

學術論著

1980年至2000年台灣擁屋家戶儲蓄行爲之變遷： 分量迴歸分析的新發現*

The Changing Savings Behavior of Taiwanese Homeowners in 1980-2000: New Evidence from Quantile Regression*

陳建良**

Chien-Liang Chen**

摘 要

本文在考慮住宅租擁的選擇性之下，以分量迴歸估計台灣擁屋家戶的儲蓄函數，觀察自變數在儲蓄分配區間邊際效果的趨勢。結果發現，所得的邊際儲蓄傾向和儲蓄水準呈現正向關係，房價的財富效果則反是；兩者在儲蓄的條件分配都呈現明顯的異質性。此外，戶長年齡的儲蓄輪廓也隨儲蓄率的高低而有不同，和生命循環理論的預期並不一致。1980年至2000年間擁屋家戶的儲蓄傾向明顯增加，房價上升抑制儲蓄的財富效果也逐年擴大。相較於分量迴歸方法，傳統的最小平方法往往低估或高估不同儲蓄分量下家戶特性的邊際效果，無法完整刻劃擁屋家戶的儲蓄行爲。本文透過分量迴歸，提供了關於台灣家戶儲蓄行爲的新發現。

關鍵詞：擁屋家戶、儲蓄行爲、分量迴歸、財富效果

ABSTRACT

In considering the endogeneity of housing tenure choice, this study estimates the homeowners' quantile regression-based saving function by focusing on the marginal effects of the covariates across the distribution of saving. The empirical results show that most of the marginal effects of the covariates are heterogeneous across the conditional distribution of saving. In particular, the marginal propensity to save is positively associated with the distribution of saving while the reverse is true for the wealth effect of the housing price. Consequently, the age-saving profiles are not constant along with the distribution of saving, and the pattern contradicts the prediction of the life-cycle hypothesis. It is suggested that both the positive saving propensity out of income and the negative wealth effect out of the housing price of homeowners continued to increase throughout the 1980's and 1990's. From the results of the estimates of the quantile regression, this study is able to provide new evidence on the heterogeneity of the household saving propensity that is different from that presented in the existing literature.

Key words: homeowner, saving behavior, quantile regression, wealth effect

(本文於2006年12月5日收稿，2007年6月7日審查通過，實際出版日期2007年10月)

* 本研究感謝國科會提供研究經費 (NSC 95-2415-H-260-008)。薛立敏教授及兩位匿名評審對本文初稿提供之寶貴意見，作者謹致由衷謝忱。

** 國立暨南國際大學經濟學系副教授。南投縣埔里鎮545大學路一號。Associate Professor, Department of Economics, National Chi-Nan University. Nantou, Puli, 545, Taiwan. R.O.C.

一、前言

住宅是家戶非金融性資產組合的最主要部份，住宅價格波動左右家戶儲蓄和消費的跨時最適決策，並進而影響家戶成員的福利水準(Deaton, 1992)。70年代以降，美、日、英等國家房地產景氣的波動伴隨儲蓄的劇烈變化，吸引經濟學者對住宅和儲蓄(消費)兩者互動關係的關注。對擁屋家戶而言，住宅價格上升的資本利得造成家戶的財富以及恆常所得(permanent income)同步增加；在當期所得固定之下，家戶的最適決策將造成消費增加而儲蓄減少；文獻上稱此為財富效果(wealth effect)。實證上關於財富效果的研究可以分成總體和個體觀點兩類。總體觀點的代表性文獻包括Bhatia(1987), Benjamin et al.(2004), Case et al.(2005)以及Hendershott & Peek(1987)，一系列研究都在時間序列資料的基礎上估計財富效果對消費或儲蓄的影響；結果一致顯示房價上升抑制儲蓄，財富效果顯著為負。Lin & Lai(2003)是少數台灣資料的總體研究，結論和國外文獻相近。

從個體資料討論住宅財富效果影響儲蓄(消費)的傳遞過程和總體資料並無不同，但是個體資料可以控制個別家戶的特性，提供比總體觀點更為精確的觀察(Attanasio & Weber, 1994)；不過，國外個體觀點研究的住宅財富效果並無一致的結論。例如Skinner(1989)以及Bosworth et al.(1991)的結果支持房價上升鼓勵消費的財富效果假說，Skinner(1993)和Engelhardt(1996)卻發現房價上漲對擁屋家戶的消費沒有影響，房價下跌則不利消費的不對稱行為。以台灣資料觀察儲蓄行為的文獻並不少，大多強調人口結構變化對於家計儲蓄的影響，代表性的研究包括及蔡易如與朱敬一(1997), Attanasio & Székely(2000), Lee et al.(2000)以及 Tsai et al.(2000)。從住宅觀點強調家戶儲蓄行為的研究並不多，少數關照住宅與儲蓄相互影響關係的，例如薛立敏與陳琇里(1998)以及王維漢與李貳連(1987)都發現租屋家戶的邊際儲蓄傾向高於擁屋家戶。薛立敏與李璧君(1998)進一步指出租屋家戶面對房價高漲可能放棄購屋計畫而減少儲蓄；房價上升對租屋家戶的儲蓄不一定有正效果。此外，林祖嘉與陳建良(1998)，陳建良與張郁鶴(2000)，Hsueh(2001)和 Lin et al.(2001)一致指出擁屋貸款家戶的儲蓄率被嚴重低估，台灣的家戶儲蓄率在90年代中期開始下降，可能原因之一是官方統計並未將強迫儲蓄加入所造成的偏誤。

上述各種關於住宅與儲蓄的個體資料分析，大多都在最小平方迴歸的架構下特性影響儲蓄的邊際效果之「平均」趨勢，對於儲蓄行為異質性的討論並不多。Skinner(1989)首先提出所得分量上可能出現的房價差異，指出儲蓄函數的估計面臨不同族群報酬率的異質性(heterogeneity)和變異數不齊一(heteroschadasticity)等潛在問題。Dyner et al.(2004)在儲蓄函數中控制家戶所得分配，結果發現邊際儲蓄傾向和家戶所得水準呈正相關。這些研究雖然指出家戶儲蓄行為存在可能的變異，但是這些變異都源於自變數(等號右邊)的分配，對於應變數(等號左邊)分配上的異質性並無著墨。Engelhardt(1996)同時以最小平方迴歸和中位數迴歸估計儲蓄函數，結果發現家戶儲蓄在平均觀點和中位數觀點呈現差異。顯然，家戶儲蓄在整個條件分量可能存在異質性；單純研究家戶儲蓄的平均趨勢無法刻劃條件分配下完整的儲蓄行為，也可能造成政策效果推估的偏誤。

台灣在快速發展過程中經歷的幾個經濟現象，使得台灣成為研究住宅與儲蓄現象的最佳實驗室(Deaton & Paxson, 1994)。第一，台灣的所得成長及儲蓄率三十年來都維持在高水準，

由於所得變動直接影響儲蓄，兩者的關連性一直受到國際學界矚目。第二，台灣家戶的住宅擁有率名列全球最高地區之一，絕大多數家戶都擁有或計畫購置住宅，加上台灣房價從80年代中期開始大幅上漲(Lin & Lai, 2003)，理論上會造成明顯的財富效果。第三，和多數先進國家的經驗類似，台灣在房價大漲之後家戶儲蓄率也隨之快速下降，住宅價格波動可能在儲蓄趨勢變化中扮演要角。雖然住宅和儲蓄彼此間交互影響的議題已經有廣泛討論，但是家戶的儲蓄行為在整個儲蓄分配是否呈現異質性？所得的邊際儲蓄傾向對於低儲蓄率和高儲蓄率的家戶是否都一樣？住宅價格變化帶來的財富效果，在儲蓄分配的兩端和中間是否都相同？這些都是實證的問題，必須觀察儲蓄函數的條件分配才能解答，不過現有研究仍然有限而待補充。

本研究的主要目的，是以新近發展的分量迴歸(quantile regression)，在考慮租擁狀態的選擇性之下(Skinner, 1989)，以個體資料分析台灣擁屋家戶面對所得及房價劇變之下的儲蓄行為，及其在過去二十年期間的變遷。有別於傳統最小平方迴歸的平均觀點估計，本研究採用分量迴歸的估計結果可以完整刻劃儲蓄的條件分量行為，仔細觀察自變數的邊際效果在條件分配區間展現的異質性。本研究的結果不僅對文獻有所補充，也可提供更具意涵的政策建議，最重要的發現有三點。首先，家戶的邊際儲蓄傾向在儲蓄的條件分配下呈單調遞增，儲蓄率愈高的家戶邊際儲蓄傾向愈大；過去二十年來擁屋家戶的儲蓄傾向明顯增加，尤其是低儲蓄的家戶增加最多。其次，平均的住宅財富效果顯著為負，在過去二十年間逐漸擴大；住宅的價格上升顯然不利於儲蓄。在儲蓄的條件分配之下，財富效果和儲蓄分配呈負相關，愈往分配右邊財富效果也愈小(絕對值愈大)。從1980年至2000年間，擁屋家戶的儲蓄傾向明顯增加，房價上升抑制儲蓄的財富效果也逐年擴大。總和而言，過去二十年期間家戶特性的變遷抑制了儲蓄水準，但是家戶行為的轉變則有利於儲蓄率的提昇。相較於分量迴歸方法，傳統的最小平方法往往低估或高估不同儲蓄分量下家戶特性的邊際效果，無法完整刻劃擁屋家戶的儲蓄行為。

本文後續的安排如下。在第1節的前言之後，第2節說明台灣家戶的住宅狀況與儲蓄行為。第3節簡介分量迴歸以及儲蓄函數估計。第4節說明本文使用的資料與基本統計量。第5節討論儲蓄函數的估計結果。結論在第6節。

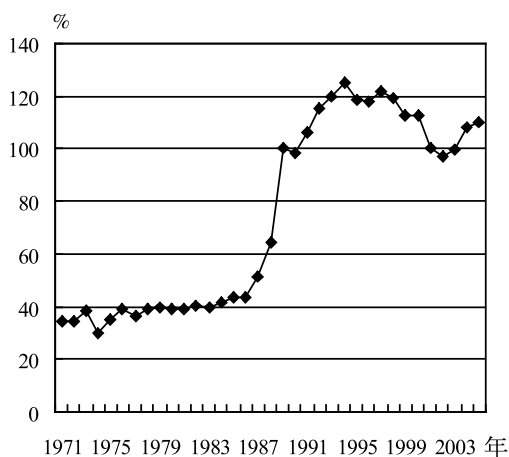
二、台灣家戶的住宅狀況與儲蓄行為

主計處「國富統計」的數字顯示，1998年至2002年間我國不動產佔全國資產的比例介於69%至74%(行政院主計處，2005)，是國家資產的主要部份。2003年我國全體部門的住宅相關資產(土地、住宅及營建)總值達為676,509億元，約為全體金融性資產的74.5%。就家戶及非營利團體部門統計來觀察，按照公告現值計算的住宅相關資產總值達到498,087億元，甚至高過金融性資產總值的385,225億元。平均每個擁屋家戶依市價重估的房地產淨值為316萬元，金融性資產淨額為432萬元，前者是後者的73%，和總體數字的比例很接近(行政院主計處，2005)。對照先進國家的統計數字，美國國內全部的住宅資產總值超過企業資本，每個年度的住宅投資市場價值也大於企業的資本投資(Greenwood & Hercowitz, 1991)。美國中位數家庭資產中有2/3歸屬於住宅資產(Tracy & Schneider, 2001)。顯然，住宅資產佔全體經濟和個別家戶的總資產比例，台灣和美國相近。

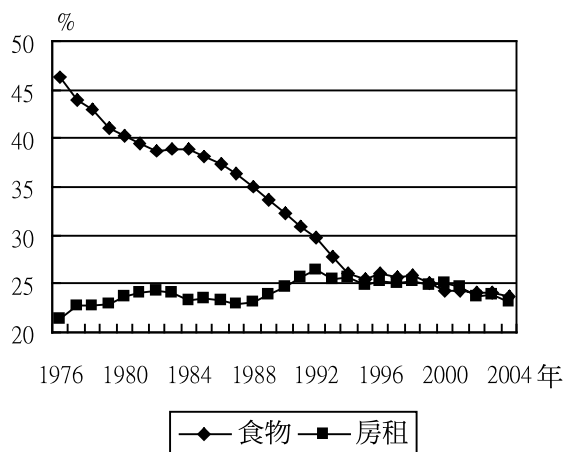
台灣家戶住宅擁有率在世界各國名列前茅。擁屋家戶比例在1976年為67.4%，租押為19.3%（註1）；兩個比例逐年穩定增減。到了2004年擁屋家戶比例上升到86.8%，租屋比例下降為8.1%；即使在房價劇烈變動期間，擁屋比例仍舊持續擴大。伴隨不斷提高的住宅擁有率，台灣家戶的居住面積也持續上升，平均每戶坪數從1976年的23坪穩定增加到2004年的42坪，三十年間成長了82.6%；同一期間平均每人坪數則從4.4坪增加到12.1坪，成長率為176.5%（行政院主計處，2005）。此外，台灣的住宅價格指數在80年代後期到90年代中期經歷大幅度上漲，圖一顯示，台北市的中古屋房價指數(1991=100)在1985-1994年間上漲了將近三倍（註2）。觀諸台灣家戶的住宅自擁率以及住宅坪數逐年上升，住宅資產佔家戶資產的重要性與日俱增；面對大幅的房價變動，理論上擁屋家戶應該會有大量的意外之財(windfall gains)，同時帶來顯著的財富效果。

台灣家戶最主要的兩個支出項目，分別是食品飲料以及住宅支出（註3）。圖二顯示早年食物支出佔家戶全部消費的一半，遠大於佔消費20%的住宅相關支出。快速經濟成長的過程中，食物支出的恩格爾曲線(Engel curve)下降很快，到2004年剩下23.7%。至於住宅的支出比例三十年來一直維持在20%以上，1991年前後房價大漲期間甚至超過25%。食物與住宅兩者間的支出比例差異隨時間縮減，1995年之後兩種項目的支出比例在各年度都相近。對照美國家戶的平均住宅支出佔全部支出的20%，食物和衣物各佔15%(Chetty & Szeidl, 2004)，顯然在高房價、高住宅擁有率的台灣，住宅支出已成為家戶最主要的支出項目，和先進國家類似。

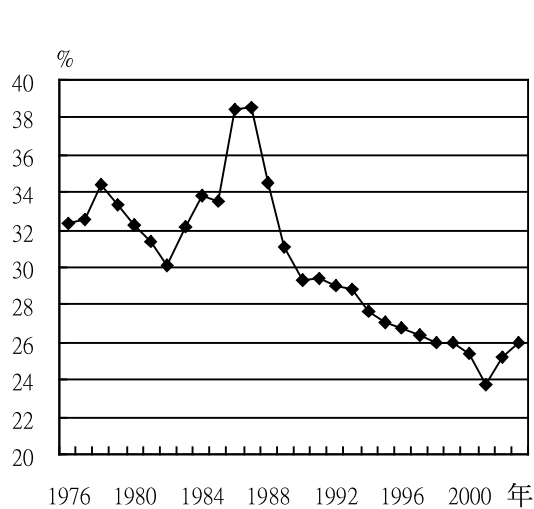
台灣家戶面對住宅和支出型態的劇烈變化，儲蓄率有何反應？圖三顯示國民儲蓄率在80年代中期之前大致介於30%與34%之間，1986-87年間達到38.5%的高峰之後迅速減少至1990年的29.5%，並持續下降至2000年以來25%左右的水準。由於總體儲蓄率增減和房價變化時間點吻合，所以Lin & Lai(2003)從總體觀點得出顯著的住宅財富效果。然而，個體資料的趨勢卻和總體資料不完全一致。圖四顯示台灣家戶儲蓄率在1976年低於20%，經濟發展過程家戶儲蓄率也快速增加；90年代初期超過30%只維持兩年，之後儲蓄率持續下降，到了2004年只剩下22.3%。個體資料的儲蓄率和房價，並不如總體資料呈現清楚的同時變動(co-movement)趨勢。儲蓄及住宅兩者之間的互動關係，仍有待個體觀點的深入分析。



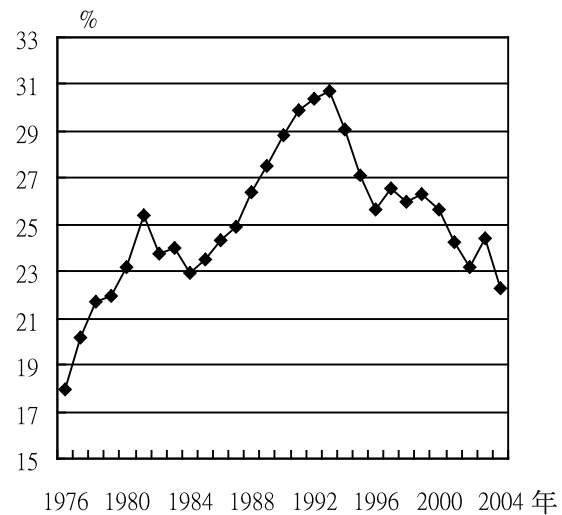
圖一 台北中古屋房價指數(1990 = 100)



圖二 台灣家戶消費支出型態



圖三 國民儲蓄率



圖四 家戶儲蓄率

三、分量迴歸與儲蓄函數

實證經濟的研究過程，通常是依據理論模型從實證資料找出一組自變數，以函數形式描述自變數對於應變數的影響。函數的估計形式可以大致分為參數(parametric)、準參數(semi-parametric)以及非參數(non-parametric)三類。最普遍應用的估計法是參數模型的最小平方迴歸，透過線性模型殘差平方和極小化估計一組對應參數，求得應變數條件均數的估計值；經濟意義是這一組自變數對於應變數邊際效果的「平均」趨勢，亦即在給定自變數之下應變數的條件期望值。和最小平方類似，但以殘差絕對值總和極小化求解的是「最小絕對離差」(least absolute deviation, LAD)，由此求得應變數條件中位數的估計值(註4)；經濟意義是自變數影響應變數的「中央」趨勢。平均數和中位數雖然是分配的兩個重要位置，但是這兩個數值對於一個分配的離散、峰態及偏態都毫無所悉；只觀察變數之間的平均關係或中央趨勢，缺乏對分配尾端行為的關照，這樣的描述可能不完整。

古典迴歸模型在Gaussian的假設前提下，誤差是相互獨立且具相同分配(iid)的常態，此時最小平方迴歸可以獲得良好性質。但是誤差項是否為常態分配，通常都是事後(ex post)的合理化，而非事前(ex ante)的了解。管中閔(2004)強調只要模型中的解釋變數滿足認定條件，就一定可以計算出最小平方估計式，和誤差的分配形式並無直接關係。換言之，即使模型誤差的分配並不是常態，仍然可以得出最小平方估計式，但是並不保證可以說明變數間的完整關係。對於平均趨勢或中央趨勢之外的關照，在變異數不齊質(heterogenous variance)的情況下尤其重要。如果資料不滿足古典迴歸假設而呈現變異數異質性，除非此異質性和自變數分配不存在任何趨勢，則以最小平方迴歸架構透過加權方式將變異數的異質性去除(例如weighted least squared或是generalized least squared)，仍可獲得理想的參數估計值。若變異數不齊一性和應變數的分配呈現某種關係，亦即誤差項的大小隨自變數的排列而變化，則只觀察自變數對應變數影響效果的平均趨勢或中間趨勢，可能就無法清楚描述邊際效果的歧異分配。如同Mosteller & Tukey(1977)強調的，迴歸線的配適基準在應變數分配的平均值之外，應該還有其

他的可能。在均數迴歸及中位數迴歸之外，更具有彈性的研究方向是Koenker & Bassett(1978)提出的，以最小絕對離差在不同條件分量下進行估計的分量迴歸。

分量迴歸是傳統最小平方迴歸的延伸，其間的差異是前者可以準確地估計自變數對於應變數在特定「條件分量」下的邊際效果，超越後者的「平均趨勢」邊際效果。所以，分量迴歸比傳統均數迴歸多了一個觀察維度，可以極端詳細(parsimoniously)分析整個條件分配每個特定分量下的邊際效果(Koenker, 2005)。本研究從傳統最小平方方法的「平均」觀點，延伸到整個條件分配區間「不同分量」位置，由此觀察不同儲蓄水準下家計單位儲蓄行為的異同。

以一組家戶特性 x 的線性函數描述儲蓄 S 的條件均數(conditional mean)，可以表示為

$$\min_{\beta \in R^p} \sum_{i=1}^n (S_i - x_i' \beta)^2 \dots\dots\dots (1)$$

參數 β 向量是式(1)的解，經濟意義是 x 對於 S 邊際影響的期望值。與此類似的，同樣以一組自變數 x 的線性模型描述 S ，第 τ 個分量下的條件分量(conditional quantile)函數可以表示為

$$Q_S(\tau | x) = x' \beta_\tau \dots\dots\dots (2)$$

式(2)條件分量的解 $\hat{\beta}_\tau$ 必須滿足以下的最適化過程

$$\min_{\beta \in R^p} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(S_i - x_i' \beta_\tau) \dots\dots\dots (3)$$

其中， $\rho_\tau(x) = x(\tau - I(x < 0))$ ， I 是指標(indicator)函數， ρ 是勾狀函數(check function)(註5)。重新整理式(3)可以得到下式：

$$\min_{\beta \in R^p} \left\{ \sum_{i=1}^N \left[\tau - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \rho(S_i - x_i' \beta_\tau) \right] (S_i - x_i' \beta_\tau) \right\} \dots\dots\dots (4)$$

其一階條件為：

$$\sum_{i=1}^N \left[\tau - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \rho(S_i - x_i' \beta_\tau) \right] x_i = 0 \dots\dots\dots (5)$$

式(5)的解並無closed form；而且因為 ρ 的關係，式(4)在 $S_i = x_i' \beta_\tau$ 時不可微分，無法用一般的數值方法求解。Barrodale & Roberts(1974)首創以線性規劃(linear programming)估計中位數迴歸的algorithm，Koenker & D'Orey(1987)將其一般化為可以估計整個分配各特定分量的條件分量迴歸。本研究使用STATA 8.0統計軟體，該版本的分量迴歸模型採用Armstrong et al.(1979)提出的algorithms，透過自體重複抽樣(bootstrap)方法來估計。在以下的實證估計中，重複抽樣設定為1,000次。

四、家庭收支調查資料與基本統計量

本研究採用行政院主計處提供的「家庭收支調查」(以下簡稱收支調查)原始磁帶資料進行分析。此個體資料庫可供使用的年度自1976年迄今，是國內大型家計調查中少數累積超過30年，並登錄完整的家庭背景、成員特性、住宅特性以及各項支出的連續橫斷面資料。該調查各年度重新抽樣，70年代的樣本數大約為10,000個家戶上下，80年代之後長期維持在16,400戶，90年代中期之後減為14,000戶。值得一提的是，收支調查的所得項目仔細登錄了每個成員的勞動與非勞動所得，這是其他國家收支調查少見的形式，也使得本研究恆常所得的估計更為精確。另一方面，收支調查的問項涵蓋了家戶各項住宅特性，包括住宅的租擁、樓層、有無房貸、佔地以及建坪，尤其重要的是每個家戶的實付和設算房租也在登錄項目中，使得房價財富效果的估計成為可能。

收支調查雖然提供了本研究所需的大部分資料，但是該調查中並無關於房價的問項。可行的方法之一是利用其他的資料庫估計一條各年度房價的hedonic函數(薛立敏與陳琿里，1998；Gasparini & Escudero, 2004)，然後再以收支調查的特性代入求算配適房價。採用跨資料庫估計的前提條件是提供房價訊息的資料庫，必須同時具備和收支調查類似的家庭特性和住宅狀況問項；國內並無橫跨二十年期間的資料庫符合此條件。由於本研究的儲蓄和代表住宅價值的指標都取對數，估計參數反映的是彈性概念下的財富效果；只要住宅的價租比(rent-price ratio)維持一個穩定關係(林祖嘉，1994)，不管是以房租乘上固定倍數還原為房價，或是在迴歸式中直接以房租作為房價的代替變數(proxy)，結果完全相同。收支調查登錄了擁屋家戶的設算房租，這個問項由調查訪員根據受訪者住宅所在位置的市場租金來登錄，適度反映了自擁住宅的市場價值，可以作為房價的指標。

從理論模型來看，消費是所得、財富和所有家庭特性的函數。如果儲蓄等於所得減去消費，則儲蓄函數也可以表示所得、財富和所有家庭特性的函數(Deaton, 1992；陳建良與張郁鶴，2000)。所以，消費函數和儲蓄函數是家戶決策的一體兩面。由於儲蓄是所得和消費的殘差，加上西方國家的儲蓄率偏低，國外文獻關於財富效果的實證分析大多估計消費函數，對儲蓄函數的分析較少。針對儲蓄函數的估計，儲蓄的定義有很多種，例如所得和消費的差距(Deaton & Paxson, 1994)或財富水準的變化(Miles, 1997)。本研究受制於收支調查的問項，無法透過各項財富水準的變化觀察儲蓄行為，只能定義儲蓄為家戶的當期所得減去當期消費。由於儲蓄的分配不是常態(Engelhardt, 1996)，加上部份家庭可能有負儲蓄，無法直接取對數進行分析，所以本研究以對數所得減去對數消費定義為儲蓄率(Deaton & Paxson, 1994)(註6)。

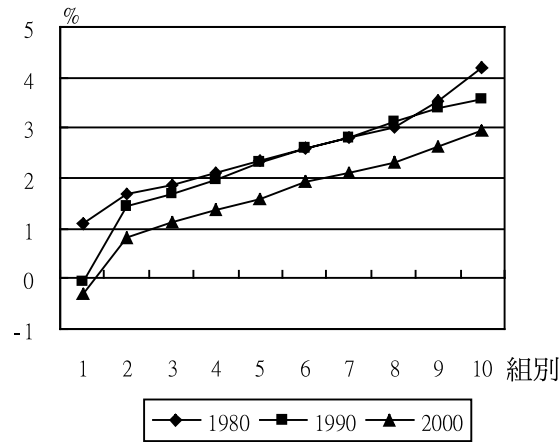
本研究採用1980年、1990年以及2000年三個年度的收支調查，選取戶長年齡25~65歲的擁屋家戶樣本，觀察過去二十年期間三個年度擁屋家戶的儲蓄函數。表一由左而右是收支調查在三個年度的基本統計量，所得與消費都經消費者物價平減(1990=100)。台灣快速的經濟成長明顯反映在家戶的所得及消費，從1980年至2000年，擁屋家戶實質所得由270,000元上升至1,260,000元，實質支出則由190,000元增加為1,000,000元；平均每人所得由58,000元增加至345,000元。雖然所得和消費都增加，但是消費的增加幅度超過所得；同一期間的擁屋家戶儲蓄率持續下降，從25.2%減少為16.5%。對照本研究採用的對數儲蓄定義，則從32.4%下降至22.0%；兩者變化趨勢類似。戶長年齡沒有太大變化，從42.0微幅上升至43.3。男性為經濟戶

表一 家戶收支及儲蓄函數基本統計量

	1980		1990		2000	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
家庭收支						
家戶總所得	270,420	157,770	646,419	397,588	1,259,045	723,731
家戶總支出	190,317	90,197	461,937	246,560	996,214	523,296
每人平均所得	57,975	42,629	160,083	118,859	345,269	236,754
儲蓄率	0.252	0.201	0.230	0.343	0.165	0.249
lnY - lnC	0.321	0.253	0.314	0.316	0.220	0.279
對數每人平均所得	10.804	0.550	11.816	0.554	12.596	0.535
家戶特性						
戶長年齡	42.029	10.001	42.150	10.364	43.340	9.558
戶長性別	0.981	0.138	0.965	0.183	0.935	0.244
戶長公部門	0.205	0.404	0.174	0.379	0.150	0.357
家戶規模	5.224	2.014	4.483	1.734	4.038	1.573
住宅特性						
對數設算房租	12.587	0.593	13.412	0.567	14.205	0.404
都市	0.434	0.496	0.511	0.500	0.624	0.484
郊區	0.225	0.418	0.302	0.459	0.259	0.438
樣本數	9,816		11,357		9,836	

長的比例，從過去的98%下降到晚近的93.5%，顯示女性戶長逐漸增加。戶長受雇於公部門的比例逐年下降。家戶規模的縮減尤其明顯，從早年的5.22人縮減為最近的4.04人。對數設算房租和擁屋家戶居住在都市及郊區的比例，同樣都逐年增加。

爲了進一步觀察家戶的儲蓄行爲，我們將家戶平均每人所得依照高低排列後均等分成十組，然後計算每組內的平均儲蓄率。如圖五所示，儲蓄率和家戶所得呈現明顯的正向相關：所得愈高、儲蓄率也愈高。這個結果同時隱含家戶的邊際儲蓄傾向隨著儲蓄率高低而有異，邊際所得增加1元，對於低儲蓄率家戶(也就是低所得家戶)邊際儲蓄的增加，和高儲蓄率家戶(也就是高所得家戶)可能有所不同。以1990年資料爲例，所得最低的一組家戶儲蓄率幾乎爲0，所得最高的家戶儲蓄率高達35%；換言之，儲蓄率最低的家戶邊際儲蓄傾向可能接近0，但是儲蓄率最高的家戶邊際儲蓄傾向可能遠大於0。面對這些異質性的存在，最小平方迴歸模型可能不足以完整說明儲蓄與所得的關係。此外，雖然家戶儲蓄率逐年下降，1990年相對於1980年只有所得分配兩端的儲蓄率下降；但是2000年家計儲蓄的趨勢整體向下平移，顯示全體擁屋家戶的儲蓄傾向一致減少。爲什麼台灣家戶的儲蓄行爲在過去二十年間出現明顯變化，這些成因必須透過迴歸分析才得以深入了解，也是下一節的討論主題。



圖五 每人平均所得十等分各組平均儲蓄率

五、台灣家戶的儲蓄函數

在儲蓄函數的分析之前，先說明本研究內生性自變數的估計以及樣本選擇性的調整。由於當期所得包含恆常所得(permanent income)以及暫時所得(transitory income)兩部份，消費及儲蓄的相關文獻大多採用兩階段估計方式，先估計家戶的恆常所得函數，再以恆常所得的配適值進行後續的分析(Miles, 1997)。本研究第一階段恆常所得估計以對數每人平均所得(Deaton & Paxson, 1994)為應變數，自變數包括戶長年齡、年齡平方/100、戶長性別、配偶是否存在、夫妻雙方的教育程度(分為國小、國中、高中、大專以上，以國小以下為參考組)、家戶中有所得人數、家戶規模以及居住地點(分為城市、郊區，以鄉村為參考組)。另一方面，我們也以家戶特性估計設算房租，避免住宅價格的衡量誤差(measurement error)。設算房租的估計式中除了恆常所得估計式的控制變數之外，另外加入住宅特性變數，包括住宅樓層(分為一樓、二至三樓、四至五樓，以六樓以上為參考組)、獨立房屋(以連棟為參考組)、地坪以及建坪。

由於本研究專注於擁屋家戶的儲蓄函數，估計過程必須考慮住宅租擁的樣本選擇性(Skinner, 1989)。我們先以恆常所得模型的解釋變數估計租擁選擇的probit模型，計算出選擇與否的inverse Mill's ratio，並將其加入最小平方迴歸儲蓄函數的控制變數；分量迴歸則依據Buchinsky(1998)和 Garcia et al.(2001)的作法，加入inverse Mill's ratio的一次項和平方項(註7)。限於篇幅，恆常所得、住宅支出以及租擁選擇三個第一階段迴歸結果並未列出(註8)。三個年度的恆常所得以及設算房租估計結果顯示，前者的調整後 R^2 達0.6以上，後者也在0.5左右；本研究的模型設定應該不存在工具變數不適當(poor instrumented variables)的問題(Staiger & Stock, 1994)。同時，Probit模型的自變數也大多顯著，符合選擇性校正的估計要求。

三個年度的儲蓄函數估計結果列於表二，由上而下分別是1980、1990和2000三個年度；最左邊一行是最小平方法的估計結果，往右依序是五個特定分量位置下的分量迴歸估計。對照表二估計結果的跨分量檢定列於表三，依序是分配兩端(0.9-0.1)、中位數上方(0.9-0.5)、中位數下方(0.5-0.1)以及四分位數兩端(0.75-0.5)邊際效果異同的檢定。由於是右側分量減左側分量，檢定參數的符號正負代表邊際效果在分配區間的趨勢。

表二 家戶儲蓄函數—最小平方迴歸與分量迴歸估計結果

1980	OLS		0.1		0.25		0.5		0.75		0.9	
	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值
對數每人平均所得	0.331	12.780*	0.169	8.790*	0.249	14.770*	0.371	21.070*	0.443	22.950*	0.503	21.250*
設算房租	-0.060	-7.890*	-0.025	-3.480*	-0.040	-5.280*	-0.065	-6.820*	-0.084	-8.590*	-0.088	-8.660*
戶長年齡	-0.005	-2.140*	0.002	0.880	0.000	0.050	-0.006	-2.280*	-0.010	-3.020*	-0.013	-2.530*
戶長年齡平方	0.006	2.010*	-0.003	-1.340	-0.001	-0.510	0.006	2.100*	0.011	3.060*	0.016	2.560*
戶長性別	-0.003	-0.170	-0.012	-0.670	-0.004	-0.250	0.001	0.020	-0.007	-0.240	0.029	0.670
戶長公部門	0.007	1.660	0.003	0.870	0.000	0.110	0.004	1.010	0.003	0.520	0.018	2.660*
家戶規模	0.028	7.110*	0.018	6.260*	0.024	9.080*	0.035	11.540*	0.039	11.130*	0.041	9.600*
都市	-0.067	-4.210*	-0.061	-5.430*	-0.059	-4.300*	-0.077	-4.510*	-0.077	-4.480*	-0.121	-5.130*
郊區	-0.031	-3.350*	-0.020	-2.550*	-0.021	-2.210*	-0.027	-2.750*	-0.038	-3.130*	-0.062	-4.290*
選擇性控制項	-0.028	-1.100	0.013	0.300	-0.061	-1.310	-0.010	-0.220	-0.078	-1.300	-0.054	-0.650
選擇性控制項平方			0.032	0.740	0.084	1.850	0.010	0.210	0.051	0.930	0.013	0.130
截距項	-2.508	-8.450*	-1.511	-7.790*	-2.081	-10.080*	-2.919	-11.830*	-3.228	-11.830*	-3.671	-10.770*
Adj./Pseu. R-squared	0.147		0.027		0.052		0.088		0.114		0.130	
1990	OLS		0.1		0.25		0.5		0.75		0.9	
	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值
對數每人平均所得	0.396	19.480*	0.250	9.340*	0.347	18.400*	0.470	35.210*	0.527	36.260*	0.503	22.060*
設算房租	-0.073	-7.620*	-0.062	-5.400*	-0.060	-6.980*	-0.081	-7.650*	-0.097	-9.180*	-0.098	-5.470*
戶長年齡	-0.007	-2.620*	0.001	0.150	-0.009	-3.580*	-0.010	-3.820*	-0.011	-3.270*	-0.010	-2.320*
戶長年齡平方	0.009	3.240*	0.000	-0.060	0.012	3.920*	0.013	4.380*	0.015	4.110*	0.015	2.940*
戶長性別	-0.032	-1.760	-0.123	-3.510*	-0.040	-1.870	-0.023	-1.200	0.011	0.450	0.050	2.550*
戶長公部門	-0.004	-0.870	-0.015	-2.210*	-0.008	-1.680	0.000	0.030	0.010	1.640	0.003	0.400
家戶規模	0.057	16.430*	0.043	8.920*	0.058	17.990*	0.068	25.410*	0.069	23.730*	0.059	12.400*
都市	-0.190	-10.910*	-0.137	-5.780*	-0.175	-10.000*	-0.216	-11.810*	-0.242	-12.560*	-0.234	-8.310*
郊區	-0.052	-4.690*	-0.047	-3.270*	-0.065	-5.840*	-0.069	-5.310*	-0.082	-6.100*	-0.071	-3.780*
選擇性控制項	0.277	9.000*	0.516	5.630*	0.599	10.050*	0.643	9.790*	0.625	7.820*	0.559	4.930*
選擇性控制項平方			-0.465	-3.540*	-0.559	-7.340*	-0.549	-5.870*	-0.556	-5.080*	-0.499	-2.790*
截距項	-3.431	-13.180*	-2.158	-6.790*	-3.153	-12.470*	-4.221	-19.750*	-4.561	-21.350*	-4.064	-12.560*
Adj./Pseu. R-squared	0.123		0.035		0.057		0.083		0.102		0.100	
2000	OLS		0.1		0.25		0.5		0.75		0.9	
	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值
對數每人平均所得	0.385	26.720*	0.279	15.560*	0.311	20.030*	0.420	30.600*	0.482	28.950*	0.504	20.070*
設算房租	-0.132	-11.320*	-0.100	-5.970*	-0.106	-9.380*	-0.116	-9.270*	-0.136	-10.690*	-0.163	-7.600*
戶長年齡	-0.021	-8.310*	-0.015	-4.450*	-0.017	-5.570*	-0.021	-7.230*	-0.029	-8.450*	-0.030	-5.560*
戶長年齡平方	0.026	8.960*	0.017	4.410*	0.020	5.720*	0.027	7.990*	0.037	9.340*	0.040	6.360*
戶長性別	-0.048	-3.750*	-0.070	-3.620*	-0.035	-2.240*	-0.016	-1.170	-0.014	-0.870	0.001	0.030
戶長公部門	-0.027	-5.640*	-0.024	-3.110*	-0.024	-4.610*	-0.022	-4.310*	-0.028	-3.980*	-0.017	-2.130*
家戶規模	0.053	18.040*	0.049	11.390*	0.049	14.960*	0.061	19.400*	0.060	16.880*	0.052	9.650*
都市	-0.146	-10.130*	-0.115	-6.080*	-0.120	-7.980*	-0.178	-11.720*	-0.213	-12.090*	-0.195	-6.730*
郊區	-0.071	-6.320*	-0.077	-4.640*	-0.060	-5.680*	-0.081	-6.860*	-0.111	-7.410*	-0.110	-4.960*
選擇性控制項	0.329	10.670*	0.774	7.890*	0.735	8.680*	0.787	9.440*	0.753	9.640*	0.572	4.090*
選擇性控制項平方			-1.205	-5.650*	-1.086	-6.030*	-0.933	-5.590*	-0.858	-5.940*	-0.638	-2.320*
截距項	-2.389	-12.340	-1.876	-8.700*	-2.089	-10.860*	-3.157	-15.830*	-3.296	-13.870*	-3.053	-7.420*
Adj./Pseu. R-squared	0.161		0.047		0.062		0.099		0.125		0.140	

說明：*代表95%以上的顯著水準。

表三 儲蓄函數分量迴歸係數之跨分量檢定

1980	.9-.1		.9-.5		.5-.1		.75-.25	
	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值
對數每人平均所得	0.334	11.540 *	0.132	5.380 *	0.202	9.960 *	0.194	9.770 *
設算房租	-0.063	-5.140 *	-0.023	-1.980 *	-0.040	-4.100 *	-0.044	-4.330 *
戶長年齡	-0.015	-3.070 *	-0.007	-1.610	-0.007	-2.680 *	-0.010	-3.070 *
戶長年齡平方	0.018	3.290 *	0.009	1.800	0.009	2.810 *	0.012	3.370 *
戶長性別	0.041	0.930	0.028	0.630	0.013	0.540	-0.004	-0.140
戶長公部門	0.015	1.970 *	0.014	2.000 *	0.001	0.210	0.002	0.370
家戶規模	0.024	4.590 *	0.006	1.390	0.017	4.990 *	0.015	4.180 *
都市	-0.061	-2.450 *	-0.045	-1.800	-0.016	-1.000	-0.018	-1.030
郊區	-0.042	-2.790 *	-0.035	-2.430 *	-0.007	-0.700	-0.017	-1.460
選擇性控制項	-0.067	-0.740	-0.044	-0.500	-0.023	-0.400	-0.017	-0.270
選擇性控制項平方	-0.019	-0.170	0.004	0.030	-0.022	-0.370	-0.033	-0.570
截距項	-2.160	-5.380 *	-0.752	-2.140 *	-1.408	-5.660 *	-1.147	-4.250 *
1990	.9-.1		.9-.5		.5-.1		.75-.25	
	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值
對數每人平均所得	0.253	7.650 *	0.032	1.470	0.220	9.120 *	0.180	9.690 *
設算房租	-0.036	-1.980 *	-0.017	-1.050	-0.019	-1.650	-0.037	-3.440 *
戶長年齡	-0.011	-1.940	0.000	0.060	-0.011	-2.680 *	-0.001	-0.390
戶長年齡平方	0.015	2.360 *	0.001	0.270	0.013	2.910 *	0.004	0.980
戶長性別	0.174	4.240 *	0.073	3.290 *	0.101	2.990 *	0.050	1.860
戶長公部門	0.019	1.930	0.003	0.340	0.016	2.300 *	0.018	2.750 *
家戶規模	0.016	2.340 *	-0.009	-1.830	0.025	5.270 *	0.011	2.910 *
都市	-0.097	-2.930 *	-0.018	-0.680	-0.079	-3.510 *	-0.066	-3.250 *
郊區	-0.023	-1.050	-0.002	-0.130	-0.021	-1.410	-0.017	-1.110
選擇性控制項	0.043	0.310	-0.084	-0.760	0.127	1.390	0.025	0.330
選擇性控制項平方	-0.034	-0.170	0.050	0.290	-0.084	-0.640	0.003	0.030
截距項	-1.906	-4.420 *	0.156	0.500	-2.062	-6.680 *	-1.408	-5.160 *
2000	.9-.1		.9-.5		.5-.1		.75-.25	
	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值	估計參數	t值
對數每人平均所得	0.225	7.280 *	0.084	4.330 *	0.141	6.920 *	0.171	9.590 *
設算房租	-0.063	-2.490 *	-0.046	-2.470 *	-0.016	-0.950	-0.030	-2.120 *
戶長年齡	-0.015	-2.560 *	-0.009	-1.770	-0.007	-1.870	-0.013	-3.550 *
戶長年齡平方	0.023	3.240 *	0.013	2.260 *	0.010	2.470 *	0.017	4.170 *
戶長性別	0.071	2.360 *	0.017	0.740	0.054	2.830 *	0.021	1.110
戶長公部門	0.008	0.730	0.005	0.630	0.002	0.280	-0.004	-0.530
家戶規模	0.003	0.450	-0.010	-2.100 *	0.012	2.710 *	0.011	2.570 *
都市	-0.079	-2.340 *	-0.017	-0.680	-0.062	-3.060 *	-0.093	-5.170 *
郊區	-0.033	-1.200	-0.029	-1.460	-0.005	-0.260	-0.052	-3.460 *
選擇性控制項	-0.202	-1.150	-0.215	-1.520	0.012	0.110	0.018	0.180
選擇性控制項平方	0.568	1.650	0.296	1.100	0.272	1.270	0.227	1.170
截距項	-1.177	-2.600 *	0.104	0.290	-1.281	-5.040 *	-1.207	-5.030 *

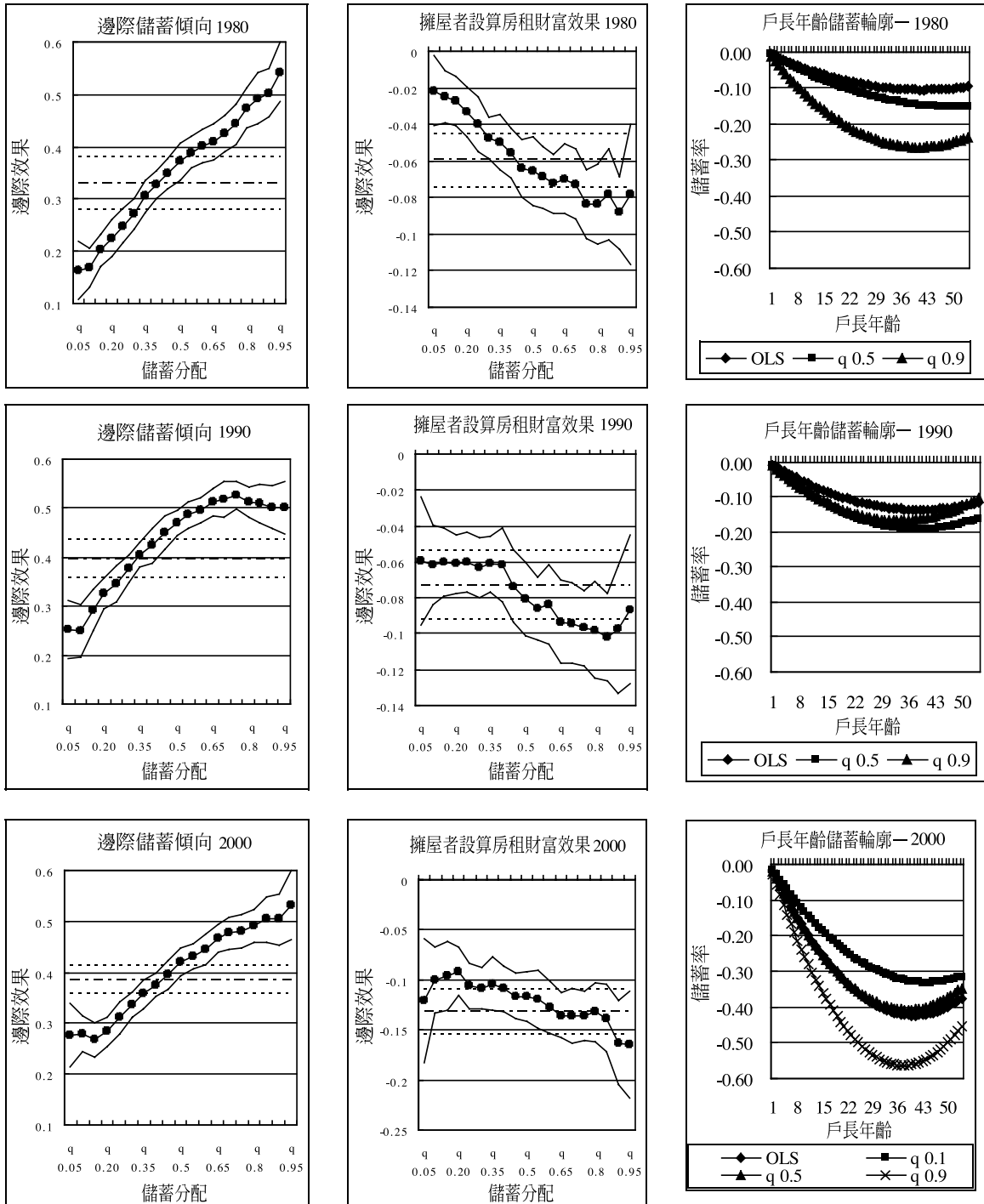
說明：請參閱表二。

表二顯示，最小平方迴歸的調整後 R^2 超過12%。分量迴歸的Pseudo R^2 在分配的左尾較低(介於2.7%至4.7%之間)，在分配的右尾較高(介於9.9%至14%之間)；儲蓄率愈低的家戶，儲蓄行為的變異愈不易由模型中的控制變數來描述。三個年度的自變數邊際效果大多顯著且方向完全一致。其中，所得的邊際效果(邊際儲蓄傾向)都為正，平均趨勢大致在35%上下。條件分量下的邊際效果則隨著儲蓄率的上升而增加，最低17%，最高可達50%；對照跨分量檢定的結果，幾乎在分配的各相對位置都呈顯著差異。另一方面，房價的財富效果(設算房租的邊際效果)對儲蓄有顯著的抑制效果，此負向影響隨著儲蓄率上升而擴大，且在各分量間都顯著相異。以2000年資料為例，平均財富效果為-13%，但是在整個分配區間從-10%至-16%，與儲蓄率呈負相關。

戶長年齡對儲蓄的影響都很顯著，三個年度的條件均數和條件分量估計都是一次項為正而平方項為負(1980年及1990年儲蓄分配左邊分量較不顯著)，表示儲蓄率隨著戶長年齡(亦即家戶的生命循環)下降，但是下降速度是遞減的。由於年齡效果同時牽涉線性及非線性部份，不同分量下的總效果必須透過圖形才能完整觀察；請見以下的說明。1980年男性或女性為經濟戶長的家戶儲蓄並無顯著差異。1990年男性戶長在儲蓄分配左尾顯著為負，在分配右尾顯著為正，此結果表示對低儲蓄率的家戶而言，男性擔任戶長的儲蓄率低於女性戶長，對於高儲蓄率的家庭則剛好相反。均數迴歸下的戶長性別控制不顯著，反映平均趨勢描述分配尾端的不足。2000年男性戶長家庭的儲蓄率顯著低於女性戶長家庭，在分配的左邊及平均趨勢都成立。

此外，2000年資料顯示，戶長服務於公部門的擁屋家戶儲蓄率顯著較低，可能的理由是公部門戶長的所得收入較為穩定，又有退休俸的保障，因此儲蓄率低於非公部門戶長的家庭。為何公部門戶長效果到了2000年才出現，本研究的橫斷面資料無法提供解答，必須透過跨時追蹤資料(panel data)才能分析此現象。家戶規模的效果一致為正且儲蓄率愈高規模效果愈大，不同分量間大都呈現顯著差異。都市與郊區家戶的儲蓄率一致低於鄉村家戶，而都市又低於郊區。從平均趨勢來看，以1990年的差異最大，都市家戶比鄉村家戶低19%，郊區家戶比鄉村家戶低5%；2000年分別為15%和7%，1980年則為7%和3%。顯然，房價大漲之後，儲蓄行為的城鄉差距也隨之擴大。在平均趨勢之外，城鄉差距也隨儲蓄的分配而有異；都市和鄉村的儲蓄率差異和儲蓄分配呈正相關，儲蓄率愈高差異也愈大，而且在分量間呈顯著差異。郊區和鄉村的差異則維持穩定，分量間並無顯著異質性。至於住宅租擁的選擇性控制項在1980年並不顯著，但是1990年之後，兩種迴歸模型下的選擇性控制項都呈顯著；顯然，80年代中期房價大漲之後，台灣家戶的租擁選擇也出現顯著的內生行為。

為了更清楚呈現估計結果，我們針對本研究關注的邊際儲蓄傾向以及設算房租財富效果，以每0.05個分量為間隔，估計19個條件分量迴歸，並對照最小平方迴歸的單一參數，比較兩種迴歸模型下儲蓄行為之異同。圖六左邊兩行由上而下依序是兩種效果在三個年度的估計。每個圖中的橫軸是儲蓄分配，縱軸是估計參數(亦即邊際效果)。分量迴歸的估計結果以黑色圓點連線表示，兩側實線涵蓋95%的信賴區間。最小平方迴歸的估計結果是固定參數，以水平實線表示，兩側水平虛線是對應的95%信賴區間。圖中顯示，分量迴歸估計的邊際儲蓄傾向和儲蓄水準呈現清楚的正向相關，儲蓄水準愈高邊際儲蓄傾向也愈大；分量迴歸的估計值大多落在最小平方方法的信賴區間之外。以1980年為例，邊際儲蓄傾向在整個分配區間由0.17到



圖六 儲蓄函數自變數邊際效果

0.50，亦即家戶每人平均所得增加10%，低儲蓄率家戶會增加1.6%的儲蓄，高儲蓄率家戶則增加5%的儲蓄。對照均數迴歸估計的平均趨勢邊際儲蓄傾向為0.33，只能描述分配中位數附近的行為，對於中位數之外的分配兩側毫無解釋能力。

比較三個年度邊際儲蓄傾向的條件分配，有幾個明顯的趨勢；第一，平均的邊際儲蓄傾向在第一個十年期間明顯上升，由0.33上升至0.39，第二個十年則沒有明顯變化。第二，從整個分配來看，分配左尾的儲蓄傾向有逐年提高的趨勢，過去二十年間從0.17上升至0.27，但是分配的右尾則維持在0.5的高水準。對照表一的基本統計量，非條件的平均儲蓄率在第一個十年不變，第二個十年下降，但是條件的邊際儲蓄傾向在第一個十年間上升，第二個十年不變，而且低儲蓄率家戶邊際儲蓄傾向增加較多。顯然，近十年來擁屋家戶平均儲蓄率下降，並不是肇因於邊際儲蓄率的下降。1990年高儲蓄率家戶儲蓄傾向的大幅提昇，可能和當年度的所得分配趨勢以及金融資產資本利得有關(註9)，值得後續深入分析。上述分量迴歸與最小平方迴歸對照的結果指出，只從平均觀點觀察儲蓄變化，對於整個儲蓄分配區間的了解受到很大的侷限。

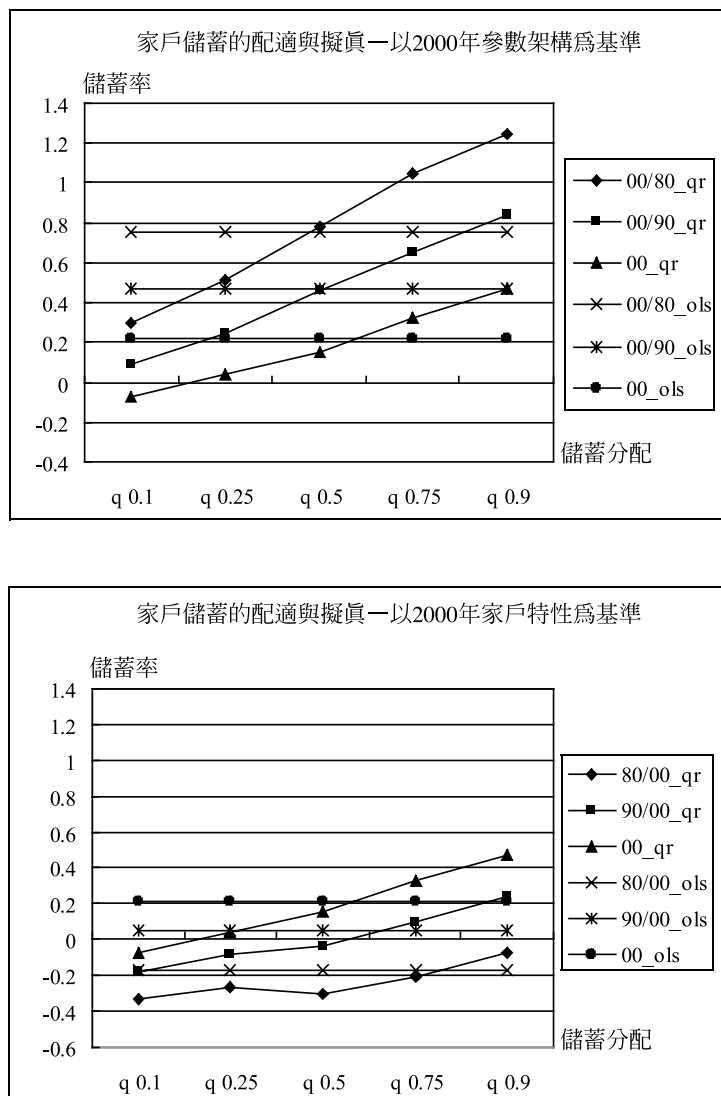
圖六第二行的設算房租財富效果顯著為負，符合理論模型的預期。不過，平均的財富效果逐年擴大，過去二十年從-0.06下降到-0.13，增加了一倍以上。房價如果上漲10%，將造成儲蓄率下降0.6%至1.3%。可能的解釋是1980年代中期之後房價上升，使得擁屋家戶更傾向於將房價的資本利得變現(cash in)用於支出。另一方面，財富效果在儲蓄分配區間呈現單調遞減趨勢；儲蓄率愈高，財富效果絕對值愈大。以1980年的圖形為例，分配左尾的財富效果為-0.02；中位數和平均趨勢類似，約為-0.06；分配右尾則高達-0.08。分配兩端的分量迴歸估計值都落在平均趨勢信賴區間之外，顯示財富效果在條件分配的異質性，並反映最小平方迴歸之限制；類似的趨勢同樣出現在1990年和2000年，不過財富效果在儲蓄分配的高低效果變化較緩。此結果指出，房價大漲後財富效果的絕對值擴大，對擁屋家戶儲蓄的抑制更形嚴重。

圖六最右邊一行是戶長的年齡儲蓄輪廓(age-saving profile)在三個年度的趨勢。由於1980年和1990年部份條件分量的估計值不顯著，我們選擇第0.1個，第0.5個和第0.9個分量下顯著的結果作圖說明。圖中顯示，家戶儲蓄率隨戶長年齡增加而先下降後上升，呈現倒U型的趨勢，和傳統生命循環假說(life-cycle hypothesis)的預測剛好相反。平均趨勢和條件分量迴歸的估計結果顯然不同。以2000年資料為例，均數迴歸的估計結果只大致描繪了中位數儲蓄家戶的行為，低估了低儲蓄率家戶但高估了高儲蓄率家戶的行為。儲蓄率愈高的家戶，因戶長年齡增加的儲蓄輪廓下降幅度愈大，但是反轉的年齡愈早，大致介於55歲至60歲之間，這也是子女成年離家而戶長即將面臨退休的生命循環階段。顯然，台灣家戶儲蓄在戶長年齡條件分配模式下的輪廓，和建立在西方核心家庭概念下生命循環理論模型的預測並不一致。儲蓄的年齡輪廓在2000年大幅向下平移，表示家戶的生命循環儲蓄傾向在房價變化之後大幅下降，可能反映房價上升帶來強迫儲蓄的效果(林祖嘉與陳建良，1998)。

總結上述，可以發現儲蓄函數中大多數自變數的邊際效果，在儲蓄條件分配區間都呈現統計上顯著的異質性，和Engelhardt(1996)的發現一致。以傳統條件均數分析儲蓄函數，顯然無法刻劃完整的條件分配，由此推導的政策建議也可能出現偏誤。以異質性的邊際儲蓄傾向為例，當邊際儲蓄傾向和儲蓄分配呈正向相關時，齊一的利息所得減稅隨家戶儲蓄增加而出

現累退的效果，政府政策跨代移轉下的李嘉圖均等(Ricardian equivalence)可能不成立。台灣的家計儲蓄在90年代中期之後大幅下降，和美日先進國家的經驗類似；許多國外文獻也都將儲蓄率下降的主因歸咎於房價波動的財富效果。本研究觀察台灣擁屋家戶在過去二十年間的行為變化，結果發現不只住宅財富效果為負，家戶的年齡輪廓及都市化過程同樣不利於儲蓄且影響效果都逐年擴大；與此同時的所得邊際儲蓄傾向卻逐年遞增。邊際效果的逐年變化，以及家戶特性在不同年度的變遷，對於儲蓄率總變動的影響效果各為多少？以下透過儲蓄函數的配適值觀察不同年度的儲蓄趨勢變化及其成因。

圖七兩個圖形是分別以2000年參數架構及家戶樣本為基準，估算配適及擬真(counterfactual)的儲蓄率。上方的圖形是2000年儲蓄函數參數架構下的估計，最低一條水平線是最小平方迴歸估計的配適值(圖例為00_ols)，其他兩條較高的水平線是1980年和1990年的家



圖七 家戶儲蓄的配適值與擬真值

戶置身於2000年儲蓄行為下的擬真儲蓄趨勢(圖例為00/80_ols和00/90_ols, 斜線左邊代表參數結構年份, 斜線右邊代表家戶樣本年份); 以此類推, 也可以估算分量迴歸估計結果的配適值(圖例為00_qr)及擬真值(圖例為00/80_qr和00/90_qr)在整個分配的趨勢。從平均儲蓄率的觀點來看, 2000年資料的配適值大約為20%, 1990年的擬真估計值接近47%, 1980年的擬真估計值甚至高達75%。此結果隱含1990年和1980年的家戶樣本如果身處於2000年, 平均儲蓄率將比2000年的家戶高出27%及55%; 對照分量迴歸的配適值及擬真值, 可見分配右側(高儲蓄率家戶)的儲蓄率增加幅度高於分配左側(低儲蓄率家戶), 但是上移的趨勢完全相同; 均數迴歸的配適值只描述了分量迴歸配適值的中位數區間附近的趨勢, 而普遍在中位數左側高估, 在中位數右側低估。顯然, 晚近年度的家戶特性變化抑制了儲蓄率水準。

圖七下方圖形是以2000年的家戶樣本為基準, 估算當年度的配適值(圖例為00_ols及00_qr)以及在早年參數架構下的擬真值(圖例為80/00_ols, 90/00_ols, 80/00_qr以及90/00_qr)。結果顯示, 2000年的配適值最高, 然後依序是1990年和1980年的擬真值。最小平方迴歸的配適值及擬真值分別是22%, 5%以及-17%, 只大致描述分量迴歸的配適值及擬真值的中位數到第0.75分量位置附近的行為, 同樣在分配左尾高估而在右尾低估。如果2000年的家戶身處於1990年和1980年的儲蓄行為(亦即參數架構)下, 儲蓄率都會較低。換言之, 早年家戶的儲蓄行為低於晚近年度, 因此在給定2000年的固定家戶特性之下, 晚近的家戶儲蓄率高於早年。

綜合上述兩種不同基準的配適值及擬真值, 二十年期間三個年度的儲蓄高低排序剛好相反, 顯示家戶特性及參數架構對於儲蓄行為的影響彼此相異。從總和效果來看, 1980年至2000年間的家戶特性變化對儲蓄率都有不利影響, 家戶特性愈趨向低儲蓄率; 反之, 家戶儲蓄行為的改變則一致對儲蓄率有提昇的效果, 家戶儲蓄行為愈趨向高儲蓄率。兩個方向相反的效果加總下, 前者的負效果和後者的正效果在第一個十年間大致抵銷; 第二個十年家戶特性(尤其是房價)變化的負效果超過(outweigh)儲蓄行為變化的正效果, 造成家戶儲蓄的明顯下降。

六、結論

本文在考慮住宅租擁的選擇性之下, 以分量迴歸估計台灣擁屋家戶的儲蓄函數, 詳細刻劃家戶儲蓄的條件分量。結果發現, 大多數解釋變數的邊際效果, 都在儲蓄的條件分配中呈現某種趨勢。傳統最小平方迴歸的估計結果, 只能觀察自變數邊際效果的平均趨勢, 無法對整個條件分配區間提供完整描述。其中, 家戶的邊際儲蓄傾向和儲蓄率高低呈正向相關, 儲蓄率愈高的家戶邊際儲蓄傾向愈大。相反的, 住宅的財富效果對儲蓄有不利的影響, 儲蓄率愈高的家戶財富效果的絕對值愈大, 對儲蓄率的壓抑也愈嚴重。這些效果都隨著經濟成長而逐年擴大。從儲蓄率的成因來看, 1980年至2000年期間的家戶特性變化對儲蓄率有不利的影響, 但是家戶的儲蓄行為卻趨向高儲蓄率; 1990年至2000間台灣擁屋家戶的儲蓄率下降, 主要歸因於家戶特性變化的負效果超過儲蓄行為轉變的正效果。至於影響儲蓄率的邊際效果及儲蓄率本身的變化, 都隨著儲蓄條件分配高低而有異, 並不是平均趨勢或平均儲蓄率足以描述的, 是為本研究主要貢獻。

本研究之結果面臨以下幾個限制。第一是所採用資料受制於問項內容, 模型中的控制變數對於儲蓄行為變異的描述能力有限, 尤其是對於儲蓄分配左尾的家戶而言。此結果反映台

灣家戶儲蓄行為的變異，有相當部份無法由本研究模型中的控制變數來解釋。第二是本研究只觀察擁屋家戶的房價變化對儲蓄的影響，並未考慮住宅之外的其他資產(例如金融資產)，可能不足以完整解釋家戶全部資產的財富效果(Miles, 1997; Case et al., 2005)。另一方面，家戶將房價上漲的資本利得變現的難易程度，取決於經濟發展帶來的金融自由化程度(Bostic et al., 2001)。台灣在80年代中期開始，也有幾次重要的金融自由化措施，包括匯率以及利率管制的放鬆，加上各種貸款工具的引進，可能對住宅價格的財富效果有所影響。如果要將總體的金融自由化效果從房價上升的財富效果分離出來，必須以橫斷面個體資料搭配時間序列總體資料，形成跨時橫斷面時間序列資料進行分析，這是本文後續研究的主題。此外，未來研究應該同時關照房價變動下的租屋家戶儲蓄行為，並將房價變動之外的金融資產變動納入考慮，才能對家戶儲蓄行為有更完整的觀察。

註 釋

- 註1：住宅狀況除了擁屋與租押之外，尚有配住及借住(兩者合計不到10%)，故租擁兩者相加不等於100%。
- 註2：作者感謝張金鶚教授提供此房價資料。
- 註3：住宅支出包括房地租及水電，房租又分為實付及設算。
- 註4：這個求解方式也可以視為一個排序的過程；參見Koenker(2005)的說明。
- 註5： ρ 在函數值正負兩種狀態下的加權剛好是 τ 和 $(\tau-1)$ ，在以函數值為橫軸而 ρ 值為縱軸的圖形上，類似一個打勾狀而得名。
- 註6：假設 Y 為所得， C 為消費，儲蓄 $S=Y-C$ ，儲蓄率 $s=S/Y$ ；準此， $\log Y - \log C = -\log(1-s)$ 其實是儲蓄率的近似值。若 $s < 0.09$ ，則近似值和真實值的誤差小於5%；若 $s = 30\%$ ，則近似值和真實值的誤差為20%。
- 註7：Buchinsky(1998)是關於女性工資函數的估計，該文在頁6式7下方說明以inverse Mill's ratio的高階序列(power series)在分量迴歸估計校正選擇性；註腳13另外建議了其他的選擇性調整項。Garcia et al.(2001)直接引用Buchinsky(1998)的作法，以inverse Mill's ratio的一次項和平方項加入工資函數的估計。
- 註8：作者樂意提供給有興趣的讀者參考。
- 註9：金融資產資本利得對於儲蓄傾向的影響，也是文獻上討論的重點；參閱Case et al.(2005)。由於收支調查對於金融資產資本利得的登錄很有限，這個問題在本研究中暫不討論。

參考文獻

王維漢、李貳連

1987 〈我國儲蓄行為之研究〉《台灣經濟》128：14-30。

行政院主計處

2005 〈政府統計網頁〉(<http://www.dgbas.gov.tw/ct.asp?xItem=13213&CtNode=3504>)。

行政院主計處

2005 〈家庭收支調查報告〉(<http://www.dgbas.gov.tw/lp.asp?CtNode=3239&CtUnit=352&BaseDSD=7>)。

林祖嘉

1994 〈台灣地區住宅需求與租買選擇之聯合估計〉《政大學報》68：183-200。

林祖嘉、陳建良

1998 〈財富效果、所得效果、與住宅需求〉《住宅學報》7：83-100。

陳建良、張郁鶴

2000 〈住宅租擁、世代組成與家計儲蓄間關係之探討－以台灣家計收支調查為對象的分析〉《住宅學報》9(2)：99-124。

管中閔

2004 《統計學－觀念與方法》二版，台北：華泰文化。

蔡易如、朱敬一

1997 〈台灣的人口轉型與家庭的儲蓄行為〉《當前我國儲蓄問題研討會》。

薛立敏、李璧君

1998 〈台灣地區房價、住宅權屬與儲蓄間關係之探討〉《中華民國住宅學會年會論文》。

薛立敏、陳琇里

1998 〈住宅租擁選擇下家計消費支出之比較〉《住宅學報》7：21-40。

Armstrong, R. D., E. L. Frome & D. S. Kung

1979 "Algorithm 79-01: A Revised Simplex Algorithm for the Absolute Deviation Curve Fitting Problem," in *Communications in Statistics, Simulation and Computation*. B8(2): 175-190. New York: Marcel Dekker.

Attanasio, O. P. & M. Székely

2000 "Household Saving in Developing Countries - Inequality, Demographics and All That How Different are Latin America and South East Asia," Inter-American Development Bank (IDB) Research Department Working Paper, No.427. Paper prepared for the World Bank April, 2000, ABCDE conference in Development Economics.

Attanasio, O. P. & G. Weber

1994 "Is Consumption Growth Consistent with Intertemporal Optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey," National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 4795.

Barrodale, I. & F. Roberts

1974 "Algorithm 478: Solution of an Overdetermined System of Equations in the l_1 Norm,"

C.A.C.M.. 17: 319-320.

Benjamin, D. J., P. Chinloy & G. D. Jud

2004 "Why Do Households Concentrate Their Wealth in Housing?" *Journal of Real Estate Research*. 26(4): 329-343.

Bhatia, K.

1987 "Real Estate Assets and Consumer Spending," *Quarterly Journal of Economics*. 102(2): 437-444.

Bosworth, B., G. Burtless & J. Sabelhaus

1991 "The Decline in Saving: *Evidence from Household Surveys*," The Brookings Institution (mimeo).

Bostic, R., S. Gabriel & G. Painter

2005 "Housing Wealth, Financial Wealth and Consumption: New Evidence From Micro Data," University of Southern California (mimeo).

Buchinsky, M.

1998 "Recent Advances in Quantile Regression Models: a Practical Guideline for Empirical Research," *Journal of Human Resources*. 33(1): 88-126.

Case, K., R. Shiller & J. Quigley

2005 "Comparing Wealth Effects: the Stock Market versus the Housing Market," *Advances in Macroeconomics*. 5(1): 1-32.

Chetty, R. & A. Szeidl

2004 "Consumption Commitments and Asset Prices," Paper presented at 2004 SED Meeting.

Deaton, A.

1992 *Understanding Consumption*. New York: Oxford University Press.

Deaton, A. & C. Paxson

1994 "Saving, Growth and Aging in Taiwan," in *Studies in the Economics of Aging*, 331-357. ed. D. A. Wise, Chicago: University of Chicago Press.

Dynan, K. E., J. Skinner & S. P. Zeldes

2004 "Do the Rich Save More?" *Journal of Political Economy*. 112 (2): 397-444.

Engelhardt, G.

1996 "House Prices and Home Owner Saving Behavior," *Regional Science and Urban Economics*. 26(3-4): 313-336.

Garcia, J., P. Hernandez & A. L'opez-Nicolás

2001 "How Wide is the Gap? An Investigation of Gender Wage Differences Using Quantile Regression," *Empirical Economics* 26: 149-167.

Gasparini, L & W. S. Escudero

2004 "Implicit Rents from Own-Housing and Income Distribution: Econometric Estimates for Greater Buenos Aires," *Journal of Income Distribution*. 12(1-2):32-55.

Greenwood, J. & Z. Hercowitz

1991 "The Allocation of Capital and Time over the Business Cycle," *Journal of Political Economy* 99(6): 1188-1214.

Hendershott, P. H. & J. Peek

1987 "Private Saving in the United States: 1950-1985." National Bureau of Economic Research, Working Paper 2294, Cambridge, MA.

Hsueh, L.

2001 "The Relationship between Housing Price, Tenure Choice, and Saving Behavior in Taiwan," *International Real Estate Review*. 3(1): 11-33.

Koenker, R.

2005 *Quantile Regression*. Cambridge University Press, Cambridge.

Koenker, R. & G. Bassett

1978 "Regression Quantile," *Econometrica*. 46: 33-50.

Koenker, R. & V. d'Orey

1987 "Computing Regression Quantiles," *Applied Statistics*. 36: 383-393.

Lee, R., A. Mason & T. Miller

2000 "Life Cycle Saving and the Demographic Transition: The Case of Taiwan," in *Population and Economic Change in East Asia*. 194-222. ed. Cyrus Chu and Ronald Lee. Supplement to the *Population and Development Review*, Vol. 26. New York: Population Council.

Lin, C. C. & Y. F. Lai

2003 "Housing Price, Mortgage Payment, and Saving Behavior in Taiwan: A Time Series Analysis," *Asian Economic Journal*. 17(4):407-425.

Miles, D.

1997 "A Household Level Study of the Determinants of Incomes and Consumption," *Economic Journal*. 107: 1-25.

Mosteller F. & K. Tukey

1977 *Data Analysis and Regression: a Second Course in Statistics*. Reading, MA: Addison-Wesley.

Skinner, J.

1989 "Housing Wealth and Aggregate Saving," National Bureau of Economic Research Working Paper. No. 2842.

Skinner, J.

1993 "Is Housing Wealth a Sideshow?" University of Virginia (mimeo).

Staiger, D. & J. H. Stock

1994 "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments," National Bureau of Economic Research Technical Working Papers. No. 0151.

Tracy, J. & H. Schneider

2001 "Stocks in the Household Portfolio: a Look Back at the 1990s," *Current Issues in Economics and Finance*, Federal Reserve Bank of New York.

Tsai, I. J., C. C. Y. Chu & C. F. Chung

2000 "Demographic Transition and Household Saving in Taiwan," *Population and Development Review* 26:174-193.