

孩童養育成本衡量 ——台灣的實證研究*

劉錦龍

國立中央大學
產業經濟研究所教授兼所長

許菁君

國立中央大學
產業經濟研究所博士候選人

均等規模是衡量家庭組成的福利水準之最適指標，提供研究夫婦有偶家庭於扶養小孩，需要額外增加多少所得，始能夠維持沒有扶養小孩下的生活水準。本文透過均等規模具獨立性基礎與正規性的假設，建立固定參數與擴張參數的規模型式，利用家計收支調查資料建構完整消費需求體系，估計台灣夫婦有偶家庭的均等規模指標，藉以分析家庭父母對未成年子女的邊際養育支出成本。實證顯示考量家庭各個孩童數目差異的擴張參數模式是顯著異於固定參數模式，此時所估計的孩童邊際養育成本具有先增後減的特殊現象，即第一個孩童的養育成本相較無小孩的家庭約高出 39%，第二個孩童之養育成本則遞增至 43%，第三個孩童養育成本降低至 28%，進一步檢視平均成本的變動差異發現規模固定或規模經濟的育兒消費行為不一定成立。

關鍵字：均等規模、育兒成本、福利衡量

* 作者分別為國立中央大學產業經濟研究所教授及博士候選人。作者感謝編輯及兩位匿名審查人對本文的寶貴意見，並感謝台灣經濟學會年會參與者周添城教授、黃芳玫教授與徐美教授的建議。惟文中任何遺誤，當由作者負責。

收稿日期：91 年 7 月 31 日；接受刊登日期：92 年 1 月 20 日

1. 前言

衡量孩童的養育成本向來為研究家庭經濟行為的重要課題之一，由實務的觀點，孩童的養育成本為法院在判決父母離異時，決定孩童扶養費用的一項參考依據 (Lazear and Michael, 1988)。¹ 就政府政策而言，分析孩童對基本生活物質的消費支出以及比較有無孩童間的生活水準與支出差異，則有利於政府制訂合於時宜的家庭政策與兒童福利補助措施。

以歐美國家為例，歐洲國家的家庭與兒童福利政策的主要目的在於平衡有子女家庭和無子女家庭間的所得差距。例如：瑞典政府的措施包括兒童及家庭津貼、親職保險及托育中心體系。其中，兒童津貼發放的對象涵括所有 16 歲以下子女的家庭，依孩童數目給予不同金額補助，此外尚有兒童住屋津貼與就學補助；而針對離婚後負責扶養小孩的單親家庭也提供特別津貼。在德國方面，對扶養兒童的家庭給予的津貼包含：兒童零用金、扶養小孩的零用金以及生活維持津貼。德國政府規定在不超過家庭所得稅免稅額下，18 歲以下兒童可獲得政府補助；另外尚有育兒津貼與單親家庭特別補助（相關補助內容請參見表 1）。至於美國家庭政策及兒童福利政策偏向社會救助，包括未成年子女的家庭補助、食物券、婦女嬰兒及小孩特別補助等，其發放對象多數屬於貧窮的單親家庭。² 而加拿大政府亦提供兒童稅補助金計畫 (Canada Child Tax Benefit)，補助低收入戶家庭對未成年子女之撫養，其中基本津貼部分會視家庭孩童數目而遞增補助，而國家兒童津貼補助 (National Child Benefit Supplement) 會視孩童數目而遞減給付。

我國目前對養育孩童補助政策仍處萌芽階段，政策目的相較歐美而言並

1 我國兒童福利法第四十一條規定：父母離婚者，法院得依職權、兒童之父母、主管機關或其他利害關係人之聲請，為兒童之利益，酌定或改定適當之監護人、監護之方法、負擔扶養費用之人或其方式。

2 例如：未成年子女的家庭補助 (Aid to Families with Dependent Children, AFDC)，補助對象為擁有 18 歲以下的小孩且與扶養者同住，而家庭遭受雙親之一的死亡、失蹤、遺棄與失業等原因而喪失雙親之一的經濟支持者，離婚成為單親並育有未成年子女的女性亦符合請領資格。

表 1：瑞典與德國兒童及家庭津貼比較表 單位：每人/每月/元

國家	小孩數目	第一個	第二個	第三個	第四個	第五個以上
瑞典 (瑞典幣)	兒童津貼	950	950	1204	1,710	1,900
	住屋津貼	600	300	300	0	0
	就學補助	一年有 9 個月期，每人每月 950 元				
	特別津貼	單親家庭每人每月 1,173 元				
德國 (歐元)	兒童零用金	138	138	154	179	179
	育兒津貼	每人每月可得 306 到 460 元				
	單親家庭	12 歲以下的小孩每月可申請 97 元至 151 元				

註 1：資料來源請參閱 Swedish Ministry of Health and Social Affairs (2001) 與 Germany Federal Ministry of Labour and Social Affairs (2001)。

註 2：依據 2002 年 7 月 1 日匯率，1 瑞典幣=3.72 台幣，1 歐元=33.95 台幣。

不明確。其中，台北市率先於 1998 年針對有 6 歲以下兒童的清寒家庭，³ 每名兒童每月發給 2,500 元的育兒補助津貼。而設籍在台北市所有滿五歲以上幼兒就讀台北市公私立托兒所、幼稚園者，發放每人每年 10,000 元的幼兒教育券以及兒童醫療補助。高雄市亦針對中低收入戶 3 歲以下兒童實施全民健保醫療費用補助。而中央政府並於 2000 年實施滿五足歲的幼童發放幼兒教育券每年每名 10,000 元的方案。雖然，兒童福利政策陸續推行，但是政府對單親家庭的補助方案則未見具體辦法。根據歷年司法案件統計，離婚事件原因中有半數以上的案件是遭受對方遺棄所致，⁴ 離婚後子女扶養費的負擔問題通常成為雙方爭議的焦點，實務上扶養費負擔的多寡往往會受到父母所得、社經地位與孩童養育成本的影響，部份個案甚至引發媒體與社會各界的矚目。⁵ 有鑑於與孩童養育相關的法律案件持續發生，加上減輕扶養兒童的家

3 申請資格：父母及 6 歲以下兒童設籍台北市滿一年，且家庭總收入平均每人每月不超過 15,258 元者。

4 參見 1999 年司法統計，<http://www.judicial.gov.tw/hq/juds/>。

5 近年來在贍養費與孩童扶養的法律個案中，2002/4/10 台北地方法院宣判王文堯和「嬪嬪」親子關係外，須按月給付六萬元的扶養費至「嬪嬪」廿歲為止，合計新台幣七百九十八萬元。2001/11/28 苦苓的離婚事件將終身支付兒子的生活費、教育費與保險費。2001/10/12 台灣高等法院判決南部某教授離婚案件須給付妻子贍養費 108 萬 3639 元及 50 萬賠償金，並按月給付小女兒撫養費 2 萬 2500 元。2001/3/17 小慈爲了替母親向已離婚的父親爭取更多的贍

庭負擔已成為國家福利與家庭政策的重要議題，本文乃透過經濟模型的分析方式來推估兒童養育成本，俾能提供法院判決或政府機構訂定補助措施或兒童福利政策的參考依據。

文獻中有關孩童養育成本的研究，大略區分成代理變數分析 (proxy techniques) 與效用基礎分析 (utility based method) 兩大類 (Browning, 1992)。代理變數分析係著眼於對特定財貨的支出研究，包括起源甚早且側重於食物消費而廣受人知的 Engel 法與強調使用菸草、酒精飲料及衣服等成人相關財貨支出作為衡量生活水準的 Rothbarth 法 (Deaton and Muellbauer, 1986; Deaton et al., 1989; Phipps and Garner, 1994)。其中，Engel 分析方式偏重於以單一項或一組財貨來推斷家計單位的規模經濟效果，忽略了不同財貨在實際影響效果上的差異。當考量孩童對食物的消費比重相對其他財貨為大時，此一分析法容易產生高估育兒成本的結果。而 Rothbarth 法則假設成人的財貨支出隨所得增加而增加，並隨孩童數目增加而減少。換言之，家中孩童數目對成人消費支出會產生排擠效果。然而，在實證上甚難直接推論成人消費支出的減少將全部移轉至孩童身上並增加其相關支出，故以成人財貨的消費比例來衡量生活水準，進而估計育兒成本的方式受到相當質疑 (Phipps, 1998)。至於效用基礎分析法則著眼於傳統消費者理論，利用完整消費需求體系以納入所有消費性財貨，並允許家庭中孩童的消費同時存在所得及替代效果，藉以估算孩童的養育成本。此一分析法最早係由 Barten (1964) 提出，後經 Muellbauer (1974) 推廣並與不同家庭類型的福利水準相連接。效用基礎分析法的缺點在於父母的效用函數未必與小孩相一致，而孩童的消費具替代效果可能與現實不符 (Nelson, 1986, 1993)。但此一方法具備了兼顧整體財貨消費需求體系的優點，近年來較受到研究者的青睞 (Phipps, 1998; Ferreira et al., 1998; Lancaster and Ray, 1998)。

Browning (1992) 曾針對過去的研究文獻提出四項最常論及的課題，包

養費 (法院裁定支付每個月二萬六千元) 而靜坐法院門前抗議，引發社會廣泛注意。2000/10/11 齊秦答應每個月支付新台幣 7 萬元生活費給兒子方偉直到成年，同時將支付 160 萬贍養費給方美芳。2000/8/12 台北市一名陳姓醫生向法院提出離婚訴訟獲准，每月 72,000 元分別支付女兒住養護所及請外籍看護的費用。

括：(1)探討孩童對家庭消費支出型態影響的實證 (positive) 問題；(2)討論相對於無小孩的家庭，擁有小孩家庭的收入需求問題；(3)估算父母在孩童身上花費的支出問題與(4)研究有無小孩的家庭為享有相同的福利水準下的所得差距與等福利 (iso-welfare) 問題。為了同時兼顧這些議題的討論，目前通行的方式係衡量均等規模指標 (equivalence scale)。⁶ Suruga (1993) 指出衡量均等規模的目的包括：(1)便於估計恩格爾函數或需求函數，尤其是在採用加總性質的時間數列資料中，家庭組成的變動差異有限，透過均等規模可以避免家庭組成與其他變數間產生共線性問題；(2)易於比較不同特徵屬性的家庭其成員間的福利水準，並估計出維繫家庭基本生活的費用標準、稅賦效果與所得補助措施；(3)有利於從家庭特徵屬性或社會經濟條件下，評估所得分配、貧窮門檻與不均度。

雖然，Pollak and Wales (1979) 對均等規模的衡量方式提出質疑，認為傳統的家庭預算資料並不足以對均等規模之性質、種類與估計方法提供完整且有意義的訊息。Gronau (1988) 並指出利用家庭支出資料所推導的規模指標不具有福利衡量比較上的意義，因為人們無法區別需求與慾望間的差異。然而，Deaton and Muellbauer (1986) 則持正面的觀點，認為家庭的預算支出可以視為衡量福利水準下所得的代理變數，而且支出或所得變數與家庭人口規模有正向非比例的關係，可以做為比較不同生活水準的福利差異。另一方面，Blundell and Lewbel (1991) 則採中間態度，認為在內生的價格機制下無法由需求方程式獲得均等規模指標，但如果在價格為外生的前提下，需求體系所估算而得的均等規模指標將存在且具唯一性。Pashardes (1991) 則進一步區分當期的需求分析是屬於均等支出規模，其概念來自於部分父母在小孩未出生前會減少當期消費以準備迎接新生兒，因此考量家庭的儲蓄行為可能會排擠當期的消費支出，評估家庭有無小孩之消費成本的比較靜態分析會受到父母願意跨期移轉所得的影響，故納入動態跨期效果的孩童

6 均等規模係指將家計單位不同人口規模及成員特性轉換成為某一均等單位。目前國內各研究者的譯名不盡相同，最早王金利(1989)稱等值規模，張淑惠(1996)稱家戶規模，邱忠榮(1999)稱等成員人數，林美伶(2000)稱均等比。有關均等規模的應用與討論請參閱 Browning (1992)，Nelson(1993)與 Lancaster and Ray(1998)。

成本稱之均等終身所得規模，可以精準評估終身的育兒成本。

目前國外文獻中，Deaton and Muellbauer (1986) 曾分別利用 Engel 與 Rothbarth 法與單一年度衡斷面資料估計斯里蘭卡與印尼的家庭單位均等規模指標，結果顯示利用 Engel 法計算出的均等規模值較 Rothbarth 法為高。以斯里蘭卡為例，第一個小孩的成本在 Engel 法下為增加 41% 家庭支出，但以 Rothbarth 法衡量則增加 12%。另外，Deaton, et al. (1989) 以西班牙 1980-81 年資料並採用 Rothbarth 法，發現第一個小孩在不同年齡階段其成本約有 10% 的差異。至於 Nicol (1994) 透過需求總計體系估計加拿大 1978、1982、1986 及 1992 年的家庭均等規模，發現都市地區有一個小孩的夫妻家庭是沒有小孩的夫妻家庭需求的 1.51 倍。而 Lancaster and Ray (1998)、Ferreira, et al. (1998) 與 Phipps (1998) 則分別利用澳洲 1984 及 1988-89 年、美國 1986-88 年、與加拿大 1978、1982、1986 及 1992 年資料並採用效用基楚法估計，發現第一個小孩較沒有小孩的成本增加約界於 12% 至 16% 之間，而且實證結果均支持家庭對孩童的養育成本是具有規模經濟的效果。

國內有關論及均等規模的文獻，主要在於分析所得分配、貧窮程度與財政稅收議題，並未見到針對孩童養育成本的問題加以探討。例如：王金利 (1989) 以成年男子數的折算標準，利用營養需求法、食品份額法、成年男子商品法、以及效用函數法估計家戶內各年齡群組的等值規模，發現規模數值大小會隨著年齡群增長而遞增，也會因為測定方法的不同而有顯著差異。其研究的缺點是以 21 歲以上的獨居男子為基準家戶，顯然與目前以夫妻小家庭為主的社會模式有明顯差異，而且研究中亦未考量家戶單位社經特性的影響。羅紀瓊 (1996) 利用均等比估算台灣地區的貧窮程度，求得小孩相對於成人的均等比為 0.5，惟其文章考量大戶家庭的規模經濟效果，但忽略孩童與成人之間的需求差異。張淑惠 (1996) 則利用恩格爾模型推算家戶均等規模，求得成人與小孩間生活成本的比例，再結合基本生活費的計算，估計出客觀的個人免稅標準。邱忠榮 (1999) 則利用均等規模概念，藉加入家庭成員人數來調整所得分配中非所得項目，以分析所得不均度變動前後的關係。林美伶 (2000) 同樣利用恩格爾法來估計家庭需求的均等規模指標，得出單親家庭中第一個小孩的需求等於成人的需求，其他小孩的需求為成人需求的 0.99

倍，而規模經濟值為 0.75 的均等比，藉此求算適當的貧窮門檻。綜觀國內研究，係將均等規模的概念充分應用在貧窮議題與社會福利的分析，然而這些文獻所使用的資料係以橫斷面單一年度資料為主，忽略了需求函數中價格變動與區域因素的影響，況且直接設定家戶單位的消費行為具有固定的規模經濟的合理性則有待驗證。

本文的目的嘗試建立完整消費支出體系與正規性均等規模指標，評估臺灣夫婦有偶家庭有無小孩下的生活水準所需的額外支出與所得，以衡量家庭對孩童的養育成本。本文有別於多數國內外研究所採用單一年度的橫斷面資料分析方式，運用法計收支調查連續 10 年資料，將長期的物價波動與區域效果納入考量，較符合經濟理論與實證模型的要求。另外，本文並修正 Phipps (1998) 模式進而加以考量家庭中每個孩童的邊際養育成本間的差異，採用完整需求聯立體系模型估計，藉以檢視孩童數目在固定參數與擴張參數對均等規模的變動差異。有關本文的架構，除第一節前言外，第二節將介紹均等規模的理論基礎與實證模式；第三節敘述資料來源、變數處理及實證結果；第四節則提出研究結論與建議。

2. 理論基礎與實證模式

2.1 理論基礎

Van Praag (1991) 認為研究家計單位效用函數的兩個面向，分別是：(1)反映家庭對財貨需求的水平面向；與(2)反映出家庭成員社經特性與組成的垂直面向。有鑑於實際收集資料所觀察到的消費需求行為，係指在社會經濟特性組合下的條件偏好，僅能定義成效用的水平面向。然而在條件偏好的序列效用下，透過觀察家計單位對財貨的需求，並經由嚴格遞增的單調函數轉換，則對應到效用垂直面向的變動並不會造成水平面向的改變。因而，藉由家計單位對財貨需求及社經特性的聯立估計，可避免認定上的問題 (Ferreira et al. 1998)。基於此，假設家計單位的消費需求（以財貨消費組合 x 向量表示）與其家庭社經特性組合 Z 所構成的效用函數為：

$$u = U(x, Z) \quad (1)$$

其中，假設 u 滿足相同的均等效用分配，並假設效用函數具有連續性、單調性與準凹性等性質。⁷ 根據式(1)所對應的間接效用函數 V 與支出函數 C 分別為：

$$\begin{aligned} V(p, y; Z) &= \max_x \{U(x, Z) | px \leq y\} \\ C(u, p; Z) &= \min_x \{px | U(x, Z) \geq u\} \end{aligned} \quad (2)$$

其中， p 為家計單位所面對的外生已知價格， y 為家計單位總收入。 V 為價格 p 與所得 y 的連續與零階齊次函數，並為所得 y 的遞增與價格 p 的非遞增、準凸與非滿足點函數。另一方面，支出函數 C 為價格 p 的一階齊次、凹性與非遞增函數，並為 u 的遞增與 (u, p) 的連續函數。即滿足式(3)對偶性關係：

$$C(u, p; Z) = y \Leftrightarrow u = V(p, y; Z) \quad (3)$$

為便於在不同家計單位間進行比較，最常見的方式係透過均等規模指標。均等規模的衡量係在比較不同組成的家庭間為維持相同效用水準上的所得差異。以本研究為例，則是在比較沒有孩童的家庭與任何有孩童的家庭為維持相同的效用水準下所得間的差異。實務上，將此沒有孩童的家庭稱為參考家庭 (reference household)。⁸ 當以 d 表均等規模指標， Z^R 表參考家庭的特徵屬性向量，則以間接效用函數所定義的均等規模為：

$$u = V(p, y; Z) = V(p, \frac{y}{d}; Z^R) \quad (4)$$

Blackorby and Donaldson (1993) 指出為比較不同家計單位間的效用水準，

7 均等效用分配係指家計單位中每位成員享有相同的效用水準。此一函數設定是否合理，業經多方討論，其中 Becker (1981) 以利他主義獨裁者 (altruistic dictator) 來說明家計單位效用函數的合適性，而 Chiappori (1992) 與 Browning, et al. (1994) 則強調家庭內成員的共同行為 (collective behavior)，主張每一成員有其特定偏好，唯資料收集不易反應家庭成員中每人的效用型態，故尚未見到相關研究論及此一模式下的均等規模衡量。

8 將沒有孩童的家庭當做參考家庭係便於本文分析，讀者可依其研究需要選擇參考家庭。

偏好函數需滿足完全序列比較正向 (ordinal full comparability plus) 條件。換句話說，參考家庭在面對價格 p 下的所得 $y/d(u, p, Z)$ 所享有的效用水準將與非參考家庭面對價格 p 與所得 y 及家庭屬性 Z 下的效用水準相等。⁹ 若以支出函數表示，均等規模函數則為：

$$d = \frac{C(u, p; Z)}{C(u, p; Z^R)} = d(u, p; Z) \quad (5)$$

上式函數取決於家計單位所有成員的效用水準，然通常無法觀察家庭中的每一成員，因此式(5)隱含在所有效用及價格下使 $d(u, p; Z) = 1$ 成立。另一方面，Lewbel (1989) 與 Blackorby and Donaldson (1993) 並主張偏好函數尚需滿足獨立性 (independence of base ; IB) 與正規性 (equivalence scale exactness ; ESE) 的要求。Pendakur (1999) 指出符合獨立性的均等規模具有下列優點：(1)確保政府重分配的方案符合公平原則；(2)均等規模可做為建立不均度指標的基礎；(3)便於結合人口特性以納入恩格爾曲線的非參數估計方式。然而，在相關實證研究中，由於無法檢定效用的單調轉換與家庭特性變數間具有獨立性關係，以致無法確認獨立性的存在 (Nicol, 1989 ; Blundell et al., 1993) 。儘管如此，Blundell and Lewbel (1991) 與 Dickens et al. (1993) 認為採用 IB/ESE 的假設並未對均等規模指標的衡量造成影響。

2.2 實證模式

均等規模的衡量係經由觀察家計單位的消費行為，透過模型參數估計與轉換而得。Deaton and Muellbauer (1980) 強調間接效用函數的設定，其型態不應為價格獨立一般化線性取對數型式 (piglog)。另一方面，為滿足均等規模正規性的要求，Ray (1983) 提出價格規模 (price scaling) 需假設均

9 然而 Blundell and Lewbel (1991) 認為在缺乏效用可比較性的條件下，仍可透過物價變動對家庭生活成本影響的相對差異來定義均等規模。利用家庭支出函數表示如下：

$e(u, p, Z, d) = \bar{e}(u, p) \hat{e}(p, Z, d) = e^r(u, p, Z) d^*(p, Z)$ ，其中 e^r 是參考家庭的支出函數， d^* 為最適均等規模。

等規模僅為家計單位的特徵條件與價格的函數並獨立於效用水準之外。所以依據 Phipps (1998) 的模型設定，假設沒有小孩的參考家庭的偏好是非齊次超越對數 (nonhomotetic translog) 型式：

$$\ln v(p, y, Z) = \alpha_0 + \sum_i^n \alpha_i \ln \left(p_i \frac{d(Z, p)}{y} \right) + \frac{1}{2} \sum_i^n \sum_j^n \beta_{ij} \ln \left(p_i \frac{d(Z, p)}{y} \right) \ln \left(p_j \frac{d(Z, p)}{y} \right) \quad (6)$$

$i, j = 1, \dots, n,$

其中， i, j 是需求體系中共 n 種的消費財貨， y 是家庭財貨需求體系的總支出。

一般沒有考量家庭各個孩童數目的邊際差異的前提下，均等規模函數以 Cobb-Douglas 型式表示，而依據孩童數目設定固定參數型式 (m_0) 並以對數表示為：

$$\ln d(Z, p) = m_0 \ln CS + \sum_{k=1}^m S_k Z_k + \sum_{l=1}^3 t_l T_l + \sum_{i=1}^n \gamma_i h \ln p_i \quad (7)$$

$i = 1, \dots, n, \quad k = 1, \dots, m$

其中式(7)， h 代表家庭孩童數目， $CS = (h+1)$ ，¹⁰ p_i 是需求體系中 i 種消費財貨的價格， Z_k 是影響家庭消費支出的 m 種家庭特徵屬性向量 (例如，夫妻的年齡、學歷、就業狀況、家中是否有青少年、及地理區域等變數)， T_l 指時間虛擬變數，納入不同時期的影響因素， $l = 1, 2, 3$ 分別指 90 年代早期 (1991-93)、中期 (1994-96) 及晚期 (1997-98)，此以 1989-1990 年為比較基期。此外， α_i 、 β_{ij} 、 S_k 、 γ_i 、 t_l 及 m_0 均為待估參數。為滿足函數為價格的零階齊次，需加入限制條件 $\sum_i \gamma_i = 0$ 。¹¹

然而，式(7)孩童數目固定參數 (m_0) 的設定型態隱含家計單位中每個孩童對均等規模均呈固定比例的假設，事實上此固定彈性的設定模式有待驗證

10 本文所有的樣本均至少為夫婦二人， h 為家庭的孩童數目，此孩童數目變動的轉換設定 (CS) 是便利取對數處理後的育兒成本分析。

11 本文的財貨需求體系為 $n=5$ ，成員特徵屬性因子 $m=9$ 。

(Michellini, 1999)，為了區別家庭中每個孩童的邊際養育成本未必相同，本文嘗試對每個孩童的養育差異建立變動的規模參數型式 (m_h)，並稱之為擴張型規模效果，而以對數表示之擴張型均等規模函數如下式：

$$\ln d(Z, p) = \sum_{h=1}^4 m_h \Delta \ln FS_h + \sum_{k=1}^m S_k Z_k + \sum_{l=1}^3 t_l T_l + \sum_{i=1}^n \gamma_i h \ln p_i \quad (8)$$

式(8)中 $FS_h = (h+1)$ ， h 分別指夫婦家庭擁有 1 個、2 個、3 個及 4 個 (含) 以上孩童的家庭組成，而 $\Delta \ln FS_h$ 表示 m_h 為每個孩童數目的規模參數。換言之，擁有一個孩童的家庭，其對應的變數組合 $(\Delta \ln FS_1, \Delta \ln FS_2, \Delta \ln FS_3, \Delta \ln FS_4) = (\ln 2 - \ln 1, 0, 0, 0)$ ；擁有兩個孩童的家庭，其對應的變數組合為 $(\Delta \ln FS_1, \Delta \ln FS_2, \Delta \ln FS_3, \Delta \ln FS_4) = (\ln 2 - \ln 1, \ln 3 - \ln 2, 0, 0)$ ；擁有三個孩童的家庭，其對應的變數組合 $(\Delta \ln FS_1, \Delta \ln FS_2, \Delta \ln FS_3, \Delta \ln FS_4) = (\ln 2 - \ln 1, \ln 3 - \ln 2, \ln 4 - \ln 3, 0)$ ，擁有四個 (含) 以上孩童的家庭，其對應的變數組合 $(\Delta \ln FS_1, \Delta \ln FS_2, \Delta \ln FS_3, \Delta \ln FS_4) = (\ln 2 - \ln 1, \ln 3 - \ln 2, \ln 4 - \ln 3, \ln 5 - \ln 4)$ 。如此擴張參數型式的設定與固定參數型式之間彼此具有對稱關係，可進一步檢定相容性假設，尋求較適切解釋台灣資料的實證模型。¹²

理論上 Pashardes (1991) 提出利用當期總支出或當期所得衡量家庭效用水準所估算的均等規模是屬於同一時期成本 (contemporaneous cost) 的概念，如果考量家庭的儲蓄行為，消費者會面臨兩階段預算限制的決策：即先由總所得分配至當期總支出，再將總支出分配到各類型的財貨消費，因此利用動態跨期模型所建構的均等終身所得 (lifetime income) 規模，方能精準估算孩童養育的跨期成本 (intertemporal cost)。唯跨期終身所得模型的估計，需要結合橫斷面與時間序列所構成的家庭跨期資料 (panel data)，始能藉此評價每一時期內 (within-period) 的實質所得與消費支出水準，進而準確估計規模指標 (Pashardes, 1991；Browning and Lusardi, 1996)。然而，在國內缺乏這樣的資料情況下，本文實際係採用合併不同年與不同家庭

12 相容性假設檢定為 $H_0: m_1 = m_2 = m_3 = m_4$ ，此虛無假設成立時，式(8)之擴張參數模型會收斂至式(7)之固定參數模型，即 $\sum_{h=1}^4 m_h \Delta \ln(h+1) = \bar{m} \ln(h+1) = m_0 \ln CS$ 成立，顯示兩模型設定具有對稱與相容性。

的混合資料 (pooling cross-section data)，換言之，僅能以當期所得的概念估計靜態的均等規模指標，成為本研究上對家庭養育孩童成本估計上的一項主要限制。¹³

透過 Roy's identity，就間接效用函數分別對價格與所得變項微分，可推導出含價格、所得及家庭特徵屬性的完整財貨支出需求份額方程式：

$$\begin{aligned}
 w_i = \frac{p_i x_i}{y} = & [\alpha_i - \gamma_i h + \sum_j \beta_{ij} \ln(\frac{p_j}{y}) + \beta_{ij} \ln d(Z, p)] \\
 & + \sum_j \beta_{jy} \gamma_i h \ln(\frac{p_j}{y}) + \sum_j \beta_{jy} \gamma_i h (\ln d(Z, p)) \\
 & / [-1 + \sum_j \beta_{jy} \ln(\frac{p_j}{y}) + \sum_j \beta_{jy} \ln d(Z, p)] \quad (9)
 \end{aligned}$$

其中， $\beta_{jy} = \sum_i \beta_{ij}$ ， $\sum_j \beta_{jy} = \sum_i \sum_j \beta_{ij}$ ， $i=1, \dots, n$ ， $j=1, \dots, n$ 。

爲了估計由間接效用函數所導出的財貨支出需求份額方程式的各項迴歸參數值，必須將殘差項導入而形成隨機模型 (stochastic model)。假設殘差項具有古典可加性 (classical additive) 與聯合常態分配 (joint normal distribution)，由於加總各財貨支出需求份額的值恆爲一 (即 $\sum_i^n W_i = 1$)，而使各財貨支出需求份額方程式誤差的和爲零，此將產生過度認定 (over identification) 及變異數矩陣奇異性 (covariance matrix singular) 的問題，所以在估計上須刪掉任一份額方程式方不影響參數估計值，本研究係採用非線性重覆近似無關迴歸估計 (iteration seemingly unrelated regression) 做爲實證模型的估計方法。

13 Browning, Deaton and Irish (1985) 另提出在缺乏家庭跨期資料下解決跨期消費衡量的方式，是利用長期的時間數列資料建構準跨期資料 (quasi-panel)，或稱之 cohort mean，即以當期 30 歲的家庭到了次年變成 31 歲的家庭組成，視其平均組合而建構所謂橫斷面之序列相同家庭組成的跨期資料 (the same cohort)，此一準跨期資料具較少衡量誤差的優點，但在設定動態過程的模式中仍面臨許多複雜與困難的問題待解決 (Moffitt 1993; Browning and Lusardi, 1996)。文獻上的另一修正方式係 Pashardes (1991) 所提出將家庭總支出予以內生化處理。本文亦曾利用此一方法，將家庭基本總支出變數予以內生化，唯實證結果估計參數並不具統計顯著性，因而無法估算規模指標，故未列於文章中加以討論。

3. 資料來源與實證結果

3.1 資料來源

本文實證研究所使用的資料，係 1989 年至 1998 年間行政院主計處臺灣地區「家庭收支調查」的原始磁帶資料。爲了單純化衡量孩童在夫婦有偶家庭的消費行爲以估計育兒的均等規模，樣本選擇包括沒有孩童的夫婦二人有偶家庭(即參考家庭)，以及只擁有小於 18 歲的未成年子女的夫婦有偶家庭，故均不包含有任一已成年子女或祖父母或其他親屬成員在內的家庭。此外，有效樣本家庭尚須滿足下列標準：

(1)將樣本家庭依夫妻二人年齡，區分爲兩群觀察值，一爲夫妻兩人均小於含 65 歲以下的家庭，¹⁴ 另一群樣本爲夫妻兩人均小於含 50 歲以下的家庭，¹⁵ 其用意是因爲高齡夫婦的消費支出型態可能不同於一般家庭 (Ferreira et al., 1998)。

(2)各個家庭對各類財貨都有正的消費需求，俾顯示財貨的必需性。

(3)排除超過五個小孩以上的家庭樣本。¹⁶

在符合上述條件所篩選出來的台灣地區 10 年來有效的家庭樣本數 65 歲以下的第一群樣本家庭共有 57,999 個，含 50 歲以下的第二群樣本家庭共有 50,302 個。

有關必需性消費財貨的認定，因爲不同財貨的選擇會影響家庭福利水準，而各文獻的選擇項目不一，主要強調非耐久財及必需性的流量支出，因此排除家庭設備及非必需性財貨，如家具設備、車輛購置、及保險費等消費支出。Deaton and Muellbauer (1986) 係區分成食物及非食物類；Ray

14 夫婦均 65 歲以下家庭的篩選係 65 歲爲一般工作者的退休年齡，Lancaster and Ray (1998)、Ferreira, et al. (1998) 與 Phipps (1998) 均依此標準篩選。

15 根據中華兒童福利聯盟的規定，50 歲以下的夫妻爲收養兒童的資格之一，意謂夫妻年齡對育兒行爲的影響，並且避免參考家庭多爲孩童已長大成人的高齡夫婦。

16 家庭擁有超過 5 個以上未成年子女數第一樣本群有 78 個家庭，第二樣本群有 74 個家庭，佔總樣本數微乎其微。

(1983) 與 Phipps (1998) 則區分成食物、衣服、燃料與住宅、以及交通運輸類。Suruga (1993) 及 Phipps and Garner (1994) 則加入服務與醫療需求。本文著眼於台灣家庭的消費型態，除了基本的食、衣、住、行之必需性需求支出外，醫療服務及教育支出已隨著國民所得的提升而受到重視，故將它視為家庭生活的必需性財貨。因此建構家庭完整的五大類基本生活之財貨需求體系，分別是：食物類、衣服類、住宅類、交通運輸類以及教育醫療類，本文稱之家庭基本總支出。^{17、18}

模型估計所需的各類財貨物價指數，係依據樣本期間之台灣省、台北市及高雄市的物價統計資料，並配合台灣地區各縣市的都會發展程度依家計收支原始資料中各家庭區域分成都市、城鎮及鄉村三級，再考量各類商品與財貨於樣本內各年度的平均份額做為權數，建立依各縣市別區分的各類別財貨需求物價指數。¹⁹

除了物價指數的考量外，模型估計中影響家庭消費需求行為的控制變數包括：(1)以丈夫年齡區分的虛擬變數，區分成年輕丈夫（小於 30 歲）與年邁丈夫（第一群樣本指大於 50 歲，第二群樣本指大於 40 歲）兩大類；²⁰ (2)夫妻年齡差距；(3)妻子是否擁有大專以上的學歷；(4)家中是否有青少年；(5)妻子是否就業；(6)住家所在的地理區域，區分為北部、中部、南部等虛擬變數。²¹ 選擇這些變數有其不同考量，例如：Browning et al. (1994) 認為夫

17 消費財貨的選擇係於必需性之特性，財貨項目源於家庭收支調查報告：食物類包括食品、飲料、以及菸草；住宅類包括房租與設算、水、電與燃料費用；交通運輸類包括運輸工具燃料與保養費、搭乘費用與個人通訊費；教育醫療類包括書報雜誌、教育、醫療醫護費用以及醫療用品含中西藥費用。

18 在各類財貨都有正消費需求的前提下，沒有小孩的參考家庭可能面臨教育費用為零的情況，估計上會產生奇異性 (singular) 問題，所以本文將家庭中的教育費用及醫療支出歸為屬同類財貨。

19 有關編制各縣市各類產品物價指數的詳細方式見附錄。

20 利用虛擬變數作為家庭特性控制變數，以避免夫或妻年齡的連續變數造成模型共線性的問題，例如本文的夫與妻之年齡變數的相關係數高達 0.9。此外，夫年齡之連續變數亦會對模型其他變數造成高度相關的問題，因此除了虛擬變數的設定外，本文亦採用夫妻年齡差距作為年齡因素的特徵控制變數。

21 其中北部係指新竹以北縣市，中部為苗栗以南雲林以北縣市，南部為嘉義以南縣市，東部為宜蘭、花蓮與台東，而以東部為比較基礎。

妻年齡差距的大小，可以視為具有家庭決策能力的代理指標。Browning and Meghir (1991) 則強調夫婦處於就業狀態下對家庭需求體系會具有正向效果。此外，歷時 10 年的時間因素，除了反映在財貨的物價結構上，另加入代表 90 年代早期 (1991-93)、中期 (1994-96)、及晚期 (1997-98) 的時間虛擬變數做為對照，並以 1989-1990 年為比較基期。

表 2 及表 3 分別是針對第一群樣本家庭與第二群樣本家庭依不同孩童數目就其消費支出行為及社經特性的基本統計量。比較兩表的樣本數發現 50 歲至 65 歲夫婦無小孩的家庭約有 5,567 戶的差異，顯示出兩種可能不同的家庭結構，亦即將夫婦年齡限定為 65 歲時，沒有小孩的家庭比較有可能是因子女已長大獨立成家，家庭成員僅為年齡較年長的夫婦，故先生平均年齡達 51.5 歲；若將夫婦年齡限定為 50 歲時，沒有小孩的家庭多屬於夫妻結婚多年但仍無小孩扶養的家庭，此類型的先生平均年齡 36.2 歲，尚低於總樣本的平均年齡；然兩群樣本中，參考家庭的太太擁有大專以上學歷及就業狀況的比重均最高。從表中亦顯示，十年來的夫婦家庭平均孩童數分別為 1.95 及 2.17，其中擁有兩個小孩家庭類型的家庭總所得與總支出均為最高，此類型家庭戶數亦居冠。在家庭基本生活之五大類的財貨消費需求比重方面，以食物支出比率最高，其次依序是住宅支出、教育醫療支出、交通支出，最少的是衣服支出，本文關注的教育醫療支出比重約占五大類總支出的 17%，且隨孩童數目愈多的家庭比重愈大，顯示教育醫療與食物支出對家庭成員共享性的程度較低。

3.2 實證結果

根據均等規模固定參數模型式(7)及式(9)之完整需求體系（簡稱 CDS (m_0)）估計結果列於表 4，而擴張參數型態式(8)及式(9)之完整需求體系（簡稱 CDS(m_h)）估計結果列於表 5。兩表均顯示大部分的變數估計值在 10% 的信賴水準下具統計顯著性，其中用以計算均等規模的主要特徵變數（孩童數目），其估計值呈正向符號並具高度統計顯著性。表四固定的孩童參數 m_0 介於 0.561 至 0.660 間，顯著大於表五擴張型的孩童參數 m_h ，其值介於 0.155 至 0.657 之間；而表五 m_h 隨孩童數目呈先增後減趨勢，又以兩個小孩的參數估計值較大。透過統計檢定， m_h 之間存在顯著的差異程度，以模型七為例， $m_1 =$

表 2：家庭消費支出行為及社經特性的基本統計量分析——65 歲以下家庭分析

變數名稱	總樣本		0 個小孩家庭		1 個小孩家庭		2 個小孩家庭		3 個小孩家庭		4 個小孩家庭		5 個小孩家庭	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
家庭小孩數目	1.95	1.13	0	—	1	—	2	—	3	—	4	—	5	—
D=1 家庭有無孩童	0.86	0.35	0	—	1	—	1	—	1	—	1	—	1	—
D=1 家庭有 7-12 歲小孩	0.42	0.49	0	—	0.58	0.49	0.48	0.50	0.45	0.50	0.43	0.50	0.50	0.50
D=1 家庭有 13-18 歲青少年	0.33	0.47	0	—	0.22	0.42	0.33	0.47	0.51	0.50	0.69	0.46	0.81	0.39
食物支出比重	0.37	0.10	0.37	0.11	0.35	0.09	0.36	0.09	0.39	0.09	0.42	0.09	0.45	0.09
衣服支出比重	0.07	0.03	0.06	0.04	0.07	0.05	0.07	0.03	0.07	0.03	0.07	0.03	0.07	0.03
住宅支出比重	0.31	0.10	0.36	0.12	0.33	0.10	0.31	0.09	0.28	0.09	0.25	0.08	0.23	0.07
交通支出比重	0.09	0.05	0.09	0.06	0.10	0.06	0.09	0.05	0.08	0.04	0.07	0.04	0.07	0.04
教育醫療支出比重	0.17	0.08	0.11	0.07	0.15	0.07	0.17	0.07	0.19	0.07	0.19	0.07	0.19	0.07
先生年紀	40.54	8.83	51.51	12.23	38.05	8.96	38.40	6.21	39.15	5.35	39.95	4.97	40.81	4.66
太太年紀	37.12	8.35	48.29	12.35	34.34	7.63	35.08	5.36	35.70	4.60	36.39	4.28	36.90	4.03
夫與妻年紀差距	3.42	3.97	3.22	4.18	3.72	4.59	3.33	3.84	3.45	3.69	3.56	3.68	3.91	4.01
D=1 先生年紀 30 歲以下	0.06	0.24	0.08	0.26	0.15	0.36	0.05	0.21	0.02	0.15	0.01	0.11	0.01	0.09
D=1 先生年紀 30 歲以上	0.13	0.34	0.66	0.47	0.10	0.31	0.03	0.18	0.02	0.15	0.02	0.14	0.03	0.17
D=1 先生學歷大專以上	0.28	0.45	0.31	0.46	0.32	0.47	0.29	0.45	0.22	0.42	0.23	0.42	0.26	0.44
D=1 先生學歷國小以下	0.22	0.41	0.36	0.48	0.19	0.39	0.16	0.37	0.21	0.41	0.31	0.46	0.36	0.48
D=1 太太學歷大專以上	0.23	0.42	0.29	0.46	0.25	0.43	0.21	0.41	0.20	0.40	0.25	0.43	0.32	0.47
D=1 太太學歷國小以下	0.24	0.43	0.44	0.50	0.18	0.38	0.16	0.36	0.26	0.44	0.37	0.48	0.41	0.49
D=1 先生有就業	0.96	0.20	0.83	0.37	0.96	0.19	0.98	0.14	0.98	0.13	0.98	0.14	0.98	0.14
D=1 太太有就業	0.55	0.50	0.56	0.50	0.56	0.50	0.55	0.50	0.52	0.50	0.54	0.50	0.55	0.50
D=1 住在北部地區	0.45	0.50	0.32	0.47	0.50	0.50	0.50	0.50	0.42	0.49	0.37	0.48	0.32	0.47
D=1 住在中部地區	0.21	0.41	0.25	0.43	0.17	0.38	0.18	0.38	0.24	0.43	0.30	0.46	0.35	0.48
D=1 住在南部地區	0.29	0.46	0.36	0.48	0.28	0.45	0.28	0.45	0.29	0.45	0.27	0.44	0.26	0.44
D=1 住在東部地區	0.05	0.22	0.08	0.26	0.05	0.22	0.04	0.20	0.05	0.21	0.06	0.24	0.07	0.26
家庭名目總支出	390,499	178,228	261,100	152,683	372,714	166,717	424,505	175,924	418,215	169,732	407,247	166,629	403,118	163,993
家庭實質總支出	432,980	182,245	286,562	163,127	411,942	167,846	468,940	175,884	466,697	169,147	463,313	169,296	462,775	165,935
家庭名目總所得	825,958	537,162	671,737	642,750	878,760	541,269	907,226	544,197	786,565	447,356	703,934	413,951	669,290	362,865
家庭實質總所得	918,142	559,699	737,290	672,431	975,096	565,537	1,004,431	560,442	880,319	466,033	804,237	442,563	767,104	397,344
樣本總數	57,999		8,378		8,627		23,065		14,139		3,257		533	

註 1：本表資料選取以夫婦兩人均屬 65 歲（含）以下之有效家庭為樣本。
 註 2：家庭總支出指食物類、衣服類、交通類、教育及醫療五大類財貨。
 註 3：實質支出與實質所得以民國 85 年物價指數為基期平減處理。

表 3：家庭消費支出行為及社經特性的基本統計量分析—50 歲以下家庭分析

變數名稱	總樣本		0 個小孩家庭		1 個小孩家庭		2 個小孩家庭		3 個小孩家庭		4 個小孩家庭		5 個小孩家庭	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
家庭小孩數目	2.17	0.98	0	—	1	—	2	—	3	—	4	—	5	—
D=1 家庭有無孩童	0.94	0.23	0	—	1.00	—	1.00	—	1.00	—	1.00	—	1.00	—
D=1 家庭有 7-12 歲小孩	0.47	0.50	0	—	0.64	0.48	0.49	0.50	0.45	0.50	0.43	0.50	0.50	0.50
D=1 家庭有 13-18 歲青少年	0.35	0.48	0	—	0.16	0.37	0.31	0.46	0.50	0.50	0.68	0.46	0.81	0.40
食物支出比重	0.37	0.09	0.34	0.10	0.34	0.09	0.36	0.09	0.39	0.09	0.42	0.09	0.45	0.09
衣服支出比重	0.07	0.03	0.08	0.05	0.07	0.04	0.07	0.03	0.07	0.03	0.07	0.03	0.07	0.03
住宅支出比重	0.30	0.10	0.37	0.11	0.34	0.10	0.31	0.09	0.28	0.09	0.25	0.08	0.23	0.08
教育醫療支出比重	0.09	0.05	0.11	0.06	0.10	0.06	0.09	0.05	0.08	0.04	0.07	0.04	0.07	0.04
先生年紀	0.17	0.07	0.10	0.05	0.14	0.07	0.17	0.07	0.19	0.07	0.19	0.07	0.19	0.07
太太年紀	37.79	5.49	36.20	7.69	35.85	6.45	37.75	5.19	38.74	4.61	39.61	4.40	40.41	4.00
夫與妻年紀差距	34.76	5.41	33.44	7.91	32.90	6.42	34.80	5.12	35.58	4.50	36.29	4.21	36.82	3.99
D=1 先生年紀 30 歲以下	3.03	3.07	2.76	3.30	2.95	3.30	2.96	2.99	3.16	2.97	3.32	3.09	3.59	3.34
D=1 先生年紀 40 歲以上	0.07	0.25	0.22	0.42	0.17	0.38	0.05	0.22	0.02	0.15	0.01	0.11	0.01	0.09
D=1 先生學歷大專以上	0.33	0.47	0.30	0.46	0.25	0.43	0.31	0.46	0.36	0.48	0.45	0.50	0.52	0.50
D=1 先生學歷國小以下	0.27	0.44	0.33	0.47	0.32	0.47	0.28	0.45	0.22	0.42	0.23	0.42	0.26	0.44
D=1 太太學歷大專以上	0.18	0.39	0.19	0.39	0.16	0.37	0.15	0.36	0.21	0.41	0.31	0.46	0.36	0.48
D=1 太太學歷國小以下	0.22	0.41	0.29	0.45	0.24	0.43	0.21	0.41	0.20	0.40	0.25	0.43	0.32	0.47
D=1 先生有就業	0.20	0.40	0.19	0.40	0.15	0.35	0.15	0.36	0.25	0.44	0.37	0.48	0.41	0.49
D=1 太太有就業	0.99	0.12	0.97	0.16	0.98	0.13	0.99	0.12	0.99	0.11	0.98	0.12	0.98	0.14
D=1 住在北部地區	0.55	0.50	0.68	0.46	0.56	0.50	0.55	0.50	0.52	0.50	0.54	0.50	0.55	0.50
D=1 住在中部地區	0.47	0.50	0.49	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.42	0.49	0.37	0.48	0.32	0.47
D=1 住在南部地區	0.20	0.40	0.18	0.38	0.17	0.38	0.18	0.38	0.25	0.43	0.30	0.46	0.36	0.48
D=1 住在東部地區	0.28	0.45	0.29	0.45	0.28	0.45	0.28	0.45	0.29	0.45	0.27	0.44	0.26	0.44
家庭名目總支出	0.04	0.20	0.04	0.20	0.04	0.20	0.04	0.19	0.05	0.21	0.06	0.24	0.07	0.25
家庭實質總支出	409,406	172858	320,466	164944	377,207	162410	426,202	175599	418,985	169454	408,038	166701	402,177	163381
家庭名目總所得	454,026	174371	351,450	180180	416,231	163205	470,368	175385	467,208	168644	464,128	169209	460,738	165328
家庭實質總所得	859,003	513850	878,553	583992	897,914	526795	912,746	542918	789,163	447595	706,257	415637	666,594	358875
樣本總數	955,355	532030	964,895	600270	994,666	547730	1,009,742	558496	882,825	466220	807,287	443974	761,924	390622
	50,302		2,811		7,707		22,264		13,814		3,188		518	

註 1：本表資料選取以夫婦兩人均屬 50 歲（含）以下之有效家庭為樣本。
 註 2：家庭總支出指食物類、衣服類、交通類、教育及醫療五大類財貨。
 註 3：實質支出與實質所得以民國 85 年物價指數為基期平減處理。

表 4：固定參數型式之完整需求體系實證估計結果

估計參數	模型一 CDS(65, m_0)		模型二 CDS(50, m_0)		模型三 CDS(65, m_0 , T)		模型四 CDS(50, m_0 , T)	
	估計值	T 值	估計值	T 值	估計值	T 值	估計值	T 值
m_0 (孩童數目)	0.561*	18.11	0.596*	17.25	0.624*	16.60	0.660*	15.92
S_1 (丈夫年齡小於 30 歲)	-0.031*	-2.69	0.009	0.80	-0.033*	-2.58	0.009	0.77
S_2 (丈夫年齡大於 50 歲)	0.225*	15.93			0.251*	14.78		
S_2 (丈夫年齡大於 40 歲)			0.080*	10.73			0.085*	9.85
S_3 (夫妻年齡差距)	-0.001*	-1.94	-0.001	-0.61	-0.002*	-2.07	-0.001	-0.51
S_4 (D=1 妻子大專以上學歷)	0.026*	4.12	0.002	0.40	0.040*	5.45	0.009	1.24
S_5 (D=1 家中有青少年)	0.248*	20.54	0.183*	17.83	0.277*	18.17	0.206*	16.19
S_6 (D=1 妻子有就業)	0.089*	13.73	0.091*	14.06	0.095*	12.54	0.094*	12.62
S_7 (D=1 居住北部地區)	-0.369*	-17.29	-0.370*	-17.20	-0.409*	-15.80	-0.402*	-15.57
S_8 (D=1 居住中部地區)	-0.048*	-3.27	-0.065*	-4.35	-0.060*	-3.60	-0.076*	-4.44
S_9 (D=1 居住南部地區)	0.060*	4.45	0.021	1.52	0.082*	5.27	0.044*	2.83
t_1 (D=1 if T=1991-1993)					-0.049*	-5.59	-0.034*	-4.13
t_2 (D=1 if T=1994-1996)					0.021*	2.18	0.046*	4.73
t_3 (D=1 if T=1997-1998)					0.074*	5.81	0.098*	7.63
γ_1 (食物價格)	0.019*	31.21	0.018*	25.08	0.020*	33.57	0.019*	27.85
γ_2 (衣著價格)	0.003*	10.83	0.001*	3.02	0.003*	11.30	0.001*	4.52
γ_3 (住宅價格)	-0.009*	-9.02	-0.002	-1.43	-0.010*	-10.46	-0.004*	-2.98
γ_4 (交通運輸價格)	-0.009*	-31.06	-0.012*	-34.19	-0.009*	-34.19	-0.012*	-37.26
γ_5 (教育醫療價格)	-0.004	—	-0.006	—	-0.003	—	-0.004	—
α_1	-1.238*	-27.88	-1.600*	-15.71	-1.205*	-30.16	-1.472*	-18.45
α_2	0.029*	5.66	0.022*	2.73	0.031*	6.27	0.025*	3.41
α_3	-0.146*	-12.30	-0.050*	-2.13	-0.148*	-13.16	-0.070*	-3.51
α_4	0.106*	9.69	0.136*	6.49	0.100*	9.94	0.112*	6.65
β_{11}	-0.181*	-19.40	-0.245*	-12.46	-0.161*	-19.93	-0.201*	-13.94
β_{12}	-0.008*	-5.99	-0.011*	-5.29	-0.015*	-9.62	-0.021*	-9.34
β_{13}	0.121*	15.70	0.179*	10.74	0.109*	16.11	0.149*	11.85
β_{14}	-0.054*	-14.91	-0.077*	-11.03	-0.052*	-15.35	-0.070*	-12.10
β_{15}	0.071	—	0.099	—	0.075	—	0.099	—
β_{22}	-0.018*	-15.68	-0.026*	-11.15	-0.016*	-15.05	-0.021*	-11.76
β_{23}	0.028*	15.02	0.034*	10.24	0.031*	16.35	0.038*	11.94
β_{24}	0.011*	9.75	0.018*	8.69	0.013*	11.26	0.019*	10.06
β_{25}	0.005	—	0.011	—	0.004	—	0.008	—
β_{33}	-0.130*	-19.38	-0.166*	-12.38	-0.123*	-20.30	-0.148*	-14.02
β_{34}	0.004*	1.84	0.002	0.70	0.004*	2.08	0.003	0.99
β_{35}	0.063	—	0.098	—	0.048	—	0.069	—
β_{44}	0.063*	14.95	0.091*	10.66	0.059*	15.24	0.077*	11.60
β_{45}	-0.026	—	-0.035	—	-0.028	—	-0.035	—
β_{55}	-0.182	—	-0.265	—	-0.158	—	-0.216	—
β_{1y}	-0.050*	-22.95	-0.054*	-16.04	-0.044*	-21.70	-0.044*	-16.12
β_{2y}	0.018*	10.48	0.027*	7.86	0.016*	10.40	0.023*	8.33
β_{3y}	0.085*	10.74	0.147*	8.38	0.068*	10.17	0.110*	8.54
β_{4y}	-0.002	-1.50	-0.001	-0.70	-0.004*	-5.47	-0.006*	-4.78
β_{5y}	-0.069*	-17.61	-0.093*	-11.90	-0.058*	-17.63	-0.074*	-12.95
GAUSS 重複收斂次數	23		20		23		21	
Objective Function Value	231963		201175		231960		201172	
樣本點	57999		50302		57999		50302	

註 1：本表以食、衣、住、行、育醫等五大類財貨估計。

註 2：模型一及三以 65 歲以下有效家庭為樣本，其中模型三加入時間虛擬變數。

註 3：模型二及四以 50 歲以下有效家庭為樣本，其中模型四加入時間虛擬變數。

註 4：滿足式(9)限制條件可計算出 β_{15} , β_{25} , β_{35} , β_{45} , β_{55} 的估計值， γ_6 亦可由限制條件式(7)中求算。

註 5：* 代表 10% 的統計檢定水準下顯著。

表 5：擴張參數型式之完整需求體系實證估計結果

估計參數	模型五 CDS(65, m_h)		模型六 CDS(50, m_h)		模型七 CDS(65, m_h , T)		模型八 CDS(50, m_h , T)	
	估計值	T 值	估計值	T 值	估計值	T 值	估計值	T 值
m_1 (一個小孩)	0.301*	6.97	0.357*	8.36	0.480*	9.66	0.437*	8.72
m_2 (二個小孩)	0.367*	5.18	0.352*	5.34	0.657*	8.14	0.469*	6.09
m_3 (三個小孩)	0.133	1.34	0.155*	1.69	0.506*	4.55	0.284*	2.69
m_4 (三個小孩以上)	-0.188	-1.22	-0.147	-1.04	0.310*	1.82	-0.003	-0.02
S_1 (丈夫年齡小於 30 歲)	-0.024*	-2.12	0.013	1.16	-0.025*	-1.91	0.014	1.14
S_2 (丈夫年齡大於 50 歲)	0.221*	15.29			0.243*	14.06		
S_2 (丈夫年齡大於 40 歲)			0.083*	10.76			0.087*	9.88
S_3 (夫妻年齡差距)	-0.001	-1.52	0.000	-0.52	-0.001	-1.51	-0.4E-03	-0.42
S_4 (D=1 妻子大專以上學歷)	0.025*	4.06	0.004	0.58	0.041*	5.55	0.010	1.45
S_5 (D=1 家中有青少年)	0.251*	20.84	0.189*	17.82	0.280*	18.10	0.212*	16.20
S_6 (D=1 妻子有就業)	0.086*	13.46	0.092*	13.90	0.093*	12.33	0.096*	12.54
S_7 (D=1 居住北部地區)	-0.361*	-17.28	-0.379*	-17.15	-0.404*	-15.65	-0.409*	-15.55
S_8 (D=1 居住中部地區)	-0.041*	-2.84	-0.063*	-4.10	-0.058*	-3.47	-0.075*	-4.29
S_9 (D=1 居住南部地區)	0.070*	5.21	0.025*	1.81	0.088*	5.61	0.047*	2.98
t_1 (D=1 if T=1991-1993)					-0.049*	-5.64	-0.035*	-4.15
t_2 (D=1 if T=1994-1996)					0.021*	2.16	0.046*	4.61
t_3 (D=1 if T=1997-1998)					0.073*	5.69	0.097*	7.42
γ_1 (食物價格)	0.026*	17.95	0.025*	18.46	0.021*	15.89	0.024*	18.24
γ_2 (衣著價格)	0.000	0.38	-0.002*	-3.14	0.002*	3.55	-0.001	-1.45
γ_3 (住宅價格)	-0.022*	-7.83	-0.017*	-5.82	-0.014*	-5.09	-0.015*	-5.10
γ_4 (交通運輸價格)	-0.009*	-40.04	-0.011*	-41.72	-0.009*	-35.18	-0.012*	-36.77
γ_5 (教育醫療價格)	0.005	—	0.005	—	-0.001	—	0.003	—
α_1	-1.463*	-19.54	-1.906*	-10.30	-1.245*	-27.39	-1.595*	-13.96
α_2	0.052*	6.18	0.047*	3.16	0.035*	6.36	0.036*	3.46
α_3	-0.094*	-4.82	0.032	0.71	-0.139*	-10.98	-0.035	-1.20
α_4	0.158*	8.87	0.193*	5.31	0.109*	9.70	0.135*	5.85
β_{11}	-0.216*	-14.97	-0.293*	-8.76	-0.166*	-18.62	-0.217*	-11.20
β_{12}	-0.010*	-5.92	-0.014*	-5.16	-0.016*	-9.58	-0.023*	-8.55
β_{13}	0.151*	12.52	0.219*	7.76	0.113*	15.14	0.163*	9.63
β_{14}	-0.066*	-12.38	-0.093*	-8.15	-0.054*	-14.68	-0.076*	-10.09
β_{15}	0.090	—	0.126	—	0.079	—	0.110	—
β_{22}	-0.023*	-13.01	-0.031*	-8.21	-0.017*	-14.46	-0.022*	-9.92
β_{23}	0.037*	12.37	0.045*	7.54	0.033*	15.61	0.043*	9.70
β_{24}	0.014*	8.92	0.023*	6.94	0.013*	10.95	0.021*	8.68
β_{25}	0.007	—	0.013	—	0.004	—	0.009	—
β_{33}	-0.154*	-15.16	-0.194*	-8.96	-0.128*	-19.07	-0.158*	-11.50
β_{34}	0.006*	2.26	0.003	0.84	0.005*	2.18	0.003	0.98
β_{35}	0.076	—	0.114	—	0.049	—	0.073	—
β_{44}	0.080*	12.36	0.112*	7.85	0.062*	14.57	0.086*	9.64
β_{45}	-0.032	—	-0.043	—	-0.029	—	-0.038	—
β_{55}	-0.220	—	-0.316	—	-0.164	—	-0.233	—
β_{1y}	-0.051*	-18.43	-0.055*	-12.74	-0.043*	-20.35	-0.043*	-14.51
β_{2y}	0.025*	9.29	0.035*	6.13	0.018*	10.04	0.026*	7.11
β_{3y}	0.115*	9.31	0.186*	6.38	0.072*	9.70	0.124*	7.20
β_{4y}	0.002	1.49	0.002	0.92	-0.004*	-4.11	-0.004*	-3.10
β_{5y}	-0.080*	-13.86	-0.107*	-8.69	-0.060*	-16.41	-0.078*	-10.83
GAUSS 重複收斂次數	23		19		24		21	
Objective Function Value	231960		201172		231957		201169	
樣本點	57999		50302		57999		50302	

註 1：本表以食、衣、住、行、育醫等五大類財貨估計。

註 2：模型五及七以 65 歲以下有效家庭為樣本，其中模型七加入時間虛擬變數。

註 3：模型六及八以 50 歲以下有效家庭為樣本，其中模型八加入時間虛擬變數。

註 4：滿足式(9)限制條件可計算出 β_{15} , β_{25} , β_{35} , β_{45} , β_{55} 的估計值， γ_5 亦可由限制條件式(8)中求算。

0.480 與 $m_2=0.657$ 的差異檢定，其 t 值為 13.88，支持兩者在參數的估計上存在顯著的差異，即家庭對第一個孩童的養育支出與第二個孩童的養育支出具有差異，而且並非等比例增加；同理 m_2 與 m_3 的顯著差異支持家庭的第二個孩童與第三個孩童是具養育支出的差異，而且第三個孩童的估計值均小於第二個孩童。其他特徵變數的估計係數符號在兩表均相當一致，部分結果與 Phipps (1998) 的估計一致，例如：年邁丈夫對育兒的均等規模呈正向顯著。至於夫妻年齡差距則多數並不顯著，而妻子擁有大專以上學歷、或妻子處就業狀態、或是家庭有青少年者對育兒成本都具有正向顯著性，可見家庭社會結構對育兒行為的影響。就加入時間效果調整項而言，90 年代早期相較 80 年代晚期而言具負向關係，90 年的中期及晚期時間虛擬變數均為正向顯著，表示均等規模會隨時間趨勢擴大，利用概似比率 (likelihood ratio, LR) 統計檢驗模型一 (不含時間效果) 及模型三 (含時間效果) 的差異性，結果發現 95% 的統計檢定水準下具顯著性，顯示時間因子對資料與模型結構具有影響差異。至於模型三的固定參數型式與模型七擴張參數型式的相容性檢定，亦利用 LR 統計檢定 (LR=6)，發現在 95% 的統計檢定水準下具顯著性，因此實證結果拒絕固定參數模式的假設，顯示台灣夫婦有偶家庭的育兒消費行為是需要考量各個孩童成員的邊際規模差異。²²

表 6 則分別計算模型一至八的自身價格支出彈性及所得支出彈性，彈性的計算方式以樣本彈性的平均值表示。在自身價格支出彈性中，交通運輸類最富價格彈性，其餘如食物、衣著與住宅類等彈性絕對值則介於 0 與 1 之間。至於教育醫療類的自身價格彈性值為正，雖不符合經濟理論預期，但因其不具統計顯著性，顯然價格變動並非影響教育醫療支出的主要因素之一。至於所得支出彈性方面，以住宅類及衣著類的消費最具彈性，而教育醫療類與食物的彈性值較低。²³ 本研究估計結果與國內過去文獻相比較，以交通運輸類

22 同理模型二與模型四的 LR 檢定亦顯示時間變數具顯著差異。模型四與模型八的 LR 檢定亦拒絕相容性假設，顯示孩童成本具有邊際差異的設定。

23 根據 Phipps (1998) 計算住宅類及交通類的價格支出彈性亦出現正值而不符合經濟理論的矛盾結果。至於 Michellini (1999) 估計食物類及健康與教育類的所得支出彈性值亦為各財貨中較小數值，與本文的估計結果相仿。

表6：自身價格支出彈性與所得支出彈性

需求財貨	食物	衣著	住宅	交通運輸	教育醫療
自身價格支出彈性					
模型一 CDS (65, m_o)	-0.478 (0.112)	-0.672 (0.032)	-0.398 (0.090)	-1.830 (0.132)	0.227 (0.335)
模型二 CDS (50, m_o)	-0.475 (0.107)	-0.671 (0.032)	-0.421 (0.081)	-1.843 (0.153)	0.385 (0.566)
模型三 CDS (65, m_o , T)	-0.516 (0.106)	-0.698 (0.031)	-0.422 (0.087)	-1.803 (0.127)	0.108 (0.298)
模型四 CDS (50, m_o , T)	-0.519 (0.096)	-0.707 (0.029)	-0.445 (0.079)	-1.806 (0.145)	0.260 (0.511)
模型五 CDS (65, m_h)	-0.487 (0.102)	-0.665 (0.037)	-0.394 (0.102)	-1.835 (0.143)	0.210 (0.321)
模型六 CDS (50, m_h)	-0.483 (0.210)	-0.670 (0.034)	-0.448 (0.081)	-1.846 (0.157)	0.615 (11.906)
模型七 CDS (65, m_h , T)	-0.519 (0.102)	-0.696 (0.032)	-0.421 (0.090)	-1.805 (0.130)	0.105 (0.291)
模型八 CDS (50, m_h , T)	-0.523 (0.096)	-0.715 (0.027)	-0.392 (0.106)	-1.808 (0.147)	0.023 (0.277)
所得支出彈性					
模型一 CDS (65, m_o)	0.859 (0.031)	1.322 (0.031)	1.344 (0.055)	1.005 (0.003)	0.526 (0.126)
模型二 CDS (50, m_o)	0.857 (0.023)	1.300 (0.033)	1.381 (0.070)	0.962 (0.006)	0.463 (0.196)
模型三 CDS (65, m_o , T)	0.880 (0.029)	1.312 (0.031)	1.297 (0.046)	0.972 (0.008)	0.589 (0.110)
模型四 CDS (50, m_o , T)	0.881 (0.021)	1.303 (0.033)	1.325 (0.057)	0.928 (0.012)	0.530 (0.175)
模型五 CDS (65, m_h)	0.862 (0.024)	1.336 (0.041)	1.338 (0.062)	1.011 (0.003)	0.529 (0.118)
模型六 CDS (50, m_h)	0.863 (0.039)	1.296 (0.036)	1.341 (0.062)	0.965 (0.005)	0.394 (4.028)
模型七 CDS (65, m_h , T)	0.882 (0.027)	1.319 (0.034)	1.293 (0.047)	0.977 (0.006)	0.589 (0.107)
模型八 CDS (50, m_h , T)	0.884 (0.019)	1.290 (0.032)	1.355 (0.071)	0.932 (0.011)	0.614 (0.094)

註 1：括弧內數值為標準差。

註 2：本表依據每個樣本計算的彈性平均值。

的彈性值差異較大，而食品類的差異則相當有限(羅紀瓊,1987；吳珮瑛,1994)。

表 7 則列出完整需求財貨體系模型一至八不同孩童數目的家庭型態之均等規模指標及模擬的邊際成本。指標的計算係利用表 4 及表 5 模型估計參數，以樣本物價平均值為基礎，並假設家庭特徵變數固定不變的情況下，求算出不同孩童數目的均等規模值，同時並透過泰勒 (Taylor) 展開式求算指標的近似標準差 (Phipps and Garner, 1994)。由估算結果發現標準差數值均小於 0.3，顯示不同小孩數目下的均等規模指標估計值均具統計顯著性。為進一步分析，在此採用拒絕相容性假設的擴張型參數估計的結果，以沒有小孩的參考家庭為比較基礎，採用 65 歲以下家庭為樣本並加入時間變數 (模型七)，比較結果發現有一個小孩的家庭，需要較沒有小孩的家庭所得高出 39%，才能保有與沒有小孩的家庭享有相同的福利水準，而第二個小孩的成本更增至 43%，第三個小孩的成本則降為 28%。換言之，假設沒有小孩的家庭其每月所得為 \$50,000 元，則有一個小孩的家庭需要額外所得 \$19,500 元，第二個需要額外所得增為 \$21,500 元，第三個小孩則便宜至 \$14,000 元，顯然

表 7：家庭均等規模估計與育兒邊際成本模擬

模型	家庭型態	(2, 0) ^r		(2, 1)		(2, 2)		(2, 3)	
		估計值	邊際成本	估計值	邊際成本	估計值	邊際成本	估計值	邊際成本
模型一	CDS (65, m_0)	1.00	1.47(0.04)	23,500	1.85(0.10)	19,000	2.16(0.18)	15,500	
模型二	CDS (50, m_0)	1.00	1.51(0.05)	25,500	1.92(0.13)	20,500	2.27(0.24)	17,500	
模型三	CDS (65, m_0 , T)	1.00	1.54(0.05)	27,000	1.98(0.13)	22,000	2.36(0.23)	19,000	
模型四	CDS (50, m_0 , T)	1.00	1.58(0.06)	29,000	2.06(0.16)	24,000	2.49(0.29)	21,500	
模型五	CDS (65, m_h)	1.00	1.23(0.05)	11,500	1.43(0.11)	10,000	1.48(0.17)	2,500	
模型六	CDS (50, m_h)	1.00	1.28(0.05)	14,000	1.48(0.11)	10,000	1.55(0.16)	3,500	
模型七	CDS (65, m_h , T)	1.00	1.39(0.06)	19,500	1.82(0.15)	21,500	2.10(0.25)	14,000	
模型八	CDS (50, m_h , T)	1.00	1.35(0.06)	17,500	1.64(0.13)	14,500	1.78(0.21)	7,000	

註 1：家庭型態，前者指夫婦有偶家庭，後者指家庭孩童數目。

註 2：估計值括弧內數值為近似標準差。

註 3：r 指參考家庭。

註 4：本表以參考家庭每月所得 50,000 元水準推估養育孩童的邊際成本。

育兒成本享有規模經濟的假說在此不一定成立，依據不同孩童的個別設定，使得邊際養育成本呈現先增後減的現象。²⁴ 反觀，依 50 歲以下家庭為樣本，納入時間變數的模型八所估算的育兒邊際成本則存在規模經濟的效果，第一個小孩的養育成本額外需要 35%，第二個小孩的需要降為 29%，第三個小孩的需要再降為 14%。綜觀本表可知，不同模型設定與樣本選擇將直接影響到均等規模之孩童養育成本的衡量 (Nicol, 1994; Pashardes, 1995; Lancaster and Ray, 1998; Michelini, 1999 亦有相同結論)。然而不論何種模式，實證結果均與目前政府官訂貧窮門檻的固定比例設定截然不同。²⁵

雖然不同研究所採用的模型假設與實證方法並不相同，甚難直接進行比

24 一般而言，不論邊際成本是遞增或遞減，只要邊際成本小於平均成本均會顯現規模經濟現象。而在 65 歲以下的樣本家庭中，擁有二個小孩家庭的平均養育成本為 \$20,500 元，小於第二個小孩的邊際養育成本 \$21,500 元；但是擁有三個小孩家庭的平均養育成本為 \$18,333 元，高於第三個小孩的邊際養育成本 \$14,000 元，故只養育二個小孩並不具規模經濟，但養育三個小孩則符合規模經濟的行為。作者特別感謝評審的指正。

25 1997 年社會救助法規定以「家庭總收入平均分配全人口，每人每月低於最低生活費標準」者為低收入戶，亦即單人家庭的貧窮門檻等於最低生活費標準，雙人家庭的貧窮門檻為最低生活費標準的兩倍，依此類推固定比例設定貧窮門檻。

較。²⁶ 但參照本研究與近來國外相關研究的估算結果，樣本家庭的選擇標準、需求體系的模型設定、以及必需性財貨的認定將會影響規模指標大小，但似可發現開發中國家的均等規模指標較已開發中國家為高。例如，依本文表 7 模型七的結果發現一個小孩的估計值為 139，較美國的 113 與加拿大的 116 為高，但較斯里蘭卡的 141 或印尼的 158 為低（見表 8）。

5. 結論

本文的目的在於估算孩童的養育成本，亦即探討夫婦有偶家庭在有小孩的情形下，需要額外增加多少所得，始能夠維持沒有小孩下的生活水準。本文利用完整消費需求體系的模式，在考量家庭社經特性與孩童邊際養育成本差異的情況下，利用行政院主計處連續十年家計收支調查原始資料，估計台灣夫婦有偶家庭的均等規模指標，並透過均等規模具有獨立性基礎與正規性的假設，藉以分析家庭父母對未成年子女的養育支出成本。本研究的優點在於：符合個體經濟理論、考量家庭社經特性、區域性物價變動與時間結構，並能兼顧父母的財貨需求選擇以及個別孩童的福利水準。

透過均等規模固定參數與擴張參數模式的設定，利用相容性檢定驗證出台灣地區夫婦有偶家庭的育兒消費行為是符合擴張參數型式，依據不同樣本家庭年齡的選擇，發現採用 50 歲以下的樣本家庭所估計的邊際孩童養育成本呈遞減現象，即第一個小孩的成本額外需要約較無小孩的家庭高出 35%，第二個小孩的需要降為 29%，第三個小孩的需要再降為 14%，符合規模經濟的行為。倘若選擇 65 歲以下的樣本家庭所估計的邊際孩童養育成本則呈現先後減的特殊現象，即第一個小孩的成本額外需要 39%，第二個小孩的成本增加至 43%，第三個小孩的成本則減少至 28%，進一步檢視家庭對孩童平均養育成本的變動差異，發現只養育二個小孩並不具規模經濟，但養育三個小孩

26 Phipps (1998) 與 Nicol (1994) 均分析相同期間的加拿大家庭收支資料，運用不同模型設定所估計出的均等規模值亦有差異。Lancaster and Ray (1998) 利用澳洲資料建立不同的需求體系模式，估算的均等規模值亦有差異。

表 8：育兒成本研究之均等規模值比較

作者	資料來源	夫婦有偶家庭之孩童數			估計方法	
		0	1	2		3
Michelini (1999)	澳洲 1994-95	100	128	137	196	食、住、衣、健康教育、娛樂、運輸六類 QAID 模式需求體系
Lancaster and Ray (1998)	澳洲 1984, 1988-89	100	121	142	163	食、衣、燃料電力、運輸、酒五類財貨 AI 模式需求體系
Ferreira et al. (1998)	美國 1986-1988	100	112	123	135	食、衣、燃料電力、運輸、酒五類財貨 GAIDS 模式需求體系
Phipps (1998)	加拿大 1978, 1982, 1986, 1992	100	113	122	128	食、住、男娛樂、女娛樂、其他支出 ¹ 五類 SRG-AIDS 模式需求體系
Maltagliati and Michelini (1998)	義大利 1995	100	116	128	138	食、衣、住、行四類非齊次超越對數需求體系
Nicol (1994)	加拿大 1978, 1982, 1986, 1992	100	121	139	—	食、住、衣、健康教育、娛樂、運輸六類 QAID 模式需求體系
Blaylock (1990)	美國 1982	100	151	202	—	食、衣、消費服務 ² 、資本服務 ³ 、其他支出 ⁴ 四類超越對數需求體系
Deaton et al. (1989)	西班牙 1980-1981	100	111	119	126	Rothbarth 法 (含菸酒之非食物支出)
Deaton and Muellbauer (1986)	斯里蘭卡 1969-70	100	122	—	—	Rothbarth and 2SLS (細分十二種成人及家庭財貨)
	斯里蘭卡 1969-70	100	141	177	—	Engle 法 (食物支出)
	印尼 1978	100	112	121	—	Rothbarth 法 (非食物支出, 含成人財貨)
	印尼 1978	100	158*	222*	—	Engle 法 (食物支出)
	印尼 1978	100	112*	122*	—	Rothbarth 法 (非食物支出, 含成人財貨)

*：指大於五歲以上的孩童

1：指運輸教育醫療菸酒。2：指家事沐浴設備教育娛樂。3：指住宅水電汽車家具。4：指公共運輸健康醫療。

以上則符合規模經濟之育兒消費行爲。顯然在考量家庭對個別孩童之擴張型的邊際規模效果，是顯著異於固定規模型式之設定，此時規模固定或規模經濟的育兒消費行爲不一定成立。

均等規模指標業已廣泛應用在社會福利議題，除了提供育兒成本的估計外，也可衡量一國的貧窮門檻、所得分配、及制定基本生活費用的標準。在澳洲，估計基本生活水準之育兒成本的均等規模指標提供政府對兒童津貼補助比例方案之參考，視其國家財政預算而依據家庭中擁有不同的孩童數目給予不同比例規模的所得減免或補助措施。在瑞典與德國等實施兒童扶育年金的國家，從表 1 得知兩國對家庭中第三個孩童的津貼均呈遞增趨勢，並非比例定額或規模經濟的補助策略，對獎勵第三胎的兒童津貼或兒童零用金的實施能夠反應出家庭中擁有不同孩童數目的邊際差異，甚至可進一步區分不同年齡群的孩童養育邊際差異，因此均等規模的邊際衡量指標成爲制定福利政策的一項重要參考依據。

反觀國內，雖然政府逐漸重視孩童養育的相關議題，但是缺乏具體平衡有子女家庭的兒童養育津貼計畫。²⁷ 目前所得稅有關標準扣除額，單身爲 \$44,000 元，有配偶者爲 \$67,000 元，而扶養親屬扣除額每年每人 \$74,000 元固定比例之規定，與現階段從中央到地方實行有關兒童補助津貼措施，以及政府對低收入戶固定比例設定貧窮門檻之計算，均沒有將有偶家庭孩童的邊際養育差異之概念納入政策制訂中，以反應家庭對每一個孩童的個別成本差異。透過本研究對夫婦有偶家庭的均等規模估計與孩童邊際養育成本之衡量，冀能提供政府日後制訂或修訂相關政策之參考。

27 我國因爲家庭生育率持續下降，所產生的人口老化而導致扶養負擔過重等社會、經濟、與家庭問題，內政部於 2002 年 10 月 18 日初次通過「獎勵生育配合措施」，其獎勵的方向有：提高有偶率、補助未成年子女的養育津貼、協助幼兒照護及修改所得稅制方面等兒童相關的福利計畫。然而相關政策的實施，涉及政策性目的的考量，更還須顧慮到政府財政的負荷能力，因此具體的獎勵與補助措施仍待評估。

附表 編制台灣地區家庭地理區位之物價指數關連聯表

地理	縣市	行政等級	物價指數	地理	縣市	行政等級	物價指數
北	基隆市	都市	基隆市	東	宜蘭縣	都市	基隆市花蓮市平均
	台北縣	都市	基隆市與台北市平均		城鎮	宜蘭市鄉村平均	鄉村
部	桃園縣	都市	新竹市	部	花蓮縣	都市	花蓮市
		城鎮	新竹市與鄉村平均		城鎮	花蓮市與鄉村平均	鄉村
部	新竹縣	都市	新竹市	部	台東縣	都市	花蓮市
		城鎮	新竹市與鄉村平均		城鎮	花蓮與鄉村平均	鄉村
中	新竹市	都市	新竹市	南	嘉義縣	都市	嘉義市
	苗栗縣	都市	新竹市		城鎮	嘉義市與鄉村平均	鄉村
部		城鎮	新竹市與鄉村平均	部	嘉義市	都市	嘉義市與鄉村平均
		鄉村	鄉村		台南縣	都市	台南市
部	台中縣	都市	台中市	部	台南縣	城鎮	台南市與鄉村平均
		城鎮	台中市與鄉村平均		城鎮	台南市與鄉村平均	鄉村
部	台中市	都市	台中市	部	台南市	都市	台南市
	彰化縣	都市	台中市		高雄縣	都市	高雄市
部		城鎮	台中市與鄉村平均	部	高雄縣	城鎮	高雄市與鄉村平均
		鄉村	鄉村		屏東縣	都市	高雄市
部	南投縣	都市	台中市與嘉義市平均	部	屏東縣	城鎮	高雄市與鄉村平均
		城鎮	嘉義市鄉村平均		城鎮	高雄市與鄉村平均	鄉村
部		鄉村	鄉村	部	澎湖縣	都市	花蓮市
	雲林縣	都市	台中市與嘉義市平均		澎湖縣	城鎮	花蓮市與鄉村平均
部		城鎮	嘉義市與鄉村平均	部		城鎮	花蓮市與鄉村平均
		鄉村	鄉村			鄉村	鄉村

註 1：資料來源：樣本期間之台灣省物價統計月報、台北市與高雄市物價統計月報。

註 2：物價統計月報僅有台北市、高雄市、基隆市、新竹市、台中市、嘉義市、台南市、花蓮市、以及鄉村等八個物價指數，故其他各縣市區域物價需進行調整。

參考資料

- 王金利
 1989 〈等成年男子折算標準之比較檢討〉，《經濟研究》29: 81-101。
- 吳珮瑛
 1994 〈台灣家計單位非耐久財消費需求分析〉，《台灣銀行季刊》，45(3): 67-81。
- 林美伶
 2000 「我國貧窮門檻之建構、調整與影響」，國立中正大學社會福利研究所碩士論文。
- 邱忠榮
 1999 《等成員人數與經濟福利分配》，行政院國家科學委員會委託計畫 NSC88-2415-H032-006。
- 張淑蕙
 1996 「家戶相當規模與所得稅水平公平程度——台灣地區的實證估計」，國立中興大學財政學研究所碩士論文。
- 羅紀瓊
 1987 〈台灣民間消費支出體系之比較研究〉，《經濟論文》，15(1): 59-88。
 1996 《台灣省的貧戶認定標準=The Poverty Line in Taiwan》，中央研究院經濟研究所，行政院國家科學委員會補助專題報告。
- Barten, A. P.
 1964 "Family Composition, Prices and Expenditure Patterns," in Hart P., Mills G. and Whittaker J. K., (eds.), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, 16th Symposium of the Calston Society, Butterworths, London.
- Becker, G. S.
 1981 *A Treatise on the Family*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Blackorby, C. and D. Donaldson
 1993 "Adult-equivalence Scales and the Economic Implementation of Interpersonal Comparisons of Well-being," *Social Choice and Welfare*, 10(4): 335-361.
- Blaylock, J. R.
 1990 "Adult Equivalence Scales and the Size Distribution of Income," *Applied Economics*, 22: 1611-1623.
- Blundell, R. and A. Lewbel
 1991 "The Information Content of Equivalence Scales," *Journal of Econometrics*, 50: 49-68.
- Blundell, R., P. Pashardes, and G. Weber
 1993 "What do We Learn about Consumer Demand Patterns from Micro Data?" *American Economic Review*, 83: 570-597.
- Browning, M.
 1992 "Children and Household Economic Behavior," *Journal of Economic Literature*, 3: 1434-1475.

- Browning, M., F. Bourguignon, P. Chiapporie, and V. Lechence
 1994 "Incomes and Outcomes: A Structural Model of Intra-household Allocation," *Journal of Political Economy*, 103(6): 1067-1096.
- Browning, M., A. Deaton and M. Irish
 1985 "A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life-Cycle," *Econometrica*, 53(3): 503-43.
- Browning, M. and C. Meghir
 1991 "The Effects of Male and Female Labor Supply on Commodity Demands," *Econometrica*, 59(4): 925-951.
- Browning M. and Lusardi A.
 1996 "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts," *Journal of Economic Literature*, 34 (4): 1797-1855.
- Chiappori, Pierre-Andre
 1992 "Collective Labour Supply and Welfare," *Journal of Political Economy*, 100(3): 437-467.
- Deaton, A. and J. Muellbauer
 1980 *Economics of Consumer Behavior*, Cambridge, UK: Cambridge University press.
 1986 "On Measuring Child Costs: With Applications to Poor Countries," *Journal of Political Economy*, 94(4): 720-744.
- Deaton, A., J. Ruiz-Castillo, and D. Thomas
 1989 "The Influence of Household Composition on Household Expenditure Patterns: Theory and Spanish Evidence," *Journal of Political Economy*, 97(1): 179-200.
- Dickens, R., V. Fry, and P. Pashardes
 1993 "Non-linearities and Equivalence Scales," *The Economic Journal*, 103: 359-368.
- Ferreira, M. L., R. C. Buse, and J. P. Chavas
 1998 "Is There Bias in Computing Household Equivalence Scales?" *Review of Income and Wealth*, 44(2): 183-198.
- Germany Federal Ministry of Labour and Social Affairs
 2001 *Social Security at a Glance*. <http://www.bma.bund.de/index/gb.htm/ministry/publications>
- Gronau, R.
 1988 "Consumption Technology and the Intrafamily Distribution of Resources: Adult Equivalence Scales Reexamined," *Journal of Political Economy* 96: 1183-1205.
- Lewbel, A.
 1989 "Household Equivalence Scales and Welfare Comparisons," *Journal of Public Economics*, 39: 377-391.
- Lancaster, G. and R. Ray
 1998 "Comparison of Alternative Models of Household Equivalence Sales: the

- Australian Evidence on Unit Record Data," *The Economic Record*, 74 (224): 1-14.
- Lazear, E. P. and R. T. Michael
 1988 *Allocation of Income within the Household*. Chicago and London: U. of Chicago Press.
- Maltagliati, M. and C. Micheleni
 1998 "Equivalence Scales and Consumption Inequality: A Study of Household Consumption Patterns in Italy," *Discussion paper* No. 98.05, Department of Economics, Massey University.
- Micheleni, C.
 1999 "The Estimation of a Rank 3 Demand System with Demographic Demand Shifters from Quasi-unit Record Data of Household Consumption," *Economics Letters*, 65: 17-24.
- Moffitt, R.
 1993 "Identification and Estimation of Dynamic Models with a Time Series of Repeated Cross-Sections," *Journal of Econometrics*, 59 (1-2): 99-123.
- Muellbauer, J.
 1974 "Household Composition, Engel Curves and Welfare Comparisons Between Households: A Duality Approach," *European Economic Review*, 5: 103-122.
- Nelson, J. A.
 1986 "The Cost of Children Question: Human, Capital, Fertility or Welfare," Mimeo, University of California, Davis, Department of Economics.
 1993 "Household Equivalence Scales: Theory versus Policy?" *Journal of Labor Economics*, 11: 471-493.
- Nicol, C. J.
 1989 "Testing a Theory of Exact Aggregation," *Journal of Business and Economic Statistics*, 7: 259-65.
 1994 "Identifiability of Household Equivalence Scales Through Exact Aggregation," *Canadian Journal of Economics* 27 (2): 307-328.
- Phipps, S. A.
 1998 "What Is the Income "Cost of a Child"? Exact Equivalence Scales for Canadian Two-Parent Families," 80(1): 157-164.
- Phipps, S. A. and T. I. Garner
 1994 "Are Equivalence Scales the Same for the United States and Canada?" *Review of Income and Wealth*, 40(1): 1-17.
- Pollak, R. A. and T. J. Wales
 1979 "Welfare Comparisons and Equivalence Scales," *American Economic Review*, 69: 216-221.
- Pashardes, P.
 1991 "Contemporaneous and Intertemporal Child Costs," *Journal of Public Economics*, 45(2): 191-213.

Pendakur, K.

- 1999 "Semiparametric Estimates and Tests of Base-independent Equivalence Scales," *Journal of Econometrics*, 88: 1-40.

Ray, R.

- 1983 "Measuring the Costs of Children: An Alternative Approach," *Journal of Public Economics*, 22: 89-102.

Suruga, T.

- 1993 "Estimation of Equivalence Scale Using Japanese Data," *The Economic Studies Quarterly*, 44: 169-177.

Swedish Ministry of Health and Social Affairs

- 2001 *Swedish Family Policy Fact Sheet*. <http://www.regeringen.se/pressinfo/pdf/familjepolitik-en.pdf>

Van Pragg, B.

- 1991 "Ordinal and Cardinal Utility: An Integration of the Two Dimensions of the Welfare Concept," *Journal of Econometrics*, 50: 69-89.

Measuring the Cost of Children in Taiwan

Jin-long Liu

Institute of Industrial Economics,
National Central University

Ching-chun Hsu

Institute of Industrial Economics,
National Central University

ABSTRACT

Equivalence scales are frequently used to measure the well-being of households with a given demographic composition and to provide information on how much expenditure a household with one child needs to reach the same welfare level as a reference childless couple household. In this paper, we adopt a complete demand system approach and impose the condition of Independence of Base (or Equivalence Scale Exactness) to obtain the measurement of equivalence scales based on invariant and extended parameter models. By using household survey data collected in Taiwan from 1989-1998, our results show that the estimates obtained by the extended parameter model have more explanatory power than those obtained from the invariant parameter model. The results imply that large households show increasing marginal cost for raising a second child and decreasing marginal cost for raising more than three children. Our findings indicate that an exact measurement of cost of a child needs more research efforts.

Key Words: equivalence scales, cost of children, welfare
measurement