

所得定義與均等值設定對經濟福利不均的測量影響

洪明皇、鄭文輝*

摘要

本文以 1979 至 2005 年主計處家庭收支調查，探討可支配所得及均等值對經濟福利「不均度」及「不均分佈」的影響。我們發現可支配所得定義與均等值設定差異對不均測量有明顯影響，並指出差異方向與強度。主計處的不均度測量，在家戶結構變遷下，會逐年高估不均度。主要建議為：1.採用近似盧森堡所得研究的可支配所得定義方式，俾較完整納入影響家戶經濟福利的所得項目。2.從事長期的經濟福利不均探索，均等值設定應考慮戶量與年齡組成，並採規範性不均指標，以反映家戶變遷對不均測量的影響。

關鍵詞：經濟福利、可支配所得、均等值、不均度、重排序效果
JEL 分類代號：D63, D31, D33

* 兩位作者分別為中正大學社會福利研究所博士班學生及南華大學非營利事業管理學系教授。

聯絡作者：洪明皇。E-mail：minghung123@yahoo.com.tw。

本文曾在 2007 年台灣社會福利學會年會發表，感謝評論人林金源教授費心指正與後續建議；此外，亦謝謝陳昭榮老師對本文初稿的建議。惟文中若有任何缺失，皆由作者負責。

投稿日期：民國 96 年 11 月 20 日；修訂日期：民國 97 年 2 月 26 日；

接受日期：民國 97 年 10 月 8 日。

1. 前言

以個人或家庭為單位的經濟福利分析，主要在於觀察個體的行爲。依此研究目的所搜集的調查資料之變數與會計處理原則，會與觀察總體經濟的國民所得統計有所差異。依（Canberra Group on Household Income Statistics，以下簡稱為 CGHI, 2001），衡量家戶所得主要有兩種方法，分別是總體分析法（macro approach）及個體分析法（micro approach）。各國國民所得統計衡量家戶部門所得的方法，即屬總體分析法；而多數所得分配或貧窮研究中，透過家戶所得高低來排序家戶經濟福利的過程，即個體分析法的應用。多年來我國家庭收支調查辦理的一項目的在於配合政府國民所得統計的需要，是以總體分析法來計算可支配所得。對照家庭收支調查家戶收入及支出的組成內涵可知，總體分析法主要在觀察家計部門與政府部門、企業部門及國外部門間的所得流通狀況。台灣現有配合國民所得統計需要所計算之可支配所得中，摻雜了許多實際上家戶單位無法支配的所得，也扣除了許多實際上屬於家戶可支配的所得（曹添旺等，2003）。因此，家庭收支調查所定義的可支配所得，並非衡量家戶經濟福利的適當代理變數。而盧森堡所得研究（Luxembourg Income Study，以下簡稱 LIS）為進行跨國所得分配比較，所定義的可支配所得內涵，是家戶現金所得與可設算的非現金所得加總，扣除強制性的社會保險支出及直接稅支出。¹ 此可支配所得的定義係依所得的「可支配程度」來決定，這樣的可支配所得界定方式，已成為多數國外學者作單一國家或跨國所得分配研究時，定義家戶可支配所得的重要參考依據。國內既往以家庭收支調查作經濟福利不均的研究，多未討論可支配所得定義的適切與否，不同界定的所得

¹ 關於 LIS 可支配所得組成的詳細介紹，可參考 LIS 網頁中的 Definition of Summary Income Variables。

對研究結果究竟有無重大影響，我們認為有進一步探索的必要。

此外，均等值（equivalence scale）是以家戶為經濟福利衡量單位時，為將家戶因「戶量」及「組成」不同而有不同需求的因素納入考量，以便不同類型家戶比較所採用的調整因子。因而探討所得不均度或貧窮的測量議題時，都必須考量均等值，以利於家戶間經濟福利的比較；至於不同的均等值設定，對於經濟福利的衡量會有不同「方向」與「幅度」的影響，也值得注意。

台灣早期將家戶所得透過均等值調整來比較家戶經濟福利的文獻，可追溯至王金利（1989）、朱雲鵬（1989）及林金源（1997）等研究。然而，這三項研究皆未對均等值的設定作敏感度分析，因而未能更進一步的釐清均等值的差異對研究結果的影響。王永慈（1995）觀察我國直接稅的所得重分配效果時，曾觸及均等值的敏感度議題，而邱忠榮（1998）在等成員人數及經濟福利分配的探討中，亦嘗試探討均等值的設定對經濟福利分配測量的影響。但是，兩者在設定均等值時均僅將戶量納入考量，而未考慮家戶組成的差異性。我們認為，將家戶所得透過均等值的調整來比較家戶間經濟福利時，需儘可能地將「會導致家戶需求產生明顯差異」的因素納入考量，並且在探討末尾呈現不同均等值設定對研究結果所造成的影響。基於此想法，本文乃將家戶的戶量與年齡組成皆納入均等值的考量，以比較家戶經濟福利，並測度不同均等值的設定對不均指標的影響。

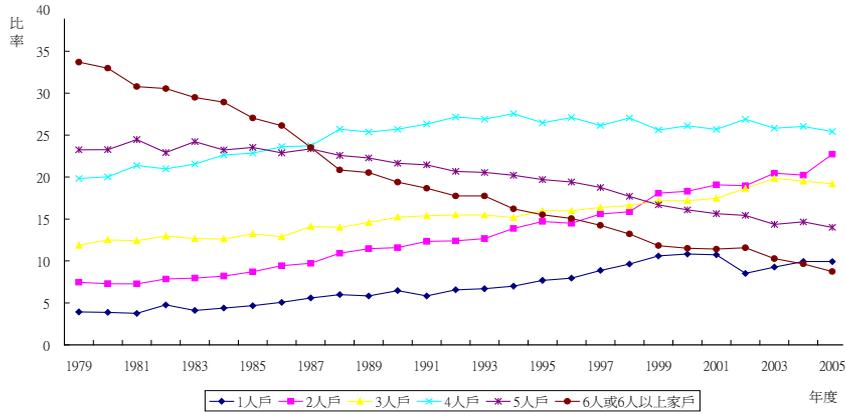
雖然國外為數不少的家戶經濟福利測量文獻中，不論以單一國家為研究對象或涉及跨國比較，僅將戶量納入均等值設定調整因子，但隨著時間變遷，在衡量單一國家長時期的家戶經濟不均度時，均等值若不同時考慮戶量及年齡組成，可能使得研究結果產生偏誤。主要理由有二：首先，人口異質性對跨國或單一國家所得或消費分配的測度可能產生的影響，是值得關注的議題（McGillivray and Shorrocks, 2005）。目前用來將所得分配與人口異質問題作連結的媒介便是均等值，因此應儘可能將可表現出這個異質性的因素納入均

等值中；再者，歐美多數先進國家的家庭組織，核心家庭的占率通常較高，且比率較穩定。我國近三十年來家戶結構已有大幅變動，除平均戶量減少外，在少子化及高齡化的趨勢及其他因素的交錯影響下，使得今日的家戶結構面貌不同以往。例如，6人以上家戶已由1979年的33.7%，降至2005年的8.73%。此外，1979年單人戶占率為3.92%，2005年已上升至9.92%；而核心家庭的占率1979年為63.25%，2005年已大幅降至44.75%（參見圖1與圖2）。

國內外的所得分配研究，多是透過「均等化所得」來排序家戶經濟福利的高低，再計算所得不均度；而均等化所得是由家戶所得（分子），除以家戶均等值（分母）所求得。以四口之家，兩大人兩小孩的家庭為例，小孩相對於成人的消費需求比為0.7，且假定均等值的消費規模因子為1。²若僅考慮戶量，則均等值為4，家戶所得除以4即為均等化所得；若同時考慮戶量與年齡組成，則均等值為3.4，此時的均等化所得是家戶所得除以3.4。不同類型的均等值設定，會改變家戶經濟福利高低排序的相對位置，進而影響不均度的計算結果。若一國長時期的家戶戶量及戶內成員年齡結構皆無變動，僅家戶所得改變；此時，做長時期所得不均度變化研究時，均等值僅考慮戶量的所得不均度測量結果，應無太大偏誤。但台灣近三十年來，占率最高的核心家庭已大幅降低，反映出少子化的趨勢，且其它類型的家戶比率亦有所增減；因此，僅考慮戶量而遺漏家戶年齡組成異質性的不均度測量，可能使不均度測量產生較大的偏誤。

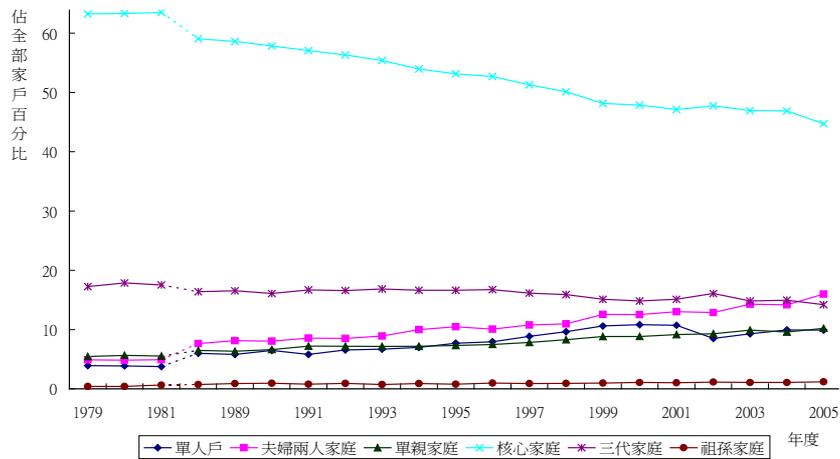
本研究將檢視1979至2005年家庭收支調查原始檔，觀察可支配所得定義與均等值設定不同時，對經濟福利不均測度的影響。由於各種建構均等值的方法都涉及規範性判斷，且各國國情、經濟發展程度及消費習慣均有所差異，並無所謂較佳的均等值建構法或一致適用的均等值。因此，本文關於均等值的討論，將著重於不同均等值設定產生的影響，暫不深入觸及上層次的規範性議題。

² 有關均等值的形式與內涵，第2.3節有詳細的說明。



資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

圖 1 1979 至 2005 年台灣家戶戶量之變遷



資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

說明：1. 家庭收支調查 1982 年至 1987 年間的稱謂變項（戶內成員與經濟戶長之關係）與 1982 年以前及 1987 年以後的稱謂變項差異較大，無法作一致的家庭類型分類。故 1982 至 1987 年間的 household 類型，以虛線表示。

2. 圖 2 顯示，祖孫家戶及三代家戶的比率，1979 年分別是 0.42% 及 17.26%，2005 年則變為 1.19% 及 14.3%。此外，據作者計算，若將單人戶及夫婦兩人家戶依戶內是否有 65 歲以上人口區分，則老人單人戶與老年夫婦家戶，分別由 1979 年的 0.63% 及 1.16%，上升至 2005 年的 4.35% 及 9.17%。因此，家戶類型的變動，顯示台灣人口有老化現象。

圖 2 1979 至 2005 年台灣家戶類型之變遷

本文以下第二節先討論經濟福利不均研究方法上的一般性議題，第三節說明本研究的統計操作及研究問題，第四節分析研究結果；最後，第五節再作總結與建議。

2. 經濟福利不均度測量的相關議題

分析單位、測量標的、分析單位與測量標的調整因子（均等值）及測量工具等四項因素是影響經濟福利比較的主要變數，故著手實證資料處理前，有必要針對這些不均測量的影響因子予以討論。

2.1 經濟福利不均的測量多以家戶為分析單位

基本上，經濟福利係指個人層次而非團體層次。然而，即使實證上可測度個人的經濟福利，也將忽略個人往往會將所擁有的經濟資源與同住的人分享的事實（CGHI, 2001）。因此，以團體為經濟福利的衡量單位是較合理的作法。在進行經濟福利分析前，需先界定何者為經濟資源共享的分析單位（income-sharing unit）。「家戶」是目前最通用的經濟福利分析單位（Smeeding and Weinberg, 2001），國內外皆然。即使各國的調查資料中對家戶的定義有些許差異，但家戶通常係指「原則上共同生活且成員間的全部或部分經濟資源共享的組織」。

我國的家庭收支調查亦依循上述經濟家戶概念來定義家戶，本研究乃以家庭收支調查所定義的家戶為基本分析單位。³ 確定分析單位後，須考慮家戶資源的生產與分享。所得是生產面的主要觀察指標，而均等值則呈現資源於家戶成員間的分享樣貌。縱使一個家戶中往往僅有部分成員有創造經濟資源的事實，且家戶間不同年齡

³ 我國家庭收支調查的經濟家戶戶內人口原則上指與戶長同戶籍且共同生活的成員，但與戶長同戶籍而在外生活，或與戶長非同戶籍而共同生活者，若這些人與其它成員共享 50% 以上的經濟資源，亦視為經濟家戶的戶內人口。詳見「九十三年家庭收支調查報告」附錄 1。

或性別等人口特徵的成員對家戶經濟資源的消耗程度確實有別。⁴ 然而目前國內外以家戶為分析單位的經濟福利分配研究，皆強烈的假設家戶資源是由戶內成員平均分享，這是目前經濟福利衡量方法上的必要之惡。

2.2 以可支配所得作為經濟福利的代理變數

就理想層面來看，欲衡量經濟福利，應儘可能地將家戶的所得、消費支出、儲蓄及所持有的財富皆列為衡量標的，並將家戶成員所處的生命週期階段納入考量，而以家戶長時期所擁有的經濟資源為比較標的，才能較恰當反映家戶間經濟福利的高低。但就技術面或實證角度而言，消費、儲蓄及財富或因家戶的自由選擇，或因資料取得困難，都有其侷限性。⁵ 甚且，為配合調查作業，資料蒐集期間往往設定為一年，故以家戶的「年所得」作為經濟福利的比較標的，是目前所能掌握的較佳代理變數。

2.3 均等值的形式

設定均等值的目的是在於連結家戶的經濟資源生產能力，以及家戶成員對經濟資源的消費可能需求。文獻上曾提及的均等值形式，主要可分為三類：

- (1) 僅考慮戶量及消費規模經濟因子。其函數形式為： $E = N^F$ ，其中， E 為均等值， N 為戶量， F 為消費規模經濟因子。
- (2) 同時考慮戶量、年齡組成及消費規模經濟因子。這類均等值只考慮成人與小孩的消費差異，並不對家戶內的成人再作區分。其函數形式為： $E = (1 \times N_a + P_c \times N_c)^F$ ，其中， N_a 及 N_c 分別為戶內成人數及戶內小孩數， P_c 為小孩相對

⁴ 例如，相對於小孩與中壯年家戶成員，老年成員對食品的需求可能較少，但對醫療照護的需求會較高；此外，某些開發中國家存有較明顯的性別不平等，家戶的經濟資源可能非平等分享。

⁵ 較詳細的說明參見 CGHI (2001)、Barr (2004) 及 Wreede (1999)。

於成人之消費需求比例。

- (3) 除考慮戶量、年齡組成及消費規模經濟因子外，並將戶內成人區分為戶長及戶長以外的成人。函數形式為 $E = (1 + P_a \times N_{a_1} + P_{c_1} \times N_c)^F$ ，其中， N_{a_1} 為戶長以外的戶內成人數， P_a 為戶長以外之成年人相對於戶長之消費需求比， P_{c_1} 為小孩相對於戶長之消費需求比。

上述均等值的函數構成可由消費規模經濟因子、所納入的調整因子內容、戶內成員相對於戶長的消費需求比等三部分來討論，分別說明如下：

- (1) 家戶的經濟資源可粗略分為具公共財性質的財貨與具私有財性質的財貨。具公共財性質的財貨在消費上具非敵對性 (non-rival)。例如，當家戶成員增加，由夫妻兩人家戶變為夫妻兩人加一個孩子時，所住的房子及所用的洗衣機都可為新成員使用；而具私有財性質的財貨如食物，其消耗具有敵對性，但在消費上亦常可享受規模經濟帶來的好處。⁶ 由此可知，家戶消費經濟資源時確實存在規模經濟的現象，而均等值的規模經濟因子設定值介於 0 與 1 之間，即在反映此項事實。當規模經濟因子為 0 時，隱含家戶內全是具公共財性質的財貨；反之，當規模經濟因子為 1 時，隱含家戶內的財貨皆為私有財性質。就國外實證研究來看，規模經濟因子亦多設定在 0.65 至 0.75 間 (Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2006a)。
- (2) 早期的均等值研究多僅調整戶量，現今大多數研究在比較家戶經濟福利時，都將「戶量」及「年齡組成」納入調整因子。但此設定的背後，隱含著只要經由戶量及年齡組成調整後的均等值相同，則不論家戶所得高低，都會有同樣

⁶ 例如鮮奶的消費，當家戶成員由兩人變為四人時，所購買的鮮奶可由普通容量改為家庭號容量，依容量來折算價錢，確實享有規模經濟的好處。

的需求，這樣的假設不盡合理。例如，Zaidi and Burchardt (2005) 以英國的調查資料從事實證，發現家戶中有失能人口時，會有額外成本負擔以致於需求相對較大，而經濟福利相對較低，並且額外的成本與失能程度為正相關。此外，家戶所在的城鄉區位也是文獻上曾提及應納入均等值的因子。然而，廣納諸多因子須考慮實證資料能否取得，以及是否大幅增加均等值的複雜度，其間取捨有賴研究者的判斷。一般而言，若研究者能採用不同的均等值設定且對研究結果作敏感度測試，則這樣的操作過程即屬合理 (CGHI, 2001)。

- (3) 關於戶內成員相對於戶長的消費需求比率，國內外文獻多認同小孩的消費需求比會低於經濟戶長，但對於戶長以外的戶內成年人消費需求與戶長是否有差異則無共識。國內的經濟福利文獻中，較常見「視戶長以外的戶內成年人消費需求略低於戶長」的均等值設定，國內則普遍認為戶內成年人的消費需求並無差異。

2.4 不均度的衡量指標

不均指標的常見分類為：描述性指標 (descriptive measure) 及規範性指標 (normative measure) 兩種。前者如變異係數、對數標準差、Theil 指數、基尼係數，後者則以 Atkinson 不均度最常為學術界使用。研究者多依研究目的，選用符合所需公理 (axioms) 的不均指標。文獻上曾提及的不均指標公理有五項，分別是 P-D 移轉原則 (Pigou-Dalton principle of transfer)、尺度不相干原則 (scale invariance)、可分解性 (decomposability)、轉換不變 (translation invariance) 及人口齊質性原理 (the principle of population homogeneity)。⁷

⁷ 不均指標的五項公理介紹，參見附錄 1，更詳細的說明，可參見 Food and Agriculture Organization of the United Nations (2006b)。

張清溪（1984）認為，一個合理的不均測度至少要滿足 P-D 移轉原則及尺度不相干原則，而指出變異係數、對數標準差、Theil 指數、吉尼係數及 Atkinson 不均度皆符合上述兩公理。但這些指標並非完美無瑕，Wiles（1974）即以模擬數據指出，吉尼指數對高、低所得階層的所得移轉較不敏感，故並非良好的不均測度，而建議以十等分位所得分配比（decile ratio）或五等分位所得分配比（quintile ratio）等簡易指標來測不均度。此兩種指標的意涵分別為第十等分位組相對於第一等分位組所擁有的所得份額倍數、第五等分位組相對於第一等分位組所擁有的所得份額倍數。其中，第十等分位組相對於第一等分位組所擁有的所得份額倍數是本研究選用的不均指標，為方便行文，以下稱為大島指數（Oshima index）。此外，盧森堡所得研究發表各國不均比較時，所使用的第 90 分位者相對於第 10 分位者之所得倍數（ $P90/P10$ ）、第 80 分位者相對於第 20 分位者之所得倍數（ $P80/P20$ ）及第 90 分位者相對於第 50 分位者之所得倍數（ $P90/P50$ ），亦是普遍使用的不均測度。

3. 本研究實證操作說明、研究期間與研究問題

經濟福利的衡量過程，涉及許多規範性的判斷議題。在界定家戶為經濟福利的分析單位後，會影響不均度測量結果的因素尚有可支配所得的定義、均等值的設定及所選用的不均度指標。參酌 CGHI（2001）報告書及國外文獻所提供的指引，若能同時比較不同可支配所得、使用 2 至 4 種不同均等值設定且使用 2 至 4 組的不均指標，是使研究結果具可比較性的方法。本研究除採納上述處理模式外，同時引進文獻上甚少提及的「十等分位交叉圖」來觀察可支配所得及均等值設定變動時所產生的重排序分佈。以下介紹本研究所定義的可支配所得、均等值的比較重點及所選用的不均指標。

3.1 可支配所得

除主計處定義的可支配所得外，本研究將設定「近似」盧森堡所得研究可支配所得定義精神的「可支配所得」，以及現金所得。⁸ 以下說明各種可支配所得的組成內涵及調整理由（參見表 1）。

3.1.1 主計處定義的可支配所得

我國主計處定義的可支配所得為經常性收入減非消費支出之餘額。⁹ 其中，經常性收入乃受雇人員報酬、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（以下稱設算租金）、經常移轉收入及雜項收入的合計；而非消費性支出包含對金融機構、民間的利息支出及經常移轉支出兩大類。

3.1.2 近似盧森堡研究的可支配所得

盧森堡所得研究的可支配所得定義，與主計處可支配所得內涵的主要差異，在於主計處界定為可支配所得減項的所得科目較多。若與盧森堡所得研究對照，除了直接稅與相當於直接稅的社會保險費，主計處定義的可支配所得尚扣除數項屬於「家戶可自由決定」的非消費支出，包括「對私人經常移轉支出－公益慈善捐款」、「對私人經常移轉支出－其他」、「對國外經常移轉支出」及「利息支出」，我們認為不應將這些科目列入可支配所得減項。前三項科目屬於家戶可自由選擇支配的所得，殆無疑義。但由於家庭收支調查的利息支出包含房屋貸款利息及其它利息，就常理判斷，一旦將設算租金列入可支配所得，則考量某些家戶可能是貸款買房屋而產生

⁸ 亦即依所得的可支配性來決定是否將該項所得劃為可支配所得。但由於我國家庭收支調查的所得分類與盧森堡所得研究之所得分類不盡相同，故此處定義的可支配所得，僅可說是接近盧森堡所得研究之可支配所得內涵。以下為了行文方便，稱之為「近似盧森堡之可支配所得」。

⁹ 有關主計處定義的經常性收入及非消費支出內涵，參見附表 3。

表 1 三種不同可支配所得之內容比較

可支配所得種類	主計處可支配所得	近似盧森堡研究可支配所得	現金所得
可支配所得內容	經常性收入－非消費支出	<p>可支配所得＝經常性收入－（對政府經常移轉支出－房屋稅及地價稅）－婚喪壽慶禮金－社會保險保費。</p> <p>調整說明：</p> <p>a. 設算租金雖為「非現金所得」，但有無自用住宅確會影響家戶之經濟福利，故仍列入可支配所得，然須注意租金設算方式不同，可能影響研究結果。</p> <p>b. 主計處定義之可支配所得扣除過多「屬家戶可自由決定」之非消費支出，故將其加回，俾能充分反映經濟福利。加回科目為「利息支出」、「對私人經常移轉支出－公益慈善捐款」、「對私人經常移轉支出－其他」、「對國外經常移轉支出」及「房屋稅與地價稅」。</p> <p>c. 設算租金及其他財產所得收入已扣除房屋稅及地價稅，是淨所得的概念，若計算家戶可支配所得時再扣除「房屋稅與地價稅」，恐有重覆扣除之虞。</p> <p>d. 婚喪壽慶禮金在我國屬於半強制性支出，而社會保險保費相當於直接稅，故仍列為可支配所得減項。</p>	<p>可支配所得＝（經常性收入－設算租金）－（對政府經常移轉支出－房屋稅及地價稅）－婚喪壽慶禮金－社會保險保費。</p> <p>調整說明：</p> <p>a. 除「設算租金」不計入可支配所得外，其它內涵與左列可支配所得定義相同。</p> <p>b. 此定義下的可支配所得範圍僅含「現金所得」，可與左列「含非現金所得」之研究結果對照，以呈現設算租金對經濟福利不均的影響。</p>

資料來源：本研究整理。

設算租金所得，若顧及對稱性，似乎應將房屋貸款利息列為可支配所得減項。然而，若由我國家庭收支調查的調查問項及數據來看，將房屋貸款利息列為可支配所得減項的操作並不恰當。因為家庭收支調查是在受訪戶回答當年度所住房屋為自有的前提下，才進一步幫受訪戶估計「當年度自用房屋」的設算租金。而房屋貸款利息科目所調查的利息支出，並不限於受訪戶當自用房屋之貸款利息。此外，由於不同家戶選擇的房貸本金利息攤還方式不一，因此設算租金與房貸利息並不必然具對稱關係。以 2005 年為例，家庭收支調查 13,681 個樣本家戶中，扣除無自用住宅的 1,755 個家戶後，做家戶設算租金與房屋貸款利息的相關性分析，其相關係數僅 0.247，亦支持上述觀察。有鑒於此，本研究未將房貸利息列為可支配所得減項。¹⁰

除了上述科目的調整，「對私人的經常移轉支出－婚喪壽慶禮金」在我國屬於禮尚往來的半強制支出，維持列為可支配所得減項的做法較為恰當。¹¹ 此外，主計處歷年皆將房屋稅及地價稅列為可支配所得減項，但本研究並不將此科目列為可支配所得減項。「對政府經常移轉支出－房屋稅及地價稅」是成本科目，與其對應的科目是「設算租金」與「財產所得收入－其他財產所得收入」；其中，其他財產所得收入包含土地之租金淨收入、權益金淨收入及其他租金淨收入。依 1986 年至 2005 年家庭收支調查報告書附錄的名詞解釋所示，設算租金及其他財產所得收入已扣除房屋稅及地價稅，是

¹⁰ 本研究所採用的近似盧森堡研究的可支配所得及現金所得概念選擇不將房貸利息列為可支配所得減項，此操作下的不均度測量，與將房貸利息列為可支配所得減項的結果，應該會有差異。因為，若 90% 以上家戶均有房貸利息且金額相差不大或均無房貸利息，則不均測量較不受房貸利息科目影響。但家庭收支調查資料中，以 2005 年為例，13,681 個樣本家戶中，有房貸利息的家戶佔 22.1%；因此，我們判斷有無扣除房貸利息的可支配所得不均度測量將會略有差異。

¹¹ 曹添旺等（2003）年提及：「對私人移轉中的婚喪壽慶禮金是我們社會中特有的支出項目，該項支出行為在大部分國人習慣上可能是具有強制性的支出，可能須由可支配所得中扣除」。

淨所得的概念，若計算家戶可支配所得時再扣除「對政府經常移轉支出－房屋稅與地價稅」，恐有重覆扣除之虞。因此，本研究將近似盧森堡研究可支配所得定義為：

$$\text{近似盧森堡研究可支配所得} = \text{經常性收入} - (\text{對政府經常移轉支出} - \text{房屋稅及地價稅}) - \text{婚喪壽慶禮金} - \text{社會保險保費}。$$

3.1.3 現金所得

設算租金雖為非現金所得，但為了較完整地呈現家戶經濟福利的全貌，理應將設算租金計入可支配所得。¹² 因為，在其他條件不變下，相較於無自用住宅而須向他人租屋的家戶，有自用住宅的家戶確實因免除租金支出而擁有較多的可支配所得。因此，前述兩項可支配所得定義皆將設算租金列為可支配所得加項，這樣的所得定義方式，類似財政學上所稱概括性所得（**comprehensive income**）的概念，即家戶於某特定期間經濟能力增加的貨幣價值，不論實現與否，扣除對應成本後皆認定為所得。然而，依王正與徐偉初（1991）所整理 Irving Fisher 提出的勞務流通說（**services-flow concept**）所得界定方式，所得是指特定期間內所消費財貨及勞務的貨幣價值，即所得需透過消費才能發生。¹³ 若依此當期購買力的所得界定方式，設算租金無法供家戶當期消費。然而，亦不可否認設算租金對家戶經濟福利確實有影響，因此，納入或排除設算租金對家戶所得分配的影響，似乎是可研究的議題。國外文獻如 Yates (1994) 及 Frick and Grabka (2003) 皆指出納入設算租金的家戶所得不均度小於排除設算租金的不均度，我國情況如何則有待檢驗。正因上述思維，我們對於設算租金與經濟福利不均的關係有濃厚興趣，因此設定第三種可支配所得：

¹² CGHI (2001) 亦建議將設算租金收入列入可支配所得。

¹³ 關於概括性所得與勞務流通所得概念的詳細說明，參見王正與徐偉初（1991）。

現金所得 = (經常性收入 - 設算租金) - (對政府經常移轉支出 - 房屋稅及地價稅) - 婚喪壽慶禮金 - 社會保險保費。

3.2 均等值的模擬重點

主計處在 1976 至 1979 年的家庭收支調查原始資料中，曾設算等成年男子數（均等值），¹⁴ 然而，可能因設算方式過於複雜且均等值的設定無法跳脫規範判斷，故自 1980 年起即不再作設算。綜觀國內外文獻（王金利，1989；邱忠榮，1998；Buhmann et al., 1988；CGHI, 2001；Coulter et al., 1992；Figini, 1998；Zaidi and Burchardt, 2005），關於均等值的較適消費經濟規模參數、小孩相對於成人之合理需求比，以及應納入均等值的調整因子，皆無共識。不同國家，不同調查資料，及不同估算方法所求得的均等值內涵均存在差異。因此，本研究擬由務實面思考，先模擬小孩相對於戶內成人的需求比（ P 值）分別為 0.25、0.5、0.75、1 等四組設定，而消費規模經濟因子（ F 值）由 0.1，0.2，... 增至 1 時的不均度變化。接著，由於國內學者於經濟福利不均的研究多使用單一參數的均等值設定， F 值多設在 0.7 上下，但我們認為使用兩參數的均等值設定，納入年齡調整因子，更能反映家戶成員的異質性。¹⁵ 為觀察兩者之差別，本研究均等值的模擬重點為兩參數（ $P = 0.75$ ， $F = 0.7$ ）與單一參數（ $F = 0.7$ ），衡量兩者對於不均度及不均分佈的差異。

需加以說明的是，近三十年來台灣人口結構有明顯少子化與老化的趨勢，故做家戶成員年齡差異的均等值模擬時，更完整的做法是將戶內成員的年齡區分為 18 歲以下的小孩、18 歲至 64 歲的成人

¹⁴ 設算方法參見朱雲鵬（1987）。

¹⁵ 國內近年有關貧窮的研究，均等值的設定皆同時考量戶量及年齡組成（李淑容，1996；王德睦等，2003，2005；何華欽等，2003；林美伶與王德睦，2000）。但有關經濟福利不均的研究，如王永慈（1995）的均等值設定僅考慮戶量，消費規模參數設在 0.7 上下。

及 65 歲以上的老人。如此，更能反映台灣長時期人口結構的變化，對所得不均度測量的影響。但 65 歲以上老人相對於年輕人的生活成本較高或較低，爭論由來已久。依 Ruggles (1990) 整理，認為老人生活成本低於年輕人的觀點，乃鑒於老人房屋自有的比重較高，房貸多已繳清且毋需租屋，住宅成本低於年輕人。此外，多數老人已退出職場，與工作相關的交通成本與置裝花費較少；再者，老人的食物需求也普遍低於年輕人。然而，另有認為老人生活成本高於年輕人的觀點，主要在於老人健康照護需求明顯高於年輕人。由於各國家戶支出調查資料限於成本考量，難以詳細記載家戶各成員特定項目支出的數據，我國家庭收支調查亦不例外。因此，Ruggles (1990) 即建議，關於老人生活成本相對於年輕人較高或較低的論述，多基於猜測，在對於調整老人相對於年輕人生活成本的具體係數無共識前，較佳的處理方式是先不調整。因此，本研究關於家戶成員年齡組成的分類，僅區分為 18 歲以下小孩及 18 歲以上成人。

3.3 本研究的不均指標

為確保不均測量結果具可比較性，本研究將同時採用基尼係數、Atkinson 不均指標、¹⁶ $P90/P10$ 及大島指數。此外，由於此四種不均測度皆為單一數值，即使不同年度、不同可支配所得定義或不同均等值定相差不大，並不意謂著各所得階層在不同年度間，或調整所得及均等值前後的所得位階變動不大。所以作不均測量時，除不均度外，有必要同時瞭解操作定義改變或政策介入所造成的不均分佈改變情況。

國外文獻對所得不均的重排序效果作嚴謹討論者，可追溯至 Aronson et al. (1994) 與 Aronson and Lambert (1994)。此兩篇研究將重分配效果分解為垂直效果、水平不公平效果以及所得重排序效果。

¹⁶ 不均厭惡因子 ε 設為 1。 ε 的範圍介於 0 與 ∞ 無窮大之間，當 ε 為 0 時，Atkinson 不均度為 0，表示社會大眾對經濟福利不均不以為意；當 ε 趨近無限大時，則社會大眾僅關注經濟福利最差的群體。

上述研究所測得重排序效果的共同特徵是：重排序效果是以單一數值表示，即使透過單一數值能瞭解重排序效果的強弱，但卻無法得知重排序的分佈狀態。基於此考量，為能觀察所得位階的變動，本研究參考林振輝與羅紀琮（2001）及 Saarimaa（2006）所使用的十等分位交叉圖，來觀察所得定義與均等值設定變動前後所產生的所得位階重排序樣貌。

值得一提的是，在經濟福利的研究中，家戶所得出現負值、零、或異常高的所得值，可能令研究者對數值的合理性感到懷疑；並且，所得出現負值時，部分不均指標如對數標準差及 Theil 指數將不適用於用來測量不均度，故嚴謹的經濟福利研究，不可忽略極端值對研究結果的影響。國內研究中很少看到有文獻對極端值再作討論，國外文獻對極端所得通常有兩種處理方式：第一種法是截掉上下 1% 的極端所得；第二種方法則是不刪除樣本而採低所得者重編碼（bottom-coding）和高所得者重編碼（top-coding）的作法來調整極端所得。本研究將採第二者來處理極端所得，關於此作法的處理方式可參見附錄 2。

一旦將所得與均等值的議題結合時，將出現有趣的議題，即將屬於非現金所得之設算租金納入可支配所得，則設算租金是否比照其他現金所得作均等化處理。若研究者認為非現金所得並無使家戶消費具規模經濟的功能，則可依 Smeeding et al. (1993) 的處理方式，將非現金所得以「平均每人所得」的方式處理。本研究則採用 Frick and Grabka (2003) 的方式，將設算租金與其他現金所得皆以同樣的均等值折算。

3.4 研究期間與研究問題

歷年家庭收支調查的變項定義並非完全一致，能探討三種可支配所得的內容不同對不均測量影響的年度為 1994 至 2005 年，故本研究以這 12 年的家庭收支調查資料，探討不同可支配所得定義對不均測量的影響。另外，有關單一參數與兩參數均等值的不

均度及不均分佈偏差模擬，則能以主計處定義的可支配所得作長時期的觀察。目前主計處已釋出 1976 至 2005 年的資料，但由於 1976 至 1978 年的所得總額、非消費支出及消費支出等三大科目有為數不少的負值，¹⁷ 鑒於不合理的負值可能使研究結果產生無法預測的偏誤，故均等值設定的模擬期間為 1979 至 2005，每隔 1 年為一個觀察時點。

本研究欲探討的問題，可歸納為以下五項：

- (1) 以主計處可支配所得、近似盧森堡研究可支配所得與現金所得等三種定義計算的不均度與不均分佈的差異方向及幅度為何？
- (2) 在 P 值由 0.25 起每隔 0.25 漸增至 1，而 F 值由 0.1 起每隔 0.1 漸增至 1 的均等值變動模擬中，「不均度」的變動趨勢為何？均等值由單一參數 $P = 0.7$ 改為兩參數 $P = 0.7$ ， $F = 0.75$ 時，其「不均分佈」是否產生明顯的重排序？
- (3) 以主計處可支配所得自 1979 至 2005 年做長時期的不均度差異模擬時，家戶戶量及年齡組成變化是否使單一參數 ($P = 0.7$) 及兩參數 ($P = 0.7$ ， $F = 0.75$) 的不均測量結果產生系統偏離？使用不同不均指標是否對不均測量有影響？
- (4) 相對於主計處的可支配所得所算出的不均數值，改變可支配所得定義及加入均等值設定所求得的不均度及不均分佈是否有明顯差異？
- (5) 社會政策所關注的弱勢，往往是以家庭型態別來界定，不同可支配所得及均等值設定對於不同類型家戶的不均分佈，是否有影響？亦即，經濟福利相對匱乏的家戶類型比例，是否會隨可支配所得及均等值的設定而有差異？

¹⁷ 朱敬一與鄭保志 (2006) 也有類似發現，詳細說明參見附表 4。

4. 研究結果

本研究同時觀察可支配所得定義與均等值的設定差異對不均的測量影響。由於家戶經濟福利的比較標的一均等所得，是由家戶可支配所得（分子）除以均等值（分母）而得，在差異模擬的過程中，若同時調整可支配所得定義及均等值設定，將無法判斷不均度的改變是來自分子或分母。因此，欲探討不同可支配所得對不均測量的影響時，應先固定均等值的設定；反之，欲瞭解不同均等值設定對不均測量的影響時，則須先固定可支配所得。如此一來，規範性的判斷將無法避免。做可支配所得的差異影響模擬時，均等值應如何設定？做均等值的差異影響模擬時，應採用那項可支配所得定義？ $P = 0.75$ ， $F = 0.7$ 及近似盧森堡研究的可支配所得是我們認為較恰當的模擬基礎。理由如下：

- (1) 就 P 值而言，王德睦等（2003）利用九十年家庭收支調查，以恩格爾法、羅伯斯法及以食物（Food）、衣著（Clothing）、居家（Shelter）、基本設施（Utility）（簡稱 FCSU）預算所設算的等比例法，估算小孩相對於成人的生活成本比例。其中，等比例法所求得的數值介於恩格爾法及羅伯斯法間，單親家戶及雙親家戶的兒童生活成本分別是成人的 0.71 及 0.68。我們以其研究為參考基準，並顧及敏感度模擬的操作成本，而將 P 值設為 0.75。
- (2) 就 F 值來看，Food and Agricultural Organization of the United Nations (2006a) 提及，多數實證研究都將規模經濟因子設在 0.65 至 0.75 間。國內的貧窮及經濟福利不均文獻，多數亦將規模經濟因子設在 0.7 上下。因此，將 F 值設在 0.7 是合理的比較基準。
- (3) 近似盧森堡研究可支配所得由於較完整地納入會影響家戶經濟福利的所得科目，且此定義下的可支配所得組成，較接近國際上對可支配所得的界定方式，利於國際比較。

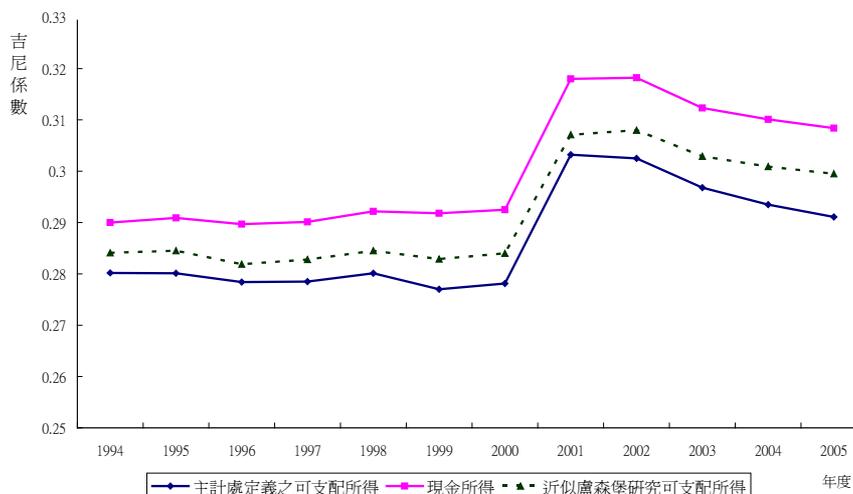
以下將在 $P = 0.75$ ， $F = 0.7$ 及近似盧森堡研究可支配所得設定下，分別探索可支配所得及均等值的設定差異對不均測量的影響。上述五個問題的研究發現依序呈現如下：

4.1 不同定義的可支配所得所測度的不均度與不均分布都有明顯差異

由 1994 至 2005 年的可支配所得差異影響模擬（圖 3）可知，¹⁸ 以主計處可支配所得所求得的吉尼係數最低，即所得分配較為平均，而以現金所得定義下計算而得的不均度最高。相對於主計處可支配所得而言，近似盧森堡研究可支配所得是將原先主計處列為可支配所得減項的「利息支出」、「對私人之經常移轉支出—公益慈善捐款」、「對私人之經常移轉支出—其他」、「對政府之經常移轉支出—房屋稅及地價稅」及「對國外之經常移轉支出」等五科目加回，亦即將這些科目劃入可支配所得的組成。由於近似盧森堡研究可支配所得所測度的不均度高於主計處可支配所得，可知上述回加的五項非消費支出於高低所得階層之分佈，呈現出高所得階層的非消費支出高於低所得階層的狀態。

國內關於經濟福利的文獻，很少探討設算租金對不均度的影響，由於盧森堡可支配所得的不均度低於現金所得的不均度，可知在我國設算租金收入具有降低經濟福不均的作用。Saarimaa (2006) 有關芬蘭所得分配的實證研究，也有同樣的發現。在表 2 中，我們以近似盧森堡研究可支配所得將所得由低至高分為十組，比較薪資所得及設算租金的各分位組平均金額及有此收入的百分比。我們發現，即使是第一分位組的家戶，仍有八成以上有設算租金收入，且最高所得組相對於最低所得組之設算租金收入僅 3.83 倍，遠低於薪資所得的 20.1 倍。

¹⁸ 除了吉尼係數外，我們亦計算 Atkinson 不均指標、 $P90/P10$ 及大島指數。此三項不均指標所測得的結果與吉尼係數相同，為避免內文篇幅過於冗長，乃將這三項指標的測量結果列於附圖 1 至附圖 3。



資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

圖 3 1994 至 2005 年台灣依不同可支配所得定義之吉尼係數

表 2 2005 年台灣十等分位受雇人員報酬與設算租金之平均金額及占率

等分位組	未均等化平均可支配所得	平均受雇人員報酬	各組有受雇人員報酬之比率(%)	占可支配所得比率(%)	平均設算租金收入	各組有設算租金收入之比率(%)	占可支配所得比率(%)
1	282,456	79,774	30.60	28.24	29,061	83.74	10.28
2	470,432	226,019	57.18	48.04	40,154	84.19	8.53
3	604,876	343,440	68.90	56.77	46,326	84.08	7.65
4	699,081	416,962	73.68	59.64	51,033	84.40	7.30
5	793,464	488,965	77.34	61.62	57,622	86.51	7.26
6	899,879	586,381	80.21	65.16	64,498	88.07	7.16
7	1,033,757	693,583	81.96	67.09	69,247	88.29	6.69
8	1,199,508	833,332	85.57	69.47	78,147	90.98	6.51
9	1,433,674	1,044,094	88.66	72.82	88,207	90.64	6.15
10	2,178,291	1,603,674	90.25	73.62	111,408	92.15	5.11
第 10 等分位 / 第 1 等分位		20.1			3.83		

資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

說明：十等分位家戶是依均等化近似盧森堡研究可支配所得分組，再呈現各等分位組之未均等化平均可支配所得、未均等化平均受雇人員報酬及未均等化平均設算租金。

Shorrocks (1982) 及 Lerman and Yitzhaki (1985) 曾提出依所得來源別分解不均度的概念，為更精確瞭解五項非消費支出及設算租金對不均度的貢獻，依此概念，參考 Food and Agricultural Organization of the United Nations (2006c) 的分解方法，¹⁹ 我們將 2005 年的近似盧森堡研究可支配所得拆為受雇人員報酬、產業主所得、財產所得、設算租金、移轉收入、雜項收入及五項非消費支出等七項所得，以吉尼係數分解的方式，觀察各項所得對不均度的貢獻(表 3)。首先，由於高所得階層的五項非消費支出高於低所得階層，所以，由主計處之可支配所得改為盧森堡可支配所得時，由於將五項非消費支出納入可支配所得，因此會提高所測的總不均度。計算結果顯示，五項非消費支出的分解後吉尼係數為 0.024。另一方面，相對於受雇人員報酬之 0.204，設算租金的分解後吉尼係數僅 0.012，主要原因在於台灣家戶住屋自有的比例相當高，設算租金占家戶總所得的比率較小且於不同家戶間的分佈變異不大。

表 3 各項所得對 2005 年台灣吉尼係數之貢獻

	受雇人員報酬	產業主所得	財產所得	設算租金	移轉所得	雜項收入	五項非消費支出	合計
平均金額	628,526	163,882	46,788	63,480	179,312	176	61,023	1,143,191
各所得與家戶累積比例之共變數	116,977	22,444	12,361	6,868	3,270	-8.06	14,155	176,069
分解之吉尼係數	0.204	0.039	0.021	0.012	0.005	-0.00001	0.024	0.308

資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

說明：不均度分解過程是先依均等化近似盧森堡研究可支配所得作家戶所得排序，再進一步計算分解的吉尼係數。

¹⁹ 分解公式為 $G = \sum_{k=1}^m (2/\bar{y}) \text{Cov}(y_k, F(y))$ 。其中， G 為總吉尼係數， \bar{y} 為全部家戶近似盧森堡研究可支配所得的平均數； y_k 為各項分解所得，即本研究的受雇人員報酬及產業主所得等七類所得，而 $F(y)$ 為近似盧森堡研究可支配所得之所得累積比例。 $\text{Cov}(y_k, F(y))$ 代表分解所得與近似盧森堡研究可支配所得之所得累積比例的共變數。

須注意的是，雖然發現設算租金具有平均經濟福利分配的功能，但其平均化的強度取決於租金的設算方法。Frick and Grabka (2003) 指出，市場價值法 (market-value approach)、資本市場法 (capital-market approach) 及機會成本法 (opportunity-cost approach) 是各國調查研究常用的租金設算方法。不同的租金設算方式會透過對房屋成本的界定不一，而影響設算結果。究竟租金設算方法對我國經濟福利不均的測量影響程度為何？就主計處釋出的訊息來看，僅知設算租金的金額是由自用住宅及其他營建物設算租金扣除折舊、地價稅、房屋稅、保險費後的餘額。因此，現階段無法模擬不同租金設算方法的設算差異。

表 4 與表 5 是以十分位交叉圖來觀察不同可支配所得所產生的家戶所得位階重排序效果。以表 4 為例，原先以近似盧森堡研究可支配所得為測量標的，一旦改以主計處的可支配所得衡量，則家戶的所得位階產生大幅度的變動。以原先的第五分位組為例，改變可支配所得定義後，有 61.4% 的家戶的所得位階仍維持不變，但有 13.1% 的家戶往下掉一個位階，而往下掉二至四個位階的比率分別為 2.5%、0.4%、0.2%。上述表 4 提供的訊息可歸納為兩點：首先，改變可支配所得定義後，維持在原所得位階的家戶比例最高，而中所得家戶的重排序效果大於高、低所得家戶；再者，由近似盧森堡研究可支配所得改為主計處可支配所得時，原先各位階家戶往更低位階移動的幅度高於位階上升的比例。若由近似盧森堡研究可支配所得改為現金所得，重排序效果不如由近似盧森堡研究可支配所得改為主計處可支配所得時強烈（參見表 5）。

表 4 2005 年台灣近似盧森堡研究可支配所得與主計處可支配所得之十分位重排序分布

		主計處可支配所得 ($P = 0.75, F = 0.7$)										
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
近似盧森堡研究 可支配所得 ($P = 0.75,$ $F = 0.7$)	1	92.6	7.5								100.1	
	2	5.9	81.0	13.1							100.0	
	3	0.7	9.0	72.5	17.7						99.8	
	4	0.4	1.6	11.0	66.1	22.1					101.2	
	5	0.2	0.4	2.5	13.1	61.4	22.0				99.6	
	6	0.1	0.3	0.8	2.4	13.7	62.6	20.2			100.0	
	7		0.2	0.2	0.6	2.4	12.8	65.2	19.6		100.9	
	8		0.1	0.1	0.2	0.3	2.2	13.3	69.2	15.0	100.4	
	9						0.3	1.3	10.7	76.4	10.4	99.1
	10	0.1			0.1	0.1	0.2	0.1	0.6	8.6	89.6	99.1
		100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	

資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

註：粗體數字是兩種所得定義下，落於同一所得位階的比例。

表 5 2005 年台灣近似盧森堡研究可支配所得與現金所得之十分位重排序分布

		現金所得 ($P = 0.75, F = 0.7$)										
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
近似盧森堡研究 可支配所得 ($P = 0.75,$ $F = 0.7$)	1	87.9	11.4								99.3	
	2	11.3	73.2	15.1							99.6	
	3	0.5	13.5	70.1	16.0						100.1	
	4	0.2	1.6	13.3	66.6	19.1					100.7	
	5	0.1	0.2	1.5	15.3	64.7	18.4				100.1	
	6			0.1	2.0	15.1	68.3	14.8			100.3	
	7		0.1		0.1	1.0	12.4	73.6	13.7		100.9	
	8					0.2	0.9	11.2	78.1	9.5	99.8	
	9							0.4	8.3	86.3	4.2	99.2
	10							0.1		4.1	95.8	100.0
		100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	

資料來源：同表 4。

註：同表 4。

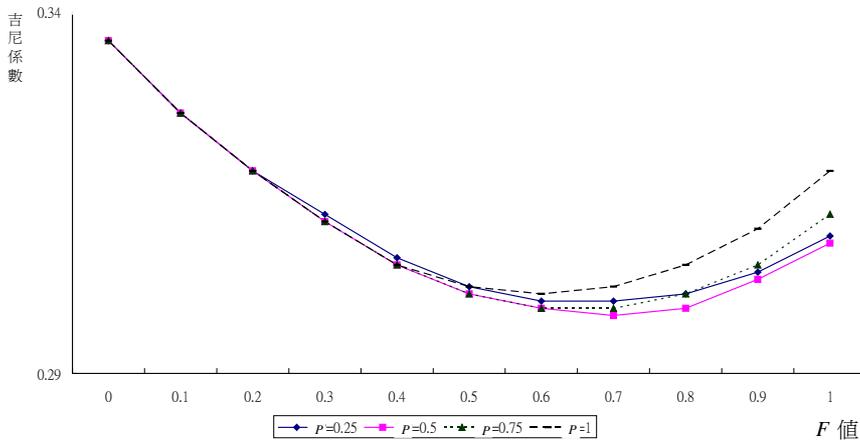
4.2 在不同 P 值下，調整 F 值所產生的不均度變化軌跡皆呈現 U 型曲線型態

圖 4、圖 5 及圖 6 是依 2005 年近似盧森堡研究之可支配所得為測量標的，以 $P=0.25$ 至 $P=1$ ， $F=0$ 至 $F=1$ 作均等值的變動模擬，所求得對應的吉尼係數關係。先說明 $F=0$ 及 $P=1$ 兩個特別狀況，首先，當 $F=0$ 時，不論 P 值為何，均等值皆為 1，此時相當於是未作均等化的家戶可支配所得為家戶經濟福利的比較標的，即使 P 值不同，所求得的不均度仍是同一數值。主計處所公佈的歷年吉尼係數，正是在 $F=0$ 的假設前提下所計算的不均度。其次，當 $P=1$ 時，視未滿 18 歲的小孩的需求與滿 18 歲的成人無異，相當於僅考慮戶量的均等值模擬；而 $P=1$ 且 $F=1$ 即相當於以每戶平均每人可支配所得為不均度測量標的。

這部分的發現可以彙整為以下四點：

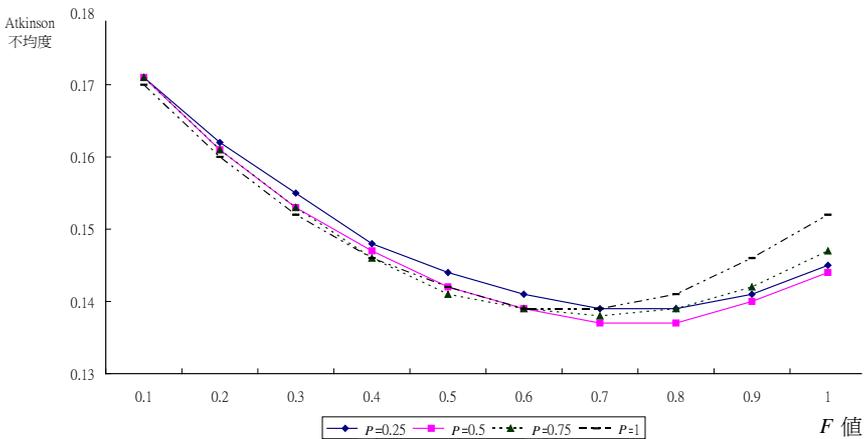
- (1) 以圖 4 為例說明。 $F=0$ 的設定隱含家戶內的財貨全是公共財性質，此時不論 P 值為何，所求得之吉尼係數皆為 0.336。相對於其它均等值設定而言， $F=0$ 的吉尼係數明顯較高。
- (2) 就特定 P 值設定的 U 型曲線來看。如 $P=0.5$ ，若作一條水平線交曲線於兩點，此時，雖然兩點之吉尼係數因垂直高度相同而一致，但由於 F 值的設定不同，所以，兩種 F 值所對應的家戶所得分佈狀態，會有不同樣貌。
- (3) 當 $P=1$ 時，由左方未均等化的家戶可支配所得（ $F=0$ ），逐漸增加 F 值，至右端相當於以每戶平均每人可支配所得（ $F=1$ ）的設定時，所測得之不均度變化軌跡呈現 U 型曲線，此結果和 Buhmann et al. (1988)、Figini (1998) 與邱忠榮 (1998) 的發現類似。 $P=0.25$ 、 $P=0.5$ 及 $P=0.75$ 所測得的不均度軌跡與 $P=1$ 相似，亦為 U 型曲線。
- (4) 比較 $P=0.25$ 、 $P=0.5$ 、 $P=0.75$ 、 $P=1$ 四組設定，不論以吉尼係數、Atkinson 不均度或 P_{90}/P_{10} 測量，不均軌跡

的最低點都出現在 $F = 0.6$ 至 0.8 間。就吉尼係數來看， F 小於 0.6 時，四條 P 曲線之吉尼係數相差不大， F 大於 0.6 後，吉尼係數有較明顯的差異。以 Atkinson 不均度及 $P 90 / P 10$ 測量時， F 大於 0.2 後，四條曲線即有明顯差異。



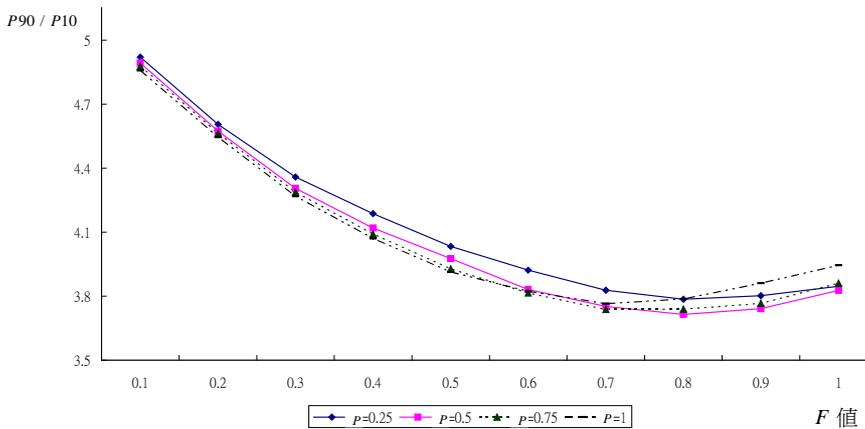
資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

圖 4 以 2005 年台灣近似盧森堡研究可支配所得計算之均等值與吉尼係數



資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

圖 5 以 2005 年台灣近似盧森堡研究可支配所得計算之均等值與 Atkinson 不均度 (epsilon = 1)



資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

圖 6 以 2005 年台灣近似盧森堡研究可支配所得計算之均等值與 $P90/P10$

圖 4 至圖 6 的表面意涵仍可繼續探討。Figini (1998) 曾以模擬數據說明當 F 值由 0 漸增至 1 時，會有均等化效果 (equalizing effect) 及重排序效果 (re-ranking effect)，所測得的不均度高低則取決於兩效果孰強孰弱。以圖 4 為例，當 F 值介於 0 與 0.6 之間時，均等化效果大於重排序效果，故不論 P 值為何，所測得的不均度皆持續降低。當 F 值介於 0.6 與 1 之間時，四條 P 曲線的重排序效果大於均等化效果，不均度明顯提高。在附錄 3，我們整理 Figini (1998) 的模擬例子，以印證此部分的說明。所不同者，Figini (1998) 是以個人為不均度的計算單位，我們則將其調整為以家戶為不均衡量單位。

透過表 6 及表 7 的對照，可發現不同均等值設定的重排序分佈並無明顯差異。同樣在主計處可支配所得定義下，比較不同均等值設定對不均分佈的影響時，2005 與 1979 年的重排序幅度差異不大。但這是否意味家戶結構變遷對不均測量無任何作用呢？以下第三、四部分將進一步探討長時期的不均測量時，家戶結構異質性對測量結果的影響。

表 6 2005 年台灣不同均等值設定之十分位重排序分布

		主計處定義之可支配所得 ($F = 0.7$)										
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
主計處定義 之可支配所得 ($P = 0.75$, $F = 0.7$)	1	93.0	6.3								99.2	
	2	7.0	80.5	12.1							99.7	
	3		13.2	73.7	13.1						100.0	
	4			14.2	70.0	15.9					100.0	
	5				17.0	69.3	14.2				100.5	
	6					14.8	71.4	13.8			99.9	
	7						14.4	74.1	12.0		100.5	
	8							12.2	80.5	7.8	100.4	
	9								7.5	87.3	5.5	100.3
	10									4.9	94.5	99.4
		100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	

資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

註：粗體字是兩種均等值定義下，落於同一所得位階的比例。

表 7 1979 年台灣不同均等值設定之十分位重排序分布

		主計處定義之可支配所得 ($F = 0.7$)										
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	合計
主計處定義 之可支配所得 ($P = 0.75$, $F = 0.7$)	1	94.3	5.6									99.9
	2	5.7	85.0	9.6								100.3
	3		9.5	78.0	12.2							99.7
	4			12.4	72.7	15.0						100.1
	5				15.0	70.6	14.3					100.0
	6					14.4	71.6	13.9				99.9
	7						14.0	72.3	13.8			100.1
	8							0.1	13.7	75.6	10.6	100.1
	9								10.6	82.2	7.2	100.0
	10									7.2	92.8	100.0
合計		100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	

資料來源：同表 6。

註：同表 6。

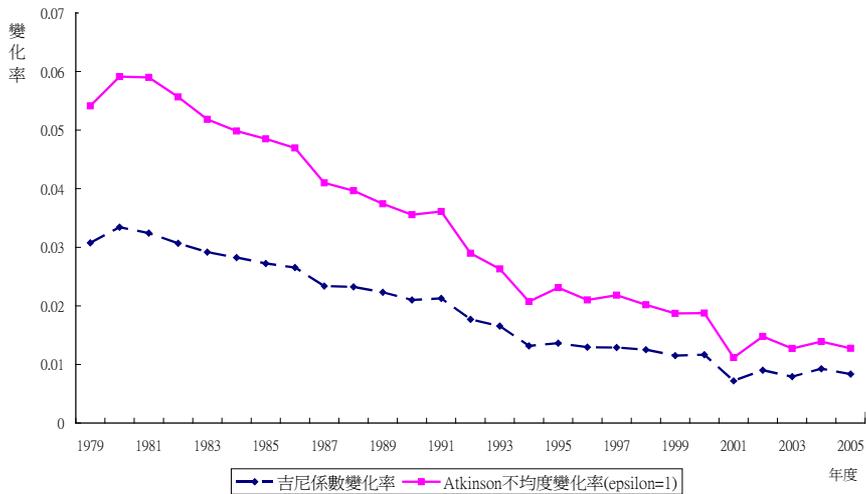
4.3 若以內含規範性的不均測度（吉尼係數及 Atkinson 不均測度）作為不均指標，則家戶戶量及年齡組成變化的確使單一參數（ $F=0.7$ ）及兩參數（ $P=0.75$ ， $F=0.7$ ）的不均測量結果有系統性偏離；若使用不含規範判斷的不均測度（ $P90/P10$ 及大島指數），則單一參數及兩參數的不均測量結果呈現隨機性偏離。

圖 7 與圖 8 是分別以吉尼係數、Atkinson 不均指標、 $P90/P10$ 、大島指數為不均測度，觀察 1979 至 2005 年不同均等值設定所測得的不均度變化率。²⁰ 亦即，以 $P=0.75$ ， $F=0.7$ 為基準，觀察歷年 $F=0.7$ 所測得的不均度相對於 $P=0.75$ ， $F=0.7$ 所測得不均度的高估率或低估率（ $F=0.7$ 的不均度－ $P=0.75$ ， $F=0.7$ 的不均度）/（ $P=0.75$ ， $F=0.7$ 的不均度）。圖 7 顯示，1979 至 2005 年的吉尼係數高估率有遞減的趨勢，1979 的高估率為 0.031，2005 年的高估率則降為 0.009；另以 Atkinson 不均指標測量時，也有高估率隨時間遞減的現象，且變化幅度更大。會有上述不均度高估率遞減的現象，乃長期人口結構變動之結果。表 8 是以 $F=0.7$ 的均等值設定作家戶所得排序並分組的平均小孩數、成人數、平均戶量、平均均等值及均等值變異係數。在戶量減少及少子化的趨勢下，相對於 1979 年而言，2005 年各所得階層的小孩成人比已明顯下降。如此一來，使得 $F=0.7$ 與 $P=0.75$ ， $F=0.7$ 兩組設定的各所得階層平均均等值變異狀況，由 1979 的 0.046 與 0.051 降為 2005 的 0.017 與 0.032。因此，少子化現象使得 $F=0.7$ 與 $P=0.75$ ， $F=0.7$ 兩組設定的均等值變異狀況改變，進而使得兩組設定所計算的不均度差異由大變小。

²⁰ 國外多數關於所得不均度測量的文獻，皆將吉尼係數列為描述性不均度指標，Barr (2004) 亦是如此劃分。然而，Barr (2004) 進一步闡述，由 Sen (1973) 所列的吉尼係數計算公式，可知吉尼係數的計算過程賦予低所得者較高的權數；由此觀之，吉尼係數亦內含規範性判斷（詳見 Barr, 2004）。因此，此處乃將吉尼係數與 Atkinson 不均度計算結果，置於同一圖呈現。

若以不含規範判斷的直覺性不均指標衡量（參見圖 8），不同時期高估率則呈隨機性分佈。由於 $P90/P10$ 是第 90 分位的家戶均等所得除以第 10 分位的家戶均等所得的倍數，而大島指數是指所得最高與最低百分之十家戶所擁有可支配所得數額的比值。這兩項不均指標並非如吉尼係數及 Atkinson 不均指標，將全部家戶皆納入計算的範圍，因此，無法充分反應長期人口結構變遷的影響， $F = 0.7$ 相對於 $P = 0.75$ ， $F = 0.7$ 的不均度高估率才會呈現隨機化的現象。

均等值是反應家戶結構異質性的媒介，經由上述討論，不免有這樣的疑問，作長時期的經濟福利不均度研究時，究應選擇具規範性的指標或直覺性的不均指標？由於含規範判斷的不均指標在衡量長期經濟福利不均度變化時，較能反映人口結構變化的影響。因此，作長時期的經濟福利不均度變化研究時，我們認為宜選用吉尼係數或 Atkinson 等規範性指標，同時模擬所選用的不均指標於不同均等值設定的不均度差異狀況，以增加研究結果的可比較性。



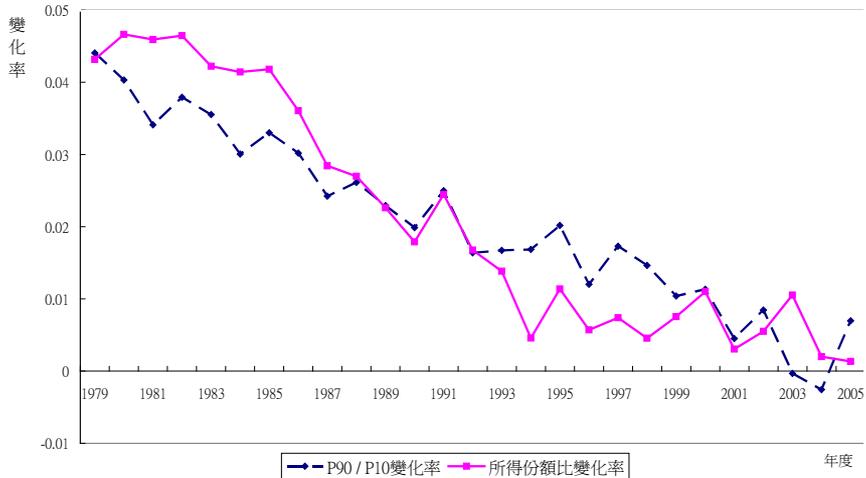
資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

圖 7 1979 至 2005 年台灣以 $P = 0.75$ ， $F = 0.7$ 為基準之長期吉尼係數與 Atkinson 不均度變化率

表 8 1979 與 2005 年台灣以 $F = 0.7$ 作均等所得分組之均等值變異係數

1979 所得 等分位	小孩數	成人數	小孩/ 成人	平均 戶量	平均 均等值 ($F=0.7$)	平均 均等值 ($P=0.75$; $F=0.7$)	2005 所得 等分位	小孩數	成人數	小孩/ 成人	平均 戶量	平均 均等值 ($F=0.7$)	平均 均等值 ($P=0.75$; $F=0.7$)
1	2.81	2.72	1.03	5.53	3.24	2.95	1	0.70	2.09	0.33	2.80	1.99	1.91
2	2.59	2.76	0.94	5.36	3.19	2.91	2	0.95	2.44	0.39	3.40	2.29	2.18
3	2.52	2.82	0.89	5.34	3.18	2.91	3	0.98	2.66	0.37	3.64	2.41	2.30
4	2.33	2.79	0.84	5.12	3.09	2.84	4	0.93	2.71	0.34	3.65	2.42	2.31
5	2.12	2.90	0.73	5.02	3.04	2.82	5	0.83	2.75	0.30	3.59	2.39	2.29
6	1.94	2.89	0.67	4.84	2.96	2.75	6	0.80	2.76	0.29	3.57	2.38	2.29
7	1.67	2.92	0.57	4.59	2.85	2.66	7	0.66	2.87	0.23	3.54	2.37	2.30
8	1.53	3.06	0.50	4.60	2.85	2.68	8	0.58	2.92	0.20	3.51	2.35	2.29
9	1.26	3.13	0.40	4.39	2.75	2.62	9	0.53	2.80	0.19	3.34	2.28	2.21
10	0.97	2.93	0.33	3.90	2.53	2.42	10	0.45	2.63	0.17	3.09	2.15	2.10
最大值 - 最小值					0.71	0.53	最大值 - 最小值					0.43	0.40
變異係數					0.046	0.051	變異係數					0.017	0.032

資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。



資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

圖 8 1979 至 2005 年台灣以 $P = 0.75$, $F = 0.7$ 為基準之 $P90/P10$ 與大島指數變化率

4.4 主計處以未均等化處理的可支配所得衡量經濟福利分配，會高估不均度。作均等化處理後，兩者的不均分佈有明顯差異

由前三部分的討論，我們已瞭解可支配所得定義及均等值設定差異，確實會影響不均測量。此外，作長時期的不均度變動研究時，規範性或直覺性的不均指標，對不同均等值設定的敏感度也不同。因此，我們會出現這樣的疑惑，長期以來，主計處所公佈的基尼係數及第五分位組相對於第一分位組之所得份額倍數，由於是以家戶總可支配所得為基準，並未作均等值調整，此作法與國際上的處理慣例不同，是否會導致不均度的估計偏差？

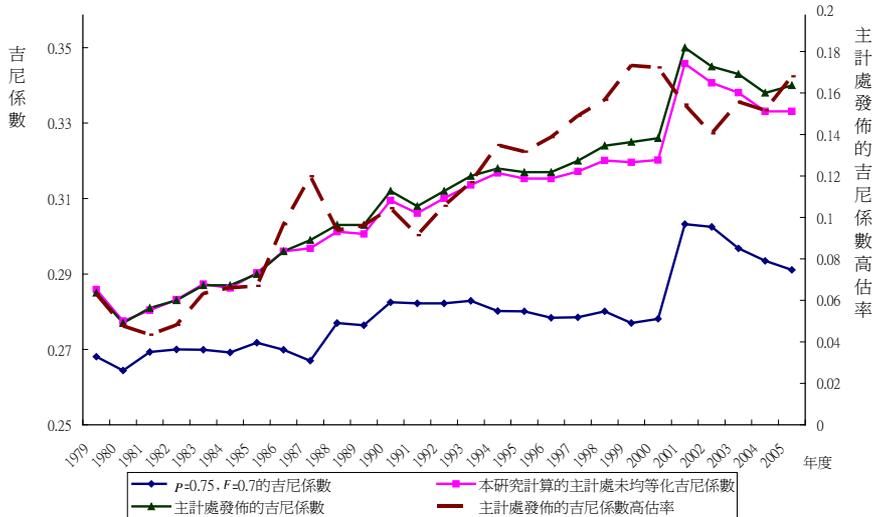
我們以主計處的可支配所得為計算標的，在本研究所使用的 SAS 統計軟體基尼係數公式下，計算兩種基尼係數：(1)未均等化基尼係數；(2)透過 $P = 0.75$, $F = 0.7$ 作所得均等化處理的基尼係數。

接著，再與主計處所發佈的吉尼係數對照，²¹ 計算主計處發佈的吉尼係數之估計偏離率（主計處發佈的吉尼係數- $P=0.75$ ， $F=0.7$ 的吉尼係數）/（ $P=0.75$ ， $F=0.7$ 的吉尼係數）。圖 9 的三條實線，由低至高分別是以 $P=0.75$ ， $F=0.7$ 作均等化處理的吉尼係數、本研究計算的未均等化吉尼係數、主計處發佈的吉尼係數；而虛線則是主計處發佈的吉尼係數相對於均等化吉尼係數的高估率。此部分研究有兩項發現：(1) 本研究計算的未均等化吉尼係數與主計處發佈的吉尼係數相當接近。1986 年以前，兩條趨勢線幾乎重疊；1986 年以後，主計處發佈的吉尼係數小幅高於本研究計算的吉尼係數。(2) 由於主計處未將家戶可支配所得作均等處理，故相對於 $P=0.75$ ， $F=0.7$ 的吉尼係數來看，主計處發佈的吉尼有高估的情形，而且由於現今家戶結構已明顯不同於 1979 年，故主計處的吉尼係數的高估率有逐年攀升的現象。主計處吉尼係數高估率 1979 為 0.06，而 2005 年已達 0.16。邱忠榮（1998）做單一參數均等值與經濟福利關係模擬時，所提及的發現與本研究不謀而合：「當考慮等成員人數的影響時，不論 θ 值大小，²² 主計處報導之未調整所得不均度會有高估的現象，其中尤其以 θ 值在 0.5 與 0.6 之間為甚（因為在 U 型曲線的底部）」。

五分位組相對於第一分位組之所得份額倍數是主計處每年發佈的另一項家戶所得不均度指標，本研究所計算的大島指數，可與主計處之指標作對照。表 9 第一欄是以未均等化家戶可支配所得所計算之大島指數 10.43，相對於表 9 其他欄位的不均度，主計處的計算方式明顯高估不均度。

²¹ 依「九十三年家庭收支調查報告」附錄 1 所示，主計處的吉尼係數計算公式為 $G=g/(2\bar{X})$ ，其中， g 為均互差， \bar{X} 為算術平均數。謝博明（2005）提及：「主計處在計算平均所得時有考慮膨脹係數，以計算加權平均值，但是在計算吉尼係數時並未考量膨脹係數的影響」。本研究在計算吉尼係數時，有考慮膨脹係數，SAS 軟體的吉尼係數公式置於附錄 4。此外，考慮膨脹係數與未考慮膨脹係數所求得的吉尼係數差異，列於附圖 4，未考慮膨脹係數將逐年高估不均度。

²² 即規模經濟因子。



資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

圖 9 1979 至 2005 年台灣以 $P=0.75$, $F=0.7$ 為基準之主計處吉尼係數高估率

表 9 2005 年台灣依不同所得與均等值設定之大島指數

2005 年	主計處 家戶可支 配所得	主計處定義之 可支配所得		現金所得		近似盧森堡研究 可支配所得	
		($F=0.7$)	($P=0.75$, $F=0.7$)	($F=0.7$)	($P=0.75$, $F=0.7$)	($F=0.7$)	($P=0.75$, $F=0.7$)
第十分位/ 第一分位	10.43	6.57	6.58	7.39	7.41	6.87	6.86

資料來源：同圖 9。

表 10 與表 11 分別是 2005 年與 1979 年在主處計可支配所得定義下，由有均等化的調整所得，改為主計處未均等化之方法後之十分位重排序分佈。兩表皆顯示，不但最低與最高等分位有 35% 至 50% 左右的家戶會發生重排序現象，第二至第九分位組更有高達 70% 左右的家戶重排序，可見主計處未均等化下的家戶十等分位排序組成，與均等化後的家戶排序組成，有非常不同的樣貌。

表 10 2005 年台灣未均等化與均等化之主計處可支配所得十分位重排序分佈

		主計處未均等化之可支配所得										
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
主計處之 可支配所得 ($P = 0.75$, $F = 0.7$)	1	69.9	18.0	9.3	1.8	0.5	0.1				99.6	
	2	13.1	36.4	24.8	17.0	5.8	2.3	0.4			99.8	
	3	7.6	22.0	15.9	22.4	18.5	9.7	3.1	0.6	0.1	99.9	
	4	9.3	0.92	19.3	20.8	20.7	16.8	9.7	2.4	0.4	100.3	
	5	0.1	9.3	18.4	5.6	21.4	23.2	14.8	6.8	1.6	0.1	101.3
	6		7.9	0.7	18.2	10.2	18.5	24.4	15.9	5.1	0.5	101.4
	7		5.6	2.8	7.0	11.4	13.0	21.8	26.6	11.7	1.4	101.3
	8			7.7		7.8	10.8	10.6	27.9	28.5	7.8	101.0
	9			1.2	7.2	0.9	3.4	13.3	12.3	36.2	25.4	99.8
	10					3.1	2.3	2.1	8.6	17.4	65.9	99.4
		100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	

資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。
註：同表 6。

表 11 1979 年台灣未均等化與均等化之主計處可支配所得十分位重排序分佈

		主計處未均等化之可支配所得										
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
主計處之 可支配所得 ($P = 0.75$, $F = 0.7$)	1	51.3	32.7	9.5	3.7	1.6	0.5	0.1	0.1	0.1	99.6	
	2	15.4	29.5	26.7	14.6	8.0	3.8	1.8	0.4	0.4	0.1	100.6
	3	7.2	13.5	24.3	24.6	15.2	7.9	3.5	2.3	0.9	0.2	99.7
	4	7.9	7.0	15.0	19.7	19.6	15.5	9.6	4.2	1.5	0.4	100.4
	5	3.1	3.9	9.5	15.1	20	20.2	16.9	7.5	3.3	0.9	100.3
	6	2.6	5.3	4.8	8.7	17.5	19.6	18.6	14.2	6.9	1.4	99.7
	7	3.7	2.4	4.8	5.0	8.4	16.1	19.8	22.3	13.3	4.1	99.8
	8	6.1	0.1	2.9	4.9	3.0	9.9	14.9	24.3	24.0	9.9	100.0
	9	2.7	3.5		2.0	5.5	4.4	9.1	17.2	31.6	24.2	100.1
	10		2.1	2.5	1.7	1.1	2.2	5.7	7.5	18.2	58.8	99.8
		100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	

資料來源：同表 10。
註：同表 6。

4.5 不同類型家戶陷入相對貧窮的組成比例，會因可支配所得與均等值設定不同而改變

家庭收支調查由於兼有家庭收入與支出的完整資料與家戶社會經濟變項，故調查結果是政府推行社會政策的重要參考依據，而社會政策所關懷的經濟弱勢族群，往往是以家戶型態來作區分，由於不同的可支配所得及均等值設定，可能會影響各類型家庭在各所得階層的分佈比例，我們有必要釐清不同定義對設算結果的影響方向與強度，避免僅採用單一定義的設算結果而影響社會政策走向。

祖孫家戶及單人戶是落入經濟福利底層機率最高的家戶類型，²³故本文以這兩類家庭為例，說明可支配所得與均等值設定差異對設算結果的影響。表 12 與表 13 是以 2005 年家庭收支調查，依不同可支配所得與均等值設定，所求算的祖孫家戶及單人戶落在各所得階層的比例。雖然祖孫家戶僅佔總家戶的 1.29%，但有接近四分之一的祖孫家戶落入最低所得階層，值得關切。就所得別來看，現金所得設定下，祖孫家戶落入最底層的比例較高。若以均等值區分，則不論採何種可支配所得定義，以 $F = 0.7$ 計算而得的祖孫家戶落於最低所得階層的比例，都會高於以 $P = 0.75$, $F = 0.7$ 設算而得的比例。亦即，相對於 $F = 0.7$ 而言， $P = 0.75$, $F = 0.7$ 的設定將使某些祖孫家戶的所得位階提升。

若以所得別來看，單人戶落入最低所得階層的比例，現金所得的比例最高；另外，若以均等值區分，則與祖孫家戶的發現相反，以 $F = 0.7$ 計算而得的單人戶落於最低所得階層的比例，都會低於以 $P = 0.75$, $F = 0.7$ 設算而得之比例。

可支配所得及均等值的差異，確實對不同類型家戶的十等分位所得階層分佈比例有一定幅度的影響。因此，若研究議題在探討家戶型態與經濟福利之關係，有必將呈現操作定義的差異模擬。

²³ 若將單人戶區分為 65 歲以上老人單人戶及 65 歲以下單人戶，前者落於經濟福利底層的比例應較後者高。但將單人戶再作細分，並非本文討論的重點，故此處僅以全體單人戶為觀察對象。

表 12 2005 年台灣祖孫家戶在不同所得與均等值定義下的所得十分位分佈

	主計處定義之可支配所得 ($F = 0.7$)	主計處定義之可支配所得 ($P = 0.75$, $F = 0.7$)	現金所得 ($F = 0.7$)	現金所得 ($P = 0.75$, $F = 0.7$)	近似盧森堡研究可支配所得 ($F = 0.7$)	近似盧森堡研究可支配所得 ($P = 0.75$, $F = 0.7$)
1	22.82	20.25	23.94	19.69	22.82	19.51
2	13.83	12.74	13.15	15.50	15.33	14.08
3	13.82	14.16	18.11	19.71	13.43	18.64
4	12.47	15.90	10.56	7.37	15.03	11.30
5	8.86	9.03	9.72	11.17	6.04	7.19
6	10.54	7.18	7.89	8.56	10.53	11.80
7	5.06	6.39	5.42	6.28	4.61	4.74
8	4.27	5.05	3.06	2.43	4.72	5.24
9	4.73	6.17	4.54	5.68	3.88	3.88
10	3.62	3.12	3.62	3.62	3.62	3.62
祖孫家戶總家戶數：92,979		祖孫家戶占全國總家戶比率：1.29%				

資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

表 13 2005 年台灣單人戶在不同所得與均等值定義下的所得十分位分佈

	主計處定義之可支配所得 ($F = 0.7$)	主計處定義之可支配所得 ($P = 0.75$, $F = 0.7$)	現金所得 ($F = 0.7$)	現金所得 ($P = 0.75$, $F = 0.7$)	近似盧森堡研究可支配所得 ($F = 0.7$)	近似盧森堡研究可支配所得 ($P = 0.75$, $F = 0.7$)
1	19.07	20.51	21.99	23.64	19.45	20.86
2	10.31	10.70	9.98	9.74	10.29	10.75
3	7.29	7.28	7.76	7.62	6.93	6.61
4	8.15	8.84	7.83	8.27	8.59	9.18
5	9.32	9.22	6.66	7.06	8.90	8.34
6	8.19	7.75	8.45	7.96	7.25	7.63
7	7.80	8.29	8.41	7.51	7.04	6.99
8	9.02	7.60	8.48	8.73	9.53	8.64
9	9.74	9.46	9.65	9.10	10.20	9.98
10	11.11	10.34	10.80	10.38	11.82	11.03
單人戶總家戶數：714,811		單人戶占全國總家戶比率：9.92%				

資料來源：同表 12。

5. 結論與建議

本研究本文以 1979 至 2005 年主計處家庭收支調查，探討可支配所得及均等值設定差異對經濟福利「不均度」及「不均分佈」的影響，主要發現可歸納為下列四點：

- (1) 就 1994 年至 2005 年的家庭收支調查資料，以不同可支配所得計算的不均度，確實皆呈現排序一致的差異，主計處可支配所得測得的不均度最低，現金所得的不均度最高。就不均分佈來看，由近似盧森堡研究可支配所得作家戶經濟福利排序改為以主計處可支配所得或現金所得作排序時，都會有中等幅度的重排序效果。
- (2) 不論單一參數均等值設定 ($P = 1$)，或兩參數均等值設定 ($P = 0.25$ 、 $P = 0.5$ 、 $P = 0.75$)，當消費規模經濟參數由 0.1 漸增至 1 時，不均度變化軌跡皆為 U 型曲線。惟於不同數據的小孩需求比率設定下，消費規模經濟參數漸增所產生的平均化效果與重排序效果之出現時點及強度不一，故會有不同偏度與凹度的 U 型曲線。

此外，由 1979 至 2005 年的單一參數與兩參數均等值差異模擬中發現 不論使用規範性或直覺性不均指標，不均測量結果確實有一定幅度的偏離。含規範判斷與不含規範判斷的不均指標分別呈現系統偏離與隨機偏離，由於含規範判斷的不均指標在衡量長期經濟福利不均度變化時，較能反映人口結構變化的影響。因此，作長時期的經濟福利不均度變化研究時，我們認為宜選用吉尼係數或 Atkinson 等規範性不均指標。

- (3) 主計處以未作均等化處理的家戶可支配所得衡量經濟福利分配，若與作均等化處理的主計處可支配所得比較，兩者的十分位分佈會有高幅度的重排序現象。可見主計處算法

下的家戶經濟福利高低排序，與學術上慣用算法下的排序樣貌有明顯差異。因此，主計處依未作均等化處理的家戶可支配所得排序而計算的吉尼係數與五分位組相對於第一分位組的所得份額倍數，會高估不均度。

- (4) 祖孫家戶及單人戶兩種社會政策關注的經濟弱勢家戶落於相對貧窮的比率，會因可支配所得與均等值設定不同，而有不同設算結果。

基於上述研究發現，提出三點關於經濟福利不均測量技術或政策意涵的建議：

- (1) 理想的測量技術應在測量過程中，儘量減少規範性判斷。然而，目前學術上及政府統計在測量經濟福利不均的過程仍涉及許多規範性判斷，本研究已指出選用不同可支配所得及均等值設定所測得不均度及不均分佈的差異方向及強度。所以，為提升測量結果的可比較性，確實有必要採用兩種以上的可支配所得定義與均等值設定。

此外，對國內從事經濟福利不均研究的同儕，我們更殷切地建議應採用近似盧森堡所得研究所定義的可支配所得內涵，才能較貼切地反應家戶所擁有的可支配經濟資源。再者，從事長時期的經濟福利不均測量時，均等值設定需要納入戶量及戶內成員年齡異質性兩因子，以反映我國家戶結構已明顯變遷的趨勢。

- (2) 主計處以未均等化之家戶可支配所得為家戶經濟福利比較基準，這樣的操作方式，隱含家戶內的財貨全是具非敵對性與非排他性的公共財，與現實情況不符。依此方法所求得的不均度，就個別年度而言，會有高估的現象。若再考慮我國高低所得家戶的平均戶量及平均小孩數降低速度不一致的結構因素，則 1979 至 2005 年的不均度高估率會不斷提升；亦即，主計處的不均度會有「逐年高估」的現象。如此一來，不但無法詳實反應家戶經濟福利分配現況，亦

無法與國外測量結果比較。因此，即使難以論斷何種形式的均等值最足以描繪我國家戶成員分享經濟資源的樣貌，我們認為應採用至少包含戶量及年齡組成兩項調整因子的均等值來折算家戶可支配所得，才能較恰當地呈現國內經濟福利的分配狀況，且提高資料的國際可比較性。

- (3) 社會政策所關懷的經濟弱勢家戶數，確實會因可支配所得與均等值設定不同，而有為數不小的設算差異。建議學者與政府單位從事這類估算時，需考量操作設定差異的影響。

附錄 1 不均指標的五項公理

1. P-D 移轉原則：若所得由高所得者移轉至低所得者時，不均度下降；反之，所得由低所得者移轉至高所得者時，不均度上升。此時，稱此不均測度符合 P-D 移轉原則。
2. 尺度不相干原則：當原所得分配之各所得同倍數增加，而不均度測度不會改變，即稱此不均指標具尺度不相干性。
3. 可分解性：若總所得 (y) 等於薪資所得 (y_1)、執行業務所得 (y_2) 與財產所得 (y_3) 之加總，而總不均度 $I(y)$ 可分解為薪資所得不均度 $I(y_1)$ 、執行業務所得不均度 $I(y_2)$ 與財產所得不均度 $I(y_3)$ 之加總時，稱此不均測度 I 符合可分解性。
4. 不均度不因所得等額增減而改變：當原所得分配之各所得加上「同額的所得」而不均度不變時，稱此不均測度滿足轉換不變。
5. 不均度不因原人口組成（或家戶組成）同比例增加而改變：若 $y = (y_1, y_2, y_3, y_4, y_5)$ 為原先 5 人由低至高的所得排列，不均度為 $I(y)$ ，當人數由 5 人倍增為 10 人且所得分配呈現 $y^* = (y_1, y_1; y_2, y_2; y_3, y_3; y_4, y_4; y_5, y_5)$ 之型態，此時若 $I(y^*) = I(y)$ ，則稱不均測度 I 符合人口齊質性原理。

附錄 2 家戶所得極端值的調整說明

以下以 2005 近似盧森堡研究可支配所得 ($P=0.75$, $F=0.7$) 為例,說明低所得者重編碼及高所得者重編碼的調整過程。2005 年中位可支配所得的 10 倍為 8,272,340 元,以此為家戶所得上界,若家戶可支配所得大於 8,272,340 元,則以 8,272,340 元為家戶可支配所得,再作均等化;所得下界為平均均等所得的百分之一,即 5,627 元,若家戶可支配所得小於 5,627 元,則以 5,627 元為家戶均等所得。此處是以近似盧森堡研究可支配所得為例,相對於主計處的可支配所得來看,盧森堡之可支配所得已將數項非消費支出皆加回,計入可支配所得,若以主計處之可支配所得來做極端值調整,由於減除較多非項費支出,出現負所得的機率較高,故家戶所得低於(平均均等所得 $\times 0.01$)而須作低所得者重編碼調整之戶數會較多。

附表 1 極端所得調整前後的平均均等所得、中位均等所得、極端均等所得變動情形

	2005 年	
樣本數	13681	
家戶所得低於 (平均均等所得 $\times 0.01$)之戶數	0	
家戶所得高於 (中位可支配所得 $\times 10$)之戶數	4	
平均均等所得	調整前 464086	調整後 463908
中位均等所得	調整前 389844	調整後 388513
高所得者重編碼前後 的最高 5 筆家戶均等所得數值	調整前	調整後
	5833123	5591158
	5910341	5591158
	6337983	5591158
	7285639	5910341
	7836847	7285639

資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

附錄 3 均等值變動所造成平均化效果與重排序效果的消長

假設有 A、B、C、D 四個家戶，戶量分別是 1 人、2 人、3 人、5 人，家戶可支配所得分別是 10 元、18 元、26 元、35 元，為簡化起見，僅模擬 F 值由 0 漸增為 0.3、0.6、1。當 F 由 0 變為 0.3 時，平均化效果使變異係數下降，此時四個家戶的均等所得排序不變，但 F 由 0.3 增為 0.6 時，平均化效果仍使變異係數下降，但此時同時也有重排序效果，四個家戶的均等所得排序已有變化。最後， F 由 0.6 提高至 1 時，重排序效果持續增強，變異係數也由 $F = 0.6$ 時的最低點 0.11 升為 0.12。此為僅考慮戶量之均等值對不均度測量影響之模擬，若再將年齡結果納入考量，模擬會隨家戶組成的不同而有較多樣化的結果。

附表 2 均等值變動所造成平均化效果與重排序效果的消長

	家戶均等所得			
	$F = 0$	$F = 0.3$	$F = 0.6$	$F = 1$
A (1 人戶)	10	10	10	10
B (2 人戶)	18	14.62	11.88	9.00
C (3 人戶)	26	18.70	13.45	8.67
D (5 人戶)	35	21.60	13.33	7.00
平均均等所得	22.25	16.23	12.16	8.67
變異係數	0.42	0.27	0.11	0.12

附錄 4 SAS 軟體之吉尼係數計算公式

```
data wantdy0757;
set gody0757 END=eof;
retain swt swtedy0757 swt2edy0757 swtedycw0757;
if _N_=1 then do;

swt=0;
swtedy0757=0;
swt2edy0757=0;
swtedycw0757=0;
end;

swt=swt+wt;
swtedy0757=swtedy0757+(wt*edy0757);
swt2edy0757=swt2edy0757+(wt*wt*edy0757);
swtedycw0757=swtedycw0757+(swt*wt*edy0757);
if eof then do;

ginidy05= (2*swtedycw0757-swt2edy0757)/(swt*swtedy0757)-1;
output;
end;
run;
```

附表 3 主計處所定義之經常性收入與非消費支出內容

	所得項目	科目名稱
經常性收入	受僱人員報酬	本業薪資 兼業薪資 退休金 其他兼業薪資 其它收入 加班費、值班費 各類獎金 雇主負擔公、勞、 軍保費 雇主負擔健保費 福利、撫卹金等
	產業主所得	農業淨收入 林業淨收入 漁業淨收入 營業淨收入 執行業務淨收入
	財產所得收入	利息收入（金融機構、民間） 投資收入（股息、紅利） 其他財產所得收入
	自用住宅及其他 營建物設算租金	
	經常移轉收入	從私人 從政府 低收入戶生活補助 老人津貼 老農津貼 政府補助公、勞、農保費 政府補助健保費 公益彩券中獎獎金 其他（災害救助等） 社會保險現金受益 公、勞、農、軍保保險受益 健保保險受益 從企業 人身意外災害保險現金受益 其他 （其他保險現金受益、中獎） 從國外
	雜項收入	

附表 3 主計處所定義之經常性收入與非消費支出內容（續前頁）

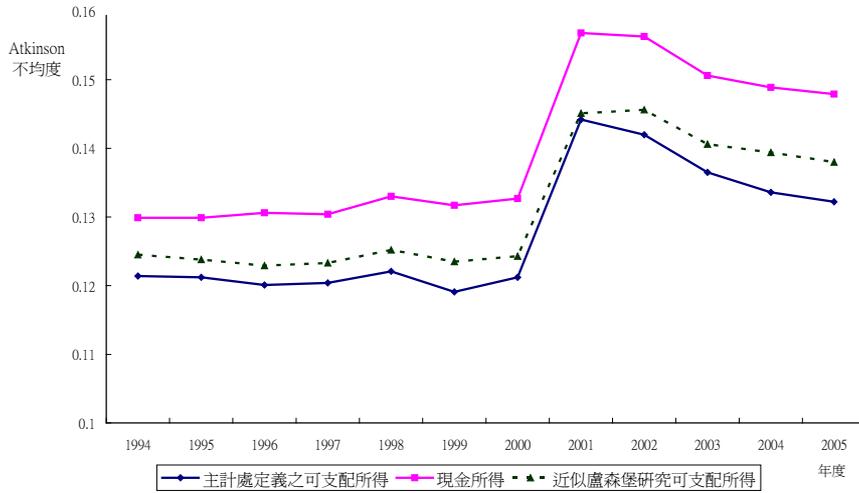
非 消 費 支 出	對金融機構及 民間之利息支出	房屋貸款利息 其他（含合會）
	經常移轉支出	對私人 婚喪壽慶禮金 公益慈善捐款 其他 對政府 房屋稅、地價稅 綜合所得稅 其他直接稅 公益彩券 其他 社會保險 公保保費支出 勞保保費支出 農保保費支出 漁保保費支出 軍保保費支出 健保保費支出 對國外

資料來源：本研究整理自家庭收支調查調查表格式。

附表 4 1976 年至 1978 年台灣家庭收支調查主要收支科目不合理負值筆數

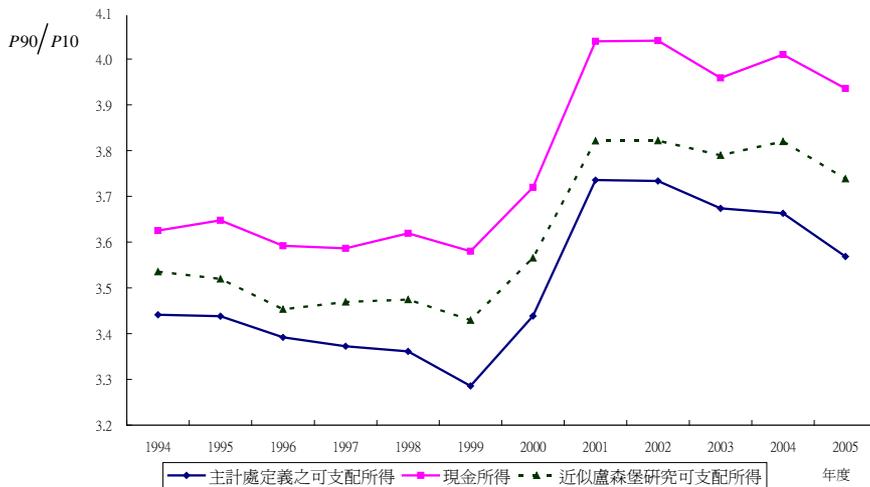
	所得收入總計(400)		非消費支出(600)		消費支出(800)	
	數值為0	負值	數值為0	負值	數值為0	負值
1976	0	4	135	0	8	94
1977	0	1	185	0	0	247
1978	0	153	131	56	1	276

資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。



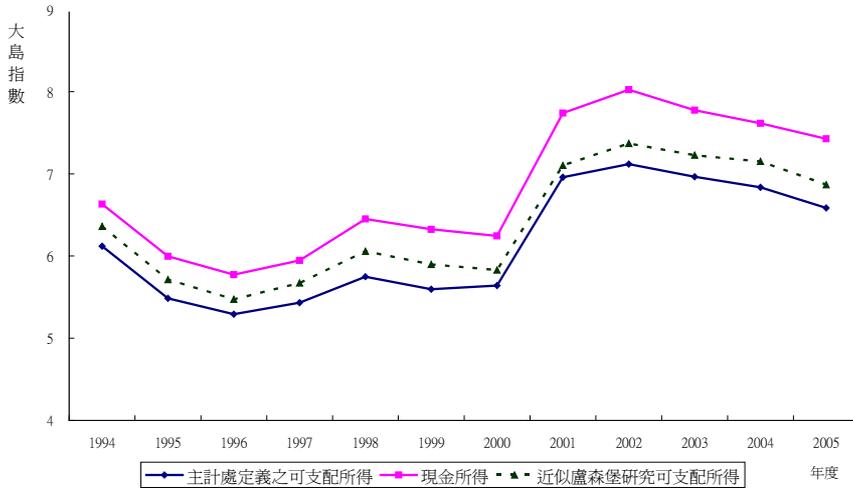
資料來源：本研究整理自家庭收支調查原始檔。

附圖 1 1994 至 2005 年台灣依不同可支配所得定義之 Atkinson 不均度



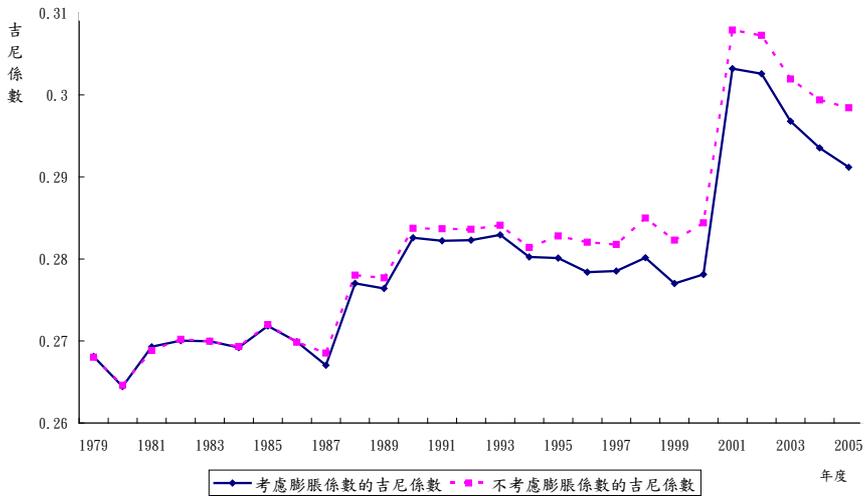
資料來源：同附圖 1。

附圖 2 1994 至 2005 年台灣依不同可支配所得定義之 P90/P10



資料來源：同附圖 1。

附圖 3 1994 至 2005 年台灣依不同可支配所得定義之大島指數



資料來源：同附圖 1。

附圖 4 1979 至 2005 年台灣考慮膨脹係數與否之基尼係數差異
 (主計處可支配所得； $P = 0.75$, $F = 0.7$)

參考文獻

- 王正、徐偉初 (1991), 財政學, 台北: 空中大學。
- 王永慈 (1995), 「我國直接稅的所得再分配效果——兼論等值量表的敏感性」, 台大社會學刊, 24, 211-237。
- 王金利 (1989), 「等成年男子數折算標準之比較檢討」, 經濟研究, 29, 81-101。
- 王德睦、何華欽、呂朝賢 (2003), 「兒童與成人基本生活費用的差異」, 調查研究, 13, 5-38。
- 王德睦、何華欽、呂朝賢 (2005), 「貧窮的測量: 發生率、強度與不均度」, 人口學刊, 30, 1-28。
- 朱敬一、鄭保志 (2006), 「哲人日已遠, 典型在夙昔: 紀念費景漢院士」, 紀念費景漢教授學術研討會, 台北市: 財團法人費景漢先生紀念文教基金會、中央研究院經濟研究所。
- 朱雲鵬 (1987), 「貧窮問題之探討: 台灣地區資料之因素分解研究」, 中央研究院三民主義研究所專題選刊, 1-40。
- 朱雲鵬 (1989), 「家戶大小和所得分配: 1980 與 1989 年台灣實證研究」, 中國經濟學會年會論文集, 287-308。
- 林金源 (1997), 「家庭結構變化對台灣所得分配及經濟福利分配的影響」, 人文及社會科學集刊, 9: 4, 39-63。
- 林美伶、王德睦 (2000), 「貧窮門檻對貧窮率與貧窮人口組成之影響」, 台灣社會福利學刊, 1, 115-155。
- 林振輝、羅紀琮 (2001), 「全民健康保險對所得重分配影響之分析」, 紀念邢慕寰院士—經濟發展研討會論文集, 607-619。
- 行政院主計處 (2004), 九十三年家庭收支調查報告。
- 何華欽、王德睦、呂朝賢 (2003), 「貧窮測量對貧窮人口組成之影響: 預算標準之訂定與模擬」, 人口學刊, 27, 67-104。
- 李淑容 (1996), 「由中美貧窮線現制之檢討論我國貧窮線之研擬」,

- 東吳社會工作學報，2，161-182。
- 邱忠榮（1998），「等成員人數與經濟福利分配」，行政院國科會八十七年專題研究計畫。
- 張清溪（1984），「所得不均度與流動測度」，經濟論文叢刊，12，95-116。
- 曹添旺、陳建良、陳隆華（2003），「我國所得差距之國際比較問題」，經濟前瞻，88，74-85。
- 謝博明（2005），「家戶住宅權屬與所得分配之變遷與城鄉差異：以台南縣市、高雄縣市為例」，長榮大學重點系所發展計畫成果報告：子計畫四：住宅與社會變遷專題。
- Aronson, J. R. and P. J. Lambert (1994), "Decomposing the Gini Coefficient to Reveal the Vertical, Horizontal, and Reranking Effects of Income Taxation," *National Tax Journal*, 47, 273-294.
- Aronson, J. R. P. Johnson and P. J. Lambert (1994), "Redistributive Effect and Unequal Income Tax Treatment," *The Economic Journal*, 104, 262-270.
- Barr, N. (2004), *The Economics of the Welfare State*, Oxford: Oxford University Press.
- Buhmann, B., L. Rainwater, G. Schmaus and T. M. Smeeding (1988), "Equivalence Scale, Well-being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database," *Journal of Income and Wealth*, 34: 2, 115-142.
- Canberra Group on Household Income Statistics (2001), *Expert on Household Income Statistics-Final Report and Recommendations*. Ottawa, Canada: Canberra Group.
- Coulter, F. A. E., F. A. Cowell and S. P. Jenkins (1992), "Differences in Needs and Assessment of Income Distribution," *Bulletin of Economic Research*, 44: 2, 77-124.
- Figini, P. (1998), "Inequality Measures, Equivalence Scales and Adjustment

- for Household Size and Composition,” Luxembourg Income Study Working Paper, No. 185.
- Food and Agriculture Organization of the United Nations (2006a), “Equivalence Scale: Subjective Methods,” http://www.fao.org/tc/easypol/output/search_by_topics.asp.
- Food and Agriculture Organization of the United Nations (2006b), “Policy Impacts on Inequality: Inequality and Axioms for Its Measurement,” http://www.fao.org/tc/easypol/output/search_by_topics.asp.
- Food and Agriculture Organization of the United Nations (2006c), “Policy Impacts on Inequality: Decomposition of Income Inequality by Income Sources,” http://www.fao.org/tc/easypol/output/search_by_topics.asp.
- Frick, J. R. and M. M. Grabka (2003), “Imputed Rent and Income Inequality: A Decomposition Analysis for Great Britain, West Germany and The U.S.,” *Journal of Income and Wealth*, 49: 4, 513-537.
- Lerman, R. I. and S. Yitzhaki (1985), “Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States,” *Review of Economics and Statistics*, 67, 151-156.
- Luxembourg Income Study (2008), “Definition of Summary Income Variables,” <http://www.lisproject.org/techdoc.htm>.
- McGillivray, M. and A. Shorrocks (2005), “Inequality and Multidimensional Well-being,” *Journal of Income and Wealth*, 51: 2, 193-199.
- Ruggles, P. (1990), *Drawing the Line: Alternative Poverty Measures and Their Implications for Public Policy*, Washington, D. C.: The Urban Institute Press.
- Saarimaa, T. (2006), “Imputed Rents, Taxation and Income Distribution in Finland,” Government Institute for Economic Research (VATT) Discussion Papers No. 446.
- Sen, A. K. (1973), *On Economic Inequality*, Oxford: Oxford University Press.

- Shorrocks, A. F. (1982), "Inequality Decomposition by Factor Components," *Econometrica*, 50, 193-212.
- Smeeding, T. M., P. Saunders, J. Coder, S. Jenkins, J. Fritzell and A. J. M. Hagenaars (1993), "Poverty, Inequality, and Family Living Standards Impacts Across Nations: The Effect of Noncash Subsidies for Health, Education and Housing," *Journal of Income and Wealth*, 39: 3, 229-256.
- Smeeding, T. M. and D. H. Weinberg (2001), "Toward a Uniform Definition of Household Income," *Journal of Income and Wealth*, 47: 1, 1-24.
- Wiles, P. (1974), *Distribution of Income: East and West*, Amsterdam: North Holland.
- Wreede, W. J de. (1999), *Social Reporting: Reconciliation of Sources and Dissemination of Data*, Statistics Netherlands, Socioeconomic Statistics.
- Yates, J. (1994), "Imputed Rent and Income Distribution," *Journal of Income and Wealth*, 40: 1, 43-66.
- Zaidi, A. and T. Burchardt (2005), "Comparing Incomes When Needs Differ: Equivalization for the Extra Costs of Disability," *Journal of Income and Wealth*, 51: 1, 89-114.

Impact of Choice of Income and Equivalence Scale on Economic Well-being Inequality

Ming-Hwang Hong

Department of Social Welfare, National Chung Cheng University

Peter Wen-Hui Cheng

*Department of Gerontic Technology and Service Management,
Tatung Institute of Commerce and Technology*

Abstract

The purpose of this study was to examine the impact of choice of income definition and equivalence scale on inequality measures using 1979-2005 household survey data conducted by the Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics. Main results and suggestion are as follows: 1. Different definition of disposable income have a significant impact on inequality index and inequality distribution. Since covering comprehensively income subject that will affect household well-beings, Luxembourg disposable income is a better proxy to measure economic well-being. 2. Because the household structure of Taiwan have undergone rapid changes for past thirty years, when measuring long-term household economic well-beings, one should apply equivalence scale adjusting for household size and composition, and better use normative inequality measures to present long-run inequality tendency.

Keywords: Economic Well-beings, Disposable Income, Equivalence Scale, Inequality, Re-ranking Effect

JEL Classification: D63, D31, D33