

學術論著

住宅負擔能力與住宅自有率之長期關係 —追蹤資料共整合分析應用

Long-term Relationships between Housing Affordability and Homeownership Rates: An Application of Panel Cointegration Model

彭建文* 蔡怡純**

Chien-Wen Peng*, I-Chun Tsai**

摘要

本文透過追蹤共整合模型檢視住宅自有率的影響因素，發現住宅自有率與家戶所得、遷徙率、老年人口比率、有偶率等變數具有長期共整合關係，但與房價、家戶變動率、租金成長率沒有整合關係，住宅自有率與房價所得比的均衡關係亦僅在台北縣存在。然而，若將時間趨勢納入住宅自有率模型時，則會得住宅自有率與房價、房價所得比、租金成長率等變數間都有整合關係的結果。此外，從共整合向量可發現，老年人口比率與有偶率等人口屬性變數的影響大於房價與所得，但不同都市住宅自有率的最重要影響變數不同。

關鍵詞：住宅自有率、住宅負擔能力、房價、所得、追蹤資料共整合分析

ABSTRACT

This paper uses the panel cointegration model to investigate the determinants of long-term homeownership rates for four cities in Taiwan. The results show that a long-run equilibrium relationship exists between homeownership rates and household income, the percentage of married couples, the percentage of elderly people, and mobility rates. No long-run cointegration relationship is found to exist between homeownership rates and house prices, changes in the number of households, or rental costs. In addition, homeownership rates and the house price-to-income ratio are cointegrated only in Taipei County. However, if we consider long-term trends in the model, then all variables are cointegrated with homeownership rates. Furthermore, the results of the cointegration vectors show that the influences of the percentage of elderly people and the percentage of married couples on homeownership rates are more significant than that of house prices and household income. However, the most important variables influencing homeownership rates differ in each of the four cities.

Key words: homeownership rate, housing affordability, house price, household income, panel cointegration

(本文於2010年12月27日收稿，2011年6月9日審查通過，實際出版日期2012年12月)

* 國立台北大學不動產與城鄉環境系教授，聯絡作者

Professor, Department of Real Estate and Built Environment, National Taipei University, Taipei, Taiwan.

E-mail: cwpeng@mail.ntpu.edu.tw

** 國立高雄大學金融管理學系副教授

Associate Professor, Department of Finance, National University of Kaohsiung, Kaohsiung, Taiwan.

E-mail: ictsai@nuk.edu.tw

感謝兩位匿名審查委員所提供之寶貴意見，使本文在結構與內涵上更加嚴謹與完善，惟文中如有任何疏漏之處，由作者自行負責。本文為行政院國科會專題研究計畫(NSC97-2410-H305-042-MY2)之部分研究成果，特此感謝。



一、前言

住宅自有率為一個地區或國家自有住宅家戶佔所有家戶的比例，可說是個別家戶住宅租買選擇的累積結果(註1)。理論上，影響家戶住宅租買選擇的市場因素、制度因素以及家戶個別因素均會反映於住宅自有率上。然而，我們可觀察到過去數十年台灣房地產市場經歷非常劇烈的景氣波動，但同一期間的住宅自有率變化卻相對穩定而不敏感。

在2009年時台灣住宅自有率達到87.89%的高水準，明顯較美國、英國以及日本…等先進國家為高(註2)，在國際上僅次於新加坡與少數前蘇聯體制國家(例如羅馬尼亞與匈牙利)。過去雖然有許多國家以提高國民的住宅自有率為主要住宅政策目標，並透過相關住宅、財稅、或金融政策加以推動(註3)，但如此高水準的住宅自有率對整體社會資源配置、經濟發展、以至於住宅市場健全運作，未必是一個值得慶幸的現象。更值得注意的是，從1980年以來台灣住宅自有率呈現長期上升的趨勢，平均每年約以0.76%的幅度增加，僅在少數幾年有些微下滑(註4)，此是否意味在諸多影響家戶的住宅租買選擇因素中，市場面因素的影響相對較小？更令人驚訝的是，即使在2007年台灣住宅自有率已達88.14%的高水準，政府仍在2008、2009年提供總額近3,600億元的優惠利率貸款協助民眾購屋(註5)，在2000年到2009年期間共提供2.2兆元的優惠利率房貸鼓勵家戶購屋，引發許多有限社會資源配置與住宅政策走向爭議。

由於住宅是大多數家戶一生中最重要的消費兼投資，且家戶的住宅租買選擇也必然影響其他居住以外的決策，故以往有相當多文獻從市場面、制度面以及家戶屬性差異等層面探討影響家戶住宅租買選擇的因素，亦有部分文獻著重於不同地區住宅自有率的差異分析。(詳見第二節)然而，從總體面探討住宅自有率的長期時間變化文獻則相對少見。對於解釋台灣住宅自有率的長期特異趨勢及相關課題的認知仍相對缺乏，到底台灣住宅自有率的長期趨勢與過去文獻提及的相關變數影響是否一致？亦即，這些變數間是否整合？此外，更重要的是，民眾決定是否要購買自有住宅的重大抉擇與其負擔能力(尤其是房價、所得、或房價所得比)之間是否存在長期性的關連？發生在2007年底的美國次級房貸風暴，有相當程度是因為長期低利與銀行業過度競爭，誘使民眾低估房價波動風險而過度偏好擁屋所造成。在目前台灣政府仍一味鼓勵民眾購屋的當下，此課題的研究實有其必要性與急迫性。

以往文獻大多以個體面資料探討影響家戶住宅租買選擇的因素，不易分析住宅自有率的長期變化，尤其是檢視住宅自有率與相關變數間是否具有長期均衡的穩定關係存在？抑或是盲目、發散的上升？使用總體的資料，探討這些變數間的長期關係與變化，可提供整體市場穩定與否以及其長期趨勢走向分析，這些課題的觀察都非使用個體面資料可達到。實證計量中共整合檢定(cointegration test)恰可提供一個較高配適的研究方法，但使用共整合資料所需的樣本要求，對於本文研究的課題是一大限制，因而本文將以追蹤資料(panel data)克服以往住宅自有率相關實證資料於空間面與時間面收集不易的限制。其次，以往文獻主要以一般最小平方方法進行實證分析(Gwin & Ong, 2004; 彭建文與王佳于, 2005)，或透過Logistic或Probit等不連續性個體選擇模型間接估計不同地區(Eilbott & Binkowski, 1985; Coulson, 2002)或不同時間(薛立敏與陳綉里, 1997)的住宅自有率差異，這些實證方法較不易捕捉資料的長期關係。雖然，Painter & Redfean(2002)亦曾利用共整合分析探討美國住宅自有率的長期變化，但所獲得的實證結果並不理想，可能是資料特性未被捕捉的結果。彭建文與蔡怡純(2010)曾透過追蹤資料分析法(panel data analysis)探討台灣不同縣市的住宅自有率差異，但對於時間面的控制與討論仍相對不足。



從國外的文獻發現，若是資料較短且各區域房市之間有相關的話，使用追蹤資料可得到較一般性且深入的結果(Mikhed & Zemčík, 2009)，為避免不同縣市住宅自有率的差異或相關性影響檢定的結果，或僅以單一縣市的結果做為對台灣住宅市場長期現象的分析依據，本文以1980至2007年間，台北市、台北縣、台中市、高雄市等四個縣市追蹤資料，利用追蹤資料共整合模型(panel cointegration model)檢視住宅自有率與住宅負擔能力相關變數的長期時間關係。

以下本文第二節進行文獻回顧，並分析台灣高住宅自有率的可能原因，第三節為研究假說建立、研究方法介紹、及資料說明，第四節為實證結果分析與討論，最後為結論與建議。

二、文獻回顧

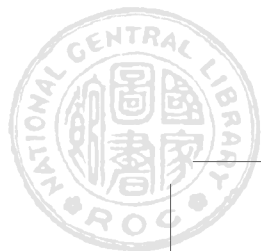
(一)理論基礎

影響個別家戶住宅租買選擇的因素非常眾多，本文中將其區分為市場面、制度面以及家戶屬性差異等層面。首先，就市場面變數而言，包括房價(Goodman, 1988; Haurin & Kamara, 1992; Coulson, 2002; 薛立敏與陳綉里, 1997)、租金(謝文盛與林素菁, 2000)、預期資本利得(Follian, 1982; Goodman, 1988; Grange & Pretorius, 2000; Dusansky & Koc, 2007; 薛立敏與陳綉里, 1997)、房價波動風險(Tuncer, 2003)以及租金波動風險(Sinai & Souleles, 2005)等變數。一般而言，當房價或房價波動風險提高時，會增加家戶租屋的機率，當預期資本利得、租金或租金波動風險提高時，則會增加家戶購屋的機率。

就制度面因素而言，包括貸款限制(Brueckner, 1986; Linneman & Wachter, 1989; Jones, 1990; Bourassa, 1995, 1996; Linneman et al., 1997; Wood et al., 2006)、財產稅制(謝文盛與林素菁, 2000)、所得稅制(Rosen, 1979; Rosen & Rosen, 1980; Rosen et al., 1984; Narwold & Sonstelie, 1994; Green & Vandell, 1999)等因素。通常貸款限制與財產稅賦提高時，會使家戶傾向選擇租屋，但所得稅對自有住宅的貸款利息扣除額提高時，則會使家戶傾向購屋。

在家戶個別因素方面，包括所得(Stevens, 1979; Haurin, 1991; Haurin et al., 1994; Gyourko & Linneman, 1996; 薛立敏與陳綉里, 1997)、遷徙或預期遷徙(Boehm, 1981; Zorn, 1988; Ioannides & Kan, 1996; Kan, 1999; Borjas, 2002; Goodman, 2003)、年齡與婚姻狀態(Bourassa, 1994; 薛立敏與陳綉里, 1997)、種族或移民人口(Wachter & Megbolugbe, 1992; Bourassa, 2000; Coulson, 1999; Painter et al., 2001, 2003, 2004; Yu, 2006)等因素。通常所得提高、已婚及年齡較長會使家戶傾向購屋，遷徙頻繁(或預期未來將遷徙)家戶為降低交易成本會傾向選擇租屋，移民或其他種族(相較於非拉丁裔白人)的擁屋率則有明顯偏低現象。

相較於豐富的個體面住宅租買選擇文獻，亦有部分文獻從總體面探討不同地區的住宅自有率，例如：分析不同縣市或都會區(Eilbott & Binkowski, 1985; 彭建文與王佳于, 2005; 彭建文與蔡怡純, 2010)、不同區域與州(Coulson, 2002)、不同國家(Gwin & Ong, 2004)的住宅自有率差異。整體而言，上述國外文獻大多發現房價、租金、所得等經濟面因素的解釋力高於家戶規模、年齡分布、人口變化、人口密度等社會面因素。不過，就台灣的實證研究來看，遷徙率、老年人口比率、有偶率等人口屬性面變數的影響力卻高於房價所得比等市場面變數(彭建文與王佳于, 2005)，且各縣市住宅自有率明顯受到地區特性與時間趨勢的影響(彭建文與蔡怡純, 2010)。不過，鮮少有文獻探討住宅自有率的時間面變化。



雖然，薛立敏與陳綉里(1997)曾探討1982年與1993年家戶住宅權屬選擇變化，發現當擁屋成本相對於租屋提高時家戶將傾向於租屋，預期房價增值提高時家戶則傾向於購屋，而家戶恆常所得愈高、年齡愈高、家庭人數愈多其擁屋的機率也會愈高，但房價仍是最重要的影響變數。Painter & Redfearn(2002)利用共整合分析探討住宅自有率的長期變化，發現利率對住宅供給與住宅租買轉換時機有影響，但對提升長期住宅自有率的直接效果並不明顯，甚至所得、房價與人口等變數對於住宅自有率的長期影響亦不明顯。

家戶在進行住宅租買決策時，一方面決定於其主觀的購屋意願，另一方面則受限於其客觀的購屋能力。台灣住宅自有率呈現穩定、長期的上升趨勢，未隨房地產市場景氣而劇烈波動，意味家戶的住宅租買選擇行為並未隨房價負擔能力(尤其是房價、所得、或房價所得比)改變而有明顯調整。到底影響個別家戶住宅租買選擇的市場面、制度面以及家戶個別因素中，那些因素對於住宅自有率的長期變動扮演較重要角色？由於現行文獻對於住宅自有率的長期變化與影響因素的瞭解仍相當不足，故針對台灣住宅自有率的長期特異趨勢進行嚴謹檢視，實有其必要性與急迫性。

(二)假說建立

理論上，家戶在進行住宅租買決策時應會考量擁屋與租屋的相對成本，前述影響個別家戶住宅租買選擇的市場面、制度面以及家戶個別因素應會反映於兩者相對成本上。台灣住宅自有率呈現穩定、長期的上升趨勢，未隨房地產市場景氣而劇烈波動，背後隱含擁屋成本相較於租屋成本的長期偏低。綜合上述國內外住宅租買選擇與住宅自有率文獻，本文認為造成國內住宅市場此種「租不如買」的大環境，其可能原因有下列幾點：

1. 經濟與所得成長

貸款的本息支出是購屋者重要的擁屋成本，有賴長期穩定的所得來支撐。國內經濟成長率於1980到2007年之間雖呈現緩慢遞減的趨勢，但是平均經濟成長率仍高達6%以上，高峰為1987年的12.66%，谷底為2001年的-2.17%(主要受到美國911恐怖事件的衝擊)。本文認為國內長期穩定的經濟成長是促使家戶所得增加的主要動力，也是促使國內高住宅自有率的根本力量，故所得對於住宅自有率應有正向影響。不過，我們也觀察到部分地區的房價所得比偏高，但其住宅自有率仍持續上升的現象，顯示所得未必能完全解釋住宅自有率的上升，尤其在部分高房價增值地區。

2. 高房價增值預期

若摒除華人「有土斯有財」的迷思，以國內實際的房價與租金資料進行觀察，可發現在1980至2007年期間，台北市的名目房價上漲率為481%，平均每年上升7.32%，而名目租金上漲率為109%，平均每年上升2.85%，兩者的標準差分別為11.76%與4.08%，平均租金房價比為5.78%。雖然，平均名目房價上漲率較平均年抵押貸款利率7.49%略低，但較平均儲蓄利率6.1%為高，若再考量房屋出租的收益，以及前述自有住宅於持有期間與出售時的相關稅賦優惠，長期的房地產投資應具有相當高的吸引力(註6)。因此，雖然國內房價水準相較於家戶所得明顯偏高，租金水準則相對偏低，且房價波動風險亦高於租金，理論上家戶應選擇租屋較為有利，但因住宅具有消費兼投資的雙重特性，在社會普遍有高房價增值的預期下，大幅降低家戶的預期擁屋成本，使家戶偏好擁屋。不過，由於不同縣市的房價增值預期不同，故對家戶住宅租買選擇的影響應有縣市的差異。



3. 社會結構變遷

除經濟發展影響家戶的購屋能力外，社會結構變遷也會對家戶的住宅租買選擇產生影響。例如國內交通改善與城鄉差距縮小，導致國內遷徙率由1980年的13.24%逐漸降低至2007年的7.22%；人口結構的逐漸老化，65歲以上老年人口占總人口比例由1980年的4.47%上升至2007年的11.01%；有偶率由1980年代約58%的水準逐漸降低至近年約53%的水準。本文認為社會結構的改變背後可能仍有其經濟因素考量，家庭結構改變不但直接影響家戶的購屋意願，某種程度上可能也反映所得以外的財富累積(例如本身或配偶父母資助所得相對偏低的子女購屋)，尤其是在房價長期呈現上升的地區，此種財富累積效果將更明顯，此可能亦是造成國內住宅自有率長期上升的因素。

其於上述文獻回顧與台灣的經濟、社會以及制度環境分析，本文建立以下三個假說：

假說一：所得高低直接影響家戶的購屋能力，對於住宅自有率的長期上升扮演相當重要角色，但在高房價增值地區，所得的影響力將相對較低。

假說二：高房價會降低家戶的購屋負擔能力，使家戶傾向租屋，但高房價增值預期則會使家戶傾向購屋，在投資需求比例較高的地區，其房價與住宅自有率的長期關係將相對不顯著。

假說三：社會環境變遷所導致的遷徙率、老年人口比率以及有偶率變化，不但直接影響家戶的購屋意願，亦可間接反映所得以外的家庭財富累積，對於住宅自有率的長期變化有重要影響，尤其是在高房價增值地區。

三、研究方法與資料說明

(一)研究方法介紹

本文以1980到2007年台北市、台北縣、台中市、高雄市等四縣市為實證範圍，樣本數為112筆，屬於包括橫斷面與時間面的追蹤資料。之所以採用追蹤資料分析有兩個主要的原因，其一為本研究所使用的相關資料，都為年資料，資料期間雖涵蓋二十八年，足以探究本文所欲觀察的長期現象，但樣本數偏少，故使用追蹤資料可增加研究樣本，其二，追蹤資料包含資料的所有資訊，其較時間序列和橫斷面資料充足，尤其本文欲分析國內長期住宅自有率的趨勢，若是以跨時、跨地的資料來研究，結論應較具一般性。基於上述兩點優勢，目前亦有許多國內外的研究使用追蹤資料，而觀察該類資料長期變動特性的研究方法亦非常快速地發展，如：追蹤資料之單根檢定(panel unit root)和追蹤資料之共整合檢定(panel cointegration tests)。

本研究在觀察追蹤資料的定態與否將使用Im et al.(2003)所提出的IPS單根檢定法，因為其擁有限制較少的優勢，且根據Baltagi(2005)使用蒙地卡羅(monte carlo)法模擬，其檢定能力明顯較其他用以處理追蹤資料之單根檢定為高。IPS單根檢定是由單一時間序列ADF(augmented Dickey-Fuller)單根檢定延伸而來，放寬原有的限制，容許追蹤資料的時間序列中存在單根的異質性。若是傳統的ADF檢定，用以估計資料的方程式如下：

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X_{it} \delta + v_{it} \dots \dots \dots (1)$$

其中 $i=1, \dots, 4$ 為橫斷面個數， $t=1, \dots, 28$ 為時間數列的長度。 y_{it} 為混合(pooled)的資料， X_{it} 則為模型中的外生變數，用以捕捉固定效果或時間趨勢， v_{it} 為殘差項。為求IPS的檢定統



計量，先放寬單根同質的假設，上述方程式修改為：

$$\Delta y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \sum \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X_{it} \delta + v_{it} \dots\dots\dots(2)$$

首先依照上述的ADF迴歸式，利用跨部門(cross-section)的時間序列資料求取各部門的單根檢定t值，而後得到這些t值的平均數，即為 $\bar{t} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i$ ，再求算以下的統計量進行檢定：

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{N}(\bar{t} - E[t_i | \rho_i = 0])}{\sqrt{\text{var}[t_i | \rho_i = 0]}} \rightarrow N(0,1) \dots\dots\dots(3)$$

其中， $\rho_i = \alpha_i + 1$ ，所以 $E[t_i | \rho_i = 0]$ 為虛無假設(具單根)下的t值的期望值，而 $\text{var}[t_i | \rho_i = 0]$ 則為虛無假設(具單根)下的t值的變異數，由此得到IPS檢定的統計量。本研究除了使用IPS單根檢定外，尚估計另一種panel單根檢定：ADF-Fisher單根檢定(Maddala & Wu, 1999)，其檢定的是跨部門資料是否有相同的單根。由於IPS對單根的條件較寬，所以可能會比ADF Fisher單根檢定較不容易出現顯著拒絕變數具有單根的虛無假設。檢驗過變數的定態與否後，本研究即可使用非定態的變數，觀察其長期的趨勢及變數間整合的情況。本文將使用Pedroni(1999)所提出的追蹤資料共整合檢定，模型簡介如下：

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} X_{1i,t} + \dots + \beta_{mi} X_{mi,t} + \dots + \beta_{Mi} X_{Mi,t} + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots(4)$$

其中 $Y_{i,t}$ 為應變數， $X_{mi,t}$ 為迴歸變數， $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi}$ 為係數， α_i 為截距項，變數的長期趨勢則由 $\delta_i t$ 表示。式(4)中整合向量為 α_i 和 $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi}$ ，此為一線性關係補捉應變數和迴歸變數之間的關係， $\varepsilon_{i,t}$ 為殘差，其代表應變數之於長期關係之偏離，假設上述殘差為定態，則表示 Y_i 在上述的線性關係中被整合，與其他變數存在一個長期的均衡。殘差是否為定態的檢定可藉由下列方程式的估計來觀察：

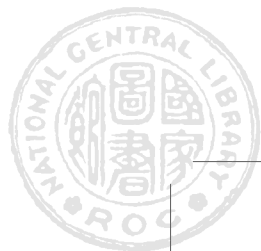
$$\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + \xi_{i,t} \dots\dots\dots(5)$$

上式中整合向量不存在的虛無假設即為 $\rho_i = 1$ ，故若統計量顯著的拒絕虛無假設則表示共整合關係顯著的存在。此外，Pedroni(1999)提出兩種不同假設條件的檢定，第一種為panel cointegration，在此檢定下若統計量顯著拒絕虛無假設，則表示該變數在所有的部門都有整合；第二種為group mean panel cointegration，在此檢定下，只要變數在某一個部門有整合，則統計量就會顯著拒絕虛無假設。

本研究為觀察住宅自有率在四個縣市的資料是否都與其他變數整合或是有整合上的差異，將同時進行這兩種統計量的估計。此外，為估計住宅自有率是否有長期的趨勢存在，及其對整合結果的影響，將一併估計式(4)中有長期時間趨勢 ($\delta_i t$) 和沒有長期時間趨勢的模型。

最後，若本研究的實證結果說明住宅自有率與相關變數間存在整合關係，則可續估計共整合的向量，估計變數間的長期關係為何。為了改善OLS於追蹤資料存在單根下可能產生的內生性與序列相關，本研究採用Pedroni(2000, 2001)提出的完全修正普通最小平方法(fully modified ordinary least squares, FMOLS)估計一致性的長期迴歸係數，以補捉共整合向量。變數定義如式(4)估計以下追蹤資料整合系統：

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1i} X_{1i,t} + \dots + \beta_{mi} X_{mi,t} + \dots + \beta_{Mi} X_{Mi,t} + u_{it} \dots\dots\dots(6)$$



$$X_{mi,t} = X_{mi,t-1} + e_{it}$$

當 $h_{it} = [u_{it}, e'_{it}] \sim I(0) \sim I(0)$ 且存在漸進共整合矩陣 Ω_i 時，則各部門變數間存在共整合，整合向量為 β ， α 為各部門的特有固定效果。Pedroni 的估計係數表示如下：

$$\hat{\beta}_{FM} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)^2 \right)^{-1} \times \left(\sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i) Y_{it}^* - T \hat{\gamma}_i \right) \dots \dots \dots (7)$$

其中 $Y_{it}^* = (Y_{it} - \bar{Y}_i) - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} \Delta Y_{it}$ ， $\hat{\gamma}_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \hat{\Omega}_{22i}^{-1} \hat{\Omega}_{21i} (\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0)$ ， Ω_{11i} ， u_{it} 為殘差的長期變異數， Ω_{22i} 為 e_{it} 的長期共變異數，為一 $m \times m$ 矩陣， Ω_{21i} 是 u_{it} 與 e_{it} 間的長期共變異數，以 $m \times 1$ 向量表示。 $\Omega_i = \begin{pmatrix} \Omega_{11i} & \Omega'_{21i} \\ \Omega_{21i} & \Omega_{22i} \end{pmatrix} = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_i$ 為自我共變異數的加權總和。

(二)變數與資料說明

為避免不同縣市住宅自有率的差異或相關性影響檢定的結果，或僅以單一縣市的結果做為對台灣住宅市場長期現象的分析依據，本文中將以台北市、台北縣、台中市與高雄市等四個縣市的住宅自有率資料，檢視住宅自有率與相關變數的長期時間關係。在解釋變數選取方面，主要包括可反映家戶負擔能力的房價、所得、房價所得比、租金變動率等變數。在人口屬性變數方面，包括遷徙率、老年人口比率、有偶率等變數。另外，由於自有住宅率的衡量是以自有住宅戶數占總住宅戶數比率計算，故總體家戶數的變化亦可能有影響，在此將一併納入考量。不過，有關貸款限制、財產稅與所得稅制對於住宅自有率的影響，由於沒有縣市的差異，故暫時不納入模型中探討，上述變數的資料來源與定義，詳見表一。



表一 變數定義與資料來源

| 變數 | 定義 | 資料來源 |
|--------------------------|---|---|
| 住宅自有率 (<i>own</i>) | 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(<i>p</i>) | 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不動產交易價格簡訊為準(註7)。 |
| 租金變動率 (<i>red</i>) | $(\text{當前租金指數}-\text{前期租金指數}) \times 100\% / \text{前期租金指數}$ 。 | 根據台北市、高雄市、以及台灣地區租金指數自行計算。 |
| 家戶可支配所得(<i>I</i>) | 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(<i>mov</i>) | $(\text{縣市間遷入人數} + \text{縣市間遷出人數} + \text{住址變更人數}) / \text{年中人口數}$ 。 | 同上。 |
| 有偶率(<i>mar</i>) | 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 (<i>old</i>) | 大於65歲之人口比率。 | 同上。 |
| 家戶變動率 (<i>h</i>) | $(\text{當前家戶數}-\text{前期家戶數}) \times 100\% / \text{前期家戶數}$ 。 | 內政部編印之中華民國台灣地區人口統計。 |

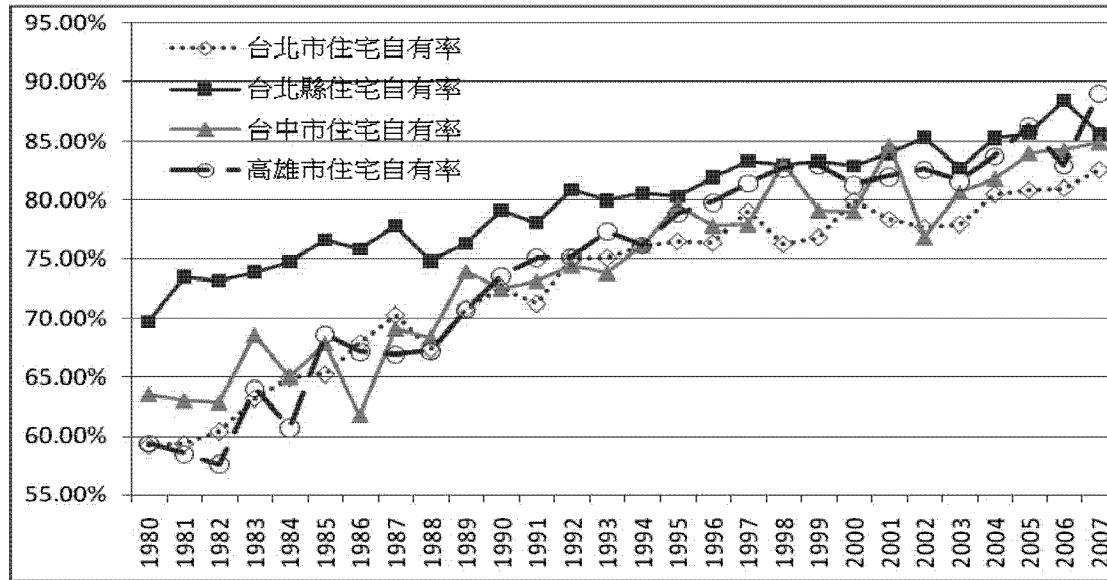
在表二中列出本研究使用資料的簡單統計量，並在圖一繪出四個研究縣市的住宅自有率時間序列圖。由圖一可發現在1980年至2007年的期間，四縣市住宅自有率皆隨時間呈現遞增的走勢；台北縣住宅自有率明顯高於其他三縣市，但四縣市差距有逐年縮小的趨勢。就自有變化而言，台北市與高雄市單年度變化較小，曲線較為平緩，其次為台北縣，變化量最大的是台中市。就各縣市相關程度而言，台北市與台北縣曲線走勢較為相似。

表二 資料之基本統計量

| 變數 | 平均數 | 標準差 | 偏態係數 | 峰態係數 |
|-----------------|-------|-------|-------|------|
| <i>own</i> (%) | 76.05 | 7.34 | -0.62 | 2.71 |
| <i>mar</i> (%) | 57.84 | 2.74 | -0.15 | 2.35 |
| <i>mov</i> (%) | 13.51 | 3.03 | 0.74 | 4.37 |
| <i>old</i> (%) | 6.20 | 2.03 | 0.72 | 3.15 |
| <i>h</i> (%) | 2.98 | 1.37 | 0.11 | 2.32 |
| <i>p</i> (萬元/坪) | 10.86 | 5.77 | 0.63 | 2.81 |
| <i>I</i> (萬元) | 72.57 | 30.40 | -0.03 | 1.80 |
| <i>pI</i> (%) | 14.54 | 3.21 | 0.87 | 3.62 |
| <i>red</i> (%) | 1.84 | 2.13 | 0.64 | 2.28 |

說明：本表為台北市、台北縣、台中市、高雄市四個縣市1980至2007年的追蹤資料。上述變數代號分別用以表示：住宅自有率(*own*)，有偶率(*mar*)，遷徙率(*mov*)，老年人口比率(*old*)，家戶變動率(*h*)，房價(*p*)，家戶可支配所得(*I*)，房價所得比(*pI*)，以及租金變動率(*red*)。





圖一 台北市、台北縣、台中市與高雄市住宅自有率關係圖

四、實證結果分析與討論

(一)單根檢定

要進行共整合檢定前，必須先確認變數是否為定態亦即是否具有單根，本文以SC(Schwarz criterion)最小為選取模型落後期數的準則，由表三可發現變數都可能是有單根，且為 $I(1)$ 的時間序列，因為使用這些變數的原始資料所估計而得的統計量都不顯著拒絕具有單根的虛無假設，但是其差分後的資料估計結果都顯著拒絕虛無假設。而遷徙率(mov)則是在IPS檢定中具有單根，但在ADF-Fisher檢定中則否，如前文所述，IPS檢定對模型的限制較小，其容許該變數在不同縣市中存在不同的單根，所以較容易出現該變數有單根的結果，由於IPS的檢定力較高，所以本研究採用其結果，以下亦使用遷徙率(mov)進行共整合的分析。

表三 變數聯合單根檢定

| 變數 | 方法 | |
|--------------|------------|-------------------------|
| | IPS | ADF - Fisher chi-square |
| 原始數列 | | |
| own | 0.27 | 9.62 |
| mar | 7.08 | 0.12 |
| mov | -1.35 | 21.53 *** |
| old | 6.55 | 0.19 |
| h | -1.58 | 13.32 |
| p | 0.01 | 6.03 |
| I | -0.10 | 5.56 |
| pI | -1.19 | 10.75 |
| red | -0.67 | 8.22 |
| 差分數列 | | |
| Δ own | -13.23 *** | 105.03 *** |
| Δ mar | -6.09 *** | 48.18 *** |
| Δ mov | -8.49 *** | 69.03 *** |
| Δ old | -6.37 *** | 49.81 *** |
| Δ h | -9.62 *** | 77.28 *** |
| Δ p | -2.05 ** | 17.65 ** |
| Δ I | -5.71 *** | 45.45 *** |
| Δ pI | -5.70 *** | 44.67 *** |
| Δ red | -4.22 *** | 32.36 *** |

說明：1.上述變數代號分別用以表示：住宅自有率(own)，有偶率(mar)，遷徙率(mov)，老年人口比率(old)，家戶變動率(h)，房價(p)，家戶可支配所得(I)，房價所得比(pI)以及租金變動率(red)。

2.上述單根檢定之模型皆為僅加入截距項，未加入與線性趨勢之模型，而檢定模型最適期數的選擇依照SC最小之準則。

3.**代表在5%的水準下顯著，***代表在1%的水準下顯著。

(二)共整合分析

由於影響住宅自有率的變數有多個，為尋求估計結果背後的經濟意義，本研究在進行共整合模型估計方面，將變數分成三類，分別觀察其與住宅自有率之關係。由於住宅自有率的上升表示有較多的家戶在租買選擇中傾向購屋，這樣的情況可能是與購、租屋成本無關的，所以在第一部份本文估計住宅自有率與非貨幣性的家戶屬性因素關係，包含了老年人口比率、遷徙率、有偶率及家戶變動率等，以觀察個體或總體的環境變遷是否是促成住宅自有率上升的推手。第二部份和第三部份則是與租買選擇中成本相關的因素討論：在第二部份本文考量住宅自有率與住宅負擔條件之間的關係，包含所得、房價、房價所得比，以觀察家戶購屋的絕對與相對條件的變異是否會影響租買選擇；第三部份則為住宅自有率與租金變動率，此部份將可觀察解決居住問題的另一選項之成本變化是否也是促成家戶購屋的重要考量。最後，為估計住宅自有率是否有長期的趨勢存在，及其對整合結果的影響，將一併估計模型中有考量住宅自有率長期時間趨勢及沒有考量長期時間趨勢的檢定。

1. 未考量長期時間趨勢的共整合檢定

此部份本文估計的是未考量長期時間趨勢的共整合模型，所以模型假設住宅自有率是不



存在長期時間趨勢的，亦即，模型的殘差並未經由該趨勢的調整，若是檢定的結果顯示殘差為定態，表示國內住宅自有率特異的向上趨勢是由這些整合的變數造成的，是因為這些變數增加或減少帶來住宅自有率的改變，所以看似民眾日漸過度購屋的情況，其實是一種均衡的現象。以下分別於表四、表五、表六呈現住宅自有率和三類變數整合的檢定結果。

如本文在研究方法中所述，Pedroni(1999)提出兩種不同假設條件的檢定，第一種為panel cointegration(以panel statistics和weighted panel statistics觀察)，在此檢定下若統計量顯著拒絕虛無假設，則表示住宅自有率在所有的縣市中都與該變數有整合；第二種為group mean panel cointegration(以group statistics觀察)，在此檢定下，只要住宅自有率在某一縣市與變數是有整合關係的，則統計量就會顯著拒絕虛無假設。由表四可發現住宅自有率應該和家戶變動率(h)沒有整合關係，與遷徙率、老年人口比率、有偶率則有共整合關係。

由表五發現住宅自有率應該與房價(p)沒有整合關係，但是與房價所得比呢？若虛無假設是四個縣市沒有整合關係，則統計量無法拒絕，若虛無假設是在四個縣市中沒有任一個縣市的房價所得比與住宅自有率有整合關係，則顯著拒絕，表示這兩個變數在四個縣市中，有的有整合(至少有一)，有的沒有整合。從表六可發現住宅自有率與租金變動率並沒有整合關係。

表四 不含時間趨勢之追蹤資料共整合檢定：非貨幣性家戶屬性變數

| | panel 統計量 | weighted panel 統計量 | group 統計量 |
|-----------------------|------------|--------------------|------------|
| 變數: own mar mov old h | | | |
| PP統計量 | -4.605 *** | -4.605 *** | -6.181 *** |
| ADF統計量 | -4.519 *** | -4.519 *** | -6.048 *** |
| 變數: own mar | | | |
| PP統計量 | -2.875 *** | -3.336 *** | -3.652 *** |
| ADF統計量 | -2.499 ** | -3.031 *** | -3.334 *** |
| 變數: own mov | | | |
| PP統計量 | -3.161 *** | -3.339 *** | -3.504 *** |
| ADF統計量 | -3.118 *** | -3.295 *** | -3.455 *** |
| 變數: own old | | | |
| PP統計量 | -4.875 *** | -4.821 *** | -5.551 *** |
| ADF統計量 | -5.269 *** | -5.416 *** | -5.418 *** |
| 變數: own h | | | |
| PP統計量 | -0.436 | -0.658 | -0.065 |
| ADF統計量 | -0.385 | -0.726 | 0.084 |

說明：1.上述變數代號分別用以表示：住宅自有率(own)，有偶率(mar)，遷徙率(mov)，老年人口比率(old)，以及家戶變動率(h)。

2.**代表在5%的水準下顯著，***代表在1%的水準下顯著。



表五 不含時間趨勢之追蹤資料共整合檢定：住宅負擔能力相關變數

| | panel 統計量 | | weighted panel 統計量 | | group 統計量 |
|-------------|------------|--|-----------------------|--|------------|
| 變數: own p l | | | | | |
| PP統計量 | -3.563 *** | | -2.823 *** | | -3.248 *** |
| ADF統計量 | -4.160 *** | | -3.856 *** | | -4.338 *** |
| 變數: own p | | | | | |
| PP統計量 | -1.723 | | -1.919 | | -1.054 |
| ADF統計量 | -1.674 | | -1.860 | | -1.043 |
| 變數: own l | | | | | |
| PP統計量 | -4.203 *** | | -2.986 *** | | -3.736 *** |
| ADF統計量 | -3.644 *** | | -3.089 *** | | -3.247 *** |
| 變數: own pl | | | | | |
| PP統計量 | 0.919 | | 1.246 | | 2.053 ** |
| ADF統計量 | 1.195 | | 1.305 | | 2.190 ** |

說明：1.上述變數代號分別用以表示：住宅自有率(own)，房價(p)，家戶可支配所得(I)，以及房價所得比(pl)。

2.**代表在5%的水準下顯著，***代表在1%的水準下顯著。

表六 不含時間趨勢之追蹤資料共整合檢定：租金變動率變數

| | panel 統計量 | | weighted panel 統計量 | | group 統計量 |
|-------------|-----------|--|-----------------------|--|-----------|
| 變數: own red | | | | | |
| PP統計量 | -0.421 | | -0.216 | | 0.464 |
| ADF統計量 | -0.523 | | -0.314 | | 0.361 |

說明：上述變數代號分別用以表示：住宅自有率(own)與租金變動率(red)。

由於表五房價所得比和住宅自有率之間的關係較為特殊，由追蹤資料共整合檢定發現，在四個縣市中至少有一個縣市在兩者之間是存在長期均衡的，故本研究續採用一般時間序列之共整合檢定，使用Johansen(1988, 1991)與Johansen & Juselius(1990)所提出的檢定方式，分別對每個縣市的住宅自有率和房價所得比進行檢定，得到的結果列於下表七結果發現由軌跡檢定(trace test)的結果來看，較有可能存在整合的是台北縣，其統計量顯示住宅自有率與家戶的負擔能力(房價所得比)存有共整合關係，且僅存在單一向量的共整合關係，此結果表示台北縣住宅自有率的長期上升與房價所得比的改變較相關，其他縣市較不存在這樣的均衡現象，從另一方面來看，若是家戶的負擔能力改變，較有可能影響住宅自有率改變的縣市也是台北縣，所以可能較容易引起下列的循環現象：房價改變影響房價所得比，進而影響家戶的住宅租買選擇，又反向影響房價…等，在這樣的市場推行振興房市政策要相當小心。



表七 Johansen共整合檢定

| 虛無假設 | 軌跡檢定統計量 | 最大eigenvalue檢定統計量 |
|------------|----------|-------------------|
| 台北市 | | |
| 共整合向量個數為零 | 14.142 | 9.853 |
| 共整合向量個數至多1 | 4.289 | 4.289 |
| 台北縣 | | |
| 共整合向量個數為零 | 19.648 * | 14.219 |
| 共整合向量個數至多1 | 5.428 | 5.429 |
| 台中市 | | |
| 共整合向量個數為零 | 12.526 | 7.704 |
| 共整合向量個數至多1 | 4.822 | 4.822 |
| 高雄市 | | |
| 共整合向量個數為零 | 17.880 | 14.755 |
| 共整合向量個數至多1 | 3.125 | 3.125 |

2. 考量長期時間趨勢的共整合檢定

此部份本文估計的是考量長期時間趨勢的共整合模型，所以模型假設住宅自有率是存在長期時間趨勢的。亦即，模型的殘差已經由該趨勢調整，若是檢定的結果顯示殘差為定態，表示國內住宅自有率特異的向上趨勢除可能是由這些整合的變數造成的，也可能是這些變數無法解釋的住宅自有率自身趨勢，以下列出住宅自有率和三類變數整合的檢定結果。

從表八至表十的實證結果發現，考量長期時間趨勢的共整合模型中所有的變數與住宅自有率均有整合關係。對照兩種共整合模型，家戶數變動率、房價、房價所得比、租金成長率，都在第一種模型中沒有整合或部份縣市沒整合。但在第二種(考量時間趨勢)的模型中則均有整合。上述結果可能是因為家戶數變動、房價、房價所得比、租金成長率等變數的時間變異較大，所以與住宅自有率整合後的殘差還存在有單調的時間趨勢，若我們認同時間趨勢之外的長期均衡，則它們有共整合關係存在，所以在第二種模型中會得到變數間都有整合關係的結果。



表八 含時間趨勢之追蹤資料共整合檢定：非貨幣性家戶屬性變數

| | panel 統計量 | | weighted panel 統計量 | | group 統計量 |
|-----------------------|-----------|--|-----------------------|--|-----------|
| 變數: own mar mov old h | | | | | |
| PP統計量 | -6.77 *** | | -7.02 *** | | -8.20 *** |
| ADF統計量 | -6.71 *** | | -6.70 *** | | -6.39 *** |
| 變數: own mar | | | | | |
| PP統計量 | -5.95 *** | | -5.99 *** | | -5.76 *** |
| ADF統計量 | -5.93 *** | | -5.97 *** | | -5.72 *** |
| 變數: own mov | | | | | |
| PP統計量 | -5.30 *** | | -5.12 *** | | -4.94 *** |
| ADF統計量 | -5.28 *** | | -5.12 *** | | -5.00 *** |
| 變數: own old | | | | | |
| PP統計量 | -6.92 *** | | -6.17 *** | | -6.52 *** |
| ADF統計量 | -6.92 *** | | -6.17 *** | | -6.48 *** |
| 變數: own h | | | | | |
| PP統計量 | -5.47 *** | | -4.43 *** | | -4.98 *** |
| ADF統計量 | -5.49 *** | | -4.49 *** | | -5.05 *** |

說明：1.上述變數代號分別用以表示：住宅自有率(own)，有偶率(mar)，遷徙率(mov)，老年人口比率(old)，以及家戶變動率(h)。

2.**代表在5%的水準下顯著，***代表在1%的水準下顯著。

表九 含時間趨勢之追蹤資料共整合檢定：住宅負擔能力相關變數

| | panel 統計量 | | weighted panel 統計量 | | group 統計量 |
|-------------|-----------|--|-----------------------|--|-----------|
| 變數: own p I | | | | | |
| PP統計量 | -7.51 *** | | -6.76 *** | | -8.65 *** |
| ADF統計量 | -7.33 *** | | -6.61 *** | | -7.41 *** |
| 變數: own p | | | | | |
| PP統計量 | -8.08 *** | | -8.91 *** | | -7.82 *** |
| ADF統計量 | -8.03 *** | | -8.76 *** | | -7.47 *** |
| 變數: own I | | | | | |
| PP統計量 | -7.08 *** | | -5.19 *** | | -6.88 *** |
| ADF統計量 | -7.93 *** | | -6.38 *** | | -6.68 *** |
| 變數: own pI | | | | | |
| PP統計量 | -5.63 *** | | -4.82 *** | | -5.31 *** |
| ADF統計量 | -5.61 *** | | -4.83 *** | | -5.39 *** |

說明：1.上述變數代號分別用以表示：住宅自有率(own)，房價(p)，家戶可支配所得(I)，以及房價所得比(pI)。

2.**代表在5%的水準下顯著，***代表在1%的水準下顯著。



表十 含時間趨勢之追蹤資料共整合檢定：租金變動率變數

| | panel 統計量 | weighted panel 統計量 | group 統計量 |
|-------------|-----------|-----------------------|-----------|
| 變數: own red | | | |
| PP統計量 | -7.28 *** | -6.79 *** | -6.55 *** |
| ADF統計量 | -7.29 *** | -6.79 *** | -6.57 *** |

說明：1.上述變數代號分別用以表示：住宅自有率(own)與租金變動率(red)。

2.***代表在1%的水準下顯著。

(三)共整合向量

既然變數間存在共整合的關係，便可進一步觀察長期之間的相關，即共整合向量，但由於資料中存有單根，且各縣市間又有相關，如本文在研究方法中所提到的，文獻中提出可以FMOLS來解決上述估計問題，表十一為FMOLS估計之迴歸係數值。表中各縣市的估計係數及panel係數，可用以比較對各縣市而言較為重要的影響因子為何？又整體平均而言(panel結果)變數間的長期相關為何？

就不含時間趨勢的結果來看，以台北市而言，老年人口比率、有偶率、房價是較重要的變數，當老年人口比率增加1%，自有率會增加4.02%，而有偶率增加1%，自有率會增加2.41%，而房價增加1%，亦會使住宅自有率上升0.16%。以台北縣而言，老年人口比率與遷徙率上升對住宅自有率亦有顯著正面影響，但家戶變動率與所得增加反而對住宅自有率有負向顯著影響，當老年人口比率與遷徙率增加1%，自有率會分別上升4.77%與0.28%，而當家戶變動率與家戶所得增加1%，則會使住宅自有率分別下降0.61%與0.12%。至於台中市與高雄市均以所得為最顯著影響因素，其他變數則不顯著，當家戶所得增加1%，兩都市的住宅自有率分別上升0.16%與0.22%。最後，以panel的結果來看，老年人口比率、有偶率、房價、所得對於住宅自有率有正向顯著影響，家戶成長率有負向影響，其中老年人口比率與有偶率是相對較為重要的變數，此結果與台北市較為接近。整體而言，上述實證結果大致能印證本文的三項假說。

此外，含時間趨勢的結果與不含趨勢的結果差異相當大，以台北市而言，沒有任何變數達到顯著水準。以台北縣而言，所得是唯一顯著的變數。以台中市而言，遷徙率、房價、所得具有顯著正向影響。以高雄市而言，有偶率與房價具有負向顯著影響。整體而言，遷徙率與所得是最主要的變數，兩者對住宅自有率具有顯著正向影響。



表十一 FMOLS 估計結果

| | | 應變數：own | | | |
|-------|-----|-----------|-------|-----------|-------|
| 縣市 | 自變數 | 不含時間趨勢 | | 含時間趨勢 | |
| | | 係數 | t統計量 | 係數 | t統計量 |
| 台北市 | mar | 2.41 *** | 7.19 | 0.78 | 1.19 |
| | mov | 0.25 | 1.30 | 0.09 | 0.28 |
| | old | 4.02 *** | 8.15 | -2.33 | -1.40 |
| | h | -0.09 | -0.33 | -0.25 | -0.66 |
| | p | 0.16 * | 1.81 | -0.02 | -0.13 |
| | I | 0.01 | 0.56 | 0.09 | 0.76 |
| | red | 0.07 | 1.09 | -0.01 | -0.59 |
| 台北縣 | mar | -0.23 | -1.19 | 0.61 | 1.49 |
| | mov | 0.28 *** | 2.48 | 0.29 | 1.23 |
| | old | 4.77 *** | 5.36 | 0.12 | 0.09 |
| | h | -0.61 *** | -2.77 | -0.60 | -0.84 |
| | p | 0.22 | 1.47 | 0.17 | 0.33 |
| | I | -0.12 *** | -2.90 | 0.32 *** | 3.4 |
| | red | -0.07 | -1.02 | -0.53 | -1.16 |
| 台中市 | mar | -0.44 | -1.10 | 0.08 | 0.11 |
| | mov | -0.31 | -1.06 | 1.44 *** | 3.11 |
| | old | -0.42 | -0.24 | 0.03 | 0.03 |
| | h | -0.44 | -1.31 | 0.16 | 0.25 |
| | p | 0.49 | 1.04 | 0.91 * | 1.77 |
| | I | 0.16 *** | 3.84 | 0.14 * | 1.68 |
| | red | -0.02 | -0.08 | -0.60 | -1.18 |
| 高雄市 | mar | 0.77 | 0.23 | -2.25 *** | -5.19 |
| | mov | -0.07 | -0.18 | 0.01 | 0.05 |
| | old | 2.76 | 0.55 | 0.41 | 0.56 |
| | h | 0.25 | 0.36 | -0.21 | -0.43 |
| | p | -0.04 | -0.09 | -0.32 ** | -2.01 |
| | I | 0.22 ** | 2.06 | -0.15 | -1.39 |
| | red | 0.24 | 0.97 | -0.01 | -0.1 |
| panel | mar | 0.63 *** | 2.57 | -0.20 | -1.2 |
| | mov | 0.04 | 1.27 | 0.46 ** | 2.33 |
| | old | 2.78 *** | 6.90 | -0.44 | -0.36 |
| | h | -0.22 ** | -2.02 | -0.22 | -0.84 |
| | p | 0.21 ** | 2.12 | 0.19 | -0.02 |
| | I | 0.07 * | 1.78 | 0.10 ** | 2.23 |
| | red | 0.06 | 0.48 | -0.31 | -1.52 |

說明：1. 上述變數代號分別用以表示：住宅自有率(own)，有偶率(mar)，遷徙率(mov)，老年人口比率(old)，家戶變動率(h)，房價(p)，家戶可支配所得(I)，以及租金變動率(red)。

2. *代表在10%的水準下顯著，**代表在5%的水準下顯著，***代表在1%的水準下顯著。



(四)實證結果討論

首先，若將本文的實證結果與Painter & Redfeam(2002)的美國住宅自有率實證結果相比較，可發現國內住宅自有率雖呈現長期上升的趨勢，但其背後仍能找出支撐其長期上升的因素，而非盲目、發散的上升。相對地，美國的實證結果則尚未找到影響其住宅自有率長期變化的關鍵因素，因為透過共整合分析發現利率、所得、房價、以及人口等變數對於住宅自有率的長期影響並不明顯，無法與現有豐富個體面的住宅租買選擇文獻相呼應。

其次，本文發現在未考量時間趨勢下，住宅自有率與家戶可支配所得、遷徙率、老年人口比率、有偶率等變數具有長期共整合關係，但與家戶變動率、房價、租金成長率沒有整合關係，住宅自有率與房價所得比的均衡關係亦僅在台北縣存在。不過，若我們認同時間趨勢之外的長期均衡，則家戶數變動、房價、房價所得比、租金成長率等變數與住宅自有率則存在共整合關係存在。因此，問題在於，以時間趨勢來解釋長期住宅自有率合理嗎？又是什麼因素造成住宅自有率具有時間趨勢呢？

本文的主要研究動機在分析房價劇烈波動下，為何住宅自有率呈現長期而穩定的上升？從沒有趨勢項的共整合模型可發現住宅自有率與房價關係不明顯，加上趨勢項後則兩者存在共整合關係，但若兩者存在長期均衡關係，則目前房價劇烈波動而住宅自有率卻穩定上升的現象將無法合理解釋。本文亦曾試圖以國內所得稅制、財產稅制、或是國人有土斯有財的傳統觀念來解釋此時間趨勢，但仔細檢視後發現國內相關所得與財產稅制對於自有住宅的優惠並未較其他國家為多，且偏好自有住宅的觀念亦非僅中國人獨有，此觀念在美國或澳洲亦非常普遍，但這些國家的住宅自有率並未如台灣呈現長期上升趨勢。此外，從FMOLS的結果可發現，不論是含趨勢項的panel或個別縣市的實證結果，因大部分解釋變數均不顯著或方向不符，無法合理解釋國內住宅自有率的長期變化。反觀，不含趨勢項的實證結果，雖有部分變數未達到預期的顯著水準，但不論在panel或個別縣市的實證結果大致可合理解釋國內住宅自有率的現象。因此，本文認為不含趨勢的結果應較能與以往文獻的實證研究相呼應，並合理解釋台灣長期住宅自有率的變化，以下將就不含時間趨勢的結果進行討論。

第三，本文認為影響住宅租買選擇因素雖包括市場面、制度面、以及家戶人口屬性等三方面因素，且以往個體住宅租買選擇文獻大多強調市場面因素的影響，尤其是房價(或房價變動)與租金的影響。然而，就長期住宅自有率而言，家戶人口屬性面變數的影響反而較為顯著，此可能是因為短期住宅租買選擇轉換的調整成本相當高，在社會普遍有高房價增值的預期下，大幅降低家戶的預期擁屋成本，大多數自住型家戶不會因短期房地產景氣波動而迅速調整其住宅權屬，在房價下跌時住宅消費需求增加，且原擁屋家戶若非迫不得已也不會因為短期的房價下跌而「轉買為租」，當房價上漲時又造成住宅投資需求增加，甚至透過分戶方式來節稅，故造成房價、租金、甚至房價所得比等市場面因素對長期住宅自有率影響不顯著。此外，國內住宅租賃市場不論在法令與品質上均相對不佳，造成潛在租屋成本較實際租屋成本為高，可能亦是另一個造成家戶偏好擁屋的重要原因。

第四，我們發現不同都市影響住宅自有率的最重要變數並不相同，在高房價或高房價增值預期都市，所得對於住宅自有率的影響並不顯著，反而是老年人口比率與有偶率等變數的影響較為顯著，其背後隱含家戶購屋並非僅靠所得，以往家庭的財富累積可能亦是重要因素之一。以台北市為例，其房價所得比高達10倍以上(註8)，但令人驚訝地，台北市的住宅自有率仍持續攀高，且房價攀升對於住宅自有率亦有正向顯著影響，代表許多家戶雖認為房價偏



高而不合理，但在高房價增值預期下，因擔心未來更無能力購屋，故仍願意承擔高貸款負擔而選擇購屋，以往房價長期上漲的實質財富與理財觀念效果，相當程度可透過老年人口比例與有偶率來反映。

台北縣亦屬於相對高房價都市，代表財富累積的老年人口比率對住宅自有率亦呈現正向顯著影響，而遷徙率對住宅自有率亦有正向顯著影響，此可能是因為其鄰近更高房價的台北市，在房價相對便宜下，吸引部分無能力在台北市購屋者遷移至此購屋所造成。相對於台北市與台北縣的高房價，台中市與高雄市的房價水準明顯較低，且因預期房價增值較低，較無投資性購屋需求，故房價與人口屬性相關變數對於住宅自有率的影響相對不顯著，所得是影響住宅自有率最主要的因素，對住宅自有率有顯著正向影響。

最後，就台灣整體而言，老年人口比率、有偶率、房價、所得、家戶變動率是對住宅自有率影響較大的變數，且人口屬性變數的影響似乎大於市場變數。若將此結果相較於彭建文與蔡怡純(2010)，我們可發現兩者在實證結果上有相當程度的差異，該文發現房價所得比、遷徙率以及有偶率對於住宅自有率有顯著的負向影響，且住宅自有率亦受到地區特性與時間趨勢的影響。然而，在本文中遷徙率的影響並不顯著，有偶率的影響則為正向，且房價所得比僅在台北縣與住宅自有率具有共整合關係。本文認為造成兩者實證結果的差異，除實證方法不同外，彭建文與蔡怡純(2010)一文以台灣地區22個縣市為實證範圍，橫斷面資料上差異性較大，可能亦是重要原因之一。

本文的實證範圍僅有台北市等四個高度都市化地區，由於彼此的歷年平均遷徙率(台北市13.27%、台北縣12.57%、台中市13.72%、高雄市13.51%)差異不大，故造成遷徙率對於住宅自有率的影響差異未達顯著水準。有偶率對住宅自有率的影響有兩個不同層面的影響，其一是有偶家戶會希望較穩定的居住環境，且在財富累積上較為容易，故在住宅租買選擇上較傾向於自有，兩者呈現正向關係。另一則是有偶家戶會歷經家戶的生命週期，通常會有較高的住宅調整需求，為降低搬遷的交易成本，故傾向選擇租屋，兩者呈現反向關係。由於本文的實證範圍屬於高度都市化地區，雙薪家庭比例高，財富累積效果較為明顯，故有偶率對於住宅自有率的正向影響較顯著。此外，在時間趨勢部分，彭建文與蔡怡純(2010)一文發現住宅自有率的各年度的時間效果不同，可能是受到房地產景氣波動的影響，但在本文模型中因採用線性時間趨勢，兩者的時間趨勢設定方式並不相同，故不易直接進行比較，此部分有待後續加以檢討與改進。

五、結論與建議

本文透過追蹤共整合模型針對住宅自有率影響因素進行實證分析，發現住宅自有率與家戶所得、遷徙率、老年人口比率、有偶率等變數具有長期共整合關係，但與房價、租金成長率則沒有整合關係，但將時間趨勢納入住宅自有率模型時，則會得住宅自有率與房價、房價所得比、租金成長率等變數間都有整合關係的結果。不過，綜合本文共整合向量的實證結果與以往住宅租買選擇文獻，本文認為不含時間趨勢項的模型較能解釋國內長期住宅自有率的變化。

此外，不同都市影響住宅自有率的最重要變數並不相同。以高房價的台北市而言，老年人口比率與有偶率是較為重要的變數，而高房價雖降低家戶購屋負擔能力，但高房價增值預



期則會驅使家戶選擇購屋，使得房價對住宅自有率亦有正向顯著影響。台北縣由於鄰近台北市，老年人口比率與遷徙率對住宅自有率呈現正向顯著影響，但家戶變動率與所得則出現負向影響。至於台中市與高雄市，可能因房價水準與預期房價增值較低，故房價與人口屬性相關變數對於住宅自有率的影響並不顯著，所得是影響住宅自有率最主要的因素。就台灣整體而言，老年人口比率與有偶率等人口屬性變數的影響大於房價與所得等市場變數，此與多數個體面住宅租買選擇文獻的結果不同，此可能是家戶在進行住宅租買選擇時，短期會較注重市場面變數的影響，但在長期住宅權屬轉換時，人口屬性變數的影響則較大，而老年人口比率與有偶率背後可能亦反映部分家戶的財富累積，尤其是在長期高房價增值預期地區，此也使得這些地區房價所得比雖嚴重偏高，但其住宅自有率仍持續上升。

本文認為國內住宅自有率的長期上升，除部份是因為所得增加外，有相當部分是高房價增值預期所造成。國人對擁屋有高房價增值預期，其背後有相當程度與國內財產稅制不健全有關，因為不論是持有或移轉住宅的成本均明顯偏低。目前家戶擁屋於持有期間雖須每年支付地價稅與房屋稅，但因自用住宅用地的地價稅名目稅率僅有0.2%(一般土地為1%)，而住家用的房屋稅名目稅率為1.2%，加以地價稅的稅基為申報地價，而房屋稅的稅基為房屋現值，兩者均遠低於市價。根據彭建文等(2007)估算，國內不動產有效稅率僅有其真正市價的0.11%，持有成本相當低。擁屋者在出售自有住宅時必須支付土地增值稅、契稅與財產交易所得稅，但出售自用住宅時所繳納的土地增值稅與財產交易所得稅有兩年內重購退稅的規定(註9)，所謂的土地增值亦非按照真正的市價增值計算，而是依據購買與出售當時的土地公告現值計算，由於公告現值每年僅公告一次，且其水準值與調整幅度均遠低於實際價格，又自用住宅的土地增值稅優惠稅率為10%，較一般累進稅率20%、30%、40%為低，故其實際負擔仍屬偏低。

本文認為政府必須體認高住宅自有率未必等於高居住品質，要避免房價泡沫化可能產生的經濟與社會成本，有效增加住宅持有成本，並減少住宅投資的預期資本利得相當重要，此必須同時透過財產稅制與所得稅制改革才能達成。此外，亦應健全國內住宅租買選擇環境，避免在稅賦與住宅補貼上過度鼓勵家戶購屋，目前國內住宅政策目標雖已從以往的「住者有其屋」調整為「住者適其屋」，但實際上政府仍是將大多數住宅資源運用於各種方式的鼓勵擁屋，尤其是申請條件寬鬆的政策性購屋優惠利率貸款，我們建議政府應提高租屋者的租金抵減所得稅額度(註10)，並增加租金補貼的名額與額度(註11)，避免財稅與住宅政策過度向擁屋傾斜，而能讓家戶充分依據其本身經濟能力與居住需求進行住宅租買選擇。

就後續研究而言，本文認為房價和住宅自有率的未整合，可能是由於當房價下跌時，家戶負擔得起房價，所以它們的共整合關係可能會增加，但當房價上升時，由於由買轉租的交易成本很高，加以預期未來房價可能持續上漲，故住宅自有率未必會下降，它們整合的關係是不對稱的，未來應可利用不對稱門檻共整合進行更深入分析與討論。其次，是否應考量時間趨勢對於住宅自有率的實證結果影響很大，但設定時間趨勢的理論基礎與方式為何？此部分值得未來進一步加以檢視。第三，由於自有率、房價或負擔能力均具有存量變數特性，且均維持增加趨勢，若要進一步掌握相關變數的短期動態關係，未來應可使用變動量或變動率進行實證分析。此外，受限於資料取得困難，本文未將制度面因素對擁屋影響納入實證分析，建議未來更深入瞭解制度面因素對住宅自有率的長期影響，並檢討政府相關制度對於自有住宅傾斜可能產生的外部性。不過，因家庭收支調查並未調查家戶擁屋的管道或租屋原



因，加以未來可能不再公布縣市別資料，此將造成住宅自有率的長期分析更加困難，建議政府不但應維持既有統計資料的一致性與穩定性，更應提高其品質。



註 釋

- 註1：當然亦有部分家戶的自有住宅來自於繼承或贈與，根據2009年內政部地政司的統計資料來看，當年度建物買賣移轉登記件數為388,298件，繼承與贈與件數分別為36,579、22,495件，由於繼承大多屬於同一家戶內部成員間的產權移轉，或因新增與舊有擁屋家戶的數量相抵，故對於住宅自有率的計算影響不大，而贈與件數約占買賣移轉登記件數5.8%(2005年為4.47%)，在考量繼承件數占整體買賣移轉件數的比例不高且資料取得與區分不易下，本文中將暫不針對此部分進行討論。
- 註2：根據主要國家最近期(2002年之前)的住宅普查資料，可發現各國住宅自有率依序為：澳洲69.5%、英國68.0%、紐西蘭67.8%、美國66.2%、加拿大66.1%、日本60.9%、法國54.7%、荷蘭50.4%、德國42.0%、瑞士33.6%，台灣在2000年住宅普查時的住宅自有率為82.5%，亦明顯較上述國家為高。
- 註3：例如美國藉由下列政策(1. 1977年社區再投資法；2. 1978年平等信貸機會法；3. 1980年代金融自由化法案；4. 1986年稅法法案；5. 1992年聯邦住宅企業金融安全和健全法等)的實施欲提高住宅自有率，但是最近10年間住宅自有率由65%上升至69%，其中一半是靠次級抵押貸款而來，亦造成了2007年的次級房貸風暴。
- 註4：例如在1981、1988、1991、1993、2002以及2003等年度，台灣住宅自有率有些微下跌。不過，住宅普查與家庭收支調查的住宅自有率數據仍有些微的差異，例如在1980、1990、2000年的住宅普查住宅自有率分別為72.5%、78.5%、82.2%，但同期間的家庭收支調查數據則分別為73.52%、80.47%、85.35%，家庭收支調查的數據略高於住宅普查1~3個百分點。
- 註5：此優惠利率房貸屬於政策性房貸，並未限定僅有中低收入戶可享有，目的在刺激購屋需求，避免房價大幅下滑而影響經濟與金融秩序，但此種補貼政策並不符合社會公平正義。
- 註6：Di et al.(2007)曾以實證方式，在控制其他影響財富累積變數下，驗證在美國長期擁屋確實對於財富累積有相當顯著的正面影響。
- 註7：根據該資料計算各縣市的房價中位數，但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，本文中以兩資料重疊年度為基礎，以指數方式予以銜接。
- 註8：一般而言，房價所得比在10倍以上為負擔壓力極度嚴重，6-10倍為負擔壓力嚴重，3-6倍為可勉強負擔，3倍以下為可合理負擔。根據內政部營建署的「房價負擔能力計算方式與國際各國比較」研究，在2009年台北市的房價所得比高達13倍，台北縣為8.9倍，桃園縣市為6.2倍、新竹縣市為7.4倍、台中縣市為7.1倍，台南縣市為6.0倍，高雄縣市為5.8倍。就貸款負擔率而言，一般以30%以下為合理，30-40%為可勉強負擔，40-50%為負擔壓力嚴重，50%以上為負擔壓力極度嚴重，台北市在2009年的貸款負擔率為53.3%，台北縣為36.55%，新竹縣市為30.45%，桃園縣市為25.3%，台中縣市為28.8%，台南縣市為24.6%，高雄縣市為23.5%。
- 註9：依據土地稅法第35條規定土地所有權人於出售自用住宅土地後，自完成移轉登記之日起，2年內重購自用住宅土地，若原出售土地地價扣除繳納土地增值稅後的餘額不足以支付新購土地地價時，可申請退還原繳納之土地增值稅。在美國亦有重購等價或更高價自用住宅的資本利得免稅規定，甚至可以採用直接一次抵減的方式。



註10：所得稅法從1980年代中期開始對於自有住宅者的貸款利息有抵減的規定，目前額度為30萬元，但在2002年開始才有租金支出抵減所得稅的規定，且每年額度僅有12萬元，明顯較擁屋者為少。

註11：政府在2008年開始才以每年固定名額方式提供中低收入戶每個月3,000元的租金補貼，並在2010年提高至每個月3,600元，但相較於購屋貸款利息與市場租金水準，租屋者的補貼仍相當微薄。



參考文獻

中文部份：

彭建文、王佳于

2005 〈不同縣市住宅自有率差異原因分析〉《台灣土地研究》8(2)：1-20。

Peng, C. W. & C. W. Wang

2005 “Determinants of Homeownership Rates across Different Cities and Counties,” *Journal of Taiwan Land Research*. 8(2): 1-20.

彭建文、吳森田、吳祥華

2007 〈不動產有效稅率對房價影響分析—以台北市大同區與內湖區為例〉《台灣土地研究》33(1)：49-66。

Peng, C. W., S. T. Wu & S. H. Wu

2007 “The Influences of Effective Property Tax Rate on House Value-Evidence from Ta-tung and Nei-hu Districts of Taipei City,” *Journal of Taiwan Land Research*. 33(1): 49-66.

彭建文、蔡怡純

2010 〈不同縣市住宅自有率差異分析—追蹤資料分析法之應用〉《都市與計劃》37(4)：433-454。

Peng, C. W. & I. C. Tsai

2010 “Determinants of Homeownership Rates-Application of Panel Data Analysis,” *City and Planning*. 37(4): 433-454.

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》6：27-48。

Hsueh, L. M. & H. L. Chen

1997 “An Analysis of Taiwan’s Home Ownership Rate Change in 1980s,” *Journal of Housing Studies*. 6: 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》9(1)：1-17。

Shieh, W. S. & S. J. Lin

2000 “The Tax Effect on Housing Tenure Choice in Taiwan,” *Journal of Housing Studies*. 9(1): 1-17.

英文部份：

Baltagi, B. H.

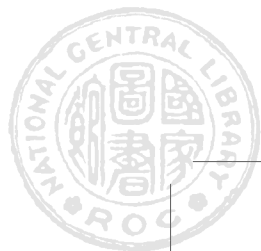
2005 *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd ed. Chichester: Wiley.

Boehm, J.

1981 “Tenure Choice and Expected Mobility: A Synthesis,” *Journal of Urban Economics*. 10(3): 375-389.

Borjas, G. J.

2002 “Homeownership in the Immigrant Population,” *Journal of Urban Economics*. 52(3):



448-476.

Bourassa, S. C.

1994 "Gender, Marital Status, and Homeownership in Australia," *Journal of Housing Economics*. 3(3): 220-239.

Bourassa, S. C.

1995 "The Impacts of Borrowing Constraints on Home-ownership in Australia," *Urban Studies*. 32(7): 1163-1173.

Bourassa, S. C.

1996 "Measuring the Affordability of Home-ownership," *Urban Studies*. 33(10): 1867-1877.

Bourassa, S. C.

2000 "Ethnicity, Endogeneity, and Housing Tenure Choice," *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 20(3): 323-341.

Brueckner, J.

1986 "The Downpayment Constraint and Housing Tenure Choice," *Regional Science and Urban Economics*. 16(4): 519-525.

Coulson, N. E.

1999 "Why Are Hispanic-and Asian- American Homeownership Rates So Low?: Immigration and Other Factors," *Journal of Urban Economics*. 45(2): 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.

Di, Z. X., E. Belsky & X. Liu

2007 "Do Homeowners Achieve More Household Wealth in the Long Run?" *Journal of Housing Economics*. 16(3-4): 274-290.

Dusansky, R. & C. Koc

2007 "The Capital Gains Effect in the Demand for Housing," *Journal of Urban Economics*. 61(2): 287-298.

Eilbott, P. & E. S. Binkowski

1985 "The Determinants of SMSA Homeownership Rates," *Journal of Urban Economics*. 17(3): 293-304.

Follian, J. R.

1982 "Does Inflation Affect Real Behavior: The Case of Housing," *Southern Economic Journal*. 48(3): 570-582.

Goodman, A. C.

1988 "An Econometric Model of Housing Price, Permanent Income, Tenure Choice and Housing Demand," *Journal of Urban Economics*. 23(3): 327-353.

Goodman, A. C.

2003 "Following a Panel of Stayers: Length of Stay, Tenure Choice, and Housing Demand,"



- Journal of Housing Economics*. 12(2): 106-133.
- Grange, A. L. & F. Pretorius
2000 "Ontology, Policy and the Market: Trends to Home-ownership in Hong Kong," *Urban Studies*. 37(9): 1561-1582.
- Green, R. K. & K. D. Vandell
1999 "Giving Households Credit: How Changes in the U.S. Tax Code Could Promote Homeownership," *Regional Science and Urban Economics*. 29(4): 419-444.
- Gwin, C. R. & S. Ong
2004 "Do We Really Understand Home Ownership Rates? An International Study," *Working Paper Series*, Baylor University.
- Gyourko, J. & P. Linneman
1996 "Analysis of the Changing Influences on Traditional Households' Ownership Patterns," *Journal of Urban Economics*. 39(3): 318-341.
- Haurin, D. R.
1991 "Income Variability, Homeownership, and Housing Demand," *Journal of Housing Economics*. 1(1): 60-74.
- Haurin, D. R. & D. A. Kamara
1992 "The Homeownership Decision of Female-headed Households," *Journal of Housing Economics*. 2(4): 293-309.
- Haurin, D., P. Hendershott & D. Kim
1994 "Housing Decisions of American Youth," *Journal of Urban Economics*. 35(1): 28-45.
- Im, K. S., M. H. Pesaran & Y. Shin
2003 "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*. 115(1): 53-74.
- Ioannides, Y. M. & K. Kan
1996 "Structural Estimation of Residential Mobility and Housing Tenure Choice," *Journal of Regional Science*. 36(3): 335-363.
- Johansen, S.
1988 "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*. 12(2-3): 231-254.
- Johansen, S.
1991 "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*. 59(6): 1551-1580.
- Johansen, S. & K. Juselius
1990 "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin Economics and Statistics*. 52(2): 169-210.
- Jones, L. D.
1990 "Current Constrains on the Housing Demand of Young Owners," *Review of Economics and Statistics*. 72(3): 424-432.



- Kan, K.
1999 "Expected and Unexpected Residential Mobility," *Journal of Urban Economics*. 36(3): 335-363.
- Linneman, P. & S. Wachter
1989 "The Impacts of Borrowing Constraints on Homeownership," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*. 17(4): 389-402.
- Linneman, P., I. F. Megbolugbe, S. M. Wachter & M. Cho
1997 "Do Borrowing Constraints Change U.S. Homeownership Rates?" *Journal of Housing Economics*. 6(4): 318-333.
- Maddala, G. & S. Wu
1999 "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (Special Issue). 61: 631-652.
- Mikhed, V. & P. Zemčík
2009 "Testing for Bubbles in Housing Markets: A Panel Data Approach," *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 38(4): 366-386.
- Narwold, A. & J. Sonstelie
1994 "State Income Taxes and Homeownership: A Test of the Tax Arbitrage Theory," *Journal of Urban Economics*. 36(3): 249-261.
- Painter, G., S. Gabriel & D. Myers
2001 "Race, Immigrant Status, and Housing Tenure Choice," *Journal of Urban Economics*. 49(1): 150-167.
- Painter, G. & C. Redfearn
2002 "The Role of Interest Rates in Influencing Long-run Homeownership Rates," *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 25(2-3): 243-267.
- Painter, G., L. Yang & Z. Yu
2003 "Heterogeneity in Asian American Home-ownership: The Impact of Household Endowments and Immigrant Status," *Urban Studies*. 40(3): 505-530.
- Painter, G., L. Yang & Z. Yu
2004 "Homeownership Determinants for Chinese Americans: Assimilation, Ethnic Concentration and Nativity," *Real Estate Economics*. 32(3): 509-539.
- Pedroni, P.
1999 "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (Special Issue). 61(1): 653-670.
- Pedroni, P.
2000 "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels," *Advances in Econometrics*. 15: 93-130.
- Pedroni, P.
2001 "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels," *Review of Economics and Statistics*. 83(4): 727-731.



- Rosen, H. S.
1979 "Housing Decisions and the U.S. Income Tax: An Econometric Analysis," *Journal of Public Economic*. 11(1): 1-24.
- Rosen, H. S. & K. T. Rosen
1980 "Federal Taxes and Homeownership: Evidence from Time-series," *Journal of Political Economy*. 88(1): 59-75.
- Rosen, H. S., K. T. Rosen & E. D. Holtz
1984 "Housing Tenure, Uncertainty and Taxation," *Review of Economics and Statistics*. 66(3): 405-416.
- Sinai, T. & N. S. Souleles
2005 "Owner-occupied Housing as a Hedge against Rent Risk," *The Quarterly Journal of Economic*. 120(2): 764-789.
- Stevens, B. J.
1979 "Employment, Permanent Income and the Demand for Housing," *Journal of Urban Economics*. 6(4): 480-500.
- Tuner, T. M.
2003 "Does Investment Risk Affect the Housing Decision of Family?" *Economic Inquiry*. 41(4): 675-691.
- Wachter, S. & I. Megbolugbe
1992 "Racial and Ethnic Disparities in Homeownership," *Housing Policy Debate*. 3: 333-370.
- Wood, G., R. Watson & P. Flatau
2006 "Microsimulation Modelling of Tenure Choice and Grants to Promote Home Ownership," *The Australian Economic Review*. 39(1): 14-34.
- Yu, Z.
2006 "A Different Path to Homeownership: The Case of Taiwanese Immigrants in Los Angeles," *Housing Studies*. 21(4): 555-579.
- Zorn, P. M.
1988 "An Analysis of Housing Mobility and Tenure Choice: An Empirical Study of Korea," *Journal of Urban Economics*. 24(1): 113-128.

