支出及其分配變動之影響，因此先利用分量迴歸來分析影響家庭外食支出的因素，並利用分量迴歸之參數估計結果以進行擬真分解。根據 Sexauer (1979) 強調家庭結構變遷對於外食支出的影響程度以及李皇照與林素娟 (1997) 著眼於分析不同家庭型態的外食支出，本文分量迴歸之實證模型設定如下：

$$Q_{\theta}(FAFH) = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{hinco} + \beta_2 (\ln \text{hinco})^2 + \beta_3 \text{age} + \beta_4 \text{hs} + \beta_5 \text{ho} + \beta_6 \text{sex}_m \quad (4)$$

$$+ \beta_7 \text{urb}_1 + \beta_8 \text{urb}_2 + \beta_9 \text{job}_1 + \beta_{10} \text{job}_2 + \beta_{11} \text{edu}_1$$

$$+ \beta_{12} \text{edu}_2 + \beta_{13} \text{famtyp}_1 + \beta_{14} \text{famtyp}_2 + \beta_{15} \text{famtyp}_3$$

$$+ \beta_{16} \text{famtyp}_4 + \beta_{17} \text{famtyp}_5 + \beta_{18} \text{famtyp}_6$$

其中 θ 為實證時所選定的分量； $Q_{\theta}(FAFH)$ 為 θ 分量下的家庭外食支出水準，其他解釋變數的定義與說明則請參照資料說明一節；而 β_0 表截距項， β_1 至 β_{18} 為對應解釋變數之參數，表示其他情況不變下，解釋變數每變動一單位對於特定分量家庭外食支出影響的程度，即為其邊際效果。

由於本研究使用兩年的橫斷面資料來進行實證分析，從式(4)可以看出，被解釋變數為家庭外食支出，而解釋變數中包含取對數的家庭所得及其平方

項。由於臺灣消費者所面對的價格差異有限，而家庭收支調查並未有價格訊息（包括外食以及所有食品），估計時亦是分年進行，因此本研究假設該年內所有消費者面對相同價格，估計時則無法認定，因此，並未加入「價格」此一變數（註 9）。從資料分析中可知，仍有少數家庭沒有外食支出，若對該變數取對數，將喪失這些樣本訊息。另外，為了降低迴歸分析之異質變異性 (heteroskedasticity) 的問題，在需求分析中，可對所得變數取對數來處理。同時，加入平方項可以捕捉所得對外食支出的非線性關係。此時，所得彈性則可表示為：

$$\eta_{\theta} = \frac{\beta_1 + 2\beta_2 \sqrt{\ln hinc_o}}{FAFH_{\theta}} \quad (5)$$

5.2 分量迴歸分析

表 3 與表 4 分別顯示 1995 年與 2005 年五個分量 (0.1, 0.25, 0.5, 0.75, 0.9) 下，條件分量迴歸之參數估計結果（註 10）。由於本文考慮取對數的家庭所得與其平方項，因此無法直接利用分量迴歸的估計值來判斷家庭所得對不同分量外食支出的影響，因此，根據式(5)計算外食之所得彈性，並出示於表 5。如表 5 所示，1995 年五個分量下的外食所得彈性介於 0.49 和 0.52 之間；2005 年介於 0.34 和 0.42，均落在 0-1 之間，表示臺灣家庭外食為正常財 (normal goods)。本文所估算的所得彈性與 Byrne、Capps 與 Saha (1996)、McCracken 與 Brandt (1987) 和 Yen (1993) 針對美國家戶的估算結果以及和李皇照與林素娟 (1997) 對於臺灣家戶的估算結果相似，但與蔡孟蓉、張妙莉與劉鋼 (2008) 估算 2002 年的家庭外食支出分量迴歸結果不同，該文發現所得對低分量 (q10) 的外食支出屬於奢侈品 (luxury goods)，其他分量的結果則與本文一致，但不同分量下的所得彈性則差異不大。綜上所述，家庭所得對於外食支出為正向影響的結果與大部分文獻 (McCracken & Brandt, 1987; Redman, 1980; Soberon-Ferrer & Dardis, 1991) 的發現相同。

表 3 影響外食支出之參數估計結果 — 分量迴歸 (1995年)

變數	q10	q25	q50	q75	q90
<i>lnhinco</i>	-16.2042*** (2.0955)	-31.2409*** (3.8122)	-48.4079*** (4.2856)	-67.5732*** (7.8079)	-97.3715*** (10.0666)
$(\lnhinco)^2$	1.5800*** (0.1851)	2.9846*** (0.3157)	4.6891*** (0.3547)	6.6741*** (0.6271)	9.4476*** (0.8057)
<i>age</i>	-0.0215** (0.0099)	-0.0405*** (0.0161)	-0.0664*** (0.0203)	-0.0467 (0.0302)	-0.0669 (0.0463)
<i>hs</i>	1.8654*** (0.1810)	2.9388*** (0.1825)	3.9498*** (0.2298)	4.7302*** (0.3737)	5.2906*** (0.6795)
<i>ho</i>	-0.3636** (0.1762)	-0.3000 (0.1751)	-0.6576*** (0.2308)	-1.2631*** (0.3839)	-2.4005*** (0.6251)
<i>sex_m</i>	0.1854 (0.2812)	0.4777 (0.2716)	0.7330* (0.4391)	0.9837 (0.8504)	1.3252 (1.0108)
<i>urb_1</i>	2.3190*** (0.3204)	4.0589*** (0.2469)	5.9088*** (0.2755)	8.0799*** (0.6736)	8.8698*** (1.1009)
<i>urb_2</i>	1.1437* (0.2506)	1.5423*** (0.2620)	2.3208*** (0.4648)	2.5950*** (0.7845)	2.0479* (1.0788)
<i>job_1</i>	1.3826*** (0.3670)	2.4362*** (0.4036)	3.8557*** (0.5818)	4.6010*** (1.1169)	5.6809*** (2.1670)
<i>job_2</i>	1.3446*** (0.2719)	2.4186*** (0.2809)	3.6438*** (0.4212)	4.7319*** (0.7450)	5.0855*** (1.5646)
<i>edu_1</i>	0.2776 (0.2670)	0.3910* (0.2577)	-0.3838 (0.5102)	-0.7271 (0.6971)	-0.2681 (1.2823)
<i>edu_2</i>	1.8105*** (0.3379)	1.8010*** (0.4954)	1.1267 (0.7673)	-0.4718 (0.6569)	-2.8664 (1.8281)
<i>famtyp_1</i>	-3.1792*** (0.2277)	-5.0053*** (0.4286)	-8.3250*** (0.7087)	-12.8847*** (1.5070)	-24.4346*** (2.7008)
<i>famtyp_2</i>	-0.2794 (0.5548)	0.5162 (0.5512)	0.2506 (1.2152)	0.4053 (2.0912)	-2.1463 (3.3793)
<i>famtyp_3</i>	-1.5671*** (0.4459)	-2.4314*** (0.6350)	-5.2692*** (1.1109)	-7.2681*** (1.9864)	-16.3719*** (2.8742)
<i>famtyp_4</i>	-3.9814*** (0.3156)	-5.6711*** (0.7219)	-8.6758*** (1.6230)	-9.5199*** (3.0217)	-20.7104*** (4.0894)
<i>famtyp_5</i>	-6.1157*** (0.7779)	-9.3418*** (0.9406)	-13.4789*** (1.3436)	-16.5035*** (2.4763)	-26.3509*** (4.3479)
<i>famtyp_6</i>	-3.3580*** (0.7323)	-5.0924*** (0.9703)	-6.5468*** (1.3302)	-7.8213*** (1.9213)	-13.1616*** (4.0648)
截距項	39.2131*** (5.7908)	79.2595*** (11.2875)	125.5264*** (12.6569)	175.1980*** (25.1510)	273.5054*** (33.3454)
Pseudo R ²	0.1376	0.1849	0.1992	0.1942	0.1920

資料來源：本研究整理。

註：1. *、**、***分別表在顯著水準為 10%、5%及 1%時，該估計參數顯著異於 0。表中括號內表示為標準誤。

2. Pseudo R² 為判定係數。

表 4 影響外食支出之參數估計結果—分量迴歸 (2005 年)

變數	q10	q25	q50	q75	q90
<i>lnhinco</i>	-26.8033*** (2.7818)	-35.9120*** (3.2696)	-42.8968*** (4.8741)	-64.6894*** (8.5612)	-86.6741*** (10.6224)
$(\lnhinco)^2$	2.5262*** (0.2222)	3.4959*** (0.2708)	4.3373*** (0.4062)	6.3677*** (0.6893)	8.4755*** (0.8974)
<i>age</i>	-0.0533*** (0.0098)	-0.0418** (0.0166)	-0.0398 (0.0207)	-0.0220 (0.0251)	-0.0530 (0.0300)
<i>hs</i>	4.4365*** (0.2524)	5.4049*** (0.3437)	7.1083*** (0.4471)	8.4898*** (0.5910)	11.0392*** (0.6675)
<i>ho</i>	-1.1075*** (0.2324)	-2.1883*** (0.2843)	-3.7137*** (0.4101)	-5.7898*** (0.6161)	-7.3949*** (1.0842)
<i>sex_m</i>	1.0307*** (0.2963)	1.8031* (0.3610)	2.3605*** (0.4867)	3.4010*** (0.7520)	4.6734*** (1.0293)
<i>urb_1</i>	5.9947*** (0.9021)	5.8532*** (0.6488)	7.8924*** (0.5322)	12.0960*** (0.9717)	16.3311*** (1.5310)
<i>urb_2</i>	3.2417*** (0.8892)	1.6182** (0.7350)	2.3163*** (0.6023)	3.3490*** (0.8199)	2.2989 (1.5477)
<i>job_1</i>	1.9789*** (0.4554)	3.7665*** (0.5341)	5.0023*** (0.5454)	6.6678*** (1.5112)	7.0555*** (1.4500)
<i>job_2</i>	2.3404*** (0.4625)	3.6449*** (0.5557)	4.2066*** (0.6280)	4.5716*** (1.1489)	2.8706** (1.2221)
<i>edu_1</i>	0.9151** (0.4185)	1.5832* (0.4270)	1.7999*** (0.5889)	2.2458** (0.9570)	3.2656** (1.5396)
<i>edu_2</i>	1.5999*** (0.5081)	0.5151 (0.4075)	0.4152 (0.4824)	1.2963 (1.1203)	0.4415 (1.6285)
<i>famtyp_1</i>	-6.6367*** (0.3934)	-7.9540*** (0.4554)	-10.9126*** (0.7509)	-11.3390*** (1.0238)	-13.5987*** (1.9408)
<i>famtyp_2</i>	-0.9686** (0.4505)	-0.9451** (0.4319)	-0.9224 (1.1133)	1.3896 (1.8886)	0.8766 (2.5694)
<i>famtyp_3</i>	-3.1565 (0.8644)	-2.8030*** (0.6984)	-4.6741*** (1.3283)	-4.7372*** (1.7856)	-8.6654*** (2.7301)
<i>famtyp_4</i>	-5.7775*** (1.3089)	-5.6111*** (0.8884)	-7.4020*** (1.8227)	-4.7677** (2.0932)	-10.6617*** (2.9581)
<i>famtyp_5</i>	-10.8259*** (1.1498)	-11.5916*** (1.1795)	-15.0279*** (2.1713)	-13.9436*** (2.6307)	-20.8620*** (2.8732)
<i>famtyp_6</i>	-7.2108*** (0.8692)	-6.3190*** (0.7379)	-7.2538*** (1.5064)	-4.3716** (2.2344)	-1.9990 (3.0974)
截距項	65.6616*** (9.0275)	87.6912*** (9.6950)	103.3973*** (14.4598)	164.4914*** (25.5446)	229.7658*** (31.8569)
Pseudo R ²	0.2105	0.2646	0.2733	0.2691	0.2687

資料來源：本研究整理。

註：1. *、**、***分別表在顯著水準為 10%、5%及 1%時，該估計參數顯著異於 0。

2. 表中括號內表示為標準誤。

3. Pseudo R²為判定係數。

4. 2005 年的外食支出與所得經過消費者物價平減 (以 1995 年物價水準為基期)。

另外，對於五個分量下的所得彈性值，1995 年的外食所得彈性值皆大於 2005 年，表示家庭所得變動 1% 引起 1995 年外食支出的變動幅度，在各個分量上都比 2005 年更大。另外，所得對於不同分量的外食支出影響也有所不同，以 1995 年為例，家庭所得變動 1% 引起 q50 分量外食支出變動 0.52%，表示 1995 年家庭所得增加 1% 會使得 q50 分量外食支出增加 0.52%，其外食所得彈性值為最大，而以 q90 分量為最小，僅為 0.49%；至於 2005 年的外食所得彈性，隨著分量的增加，外食所得彈性值逐漸減少，表示家庭所得變動引起低分量外食支出的變動最大。而且在 5% 的顯著水準下，各分量的外食所得彈性值顯著，代表所得影響家庭的外食支出，就統計上而言是顯著的。

表 5 外食之所得彈性

年別	q10	q25	q50	q75	q90
1995	0.5196** (0.0281)	0.5166** (0.0176)	0.5201** (0.0147)	0.5149** (0.0162)	0.4862** (0.0149)
2005	0.4183** (0.0228)	0.4125** (0.0153)	0.3811** (0.0118)	0.3557** (0.0123)	0.3401** (0.0142)

資料來源：本研究整理。

註：1. 括號內表示為標準誤。

2. **表示顯著水準 5% 下，彈性值顯著異於零。

就分量迴歸估計係數的顯著性來看，除了所得之外，戶內人口數、居住於都市的家庭、戶長職業、以及家庭結構等諸多變數，在 5% 顯著水準下，均顯著影響 1995 年五個分量下的外食支出。相較於 1995 年的參數估計結果，2005 年變數之分量迴歸估計結果，除了核心與其他無法劃分的家庭中，部分參數不顯著外，其他變數對於外食支出的影響，大致不變；另外，家戶年滿 65 歲的人口數，則於 2005 年的分量迴歸中，顯著地影響家庭的外食支出。

圖 2 與圖 3 分別為 1995 年與 2005 年 OLS 與 QR 的估計結果，以及其 95% 的信賴區間，我們用這兩個圖形來比較這十年間不同變數特性對於外食

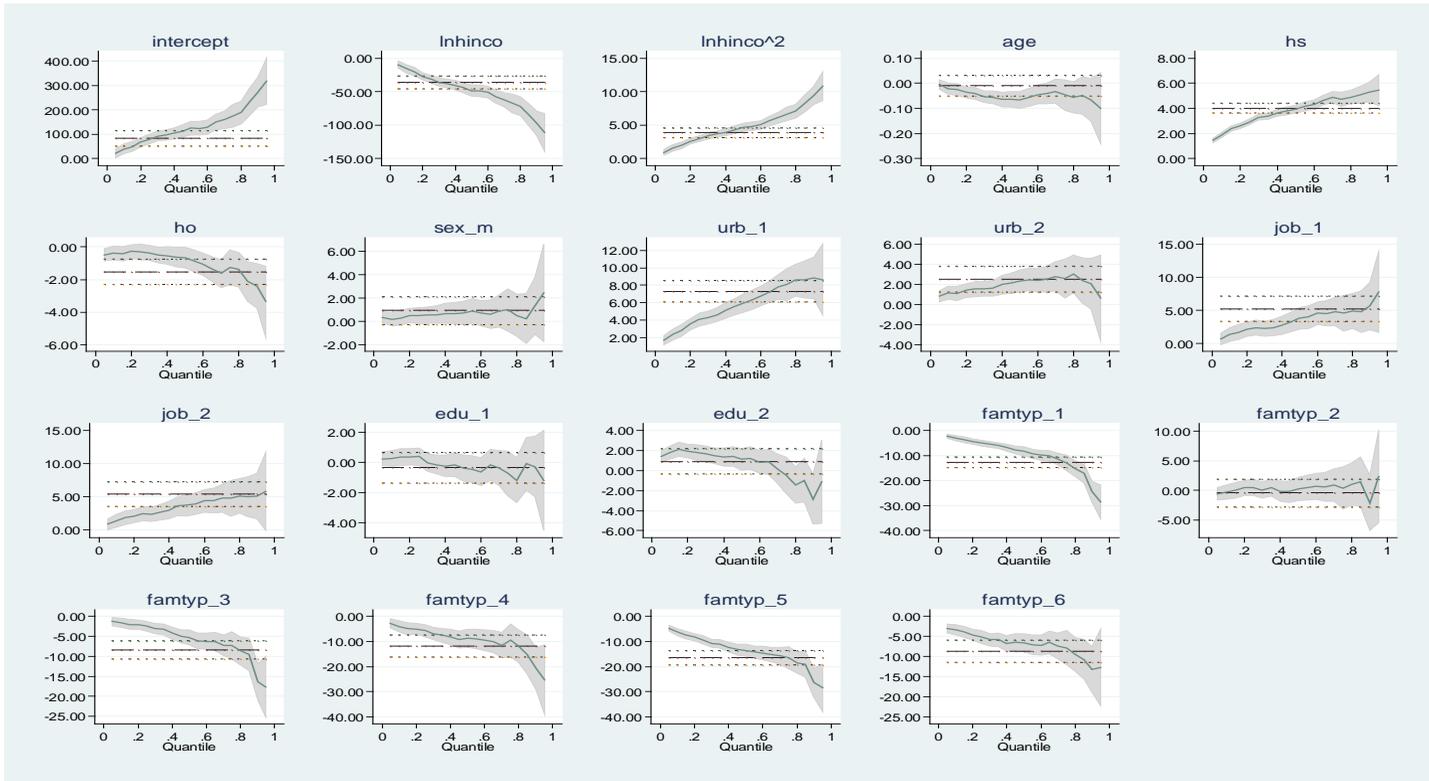


圖 2 家庭外食支出係數估計值與 95%信賴區間 — OLS vs. QR (1995 年)

資料來源：本研究整理。

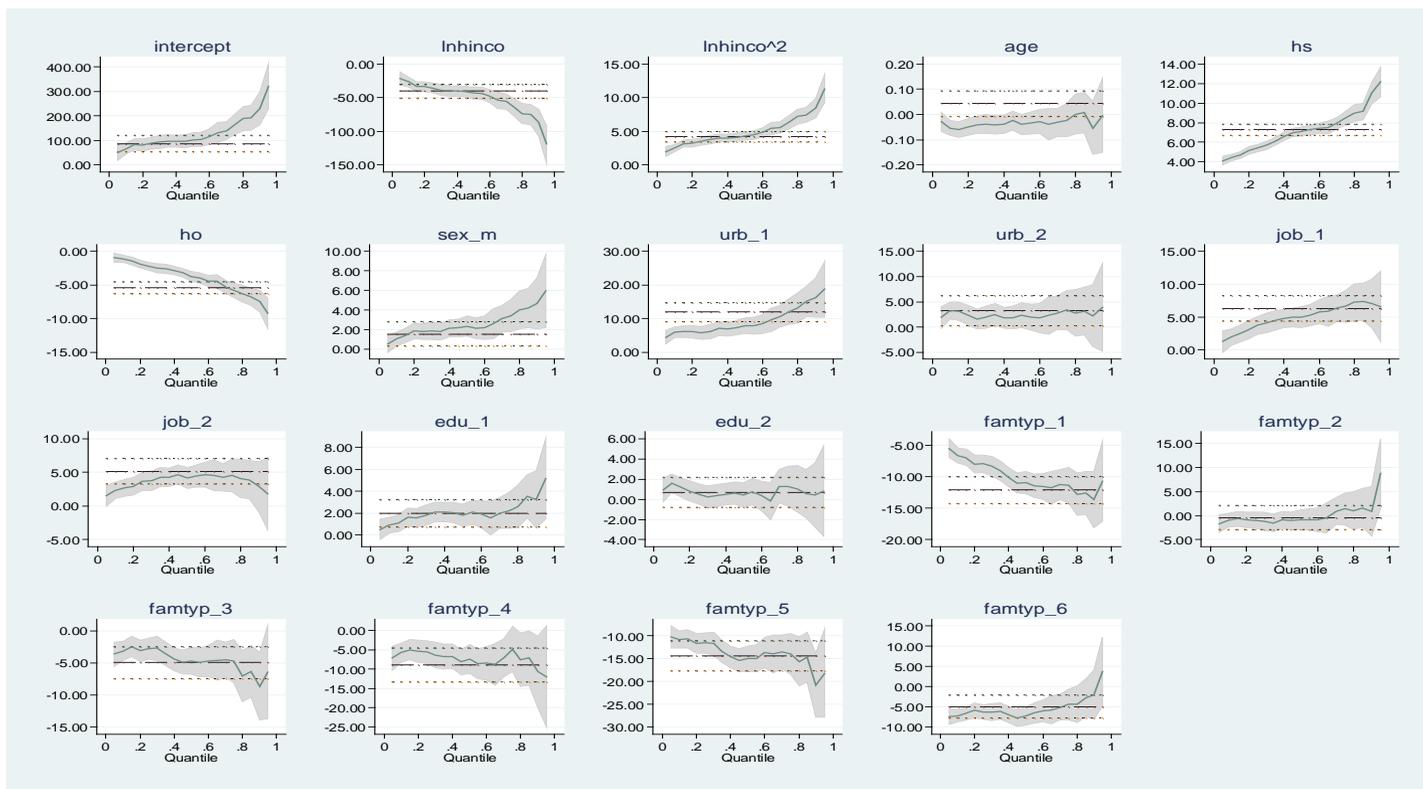


圖 3 家庭外食支出係數估計值與 95%信賴區間 — OLS vs. QR (2005 年)

資料來源：本研究整理。

支出條件分配的變化。圖中橫軸部分表示分量，縱軸表示係數估計的結果，QR 的係數估計值以實線表示，且上下陰影部分為 95% 信賴區間；OLS 的係數估計值則以虛線表示（由於是均數特性下的外食支出條件分配，因此為一水平線），其上下的細虛線表示 95% 信賴區間。分量迴歸係數估計值表示，在其他情況不變下，一單位的變數特性變動對於不同分量外食支出的影響。由圖 2 和圖 3 亦可得出，QR 和 OLS 在參數的估計結果上，部分變數的表現非常不同，特別是所得、家庭人口數、都市化程度、戶長職業和家庭結構；兩者的差異，在低分量特別明顯。

5.3 擬真分解

在進行擬真分解前，本研究使用皮爾森卡方檢定統計量 (Pearson's chi-square test statistic) 來檢定各類別變數的比例，在兩個不同年度是否有所不同。結果顯示，男女比例的檢定統計量為 284.97；鄉村、城鎮與都市之檢定統計量為 1920.8；戶長職業類別的檢定統計量為 492.11；而戶長教育程度的檢定統計量為 266.51；至於家庭結構比例的檢定統計量為 498.09。在顯著水準為 5% 時，都拒絕虛無假設，表示各類別比例在兩個不同的年度的確有所不同。故本文接續使用擬真分解來分析解釋變數的變動造成家庭外食支出差異的成因。

爲了解析 1995 年與 2005 年的家庭外食支出差異，我們利用擬真分配（重複抽樣次數為 3,000 次），藉此分解出外食支出的差異，可由變數的邊際效果以及家庭特性分配的改變所解釋。圖 4 最上方是利用自體重複抽樣，描繪出 1995 年和 2005 年的擬真外食支出分配 ($f^*(y(t))$) 和這兩個年度外食支出密度函數的差，即 $f^*(y(2005)) - f^*(y(1995))$ 。2005 年的外食支出分配相較於 1995 年右移，顯示臺灣家庭 2005 年的外食支出，比起 1995 年，外食支出約 4 萬元以下的家戶比例較少；超過 4 萬元的家戶比例則大幅增加。在此期間的外食支出分配右移可歸因於兩個部分的效果所致，亦即家庭所有解釋變數特性的改變 (impact of all covariates) 與所有共變數的邊際效果改變

(impact of coefficients)。圖 4 中段顯示本文根據式(3)拆解的結果：左圖代表「特性分配效果」，亦即當家庭所有特性分配從 1995 年改變為 2005 年時，並固定邊際效果於 2005 年的水準，此時兩個擬真分配之差異相當有限，和 2005 年擬真分配相比，僅造成分配上微幅左移，表示家庭所有解釋變數特性改變對於分配的影響，不利整體外食支出的上升。反觀共變數「邊際效果」改變所產生的影響，在給定家庭所有特性變數維持在 1995 年的水準，根據右圖，邊際效果改變造成擬真分配明顯右移，提高整體外食支出。綜合兩者效果的加總，最終使得外食支出分配右移，顯示「邊際效果」改變對於外食支出分配的變動，影響較大。

另一方面，利用擬真分解法來拆解「特性分配效果」以及「邊際效果」時，亦可固定邊際效果於 1995 年的水準來得出「特性分配效果」以及維持家庭所有特性變數在 2005 年的水準來處理「邊際效果」，結果呈現於圖 4 最下層。與中段的圖形比較可得，此擬真分配拆解的結果，不受到拆解時的比較基礎而有所不同，結果一致顯示：1995 與 2005 兩個年度的外食支出分配的差異，主要可歸因於變數的邊際效果改變所致。

圖 5 則呈現了單一變數分配改變下的擬真分解結果。不同於圖 4 的處理，圖 5 僅讓其中一個變數從 1995 年的分配變為 2005 年之分配，而其他變數的分配都維持在 2005 年的水準下，所產生二個「擬真」的外食支出分配。透過這二者的比較，本文試圖找出較為明顯的可能影響因素。整體而言，在解釋變數分配的變動上，或多或少會影響外食支出分配的左移或右移；然而絕大多數變數分配的變動，造成外食支出分配變動的效果並不大。舉例而言，單就家庭實質所得從 1995 年的分配轉變為 2005 年的分配時，使得平均所得減少（見表 2）並導致外食支出分配左移，但效果並不明顯。而都市化程度的提高則會增加外食支出較高的家庭數，因而導致外食支出分配的右移。從圖 5 而言，影響二個「擬真」的外食支出分配差異較大的單一變數，則僅有家戶總人口數與家戶年滿 65 歲人口數等二者。不管是從 1995 年家戶內人口數的結構分配轉變為 2005 年的分配，還是家戶年滿 65 歲人口數分配的轉變，均使得外食支出分配右移，特別是家戶總人口數分配的變動，

造成外食支出分配右移的程度更高。至於其他變數分配變動所產生外食支出分配變動的影響，都相當有限。因此，圖 5 呼應了圖 4 所得到的實證結果，亦即變數分配變動對外食支出分配變動所產生的效果，不若變數邊際效果改變所產生的效果來得強。

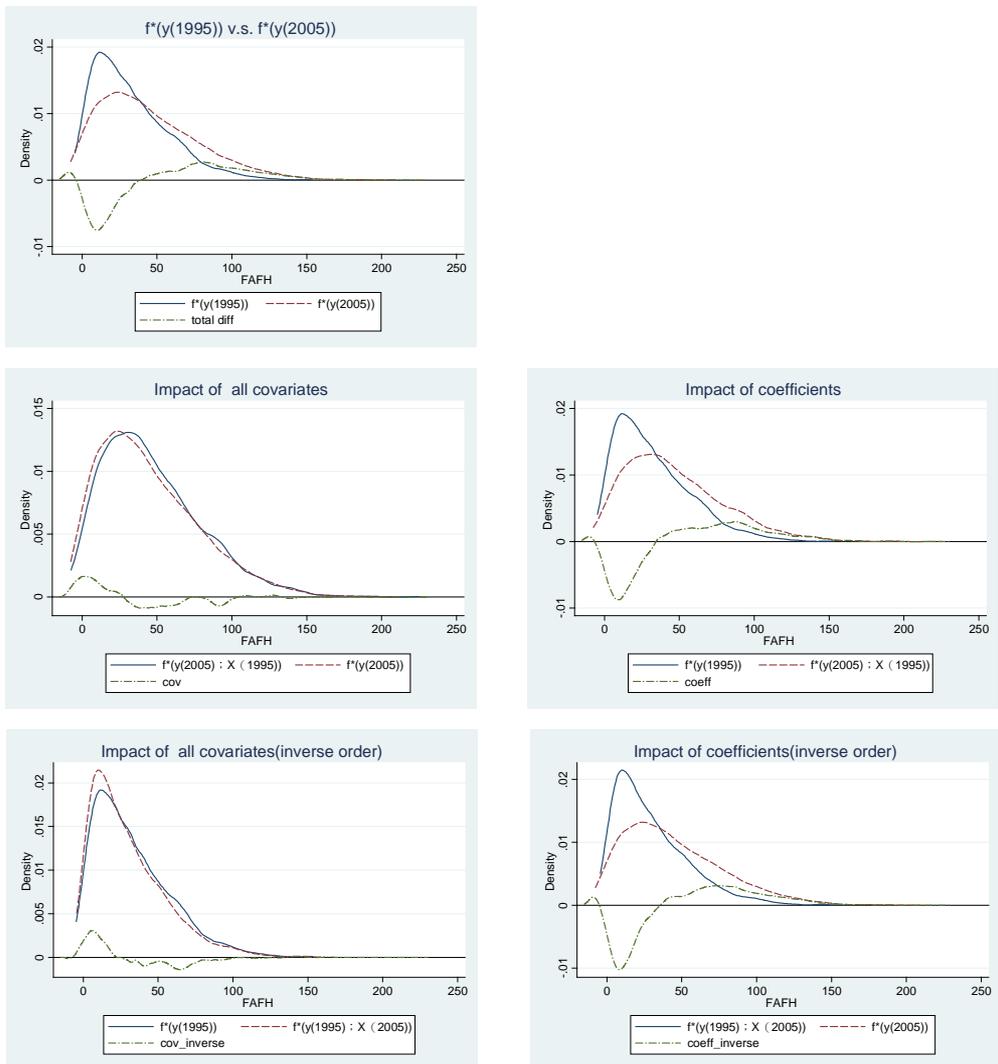


圖 4 家庭外食支出分配的擬真分解

資料來源：本研究整理。

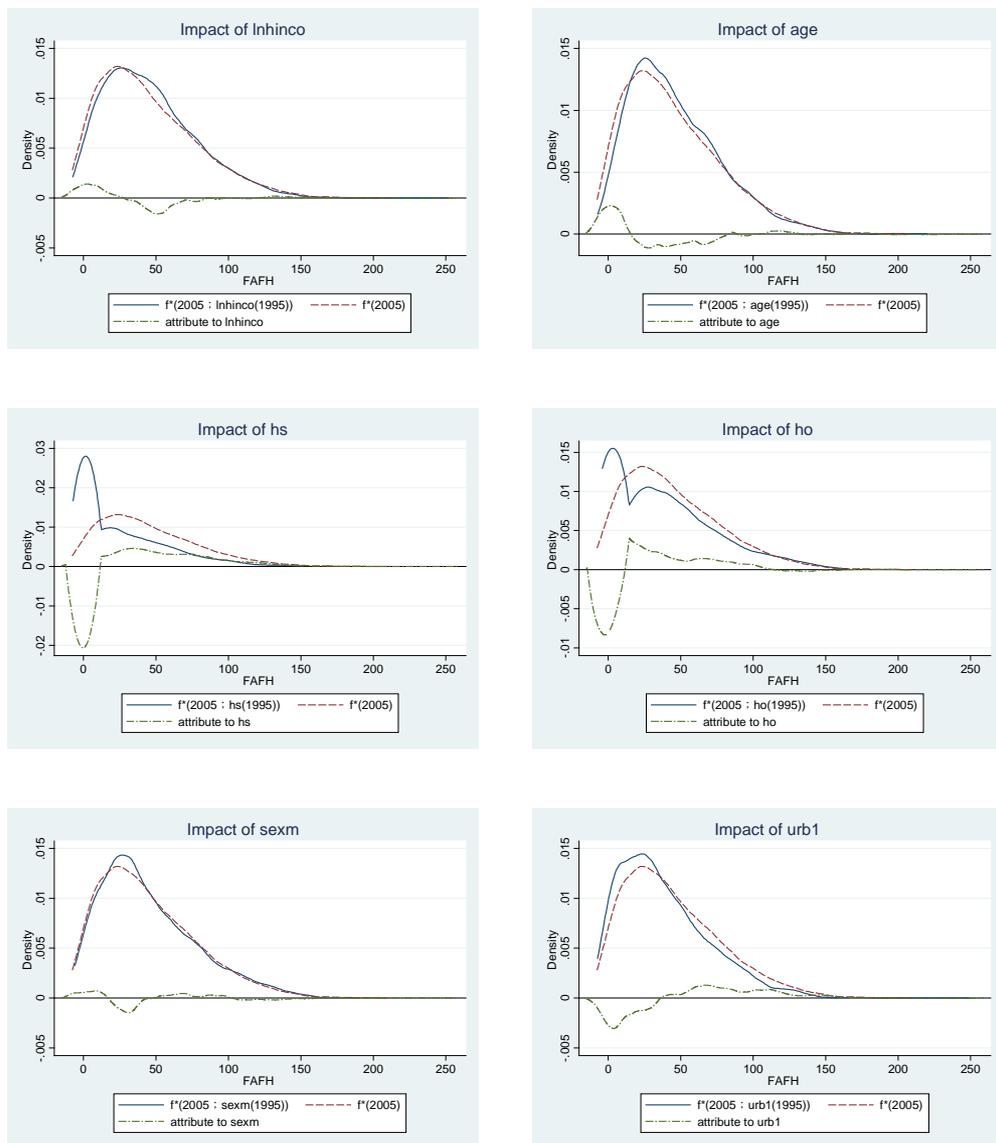


圖 5 單一變數之擬真分析

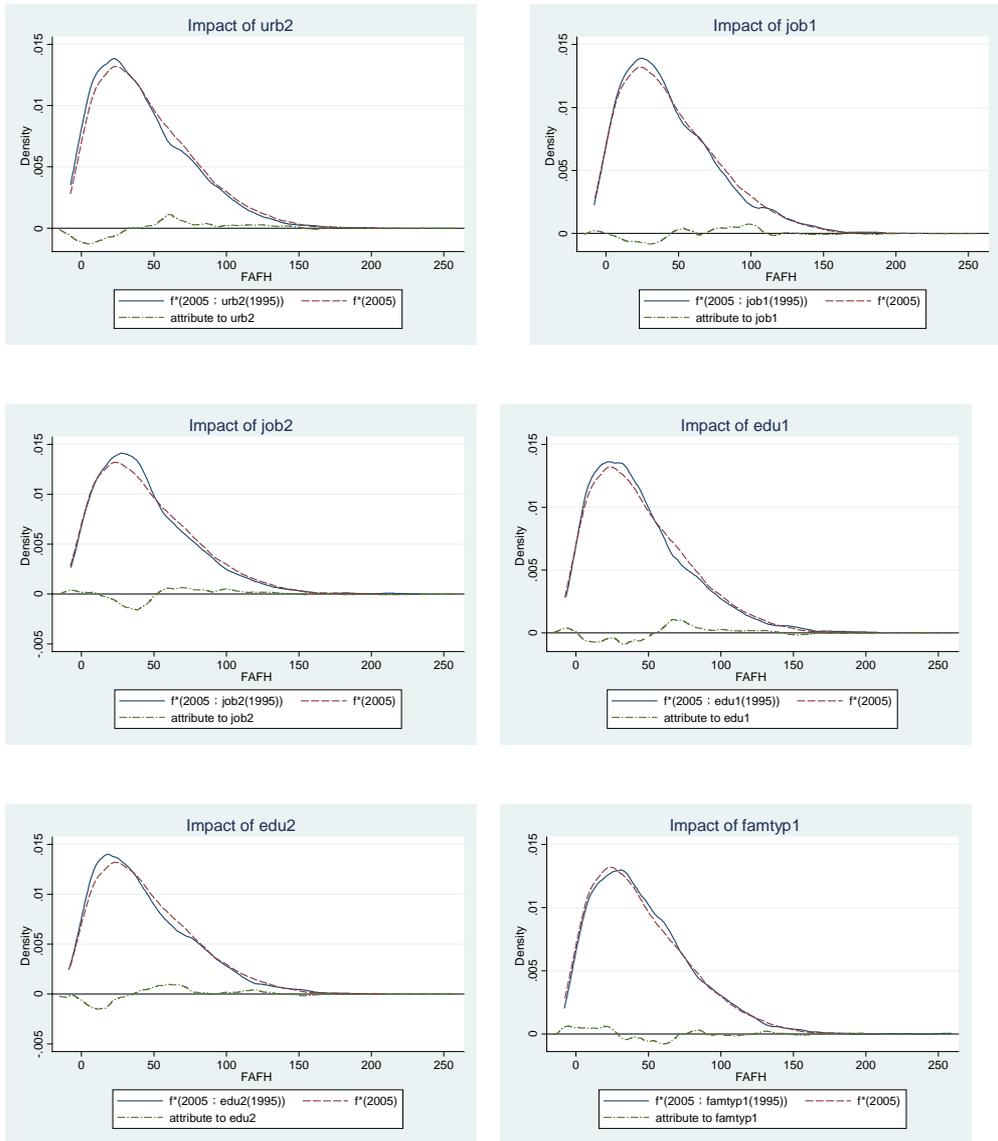


圖 5 單一變數之擬真分析 (續)

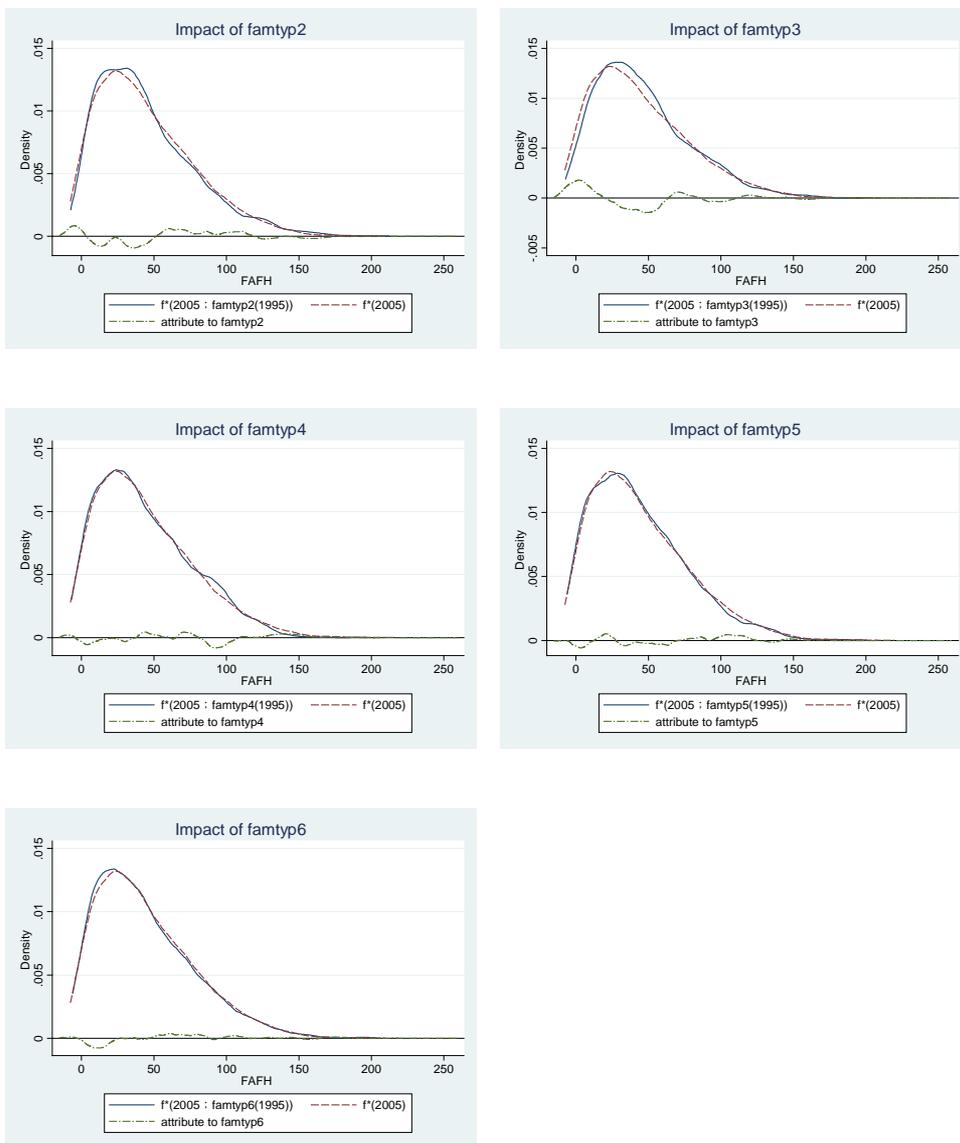


圖 5 單一變數之擬真分析 (續)

資料來源：本研究整理。

透過圖 4 與圖 5 的結果，我們以分配的角度觀察了兩個年度的外食支出分配變化與各變數分配改變對於外食支出分配的影響，以下我們將針對五個分量 (q10、q25、q50、q75 和 q90) 的擬真分解結果，來解釋造成外食支出分配變動的成因。表 6 顯示了外食支出分配，透過擬真分解，在五個不同分量所呈現的差異。就此，分為三個部分來探討：第一部分是根據 1995 與 2005 年外食支出樣本的真實分配，依序出示五個分量的數值，以及該分量下兩個年度的差異（根據式(3)，利用 2005 年的外食支出分量減去 1995 年外食支出分量）；第二個部分則分解外食支出各分量上差異的成因，可分為所有家庭特性分配改變、邊際效果改變等二個效果以及模型無法解釋的殘差部分。在拆解時，沿襲 Machado 與 Mata (2005) 的方法，進行不同基準的擬真分解（同前述圖 4 的處理技巧），來解釋兩個年度外食支出在不同分量上的差異。最後一部分則出示單一變數分配改變對於外食支出在不同分量上差異的影響，據此找出影響家庭外食支出改變最重要的變數。另外，值得一提的是，表 6 除了提供擬真分解的點估計值（以粗體表示），表格中每一格的中間位置，代表利用拔靴法所建構的 95%信賴區間，主要是透過 1,000 次自體重複抽樣後，選取第 2.5 與 97.5 分量作為信賴區間之上下界。至於擬真分配在各分量的點估計值相對於該分量總變動（表 6 中的 **change** 一欄）之倍數，則呈現在表中每一格的最後一列，以比較變數或邊際效果，在各分量下對於外食支出差異的不同影響程度。

結果顯示，在五個分量下兩個年度的外食支出差異的點估計值，均為正數且其信賴區間不包含零值，隱含 2005 年的外食支出在五個分量下確實較 1995 年增加，增加幅度以分配的中位數左側部分較大，q25 分量的增加幅度最大，達 43.72%；q90 分量的 32.43% 最小。在總和貢獻 (aggregate contributions) 的部分，我們以 q50 分量為例來說明外食支出差異的成因：對於 q50 分量下的兩個年度外食支出差異為 10.848，該差異可歸納為兩個效果所致，即家庭特性改變的效果 -2.230 與變數的邊際效果改變 14.077；殘差的

表 6 家庭外食支出差異的擬真分解

分量	Marginal			Aggregate contributions			Aggregate contributions		
	1995	2005	change	covariates	coefficients	residual	inverse_covariates	inverse_coefficients	residual
q10	3.600	4.956	1.356						
			0.506 ; 1.857	-4.798 ; -1.691	3.361 ; 6.041		-2.380 ; -0.676	1.740 ; 4.105	
				-2.195	3.009	0.186	-0.526	1.120	0.186
q25	12.540	18.023	5.483						
			4.810 ; 6.023	-5.218 ; -2.236	8.522 ; 11.226		-2.989 ; -0.849	6.726 ; 9.282	
				-0.409	1.529	-0.120	-0.339	1.359	-0.120
q50	27.000	37.848	10.848						
			9.731 ; 11.538	-5.825 ; -2.006	13.096 ; 16.490		-3.812 ; -0.768	11.329 ; 14.846	
				-0.206	1.298	-0.092	-0.242	1.268	-0.092
q75	46.000	62.086	16.086						
			14.908 ; 17.630	-6.666 ; -1.059	17.263 ; 22.359		-4.618 ; 0.018	15.725 ; 21.134	
				-0.083	1.173	-0.090	-0.210	1.205	-0.090
q90	68.046	90.114	22.068						
			19.788 ; 23.114	-7.280 ; 1.187	20.964 ; 28.120		-4.973 ; 1.590	19.531 ; 26.920	
				-0.064	1.124	-0.060	-0.526	1.170	-0.060

表 6 家庭外食支出差異的擬真分解 (續)

分量	Individual covariates									
	<i>lnhinco</i>	<i>age</i>	<i>hs</i>	<i>ho</i>	<i>sex_m</i>	<i>urb_1</i>	<i>urb_2</i>	<i>job_1</i>	<i>job_2</i>	
q10	-2.777	-4.217	6.294	6.294	-1.136	2.591	1.543	-0.143	-0.675	
	-3.454 ; -0.467	-4.748 ; -1.825	5.978 ; 8.027	5.978 ; 8.027	-2.028 ; 1.248	1.238 ; 4.069	-0.389 ; 2.680	-1.249 ; 1.792	-2.108 ; 1.076	
	-2.048	-3.109	4.641	4.641	-0.838	1.911	1.138	-0.105	-0.498	
q25	-2.441	-2.940	19.045	18.578	-1.548	4.297	2.315	0.420	-0.521	
	-3.469 ; -0.482	-4.465 ; -1.479	17.936 ; 19.996	17.913 ; 19.996	-2.418 ; 0.989	1.443 ; 4.712	-0.343 ; 2.946	-1.380 ; 1.913	-2.109 ; 1.233	
	-0.445	-0.536	3.474	3.389	-0.282	0.784	0.422	0.077	-0.095	
q50	-2.527	-2.180	24.566	6.915	0.187	6.181	3.272	1.291	1.201	
	-3.882 ; 0.135	-4.654 ; -0.803	19.884 ; 24.276	4.112 ; 9.015	-3.130 ; 1.238	1.248 ; 5.463	-0.865 ; 3.666	-1.829 ; 2.532	-2.398 ; 1.958	
	-0.233	-0.201	2.265	0.637	0.017	0.570	0.302	0.119	0.111	
q75	-0.111	-0.453	22.934	5.947	0.589	8.945	3.315	2.084	2.988	
	-4.715 ; 1.563	-5.239 ; 0.358	17.721 ; 23.439	0.658 ; 7.544	-4.394 ; 2.207	0.765 ; 7.161	-1.536 ; 5.077	-2.869 ; 3.615	-3.022 ; 3.243	
	-0.007	-0.028	1.426	0.370	0.037	0.556	0.206	0.130	0.186	
q90	1.402	1.178	22.201	2.355	-0.779	9.404	2.589	2.471	3.288	
	-5.234 ; 3.273	-5.920 ; 2.219	15.577 ; 24.174	-2.239 ; 7.630	-6.059 ; 3.368	-0.349 ; 8.902	-2.685 ; 6.385	-4.049 ; 5.242	-3.876 ; 5.129	
	0.064	0.053	1.006	0.107	-0.035	0.426	0.117	0.112	0.149	

表 6 家庭外食支出差異的擬真分解 (續)

分量	Individual covariates							
	<i>edu_1</i>	<i>edu_2</i>	<i>famtyp_1</i>	<i>famtyp_2</i>	<i>famtyp_3</i>	<i>famtyp_4</i>	<i>famtyp_5</i>	<i>famtyp_6</i>
q10	-0.596	0.234	-0.951	-1.645	-3.469	-0.065	-0.114	-0.070
	-1.495 ; 1.724	-1.008 ; 2.167	-3.478 ; -0.143	-1.705 ; 1.871	-3.541 ; -0.246	-1.813 ; 1.694	-1.997 ; 1.350	-1.802 ; 1.765
	-0.440	0.172	-0.701	-1.213	-2.558	-0.048	-0.084	-0.052
q25	0.577	2.186	-1.030	0.080	-2.412	-0.146	0.528	0.858
	-1.628 ; 1.844	-0.975 ; 2.290	-3.665 ; -0.249	-1.858 ; 1.777	-3.963 ; -0.590	-1.860 ; 1.721	-2.078 ; 1.343	-1.829 ; 1.772
	0.105	0.399	-0.188	0.015	-0.440	-0.027	0.096	0.157
q50	1.771	3.002	-1.328	0.896	-1.301	0.426	0.533	0.877
	-2.112 ; 2.342	-1.413 ; 3.002	-4.154 ; 0.380	-2.608 ; 2.205	-4.725 ; -0.292	-2.402 ; 2.257	-2.726 ; 1.808	-2.539 ; 2.146
	0.163	0.277	-0.122	0.083	-0.120	0.039	0.049	0.081
q75	3.351	2.668	-0.152	1.617	0.948	0.487	1.328	0.610
	-3.171 ; 3.480	-2.050 ; 4.166	-5.503 ; 1.427	-3.567 ; 3.455	-6.003 ; 0.531	-3.531 ; 3.168	-3.720 ; 2.921	-3.651 ; 3.444
	0.208	0.166	-0.009	0.101	0.059	0.030	0.083	0.038
q90	1.551	1.894	-1.337	0.203	-0.797	0.212	2.337	-0.200
	-5.098 ; 4.453	-3.693 ; 6.119	-6.703 ; 2.896	-5.369 ; 4.677	-6.947 ; 2.021	-5.264 ; 4.621	-5.093 ; 4.207	-5.214 ; 4.970
	0.070	0.086	-0.061	0.009	-0.036	0.010	0.106	-0.009

資料來源：本研究整理。

註：1. 表中每一格依序係數表示點估計值、bootstrap 95%信賴區間與該點估計值占總差異的倍數。

2. 自體重複抽樣的樣本數為 3,000 筆，bootstrap 次數為 1,000 次。

部分則有-0.999。這樣的結果表示，倘若家庭所有特性變數的邊際效果維持在 2005 年的水準，僅讓家庭所有特性變數從 1995 年的分配改變為 2005 年的分配狀態，此時 2005 年 q50 分量的外食支出將比 1995 年低 2,230 元；不過整體而言，在所有家庭特性變數維持在 1995 年的結構下，變數邊際效果的改變，會使得 2005 年外食支出分配的 q50 分量比起 1995 年分配的 q50 分量還要多出 14,077 元。最後無法歸因的部分，則使得外食支出減少 999 元。經由這些效果的加總最終使得 2005 年的外食支出在 q50 分量下高出 1995 年 10,848 元。

不過，變數分配與參數變動的效果對於不同分量的外食支出差異的影響並不相同。就變數分配改變帶來的效果占總差異的倍數而言，以愈低分量的表現愈大，變數分配改變的效果占 q10 分量的外食支出差異的倍數為 2.195，但占 q90 分量的外食支出差異僅 0.064 倍，表示變數分配改變所產生的效果對於低分量的外食支出差異較明顯。同樣地，參數變動所產生的效果對於外食支出差異的影響，亦有相同的發現，參數變動的效果對於低分量影響最大。不同的是，變數分配改變的效果會減少 1995 年到 2005 年這段期間不同分量下的外食支出水準，而參數變動的效果則使得外食支出水準上升。

在反向的變數分配與參數變動的效果方面，反向的參數變動改變仍有利於外食支出上升，而反向的變數分配則依舊不利外食支出上升，該結果與根據 1995 年的家庭特性為基礎來計算的擬真分解一致，只是在歸因的倍數比上有所不同：反向的變數分配效果占總差異的倍數介於 0.21-0.53 之間，雖同樣減少了 q10 分量的外食支出水準，但以 1995 年的家庭特性歸因的倍數比較高，為 2.195；而以 2005 年的家庭特性為基礎的擬真分解歸因於變數分配的倍數比僅有 0.53。表示 2005 年比起 1995 年外食支出結構的差異，低分量受到變數分配變動的影響更大。但在反向的參數變動效果占總差異的倍數來看，則與參數變動的效果相似，僅以 q10 分量的部分有比較大的差異，反向的參數變動效果占總差異的倍數比為 1.12，而參數變動的效果則有 3.01

倍。最後，就殘差 (residual, 表 6 欄 7 和欄 10) 占總變動 (change, 表 6 欄 4) 的比例而言，各分量大抵在 6-18% 左右，表示無法藉由 Machado 與 Mata (2005) 擬真分解法所歸因的變動，其實不大。此一結果再次凸顯出運用 Machado 與 Mata (2005) 擬真分解法的適切性 (註 11)。因此，家庭外食支出的變動，可以歸因於整體變數分配變動以及參數變動的雙重影響。

另外，針對單一變數的擬真分解來分析家庭外食支出變動的成因，在單一變數的擬真分解下，給定 1995 年的單一家庭特性而其餘家庭特性仍維持在 2005 年的家庭特性以模擬出 2005 年的家庭外食支出，因此兩個年度的外食支出差異表示是由該單一特性改變所造成。表 6 同樣呈現了在五個分量下，單一家庭特性改變造成的外食支出差異，結果發現戶內人口數、家中年滿 65 歲人口數、居住於都市與城鎮、大學以上的戶長教育程度之單一特性改變均使得五個分量的外食支出差異為正值，表示這些單一家庭特性的改變有利於外食支出水準在這個期間上升，其餘單一家庭特性的改變則造成不同分量外食支出改變有不同的效果，而且這些單一家庭特性的效果隨著分量的增加對於外食支出的移動幅度逐漸減少 (除大學以上的戶長教育程度)。以戶長年齡為例，當戶長年齡的單一家庭特性改變時，q90 分量的點估計值為正，表示戶長年齡效果會增加 1995 年跨至 2005 年的 q90 分量外食支出增加，而對於其餘分量則使得外食支出減少，顯示戶長年齡變動的效果有利較高分量的外食支出上升，但戶長年齡的效果占總差異的倍數比則隨著分量的增加而逐漸縮減 (就絕對值而言)，表示戶長年齡的效果對於較低分量的外食支出差異仍有較大的影響。以顯著性來看，戶長年齡的效果對於中位數左側的分量有顯著影響，表示戶長年齡的效果對於中位數左側的外食支出差異的影響來得重要。

至於虛擬變數的單一變數分解，男性戶長比例的改變使得 q10、q25 與 q90 分量的外食支出水準減少，其餘分量的外食支出水準增加，但並不顯著。戶長職業方面，白領職業戶長的比例改變使得 q10 分量的外食支出水準

下降，其餘分量的外食支出水準上升，但並不顯著；藍領職業戶長比例的改變增加了中位數右側（包含中位數）的外食支出水準，但也是不顯著。高中職戶長教育程度的比例使得 q10 分量的外食支出水準減少，其餘分量的外食支出水準增加，仍不顯著。家庭組織型態方面，夫婦二人家庭比例改變均使得五個分量下的外食支出水準減少，但不顯著。單親家庭比例的改變減少 q10 分量的外食支出水準，其餘分量的外食支出水準增加。核心家庭比例的改變使得 q75 分量的外食之水準減少，其餘分量下的外食支出增加。祖孫二代家庭比例的改變使得 q10 與 q25 分量的外食支出水準減少，其餘分量的外食支出水準增加。不過，上述的家庭型態組織的比例改變並不顯著影響外食支出的差異。

就顯著性來看單一家庭特性對於外食支出差異的影響，我們發現家庭的外食支出差異，在其他條件不變的情況下，若僅從個別解釋變數分配變動所產生的影響，僅顯著歸因於家庭人口數、家中年滿 65 歲人口數、居住於都市（至少有四個分量以上具顯著）的改變所致，其餘變數的效果並不顯著。由此可知，單一變數分配變動要產生明顯的外食支出分配上的差異，其影響其實相當有限。

本文發現，在家庭外食支出差異的擬真分解中，無論是歸因於變數（所有家庭特性）分配、參數變動或單一家庭特性的改變占總差異的倍數比，其值大部份均超過 1，表示各類的歸因效果往往高過於總差異，特別是在低分量的外食支出部分。該一結果似乎隱含著，家庭特性變數的分配變動所產生的效果與參數變動的效果（亦即邊際效果的變動），對於整體外食支出在不同分量的變動上存在相互抑制的力量，這兩股力道的強弱，造成整體外食支出變動的最終結果。就本研究來說，在家庭特性分配改變的效果與變數的邊際效果中，大部分的外食支出差異來自於變數的邊際效果；可知臺灣家庭外食支出的改變，仍來自於家庭特性變數的邊際效果所致。

最後值得一提的是，本文根據 Blinder (1973) 和 Oaxaca (1973) 所提出

的擬真分解法，來對 1995 年和 2005 年外食支出之「平均數」進行分解。令 \overline{FAFH} 代表外食支出的平均數， \bar{X} 代表解釋變數的平均值，而 $\hat{\beta}$ 代表透過最小平方法所估計的參數，下標 05 和 95 分別代表 2005 和 1995 年。則兩年外食平均數的差異可以分解為：

$$\overline{FAFH}_{05} - \overline{FAFH}_{95} = (\bar{X}_{05} - \bar{X}_{95})' \hat{\beta}_{95} + \bar{X}'_{95} (\hat{\beta}_{05} - \hat{\beta}_{95}) + (\bar{X}_{05} - \bar{X}_{95})' (\hat{\beta}_{05} - \hat{\beta}_{95}) \quad (6)$$

其中等號右邊第一項表示以 1995 年的邊際效果為基準所計算的解釋變數平均值改變所產生的效果（亦即特性變動效果）；第二項則表示以 1995 年的解釋變數平均值為基準所計算的邊際效果改變所產生的效果（亦即參數變動效果）；第三項則為解釋變數變動和參數變動之「交乘效果」。因此，相較於 Machado 與 Mata (2005) 在分量效果下的擬真分解（式(3)），前兩項的效果，在概念上是相同的；唯一不同之處在於第一項探討「特性變動效果」時所選用的邊際效果計算基礎，在 Machado 與 Mata (2005) 是以 2005 年為其計算基礎，在 Blinder (1973) 和 Oaxaca (1973) 則以 1995 年為其基礎。因此，兩者處理方式仍不盡相同。本文使用 Jann (2008) 的 STATA 估算方法，將 Blinder (1973) 和 Oaxaca (1973) 的分解結果，置於附表 1 以供參考（註 12）。

VI、結 論

本文嘗試由社會經濟型態以及家庭結構的角度，探討其對於臺灣家庭外食消費支出所形成的影響。既有文獻在討論家庭外食消費支出改變的因素效果時，較少考慮消費本身的不均度問題，且因素效果也多針對邊際效果，而少考慮因素本身之分配改變所產生的影響。因此，本文使用 1995 與 2005 年行政院主計總處家庭收支調查，以 Machado 與 Mata (2005) 在分量效果下的擬真分解，來解析影響家庭外食支出變動的原因，藉此深究影響臺灣家庭外食支出變動的原因。

首先，在外食所得彈性方面，研究結果顯示在不同的分量水準，彈性值皆介於 0.34 和 0.52 之間，顯示外食消費對臺灣家庭而言屬於正常財。此外，透過 1995 年與 2005 年分量迴歸結果可知，在社會經濟與人口特性變數上，家庭所得、戶長年齡、戶內人口數、居住於都市、戶長職業，在不同分量之條件下，對於家庭外食消費支出均呈現顯著影響。在家庭結構變數上，夫婦二人家庭、核心家庭、祖孫二代以及三代同堂者，亦顯示出不論處於何種分量水準，對於家庭外食支出的效果皆相當顯著。值得一提的是，戶內人口數、居住於都市者、戶長職業為白領者、夫婦二人家庭、核心家庭和三代同堂家庭者，其邊際效果在外食支出分配區間呈現異質性，表示這些因素的邊際效果會隨著外食支出水準的高低而有所不同，且多數分量迴歸的估計係數在分配的兩端脫離了最小平方方法的信賴區間。這一結果也透露出，分量迴歸法較最小平方方法更能刻劃分配尾端的行爲。

其次，本文進一步透過擬真分析，來拆解外食支出差異的成因。結果顯示，模型的殘差比值皆介於 6-18% 之間，表示該模型無法解釋的部分占總差異的比例不高，代表擬真分析應用於外食支出差異成因的解釋能力頗佳。此外，比較 1995 年以及 2005 年家庭外食支出變動的特性分配發現，相較於 1995 年，2005 年家庭外食支出分配右移的主要原因，可視為變數之邊際效果的改變所致；該效果大於所有家庭特性分配改變的效果，並導致外食支出水準上升。在單一變數的擬真分解部分，僅有戶內人口數、家中年滿 65 歲人口數和居住都市者等變數，對於外食支出的改變存在特性分配效果。至於外食支出的分配右移，可歸納是因為少人口、都市化程度以及高等教育程度等家庭特性所產生的影響。

就研究整體結果觀之，不同分量下的外食支出，其影響支出水準的程度不盡相同；顯示在處理家庭外食消費問題之際，必須針對不同的外食支出水準來進行考量。除此之外，當我們將影響外食支出變動的原因，拆解成家庭特性分配改變的效果與變數的邊際效果這兩部分時，可發現大部分的外食支

出差異是來自於變數的邊際效果；而主要原因仍以家庭特性變數，諸如家庭所得、戶長年齡、戶內人口數、居住地、戶長職業以及家庭結構的影響為主。儘管本研究透過擬真分解所獲得之分析結果仍與既往研究相似，即發現影響外食支出變動的主要原因乃在於變數的邊際效果，然而我們以為，經由擬真分解得以釐清外食支出的改變究竟是來自特性分配改變的效果、或是特性的邊際效果，仍是較為嚴謹的處理方式。相信對於某些研究議題而言，當解釋變數的特性分配有明顯改變之際，擬真分解法是可以提供更多的線索。

最後僅就本研究的發現，針對臺灣外食消費增加所引伸的政策意涵，提出說明。事實上，世界各地對於外食產業迅速成長所引發的諸如飲食安全、過度肥胖等飲食品質 (diet quality) 問題，都開始提出相關措施與因應方法。雖然臺灣至目前為止尚未有研究數據可支持「外食等於不健康」的見解，但國外已有研究指出，在外用餐的食物確實比較不健康、熱量高且易導致肥胖問題（例如 Beydoun、Powell & Wang，2009；Mancino、Todd & Lin，2009）；更令人訝異的是，研究也進一步指出，即便人們知道外食的飲食品質不佳，但也不會因此放棄外食而選擇在家烹調 (Mancino、Todd & Lin，2009；Todd、Mancino & Lin，2010)。臺灣的情形雖不可一概而論，但由外食支出逐年增加的趨勢觀之，要保障飲食安全與加強飲食品質，是為當務之急 (Choi、Kim & Yoon，2011)。此外，針對不同的家庭組織結構在外食消費的影響上，本文發現相較於單身者（單人家庭），除單親家庭外，多數家庭結構對於外食消費支出上都呈現顯著負效果，意味著「有其他親人同住之家戶，比較會選擇在家用餐」，尤其是家中有年長者的結果甚是明顯。相信這樣的發現，對於在相關政策的推動上都存在重要的訊息。惟本文囿於篇幅，並未觸及勞動婦女與外食間之關係以及所得來源對於外食產生的影響，筆者相信此乃相當重要的議題，也以此做為後續研究之課題（註 13）。

附 註

1. 根據『遠見』雜誌 2007 年 6 月的調查發現，臺灣民眾外食人口比例已超過七成，「天天外食族」高達 330 萬，「餐餐外食族」約 170 萬人（徐仁全，2007）。此外，為瞭解民眾生活型態與餐飲行為，經濟部商業司曾委託臺灣經濟研究院於 2007 年初針對全臺廿歲以上民眾，進行消費者偏好與休閒餐飲活動的問卷調查。報告結果指出，20%左右的民眾每天都外購早餐；午餐方面，則約有 40%的民眾表示因為上班或上學，幾乎都在外面選購，只有 30%左右的民眾是自煮午餐；而晚餐部分，每週外購晚餐兩次者約為 25%，每天都外購晚餐者則將近 11%。
2. 相較於既存文獻大多支持外食為正常財之結果，Ishida、Law 與 Aita (2003) 一文指出，馬來西亞的家庭外食所得彈性大於 1，為奢侈品。
3. 根據陳建良 (2007) 引述 Koenker (2005) 一文提及：「如果變異數的異質性和應變數分配呈現某種關係，則解釋變數影響應變數的邊際效果在整個分配區間不是固定常數，以平均趨勢或中央趨勢刻畫整個分配的行為也就不完整。」事實上，我們嘗試在進行最小平方法後，將殘差項進行常態性檢定，發現殘差項並不符合常態分配；且在變異數不齊一的檢定中，亦顯示出殘差項具有變異數不齊一的現象。
4. 本研究係利用行政院主計總處所進行的「家庭收支調查」作為實證資料，該資料係由中央研究院調查研究專題中心所釋出，在此謹致謝意。
5. 感謝行政院主計總處提供相關家庭型態類別的 SAS 程式，在此謹致謝意。
6. 根據行政院主計總處『家庭收支調查報告』(1995、2005) 的說明，都市、城鎮、與鄉村的區分是依據家庭所在的村里內，農、林、漁、牧、礦等產業之就業人口占該村里所有就業人口的比例，以及服務業就業人口的比例來決定。倘若該村里內之農林漁牧礦業就業人口之比例超過 45%，則歸屬「鄉村」型；若其農林漁牧礦業就業人口之比例不及 25%，且服務業就業人口的比例不小於 40%，則歸類於「都市」型；其他則分類為「城鎮」。就此，主計總處家庭收支調查的原始樣本數，在 1995 年時為 14,706 戶、2005 年時為 13,681 戶。都市、城鎮、與鄉村的比例，則從 1995 年的 59.86%、26.43%、以及 13.71%，變為 2005 年的 82.09%、15.07%、以及 2.84%。都市化的程度，可謂不小。
7. 一般迴歸分析所使用的最小平方法或最小絕對離差法主要是用來分析應變數的條件平均數或是條件中位數之行為，比較著重「集中趨勢」的解釋而非各分量的討論。
8. 不同年度的家庭外食支出差異亦可表示為另一種形式：

$$\begin{aligned} \alpha(f(y(2005))) - \alpha(f(y(1995))) = & \\ & \underbrace{\alpha(f^*(y(2005))) - \alpha(f^*(y(1995); X(2005)))}_{\text{coefficients}} \\ & + \underbrace{\alpha(f^*(y(1995); X(2005))) - \alpha(f^*(y(1995)))}_{\text{covariates}} + \text{residual}. \end{aligned}$$

等號右邊第一項則表示分量迴歸估計係數的差異，即 $t = 1995$ 與 $t = 2005$ 年的家計特性之邊際效果差異所造成的外食支出差異（以 $t = 2005$ 年的家計單位特性分配作為基準）；等號右邊第二項表示因所有家計特性改變所造成的家庭外食支出差異（以 $t = 1995$ 年的邊際效果為計算基礎）；最後再將無法歸因的部分納入 *residual* 項。家庭外食支出差異透過不同年度的家計特性作為基礎，便可呈現出不同的擬真分解結果來分析造成外食支出差異的成因。至於如何透過自體重複抽樣以及模擬的方式找出「擬真」的資料所形成的分配，細節請參考 Machado 與 Mata (2005)。

9. 作者感謝審查人對於價格變數的提醒。
10. 本研究在 13 個不同的分量進行參數估計，除了表 3 與表 4 出示的五個分量結果外，還包括 0.05、0.2、0.3、0.4、0.6、0.7、0.8、0.95 等分量迴歸之估計結果，讀者若有興趣可逕向作者索取。
11. 相較於 Melly (2005) 針對美國工資所進行的擬真分解，其殘差比例接近 20%，以及 Machado 與 Mata (2005) 對葡萄牙工資擬真分解的殘差比例在 0.1 分量時甚至高達 26.9%，本研究之殘差比例，相對而言是比較小的。
12. 作者感謝審查人所提出的比較建議。
13. 作者感謝審查人對於家庭所得處理上所提出的建議。

參考文獻

- 中央研究院人文社會科學研究中心，1995。『學術調查研究資料庫』。臺北：中央研究院人文社會科學研究中心。
- 中央研究院人文社會科學研究中心，2005。『學術調查研究資料庫』。臺北：中央研究院人文社會科學研究中心。
- 行政院主計總處，1995。『臺灣地區家庭收支調查報告』。臺北：行政院主計總處。
- 行政院主計總處，2005。『臺灣地區家庭收支調查報告』。臺北：行政院主計總處。
- 李皇照、林素娟，1997。「三種家庭類型外食消費支出分析——家計生產模型之應用」，『農業經濟叢刊』。3卷，1期，1-24。
- 徐仁全，2007。「外食人口大調查：全臺330萬天天外食族逼近北縣總人口」，『遠見』。252期，240-247。
- 陳建良，2007。「臺灣公私部門工資差異的擬真分解——分量迴歸分析」，『經濟論文』。35卷，4期，473-520。
- 陳建良、管中閔，2006。「臺灣工資函數與工資性別歧視的分量迴歸分析」，『經濟論文』。34卷，4期，435-468。
- 詹滿色，2006。「臺灣家戶消費及食品需求的結構分析——以所得分類之跨期比較」，『農業與經濟』。36卷，35-74。
- 蔡孟蓉、張妙莉、劉鋼，2008。「家庭生命週期對臺灣外食消費支出的影響」，發表於農業經濟學術研討會。臺北：臺灣大學。12月13日。
- Beydoun, M. A., L. M. Powell, and Y. F. Wang, 2009. "Reduced Away-from-home Food Expenditure and Better Nutrition Knowledge and Belief Can Improve Quality of Dietary Intake among US Adults," *Public Health Nutrition*. 12: 369-381.
- Blinder, A. S., 1973. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates," *Journal of Human Resources*. 8: 436-455.
- Byrne, P. J., O. Capps, and A. Saha, 1996. "Analysis of Food-Away-from-home Expenditure Patterns for U.S. Households, 1982-89," *American Journal of Agricultural Economics*. 78: 614-627.

- Chang, H. H. and S. T. Yen, 2010. "Off-farm Employment and Food Expenditures at Home and Away from Home," *European Review of Agricultural Economics*. 37: 523-551.
- Choi, M. K., T. Y. Kim, and J. S. Yoon, 2011. "Does Frequent Eating Out Cause Undesirable Food Choices? Association of Food Away from Home with Food Consumption Frequencies and Obesity among Korean Housewives," *Ecology of Food and Nutrition*. 50: 263-280.
- Ishida, A., S. H. Law, and Y. Aita, 2003. "Changes in Food Consumption Expenditure in Malaysia," *Agribusiness*. 19: 61-76.
- Jann, B., 2008. "The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models," *The Stata Journal*. 8: 453-479.
- Jensen, H. and S. Yen, 1996. "Food Expenditures Away from Home by Type of Meal," *Canadian Journal of Agricultural Economics*. 44: 67-80.
- Keng, S. and C. Lin, 2005. "Wives Value of Time and Food Consumed Away from Home in Taiwan," *Asian Economic Journal*. 19: 319-334.
- Kinsey, J., 1983. "Working Wives and the Marginal Propensity to Consume Food Away from Home," *American Journal of Agricultural Economics*. 65: 10-19.
- Koenker, R., 2005. *Quantile Regression*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Koenker, R. and G. Bassett, 1978. "Regression Quantiles," *Econometrica*. 40: 33-50.
- Koenker, R. and K. F. Hallock, 2001. "Quantile Regression: An Introduction," *Journal of Economic Perspectives*. 15: 143-156.
- Lamm, R., Jr., 1982. "The Demand for Food Consumed at Home and Away from Home," *Agricultural Economics Research*. 34: 15-20.
- Lee, J. and M. Brown, 1986. "Food Expenditures at Home and Away from Home in the United States - A Switching Regression Analysis," *Review of Economics and Statistics*. 68: 142-147.
- Machado, J. and J. Mata, 2005. "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression," *Journal of Applied Economics*. 20: 445-465.
- Mancino, L., J. E. Todd, and B. H. Lin, 2009. "Separating What We Eat from Where: Measuring the Effect of Food Away from Home on Diet Quality," *Food Policy*. 34: 557-562.

- McCracken, V. A. and J. A. Brandt, 1987. "Household Consumption of Food-away-from-home: Total Expenditure and by Type of Food Facility," *American Journal of Agricultural Economics*. 69: 274-284.
- Melly, B., 2005. "Decomposition of Differences in Distribution Using Quantile Regression," *Labour Economics*. 12: 577-590.
- Mihalopoulos, V. G. and M. P. Demoussis, 2001. "Greek Household of Food Away from Home: A Microeconometric Approach," *European Review of Agricultural Economics*. 28: 421-432.
- Oaxaca, R., 1973. "Male-female Wage Differentials in Urban Labour Markets," *International Economic Review*. 14: 693-709.
- Park, J. L. and O. Capps, Jr., 1997. "Demand for Prepared Meals by US Households," *American Journal of Agricultural Economics*. 79: 814-824.
- Redman, B., 1980. "The Impact of Women's Time Allocation on Expenditure for Meals Away from Home and Prepared Foods," *American Journal of Agricultural Economics*. 62: 234-237.
- Sexauer, B., 1979. "The Effects of Demographic Shifts and Changes in the Income Distributions of Food-away-from-home Expenditure," *American Journal of Agricultural Economics*. 61: 1046-1057.
- Soberon-Ferrer, H. and R. Dardis, 1991. "Determinants of Household Expenditures for Services," *Journal of Consumer Research*. 17: 385-397.
- Todd, J. E., L. Mancino, and B. H. Lin, 2010. "The Impact of Food Away from Home on Adult Diet Quality," *Economic Research Report No. 90*. Economic Research Service, United States Department of Agriculture.
- Yen, S. T., 1993. "Working Wives and Food Away from Home: The Box-Cox Double Hurdle Model," *American Journal of Agricultural Economics*. 75: 884-895.

附錄：擬真分解之步驟

根據 Machado 與 Mata (2005, section 2.2, pp. 448-450), 擬真分解的主要精神是將應變數 (即外食支出) 的分配, 利用整個分配的估計 (使用分量迴歸) 結果, 配合拔靴法, 來建構「擬真」的機率密度, 並透過不同情境下對「擬真」分配進行分解, 來闡析應變數分配的改變。由於式(2)表示外食支出的條件分配 (即給定 x 下的外食支出函數), 分解時, 須先求出外食支出的非條件分配 (unconditional distribution)。觀念上即是將條件分配對條件變數 x 求取期望值。就此, 利用拔靴法來建構「擬真」分配時, 就必須針對不同情境生成隨機樣本, 說明如下。

令 $y(t)$ 、 $x(t)$ 分別表示第 t 期的家庭外食支出與共變量 (k 個)、 $g(x; t)$ 表示 k 個共變量在第 t 期的聯合分配而 $X(t)$ 為第 t 期 $n_t \times k$ 的共變量矩陣, 利用外食支出的條件分配 $Q_\theta(y|x) = x'\beta(\theta)$ 與不同的 $g(x; t)$ 可生成不同外食支出「擬真」分配的隨機樣本。因此, 非條件的外食支出「擬真」分配可由以下四個步驟來進行:

1. 產生服從非條件家庭外食支出「擬真」分配隨機樣本之步驟

- (1) 從區間 $[0,1]$ 的均勻分配 U 抽取 m 個隨機變數: u_1, \dots, u_m (即特定的分量)。
- (2) 給定 u_1, \dots, u_m 下, 估計出不同年度 (t), m 個特定分量迴歸係數值 $\hat{\beta}^t(\theta)$ 。
- (3) 利用抽出放回的方式, 從 $X(t)$ 矩陣的 n_t 列中, 隨機抽出 $x_i^*(t)$, 共抽出 m 個。
- (4) 計算 $y_i^*(t) = x_i^*(t)'\hat{\beta}^t(u_i)$ 其中 $i=1, 2, \dots, m$, 即可得到服從非條件「擬真」分配 ($f^*(y(t))$) 的 m 個隨機樣本。

2. 產生服從特性改變的非條件家庭外食支出「擬真」分配隨機樣本之流程

在進行擬真分解時，我們需要找出 $f^*(y(2005); X(1995))$ 的「擬真」分配（此即為控制家庭所有特性維持在 $t=1995$ 的水準， $t=2005$ 的非條件外食支出分配），抑或是 $f^*(y(2005); z(1995))$ 的「擬真」分配（此即為控制單一特性 $z(1995)$ 維持在 $t=1995$ 的水準，其他特性維持在 $t=2005$ 水準的非條件外食支出「擬真」分配）。

(1) 家庭所有特性改變的擬真分配： $f^*(y(2005); X(1995))$

過程同上，根據步驟 2 得出 $\hat{\beta}^{2005}(u_i)$ ；根據步驟 3 得出 $x_i^*(1995)$ ；根據步驟 4 計算 $y_i^*(2005)$ 其中 $i=1, 2, \dots, m$ ，即可得到服從 $f^*(y(2005); X(1995))$ 的非條件「擬真」分配。

(2) 家庭單一特性改變的擬真分配： $f^*(y(2005); z(1995))$

假設 $z(t)$ 表示本文有興趣的第 t 期家庭的單一特性，現給定 $t=1995$ 年之家庭單一特性 x 、其他家庭特性仍服從 $t=2005$ 年，以模擬 $t=2005$ 年的家庭外食支出隨機變數。為了方便起見，我們將 $z(t)$ 分割成 J 類，第 j 類的次數為 $C_j(t)$ 。當 $z(t)$ 屬於離散變數，則第 j 類的相對次數即為 $f_j(t) = \frac{C_j(t)}{\sum_{k=1}^J C_k(t)}$ ，其中 $j=1, 2, \dots, J$ ；當 $z(t)$ 為連續變數時，則將該變數均分為十等分，使其相對次數為 $f_j(t) = 0.1$ ，其中 $j=1, 2, \dots, 10$ 。因此，服從 $f^*(y(2005); z(1995))$ 的隨機樣本，可透過以下步驟來生成：

- i. 根據上述 1-4 步驟生成 m 個服從 $f^*(y(2005))$ 的隨機樣本 $\{y_i^*(2005)\}_{i=1}^m$ 。
- ii. 根據 $z(2005)$ 將前一步驟的 m 個隨機樣本進行分類。
- iii. 根據 $z(1995)$ 的比例，計算第 j 類該有的樣本數。
- iv. 從步驟 2 所分類的隨機樣本中，利用抽出放回的方式，產生第 j 類的隨機樣本。

v. 重複步驟 4，產生所有 $j=1,2,\dots,J$ 類別的隨機樣本。

根據上述的步驟，便可模擬出服從 $y(2005)$ 年家庭單一特性下， $t = 2005$ 年的非條件家庭外食支出「擬真」分配 $f^*(y(2005); z(1995))$ 的隨機樣本。

附表 1 外食平均數差異的擬真分解

變數	特性變動效果	參數變動效果	交乘效果
<i>lnhinco</i>	2.0198***	-25.6455	0.2117
$(\lnhinco)^2$	-2.6198***	16.1737	-0.2392
<i>age</i>	-0.0435	2.3417	0.2379
<i>hs</i>	-2.1385***	12.8686***	-1.7476***
<i>ho</i>	-0.1801***	-1.3222***	-0.4543***
<i>sex_m</i>	-0.0727	0.5130	-0.0463
<i>urb_1</i>	1.6250***	2.7642***	1.0262***
<i>urb_2</i>	-0.2895***	0.2059	-0.0884
<i>job_1</i>	0.1163***	0.4838	0.0235
<i>job_2</i>	-0.5286***	-0.0956	0.0209
<i>edu_1</i>	-0.0072	0.6427***	0.0498**
<i>edu_2</i>	0.0633	-0.0531	-0.0163
<i>famtyp_1</i>	-0.7765***	0.0679	0.0396
<i>famtyp_2</i>	-0.0093	0.0016	0.0005
<i>famtyp_3</i>	0.8268***	1.8187**	-0.3376**
<i>famtyp_4</i>	-0.0506***	0.0271	0.0127
<i>famtyp_5</i>	0.4270***	0.3424	-0.0524
<i>famtyp_6</i>	-0.1350***	0.1531*	0.0581*
截距項	-	3.0743	-
總和	-1.7733***	14.3620***	-1.3013***

資料來源：本研究估算。

註：1.*、**、***分別表示在顯著水準為 10%、5%及 1%時，該估計效果顯著異於 0。

2.2005 年和 1995 年外食的平均數分別為 44.166 和 32.879 千元，總差異為 11.287 千元。

Family Structure and Changes in FAFH Expenditure in Taiwan:

An Application of the Quantile Regression and Counterfactual Decomposition Techniques*

Kang Ernest Liu**, Meng-Jung Tsai***, and Hsiao-Chien Tsui****

This empirical study employed the 1995 and 2005 Surveys of Family Income and Expenditure to examine the changes in food-away-from-home (FAFH) expenditure in Taiwan. Results from the quantile regression (QR) show that the influential factors include income, household size, family structure and characteristics of household heads. In addition, the impact of most factors on the FAFH expenditure is heterogeneous, indicating that their marginal effects vary with respect to levels of the FAFH expenditure. On the basis of the QR, we also utilized counterfactual decomposition (Machado and Mata, 2005) to investigate changes in the FAFH distribution between 1995 and 2005.

* Data analyzed in this paper were collected by the research project “the 1995 and 2005 Surveys of Family Income and Expenditure” sponsored and carried out by the Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, R.O.C. The Survey Research Data Archive, Academia Sinica is responsible for the data distribution. The authors appreciate the assistance in providing data by the institutes and individuals aforementioned. The views expressed herein are the authors’ own. Travel funds provided by National Chung Cheng University are also appreciated. We thank two anonymous reviewers as well as professors Hung-pin Lai and Jing-yi Lai for their valuable comments. Any errors or shortcomings are the responsibility of the authors.

** Associate Professor, Department of Economics, National Chung Cheng University, Taiwan.

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

**** Associate Professor, Department of Economics, National Chung Cheng University, Taiwan. (Corresponding Author)

Decomposition results reveal that the increase in FAFH expenditure from 1995 to 2005 is mainly due to changes in the marginal effects of these factors instead of changes in their distribution. Finally, results from examining one factor at a time shows that the decrease in household size, urbanization and an increase in higher education of household heads are crucial to the overall increase in the FAFH distribution.

Keywords: *Quantile Regression, Counterfactual Decomposition, FAFH Expenditure, Family Structure, Taiwan*