

不同縣市住宅自有率差異原因分析

彭建文* 王佳于**

論文收件日期：93年10月11日

論文接受日期：94年9月7日

摘 要

國內住宅自有率在2000年住宅普查時高達82.2%，相較1990年的78.5%、1980年的72.5%明顯增加，且不同縣市間有相當明顯的差異。以往文獻大多認為住宅自有率主要受到房價與家戶所得的影響，且多將兩變數分別置入模型中，本研究認為房價與家戶所得為相對的概念，故採房價所得比來反映家戶的客觀購屋能力。實證結果雖證實房價所得比對於住宅自有率有顯著負向影響，但亦發現遷徙率的高低才是影響住宅自有率最重要的變數，甚至老年人口比率、有偶率等變數的影響力亦高於房價所得比，顯示社會屬性變數是左右不同縣市住宅自有率的主因，此結果大致可解釋為何都市化程度較高的縣市其住宅自有率較低，而農業為主縣市的住宅自有率反而較高的現象。

關鍵詞：住宅自有率、住宅市場、租買選擇

* 台北大學不動產與城鄉環境學系副教授，地址：臺北市中山區民生東路三段67號
電話：(02) 2500-9151，E-mail: cwpeng@mail.ntpu.edu.tw

** 台北大學不動產與城鄉環境學系碩士班學生，E-mail: chiayu1031@yahoo.com.tw

The Determinants of Homeownership Rates Across Different Cities and Counties

Chien-Wen Peng* and Chia-Yu Wang**

Abstract

In 2000, Taiwan's homeownership rate was 82.2 percent, which has increased significantly during the last two decades, and there have been great differences among cities and counties. Most studies used housing prices and household income as two most important determinants of homeownership rate and ignored the effect of other demographic variables. Empirical results revealed that housing prices to household income ratio had a significant negative effect on homeownership rate, but its relative influence was much less than the mobility rate, senior citizen ratio, and married rate. It implied that the subjective will of homebuyers is more important than their objective ability to select tenure choice. This result explains why more urbanized cities have lower homeownership rates, but agricultural-based counties have much higher homeownership rates.

Keywords: Homeownership rate, Housing market, Tenure choice

一、前 言

依據行政院主計處2000年住宅普查資料顯示，國內住宅自有率高達82.2%，僅次於新加坡而高居世界第二位^{註1}，且相較1990年的78.5%、1980年的72.5%明顯增加，即使於1987年下半年到1989年底國內房價飆漲，住宅自有率也未因房價偏高而有下降的情形。就行政院主計處1980-2001年間的「家庭收支調查報告^{註2}」來觀察

註1. 1998年日本住宅自有率為60.3%、2001年加拿大為64.6%、2001年美國為60.7%、以及2002年英國為68.3%，我國住宅自有率皆較先進國家高出許多。(內政統計資訊服務網/內政國際指標/主要國家住宅狀況 <http://www.moi.gov.tw>)

註2. 目前國內有關住宅自有率與租屋率的統計資料，除每十年一次的住宅普查外，主要見於行

台灣地區22縣市（不含澎湖縣）住宅自有率變動之情形^{註3}，可發現平均住宅自有率低於80%以下之縣市，包括台北市、高雄市、台北縣，以及基隆市、新竹市、台中市、嘉義市、台南市等五個省轄市，這些縣市均屬於都市化程度較高的地區，而平均住宅自有率高於90%以上之縣市，包括苗栗縣、彰化縣、雲林縣、嘉義縣等農業為主的縣市，此似乎意味住宅自有率的高低與都市化程度有關。然而，到底是什麼原因造成不同縣市住宅自有率間存有顯著差異？經濟面與社會面的影響何者影響較大？這些均是政府在制定住宅政策或相關業者在進行投資決策時，迫切需要澄清的課題。

理論上，在房價水準固定的情況下，家戶可支配所得愈高的縣市，民眾的購屋能力亦較高，該縣市的住宅自有率亦應較高（Ahmad, 1994、陳彥仲，1996；薛立敏與陳綉里，1997；謝文盛與林素菁，2000）。房價水準較低的縣市，家戶在進行住宅租買選擇時則可能較傾向於擁屋，故該縣市住宅自有率亦應較高（薛立敏與陳綉里，1997）。然就國內住宅市場高住宅自有率的現象來看，可發現兩個矛盾的現象：第一，無論是都市化程度較高的縣市或是農業縣市，皆存在家戶可支配所得與住宅自有率呈現非正向關係的現象，例如台北市、台中市、新竹市（嘉義縣、雲林縣）等縣市的家戶可支配所得相對較高（低），但住宅自有率卻偏低（高）。第二，部分縣市出現房價與住宅自有率呈現非負向關係的現象，例如等縣市的房價水準相對較高（低），但其住宅自有率也較高（低）。此意味僅以單一的房價或家戶可支配所得進行分析，並不足以完整解釋住宅自有率的現象，可能會造成錯誤的解讀。

目前國外住宅自有率相關文獻極為豐富，但大多著重於個體面的家戶租買選擇為主，尤其是特定群體的住宅租買選擇行為更是研究的焦點，有針對女性戶長（Haurin and Kamara, 1992）為探討對象者，亦有針對遷移家戶所作之研究（Ioannides and Kan, 1996; Goodman, 2002; Borjas, 2002），或著墨於不同種族間的住宅自有差異（Megbolugbe and Cho, 1996; Coulson, 1999; Painter et al., 2001, 2003），且研究範圍多以整個國家為單位，僅少數文獻針對都市（Ahmad, 1994）或州（Gabriel and Painter, 2003）為探討範圍。由於國內與國外住宅市場的差異性

政院主計處自1976年開始每年進行的家庭收支調查報告。統計地區包括台灣省21個縣市、台北市及高雄市；對象為居住於台灣地區內具有中華民國國籍之個人及其所組成之家庭（指營共同經濟生活者所組成之家庭）。項目包括家庭戶口組成、家庭設備及住宅概況及所得與消費支出，據以計算家庭設備普及率、自有住宅率及平均每戶可支配所得、消費及儲蓄。由戶籍登記資料以縣市為副母體，採分層二段隨機抽樣方法，抽出受訪戶，以就業人口產業結構比例將各村里分為都市、鄉鎮及鄉村三層（台北市及高雄市除外）；第一段抽樣單位為村里，第二段抽樣單位為戶。

註3. 新竹市與嘉義市自1982年始成為省轄市，故僅能由1982年（民國71年）開始觀察。

極大，例如美國本身地大物博，加以人口組成複雜，造成各區域住宅自有率有顯著差異存在，故在應用上必須非常審慎。就國內住宅自有率相關文獻來看，亦偏重於以個體面探討房價、所得、租金等變數對於家戶住宅租買選擇之影響（陳彥仲，1996；薛立敏與陳綉里，1997；謝文盛與林素菁，2000），研究範圍多以整個國家（薛立敏與陳綉里，1997；謝文盛與林素菁，2000）或某特定縣市（李信佩，1996；簡淨珍，2000）為主，鮮少探討不同縣市間住宅自有率的差異，也忽略購屋者經濟因素以外其他社會屬性變數的影響。

本文相較於以往文獻有以下幾點不同之處，首先，本文認為房價與家戶可支配所得高低乃是相對的概念，以往文獻多將房價與家戶可支配所得分別置入模型中，此種做法並無法清楚瞭解兩者的相對關係，且在實證過程中可能出現線性重合的問題^{註4}，故本文中採取房價所得比來反映家戶的客觀購屋能力。其次，由於遷徙機率、家庭結構、以及年齡…等社會屬性面因素亦可能影響家戶的購屋意願，進而影響各縣市住宅自有率的高低，故本文中將同時納入影響家戶客觀購屋能力與社會屬性變數，探討造成不同縣市住宅自有率差異的可能原因。第三，以往文獻多以個別家戶的住宅租買選擇為探討對象，較不易進行不同縣市的比較，且直接以個體住宅租買選擇行為來推估與解釋整體住宅自有率，此種運用是否恰當？值得斟酌。本文直接以各縣市為研究範圍，將空間因素納入住宅自有率影響因素中。此外，國內現有住宅自有率相關文獻的實證期間大多在1993年以前，在1993年以後至今的十年間，國內經濟、金融與房地產市場均歷經結構性改變（structure change）下，實有必要針對影響國內住宅自有率的因素重新加以檢視。

以下本文分為五節，除本節外，第二節為假說與模型建立，第三節為資料說明，第四節實證分析，最後一節為結論。

二、假說與模型建立

住宅自有率為個體家戶租買選擇結果的加總^{註5}，林祖嘉（1994）指出家計單位同時為出租住宅市場與自有市場的潛在消費者，在估計家計單位的住宅需求時，若

註4. 所得為影響房價之重要變數，而房價又為影響住宅自有率之重要變數，致使所得與房價兩者相關係數過高，若在住宅自有率模型中同時將房價與所得納入，可能會出現線性重合問題，使得實證結果產生估計偏誤。

註5. 自有住宅之來源主要為購屋與繼承，但因繼承相關論證與資料蒐集具有相當之研究困境，故本文僅以購屋需求角度來論證自有率之形成結構。

將兩市場分開估計，則必然會因為忽略此二市場間之替代性而導致誤差出現。因此，本文中將以個體家戶租買選擇理論為基礎，並以家戶客觀的購屋能力與購屋者社會屬性變數兩方面分析影響各縣市住宅自有率高低的因素。

(一) 客觀購屋能力

房價為擁屋的成本，租金為租屋者享有住宅服務的成本，故除家戶所得外，房價與租金的變動會影響家戶的住宅選擇與住宅需求，進而影響住宅自有率，以下將針對房價、租金、以及所得對於住宅自有率的影響進行探討^{註6}：

1. 房價

李信佩(1996)探討台北市家戶組成對住宅租買選擇之影響，實證發現各類型家戶選擇自有房屋之機率均相當高，充分反映傳統國人購屋保值的觀念，即使在房價高漲的情況下，許多人仍將購屋視為重要目標。薛立敏與陳綉里(1997)探討台灣1980年代住宅自有率變化，發現當擁屋成本相對於租屋提高時，家戶將傾向租屋，而預期房屋增值提高時則傾向於擁屋。由此可知，房價變動會影響家戶的擁屋能力與購屋意願，亦會影響住宅的消費量。通常房價較高之地區，家戶的擁屋成本會較高，故整體的住宅自有率相對會較低，亦即房價與住宅自有率將呈現反向關係。(Goodman, 1986; Haurin and Kamara, 1992; Coulson, 2002)

2. 租金^{註7}

簡淨珍(2000)將租金變數納入考量，發現房價租金比愈大，表示房價上升幅

註6. 家戶在進行住宅租買選擇時，除受到目前擁屋能力的影響外，理論上家戶對於未來房價的預期亦是重要影響因素之一，且家戶對於未來長期房價波動的重視程度應更甚於短期。然而，由於長期房價波動的預測相當困難，以往文獻大多以過去一年或數年的平均房價上漲率做為預期短期價格波動的替代，此種方式有兩個主要缺點，其一是隱含未來房價的波動為過去房價趨勢一陳不變的延伸，另一則是使實證分析的樣本數減少，可能造成實證結果的不穩定性。例如花敬群(2001)曾以過去三年的平均房價變動率替代預期房價波動，實證結果發現預期房價波動對住宅自有率具有不合理的顯著負向影響，故本文中暫時將預期價格波動變數予以保留，並列為未來後續研究重點之一。此外，花敬群(2001)亦曾對空屋率與住宅自有率之關係進行探討，但本文認為空屋率對住宅自有率的影響乃是先透過房價才產生的間接影響，故不針對兩者關係進行討論。

註7. 住宅自有率的高低雖與房價和租金的比例有關，但房價租金比與房價所得比放入實證模型中，將產生共線性問題，倘以房價、租金、所得分開放入模型中，抑或房價租金比、所得的方式亦無法避免產生共線性之情形，故本文未將租金或房價租金比放入模型中，非本文未考量租買選擇對住宅自有率的影響。

度較租金上升幅度為大，代表家戶擁屋負擔支出相對增加，則家戶較會傾向租屋。謝文盛與林素菁（2000），發現當租金上漲時，家計單位將會傾向以自有方式消費住宅，減少出租住宅的需求。若房價上升幅度較租金上升幅度為小，代表家戶擁屋負擔支出相對減少，此時家戶將傾向擁屋。亦即，租金與住宅自有率呈現正向關係，當一地區之租金較其他縣市為高時，民眾將傾向擁屋，使住宅自有率上升。

3. 所得

在房價水準不變下，家戶所得的增加會使其購屋能力提高，選擇購屋的機率也會增加，此對於住宅自有率有正面影響（Ahmad, 1994；陳彥仲，1996、薛立敏與陳綉里，1997、謝文盛與林素菁，2000）。然而，房價與所得對住宅自有率而言實為一相對概念，而非絕對相關。以台北市房價與家戶所得為例，我們可發現台北市的家戶所得雖高，但是房價更高，造成民眾客觀購屋能力不足而住宅自有率偏低的情形，故本研究認為應採取「房價所得比」為變數較恰當。

（二）社會屬性變數

除客觀的購屋能力外，購屋者社會屬性變數也會對家戶的住宅租買選擇產生影響，進而造成住宅自有率之不同，本文將透過各縣市的人口平均年齡、婚姻狀況、以及遷徙率等變數來探討，^{註8}針對其對住宅自有率的影響進行討論。

1. 人口年齡

過去文獻雖有考慮家戶年齡對於住宅自有率之影響，但並未將購屋者的主觀意願與客觀能力加以區分，著重於所得隨年齡增加所產生的購屋能力提升，忽略年齡本身對於家戶租買選擇的影響。（Henderson et al., 1983；林祖嘉，1994；薛立敏與陳綉里，1997）。DiPasquale and Wheaton（1996）指出在所得固定的情況下，隨著家戶年齡的成長，住宅消費也將明顯的增加。本文認為此可能是因為隨著人們年齡的增加，其環境適應能力將逐漸降低，對安定環境的需求則會增加，故老年人的購屋意願通常會較年輕人高，人口年齡對於住宅自有率呈正向關係。

註8. 理論上家庭結構與家戶人數對於住宅租買選擇亦有關係，陳建良與張郁鶴(2000)實證發現人口結構是決定家庭經濟行為的重要因素，通常單身家庭之住宅自有率最低，傾向以租屋為主，而三代同堂者住宅自有率最高，但因各縣市人口結構資料取得不易，故在本文中將不予討論。至於家戶人數對於住宅租買選擇的影響可能有兩個，第一，人數眾多之家戶有可能屬於收入較低者，其經濟能力差使其傾向選擇租屋；第二，因家戶人數眾多導致搬遷之機會成本大於擁屋之成本，使其傾向選擇擁屋，由於其影響方向不易區分，故本文中將暫時不予討論。

2. 婚姻狀況

家庭人口組成對於住宅租買選擇有很大的影響，通常已婚或已有小孩的家庭對於安定感的需求程度較高，相較未婚家庭更傾向於擁屋。（Megbolugbe and Cho, 1996、Coulson, 1999、林祖嘉，1994、李信佩，1997、薛立敏與陳綉里，1997），故本文預期當一個縣市的已婚人口比率較高時，其住宅自有率也會較高。

3. 遷徙率

主要家計負責人的職業亦會影響住宅租買選擇，若其職業屬於常需遷徙者，為節省購屋所衍生的交易成本，家戶通常較不會購置自有住宅而傾向選擇租屋。（Ioannides and Kan，1996；Goodman，2002；Borjas，2002；林祖嘉，1994；李信佩，1997）因此，本文預期當一個縣市的人口遷徙率愈高時，則其住宅自有率將會較低，兩者呈現反向的關係。

除上述文獻探討之變數外，亦有許多文獻從不同角度探討家戶的住宅租買選擇行為，例如陳慧敏、張金鶚（1993），指出政府的住宅補貼可使民眾能夠較容易購買自有住宅。Narwold and Sonstelie（1994）、謝文盛與林素菁（2000）發現當財產稅增加時，家計單位會傾向以租賃方式消費住宅，減少購屋需求。Painter and Redlfearn（2002）、Quercia et al.（2003）指出貸款利率、償還期限、以及償還方式等金融條件會影響家戶的住宅租買行為。Coulson（1999）、Megbolugbe and Cho（1996）、Wachter and Megbolugbe（1992）、Henderson et al.（1983）、Painter et al.（2001）、Painter et al.（2003）、Gabriel and Painter（2003）發現不同種族居住區域的住宅價格有明顯差異，同時亦會影響家戶的租買選擇與區位選擇。此外，彭建文與花敬群（2001）指出當出租住宅與自有住宅的住宅服務品質有差異時，即使預期資本利得未達到相當水準，但因為自住者的設算租金水準較高，家戶仍傾向於購屋。上述文獻所考量的觀點，雖亦可能會影響家戶的住宅租買選擇，進而對一個縣市的住宅自有率產生影響，但由於許多因素並無法予以量化或無縣市間的差異，故在本文中僅採用具有直接影響且容易加以量化的變數進行實證分析。

藉由以上之探討，本研究建立以下四個影響各縣市住宅自有率差異之假說：

假說1：當一縣市的房價相對於家戶所得偏高時，將使家戶的客觀購屋能力降低，致使家戶較傾向於租屋，故一縣市中房價所得比愈高者，住宅自有率將較低。

假說2：年齡較長者，環境適應能力較低，對於住家的安定需求較高，其住宅租買選擇較傾向自有，故一縣市中人口平均年齡愈大者，住宅自有率應較高。

假說3：由於住宅的買賣交易必須花費相當昂貴的經濟與非經濟成本，為使交易成本極小化，有遷徙需求的家戶通常較傾向於租屋，故一縣市的人口遷徙率較高時，住宅自有率應會較低。

假說4：有配偶者，通常會希望較穩定的居住環境，故其住宅租買選擇較傾向於自有，故一縣市中人口有偶率愈高者，住宅自有率應較高。

在模型之設定方面，花敬群（2001）曾建構自有率、空屋數量、以及住宅價格的聯合估計模型，其中住宅自有率受到住宅價格、預期房價上漲、家戶數、所得、建築成本的影響，但各項係數的影響符號並無法從模型中確定。該文實證結果發現，當期住宅價格、所得、家戶數對住宅自有率影響為正，預期房價上漲、建築成本對於住宅自有率的影響則為負。該文雖分析住宅自有率、空屋數量、以及住宅價格三者間的關係，但此三變數間的理論關係並不明確，^{註9}且在住宅自有率方程式中僅考量購屋者的客觀能力，忽略購屋者主觀意願的影響，故其理論應用仍有待斟酌。

本文認為個別家戶的住宅租買選擇會影響各縣市之住宅自有率，但家戶在面對租屋或購屋決策時，除房價負擔能力的影響外，家戶本身對於居住環境的社會心理面需求亦是重要考量，故本文中主要選取房價所得比（ R_t ）、遷徙率（ I_t ）、有偶率（ M_t ）^{註10}、老年人口比率（ O_t ）^{註11}等四變數來解釋各縣市住宅自有率（ H_t ）的差異，並將模型設定為如下式：

$$H_t = a_0 + a_1 R_t + a_2 I_t + a_3 M_t + a_4 O_t + \varepsilon$$

$a_1 < 0$ ，表示房價所得比與住宅自有率是反向關係。 $a_2 < 0$ ，表示遷徙率的下降，將使住宅自有率上升。 $a_3 > 0$ 表示15歲以上有偶的婚姻情況對住宅自有率有正面的影響。 $a_4 > 0$ 表示老年人口比率的上升，將使住宅自有率增加。故 $a_1, a_2 < 0, a_3, a_4 > 0$ 表示房價所得比、遷徙率對於住宅自有率有負面影響，有偶率、老年人口比率對住宅自有率則有正向關係。

註9. 本研究中亦曾嘗試仿效花敬群(2001)的作法，針對房價與住宅自有率進行聯立分析，其中影響房價因素包括住宅自有率、租金、家戶所得、空屋率，影響住宅自有率因素包括房價、家戶所得、遷徙率、有偶率、老年人口比率，實證結果發現各變數經聯立後之解釋能力不佳，1980-1990年無論2SLS或3SLS中，房價與家戶可支配所得對住宅自有率之預期符號與理論不符；1991-2001年2SLS的房價模型中，Adj R²僅0.4764，顯示模型解釋能力偏低，故本研究實證顯示房價與住宅自有率之關係並不會直接相互影響。

此外，亦考量自變數對應變數的影響可能非屬直線，而取對數、半對數等其他函數形式實證之，然該模型之解釋能力並未提升，故仍維持原模型之設定。

註10. 15歲以上人口之婚姻狀況分為：未婚、有偶、離婚、喪偶。

註11. 所謂老年人口比率指大於65歲之人口比率。

三、資料說明

本文以1980年到2001年台灣地區22縣市為實證範圍，所需之料包括自有率、房價、家戶可支配所得、遷徙率、有偶率、老年人口比率。在資料來源方面，自有率與家戶可支配所得資料來自於行政院主計處每年家庭收支調查報告。遷徙率採內政部編印之中華民國台閩地區人口統計中的遷徙率為準。在住宅價格資料部分，由於目前國內仍缺乏長期的房價資料，本文中1980到1992年的房價採用行政院主計處住宅抽樣調查資料^{註12}，至於1992年以後部分則採取內政部所出版的房地產交易價格簡訊為準^{註13}。在人口結構部分，有偶率^{註14}、老年人口比率取自於行政院主計處所出版的中華民國社會指標統計。（參見表一）

各變數的平均值與標準差列於表二與表三，由於我們同時使用22縣市1980到2001年的資料，故我們可分別列出以年度區分與以縣市區分的平均值與標準差。在表二的平均住宅自有率（ H_t ）變化趨勢當中，我們看到1988~1990年房價飆漲時期，平均住宅自有率竟仍持續上升2.15%，直至1995年房價開始下降，平均住宅自有率逐步上升至2001年的87.69%。平均住宅自有率以每10年上升將近5%的驚人速度成長。在房價（ P_t ）方面，以1995年的322.62萬元最高，而1995年以後已出現明顯下降的趨勢，到2001年時已降250.25萬元的水準。^{註15}另一方面，隨著房價上升與下降，不同縣市房價標準差也隨著上下變動，其中各縣市標準差以1994年的140.18差異最大。

就平均家戶可支配所得（ Y_t ）來看，平均家戶可支配所得隨時間呈現穩定增加的趨勢，但並未如房價有明顯的上下波動，直到2001年因總體經濟景氣不佳才有小幅的下降。若以房價所得比（ R_t ）觀之，因1988年房價開始飆漲，致使房價所得

註12. 該抽樣調查自1979年開始每年進行調查，但於1990年時適逢住宅普查而開始停辦，之後雖曾於1993年再度辦理，但之後因經費有限而未再辦理。本文中1980年到1992年的主要依據抽樣調查中住宅購買年資料計算而得。

註13. 若直接將兩不同資料來源之房價或租金予以銜接，可能產生資料不合理的跳躍性，故本文中以兩資料重疊年度為基礎，以指數方式予以銜接。

註14. 1980年之有偶率資料與1981年相同，顯然有明顯的錯誤存在，故以外插法修正1980年之資料。以外插法推估1980年之有偶率，其算式為：1980年有偶率 = 1981年 + (1981年 - 1982年 + 1982年 - 1983年) / 2。

註15. 本文房價波動的高峰點與『信義房價指數』或『國泰地產指數』略有不同，主要是因為此兩指數所謂的全國房價指數其實僅涵蓋台北縣市、台中縣市、以及高雄縣市等幾個大都會區，與本文的22個縣市在資料範圍上並不相同，由於各縣市的房價波動趨勢並非完全同步，故不同房價資料來源的平均房價波動趨勢有些許差異應屬正常。

表一 變數資料定義與來源

變數	定義	資料來源	預期符號
住宅自有率	現住房屋所有權屬戶內成員之任何一人或其直系親屬者占總戶數比率。	行政院主計處每年家庭收支調查報告。	
房價	房屋交易價格。	1. 1980到1992年的房價採用行政院主計處住宅抽樣調查資料。 2. 1992年以後部分則採取內政部所出版的房地產交易價格簡訊為準。	-
家戶可支配所得	1. 可支配所得 = 已分配要素所得 + 雜項收入 + 經常移轉收入 - 經常移轉支出。 2. 已分配要素所得 = 基本所得 + 財產所得收入 - 財產所得支出。 3. 計算公式 = 可支配所得 / 總戶數。	行政院主計處每年家庭收支調查報告。	+
遷徙率	(縣市間遷入人數 + 縣市間遷出人數 + 住址變更人數) / 年中人口數。	內政部編印之中華民國台閩地區人口統計。	-
有偶率	十五歲以上人口擁有配偶之婚姻狀況。	行政院主計處所出版的中華民國社會指標統計。	+
老年人口比率	大於65歲之人口比率。	行政院主計處所出版的中華民國社會指標統計。	+

表二 各變數基本統計：依年度區分

年度	自有率 H_t (%)	房價 P_t (萬元)	家戶可支配 所得 Y_t (萬元)	房價所得比 R_t	遷徙率 I_t (%)	有偶率 M_t (%)	老年人口 比率 O_t (%)
1980	76.58 (9.89)	98.41 (31.62)	21.49 (3.61)	4.59 (1.25)	13.24 (4.61)	55.04 (0.27)	4.47 (0.72)
1981	76.93 (9.64)	106.75 (35.79)	24.42 (3.75)	4.38 (1.26)	11.47 (4.03)	57.70 (2.18)	4.60 (0.75)
1982	77.11 (10.79)	110.42 (34.28)	25.47 (3.68)	4.31 (1.01)	12.07 (3.95)	58.16 (2.21)	4.79 (0.79)
1983	77.05 (10.22)	113.37 (33.10)	27.18 (4.5)	4.16 (0.89)	11.20 (3.70)	58.33 (2.29)	4.95 (0.81)
1984	78.34 (10.65)	119.23 (36.95)	29.5 (4.26)	4.04 (1.04)	11.31 (3.51)	58.56 (2.60)	5.14 (0.83)
1985	79.68 (9.31)	122.39 (36.62)	30.25 (4.81)	4.05 (0.98)	11.22 (3.56)	58.42 (2.37)	5.37 (0.88)
1986	79.74 (8.90)	131.88 (40.46)	32.19 (4.97)	4.06 (0.93)	11.57 (4.20)	58.49 (2.47)	5.71 (1.07)
1987	80.96 (8.09)	154.53 (51.67)	34.55 (5.81)	4.47 (1.32)	11.41 (3.58)	58.16 (3.69)	5.92 (0.98)
1988	80.56 (8.88)	179.01 (62.02)	38.16 (6.43)	4.67 (1.34)	11.38 (3.12)	58.42 (2.50)	6.14 (1.01)
1989	81.58 (7.59)	220.78 (85.89)	43.64 (7.5)	5.00 (1.33)	10.84 (2.53)	59.16 (3.33)	6.40 (1.08)
1990	82.71 (6.28)	254.55 (94.44)	48.5 (8.13)	5.15 (1.36)	10.92 (2.68)	58.72 (2.45)	6.68 (1.15)
1991	82.72 (7.42)	303.69 (100.43)	54.78 (8.92)	5.50 (1.36)	9.94 (2.29)	58.63 (2.40)	7.00 (1.20)
1992	84.61 (7.85)	304.99 (112.05)	59.93 (9.75)	5.06 (1.41)	10.35 (2.40)	58.69 (2.33)	7.29 (1.24)
1993	83.56 (7.16)	308.07 (117.92)	68.3 (10.62)	4.48 (1.31)	10.61 (2.51)	59.07 (2.00)	7.59 (1.27)
1994	84.21 (6.18)	322.58 (140.18)	71.77 (12.25)	4.42 (1.33)	10.83 (2.57)	57.83 (2.79)	7.89 (1.33)
1995	85.20 (5.50)	322.62 (120.96)	77.08 (12.65)	4.17 (1.24)	10.87 (2.65)	57.94 (2.29)	8.14 (1.35)
1996	86.22 (4.98)	312.81 (116.69)	77.58 (12.07)	3.99 (1.10)	10.42 (2.40)	57.74 (2.27)	8.38 (1.41)
1997	86.16 (4.77)	310.23 (122.00)	80.89 (13.11)	3.78 (1.07)	10.83 (2.57)	57.43 (2.30)	8.61 (1.44)
1998	86.10 (5.12)	295.57 (118.56)	81.22 (14.66)	3.59 (1.00)	10.87 (2.70)	56.97 (2.34)	8.82 (1.53)
1999	86.29 (5.58)	285.01 (113.97)	83.18 (14.37)	3.37 (0.94)	9.37 (2.07)	56.70 (2.35)	9.05 (1.64)
2000	86.52 (5.17)	275.01 (116.44)	83.9 (14.58)	3.23 (0.99)	8.91 (1.75)	56.54 (2.39)	9.29 (1.72)
2001	87.69 (4.90)	250.25 (103.43)	80.84 (15.84)	3.06 (0.89)	9.67 (2.44)	56.30 (2.45)	9.48 (1.80)

附註：括弧內為22年來各縣市的標準差

比向上攀升至1991年的最高點5.5，顯示1991年為房價、家戶可支配所得差距之最大點。在遷徙率 (I_t) 方面，從1980年的13.24%逐步下降至2000年最低點的8.91%，大約都維持在10%左右。有偶率 (M_t) 方面，從1980年的55.04%逐步上升，至1989年達到高峰，有偶率為59.16%，第二波高峰則出現在1993年的59.07%，隨後有偶率逐年降低，顯示我國目前15歲以上有偶之婚姻情況已開始下降。最後，就老年人口比率 (O_t) 來看，我們可發現老年人口比率呈現逐步上升的趨勢，由1980年的4.47%上升至2001年的9.48%，此22年間上升約5%，顯示我國人口結構呈現老化現象。

各縣市的住宅自有率 (H_t) 方面，表三顯示以雲林縣的91.90%最高，其他縣市平均住宅自有率90%以上者有嘉義縣 (90.87%)、彰化縣 (90.43)、苗栗縣 (90.03)；而以台北市 (71.01%)、台南市 (71.50%)、高雄市 (72.14%)、台中市 (72.50%)、新竹市 (75.89%)、嘉義市 (76.00%)、台北縣 (78.36%) 等八個都市化程度較高之縣市，其平均住宅自有率最低。各縣市之平均房價 (P_t) 多位於100-200萬元間，獨以台北市的474.05萬元與台東縣的83.39萬元較為特殊。^{註16}在家戶可支配所得 (Y_t) 方面，以台北市的76.11萬元為最高，其次是台中市 (64.12萬元) 與新竹市 (63.3萬元)，最低者為嘉義縣的41.14萬元。以房價所得比 (R_t) 觀之，以台北市的6.18為最高，其次是雲林縣的5.10與花蓮縣的5.02，最低者為台東縣的2.11。

人口結構變數方面，遷徙率 (I_t) 以台南市 (15.49%) 最高，台北市 (15.01%) 與高雄市 (14.77%) 次之，最低的則是雲林縣的7.20%與嘉義縣的7.43%；有偶率 (M_t) 方面，以新竹市的58.24%為最高，台東縣的52.51%為最低，而新竹市有偶率之標準差僅0.5，顯示新竹市15歲以上有偶的婚姻狀況的離散程度不大；至於，老年人口比率 (O_t) 方面，以嘉義縣的8.64%為最高，台東縣 (8.49%) 與花蓮縣 (8.23%) 位居第二、三名，最低的則是高雄市的4.88%與台北縣的4.95%。

註16. 本文表二、表三的平均房價資料分別為不同年度各縣市平均房價與不同縣市各年度平均房價，由於此平均值並無法反映不同縣市在過去20年間的房價波動狀況，或同一年度不同縣市間的差異狀況，加以本文所使用的房價為中位數房價，無法針對住宅品質進行控制，故要將此長時間、大範圍的平均房價資料直接進行不同年度或不同縣市間的比較並不適當。

表三 各變數基本統計：依縣市區分

縣市別	自有率 H_t (%)	房價 P_t (萬元)	家戶可支配 所得 Y_t (萬元)	房價所得 比 R_t	遷徙率 I_t (%)	有偶率 M_t (%)	老年人口 比率 O_t (%)
台北市	71.01 (6.64)	474.05 (228.61)	76.11 (35.74)	6.18 (1.24)	15.01 (3.85)	56.99 (1.29)	6.86 (1.97)
台南市	71.50 (7.39)	213.95 (70.02)	54.08 (22.41)	4.28 (1.10)	15.49 (2.38)	57.63 (2.05)	5.80 (1.26)
高雄市	72.14 (8.50)	276.14 (101.76)	60.39 (27.07)	4.92 (1.10)	14.77 (2.31)	57.59 (2.47)	4.88 (1.49)
台中市	72.50 (6.81)	281.46 (92.17)	64.12 (27.02)	4.66 (0.89)	14.60 (1.31)	58.36 (1.21)	5.16 (1.06)
新竹市	75.89 (7.01)	194.02 (63.00)	63.3 (28.08)	3.53 (1.45)	12.19 (0.88)	58.24 (0.50)	7.17 (1.28)
嘉義市	76.00 (6.54)	229.41 (69.83)	54.19 (23.97)	4.64 (1.18)	12.76 (1.01)	56.98 (1.10)	6.71 (1.41)
台北縣	78.36 (4.01)	268.03 (154.28)	58.83 (23.61)	4.22 (1.19)	14.47 (2.98)	58.78 (2.50)	4.95 (1.10)
基隆市	78.38 (6.68)	148.42 (74.48)	57.06 (23.69)	2.51 (0.47)	12.71 (1.41)	55.28 (0.61)	6.85 (1.56)
花蓮縣	81.04 (4.20)	237.49 (95.12)	48.84 (22.15)	5.02 (0.69)	11.43 (0.94)	53.58 (2.21)	8.23 (1.94)
台中縣	81.60 (3.04)	234.06 (88.04)	53.9 (23.36)	4.52 (0.82)	9.74 (1.08)	59.69 (1.34)	5.54 (1.12)
桃園縣	81.94 (4.77)	270.06 (152.09)	58.43 (27.79)	4.36 (0.89)	12.08 (1.56)	58.90 (0.66)	5.90 (1.36)
高雄縣	82.54 (4.67)	179.96 (66.04)	47.19 (19.61)	3.95 (0.77)	10.92 (0.97)	59.00 (2.51)	6.26 (1.51)
台東縣	84.49 (3.63)	83.39 (27.37)	41.46 (16.58)	2.11 (0.39)	10.41 (0.82)	52.51 (2.23)	8.49 (2.13)
屏東縣	87.04 (3.46)	117.62 (34.36)	48.59 (22.54)	2.93 (1.31)	8.21 (0.49)	58.05 (0.73)	7.30 (1.79)
南投縣	87.41 (3.24)	198.31 (99.36)	49.18 (21.26)	3.90 (0.92)	8.18 (0.46)	59.71 (1.28)	7.53 (1.95)
彰化縣	90.43 (1.91)	201.85 (77.44)	49.28 (20.64)	4.21 (0.94)	7.71 (0.76)	60.04 (1.10)	6.91 (1.57)
嘉義縣	90.87 (3.81)	173.29 (81.74)	41.14 (17.69)	4.20 (1.06)	7.43 (0.78)	58.85 (3.20)	8.64 (2.41)
雲林縣	91.90 (2.08)	209.33 (91.99)	42 (19.81)	5.10 (1.09)	7.20 (0.55)	60.00 (0.49)	8.17 (2.17)

附註：括弧內為各縣市22年來的標準差

四、實證分析

為能瞭解影響住宅住宅自有率因素隨時間的可能變化，本文中將資料分成1980-1990年、1991-2001年、以及1980-2001年三部分，並比較住宅自有率影響因素之差異，其中房價所得比係以物價指數2001年為基期，調整為同年期之貨幣值。實證過程中，由表四之 R^2 可知各時期的模型配置良好，且各變數皆達1%以上的顯著水準，然檢視Durbin-Watson值後發現數值偏低，顯示模型可能有自我相關的問題出現，本文運用Theil和Nagar所提出之方法改善估計 $\hat{\rho}$ ，^{註17}一旦 $\hat{\rho}$ 估計出來後，即可以運用一般化差分方程轉換方法修正，^{註18}且為避免喪失一個觀察值，對於各變數第一個觀察值必須分別乘以 $\sqrt{1-\hat{\rho}^2}$ ，藉此步驟估計迴歸參數。

從表五Durbin-Watson值之提升，顯示模型自我相關問題已獲得改善^{註19}，且各變數對住宅自有率之影響力並未有太大的變化，由各縣市1980-1990年的實證結果可發現， R^2 為0.5062，模型的配適程度尚可。各變數之係數符號均符合原先的預期，除房價所得比僅達到10%的顯著水準外，其餘變數之係數都達到1%以上的顯著水準，其中房價所得比（ R_t ）對於住宅自有率的影響為負（-0.0062）^{註20}，顯示房價所得比愈高，擁屋負擔增加，民眾自有意願低落，將轉而考慮租賃市場以替代，故住宅自有率將隨之下降。此外，遷徙率（ I_t ）對住宅自有率的影響亦為負（-1.3762），顯示遷徙率愈高，在考量高遷移成本下，家戶將較傾向租屋，故與住宅自有率呈反向關係。至於有偶率（ M_t ）、老年人口比率（ O_t ）等變數對住宅自有率則有正向影響，顯示有偶率、老年人口比率愈高，需要安定的居住環境，對於購屋的意願愈高，與住宅自有率呈正向關係。

此外，由各縣市1991-2001年的實證結果來看， R^2 為0.4733，模型的解釋能力較1980-1990年略低，顯示國內住宅市場在1991-2001年期間可能有明顯的變化。除房

註17. $\hat{\rho} = [n^2(1 - DW/2) + k^2]/n^2 - k^2$ 當中 n 為觀察值數目， k 為包括截距項迴歸參數之個數。

註18. 將各變數分別轉換為 $H_t^* = H_t - \hat{\rho} H_{t-1}$ $R_t^* = R_t - \hat{\rho} R_{t-1}$ $I_t^* = I_t - \hat{\rho} I_{t-1}$ $M_t^* = M_t - \hat{\rho} M_{t-1}$ $O_t^* = O_t - \hat{\rho} O_{t-1}$ 。

註19. 評論人之一指出DW檢定僅適用於AR(1)，無法說明是否有高階自我相關現象，故本文進一步採取Lagrange multiplier test (LM test = $T \frac{e'X_0(X_0'X_0)^{-1}X_0'e}{e'e} = TR_0^2$)進行高階自我相關檢測，其虛無假設為無自我相關產生(H_0 : no autocorrelation versus)，對立假設(H_1)為 $\varepsilon_t = AR(P)$ or $\varepsilon_t = MA(P)$ ，檢測結果發現修正模型之高階自我相關檢定無法拒絕虛無假設，故修正模型並無高階自我相關之問題產生。

註20. 本文曾嘗試將房價、家戶可支配所得分成兩變數，進行單迴歸分析，然其實證結果並不佳，其中家戶可支配所得於1980-1990年、1991-2001年未達10%的顯著水準。

表四 住宅自有率影響因素之迴歸分析－自我相關修正前

	1980－1990年	1991－2001年	1980－2001年
常數項	0.69907*** (9.06)	0.69903*** (8.17)	0.82538*** (16.30)
房價所得比(R_t)	-0.00924*** (-3.73)	-0.00547*** (-3.01)	-0.00521*** (-3.41)
遷徙率(I_t)	-1.87592*** (-19.72)	-1.41436*** (-9.82)	-1.84267*** (-25.90)
有偶率(M_t)	0.42577*** (3.62)	0.44472*** (3.77)	0.24870*** (3.14)
老年人口比率(O_t)	1.85188*** (6.00)	0.78904*** (4.02)	1.10106*** (9.77)
Adj R^2	0.7989	0.6751	0.7742
F Value	236.35***	126.17***	411.57***
Durbin-Watson值	1.017	1.189	0.979
觀察值數目	238	242	480

附註：(a) ***表示達到1%以上的顯著水準。

(b) 括弧內為t值。

表五 住宅自有率影響因素之迴歸分析－自我相關修正後

	1980－1990年	1991－2001年	1980－2001年
常數項	0.23237*** (5.36)	0.34136*** (6.57)	0.27240*** (9.62)
房價所得比(R_t)	-0.00615* (-1.96)	-0.00215 (-0.91)	-0.00355* (-1.74)
遷徙率(I_t)	-1.37624*** (-9.95)	-1.00181*** (-6.28)	-1.17054*** (-11.59)
有偶率(M_t)	0.65847*** (5.29)	0.54252*** (4.50)	0.53061*** (6.06)
老年人口比率(O_t)	2.54012*** (5.52)	0.99879*** (3.94)	1.51599*** (8.23)
Adj R^2	0.5062	0.4733	0.4541
F Value	61.75***	55.14***	100.61***
Durbin-Watson值	2.021	1.859	1.926
觀察值數目	238	242	480

附註：同表四

價所得比未達90%的信心水準外，其餘各變數之係數符號則均符合原先的預期且非常顯著。此外，從各縣市1980-2001年的實證結果可發現， R^2 為0.4541，整體模型的解釋能力尚可，且各變數的預期符號之大致與1980-1990年、1991-2001年的結果相同，上述結果顯示本文中的假說，大致均能獲得印證。

從表六住宅自有率影響因素的標準化係數值來看，我們可以發現在1980-1990年、1980-2001年此二時期，遷徙率與老年人口比率一直是影響住宅自有率最重要的兩個因素，且有偶率的解釋能力皆遠大於房價所得比。至於1991-2001年時，住宅自有率受遷徙率的影響最大，有偶率與老年人口比率之影響能力相當，且較房價所得比之影響力高出許多。

實證假說成立後，本文再以現況與假說加以驗證，從表三可清楚發現平均住宅自有率在90%以上之縣市包括雲林縣（91.90%）、嘉義縣（90.87%）、彰化縣（90.43）、苗栗縣（90.03）等四縣市。若以客觀購屋能力變數觀之，這些縣市的房價所得比並未較低，其中雲林縣的房價所得比更居22縣市中第三位。反觀社會屬性變數方面，此四縣市的平均遷徙率皆位於8%以下，較一般縣市的10%為低，屬於遷徙率最低的四個縣市。在老年人口比率方面，除彰化縣的6.91%外，其餘三縣市皆在8%左右，較一般縣市之7%略高，均屬於老年人口比率較高的縣市；有偶率方面，四縣市平均約59%較一般縣市約高7%，屬於有偶率較高的縣市。

此外，平均住宅自有率未達80%的縣市，包括台北市（71.01%）、台南市（71.50%）、高雄市（72.14%）、台中市（72.50%）、新竹市（75.89%）、嘉義市（76.00%）、台北縣（78.36%）等八個縣市，若以客觀購屋能力變數觀之，除新竹市、基隆市房價所得比較低外，其餘六個縣市的房價所得比均明顯較高，大致可符合假說一。再就社會屬性變數方面來看，這些縣市的遷徙率高居前八名，屬於遷徙率較高的縣市；老年人口比率方面，除新竹市（7.17%）略高於一般縣市之平均外，其餘縣市皆屬老年人口比率較低的縣市；有偶率方面，八縣市有偶率平均約

表六 住宅自有率影響因素之標準化係數值

	1980—1990年	1991—2001年	1980—2001年
房價所得比(R_t)	-0.09426	-0.04735	-0.06195
遷徙率(I_t)	-0.52782	-0.41434	-0.44518
有偶率(M_t)	0.26259	0.25406	0.21825
老年人口比率(O_t)	0.30378	0.25032	0.33101

57%較一般縣市約低5%，均屬有偶率較低的縣市。由此觀之，本文相關社會屬性變數之假說與實證結果對於不同縣市住宅自有率有相當良好的解釋能力，亦即各縣市遷徙率、老年人口比率、有偶率可完整解釋各縣市住宅自有率具有顯著差異的現象。

五、結 論

以往文獻大多從個體面角度探討相關社會或經濟變數對於家戶租買選擇的影響，鮮少針對不同縣市住宅自有率差異的原因進行分析。在國內長期高住宅自有率的現象下，大多數人直覺地認為造成不同縣市住宅自有率差異的原因應與該縣市的房價及家戶所得水準有關，但並未透過嚴謹的實證方式加以驗證。本文認為房價與家戶可支配所得高低乃是相對的概念，而以房價所得比來反映家戶的客觀購屋能力，並加入遷徙率、家庭結構、以及平均年齡等影響家戶主觀購屋意願因素的考量，分別從影響家戶客觀購屋能力與主觀購屋意願兩方面分析，探討瞭解造成各縣市住宅自有率差異的原因，期能澄清國內高住宅自有率的混淆現象。

本文實證發現，各縣市住宅自有率之所以有顯著差異，主要與家戶的社會屬性變數有關，傳統所注重的房價、家戶所得等變數並無法完整解釋各縣市住宅自有率高低的不同。已婚者對住宅自有率的影響顯著，表示婚姻所帶來的購屋期望顯著，此與薛立敏、陳綉里（1997）之實證結果相符。人口特徵的變動對於住宅自有率的影響卻不同於薛立敏、陳綉里（1997）之結果，老年人口比率與該文未探討的遷徙率對住宅自有率的影響甚大，且受遷徙率的影響最為明顯。

綜合來看，本文發現房價所得比雖對於住宅自有率有顯著負向的影響，但亦發現遷徙率的高低才是影響住宅自有率最重要的變數，甚至老年人口比率、有偶率的影響力亦高於房價所得比，顯示購屋者的社會屬性是左右不同縣市住宅自有率的主因。當一縣市的房價所得比較低、平均年齡較高、有偶率較多、遷徙率較低時，意味該縣市家戶除客觀上有較佳的經濟能力去負擔購屋成本外，亦對穩定的居住環境有較高的需求，故該縣市的住宅自有率也會較高。此結果大致可解釋為何都市化程度較高的縣市其住宅自有率較低，而農業為主縣市的住宅自有率反而較高的現象。

在後續研究方面，由於住宅相當昂貴，且購屋程序非常繁雜而耗時，使得住宅買賣的交易成本相當高，故家戶在進行住宅租買選擇時，除受到目前擁屋能力的影響外，理論上家戶對於未來房價的預期亦是重要影響因素之一，本文在房價預期模式設定不易與樣本數考量下，暫時將預期價格波動變數予以保留，未來應可針對此

變數進行更深入的討論。此外，本文的房價資料由於涵蓋的時間與空間範圍相當大，故資料的取得受到相當大的限制，未來應可針對實證資料品質部分進行改善。

參考文獻

- 李信佩（1996），家戶組成對住宅租購選擇影響之研究—以台北市為例，國立政治大學地政研究所碩士論文。
- 林祖嘉（1994），臺灣地區住宅需求與租買選擇之聯合估計，國立政治大學學報，第68期（下），183-200。
- 花敬群（2001），自有率、空屋數量與住宅市場調整，住宅學報，第10期第2卷，127-137。
- 陳建良、張育鶴（2000），住宅租擁、世代組成與家計儲蓄間關係之探討—以臺灣家計收支調查為對象的分析，住宅學報，第9期第2卷，99-124。
- 陳彥仲（1996），住宅選擇之程序性決策模式，住宅學報，第5期，37-49。
- 陳慧敏、張金鵬（1993），由住宅負擔能力與補貼公平探討我國購屋貸款制度，台灣土地金融季刊，第30卷第1期，199-226。
- 彭建文、花敬群（2001），住宅租買選擇行為之探討—住宅服務品質差異之影響，台灣土地金融季刊，第38卷第4期，89-107。
- 薛立敏、陳綉里（1997），台灣一九八〇年代住宅自有率變化之探討，住宅學報，第6期，27-48。
- 謝文盛、林素菁（2000），租稅效果對住宅租買選擇影響之分析，住宅學報，第9期第1卷，1-17。
- 簡淨珍（2000），台北地區出租住宅市場與自有市場替代性之研究，國立政治大學地政學系碩士論文。
- Ahmad, N. (1994), A Joint Model of Tenure Choice and Demand for Housing in the City of Karachi, *Urban Studies*, 31 (10): 1691-1706.
- Borjas G. J. (2002), Homeownership in the Immigrant Population, *Journal of Urban Economics*, 52: 448-476.

- Coulson, N. E. (1999), Why Are Hispanic- and Asian- American Homeownership Rates So Low?: Immigration and Other Factors., *Journal of Urban Economics*, 45: 203-227.
- Coulson, N. E. (2002), Regional and State Variation in Homeownership Rates; or If California's Home Prices Were as Low as Pennsylvania's Would its Ownership Rate be as High? *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 24: 3, 261-276.
- DiPasquale, D. and Wheaton, W. C. (1996), *Urban Economics and Real Estate Markets*, New Jersey: Prentice-Hall, Inc.
- Gabriel S. and Painter G. (2003), Pathways to Homeownership: An Analysis of the Residential Location and Homeownership Choices of Black Households in Los Angeles, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 27: 87-109.
- Goodman A. C. (1986), An Econometric Model of Housing Price, Permanent Income, Tenure Choice, and Housing Demand, *Journal of Urban Economics*, 23: 327-353.
- Goodman A. C. (2002), Following a Panel of Stayers: Length of Stay, Tenure Choice, and Housing Demand, *Journal of Housing Economics*, 12: 106-133.
- Haurin D. R. and Kamara D. A. (1992), The Homeownership Decision of Female-Headed Households, *Journal of Housing Economics*, 2: 293-309.
- Henderson, J., Ioannides, V. and Yannis, M. (1983), "A model of housing tenure choice", *American Economic Review*, 73 (1): 9 8-113.
- Ioannides, Y. M. and Kan, K. (1996), Structural Estimation of Residential Mobility and Housing Tenure Choice, *Journal of Regional Science*, 36 (3): 335-363.
- Megbolugbe, I. and Cho, M. (1996), Racial and Ethnic Differences in Housing Demand: an Econometric Investigation. , *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 12: 295-313.
- Narwold, A. and Sonstelie, J. (1994), State Income Taxes and Homeownership: A Test of the Tax Arbitrage Theory, *Journal of Urban Economics*, 36: 249-261.
- Painter G., Gabriel S., and Myers D. (2001), Race, Immigrant Status, and Housing Tenure Choice, *Journal of Urban Economics*, 49: 150-167.

- Painter G. and Redfearn C. L. (2002), The Role of Interest Rates in Influencing Long-Run Homeownership Rates, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 25: 243-267.
- Painter G., Yang L., and Yu Z. (2003), Heterogeneity in Asian American Homeownership: The Impact of Household Endowments and Immigrant Status, *Urban Studies*, 40: 505-530.
- Quercia, R. G., McCarthy G. W. and Wachter S. M. (2003), The Impacts of Affordable Lending Efforts on Homeownership Rates, *Journal of Housing Economics*, 12: 29-59.
- Wachter, S. and Megbolugbe, I. (1992), Racial and Ethnic Disparities in Homeownership, *Housing Policy Debate*, 3: 333-370.