

學術論著

住宅不均與所得不均 Housing Inequality and Income Inequality

張清和* 李巧琳** 陳建良***

Ching-Ho Chang*, Chiao-Ling Lee**, Chien-Liang Chen***

摘要

本研究關照臺灣經濟成長三十年期間所得不均與住宅不均現象，透過bivariate probit模型估計低所得(所得貧窮)和高住宅負擔(住宅貧窮)兩種狀態的聯合機率。結果發現，戶長年齡、性別、家戶規模與夫妻家戶，造成兩種貧窮機率彼此強化；戶長教育年數、有無房貸、租屋及城市家戶對兩種貧窮機率的影響各異。主要政策隱含是：一、所得與住宅貧窮現象的聯合機率增加集中在年老戶長家戶，顯示此族群屬於貧窮弱勢；二、房貸負擔造成的住宅貧窮，同時對高、低所得水準的家庭帶來威脅。本研究除了提出新觀點補充既有文獻不足，並對住宅政策與福利規劃提供建議。

關鍵詞：住宅負擔、所得不均、聯合機率

ABSTRACT

This study examines the phenomenon of income inequality and housing inequality among Taiwan's households over the past three decades by using bivariate probit models to estimate the joint probability of low income (income poverty) and high housing affordability (housing poverty). For the joint probability, the results show that the variables for the head's age, gender, household size and intact couple households reinforce each other, while the head's education, mortgage payment, renters and urban households play different roles. The policy implications derived from the findings are as follows. First, two types of poverty concentrate on households with elderly heads and thus they are the most vulnerable. Second, housing poverty induced by the mortgage payment burden could be a threat to either low or high income level households. This study not only finds new evidence on the joint outcome of income and housing inequality that is complementary to the existing literature, but also provides housing policy and welfare program suggestions.

Key words: housing affordability, income inequality, joint probability

(本文於2014年7月1日收稿，2015年6月25日審查通過，實際出版日期2016年12月)

* 暨南國際大學經濟學系兼任助理教授

Adjunct Assistant Professor, Department of Economics, National Chi Nan University, Nantou, Puli, Taiwan.

E-mail: chc6175@gmail.com

** 暨南國際大學國際企業系博士生

Ph.D. Student, Department of International Business Studies, National Chi Nan University, Nantou, Puli, Taiwan.

E-mail: cllee0312@gmail.com

*** 暨南國際大學經濟學系教授，聯絡作者

Professor, Department of Economics, National Chi Nan University, Nantou, Puli, Taiwan.

E-mail: clchen@ncnu.edu.tw

一、前言

住宅不均(housing inequality)與所得不均(income inequality)是影響國民生活水準的最主要指標，同時是一國社會福利制度關照的兩個要項。Gibbons & Machin(2003, 2006)明確指出，住宅不均導致所得不均，而且兩個狀態彼此強化(reinforce)。World Bank(2006)首倡包容性成長(inclusive growth)經濟政策概念，其中重點之一就是致力於消除住宅不均(包含消費不均)與所得不均。住宅不均問題不僅止於住宅租擁、住宅支出負擔、房價所得比與財富分配，也牽涉健康狀況、社區品質、社會流動等狀態的變化與分佈，是住宅相關文獻的主要議題；參閱Dunn(2002)的文獻整理。與此同時，所得不均是分配公平與社會政策的最核心議題之一，也是不同發展階段國家一致面對的挑戰，重要性自不待言；參見Atkinson & Bourguignon(2000)專書論述。質言之，住宅不均與所得不均兩者交互影響，在議題討論的範疇與解決方案的尋求，均須同時考量。

台灣家戶所得分配自1980年以來愈趨不均，2000年後急遽惡化；同一期間住宅自有率持續上升，房價指數也經歷多次大幅波動；近年來媒體經常形容臺灣的所得分配和住宅分配同時出現M型化(大前研一，2006)。顯然，所得不均與住宅不均彼此密切相關而可能互為因果，隨著經濟發展日益嚴重。台灣從1980年以來經濟快速成長，社會人口特性劇烈變化，伴隨而來的所得分配惡化持續受到關注。然而，住宅不均的問題長期被忽略，其與所得不均之間的可能相關也少見討論。

台灣所得不均度自1980年以來持續惡化，晚近情況加劇。圖一是1980-2010年間台灣所得不均度指標，基尼係數與大島指數(最高和最低20%比)同時上升；前者從0.28增加到0.34，後者從4.28到6.50倍。隨著家戶所得分配的變化，支出型態亦隨之不同。個體經濟理論指出，消費是可支配所得的函數，所以消費能力和所得有關。然而，消費意願未必和所得有關，有些項目是即使有所得也不消費的，例如老年家戶就少有教育支出。依據Polinsky & Ellwood(1979)和陳建良與林祖嘉(1998)，假設家庭總所得為Y，用於住宅支出(H)和其他商品組合支出(X)兩個消費項目(價格分別為 P^H 和 P^X)，則家庭最適化的消費決策可以表示為

$$\text{Max } U(H, X) \dots\dots\dots (1)$$

$$\text{s. t. } P^H \times H + P^X \times X = Y \dots\dots\dots (2)$$

由式1和式2可以解出最適住宅支出 $P^H \times H^* = Y - P^X \times X^*$ ，其中 H^* 和 X^* 分別是住宅和其他商品組合的最適化數量。由此可見，理論上住宅支出是每個家戶都有的支出項目。同時，本研究使用的個體資料顯示，食物與住宅是家庭決策中不可或缺的支出項目，因而沒有零消費(zero consumption)的問題(Dardis et al., 1994)。

根據典型的恩格爾曲線(Deaton & Muellbauer, 1980)，家戶的支出型態取決於經濟發展階段：發展初期食物支出比例最高，發展成熟後食物比例下降，住宅、教育與休閒需求轉而成為主要支出項目。圖二顯示，1970年代中期，台灣家戶支出最大項目是食品飲料，約佔45%；其次是住宅支出(包括房地租水電)，約佔23%。隨著經濟發展帶來家戶所得增加，2010年食品飲料比例下降到15%，住宅支出則長期維持在25%左右。從1991年以降，住宅支出就是台灣家



資料來源：主計總處家庭收支調查，各年度。

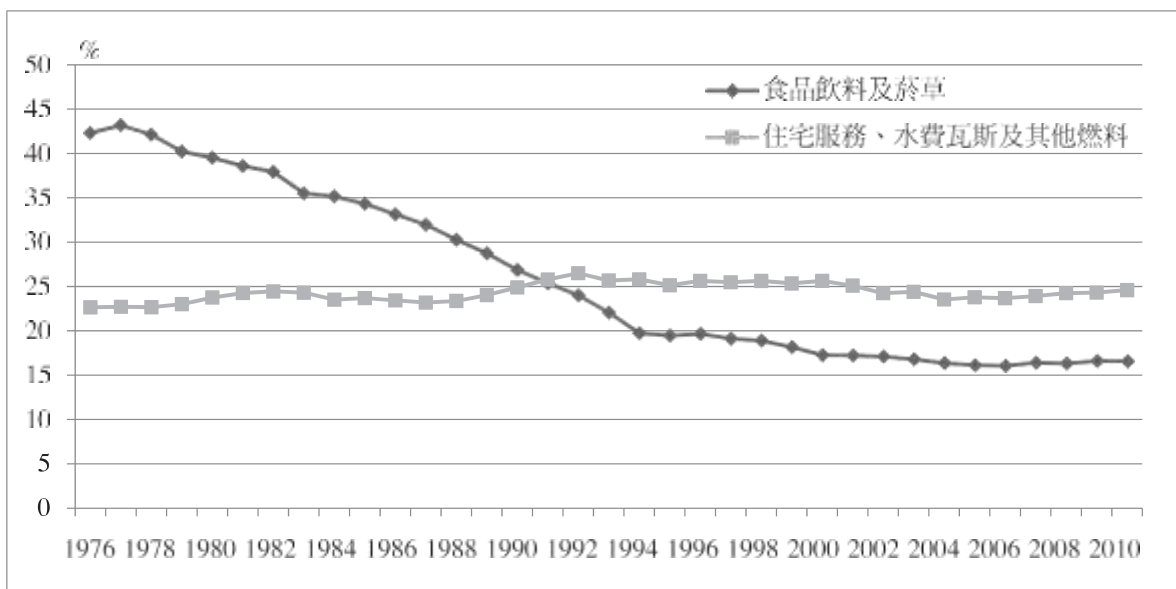
圖一 吉尼(Gini)係數和大島(Oshima)指數

戶最主要的支出項目。Quigley & Raphael(2004)描述美國家戶的住宅支出，在經濟成長超過某一階段後，成為家戶支出項目的要項；臺灣的狀況與此相近。若住宅需求是家戶支出最大佔比，由此引申的住宅負擔(housing affordability)當然值得重視。

然而，由住宅負擔引申的住宅不均概念比所得不均更為複雜，從租擁比例、住宅支出、房租支出比、房價所得比、住宅面積到住宅設備等，都是住宅不均度的主題；參閱Logan et al.(1999)。Kim & Renaud(2009)強調，近十年來各主要工業化國家和新興經濟體都經歷了房價的大幅波動，住宅負擔在房價高漲地區尤其嚴重。圖三是近十多年來台灣的房價指數變動，可見從2001年的最低點(0.79)到2010年最高點(1.6)之間，成長將近100%；台北市與新北市更將近200%。台灣近年來房價變動如此劇烈，住宅負擔可能有嚴重惡化傾向。

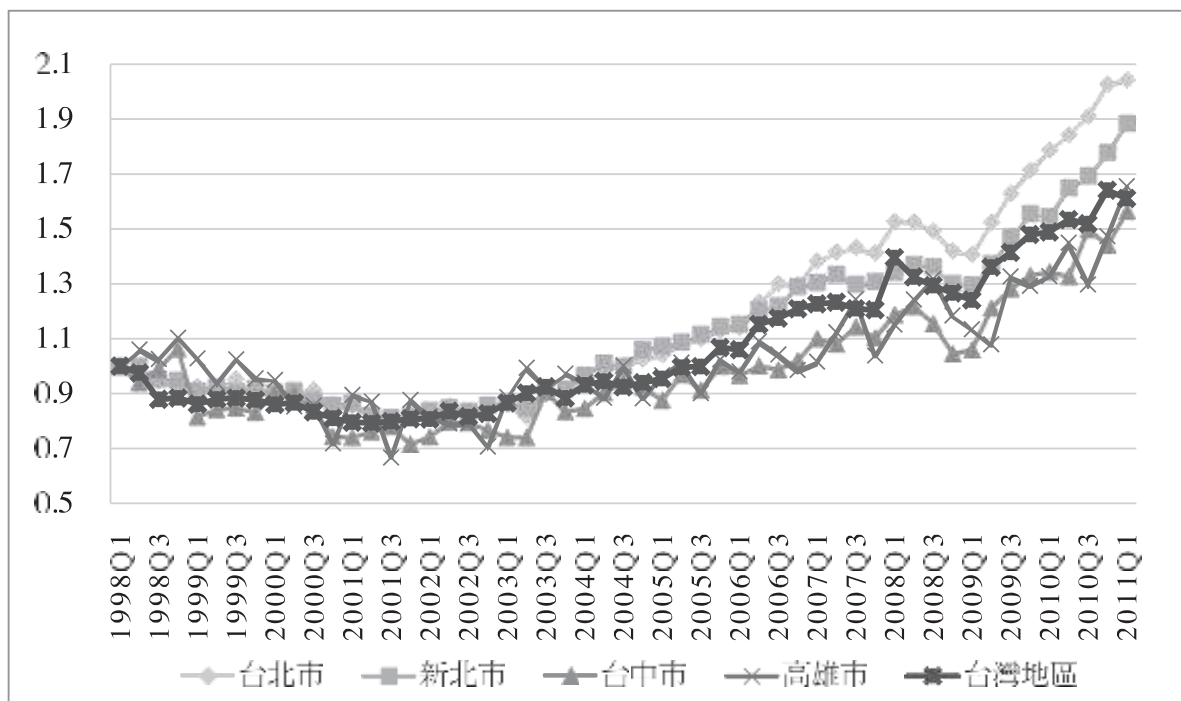
圖四是1980至2010年間家戶實質所得(2001年為基期)10等分的數字。第90分量高所得家戶從1980年的75萬快速上升，在2000年前後達到200萬，之後下降到180萬左右。同一期間，中位數所得家戶從39萬上升到近100萬再下降到86萬；低所得家戶則從21萬倍增到40萬，之後下降到32萬。圖五是各分量所得各自以1980年為基期，計算後續年度相對於基期的成長率，清楚可見各分量所得的成長率和所得高低成正向相關；2000年之前愈高所得的成長率愈高，2000年之後高所得的下跌幅度也較小。比較圖三和圖五，房價指數在1998至2010年間大致有1.5至2倍的漲幅，同一時段的所得成長率卻都是下跌的趨勢，而且所得愈低的下降幅度也愈大。總的來看，近年來臺灣高所得家戶的所得水準沒有成長，低所得的減少更多，所得分配離散加上房價大漲，理論上會導致所得與住宅的不均度惡化，同時出現更多的貧窮現象。

本研究目的是採用行政院主計總處的家庭收支調查個體資料，關照臺灣家戶在30年經濟成長期間的住宅不均與所得不均現象。誠如前述，住宅不均涵蓋住宅租擁、住宅支出負擔、房價所得比、健康狀況、社區品質、社會流動等多種衡量指標。這些指標的關照重點各有不同，文獻上也是針對其中特定項目進行討論；現有文獻仍未見一個關於住宅不均的綜合指標。因此，本研究的住宅不均聚焦於高住宅支出負擔，所得不均則定義在低所得族群(註1)，



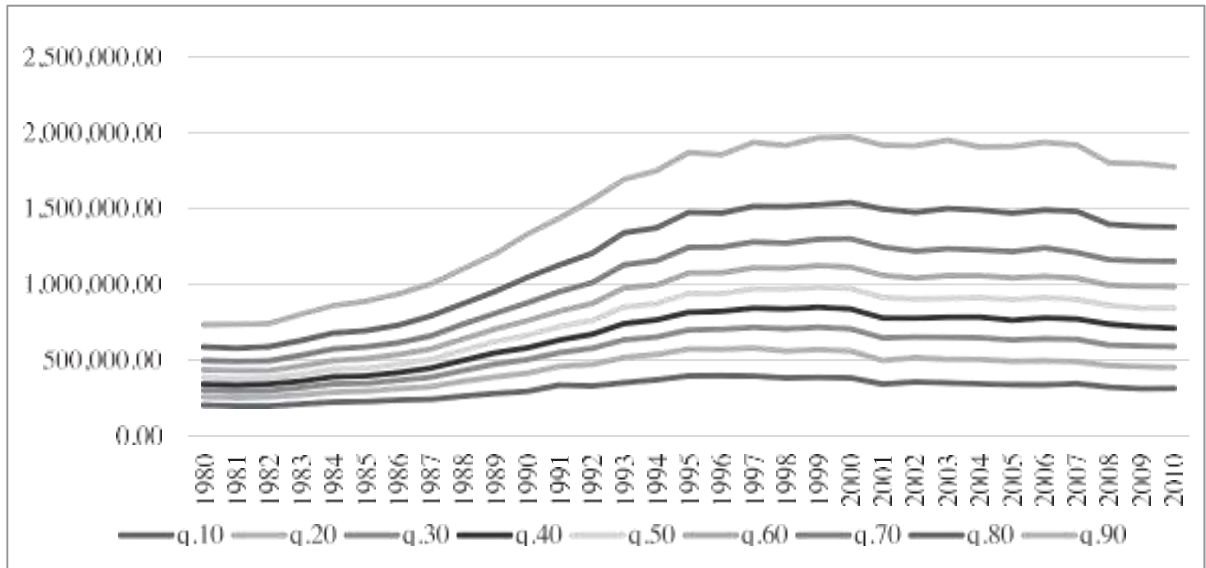
資料來源：同圖一。

圖二 台灣家庭支出分佈型態



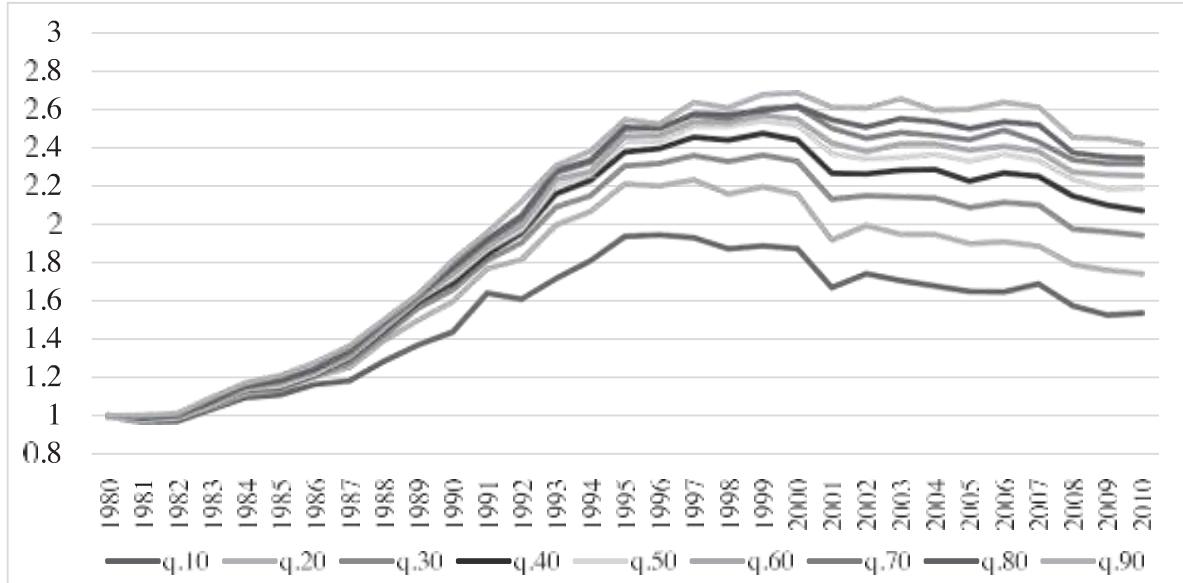
資料來源：信義房屋。

圖三 台灣房價指數成長率：信義房屋



資料來源：同圖一。

圖四 臺灣家戶實質所得10等分量



資料來源：同圖一。

圖五 臺灣家戶實質所得10等分量指數(1980 = 100)

透過bivariate probit模型，分析所得與住宅支出兩種貧窮的成因彼此是否存在相關性，並且進一步討論家戶特性對於兩種貧窮狀態的影響效果。

本研究採用家庭收支調查資料，以擁屋與租屋家戶的設算與實付房地租以及水電費支出的加總，再加上貸款利息支出，由此計算住宅支出負擔；這些關於住宅的設算房地租以及利息支出，無法真正反映家戶面對的市場房價，以及可能的貸款本利和負擔。這是本研究的資料限制，請見以下討論(註2)。實證估計結果顯示，兩種貧窮狀態彼此相關。戶長年齡、戶長性別、家戶規模與夫妻家戶同時強化兩種貧窮狀態聯合機率；戶長教育年數、房貸、租屋及城市家戶，對兩種貧窮狀態聯合機率的影響則相反。本研究估計個別變數對於貧窮狀態的邊際效果，提供重要的政策隱含與建議。

除了第1節前言之外，本研究後續段落安排如下：第2節是文獻回顧；第3節說明臺灣家戶的所得、住宅與人口特性變化；第4節是bivariate probit模型的估計結果與分析；第5節是結論。

二、文獻回顧

台灣從1960年代開始經歷30年的經濟奇蹟現象，伴隨經濟快速發展的是社會經濟與社會人口特性的變遷；臺灣的所得不均度分析也成為中外學者的關注焦點。現有文獻的討論議題大致可以區分為兩個時段，以1980年(所得分配最平均的一年)為分界。前半段的主題是檢驗1980年之前所得分配現象與Kuznets假說的對應關係，劉克智(1979, 1981)、劉鶯釧(1982)、費景漢(1983)，及Kuznets(1980)是代表性研究。這些文獻一致指出：台灣家戶所得分配之所以和Kuznets假說相反，主要歸因於家庭規模、家庭成員年齡分佈、所得人數和妻子有所得等人口變數與家戶結構的變化。後半段的要點是驗證1980年代之後分配惡化的成因，包括劉鶯釧(1992)、劉鶯釧與張清溪(1995)、朱雲鵬(1990)、林金源(1995)、吳慧瑛(1998)、曹添旺與張植榕(2000)、管中閔與陳建良(2009)、Chu & Jiang(1997)、Field & Leary(1997)，及Schultz(1997)等。這些研究一致的發現是：戶長年齡、戶長教育、家戶組成與規模的改變，乃至家戶間人力資本分配愈趨不均，是1980年代後台灣家戶所得分配惡化的主因。

相較於所得不均受到的關注，住宅不均在國內較少受到重視，但這是國外文獻的重要議題，焦點大致可分為兩方面：一是住宅成本(包括房地租水電、貸款本利支出或住宅價格)與所得的關係，通常稱為負擔能力，尤其重視負擔能力在所得分配區間的差異比較；二是住宅貧窮(shelter poverty)與所得貧窮(income poverty)的問題，同時擴及兩種貧窮的成因及其分解。針對負擔能力的問題，美國住宅與城市發展部(HUD)以房租所得比超過30%，作為發放租屋補助券的標準(Bogdon et al., 1994)。Badcock(1984)指出住宅是工業化國家社會不均的主要來源。Bourne(1993)以所得為基礎，觀察加拿大城市區內的社會階層、經濟狀態與住宅福利水準的指標。Logan(2000)以中位數所得水準作為社區品質的衡量指標。這些文獻都注意到住宅與所得的關係，但是尚未加入所得分配的概念。

Hulchanski(1995)討論住宅價格負擔能力問題，指出中位數觀點的限制，因而提出六種不同住宅成本所得比的計算。各種住宅成本所得比都從所得等分討論，在住宅不均加入所得分配的看法。Bogdon & Can(1997)討論幾種住宅負擔能力的指標並加以比較，結果發現大約3/4低所得家戶的住宅支出佔所得的30%以上，另外每10戶有4戶此比例高於50%；租擁比例在

不同所得間的分配也不一樣，低所得家戶通常受制於更高的租擁比例。與此類似的，Gan & Hill(2009)強調所得和房價兩個都是長右尾，如果兩者的分配偏向(skewness)不同，傳統的中位數比例衡量無法清楚表達尾端的行為，因此他們從風險觀點提出新的負擔能力指標，並且在指標設定連結Gini和Lorenz curve的概念，從整個分配角度探討住宅負擔問題，結論是低所得家戶的負擔能力可能低估。這些文獻一致指出，住宅負擔能力的討論應該建立在分配的基礎上，而且不應忽略所得分配的角色。

Yates(1994)是同時討論住宅與所得不均問題的先驅之一。他根據聯合國文件(United Nations, 1977)的建議，將自擁住宅的設算房租加入所得，重新排列所得分配並在十分位上觀察。結果發現，加入設算房租之後租屋者的所得分配位置都下降，尤其是低所得位置變化最大。顯然，住宅不均議題與所得分配有緊密關連，對於低所得家戶尤其重要。Dunn(2000)說明加拿大1967-1981年間的擁屋率相當穩定，但所得最高1/5家戶的擁屋率增加10%，最低1/5的卻是下降19%。租屋和擁屋的兩極化(亦即不均)，後續的可能效果及於個人所得、財富、社會安全與穩定、生活環境等。

Watson(2007)研究所得不均度和住宅的關係，她發現所得成長快速的地區所得不均度擴大，以住所衡量的所得區隔(income segregation，以居住地區家戶所得位於全體最低20%來定義)也愈嚴重。Harloe(2007)討論倫敦地區的住宅不均度和社會結構，關注經濟狀況、家庭結構、戶長性別以及人種在不同住宅分類(例如擁屋貸款，擁屋無貸款，公私配住，社會住宅，租屋附家具，租屋不附家具)的差異；另外討論所得分配和租金負擔能力之間的關係。Burrows & Wilcox(2000)和Hamnett(2010)同樣發現住宅資產不均帶來所得不均，所得不均惡化使得高所得者更容易購屋，低所得則反是；兩種不均造成分配更惡化。Burrows & Wilcox(2000)指出，即使擁有住宅，半數的低所得家戶仍需財務支持以供日常消費所需，擁屋家戶也可能面臨貧窮的壓力。顯然，住宅負擔和所得不均必須同時討論，才能對貧窮問題有完整關照。

Skaburskis(2004)估計住宅貧窮和所得貧窮的交互影響，應屬文獻首創。該文採用1991和1996年加拿大資料，區分所得低於貧窮線和住宅負擔超過所得50%兩種狀態，然後透過bivariate probit模型估計兩種貧窮的聯合機率，再分別拆解每個成因對於機率變化的邊際效果。結果顯示，住宅貧窮與所得貧窮的主要影響因素來自經濟變數，包括所得者人數、所得來源及工作週數。住宅貧窮對年輕家戶和非完整家戶的威脅遠高於其他型態家戶。由此引申的政策意涵是：所得貧窮和住宅貧窮的情況日益普遍且交互作用，主要的影響因素是就業狀況不佳所引起。住宅政策和所得重分配政策彼此互補，可以強化政策效果。

關於住宅不均的討論，東西方著重的觀點有些差異。Logan et al.(1999)討論中國都會地區(上海與天津)的住宅不均現象，他們強調在社會主義國家，社會兩極化的重點不在所得不均(因為所得的差異不大)，健康、教育以及住宅的不均才是重點。該文定義的住宅不均有三，分別是住宅品質分配不均(包含面積大小、自來水有無、是否有獨立廚房和衛生設備)、任職機構住宅配住分配差異(所得最高20%的家戶面積大小)，以及住宅配置不均(工作單位房、都市房、私有房)。張金鶚等(2009)和Chen et al.(2007)是少數以台灣資料為對象，討論房價、房租和所得相關性的研究，他們的討論主題和住宅不均度有關，但是對住宅和所得兩個不均問題的共同關照並不多。

值得注意的是，住宅和所得兩者的不均度，還受到家戶擁有財富(資產)的影響。購屋能

力受限於財富(資產)的存量與所得的流量，其中，財富決定支付自備款的能力，所得則影響購屋後每期房貸的償還額度。住宅、所得與財富之間，存在複雜的交互影響。Hamnett(2010)指出，英國1960年代住宅資產佔個人淨資產的18%，1975年提高到37%，到1990年已經超過50%；2003年的調查顯示，低資產家戶的住宅資產佔22%，但是高資產家戶則高達61%。Hamnett & Seavers(1996)強調住宅資產和家戶所得、年齡，以及擁有資產的時間都有關。首先，高所得家戶比較可能購買高價住宅，隨著時間經過也帶來更高的住宅資產，也就是住宅的財富效果(wealth effect)。其次，年輕家戶進入住宅市場的時間短，負債比例高而資產價值少；年老家戶已經償付大多數貸款，因而有更高的住宅資產價值。再者，住宅價格上漲也使得擁有不動產的家戶財富價值增加。綜言之，隨著經濟發展與人口變遷，住宅佔家戶資產的比例逐漸增加；住宅資產帶來的資本利得，可能同時擴大住宅不均與所得不均。以臺灣資料來看，房價呈現長期成長的趨勢；是否持有住宅，對於家戶未來的所得、財富累積與購屋能力都有重大影響。因此，探討家戶所得與住宅支出的互動關係時，應該將家庭的財富(資產)一併考量，才能有完整的觀察。

總結上述住宅不均與所得不均的國內外文獻，有幾點值得提出。首先是現有文獻討論所得不均與住宅不均彼此強化的現象，主要是實證資料分析，理論模型的討論並不多；同時關照所得、住宅與財富之間交互影響的研究更有限。受限於資料，臺灣目前並無完整的家戶財富(資產)調查，後續的資料收集與研究分析都應該將此納入考量。直言之，關於所得、住宅與財富三者不均度的成因，在理論與實證上的討論與驗證，仍待更多投入(註3)。其次是台灣發展過程面臨的問題，與上述文獻關照的議題一致。台灣的所得不均度變化，從80年代以來吸引諸多中外學者注意(陳建良，2014)，但所得分配文獻對住宅的角色幾無著墨；如果所得不均與住宅不均兩者密切關連，只重視所得分配而忽略住宅分配，顯然無法對不均度問題提供完整分析與解決對策。

然而，西方國家的家戶人口特性相對穩定，但台灣經歷快速的經濟社會和經濟人口變遷，由於住宅不均議題和家戶人口特性變遷有密切關係，這些都是台灣已經面臨或即將到來的挑戰；討論住宅不均和所得不均，不應忽視人口特性演變的可能影響。另外，先進國家的住宅政策與福利政策相對完備，住宅相關資料收錄齊全，討論住宅不均問題比較直接。國內的政策規範與先進國家不完全相當，加上住宅資料部分受限，議題討論的焦點也許無法和國外文獻直接對照，必須有更多考量。

住宅不均和所得不均同時具有分配概念。Skaburskis(2004)同時討論兩個不均度問題，作法是以雙元變數(dichotomous variable)估計所得貧窮和住宅貧窮的聯合分配機率。本研究採用類似作法，探討所得和住宅兩種貧窮狀態的交互影響，不過，本研究和Skaburskis(2004)的分析方式有幾點不同，分述如下：第一，他們以50%的住宅支出比例作為負擔能力的分界，然後以貧窮家戶的所得水準作為低所得標準；臺灣家戶的特性不完全符合這些條件，本研究的家戶分類方式也有所不同；第二，該文在模型中控制許多特性變數，但未區分租/擁屋家戶，本研究模型只涵蓋重要家戶特性變數，包括住宅租擁狀態；第三，本研究的資料橫跨30年長度，依照文獻上常見的方法逐年進行個別估計，有別於Skaburskis(2004)非傳統的(un-orthodox)估計方式，把相隔6年的二年度的資料混和估計。

三、資料與模型

(一) 家庭收支調查資料

本研究採用行政院主計總處「家庭收支調查」(以下簡稱收支調查), 1980至2010年的原始資料進行分析。收支調查質量俱佳(Deaton & Paxson, 1994), 可供分析的原始磁帶資料年度, 自1976年迄今延續超過30年, 目前已經開放申請至2012年度資料, 為世界各國少見的大型橫斷面時間序列(cross-sectional time-series)資料庫。該調查登錄每一家戶成員的社會人口特徵、每一成年人各種來源的所得與非經常性支出, 以及家戶總和的各項消費支出; 消費支出的大項涵蓋食品、飲料、煙草、衣著、房地租及水電、燃料及燈光、家具及家庭設備、家事管理、保健醫療、運輸交通及通訊、娛樂消遣及教育文化, 以及什項消費等。本研究選取1980、1995及2010年三個橫跨30年期間的年度資料, 樣本介於13,000和14,300之間, 透過調查問項中經濟戶長的性別、年齡、教育年數、婚姻狀態、家戶規模, 貸款利息支出, 加上家戶總所得以及詳細的住宅支出(包括房地租和水電加總), 定義所得貧窮與住宅貧窮, 進行兩者交互影響長期趨勢的分析。

收支調查的住宅狀態分為自有、租用、配住及借住。由於配住及借住的樣本相對有限(註4), 而且其住宅需求行為和自有與租用不同, 本研究選取自有及租用樣本進行後續分析。所有的貨幣項目都是以消費者物價指數平減的實質數值, 以1996年為基期。表一由左而右分別呈現三個年度家庭特性的基本統計量。家戶實質所得水準從早年的43萬大幅增加至1995年的104萬, 又下降至2010年的92萬。同一期間, 住宅支出從6萬3千增加三倍至17萬5千, 之後回降到16萬3千。有房貸家戶的利息支出變化更大, 早年只有2萬7千, 之後升高為14萬5千, 晚近剩下5萬1千。由於2008年金融海嘯之後的貨幣擴張政策導致利率水準下降, 2010年的利率水準非常低, 房貸利息支出只有1995年的三分之一。

表一 台灣家戶特性基本統計量

	1980		1995		2010	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
家戶總所得	428,828	254,688	1,042,170	643,459	951,146	645,385
住宅支出	62,927	50,903	174,686	145,817	162,975	104,015
房貸利息 ¹	27,326	41,580	145,164	118,104	51,164	41,301
有房貸 = 1	0.172	0.378	0.244	0.430	0.217	0.412
住宅負擔	0.150	0.088	0.181	0.131	0.207	0.124
戶長年齡	41.342	11.448	44.120	12.827	50.378	14.358
戶長性別(男性=1)	0.937	0.244	0.864	0.343	0.738	0.440
男性戶長教育年數	8.036	4.375	9.261	4.831	9.349	5.623
女性戶長教育年數	5.701	4.403	7.687	5.024	8.673	5.608
家戶規模	4.931	2.035	3.946	1.692	3.237	1.491
租屋家戶 = 1	0.172	0.377	0.105	0.306	0.087	0.281
城市家戶 = 1	0.483	0.500	0.588	0.492	--	--
夫妻家戶	0.855	0.352	0.773	0.419	0.652	0.476
樣本數	13,072		13,688		14,333	

註1: 房貸利息只計算有貸款負擔的家戶, 樣本數請參照有房貸家戶的比例, 1996=100。

資料來源: 主計總處家庭收支調查原始資料, 各年度由作者自行估計。

有房貸支出的家戶比例，三個年度分別是17%、24%和22%。由於台灣缺乏完整的房價資料，加上住宅租金的嚴重低估(林祖嘉，1992)，本研究將設算與實付租金和水電費支出加總，再加上有貸款家戶的房貸利息，視為廣義的住宅支出(註5)。關於住宅支出(housing expenditure)的項目，文獻上因各國資料不同，並無明確定義；參閱Skaburskis(2004)和Thalmann(2003)。家庭收支調查問卷格式沒有貸款本利和的問項，只有住宅貸款的利息支出。住宅支出的計算，貸款本金牽涉資產的取得，並不屬於支出；貸款利息在購屋過程中被消耗，應屬於住宅支出的一部份。後續的模型設定，除了將貸款利息支出加入住宅支出外，同時控制了是否貸款的虛擬變數。準此，住宅支出相對所得的比例即為住宅負擔，30年期間從15%上升至18%，再上升至21%。由此觀之，家戶實質所得固然增加，但是住宅負擔的成長更快；晚近家戶廣義的住宅負擔，平均已佔家戶總所得的五分之一，其實不低。

家戶經濟行為的變化與社會人口特性轉變有關。過去30年期間，戶長平均年齡從41歲提高到50歲。收支調查中的戶長是以家中所得最高的成員來定義，亦即經濟戶長；男性擔任戶長的比例在這段期間從94%穩定下降至74%，不僅顯示夫妻家戶的比例逐漸減少，同時亦反映女性所得的增加。男性和女性戶長的平均教育年數同時增加，男性高於女性但差距逐漸縮減。家戶規模從4.93人下降到3.24人。租屋和擁屋兩種狀態下，租屋比例從17%下降到9%。居住在城市(相對於郊區與鄉村)的家戶在1980年大概佔半數，到了2010年家庭收支取消城市/非城市問項，因為臺灣幾乎已全面城市化。夫妻家戶的比例從85%減少為65%。由此可見，臺灣家戶結構呈現相對劇烈的變化，朝向戶長高齡、高教育、小家庭、高擁屋率、城市化、單身/單親家庭的方向快速演進，而且後15年(1995-2010年)的速度快於前15年(1980-1995年)。

給定全體家戶長期間呈現明顯的變化趨勢，以下進一步切分高/低所得和高/低住宅負擔家戶觀察其特性。我們將家戶所得分為5等分，以第一個5等分位(最低20%)為低所得家戶(註6)，第二個5等分位及以上為高所得家戶。另外定義住宅負擔低於20%的為低負擔，高於20%的為高負擔(註7)。表2分為上下兩欄，上方是高/低所得分組，下方是高/低住宅負擔分組，三個年度樣本由左而右分列。1980年高所得家戶實質平均所得為48萬9千元，低所得家戶不到20萬元。高所得家戶的住宅支出是低所得家戶的3倍，房貸利息支出則是2倍，差異很大。再者，高所得家戶有房貸的將近20%，低所得家戶只有7%有房貸，比例懸殊。不過，平均住宅負擔兩種家戶非常接近，都在15%左右。高所得家戶戶長平均年齡41歲，低所得家戶的稍長為44歲。高所得家戶的戶長教育年數平均比低所得家戶多2年以上。此外，高所得家戶的男性戶長比例為95%、家戶規模是5.2人、租屋比例是16%、居住城市比例為53%、夫妻家戶有89%，對照低所得家戶的男性戶長比例為88%、家戶規模3.8人、租屋比例22%、居住城市比例為26%、夫妻家戶有72%；高低所得家戶顯然有別。

1995年和2010年相對於1980年大多數所得和支出項目都有大幅上升，高低所得家戶的趨勢和1980年大致相近，但幾個特性的差異更為擴大。例如，高所得家戶平均所得維持在高水準的120萬和111萬，但是低所得家戶只有38萬和30萬左右。高所得家戶的住宅支出增加到將近20萬，低所得家戶也在8至9萬之間。房貸利息在1995年很高，對於高低所得家戶分別是15萬和9萬；2010年下降為5萬及3萬。對於高所得家戶而言，住宅負擔提高到26%以上，但是低所得家戶的卻下降到6%以下。其他戶長特性的變化趨勢都類似，2010年的低所得家戶，戶長平均年齡高達62歲，比高所得家戶的47歲多了15歲；家戶規模1.8人，只有高所得家戶的一半。

表二下方是高 / 低住宅負擔家戶的特性比較。1980年低負擔的樣本超過一萬戶，高負擔的只有三千戶；到了2010年，兩種樣本的數目分別為八千五百和六千左右，顯示臺灣家戶住宅支出的壓力逐漸增加。平均而言，低負擔家戶的所得比高負擔家戶來得高，但後者的住宅支出大於前者，利息支出也是；住宅支出的負擔都是在1995年最高。有房貸壓力的家戶，屬於高負擔的族群遠多於低負擔的族群。至於住宅負擔的壓力，低負擔家戶約在12%上下，高負擔家戶則約30%左右。和高負擔家戶的特性比較，低負擔家戶的戶長年齡較輕(除了1980年之外)、男性戶長比例較高、家戶規模較大、租屋家戶較少、城市家戶較少、夫妻家戶較多。就戶長教育程度來看，1980年高住宅負擔家戶的戶長教育年數較高，1995年時互有高低，2010年時轉換為低住宅負擔的家戶戶長教育年數較高。對照高低所得家戶，高低住宅負擔分類下的家戶和戶長特性差異較小。

從上述基本統計量的結果，可以發現幾個清楚的趨勢。第一，家戶實質所得在1980至1995年增加，但是1995至2010年卻下降；比起低所得家戶，高所得家戶的所得成長(下降)較多(少)。第二，住宅支出從1980年上升到1995年最高，2010年稍微下降；房貸利息也類似。第三，低所得家戶通常住宅負擔較高，同樣的，高負擔家戶的所得也較低。第四，高所得和高負擔家戶，負擔房貸利息的比例也較高。第五，低所得和高負擔家戶的特性相對“弱勢”，尤其到了晚近年度，包括戶長年齡較大、教育年數較短、家戶規模較小、租屋家戶比例較高，以及城市家戶和夫妻家戶比例較低。

接著針對所得和住宅支出的分配差異做深入觀察。表三的內容分為三欄，由上而下是三個年度資料，由左而右分別比較高低住宅負擔家戶的情況下，所對應的高低所得、負擔房貸比例以及戶長年齡的相對機率。給定所得高低的切分固定於第一個5等分位，住宅負擔低於20%的比例逐年遞減，從77%到68%、再到59%；換一個角度看，住宅負擔超過20%的家戶，早年不到1/4，晚近已達2/5。高負擔的比例一直上升，在高低所得之間的分布又是如何？針對低負擔的族群來看，屬於高所得家戶的比例變化不大，大致維持在55%至60%之間；屬於低所得的比例則明顯隨著時間變化，從16%下降到5%。對照觀察高負擔族群，屬於高所得家戶的比例，在1980和1995年間從19%增加到24%；1995至2010年間則幾乎固定，只有微幅增加至25%。至於高負擔族群屬於低所得家戶的比例，從早年的4%，在第一個15年倍增至8%，第二個15年再加倍至15%。此結果清楚顯示，臺灣快速的經濟成長過程，帶來家戶的住宅負擔增加，而且主要集中在最低20%的家戶；國外文獻強調所得不均和住宅不均彼此強化，臺灣亦有類似現象。

針對高 / 低住宅負擔和高 / 低所得的分類方式，再觀察對應的負擔房貸家戶及戶長年齡。全體樣本負擔房貸家戶的比例在30年期間(尤其是後15年)並無大幅波動，但是對高所得的族群而言，有貸款負擔的比例由25%增加到39%，之後又下降為29%；低所得家戶對應的比例則為10%、8%及4%。兩者的趨勢顯然有所差異。如果從負擔高低的族群來看，低負擔家戶有貸款的比例，大致在7%至10%之間；高負擔家戶的比例高得多，從24%增加至39%，再下降至23%。高 / 低負擔家戶的貸款行為在經濟發展過程有很大不同。其中，高所得高負擔的家戶，有房貸負擔的比例，在1995年高達64%，比其他年度和類型的家戶都高得多；相反的，低所得低負擔的家戶則幾乎沒有房貸。至於低所得高負擔的族群，負擔房貸的比例則是從10%逐步下降到4%。值得探討的是，低所得家戶的房貸負擔比例都不高，高負擔族群有房貸比例也在下

表二 高 / 低所得住宅負擔家戶的特性比較

變數	1980				1995				2010			
	高所得		低所得		高所得		低所得		高所得		低所得	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
家戶總所得	488,865	249,948	188,636	48,186	1,205,996	15,778	386,686	128,290	1,113,507	621,810	301,531	92,575
住宅支出	71,774	52,419	27,533	19,963	198,427	150,864	79,696	63,205	181,095	106,615	90,476	45,382
房貸利息	28,569	42,843	13,753	19,130	148,395	119,444	87,064	68,458	52,195	41,783	31,222	22,719
有房貸 = 1	0.197	0.398	0.072	0.259	0.289	0.453	0.064	0.245	0.258	0.438	0.053	0.225
住宅負擔	0.151	0.084	0.146	0.105	0.173	0.114	0.214	0.180	0.179	0.089	0.318	0.173
戶長年齡	40.813	10.698	43.457	13.855	41.746	10.504	53.621	16.389	47.445	12.337	62.114	15.806
戶長性別	0.952	0.213	0.875	0.331	0.898	0.303	0.726	0.446	0.773	0.419	0.597	0.491
男性戶長教育年數	8.657	4.324	5.550	3.632	10.155	4.484	5.686	4.506	10.382	5.303	5.216	4.926
女性戶長教育年數	6.230	4.419	3.585	3.636	8.561	4.794	4.191	4.362	9.714	5.330	4.505	4.682
家戶規模	5.209	1.981	3.816	1.861	4.334	1.551	2.394	1.299	3.595	1.404	1.803	0.808
租屋家戶 = 1	0.161	0.367	0.216	0.412	0.093	0.291	0.149	0.357	0.077	0.266	0.125	0.331
城市家戶 = 1	0.538	0.499	0.262	0.440	0.628	0.483	0.427	0.495	--	--	--	--
夫妻家戶	0.889	0.315	0.720	0.449	0.830	0.375	0.544	0.498	0.712	0.453	0.412	0.492
變數	1980				1995				2010			
	低住宅負擔		高住宅負擔		低住宅負擔		高住宅負擔		低住宅負擔		高住宅負擔	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
樣本數	10,458		2,614		10,951		2,737		11,467		2,866	
家戶總所得	438,270	265,562	397,157	211,195	1,102,551	684,493	916,111	526,164	1,152,139	685,414	658,592	441,178
住宅支出	49,709	33,910	107,268	69,817	123,381	85,430	281,798	182,901	144,607	80,499	189,710	126,219
房貸利息	16,132	15,970	43,815	58,700	79,130	62,533	176,750	125,176	42,779	32,538	59,593	47,069
有房貸 = 1	0.133	0.340	0.303	0.460	0.117	0.321	0.510	0.500	0.184	0.387	0.266	0.442
住宅負擔	0.114	0.046	0.273	0.087	0.115	0.045	0.319	0.145	0.134	0.039	0.314	0.128
戶長年齡	41.690	11.353	40.176	11.686	43.820	12.416	44.748	13.625	47.880	12.505	54.015	16.009
戶長性別	0.949	0.221	0.897	0.304	0.885	0.320	0.820	0.385	0.790	0.407	0.662	0.473
男性戶長教育年數	7.899	4.305	8.497	4.572	9.316	4.663	9.146	5.163	10.280	5.241	7.994	5.879
女性戶長教育年數	5.463	4.408	6.501	4.288	7.533	5.036	8.008	4.985	9.344	5.503	7.695	5.616
家戶規模	5.092	2.080	4.391	1.773	4.144	1.728	3.534	1.534	3.667	1.466	2.610	1.290
租屋家戶 = 1	0.169	0.375	0.181	0.385	0.114	0.318	0.085	0.279	0.089	0.285	0.082	0.275
城市家戶 = 1	0.425	0.494	0.677	0.468	0.524	0.499	0.722	0.448	--	--	--	--
夫妻家戶	0.862	0.345	0.831	0.374	0.789	0.408	0.740	0.439	0.720	0.449	0.553	0.497
樣本數	10,070		3,002		9,255		4,433		8,496		5,837	

資料來源：同表一。

表三 所得和住宅支出的分配差異

	比例分布			負擔房貸			戶長年齡		
	高於 20%	最低 20%	邊際 機率	高於 20%	最低 20%	平均 比例	高於 20%	最低 20%	平均 年齡
1980年									
住宅支出\所得									
負擔<20%	0.61	0.16	0.77	0.15	0.05	0.10	41.23	43.49	42.36
負擔>20%	0.19	0.04	0.23	0.34	0.14	0.24	39.45	43.32	41.39
平均比例(年齡)	0.80	0.20		0.25	0.10		40.34	43.41	
1995年									
負擔<20%	0.56	0.12	0.68	0.14	0.01	0.07	41.99	52.49	47.24
負擔>20%	0.24	0.08	0.32	0.64	0.14	0.39	41.18	55.25	48.21
平均比例(年齡)	0.80	0.20		0.39	0.08		41.58	53.87	
2010年									
負擔<20%	0.55	0.05	0.59	0.20	0.00	0.10	46.96	58.75	52.86
負擔>20%	0.25	0.15	0.41	0.39	0.07	0.23	48.49	63.12	55.81
平均比例(年齡)	0.80	0.20		0.29	0.04		47.73	60.94	

資料來源：同表一。

降，這些族群的主要特性是什麼？以下由戶長年齡的變化來觀察。

戶長年齡老化是長期一致趨勢。1980年高低所得家戶的戶長年齡相近，分別是41歲及44歲。高所得家戶戶長平均年齡在前15年從41歲增加到42歲，後15年則從42歲提高到48歲，分別增加1歲及6歲；同樣的兩個時段，低所得家戶戶長平均年齡分別增加10歲及7歲。比較低所得和高所得家戶的戶長年齡，1980年時前者比後者多3歲，1995年時多12歲，2010年時多13歲；低所得家戶比高所得家戶的戶長老化更為快速。1980年低負擔和高負擔家戶的戶長年齡相近，分別是42歲和41歲，前者稍大於後者；1995年反轉為47歲比48歲，後者稍大於前者。2010年時分別為53歲及56歲，高負擔家戶年齡較低負擔家戶大。針對高負擔低所得家戶來看，可以發現戶長年齡在30年間從43歲提高到55歲，再增加到63歲；這是住宅負擔和所得四種分類中，戶長年齡變化最大、老化最快的族群。

總結所得與住宅負擔的交叉分組，可以歸納三個重點。第一，低所得高負擔家戶的比例逐年增加，30年間從4%增加四倍到15%，顯示所得和住宅的不均度逐年增加，彼此強化。第二，房貸負擔的比例雖然隨時間增加，但是在不同時點的特性群組間存在差異；低所得家戶負擔房貸的比例，不管住宅負擔高低，都是逐年遞減。第三，戶長年齡日益增加，老化最速的是低所得高負擔族群。台灣在經濟發展過程中的所得不均與住宅不均逐漸惡化，加上家戶社會經濟與社會人口特性的明顯改變，交織成為複雜的不均度現象。

(二) 計量理論與實證模型設定

從上述非條件的資料分析，可以發現所得分配和住宅負擔分配，存在某種特定關係，但是從基本統計量的分組對照和交叉比較，不易分析各種變數的個別與交互影響，必須透過條

件式估計，才能清楚區分個別變數的邊際效果。如果低所得和高住宅負擔存在彼此強化的趨勢，以porbit 模型單獨估計兩種狀態的成因就不正確(Greene, 2003; p710)；本研究採用bivariate probit模型，同時考量家戶屬於高低所得和高低住宅負擔的成因。假設 $y_1=1(y_2=1)$ 是低所得(高負擔)家戶， $y_2=1(y_2=0)$ 是高所得(低負擔)家戶， $y_1^*(y_2^*)$ 是高 / 低所得(高 / 低負擔)的隱性變數(latent variable)，兩個現象之間的相關性可以表示為

$$y_1^* = x_1 \beta_1 + e_1, y_1 = 1 \text{ if } y_1^* > 0, 0 \text{ otherwise,} \dots\dots\dots(3)$$

$$y_2^* = x_2 \beta_2 + e_2, y_2 = 1 \text{ if } y_2^* > 0, 0 \text{ otherwise,} \dots\dots\dots(4)$$

$$E[e_1 \mid x_1, x_2] = E[e_2 \mid x_1, x_2] = 0, \dots\dots\dots(5)$$

$$\text{var}[e_1 \mid x_1, x_2] = \text{var}[e_2 \mid x_1, x_2] = 1, \dots\dots\dots(6)$$

$$\text{cov}[e_1, e_2 \mid x_1, x_2] = \rho \dots\dots\dots(7)$$

式(3)和式(4)中 x_1 和 x_2 是解釋變數， β_1 和 β_2 是估計參數， e_1 和 e_2 是誤差項。

如果式(7)的 $\rho \neq 0$ ，表示兩種狀態之間存在相關性；若是 $\rho = 0$ ，個別估計高低所得和住宅負擔的probit模型，就和bivariate probit聯合估計的結果一致。bivariate模型的常態累積密度函數可以表示成

$$\text{Prob}(X_1 < x_1, X_2 < x_2) = \int_{-\infty}^{x_2} \int_{-\infty}^{x_1} \Phi_2(z_1, z_2, \rho) dz_1 dz_2, \dots\dots\dots(8)$$

式(6)可以表示為 $\Phi_2(x_1, x_2, \rho)$ ，密度函數成為

$$\phi_2(x_1, x_2, \rho) = \frac{e - (1/2)(x_1^2 + x_2^2 - 2\rho x_1 x_2) / (1 - \rho^2)}{2\pi(1 - \rho^2)^{1/2}} \dots\dots\dots(9)$$

為了建構概似函數，令 $q_{i1} = 2y_{i1} - 1$ ， $q_{i2} = 2y_{i2} - 1$ 。此時 $q_{ij} = 1$ 若 $y_{ij} = 1$ ， $q_{ij} = -1$ 若 $y_{ij} = 0$ ； $i = 1 \dots n$ ； $j = 1, 2$ 接著設定

$$w_{ij} = q_{ij} x'_{ij} \beta_j, \dots\dots\dots(10)$$

$$\rho_{i*} = q_{i1} q_{i2} \rho. \dots\dots\dots(11)$$

概似函數中的機率可以表示為：

$$\text{Prob}(Y_1 = y_{i1}, Y_2 = y_{i2} \mid x_1, x_2) = \Phi_2(w_{i1}, w_{i2}, \rho_{i*}), \dots\dots\dots(12)$$

概似函數成為：

$$\log L = \sum_{i=1}^n \ln \Phi_2(w_{i1}, w_{i2}, \rho_{i*}) \dots\dots\dots(13)$$

取導數之後成為

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta_j} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{q_{i1} q_{i2}}{\Phi_2} \right) x_{ij}, j=1,2, \dots \quad (14)$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \rho} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{q_{i1} q_{i2} \phi_2}{\Phi_2} \right), \dots \quad (15)$$

其中,

$$g_{i,1} = \phi(w_{i1}) \Phi \left[\frac{w_{i1} - \rho \frac{w_{i2}}{i^*}}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right] \quad (16)$$

$$g_{i,2} = \phi(w_{i2}) \Phi \left[\frac{w_{i2} - \rho \frac{w_{i1}}{i^*}}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right] \quad (17)$$

由於probit類型模型的估計參數只能說明解釋變數對被解釋變數的影響方向，解釋變數的邊際效果必須另外估計，

$$\text{Prob}[y_1=1, y_2=1|x_1, x_2] = \Phi_2[x_1\beta_1, x_2\beta_2, \rho] \quad (18)$$

其中，式(16)的 Φ 是bivariate常態分配的累積機率。解釋變數 x_i 的變化的邊際效果是

$$\frac{d\Phi_2}{dx} = \begin{matrix} g_1 & \beta_1 \\ g_2 & \beta_2 \end{matrix} \quad (19)$$

所以，如式(19)所示，在bivariate probit類型的模型中，邊際效果和兩條方程式的參數都有關係。在bivariate probit中兩個一組的條件均數函數表示為

$$E[y_1|y_2=1, x_1, x_2] = \text{Prob}[y_1=1|y_2=1, x_1, x_2] = \frac{\text{Prob}[y_1=1, y_2=1|x_1, x_2]}{\text{Prob}[y_2=1|x_1, x_2]} = \frac{\Phi_2(x_1\beta_1, x_2\beta_2, \rho)}{\Phi(x_2\beta_2)} \quad (20)$$

準此，解釋變數的邊際效果可以寫成

$$\frac{dE[y_1|y_2=1, x_1, x_2]}{dx} = \frac{1}{\Phi(x_2\beta_2)} \left[g_1\beta_1 + \left(g_2 - \Phi_2 \frac{\phi(x_2\beta_2)}{\Phi(x_2\beta_2)} \right) \beta_2 \right] \quad (21)$$

$$\text{與此對照的， } E[y_1|y_2=1, x_1, x_2] = \frac{\Phi_2(x_1\beta_1, x_2\beta_2, \rho)}{\Phi(x_2\beta_2)}$$

$$\frac{dE[y_2|y_1=1, x_1, x_2]}{dx} = \frac{1}{\Phi(x_1\beta_1)} \left[\left(g_1 - \Phi_2 \frac{\phi(x_1\beta_1)}{\Phi(x_1\beta_1)} \right) \beta_1 + g_2 \beta_2 \right] \dots \dots \dots (22)$$

以上詳細推導過程，請參閱Greene(2003)頁710-713，以及Wooldridge(2002)頁457-458。

實證模型設定中，被解釋變數定義低所得(高住宅負擔)為1，高所得(低住宅負擔)為0。解釋變數包含戶長年齡及年齡平方除以100、戶長性別(男性=1，女性=0)、男性與女性戶長的教育年數、住宅貸款負擔(有貸款=1，無貸款=0)、家戶規模、租屋家戶(租屋=1，擁屋=0)、城市家戶(城市=1，非城市=0)、夫妻家戶(有配偶=1，無配偶=0)。本研究採用STATA 13.0套裝軟體進行估計。

四、實證估計結果

以bivariate probit模型估計兩種狀態聯合機率的結果如表四，上下兩欄分別是所得貧窮和住宅貧窮，由左而右是三個年度。表下方是兩條方程式誤差項相關係數 ρ 和likelihood-ratio test值。Chi-squared檢定指出，拒絕所得與住宅貧窮無關的原始假設($H_0:\rho=0$)，在三個年度的顯著水準都在5%以上；顯然，所得高低和住宅負擔兩者之間存在顯著相關，以probit模型各別估計兩種貧窮狀態並無必要(註8)。

表四指出，家戶成為低所得族群的聯合機率，在三個年度的參數符號完全一致。其中，戶長年齡的參數符號為負，年齡平方項的符號為正，表示在其他情況固定之下(以下皆同)，戶長年齡對於落入低所得家戶的機率，隨著年齡而呈非線型的改變。由於模型中的戶長年齡是二次項(quadratic form)，實際的邊際效果必須以年齡數值模擬才能確認；請見以下的討論。戶長性別參數是負向，顯示男性戶長相對於女性戶長的家戶，成為低所得家戶的機率較低。男性和女性戶長教育年數的參數都是負數，反映戶長教育程度對家戶所得有正向影響。此外，房貸負擔、家戶規模和城市家戶的估計參數都是負向，隱含負擔房貸和居住城市的家戶相對於無房貸及非城市家戶，低所得家戶的機率也較低。

家戶人數愈多，也愈不容易落入低所得家戶族群，理由是家戶規模愈大，有所得的家庭成員也愈多，落入低所得家戶的機率也愈低。租屋家戶及夫妻家戶的符號都是正向，顯示租屋相對擁屋、夫妻家戶比非夫妻家戶，都有較高的機率成為低所得家戶。上述變數的影響方向，大多數和理論的預期相符。少數變數的參數符號和理論不完全符合，例如夫妻家戶有較高的機率落入所得貧窮，和基本統計量直觀的現象相反。以下另透過條件估計(conditional estimates)，才能排除其他變數的交互影響，得到變數的單獨效果(註9)。

家戶成為高住宅負擔族群的聯合機率估計，各解釋變數的參數符號在三個年度大都一致，部分也和決定低所得家戶的變數影響方向相同，例如戶長年齡和年齡平方符號同樣也是一正一負。另外，男性戶長、戶長教育年數、家戶規模等變數，對於成為高負擔族群的影響方向都是負向的，和落入低所得族群相同。換言之，導致家戶成為所得貧窮的成因，部分和導致住宅貧窮的相同；所得不均和住宅不均彼此強化，在此得到驗證。

不過，有幾個變數對所得和住宅不均的影響方向不同(註10)，以下逐一說明。負擔房貸的家戶，有較低的機率成為所得貧窮，但有較高的機率成為住宅貧窮。所以，有住宅貸款反映

表四 bivariate probit模型

	1980			1995			2010		
	參數值	標準差		參數值	標準差		參數值	標準差	
低所得家戶 = 1									
戶長年齡	-0.056	0.008	***	-0.084	0.008	***	-0.015	0.007	**
戶長年齡平方/100	0.057	0.009	***	0.098	0.008	***	0.022	0.006	***
戶長性別(男性 = 1)	-0.128	0.071	**	-0.320	0.058	***	-0.200	0.052	***
男性戶長教育年數	-0.090	0.005	***	-0.071	0.004	***	-0.083	0.004	***
女性戶長教育年數	-0.055	0.005	***	-0.065	0.004	***	-0.096	0.004	***
有房貸 = 1	-0.488	0.047	***	-0.594	0.048	***	-0.585	0.053	***
家戶規模	-0.274	0.009	***	-0.413	0.013	***	-0.595	0.019	***
租屋家戶 = 1	0.375	0.039	***	0.358	0.047	***	0.329	0.050	***
城市家戶 = 1	-0.736	0.034	***	-0.443	0.034	***	--	--	--
夫妻家戶	0.210	0.050	***	0.345	0.052	***	0.443	0.050	***
截距項	2.830	0.173	***	3.520	0.192	***	2.143	0.196	***
高住宅負擔家戶 = 1									
戶長年齡	-0.024	0.007	***	-0.033	0.006	***	-0.024	0.005	***
戶長年齡平方/100	0.020	0.008	**	0.039	0.006	***	0.034	0.005	***
戶長性別(男性 = 1)	-0.379	0.063	***	-0.202	0.048	***	-0.164	0.037	***
男性戶長教育年數	-0.003	0.004		-0.018	0.003	***	-0.015	0.003	***
女性戶長教育年數	0.000	0.004		-0.008	0.003	***	-0.012	0.003	***
有房貸 = 1	0.633	0.031	***	1.413	0.029	***	0.607	0.028	***
家戶規模	-0.110	0.008	***	-0.148	0.009	***	-0.263	0.010	***
租屋家戶 = 1	-0.184	0.035	***	0.035	0.041		0.019	0.041	
城市家戶 = 1	0.587	0.028	***	0.501	0.027	***	--	--	
夫妻家戶	0.135	0.048	***	0.068	0.044		-0.054	0.039	
截距項	0.252	0.155	*	0.386	0.150	***	1.148	0.139	***
rho	0.048	0.022		0.338	0.021		0.513	0.017	
Likelihood-ratio test	4.972			226.854			653.160		
Prob > Chi-sq	0.026			0.000			0.000		

說明：*, **, ***分別表示兩尾檢定在10%, 5%, 1%水準下顯著異於零。

資料來源：同表一。

家戶有足夠所得承擔貸款壓力，落入所得貧窮的機率也較低，但也因有貸款壓力，成為住宅貧窮的機率也較高；這是貸款壓力影響所得貧窮和住宅貧窮聯合機率的一體兩面。和負擔房貸的影響方向類似，城市家戶落入所得貧窮的機率比非城市家戶低，但是成為高住宅負擔的機率比非城市家戶高。租屋家戶一向有較高傾向成為低所得家戶，但是只有早年如此，1995

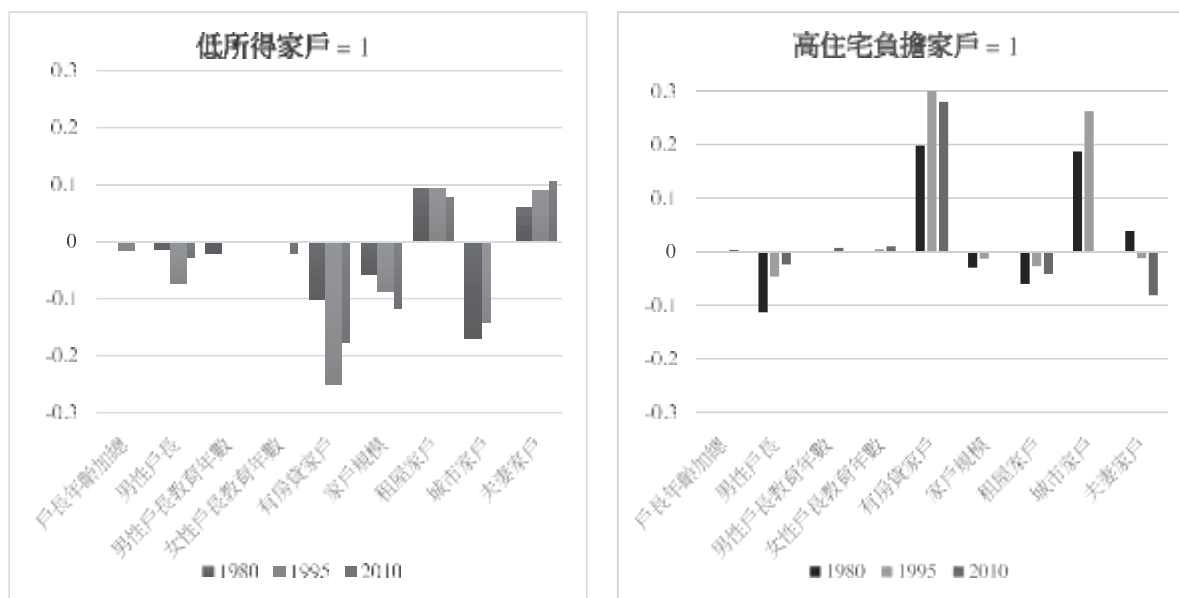
年之後租 / 擁屋家戶的住宅負擔就沒有明顯區別(參數不顯著異於0)。夫妻家戶有較高的機率成為所得貧窮家戶，但在住宅貧窮的影響效果隨時間改變；1980年夫妻家戶相對非夫妻家戶的住宅負擔較高，1995年之後就沒有顯著差異；隨著經濟發展程度增加，是否是夫妻家庭的住宅負擔大致相同。

在bivariate probit模型估計的參數符號影響方向之後，接著計算各解釋變數在平均值之下的邊際效果(註11)，如表五及圖六所示。從橫斷面資料觀察落入所得貧窮的聯合機率，戶長平

表五 bivariate probit模型解釋變數邊際效果

	低所得家戶			高住宅負擔家戶		
	1980	1995	2010	1980	1995	2010
戶長年齡加總	-0.007	-0.016	0.000	-0.003	-0.002	0.003
男性戶長	-0.025	-0.073	-0.034	-0.113	-0.047	-0.024
男性戶長教育年數	-0.020	-0.018	-0.018	0.000	0.001	0.007
女性戶長教育年數	-0.012	-0.017	-0.021	0.001	0.004	0.010
有房貸家戶	-0.114	-0.251	-0.180	0.198	0.662	0.280
家戶規模	-0.060	-0.101	-0.118	-0.030	-0.013	0.001
租屋家戶	0.085	0.094	0.075	-0.060	-0.027	-0.041
城市家戶	-0.169	-0.151	--	0.187	0.262	--
夫妻家戶	0.046	0.088	0.106	0.039	-0.012	-0.081

資料來源：同表一。



資料來源：同圖一。

圖六 bivariate probit模型解釋變數邊際效果

均年齡的邊際效果在1995年之前為負，2010年接近零；經濟意義是戶長平均年齡附近若年齡些微增加，在早年會減低落入所得貧窮的機率，晚近幾乎沒有效果。基本統計量指出臺灣家戶的戶長年齡呈現明顯老化的趨勢。早年戶長平均年齡較輕，也是生命週期所得輪廓(income profile)上升的階段，所以戶長年齡增加對落入貧窮的機率是負的；晚近戶長年齡快速老化，平均年齡附近的戶長即將面臨所得輪廓下降的階段，因而戶長年齡增加對落入所得貧窮的邊際效果很接近零。按照這個趨勢推論，隨著戶長年齡持續老化，未來這個效果可能成為正的，亦即戶長年齡和所得貧窮兩者呈正向相關。

同樣從橫斷面觀察落入高住宅負擔家戶的聯合機率，戶長平均年齡的總效果在1995年之前為負，之後為正；戶長平均年齡附近的年齡增加，帶來的住宅貧窮比所得貧窮更明顯。同樣是以所得輪廓解釋，早些年度的戶長年齡增加時所得也增加，因而降低住宅負擔；晚近家戶結構改變造成戶長年齡老化，戶長年齡增加時的所得變動幅度不及住宅支出的增加，因而成為高住宅負擔的機率也較大。綜合上述，在人口組成相對年輕而且經濟快速發展的階段，戶長平均年齡附近的年齡增加，可以降低所得貧窮和住宅貧窮的機率；隨著經濟發展漸趨成熟，家庭結構朝向小家庭與少子女化，戶長年齡快速老化，戶長平均年齡附近的年齡增加，將會提高所得貧窮與住宅貧窮的發生機率。不過，估計結果顯示，戶長平均年齡附近每增1歲對於貧窮機率的邊際效果幅度在1%以下，影響效果並不是很大。

男性戶長的比率在平均數附近增加1%，成為低所得家戶的機率就會降低3%至7%；邊際效果在不同年度間的變化，隱含男性和女性戶長所得能力差異在近年縮小。另一方面，男性戶長比率增加1%，成為高住宅負擔家戶的機率下降2%至11%，顯示男性戶長的住宅負擔較低；愈晚近效果愈小，同樣隱含男女性戶長在住宅負擔差異有縮減趨勢。男性和女性戶長平均教育年數增加1年，成為低所得家戶的機率同時減少1%至2%，成為高住宅負擔的機率則微幅增加(至多不超過1%)。所以，戶長教育程度提升固然可以減少所得貧窮機率，但高教育程度對住宅品質的需求也同時提升，因而微幅提升住宅貧窮的機率。

有房貸家戶的平均比例增加1%，落入低所得家戶的機率降低11%至25%，成為高住宅負擔家戶的機率則提高20%至66%；有無房貸是影響所得貧窮與住宅貧窮的最主要因素。從所得來看，貸款購屋通常也有較高的所得能力，所得能力較低的可能選擇租屋而非購屋，因此貸款家戶屬於低所得的機率也較低。從住宅負擔來看，貸款支出也是住宅負擔的一部份，尤其是1995年前後貸款利率和負擔貸款購屋的家戶比例都不低，有住宅貸款也就有很高的機率成為住宅貧窮。

平均家戶規模增加1人，成為低所得家戶的機率降低6%至12%；此效果隨經濟成長增加。另一方面，在1995年之前平均家戶規模增加1人，可降低成為高負擔家戶機率1%至3%；2010年的效果轉為正，家戶規模和住宅貧窮正向相關，但邊際效果只有0.1%。顯然，家戶規模愈大愈不容易落入所得貧窮及住宅貧窮。不過，2010年的家戶規模和住宅貧窮成為正向相關，雖然幅度很小，可能的趨勢是家戶規模愈大住宅需求愈多，住宅需求的增加超過所得的增加，導致住宅貧窮機率上升。

租屋家戶的平均比例增加1%，成為低所得家戶的機率增加8%至9%左右，反映長期以來租屋家戶同時也是所得較低的族群。租屋家戶對高住宅負擔的影響只在1980年顯著，1%的租屋家戶比例增加可使高住宅負擔機率降低18%，顯示租屋成本低於擁屋；1995年之後租屋和

擁屋家戶的住宅支出就沒有明顯差異。給定租屋相對擁屋有較高的機率成為所得貧窮，但是1995年之後租屋家戶成為住宅貧窮的機率卻沒有比擁屋家戶低，隱含租屋相對擁屋的貧窮狀況持續惡化。

城市家戶的平均比例增加1%，成為低所得家戶的機率下降15%至17%，成為高住宅負擔的機率則多出19%至26%。城市化過程使家戶就業機會和所得同時增加，但住宅負擔也因都市房價上升提高。隨著城市化的普及，可以推論所得貧窮往非城市集中，住宅貧窮則往城市集中。夫妻家戶的平均比例增加1%，成為低所得家戶的機率增加5%至11%；同樣的比例變化，在1980年成為高住宅負擔的機率多4%，1995年之後的就不再顯著。和其他家庭型態相比，理論上夫妻同在的家戶對於住宅品質的要求也較高，因此在早年有較高的機率成為住宅貧窮，但是1995年之後是否為夫妻家戶就不影響住宅貧窮。

綜合上述，可以發現臺灣家戶在長期的經濟發展過程，面對所得貧窮和住宅貧窮的壓力來源各有異同，這些變數的影響效果在各發展階段也會改變。造成所得貧窮和住宅貧窮彼此強化的因素，包含戶長年齡、戶長性別、家戶規模與夫妻家戶。從橫斷面資料的觀點來看，戶長年齡增加在1995年之前的邊際效果，有助於降低兩種貧窮的聯合機率；2010年之後戶長年齡增加同時提高兩種貧窮的聯合機率。準此，戶長年齡的邊際效果並非固定，而是隨社會人口特性變遷而改變。值得注意的是，家庭收支調查的戶長定義為經濟戶長，早年家戶的組成有部分是三代同堂(亦即成年兩代同住)，戶長年齡較輕。隨著人口特性與社會風氣變遷，成年兩代同住的家戶逐漸減少，轉而成為年老與年輕一代各自居住的情況；過去30年間戶長平均年齡增加、家戶規模縮小，某種程度上正反映這種趨勢。因此，戶長年齡的增加，不僅止於來自人口結構的改變，家戶組成轉變也是原因。家戶組成轉變可能比人口結構的變化速度還快，導致貧窮狀態的壓力也更大。

由於人口老化以及家戶組成轉變是未來主要趨勢，可以預知兩種貧窮現象的聯合機率都將逐漸增加，尤其集中在年老戶長的家戶。影響年老戶長家戶福利水準的主要考量，就是穩定的生活所需，政策上應該防範未然。政府已經開辦全民健保與各類年金，對於維持老年人口的穩定所得與消費，應該可以發揮重要功能。但是對於老年人口的住宅支出壓力，目前政策上能夠著力的相對有限。專為年老家戶設計的住宅形式並不普遍，以住宅證券化提供年老家戶活用資產的制度也尚在起步，相關政策仍待宣導與推動。男性戶長比例及家戶規模，和兩種貧窮狀態的聯合機率正向相關；基本統計量指出經濟發展的趨勢，帶來男性戶長比例下降和家戶規模縮減，也就預測兩種貧窮狀態可能同時加重。因此，政府政策必須同時關照所得貧窮和住宅貧窮，一方面提升弱勢家戶的所得水準，一方面提供低成本住宅給這些家戶。另外，夫妻家戶和兩種貧窮狀態的聯合機率正向相關，隨著夫妻家戶的比例下降，反而有助於貧窮機率的減少。

戶長教育年數、有無房貸、租屋及城市家戶，在所得貧窮和住宅貧窮的聯合機率上彼此相反，因此一方強化一方就減輕。除了租屋之外，這些變數都和所得貧窮機率負向相關，同時也和高住宅負擔機率正向相關。因此，提高教育程度、鼓勵房貸、加速城市化的政策固然有助於減輕所得貧窮機率，同時也必須注意對住宅負擔可能帶來的負面效果。可能的情况是，教育提升與城市化帶來家戶所得上升，但是增加幅度不及住宅支出負擔的增加。

有無房貸負擔尤其是影響兩種貧窮狀態最主要的原因，有能力負擔房貸的家戶通常不

屬於低所得族群，但也因此容易成為高住宅負擔家戶。如何透過住宅政策提供合理的住宅負擔，不止是低所得家戶面臨的問題，中、高所得同時負擔房貸的家戶，也是政策上必須關注的對象。租屋家戶一向有較高的傾向屬於低所得家戶，但是租擁屋家戶的住宅負擔從1995年之後就沒有差別；也就是說，租屋家戶在所得上相對弱勢，但住宅負擔並沒有比較輕省。要協助所得弱勢的租屋家戶提升福利水準，政府目前推動的社會住宅或出租國宅是正確方向，可以提供低所得家戶以較低成本取得住宅，減少住宅貧窮的機率；重點是社會住宅的數量必須足夠所需。

五、結論

本研究採用橫跨30年期間的家庭收支調查個體資料，觀察臺灣家戶長期的社會經濟與社會人口特性變化，透過bivariate probit模型估計造成所得貧窮與住宅貧窮的因素，結果發現兩種貧窮狀態彼此相關。戶長年齡、戶長性別、家戶規模與夫妻家戶，是強化兩種貧窮狀態聯合機率的因素；戶長教育年數、房貸、租屋及城市家戶，對兩種貧窮狀態聯合機率的影響則相反。而且，這些變數的影響效果也會隨經濟成長的階段而變化。就本研究的討論議題、資料涵蓋與分析模型，都是國內文獻少見的嘗試。Skaburskis(2004)的結論指出，造成加拿大家戶所得貧窮和住宅貧窮的幾項主要原因，包括區域、人口、遷移、所得、就業和教育，邊際效果的影響方向完全一致，要解決兩種貧窮狀態的政策也大致相同。臺灣的情況較為複雜，影響兩種貧窮狀態的因素並不完全一致，而且隨經濟成長的階段而改變，因此有更深層的政策意涵。

根據本研究的發現，有以下幾點重要的政策隱含與政策建議。首先，戶長年齡、戶長性別、家戶規模與夫妻家戶，在所得貧窮和住宅貧窮的機率彼此強化。戶長平均年齡增長在90年代中期之前會降低兩種貧窮的聯合機率，晚近則反是。隨著人口老化與家庭分戶的風氣，年老親代離開成年子代獨自居住的比例快速增加，對於各自家庭(尤其是年老親代)的所得貧窮與住宅貧窮壓力日增。其次，家戶組成的轉變導致戶長年齡老化速度，更快於人口結構的老化；對兩種貧窮聯合機率的衝擊，前者的壓力也大於後者。當前政府相關政策已經正視人口結構老化的總體現象，而因家戶組成轉變帶來的戶長年齡老化，以及老年人口獨自居住可能面臨所得貧窮與住宅貧窮，這是與家戶福利水準有關的個體問題，還需要更多的政策研究與分析。

同時，經濟與社會發展也帶來女性戶長比例增加，但是女性比男性戶長有較高的所得貧窮和住宅貧窮風險，未來的所得政策和住宅政策應考慮納入性別考量，政策規劃可以參考類似美國政府對女性單親有未成年子女所得補助計畫(Aid to Families with Dependent Child)的作法；參閱Page & Larner(1997)。同樣的，家戶規模縮減也是社會發展趨勢，導致兩種貧窮狀態的風險加重；家戶成員數減少，家戶內保險(within family insurance)的效果也下降，勢必更依賴社會保險(social insurance)。當前臺灣多種既存和新增的社會保險，都面臨財務失衡的危機或挑戰；展望未來家戶的貧窮狀態和社會保險之間的關係更為加重，維持社會保險的財務穩健是政府政策的要務之一。

另一方面，戶長教育年數、有無房貸及城市家戶，在所得貧窮和住宅貧窮的聯合機率上彼此相反，和所得(住宅)貧窮機率負(正)向相關。因此，提高教育程度、鼓勵房貸、加速城

市化的政策推動時，要同時關照正反兩面的效果。本研究估計結果指出，有無房貸負擔是影響兩種貧窮狀態最主要的原因，負擔房貸的家戶成為所得貧窮的機率較低，但成為住宅貧窮的機率較高。在房貸負擔的制度設計上，如何設計有效率的貸款制度降低購屋還款的本利支出，不僅是住宅政策的問題，也需要金融政策的協助。此外，租屋家戶在兩種貧窮狀態中是明顯弱勢，但是政府對於有貧窮威脅的租屋家戶在全國各地(包括北中南各區、城鄉之間)的分布狀況有無足夠掌握？目前推動的扶助弱勢住宅政策是否符合各區域的供需？對抗住宅貧窮和所得貧窮的政策之間有無足夠的連結？這些問題的釐清，還待更全面和更深入的政策分析。

本研究的限制有以下幾點。第一是受限於臺灣的資料特性，所得貧窮的定義方式和文獻上的作法不完全相同；臺灣並無固定發佈的所得貧窮水準，歸屬於中低收入戶的比例又很低，家庭收支調查亦無中低收入戶的註標，因此本文的所得貧窮家戶只能以全部樣本所得最低20%來定義，無法像住宅貧窮因狀況改變比例。第二是受制於偏低的房租，家庭收支的設算房租有低估的傾向，本研究設定的住宅貧窮水準也比文獻上的標準低。同時，家庭收支調查的問項提供的住宅支出，無法完整反映真正的市場房價以及可能的貸款壓力，由此計算的住宅負擔可能也會低估。再者，台灣與住宅相關的實證公開資料中，並無同時提供家戶所得與住宅價格的單一資料來源，因此本研究只能從設算租金和購屋貸款的部分資訊進行間接推估。不過，只要低估的水準在各年度樣本都一致，應不至於造成估計結果的偏誤。第三是家庭收支調查在長達30年期間的問項有部分更改，造成跨期分析實證模型的變數選取受到限制。例如房貸本利支出只有部分年度登錄，無法在橫跨長期的分析中討論此問項的效果；晚近取消城市和非城市家戶的註標，也使得城鄉差距不再是分析主題。後續研究的可能方向有二，一是以更多年份資料進行更細緻的分析，二是考慮特定的家戶特性(例如房貸本利支出)進行更深入的討論。

註 釋

- 註1: 此處定義的所得貧窮和住宅貧窮狀態，都是以分配上的某一特定分量位置之下或之上來區分，因此兩種貧窮定義也可以視為是一種不均度指標；這種不均度指標只是設定一個門檻(threshold)，關注的是所得(住宅支出)低(高)於某一水準的家戶特性，及其間的交互影響。
- 註2: 作者感謝審查人之一對此點的提醒。
- 註3: 作者感謝審查人之一提醒財富(資產)的角色不應忽視。
- 註4: 三個資料年度中屬於配住和借住家戶的比例，分別是10%、7%和3.5%。
- 註5: 受限於資料，本研究採用加總的房地租水電費用以及貸款利息，並無法真正反映家戶面對的市場房價與可能的貸款負擔；這是本研究的資料限制。作者感謝審查人之一對此點的提醒。
- 註6: 國外文獻定義所得貧窮時多以低於貧窮線為標準，貧窮線的定義通常是中位數所得水準的一半。我國並無明確的貧窮線水準。根據家庭收支調查，臺灣家戶過去30年期間家戶所得中位數的半數，大概介於所得分配的第15至第20個分量之間，所以本研究採用最低20%所得家戶定義低所得家戶。
- 註7: 住宅支出負擔通常以支出 / 所得比定義，目的在衡量是否會有無法繼續負擔房貸的可能機率，而多以超過30%為高住宅負擔。文獻上此標準的設定採一般準則(rule of thumb)或是依據傳統(tradition)，而且隨著時間而改變，例如加拿大在1950年代是20%，之後逐漸提高到25%，到了1980年代已經採用30%；參閱Hulchanski(1995)的討論。臺灣因為住宅的財富效果很大，住宅設算租金和實付租金較先進國家低。本研究根據國內資料狀況，將高住宅負擔的標準訂在20%。
- 註8: 本研究依據相關文獻，在估計bivariate probit模型之前，先嘗試低所得和高住宅負擔的個別probit估計。結果顯示，絕大多數的解釋變數都達到5%以上的顯著水準。在三個年度的估計中，低所得家戶模型介於0.259到0.461之間，高住宅負擔模型則介於0.097和0.205之間，配適程度遠高於類似主題的Skaburskis(2004)，反映本研究模型設定的變數選取適當。
- 註9: 我們嘗試在所得貧窮的模型中只控制夫妻家戶一個變數，結果是顯著負值，表示若單獨觀察配偶狀態，夫妻家戶落入所得貧窮的機率明顯低於非夫妻家戶；此結果和基本統計量的非條件估計一致。
- 註10: 對於虛擬變數而言，控制組的選取決定變數的邊際效果；參閱Fairlie(2005)的討論。
- 註11: 解釋變數的邊際效果可以在特定值之下估計，平均值的作法和文獻上相同；參閱Skaburskis(2004)。

參考文獻

中文部份：

大前研一

2006 《M型社會：中產階級消失的危機與商機》台北：商周出版。

Ohmae, Kenichi

2006 *M Shape Society: The Risk and Opportunity of Diminishing Middle Class*. Taipei: Business Weekly Publications.

朱雲鵬

1990 〈1980 與 1986 年間臺灣所得分配的因素分解分析〉《人文及社會科學集刊》3(1): 145-167。

Chu, Y. P.

1990 “A Decomposition Analysis of Taiwan’s Income Distribution in 1980 and 1986,” *Journal of Social Sciences and Philosophy*. 3(1): 145-167.

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。

Wu, H. Y.

1988 “Household Size and Income Inequality in Taiwan, 1976-1995,” *Academia Economic Papers*. 26(1): 19-50.

林金源

1995 〈家庭結構變化對臺灣所得分配的影響〉《臺灣經濟學會年會論文集》161-178, 台北：臺灣經濟學會。

Lin, C. Y.

1995 “The Effects of Household Compositional Changes on the Distributions of Income,” in *Taiwan Economic Association Annual Conference Proceedings*. 161-178. Taipei: Taiwan Economic Association.

林祖嘉

1992 〈台灣地區房租與房價關係之研究〉《臺灣銀行季刊》43(1): 279-312。

Lin, C. C.

1992 “Study on the Relationship between Housing Rent and Price in Taiwan Area,” *Taiwan Bank Quarterly*. 43(1): 279-312.

張金鵬、陳明吉、鄧筱蓉、楊智元

2009 〈台北市房價泡沫知多少？房價 VS. 租金、房價 VS. 所得〉《住宅學報》18(2): 1-22。

Chang, C. O., M. C. Chen, H. J. Teng & C. Y. Yang

2009 “Is There a Housing Bubble in Taipei? Housing Price vs. Rent and Housing Price vs. Income,” *Journal of Housing Studies*. 8(2): 1-22.

曹添旺、張植榕

2000 〈臺灣家庭高低所得階層屬性分布與所得分配〉《人文及社會科學研究彙刊》10(3): 344-361。

Tsaur, T. W. & J. R. Chang

2000 “The Allocation of Family Characteristics and the Distribution of Family Income: The Case of Taiwan,” *Humanities and Social Sciences*. 10(3): 344-361.

陳建良

2014 〈臺灣家戶所得不均長期變化趨勢之分解〉《臺灣經濟預測與政策》44(2): 1-44。

Chen, C. L.

2014 “Decomposition of the Changing Income *Inequality* of Taiwan’s Households,” *Taiwan Economic Forecast*. 44(2): 1-44.

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。

Chen, C. L. & C. C. Lin

1998 “Wealth Effect, Income Effect, and Housing Demand,” *Journal of Housing Studies*. 7: 83-99.

費景漢

1983 〈所得分配之理論與當前經濟發展政策〉于宗先主編《臺灣的所得分配》3-16，臺北：中央研究院經濟研究所。

Fei, C. H.

1983 “Income Distribution Theory and the Contemporary Economic Development Policy,” in *Taiwan’s Income Distribution*. 3-16. ed. Tzong-Shian Yu, Taipei: Institute of Economics, Academia Sinica.

管中閔、陳建良

2009 〈台灣所得分配的變動：1980-2005〉李誠主編《險渡金融海嘯：台灣經濟未來該怎麼走？》106-131，台北：天下文化。

Kuan, C. M. & C. L. Chen

2009 “Changing Income Distribution in Taiwan: 1980-2005,” in *Dangerously Across the Financial Crisis: What is the Future Direction of Taiwan Economy*. 106-131. ed. Joseph S. Lee, Taipei: Commonwealth Publishing Co. Ltd.

劉克智

1979 《臺灣人口成長與經濟發展》台北：聯經出版社。

Liu, K. Z.

1979 *The Social and Economic Transformation of Taiwan*. Taipei: Linking Publishing Co. Ltd.

劉克智

1981 〈臺灣家庭發展過程中所得不均的決定因素〉《中央研究院三民主義研究所第三次社會指標會議》189-220，台北：中央研究院三民主義研究所。

Liu, K. Z.

- 1981 "Determinants of Income Inequality Over the Process of Taiwan Household Development," in *the Third Run Conference of Social Indicators*. 189-220. Taipei: Institute of Dr. Sun Yat-sen's Doctrine.

劉鶯釧

- 1982 〈臺灣的家庭生命循環與所得分配〉《社會科學論叢》30: 339-362。

Liu, Y. C.

- 1982 "Taiwan Households' Life Cycle and Income Distribution," *Review of Social Sciences*. 30: 339-362。

劉鶯釧

- 1992 〈家庭所得分配的勞動經濟分析—臺灣雙薪家庭實證〉施俊吉主編《勞動市場與勞資關係》163-188, 臺北: 中央研究院中山人文社會科學研究所。

Liu, Y. C.

- 1992 "Labor Economic Analysis on Family Income Distribution: Empirical Evidence on Taiwan's Double Income Family," in *Labor Market and Employee-Employer Relationship*. 163-188. ed. Chun-Chi Shih, Taipei: Research Center for Humanities and Social Sciences.

劉鶯釧、張清溪

- 1995 〈妻子勞動報酬對家庭所得分配之影響〉麥朝成與黃鴻主編《臺灣所得分配論文集》293-316, 臺北: 聯經出版社。

Liu, Y. C. & C. H. Chang

- 1995 "The Impact of Wife's Labor Income on Family Income Distribution," in *Symposium on Taiwan's Income Distribution*. 293-316. ed. Chao-Cheng Mai & Hong Hwang, Taipei: Linking Publishing Co. Ltd.

英文部份:

Atkinson, A. B. & F. Bourguignon

- 2000 *Handbook of income distribution*. New York: Elsevier.

Badcock, B.

- 1984 *Unfairly Structured Cities*. Oxford: Basil Blackwell.

Bogdon, A. S. & A. Can

- 1997 "Indicators of Local Housing Affordability," *Real Estate Economics*. 25(1): 43-80.

Bogdon, A. S., J. Silver & M. A. Turner

- 1994 *National Analysis of Housing Affordability, Adequacy and Availability: A Framework for Local Housing Strategies*. Washington D.C.: U.S. Department of Housing and Urban Development, Office of Policy Development and Research.

Bourguignon, F., M. Fournier & M. Gurgand

- 2001 "Fast Development with a Stable Income Distribution: Taiwan, 1979-94," *Review of Income and Wealth*. 47(2): 139-163.

- Bourne, L.
1993 "Close Together and Worlds Apart: An Analysis of Changes in the Ecology of Income in Canadian Cities," *Urban Studies*. 30(8): 1293-1317.
- Burrows, R. & S. Wilcox
2000 *Half the Poor: Home Owners with Low Incomes*. London: CML Research Report.
- Chen, M. C., I. C. Tsai & C. O. Chang
2007 "House Prices and Household Income: Do They Move Apart? Evidence from Taiwan," *Habitat International*. 31(2): 243-256.
- Chu, C. Y. & L. Jiang
1997 "Demographic Transition, Family Structure and Income Inequality: Theory and Empirical Evidence of Taiwan," *Review of Economics and Statistics*. 79(4): 665-69.
- Dardis, R., H. Soberon-Ferrer & D. Patro
1994 "Analysis of Leisure Expenditures in the United States," *Journal of Leisure Research*. 26(4): 309-321.
- Deaton, A. & C. Paxson
1994 "Saving, Growth and Aging in Taiwan," in *Studies in the Economics of Aging*, 331-357. ed. David A. Wise, Chicago: University of Chicago Press for NBER.
- Deaton, A. & J. Muellbauer
1980 *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Dunn, J.
2000 "Housing and Health Inequalities: Review and Prospects for Research," *Housing Studies*. 15(3): 341-366.
2002 "Housing and Inequalities in Health: A Study of Socioeconomic Dimensions of Housing and Self-Reported Health from a Survey of Vancouver Residents," *Epidemiology and Community Health*. 56(9): 678-681.
- Fairlie, R. W.
2005 "An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models," *Journal of Economic and Social Measurement*. 30(4): 305-316.
- Fields, G. & B. Leary
1997 *Economic and Demographic Aspects of Taiwan's Rising Family Income Inequality*. Mimeo. Cornell University.
- Gan, Q. & R. J. Hill
2009 "Measuring Housing Affordability: Looking beyond the Median," *Journal of Housing Economics*. 18(2): 115-125.
- Gibbons, S & S. Machin
2006 "Paying for Primary Schools, Admission Constraints, School Popularity or Congestion," *The Economic Journal*. 116(510): 77-92.

Gibbons, S. & S. Machin

2003 "Valuing English Primary Schools," *Journal of Urban Economics*. 53(2): 197-219.

Greene, H. W.

2003 *Econometric Analysis*. 5th ed. NJ: Prentice-Hill, Inc.

Hamnett, C.

2010 "Housing and Wealth in Britain," *Economics Paper*. 6(1): 14-12.

Hamnett, C. & J. Seavers

1996 "Home Ownership, Housing Wealth and Distribution in Britain", in *The New Inequality*. 348-373. ed. J. Hills, New York: Oxford University Press.

Harloe, M.

2007 "Housing Inequality and Social Structure in London," *Housing Studies*. 7(3): 189-204.

Hulchanski, J. D.

1995 "The Concept of Housing Affordability: Six Contemporary Uses of the Housing Expenditure-to-Income Ratio," *Housing studies*. 10(4): 471-486.

Kim, K. H. & B. Renaud

2009 "The Global House Price Boom and its Unwinding: An Analysis and a Commentary," *Housing Studies*. 24(1): 7-24.

Kuznets, S.

1980 "Notes on Income Distribution in Taiwan," in *Quantitative Economics and Development*. 255-280. eds L. R. Klein, M. Nerlove & S. C. Tsiang, New York: Academic Press.

Logan, J. R., Y. Bian & F. Bian

1999 "Housing Inequality in Urban China in the 1990s," *International Journal of Urban and Regional Research*. 23(1): 7-25.

Logan, J.

2000 "Still a Global City: the Racial and Ethnic Segmentation of New York", in *Globalizing Cities: A New Spatial Order?* 158-185. ed. P. Marcuse & R. van Kempen, Oxford: Blackwell Publishers.

Page, B. S. & M. B. Lerner

1997 "Introduction to the AFDC Program," *Welfare to Work*. 7(1): 20-27.

Polinsky, A. M. & D. T. Ellwood

1979 "An Empirical Reconciliation of Micro and Grouped Estimates of the Demand for Housing," *Review of Economics and Statistics*. 61(2): 199-205.

Quigley, J. M. & S. Raphael

2004 "Is Housing Unaffordable? Why Isn't It More Affordable?" *The Journal of Economic Perspectives*. 18(1): 191-214.

Schultz, T. P.

1997 "Income Inequality in Taiwan 1976-1995: Changing Family Composition, Aging, and Female Labor Force Participation," *Working Papers 778*, Yale University: Economic Growth Center.

Skaburskis, A.

- 2004 “Decomposing Canada’s Growing Housing Affordability Problem: Do City Differences Matter?” *Urban Studies*. 41(1): 117-149.

Thalmann, P.

- 2003 “House Poor or Simply Poor?” *Journal of Housing Economics*. 12(4): 291-317.

United Nations

- 1977 *Provisional Guidelines on Statistics of the Distribution of Income, Consumption and Accumulation of Households*. New York : United Nations.

Watson, T.

- 2007 *New Housing, Income Inequality, and Distressed Metropolitan Areas*. Washington, D.C.: Brookings Institute Metropolitan Policy Program.

Wooldridge, J. M.

- 2002 *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press: Cambridge, Massachusetts.

World Bank

- 2006 *World Development Report 2006: Equity and Development*. New York: Oxford University Press.

Yates, J.

- 1994 “Home Ownership and the Australian Housing Finance System,” *Urban Policy and Research*. 12(1): 27-39.