

學術論著

台灣家庭所得與住宅消費之分配與變動：1980—2000

Income Inequality and the Distribution of Housing Consumption in Taiwan: Changes between 1980 and 2000

謝博明*

Bor-Ming Hsieh*

摘要

本文利用主計處「家庭收支調查」資料探討不同住宅權屬家庭，在近二十年來所得分配與住宅消費分配及其變動情形。在研究方法上，本文主要利用吉尼係數與艾金森指數來衡量家庭所得與住宅消費之分配不均程度，並比較其二者之間的差異。艾金森指數著重於所得分配的移轉效果，因此在衡量所得分配不均時，較吉尼係數更能反映社會公平層面之意義。研究結果顯示，近二十年來台灣家庭所得分配不均均有逐漸惡化的現象。值得注意的是在不同住宅權屬間，所得極化的現象較不明顯，但仍有許多低所得家庭集中在出租住宅與無貸款自有住宅。住宅消費分配不均的情形則有減少的趨勢，此一現象隱含著不同權屬間的住宅品質差距已逐漸縮小。

關鍵詞：所得分配不均、住宅消費分配、吉尼係數、艾金森指數

Abstract

By using data from the Survey of Family Income and Expenditure, this study analyzes the change in the distribution of family income and housing consumption between different tenures in the last two decades. With respect to inequality measures, this study employs the Gini-coefficient and Atkinson's inequality index. In comparison with the Gini-coefficient, the Atkinson index allows researchers to make their social value judgments and to give more weight attached to the bottom end of the distribution. The results show that there has been an increase in income inequality over the past twenty years; however, the condition of income polarization between tenures was less significant than some developed countries. It is noted that many lower income households were concentrated in rented housing and outright owner-occupied housing. The inequality of housing consumption distribution between tenures has significantly been reduced. This implies a smaller gap of housing quality between different tenures in the past two decades.

Key words: income inequality, housing consumption distribution, Gini-coefficient, Atkinson inequality index

(本文於2006年10月3日收稿，2006年12月5日審查通過，實際出版日期2006年12月)

* 長榮大學土地管理與開發學系助理教授。Assistant Professor, Department of Land Management and Development, Chang Jung Christian University, Tainan, Taiwan, Republic of China.

本文部份研究成果係接受國科會的補助(NSC92-2415-H-309-004)，以及長榮大學94學年度重點系所發展計畫補助，在此致謝。

一、前言

依據主計處的統計資料顯示，在1980年以前，台灣全體家庭的所得分配有平均化的現象；以衡量家庭所得不均所常用的吉尼係數(Gini-coefficient)而言，也呈現下降的趨勢(曹添旺，1996)。自1980年以後，相關資料顯示台灣家庭所得分配呈現日益惡化的現象(吳慧瑛，1998)。因此許多學者專家紛紛探究所得分配惡化之原因並謀求改善對策。然而卻少有文獻著力於分析在不同住宅權屬間，所得與住宅消費的分配情形。在社會福利先進國家如英國，對於所得分配與住宅權屬間關係的變化已有相當篇幅之研究文獻(例如Hamnett, 1984, 1996; Robison et al., 1985; Hills, 1995, 2000)。當住宅部門發展成為社會福利政策的重要環節之一，如英國的社會住宅(social housing)，所得分配與住宅權屬間關係的變化常隱含著住宅政策與社會福利政策之施政指標(Hills, 2000)。

在台灣高住宅自有率的影響下，租賃住宅部門則顯得相對的弱勢，而且在缺乏整體性住宅政策的情況下，所得分配與住宅權屬間關係的變動則不如歐美先進國家來得明顯。我國將邁入社會福利國家之林，佔有龐大社會資源的住宅部門應是未來社會福利政策重要目標之一。若從社會福利的角度來看住宅政策，分配之公平性則是主要的政策課題之一。對於所得分配與住宅權屬之關係，不同權屬的家庭，其所得分配的情形為何？在不同期間內，其所得分配的變動情形又如何？有無出現如國外般住宅權屬之所得分配的極化現象(tenure polarisation)？這些皆是值得深入研究的問題。

在國內住宅相關研究文獻中，對於住宅權屬與住宅消費的探討則著重於家戶(或個人)對於住宅權屬(即租買行為)之決定，而對於住宅消費在各權屬間的分配與變動情形則少有探討。若是從公平的角度來看住宅消費之分配與住宅權屬間的關係，例如不同權屬的家庭，其住宅消費的分配情形為何？在不同的房地產景氣時期，其住宅消費分配的變動情形為何？這些問題在學術上與政策上皆值得深入研究。此外，台灣家庭的住宅消費一直佔所得相當大的比重。因此在探討此一課題之同時，若能與前述之所得分配在住宅權屬間的變動情形做一比較，則更能顯現出兩者在不同權屬間分配的差異，比較結果亦可作為住宅政策與社會福利政策之參考。

本文主要利用主計處「家庭收支調查」資料來探討不同住宅權屬家庭，在近二十年來所得分配與住宅消費分配及其變動情形。本文共分成六節，第二節探討所得分配與住宅消費分配的相關文獻；第三節敘述本文的研究方法；第四節描述「家庭收支調查」的資料內容；第五節分析家庭所得分配不均與住宅消費分配不均程度及變動情形；最後則是本文的結論。

二、相關文獻回顧

在不同權屬間的所得與住宅消費分配與變化情形之研究，大多以國外文獻為主。在所得分配與住宅權屬之關係方面，近二十年來的研究重心在於社會與住宅權屬的極化現象(social-tenurial polarisation) (例如Hamnett, 1984, 1994, 1996; Bentham, 1986; Forest & Murie, 1990; Murie, 1991)。在眾多文獻中，Chris Hamnett可為研究社會與住宅權屬極化現象的先驅者之一。Hamnett(1984)指出，由於社會、經濟與住宅市場等狀況的發展，英國家戶的住宅權屬已有極化的現象。換言之，即是社會經濟狀況越高的家戶則集中於自有住宅權屬；反之，社會經濟

狀況較低的家戶則越集中在公營出租住宅權屬。Hamnett(1994, 1996)更指出此一現象自1980年代以後更加明顯，如此則更突顯社會階級，容易造成社會衝突。Hamnett所提出的這種現象不只在英國，在其他先進國家中亦被廣泛的討論。此外，亦有不少研究指出Hamnett所提出之社會與住宅的極化現象，實際上並不一定適用於其他國家(例如Bruegel, 1996; Burgers, 1996; Clarke & McNicholas, 1996; Baum, 1997; Carter et al., 1998)。

Bentham(1986)接續Hamnett(1984)之研究，探討英國家戶的社會與住宅權屬極化現象。Bentham指出，從1953年至1983年家戶所得與住宅權屬關係中，自有住宅家戶的平均所得與其他權屬之家戶所得有明顯差距，特別是自有住宅家戶與公營住宅承租戶間的所得差距最大，且有逐年擴大的趨勢。Bentham的研究結果亦贊同Hamnett的推論，認為英國家戶已有社會與住宅權屬之極化現象。而過去二十年來，英國住宅政策與補貼制度偏重於自有住宅部門，造成住宅資源分配的失調，都是造成社會與住宅權屬極化現象的主因。所以政府應該調整住宅政策與補貼制度，以和緩此一極化現象持續惡化，並減輕社會階級對立。

除了住宅權屬與家戶所得的變動關係外，Jenkins & Cowell(1994)則提出所得的極化現象(income polarisation)。從其研究結果中，作者指出不僅是家戶的工作狀況與所得的關係間有所得的極化現象，在住宅權屬間亦存在所得的極化現象。Hills(1995)亦指出對於住宅權屬間的所得極化現象(income polarisation between tenures)或是所得分配的住宅權屬極化現象(tenure polarisation between income levels)，兩者間的差異在於觀察或分析的角度不同，其結果應是異曲同工。無論何者，其共同現象是中高所得家戶明顯集中於自有住宅權屬；而低所得家戶則明顯集中在公營出租住宅權屬。在最近的文獻中，Hsieh(2002)從家戶的住宅權屬選擇行為中，研究英國蘇格蘭地區家戶所得與住宅權屬的關係，其結果證實了Hills等人之研究結論。此外，Hsieh亦指出住宅補貼制度與進入各住宅權屬的門檻限制，除了對家戶的權屬選擇有深遠的影響，亦對住宅權屬的所得極化現象有催化的效果。所以Hsieh贊同Hills等人的建議，政府對於住宅政策與補貼原則應是住宅權屬中立(tenure neutrality)，如此住宅權屬的所得極化現象才能和緩。

相較於研究住宅權屬與所得分配關係的文獻，對於研究住宅消費分配(the distribution of housing consumption)的文獻則為少數，一般認為是不易精確的估計住宅消費數量有關。Robinson et al.(1985)採用吉尼係數與艾金森指數(Atkinson index)作為衡量住宅消費分配的依據。除了比較兩種分配不均度指數的差異外，作者亦比較不同住宅權屬間住宅消費分配與家戶所得分配的差異。其研究結果指出住宅消費的不均程度較之所得分配的不均度來得小；若是住宅消費與住宅品質水準成正比，此結果隱含著不同權屬間的住宅品質差異較所得水準的差異來得小。此亦顯示英國住宅政策在住宅品質的提昇上有良好的成績。對於住宅消費數量的估計，Robinson等人是以住宅的公定現值(Ratable value)(註1)為依據，再依出租住宅的年報酬率計算而得。然而此公定現值與一般的市價差距頗大，因此所估定的住宅消費數量亦有所偏差。

此外，Hsieh and Gibb(2003)接續Robinson et al.(1985)之研究，探討蘇格蘭地區家戶所得與住宅消費在不同權屬間的分配情形。與Robinson等人之研究所不同的是Hsieh與Gibb利用特徵價格法(Hedonic price index)來推估住宅價格，然後據之估計住宅消費數量。較Robinson等人採用住宅公定價值，Hsieh與Gibb所採用住宅特徵價格較接近市價，而所估定的住宅消費數量亦

較能反映實際狀況。Hsieh與Gibb的研究結果亦支持Robinson等人結論。再者，二篇研究的結果，均隱含著英國在近數十年來，住宅權屬間所得分配的極化現象始終沒有改善。反而對於住宅消費數量的分配不均情形上有明顯的改善，顯示英國政府近數十年來在住宅政策與社會福利政策努力的成果。

相較於國外文獻，國內對於所得分配的研究文獻多專注於探討所得與其他家戶人口或社經屬性的關係(例如謝兆陽、游騰益，1995；吳昭明，1996a，1996b；林金源，1997；吳慧瑛，1998；曹添旺、張植榕，2000)，或是探究所得分配不均程度的變化與所得分配不均日益惡化的原因(例如吳老德，1994；曹添旺，1996)，對於所得分配與住宅權屬關係的研究則較少。張金鶚等(2001)分析不同所得家戶與住宅在價格與數量的分配情形，其研究指出台北市的家戶所得與住宅在價格與數量上出現分配不均的情形，低所得家戶數量大於低價位住宅數量。此種低價位住宅在市場上供不應求的情形，導致台北市房價偏離市場正常供需價格水準，而不利中低收入購屋者，張金鶚等並建議政府應增加低價位住宅，並對低所得者給予較多之住宅補貼。

另一方面，國內對於住宅消費(housing consumption)的研究文獻則著重在估計住宅消費與需求數量，或是分析住宅消費與其他家戶屬性或住宅屬性的關係與影響(例如林祖嘉、林素菁，1994；陳建良、林祖嘉，1998；薛立敏、陳琇里，1998)，較少涉及住宅消費分配不均程度的課題。誠如前述，住宅消費數量在不同權屬間的分配與變動情形與住宅政策、住宅補貼制度和社會福利政策亦有重要的關聯。此外，住宅消費數量常與住宅品質有密切的關聯，所以不同權屬間住宅消費數量的差別隱含著不同權屬間住宅品質的差異。綜合上述國內外文獻回顧，本研究以公平的觀點，深入探討國內家庭在不同住宅權屬間，所得與住宅消費的分配與變動的情形。對於所得分配與住宅消費數量分配不均程度的衡量方法，將於研究方法中詳述。

三、研究方法

關於衡量所得分配不均程度的指標有許多種，如吉尼係數(Gini-coefficient)、大島指數(Oshima index)、泰爾指數(Theil index)與顧志耐指數(Kuznets index)，最常被使用的則是吉尼係數。此一指標提供了簡單便捷的方法來衡量所得分配不均程度，其係數導源於羅倫斯曲線(Lorenz curve)且係數介於0 (完全平均)與1 (完全不平均)之間。然而吉尼係數最被人所詬病的是在計算分配不均度時，無法顯現出所得或財富的移轉效果(註2) (Marsh, 1988)。此外，在衡量所得分配不均時，多數學者專家較重視低所得階層分配不均的問題，而非高所得階層分配不均的問題，然而這些層面在吉尼係數中皆無法顯現出來。正因如此，Atkinson(1970)提出了另一種衡量分配不均程度的指標，稱為艾金森不均度指數(Atkinson index of inequality)。此一指數著重於所得分配的移轉效果，而且在衡量所得分配不均時，加重低所得階層分配不均度的分析，因此較吉尼係數更能反映社會公平層面之意義，此一方法被英國與歐陸先進國家所普遍採用(Robinson et al., 1985; Hills, 1995; Champenowne & Cowell, 1998)。所以本文對於所得分配與住宅消費分配不均程度的衡量，將以吉尼係數與艾金森指數為主，其衡量方法分述如下：

(一) 吉尼係數(Gini-coefficient)

本研究所採用的吉尼係數乃根據行政院主計處「家庭收支調查」報告所列公式計算而得如式(1)：

$$G(y) = \frac{2}{ny} \text{cov}(y, r(y))$$

$$= \frac{2}{ny} \left(\frac{\sum y \cdot r(y)}{n} - \frac{\sum y}{n} \cdot \frac{\sum r(y)}{n} \right) \dots\dots\dots (1)$$

上列公式中，變數y為家庭所得，r(y)則為家庭所得變數的排序(rank)， \bar{y} 為平均所得，n為家庭數。

若不考慮膨脹係數(weight)，(1)式可繼續化解成下列式子：

$$G(z) = \frac{2 \sum y \cdot r(y)}{n} - \frac{2}{ny} \cdot \bar{y} \cdot \frac{(1+n)n/2}{n}$$

$$= \frac{2 \sum y \cdot r(y)}{n^2 \cdot \bar{y}} - \frac{1+n}{n} \dots\dots\dots (2)$$

雖然行政院主計處在計算平均所得時已考慮膨脹係數，藉以計算加權平均值(weighted mean)，但是在計算吉尼係數時並未考量膨脹係數的影響，即根據(1)式計算而得。本文則考量在計算平均值或吉尼係數時皆考慮膨脹係數。其中吉尼係數的計算，本研究採上述(2)式，(1)式與(2)式的差異主要在排序(rank)的計算方式。依據吳慧瑛(1998)研究顯示，不管是否考慮膨脹係數，其所計算之吉尼係數差異並不大。

(二) 艾金森指數(Atkinson index)

艾金森不均度指數主要的優點在於重視所得重分配的效果，而且注重低所得階層分配不均的情形，其計算公式如下：

$$I = 1 - \left[\sum_{i=1}^n (Y_i / \bar{Y})^{1-\epsilon} f_i \right]^{1/(1-\epsilon)} \dots\dots\dots (3)$$

I表示艾金森指數； Y_i 表示在所有n個所得組中第i組的所得之和； f_i 表示第i個所得組佔家庭所得總數的比例； \bar{Y} 表示所得的平均值； ϵ 代表權重。

當 $\epsilon=1$ 時，上述(3)式可簡化成下式

$$I = 1 - \exp \left[\sum_{i=1}^n f_i \log_e (Y_i / \bar{Y}) \right] \dots\dots\dots (4)$$

在計算艾金森不均度指數時，最關鍵的參數即為 ϵ ，通常 ϵ 值越大即表示分配不均的情形越嚴重。對於如何決定 ϵ 值，Atkinson(1983)做了簡單的說明，假設有兩個人，其中一位的所得僅為另一位的一半，當考量社會上的財富重分配時，較直接的做法即將富人的部份所得分配給窮人。在此例中，我們假設將較高所得者的1單位所得重分配給較低所得者，而實際上，較低所得者只分配到此一單位所得的一部份，假設為X百分比，其他的1-X部份則在重分配過程中消耗，例如行政作業所消耗。然而此X部份與社會財富重分配的關聯為何？Atkinson提供了一簡單的換算公式如下：

$$1/X = 2\epsilon \dots\dots\dots (5)$$

假如 $X = 1/2$ 時即表示只有50%的重分配效果，則相對的 $\epsilon = 1$ ；當 $X = 1/4$ 時，只有25%的重分配效果，則相對的 $\epsilon = 2$ 。由此推論，當重分配的效果越小， ϵ 值越大，則社會上所得分配不均的情形越嚴重。而我們可以從不同的 ϵ 值(即在不同程度的分配重分配效果)來計算所得分配的不均度(I)。

四、研究資料分析

本文所使用的資料為主計處台灣地區「家庭收支調查」的原始資料，其調查起源於民國五十三年(1964)，訪問調查每年辦理一次(註3)。調查地區包括台灣省、台北市與高雄市，調查對象為居住在台灣地區內，具有中華民國國籍並在戶籍上獨立設戶，戶內成員為共同經濟生活的一般家庭。「家庭收支調查」抽樣母體來源為台灣戶籍登記資料，其抽樣方法為兩段隨機抽樣。第一段以村里為抽樣單位，抽出率為百分之二十；第二段以村里內之戶為抽樣單位，抽出率為千分之十至十五。合併兩段抽樣，平均抽出率約千分之一點三至千分之四。有鑒於歷年的「家庭收支調查」總樣本抽出率不同，本文所使用之1980年調查資料，其抽出率為千分之四，原始資料共有14,697戶。而自1984年起，調查資料採每年抽出固定樣本，因此1990年與2000年的調查資料各為16,434戶以及13,801戶。扣除家庭所得以及住宅消費等項目的遺失資料，1980年、1990年與2000年調查資料有效樣本數各14,595戶、15,640戶與10,961戶。

從表一可知1980年、1990年以及2000年調查資料樣本數與住宅權屬分布。調查資料中住宅權屬部份可分成四個不同權屬，包括有貸款自有住宅、無貸款自有住宅、租屋以及借住與配住等其他用途(註4)。近二十年來，有超過六成的受訪家庭購置自有住宅無須貸款或是已

表一 家庭收支調查樣本與住宅權屬分布

| 年份 | 1980 | 1990 | 2000 |
|---------|--------|--------|--------|
| 住宅權屬 | | | |
| 有貸款自有家庭 | 13.4% | 18.6% | 24.7% |
| 無貸款自有家庭 | 60.2% | 62.3% | 60.5% |
| 租屋家庭 | 15.3% | 11.8% | 8.7% |
| 借住配住等家庭 | 11.1% | 7.2% | 6.1% |
| 樣本數 | 14,595 | 15,640 | 10,961 |

經償還貸款，而有貸款自有住宅家庭的比率亦逐漸上昇。反之，出租家庭的比率則是逐漸下降，反映出近二十年台灣地區的住宅自有率上升之趨勢。相較於歐美先進國家的住宅權屬狀況，以有貸款自有住宅家庭為佔多數(見Hsieh, 2004)，台灣的住宅權屬分布情形反映出國人對於長期住宅貸款較易提前償還。此外，借住與配住等情形的比率亦是逐漸下降，由於借住與配住權屬對於家庭的租買決策較無直接關係，對於家庭所得與住宅消費的分配與其他權屬間較不容易比較，因此本文暫時先排除此一權屬，對於住宅權屬的分析則著重於有貸款自有住宅、無貸款自有住宅與租屋三種權屬。

「家庭收支調查」的調查項目包括戶口組成、經常性收入、消費支出等八大項，其中戶內人員的所得收入來源包括受雇人員報酬、產業主所得、財產所得收入、移轉性收入與雜項收入等項。本文對於衡量家庭所得分配不均程度的所得資料乃是採用家庭可支配所得。根據「家庭收支調查」報告中的定義，家庭可支配所得乃是家庭總所得收入減去非消費性支出而得。關於衡量所得不均度所用的所得資料，許多文獻如吳慧瑛(1998)以及曹添旺、張植榕(2000)等建議以家庭可支配所得資料，可更正確地表達家庭所得分配不均程度。對於1980年、1990年與2000年家庭每月平均可支配所得按住宅權屬區分情形如表二所示。近二十年來，以有貸款自有住宅家庭的可支配所得為最高，其次為無貸款自有住宅家庭，然而所得的成長則是以無貸款自有住宅家庭為最高，因此兩者之間的平均所得差距也逐漸縮小。反之，租屋家庭之可支配所得雖有顯著之成長，但是仍略低於平均成長率。

此外，在「家庭收支調查」資料住宅消費方面，租屋家庭以每月實付房屋租金為代表，自有住宅家庭方面則以設算租金為代表。根據「家庭收支調查」報告，設算租金之衡量乃是以當時調查員針對該(自有)住宅附近的租金行情為準並加以調整而得。因此設算租金資料存在某種程度之偏誤。對於自有住宅之設算租金衡量方法，多數研究是以住宅購買價格或是估計之住宅市場價格為依據，再加以調整換算而得(如Hills, 1991; Hsieh & Gibb, 2003)。有鑒於「家庭收支調查」並無住宅價格資料，若是利用其他住宅價格資料建立本研究住宅價格指數，再予以調整而估計出設算租金，在資料整合過程的複雜度與困難度頗高。因此本文利用「家庭收支調查」租金資料估計房租函數(註5)，再以此房租函數建立估算租金資料，如此可以減輕申報與設算租金之衡量誤差(註6)。再者，透過房租函數中對各住宅屬性變數之衡量，所估計出之租金水準也可反映相關因素之住宅品質。

對於1980年、1990年與2000年，家庭每月平均住宅消費(估計租金)按住宅權屬區分情形如表三所示。近二十年來，有貸款自有住宅家庭的住宅消費水準高於無貸款自有住宅家庭以

表二 不同住宅權屬之家庭可支配所得與變動

| 權屬 | 年度 | 平均所得(元/月) | | | 變動率(%) | | |
|-------|----|-----------|--------|--------|-----------|-----------|-----------|
| | | 1980 | 1990 | 2000 | 1980~1990 | 1990~2000 | 1980~2000 |
| 有貸款自有 | | 39,023 | 62,391 | 80,757 | 59.9 | 29.4 | 106.9 |
| 無貸款自有 | | 34,337 | 57,420 | 77,272 | 67.2 | 34.6 | 125.0 |
| 租屋 | | 29,565 | 49,406 | 64,553 | 67.1 | 30.7 | 118.3 |
| 總平均 | | 34,206 | 57,156 | 7,6206 | 67.1 | 33.3 | 122.8 |

註：平均所得經消費者物價指數調整，以2000年為基期

表三 不同住宅權屬之住宅消費與變動

| 權屬 | 年度 | 平均所得(元/月) | | | 變動率(%) | | |
|-------|----|-----------|-------|--------|-----------|-----------|-----------|
| | | 1980 | 1990 | 2000 | 1980~1990 | 1990~2000 | 1980~2000 |
| 有貸款自有 | | 4,878 | 8,793 | 13,124 | 80.3 | 49.3 | 169.0 |
| 無貸款自有 | | 4,037 | 7,347 | 10,857 | 82.0 | 47.8 | 168.9 |
| 租屋 | | 4,477 | 7,864 | 11,227 | 75.7 | 42.8 | 150.8 |
| 總平均 | | 4,173 | 7,573 | 11,355 | 81.5 | 49.9 | 172.1 |

註：經行政院主計處所發布之歷年(1981~2005)消費者物價房租類指數，以及台灣省房屋租金價格指數(針對1980年)加以調整，並以2000年為基期。

及租屋家庭。若代表住宅消費的租金水準在某種程度上可以反映住宅品質，則可反應有貸款自有住宅的平均品質較無貸款自有住宅以及出租住宅為優。然而住宅品質條件，除了租金水準之外，仍視建材、住宅類型、屋齡、居住環境與區位等條件而定。由於本文資料與變數之限制，僅以估計租金水準作比較。此外，租屋家庭之平均住宅消費水準則略高於無貸款自有住宅家庭，此亦隱含兩種權屬住宅在品質方面之差異。再者，就住宅消費水準之成長狀況而言，則以有貸款自有住宅消費水準成長最高，無貸款自有住宅消費水準成長為次，出租住宅消費水準成長居後。若與上表合併觀之，顯示近二十年來，隨著所得的提高，住宅消費水準亦隨之高漲，而且成長率還高於所得成長率。

在此必須說明的是本文所採用的「家庭收支調查」資料，是國內唯一提供所得與住宅變數的大型家計調查資料。本文所探討家庭所得與住宅消費在不同住宅權屬間分配與變動情形，在現有資料的限制下，對於前述有貸款自有住宅家戶之推估以及房租估計乃為合理做法。

五、實證分析

本文之實證分析可分為家庭所得分配不均程度，以及住宅消費分配不均程度兩大部份，分述如下：

(一) 家庭所得分配不均程度

在衡量所得分配不均程度，較為廣泛運用的方法為基尼係數。對於台灣地區不同住宅權屬家庭可支配所得的基尼係數，於1980年、1990年與2000年之間的變動情形如表四所示。在1980年全台灣地區平均家庭可支配所得之基尼係數為0.28，若按不同住宅權屬區分，則以租屋家庭之基尼係數為最小，其次則為有貸款自有住宅家庭，而無貸款自有家庭為最高，與全台灣所有家庭(不分權屬)平均相同。若是將不同住宅權屬之所得五等分的百分比分布情形聯合觀之(如表五所示)，雖然有貸款自有家庭與租屋家庭所得分配不均程度則較輕微，但是多數之有貸款自有家庭明顯集中於次高與最高所得水準；反之，多數之租屋家庭則明顯集中於最低與次低所得水準。

至1990年，全台灣平均家庭可支配所得之基尼係數已較十年前上升至0.3，顯示所得分配不均的情形較1980年時為嚴重。若按不同住宅權屬區分，仍是以租屋家庭之所得基尼係數為

表四 不同住宅權屬家庭可支配所得之吉尼係數

| 權屬 | 年度 | 1980 | 1990 | 2000 |
|---------|---------|------|------|------|
| | 有貸款自有家庭 | | 0.26 | 0.28 |
| 無貸款自有家庭 | | 0.28 | 0.30 | 0.33 |
| 租屋家庭 | | 0.24 | 0.25 | 0.29 |
| 所有家庭 | | 0.28 | 0.30 | 0.32 |

表五 不同住宅權屬家庭在所得五等分間之百分比分布

| 年度 係數 | 1980 | | | 1990 | | | 2000 | | |
|-----------|-----------|-----------|------|-----------|-----------|------|-----------|-----------|------|
| | 有貸款 自有 | 無貸款 自有 | 租賃 | 有貸款 自有 | 無貸款 自有 | 租賃 | 有貸款 自有 | 無貸款 自有 | 租賃 |
| 最低 20% | 10.8 | 20.4 | 24.2 | 13.0 | 21.1 | 22.2 | 11.9 | 21.5 | 23.0 |
| 次低 20% | 16.3 | 19.3 | 26.5 | 19.9 | 18.7 | 27.3 | 21.0 | 18.7 | 26.5 |
| 中間 20% | 19.6 | 19.8 | 20.6 | 21.2 | 19.4 | 21.8 | 23.1 | 18.8 | 21.7 |
| 次高 20% | 25.3 | 19.5 | 17.7 | 21.4 | 20.0 | 18.7 | 22.6 | 19.7 | 17.8 |
| 最高 20% | 28.1 | 21.0 | 11.0 | 24.5 | 20.8 | 10.1 | 21.4 | 21.4 | 11.1 |

最小，其次為有貸款自有住宅家庭，無貸款自有住宅家庭為最高。而各住宅權屬間的所得分配情形較1980年差異不大。而至2000年，全台灣家庭的所得分配不均情形持續惡化，整體之吉尼係數上升至0.32。許多研究指出這二十年間來人口結構與產業結構的改變、高教育程度集中在高所得階層，加上資本市場與房地產市場的劇烈變動皆使得家庭所得分配不均的情形更為嚴重(例如朱雲鵬，1989；林金源，1997；曹添旺、張植榕，2000)。然而就經濟與產業的觀點而言，此種情形亦是台灣從開發中國家轉型成已開發國家過渡時期所無法避免的情形。

值得注意的是從住宅權屬觀點而言，租屋家庭以及無貸款自有住宅家庭的所得分配不均情形在近二十年間逐漸惡化。反之，有貸款自有住宅家庭所得分配不均情形則較輕微。若與平均家庭所得水準一起討論，在此二十年間各住宅權屬之家庭可支配所得均呈大幅成長，而此所得水準大幅成長情形亦可能拉大所得分配不均程度。無貸款自有住宅家庭以及租屋家庭的所得差距的逐漸拉大，除了上述之總體經濟與產業結構的變化之外，人口與家庭結構的改變亦是重要因素，例如人口的高齡化現象，以及家庭結構的改變如年輕家庭的顯著增加亦可能是影響主因(林金源，1997)。

對於所得分配不均的衡量方法，除了吉尼係數之外，本文亦使用艾金森指數來衡量。關於艾金森指數所呈現所得分配不均程度的解釋則較吉尼係數為複雜。本文設定 ϵ 值從0.5、1、1.5、2至3，表示所得重分配的效果從100%逐次減少至50%、33%、25%以至16.7%。如前述當參數 ϵ 值逐漸增加，所得重分配的效果逐漸減少，如此需要所得重分配的情形則逐漸增加，而指數I值為所得分配不均程度，I值越大則表示所得重分配的效果越小，實際上分配不均的情形越加嚴重。一般而言，當 ϵ 值越大時表示所得重分配的效果越小，相對的所得分配不均程度I值越大。從表六得知在1980年，台灣地區家庭可支配所得分配不均指數範圍從0.05至0.27，其意義可解釋為達到100%所得重分配效果時($\epsilon=0.5$)，佔總家庭所得之95%(亦即 $1-0.05$)的家庭可以享受到所得重分配所帶來之相同社會福利水準。換言之，有佔總家庭所得之5%的家庭無法享受到所得重分配的效果。以此類推，當所得重分配效果減少至50%時(即 $\epsilon=1$)，高低所得水準差至2倍時，在低所得水準有佔總家庭所得之10%的家庭無法享受到所得重分配的效果。以至當所得重分配效果減少至16.7%時(即 $\epsilon=3$)，高低所得水準差距至6倍時，在較低所得水準中，有佔總家庭所得之27%的家庭無法享受到所得重分配的效果。如前述，I值越大，表示所得分配不均程度越大，而 ϵ 值則是附加到低所得水準的權重。

表六中所顯示之艾金森指數值為相對之數值，比較1980年、1990年以及2000年，整體的家庭可支配所得分配不均情形已逐年惡化，此結果與前述吉尼係數相符。值得重視的是在所得

表六 不同住宅權屬家庭可支配所得分配之艾金森指數(I值)

| | 有貸款自有 | 無貸款自有 | 租屋 | 所有家庭 |
|----------------|-------|-------|------|------|
| 1980年 | | | | |
| $\epsilon=0.5$ | 0.16 | 0.06 | 0.04 | 0.05 |
| $\epsilon=1.0$ | 0.21 | 0.11 | 0.08 | 0.10 |
| $\epsilon=1.5$ | 0.25 | 0.16 | 0.12 | 0.15 |
| $\epsilon=2.0$ | 0.29 | 0.21 | 0.15 | 0.20 |
| $\epsilon=3.0$ | 0.35 | 0.28 | 0.21 | 0.27 |
| 1990年 | | | | |
| $\epsilon=0.5$ | 0.05 | 0.07 | 0.04 | 0.06 |
| $\epsilon=1.0$ | 0.11 | 0.13 | 0.09 | 0.12 |
| $\epsilon=1.5$ | 0.16 | 0.19 | 0.13 | 0.18 |
| $\epsilon=2.0$ | 0.20 | 0.24 | 0.17 | 0.23 |
| $\epsilon=3.0$ | 0.27 | 0.33 | 0.23 | 0.31 |
| 2000年 | | | | |
| $\epsilon=0.5$ | 0.06 | 0.08 | 0.06 | 0.07 |
| $\epsilon=1.0$ | 0.11 | 0.16 | 0.12 | 0.15 |
| $\epsilon=1.5$ | 0.16 | 0.23 | 0.18 | 0.22 |
| $\epsilon=2.0$ | 0.21 | 0.30 | 0.23 | 0.28 |
| $\epsilon=3.0$ | 0.29 | 0.40 | 0.32 | 0.38 |

重分配效果100%時，亦即相同所得水準間的分配不均程度在二十年間並無明顯的增加，表示此段期間在同一所得階層之家庭大多受益於所得的快速成長，彼此間的差距不明顯。再者，隨著 ϵ 值的增加，每階段I值亦隨之增加，而1990年每階段I值之增加率則高於1980年之比率，而且2000年之增加率亦高於1990年之比率。由此顯示在二十年間，除了高低所得間的貧富差距逐漸拉大，較低所得者無法享受到社會資源公平分配的比率亦增加，亦即社會福利資源分配可能偏重於某些所得階層，分配不均程度逐漸增加。

再者利用艾金森指數分析各住宅權屬間所得分配不均程度的變動情形，如表六所示，在1980年有貸款自有住宅家庭的I值範圍從0.16至0.35，為三種住宅權屬間最高者，顯示此類家庭的所得分配不均程度為最高，無論是同所得水準間的差異，以及不同所得水準間(即不同 ϵ 值)，所顯示之分配不均程度皆較其他權屬家庭為高。此結果在前述表四之吉尼係數中無法看出來，反而在表五之不同權屬家庭，在所得五等分中的分布情形可以一窺端倪。在1980年，超過53%有貸款自有住宅家庭，集中在最高與次高20%的所得水準；相較於僅有11%之家庭屬於最低20%所得水準，如此分配之極化現象導致所得分配不均程度大於其他住宅權屬家庭。另外，無貸款自有住宅家庭之I值範圍與全台家庭平均類似；而租屋家庭之所得分配不均程度則明顯較低。

至1990年，有貸款自有住宅家庭的I值明顯較1980年減少，顯示其所得分配不均程度已有明顯改善；反之無貸款自有住宅家庭的所得分配不均程度已逐漸惡化，較當年全台平均稍高，而租屋家庭之所得分配不均程度則較輕微。此結果在前述之吉尼係數結果則未能突顯，但若配合表二之家庭可支配所得變動情形，在1980年與1990年間，無貸款自有住宅家庭的所得增加率高於有貸款自有住宅家庭。如此大幅度的所得增加則可能拉大致所得分配不均程度，尤其是在所得重分配效果越小(ϵ 值越大)的情形下，貧富的差距以及社會福利資源分配不均的情形更是明顯。艾金森指數的重要效果即是突顯低所得家庭之社會福利分配效果，在此可以顯現出來。在2000年，如前述家庭所得分配不均程度亦逐漸惡化，在不同住宅權屬家庭中，以租屋家庭所得分配不均惡化情形最為嚴重(成長幅度最大)，其次為無貸款自有住宅家庭。值得注意的是無貸款自有住宅家庭，在所得重分配效果越小，貧富的差距以及社會福利資源分配不均的情形更是明顯。

綜觀表五與表六之不同住宅權屬家庭所得分配情形，在1980年多數之有貸款自有家庭明顯集中於次高與最高所得水準；反之多數之租屋家庭則明顯集中於最低與次低所得水準。此種情形似乎隱含住宅權屬間之所得極化現象(income polarization between housing tenures)之雛型。然而在1990年與2000年間，此種現象已經逐漸淡化，如此可推知在過去二十年來，我國所得分配之住宅權屬極化現象並不如一些歐美先進國家明顯。然而值得注意的是租屋家庭很明顯的集中在低所得階層，則可能造成明顯的社會階層(social class)。尤其是目前政府的住宅補貼政策明顯的給予購屋者相當的優惠，對於租屋者則較少補貼。對於租屋家庭在經濟與社會層面已屬於弱勢族群，政府的住宅補貼卻較經濟較優勢的購屋家庭來得少，如此導致我國的住宅補貼政策嚴重的扭曲，對於低所得的租屋家庭更易被一般社會所排除(socially excluded)，如此更容易造成社會的隔閡與階層的對立。此外，無貸款自有住宅家庭貧富差距的明顯擴大，以及高低所得家庭間社會福利資源分配不均程度明顯的惡化，乃為社會與經濟發展的一大隱憂。

(二) 住宅消費分配不均

對於住宅消費分配不均分析則著重於在各權屬間的差異，以及在這二十年間的變動。如前述，本文對於住宅消費之衡量是以本文建立之房租函數所估計的估算租金為準，因此對於自有住宅家庭之住宅消費不會受到房貸支出之影響，較能代表該住宅之品質。過去之文獻研究已經證實，住宅價格與租金水準之高低與住宅品質有密切的關聯(例如Robinson et al., 1985; Hills, 1991; Rothernberg et al., 1991)。因此本文對於住宅消費分配在各權屬間差異與變動乃隱含各權屬間住宅品質的差異與變動。然而必需注意的是本文所衡量之住宅消費，乃是以受訪家庭所現住之住宅為準，對於許多高所得家庭擁有超過一棟以上自有住宅情形，其住宅消費水準則較一般僅擁有一棟住宅之家庭或是租屋家庭來得高，因此在住宅消費之分配上應會有明顯之差距。然而本文受限於資料，無法得知家庭擁有超過一棟住宅的住宅消費資料，因此在進行住宅消費分配在各權屬間差異與變動之分析時，僅就各家庭現住住宅之消費水準進行比較。

從表七得知，在1980年全台灣所有家庭之住宅消費分配之吉尼係數為0.27，若按不同住宅權屬區分，則是以租屋家庭之住宅消費分配不均程度(0.24)為最小，其次為有貸款自有住宅家庭(0.25)，而無貸款自有住宅家庭之住宅消費分配不均程度(0.29)為最大。此結果顯示無貸款自有家庭中對於住宅消費水準的差距較大，亦隱含著此類住宅之品質的差異性較大。如表三所示，在無貸款自有住宅家庭在住宅平均消費水準上較有貸款自有住宅家庭以及租家家庭為低。此外，從表八可知，無貸款自有住宅之消費水準分布較集中於最低20%之住宅消費水準，達25%，另亦有17%之住宅消費水準分布於最高20%。如此住宅消費水準分布之明顯差異，因而擴大住宅消費分配不均程度。再者，配合表七之吉尼係數與表八之百分比分布情形可知，有貸款自有住宅家庭之住宅消費分配集中在最高與次高20%兩級水準，共達56%，加上有貸款自有住宅家庭之平均住宅消費水準較其他權屬家庭為高，亦顯示其住宅品質較優於其他權屬之住宅；而租屋家庭之住宅消費分配則較偏重於中間三級消費水準。

至1990年整體家庭的住宅消費水準分配不均程度較10年前稍微上升。當時台灣房地產市場正處於景氣高峰時期，房地產價格的飆漲，亦帶動住宅消費水準的上升也連帶拉大了各家庭住宅消費水準間的差距。就不同住宅權屬間的住宅消費分配情形而言，如表七所示，仍是以無貸款自有住宅家庭的住宅消費水分配不均程度最大，亦即高低住宅消費水準間的差距最大。其次，租屋家庭的住宅消費水準分布不均程度已較10年前上升，除了前述整體房地產市場景氣之因素外，從表八可以看出，租屋家庭的住宅消費水準的分布已逐漸偏重於中間20%與

表七 不同住宅權屬住宅消費之吉尼係數

| 權屬 \ 年度 | 1980 | 1990 | 2000 |
|---------|------|------|------|
| 有貸款自有家庭 | 0.25 | 0.24 | 0.19 |
| 無貸款自有家庭 | 0.29 | 0.30 | 0.23 |
| 租屋家庭 | 0.24 | 0.25 | 0.22 |
| 所有家庭 | 0.27 | 0.29 | 0.22 |

表八 不同住宅權屬家庭在住宅消費水準五等分之百分比

| 年度 係數 | 1980 | | | 1990 | | | 2000 | | |
|-----------|-----------|-----------|------|-----------|-----------|------|-----------|-----------|------|
| | 有貸款 自有 | 無貸款 自有 | 租賃 | 有貸款 自有 | 無貸款 自有 | 租賃 | 有貸款 自有 | 無貸款 自有 | 租賃 |
| 最低 20% | 6.2 | 25.4 | 17.9 | 9.9 | 23.9 | 14.1 | 14.0 | 26.1 | 12.0 |
| 次低 20% | 15.3 | 20.0 | 22.4 | 16.6 | 19.7 | 19.4 | 12.1 | 17.7 | 22.0 |
| 中間 20% | 22.1 | 20.0 | 24.5 | 21.0 | 18.8 | 23.7 | 19.1 | 18.4 | 17.3 |
| 次高 20% | 25.7 | 17.6 | 23.1 | 28.0 | 19.5 | 24.7 | 23.5 | 19.2 | 25.3 |
| 最高 20% | 30.7 | 17.0 | 12.1 | 24.5 | 18.1 | 18.1 | 31.3 | 18.6 | 23.4 |

次高20%兩級水準，然而亦有18%租屋家庭分布於最高20%之消費水準，由此可以看出租屋家庭在這10年間住宅消費水準有明顯的提昇。相反地，有貸款自有住宅家庭之住宅消費分配不均程度為所有權屬家庭中最小者，並且分布仍集中在最高20%、次高20%兩級水準，很明顯的此類家庭的住宅消費水準的差距較其他兩類家庭為小，亦隱含有貸款自有住宅品質的差異較小。

至2000年，整體住宅消費水準的吉尼係數已明顯的下降至0.22，顯示住宅消費分配不均程度在這10年間已逐漸和緩。若是與平均住宅消費一起探討(如表三)，全台灣地區家庭平均住宅消費水準在這10年間仍有近50%之成長率，配合住宅消費在各消費水準間的差距逐漸和緩，此隱含著近10年間國內住宅品質有明顯的改善，使得高價位水準與低價位水準住宅之品質差距逐減縮小。此外，在此10年間正是國內住宅市場景氣從高峰(1990年)滑落至谷底(2000年)之時期。在住宅市場景氣劇烈變動時期，對於住宅消費的水準以及在各價位間住宅消費的差距卻不明顯。由於本文之住宅消費乃是以租金水準為依據，此結果亦間接印證了Lin(1993)之研究結果，國內住宅市場與價格的劇烈變動對於住宅租金水準的影響較不明顯。

隨著整體住宅消費水準分配不均程度的下降，2000年各權屬住宅消費水準之分配不均情形亦下降，但是整體排序與1990年相同，仍以無貸款自有住宅家庭間之住宅消費水準差距最大，其次為租屋家庭，而有貸款自有住宅家庭為最小。值得注意的是，如表八所示，有貸款自有住宅家庭以及租屋家庭，分布在最高20%住宅消費水準的比率，已較1990年明顯增加，顯示此兩類家庭之住宅消費水準有向上集中之趨勢。反之，無貸款自有住宅家庭分布在最低20%住宅消費水準之比率亦較1990年稍有增加，顯示此類家庭之住宅消費水準已有逐漸向下集中之趨勢，因而擴大高低住宅消費水準間的差距，此情形在吉尼係數中，無法顯示出來。

再者，利用艾金森指數分析住宅消費水準分配不均程度，如前述艾金森指數之意義著重於重分配效果與社會福利水準，然而住宅消費水準之重分配，並未如所得重分配般具有社

會公平之意義，因此住宅消費水準之艾金森指數的解釋可朝向不同住宅消費水準間(即不同 ϵ 值)，有多少比例之家庭，無法享受到相同之住宅資源。此時I值即顯示出差距。如表九所示，在1980年全台灣家庭整體住宅消費水準分配不均指數範圍從0.05至0.30，其意義可解釋為在同一住宅消費水準(ϵ 值=0.5，100%重分配)之情況下，有佔總住宅消費水準5%之家庭無法享受到相同之住宅資源(如品質、價位等)，亦可解釋為有5%之差異程度。隨著住宅消費水準間的差距逐漸增加(ϵ 值逐漸增加表示重分配的效果越小)，消費水準分配不均程度以及消費水準的差異也逐漸增加至30%。如前述，這些數值為相對之數值，在1990年，雖然住宅消費水準大幅上升，全台灣家庭的住宅消費分配不均程度雖無明顯增加，但是在不同住宅消費水準間(即不同 ϵ 值)的不均程度有逐漸擴大，尤其是住宅消費水準之倍數差距越大，在6倍差距時(ϵ 值=3)，其分配不均程度增加最為明顯，此亦隱含整體住宅資源偏重於中上住宅價位水準，有更多家庭分布在低住宅消費水準，無法享受到與多數家庭相同的住宅資源，此結果亦在吉尼係數中無法得知。至2000年整體住宅消費，無論在相同消費水準與不同消費水準間分配不均程度明顯減緩，與前述之吉尼係數結果相似。

比較不同住宅權屬間的住宅消費水準分布情形，如表九所示，在1980年無貸款自有住宅家庭之住宅消費水準分配不均程度最為明顯，無論是相同住宅消費水準間以及不同住宅消費水準間的不均程度為三種住宅權屬間最高者，此亦隱含此類家庭之住宅品質的差異較大。反

表九 不同住宅權屬住宅消費分配之艾金森指數(I值)

| | 有貸款自有 | 無貸款自有 | 租屋 | 所有家庭 |
|----------------|-------|-------|------|------|
| 1980年 | | | | |
| $\epsilon=0.5$ | 0.04 | 0.05 | 0.03 | 0.05 |
| $\epsilon=1.0$ | 0.10 | 0.12 | 0.07 | 0.11 |
| $\epsilon=1.5$ | 0.15 | 0.18 | 0.12 | 0.16 |
| $\epsilon=2.0$ | 0.20 | 0.23 | 0.16 | 0.21 |
| $\epsilon=3.0$ | 0.30 | 0.32 | 0.24 | 0.30 |
| 1990年 | | | | |
| $\epsilon=0.5$ | 0.03 | 0.07 | 0.04 | 0.05 |
| $\epsilon=1.0$ | 0.07 | 0.14 | 0.10 | 0.12 |
| $\epsilon=1.5$ | 0.11 | 0.21 | 0.14 | 0.18 |
| $\epsilon=2.0$ | 0.15 | 0.27 | 0.20 | 0.24 |
| $\epsilon=3.0$ | 0.22 | 0.38 | 0.28 | 0.35 |
| 2000年 | | | | |
| $\epsilon=0.5$ | 0.02 | 0.04 | 0.03 | 0.04 |
| $\epsilon=1.0$ | 0.04 | 0.08 | 0.06 | 0.08 |
| $\epsilon=1.5$ | 0.06 | 0.13 | 0.08 | 0.11 |
| $\epsilon=2.0$ | 0.09 | 0.18 | 0.11 | 0.15 |
| $\epsilon=3.0$ | 0.14 | 0.27 | 0.18 | 0.24 |

之，租屋家庭在不同住宅消費水準間的差異則較小。至1990年，無貸款自有住宅家庭之住宅消費水準分配不均程度有明顯惡化情形，尤其是在不同住宅消費水準間的差異更是明顯，此亦隱含著無貸款自有住宅在高低租金水準間的品質相差甚大，此結果亦印證前述吉尼係數結果之推論。至於租屋家庭之住宅消費水準在高低水準差距4倍與6倍(e 值=2, 3)間分配不均程度較明顯，此亦隱含著租屋家庭之住宅消費較集中在中高價位水準，亦印證表八之結果。而有貸款自有住宅家庭之住宅消費水準在不同價位水準間的差距則是大幅減少，如前述，此亦隱含自有住宅的品質的整體提昇。至2000年，整體住宅消費與個別權屬間之住宅消費之分配不均程度則有明顯的減緩，與前述吉尼係數之結果相符。

綜合上述結果可知，在1980年至1990年間，房地產市場景氣熱絡時期，受到房地產價格大幅上漲的影響，整體住宅消費水準亦是快速成長，而各住宅價位水準間的差異亦逐漸擴大，尤其是無貸款自有住宅間的差異最為明顯，亦隱含此類住宅品質的差異較大。然而在1990年至2000年間，房地產市場景氣低迷時期，整體住宅消費水準仍呈穩定成長之趨勢，然而受景氣的影響，不同住宅權屬間的住宅消費水準差異也明顯縮小，此外，高低租金價位住宅間的消費水準差距逐漸縮短，顯示整體住宅品質水準上升而且差距逐漸減少，由此可以肯定國內近10年來(1990年至2000年)住宅市場雖然正處於景氣低迷時期，而整體住宅品質仍是不斷的改進與提昇。

就住宅消費之衡量而言，本文是以估算租金為基準，如前述，雖然租金水準受到房地產景氣波動的影響較小，但是從本文的結果仍可看出在不同權屬之住宅消費，無論在同一消費水準或是不同消費水準間仍有明顯之差異。就住宅品質觀點而言，近二十年來雖然受到市場景氣波動，住宅消費水準仍持續上升，亦隱含整體住宅品質的提昇，此亦印證前述Robinson et al.(1985)與Hsieh & Gibb(2003)等文獻，對於住宅消費與住宅品質持續提昇較不亦受到景氣波動影響之論點。此外，若是與所得分配相比較，在近10年來家庭所得分配不均逐漸惡化的情形下，住宅消費水準差距的縮短與住宅品質的提昇，對許多中低收入家庭居住品質而言，乃是一項利多因素。然而亦有許多低所得家庭集中在較低價位與品質的出租住宅，與無貸款自有住宅。政府的住宅政策與住宅補貼方案應對這些家庭的住宅負擔能力以及居住品質條件與以改善。

六、結論

本文探討不同住宅權屬家庭，在近二十年來所得分配與住宅消費分配及其變動情形。利用吉尼係數以及艾金森指數，衡量家庭可支配所得與住宅消費分配不均程度，而艾金森指數著重於低所得階層所得重分配的效果，因此在衡量所得分配不均時更能反映社會公平層面之意義。研究結果顯示，在近二十年來台灣家庭所得分配不均程度有逐漸惡化的情形，此亦印證過去研究文獻之結果。從住宅權屬的觀點而言，在各權屬間所得極化的現象未如一些先進國家般明顯。然而值得注意的是租屋家庭很明顯的集中在低所得階層，以及無貸款自有住宅家庭貧富差距的明顯擴大，以及高低所得家庭間，社會福利資源分配不均程度明顯的惡化，乃為社會與經濟發展的一大隱憂。在住宅消費分配方面，近二十年來台灣整體住宅消費水準大幅上升，然而受市場景氣波動的影響，在前十年景氣熱絡時期，各住宅消費水準間的差異亦逐漸擴大，尤其是無貸款自有住宅間的差異最為明顯。反之在近十年景氣低迷時期，各住

宅權屬間，不同租金價位住宅的消費水準差距亦明顯縮短，此結果隱含著近十年來房地產市場雖然正處於景氣低迷期，而整體住宅品質仍是不斷的改進與提昇。

將所得分配與住宅消費分配不均程度相比較，研究結果顯示在家庭所得分配不均逐漸惡化的情形下，住宅消費水準差距的縮短與住宅品質的提昇，間接嘉惠許多中低收入家庭，改善其居住品質。然而亦有許多低所得家庭集中在較低價位與品質的出租住宅與無貸款自有住宅。這些低所得家庭屬於經濟上的弱勢團體，然而在住宅補貼上亦屬於弱勢。現今政府之住宅補貼政策給予貸款購屋家庭較多的優惠，反而是最需要補貼的低所得租屋家庭與低所得的無貸款自有住宅家庭卻未受關注，如此已經扭曲了住宅補貼制度的公平意義。就目前而言，國內對於住宅權屬的所得極化與所得分配的權屬極化現象均較不明顯，但是此一扭曲的補貼政策若不予以改正，很可能催化所得或是住宅權屬極化現象，形成社會階級對立、造成嚴重的社會問題。因此建議政府的住宅政策與補貼制度應以住宅權屬中立為原則，如此才符合社會公平的意義。對於住宅補貼之權屬中立意義與可行性則待後續作進一步的研究。

註 釋

註 1：所謂住宅的公定現值(Ratable value)是由英國政府相關部門所估定，作為課稅與補貼之標準，詳見Hills(1991)。

註 2：所謂的移轉效果是指所得或財富由富人移轉至窮人身上。

註 3：從民國五十三年至五十九年(1964-1970)，為每兩年舉辦一次，自民國六十年(1971)起改為每年舉辦一次。

註 4：歷年的家庭收支調查資料中，1994年至2000年的調查資料有記載房屋貸款支出資料，然而1980年與1990年的調查資料則無針對房屋貸款支出調查，本文利用家庭之利息支出資料配合自有住宅資料，再扣除異常值資料，藉以估算出有貸款自有住宅家庭數量與所佔百分比。在異常值資料方面，本文刪除年利息支出低於1000元之樣本，以避免與小額貸款利息混淆，而且並無上限值，以反應家庭可能多重貸款之情形。在1980年調查資料中刪除57筆資料，佔總樣本之2.9%；在1990年調查資料中刪除21筆，佔總樣本之0.6%。如此所估算之有貸款自有住宅資料雖有誤差，但觀察本表近20年來各住宅權屬家庭變動的趨勢而言，本文所估算之資料仍屬合理。

註 5：1980年、1990年與2000年租金迴歸模型結果如下表

| | 1980 | 1990 | 2000 |
|---------------------|---------------|---------------|----------------|
| 自變數 | 係數 (t值) | 係數 (t值) | 係數 (t值) |
| 是否為都市地區 | 0.471(45.92) | 0.435(47.16) | 0.352(32.87) |
| 是否為住宅專用 | -0.077(-5.47) | -0.081(-5.75) | -0.097(-5.26) |
| 建物為2~3樓層 | 0.537(47.81) | 0.526(48.68) | 0.462(31.58) |
| 建物為4~5樓層 | 0.800(55.12) | 0.893(70.71) | 0.802(50.65) |
| 建物為6樓層以上 | 1.082(28.76) | 1.217(57.22) | 0.847(49.71) |
| 建坪 | 0.012(40.83) | 0.011(45.71) | 0.011(44.41) |
| 常數項 | 9.252(560.33) | 9.848(586.65) | 10.539(468.23) |
| Adj. R ² | 0.51 | 0.56 | 0.50 |
| F值 | 2288.71*** | 3069.52*** | 1651.30*** |
| 樣本數 | 12,904 | 14,499 | 10,282 |

*** 表示在1%顯著水準之內

應變數為各年之ln(申報年租金)；申報年租金中，租屋家庭為實付房租金，自有住宅家庭為設算租金。

樣本數已將配住、借住家庭數扣除。

註 6：Hills(1991)亦討論各種租金水準之計算與適用情形，文中認為當一般申報租金或由公定現值所調整之租金無法反應市價時，則可用估算租金來替代。國內「家庭收支調查」所蒐集的租金資料恰可以適用Hills(1991)的論點。

參考文獻

朱雲鵬

- 1989 〈1980 至 1986 年間台灣所得分配變動趨勢的分析〉伊慶春與朱瑞玲主編《台灣社會現象的分析》1-24 台北：中央研究院社科所。

吳老德

- 1994 〈臺灣地區所得分配變動因素之探討〉《臺灣經濟》214：37-49。

吳昭明

- 1996a 〈台灣地區家庭組織型態與所得分配之研究〉《主計月報》81(1)：40-50。
1996b 〈台灣地區家庭組織型態與所得分配之研究(續)〉《主計月報》81(2)：54-59。

吳慧瑛

- 1998 〈家戶人口規模與所得分配，1976-1995〉《經濟論文》26(1)：19-50。

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。

林祖嘉、林素菁

- 1994 〈台灣地區住宅需求價格彈性與所得彈性之估計〉《住宅學報》2：25-48。

陳建良、林祖嘉

- 1998 〈財富效果、所得效果、與住宅需求〉《住宅學報》7：83-99。

曹添旺

- 1996 〈臺灣家庭所得不均度的分解與變化試析，1980~1993〉《人文及社會科學集刊》8(2)：181-219。

曹添旺、張植榕

- 2000 〈臺灣家庭高所得階層屬性分部與所得分配〉《人文及社會科學集刊》10(3)：344-361。

張金鵬、高國峰、林秋瑾

- 2001 〈台北市合理房價－需求面分析〉《住宅學報》10(1)：51-66。

薛立敏、陳琇里

- 1998 〈住宅租擁選擇下家計消費支出之比較〉《住宅學報》7：21-40。

謝兆陽、游騰益

- 1995 〈台北市家庭結構與所得分配情況之研究〉《主計月報》79：38-50。

Atkinson, A.

- 1970 "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*. 2: 244-263.
1983 *The Economics of Inequality*. 2nd ed. Oxford: Clarendon Press.

Baum, S.

- 1997 "Sydney, Australia: A Global City? Testing the Social Polarisation Thesis," *Urban Studies*. 34: 1881-1901.

- Bentham, G.
 1986 "Social-tenurial Polarization in the United Kingdom, 1953-83: the Income Evidence," *Urban Studies*. 23: 157-162.
- Bruegel, I.
 1996 "Gendering the Polarisation Debate: A Comment on Hamnett's 'Social Polarisation, Economic Restructuring and Welfare Regimes,'" *Urban Studies*. 33: 1431-1439.
- Burgers, J.
 1996 "No Polarisation in Dutch Cities? Inequality in a Corporatist Country," *Urban Studies*. 33: 99-105.
- Carter, W., M. Schill & S. Wachter
 1998 "Polarisation, Public Housing and Racial Minorities in US Cities," *Urban Studies*. 35: 1898-1911.
- Champernowne, D. G. & F. Cowell
 1998 *Economic Inequality and Income Distribution*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Clarke, W. & M. McNicholas
 1996 "Re-Examining Economic and Social Polarisation in a Multi-Ethnic Metropolitan Area: the Case of Los Angeles," *Area*. 28: 56-63.
- Forest, R. & A. Murie
 1990 *Moving the Housing Market: Council Estates, Social Change and Privatization*. Aldershot: Avebury.
- Hamnett, C.
 1984 "Housing the Two Nations: Social-Tenurial Polarization in England and Wales, 1961-81," *Urban Studies*. 21: 389-405.
 1994 "Social Polarisation in Global Cities: Theory and Evidence," *Urban Studies*. 31: 401-424.
 1996 "Social Polarisation, Economic Restructuring and Welfare State Regimes," *Urban Studies*. 33: 1407-1430.
- Hills, J.
 1991 *Unravelling Housing Finance: Subsidies, Benefits and Taxation*. Oxford: Oxford University Press.
 1995 *Inquiry into Income and Wealth, Volume 2: A Summary of the Evidence*. York: Joseph Rowntree Foundation.
 2000 "Reinventing Social Housing Finance," IPPR Social Housing Forum Discussion Paper, London: Institute of Public Policy Research.
- Hsieh, B. M.
 2002 "Housing Tenure Choice in Scotland: An Empirical Study of the 1996 Scottish House Condition Survey," Ph.D. thesis, University of Glasgow.
 2004 "The Distribution of Household Income and Housing Consumption between Tenure in Taiwan," the 9th AsRES International Conference paper. New Delhi, India.

Hsieh, B. M. & K. Gibb

2003 "Income Inequality and the Distribution of Housing Consumption in Scotland," the 8th AsRES Conference paper, July, Singapore.

Jenkins, S. & F. Cowell

1994 "Dwarfs and Giants in the 1980s: Trends in the UK Income Distribution," *Fiscal Studies*. 15: 99-118.

Lin, C. C.

1993 "The Relationship between Rents and Prices of Owner-occupied Housing in Taiwan," *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 6: 25-54.

Marsh, C.

1988 *Exploring Data: An Introduction to Data Analysis for Social Scientists*. Cambridge: Policy Press.

Murie, A.

1991 "Divisions of Homeownership: Housing Tenure and Social Change," *Environment and Planning A*. 23: 349-370.

Robinson, R., T. O'Sullivan & J. Le Grand

1985 "Inequality and Housing," *Urban Studies*. 22: 249-256.

Rothenberg, J., G. Galster, R. Butler & J. Pitkin

1991 *The Maze of Urban Housing Markets: Theory, Evidence, and Policy*. Chicago: The University of Chicago Press.