

# 財富效果、所得效果、與住宅需求

## Wealth Effect, Income Effect, and Housing Demand

陳建良\* 林祖嘉\*\*

Chien-Liang Chen, Chu-Chia Lin

### 摘 要

由於住宅價格昂貴，影響人們購買住宅的主要因素除了傳統的所得、利率、及其他諸多因素以外，財富大小更是家計單位決定購屋與否的重要的考量因素之一。尤其台灣地區金融市場不十分發達，購屋者往往需要在擁有很高的自備款的情況下，才有可能購屋，因此家計單位擁有財富的多寡更是相當程度的左右了人們是否能夠自行購屋。國內的傳統文獻中，由於受到資料的限制，在財富對住宅需求的影響方面，一向缺乏有系統的探討與分析。本研究引用主計處家計單位的調查資料，一方面估計財富對住宅需求的影響，一方面也要進一步探討所得對家計單位住宅需求的影響。實證結果發現，對自有住宅家庭而言，資產對於住宅需求有顯著的影響，而此影響力隨著資產增加而增加；另一方面，對於租賃家庭而言，住宅需求的資產彈性則不顯著。

**關鍵詞：**住宅需求，資產彈性，所得彈性

### ABSTRACT

Since housing price is very expensive in Taiwan, one of the important factors that determines housing purchase is the level of wealth owned by a household, in addition to the traditional variables like income, interest, and so on. Besides, financial market is not well developed in Taiwan, therefore a large amount of down payment is required in housing purchase. Consequently, the level of wealth owned by a household crucially determines the feasibility in affording the ownership of a house. Due to data restriction, literature concerning demand for housing did not pay enough attention to the analysis of the relationship between housing demand and the wealth level of a household. Thus, in this study, we use the Survey of Personal Income Distribution data of DGBAS to analyze the wealth effect, on top of income effect, of housing demand. We conclude that, for owners, the level of wealth significantly affects housing demand and the effect increases as the level of wealth increases. For renters, asset elasticity of housing demand is insignificant.

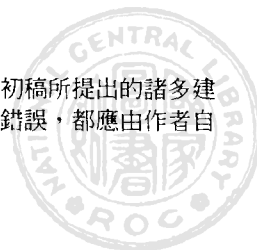
**Key Words:** Housing Demand, Asset Elasticity, Income Elasticity

(本文於1998年2月20日收稿，1998年8月8日審查通過)

\* 國立暨南國際大學經濟系副教授。

\*\* 國立政治大學經濟系教授。

本文曾在八十七年度住宅學會住宅學術研討會中發表，感謝楊重信教授與薛立敏教授對本文初稿所提出的諸多建議。作者同時感謝兩位匿名評審人所提出的意見，使本文更為完善。當然，若文中還有任何錯誤，都應由作者自行負責。



## 一、前言

由於住宅的耐久性，使得擁有自有住宅的家庭一方面滿足其住宅所提供的服務，一方面也有投資的目的在內(註1)。另一方面，由於住宅價格昂貴，因此在購買自用住宅時，購買者除了要考慮所得高低以外，更應衡量其本身所擁有的資產(註2)。尤其在金融市場不甚發達的台灣，購買自用住宅必需支付相當高的自備款，在此種情況下，購買人本身是否具有足夠的資產來跨過自備款的限制，就是一個很重要的條件。

不論是考慮購買住宅的投資目的，或是購買住宅時的自備款限制，兩者都與購屋者本身所具有的所得與財富大小有密切關係。由於國內資料的限制，使得在估計住宅需求時，處理所得的高低就一直是一個研究中的主要問題之一。不過，在相關文獻中，仍然已有不少文獻討論到所得與住宅需求和住宅價格的關係，如吳森田(1994)；也有不少文獻探討住宅需求的所得彈性大小，如吳森田(1981)、賈宜鳳(1983)、鄧建民(1985)、林明輝(1988)、林祖嘉與林素菁(1994)等等。

另一方面，財富變數的處理就更為困難，由於財富的定義包羅萬象，衡量時倍感困難，此外，國內連最基本的固定資產總歸戶都無法完全做到。由於財富資料取得不易，使得在估計住宅需求的所得效果時，人們經敘都忽略財富所帶來的影響效果。由於財富與所得對住宅需求的影響都是正的，而財富與所得之間又經敘出現正的相關，因此在忽略財富效果之下，將使得我們估計的住宅需求所得彈性呈現高估的現象(註3)。

值得注意的是，此處所指的財富效果與一般經濟學習用的定義略有不同。在有關住宅需求的文獻中，財富效果通敘指的是住宅需求對應於資產增加的彈性；而此處所指的財富效果，只是單純地估算住宅服務支出在考慮了所得的影響之後，和家庭擁有總資產之間的關連性。這樣狹義的財富效果，當然是在實證資料遠不如理論模型變數充分的限制下所從事的估計。

事實上，依林祖嘉與林素菁(1994)在同時考慮所得與房價的情況下，估計到台灣得地區自有住宅的所得彈性高達1.298，此數據遠高於Polinsky(1977)與Polinsky and Ellwood(1979)估計美國自有房屋市場的所得彈性之0.75。此結果一方面固然是因為台灣地區人們購屋時，可能有較高的投資傾向，使得所得彈性較高以外；另一方面，也很可能反應出我們在估計住宅需求時，忽略財富變數，而使所得效果被高估。

本研究主要目的在於考慮財富變數下，一方面估計財富對於住宅需求的效果；另一方面，在增加考慮財富效果之後，住宅需求的所得彈性應該會小於忽略財富效果下的所得彈性，也就是說，我們認為傳統文獻中所估計的所得彈性應該會有高估的現象。

對租賃住宅而言，雖然財富效果高低會影響人們對住宅服務的需求，但由於家計單位在承租住宅時，只有消費住宅服務的目的，而沒有任何投資的目的在內，故資產大小對租屋的影響較不明顯。另一方面，租賃住宅時，除了要先繳一個月的保證金以外，也不必如同購屋一般繳納鉅額的自備款，因此租賃住宅的需求受到財富的影響應該較小。本研究在估計家計單位租賃住宅的需求時，也會把財富變數放入，但我們預期效果應該不會很明顯。

本文第二詳先建立一個簡單的住宅需求函數，其中除了包括家計單位的特性以外，也同時包含所得與財富在內。為了減少所得的衡量誤差(measurement error)導致估計上的偏誤，我們用最小平方法來估計家計單位的所得，然後再以估計到的所得來計算其對住宅需求的所得效果。接著我們在第三詳說明住宅需求估計結果，本文利用主計處家計收支調查報告中的原始資料，

把自有住宅與租賃住宅加以區分，以測試不同住宅型態下的財富效果。為檢視需求函數是否穩定，我們同時測試1981與1990兩年的資料，以比較在此10年內需求函數是否有很大的變化。第四詳是結論。

## 二、住宅需求函數

假設家計單位的所得(Y)在支出時只購買兩種商品，即住宅服務(housing service)H，其價格為PH，以及其他商品X(可稱為組合商品，composite commodity)，並假設x為標準財(numeraire)，故其價格為1，即 $P_x=1$ 。追求效用最大的家計單位面對的最適化問題如下：

$$\begin{aligned} & \text{Max } U(X, H) \\ & \text{s.t. } X + P_H \cdot H = Y \end{aligned}$$

在追求最大效用下，最佳的X\*組合應為Y和 $P_H$ 的函數，即：

$$X^* = X^*(Y, P_H) \dots\dots\dots (1)$$

把X\*代入限制條件中，我們可以得到最適的住宅服務需求H\*，即：

$$P_H \cdot H = Y - X^*(Y, P_H) \dots\dots\dots (2)$$

上式等號左邊為住宅服務的總支出， $E = P_H \cdot H^*$ ，等號右邊則為扣除其他商品支出以後的可支配所得。由於住宅服務的價格PH決定於其所包含的各項住宅特性(housing attributes)，如坪數、樓層、地點、車位等等，我們用 $Z=(Z_1, \dots, Z_n)$ 來代表。另一方面，住宅需求服務也與家庭特性(household characteristics)有關，如財富、家庭人口數、戶長年齡、教育程度等等，我們以 $K=(K_1, \dots, K_m)$ 來表示。

因此，我們可以把家庭單位的最適住宅支出函數寫成一般式(註4)，即：

$$E = P_H \cdot H^* = f(Y, P_H(Z_1, \dots, Z_n), K_1, \dots, K_m) \dots\dots\dots (3)$$

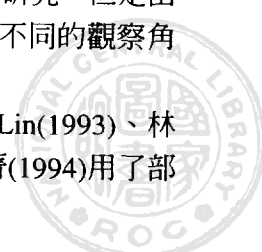
最後，我們可以再把(3)式寫成迴歸估計式，即：

$$E_t = a_0 + a_1 Y_t + b_1 K_{1t} + \dots + b_m K_{mt} + c_1 Z_{1t} + \dots + c_n Z_{nt} + u_t \dots\dots\dots (4)$$

式中t為第t個家計單位的觀察值， $u_t$ 則為誤差項。

在Polinsky and Ellwood(1979)和林祖嘉與林素菁(1994)等有關住宅需求的研究中，在迴歸式等號左邊放的是住宅需求的支出，右邊是所得、房屋價格以及其他物品的價格變數。本研究中受制於家計收支調查中缺乏住宅的價格，加上橫斷面資料中我們假設一般物品價格是固定的，所以不考慮價格變數對住宅需求的影響。由家計收支調查研究住宅需求，雖然在住宅的變數及其特性控制(例如區位、住宅環境、房屋價格)上不如一般以住宅狀況調查為對象的研究，但是由於家計收支提供了豐富的家計特性與所得及資產變數，這個方向的研究可以提供不同的觀察角度，以供比較。

在國內有關住宅需求的實証研究中，資料來源大都屬於住宅的狀況調查，如Lin(1993)、林祖嘉(1994)，使用家計收支調查來分析住宅需求的並不多見，只有林祖嘉與林素菁(1994)用了部



分家計收支調查中的組成資料，及薛立敏與陳綉里(1997)用家計收支調查來分析家計單位的支出結構，其中包含住宅的相關支出。本研究採用家計收支調查資料，一方面其內含有自有住宅家庭與租賃家庭的(設算)房租支出，另一方面，其資料中也包含家計單位所擁有的所得和資產總額。因此，我們也可以利用此一調查資料，來檢視所得與資產對於家計單位住宅支出的影響(註5)。

### 三、所得彈性與財富彈性之估計

#### (一) 資料來源

本文使用的資料，是由行政院主計處所提供的家庭收支調查(1994年以前稱為個人所得分配調查)的原始磁帶資料。這個調查的主要目的在於觀察個人所得分配發展趨勢，以及所得水準變動的狀況，因此調查中仔細收錄了家庭中每一個成員的社會人口(socio-demographic)及經濟的特性，還有個人所得以及家計單位的消費支出(註6)。此外，這個調查同時還調查了家庭的住宅概況，提供了相關資料可以從事住宅需求的估計。本研究選出1981和1990兩年的資料，進行橫斷面住宅需求的所得與資產彈性的估計，比較80年代初期與90年代初期台灣家庭住宅需求行為之異同，以檢視住宅需求函數的穩定性。

住宅權屬在家計收支調查中分為自有、租用、配住與借住，其中自有與租用佔了大多數，而借住與配住者的住宅需求行為和家庭的所得與資產並無直接的關連性，因此本研究的分析只探討自有與租用房屋的家庭兩個子樣本群。住宅概況中的用途一項，區分了專用、併用住宅及其他；建築式樣則有平房、二至三層樓、四至五層樓、六層樓以上；此外尚包括了住宅內的房間數、佔地坪數與建坪坪數等(請參考附錄一中對這些變數的定義與說明)。這些有關住宅的屬性，可以提供我們對於住宅特性的控制。

在家計收支調查大約七十種個別的消費財貨項目中，本研究專着的是房租支出項目(包含折舊在內)，房租支出在此分為實付與設算兩項，其中實付除了租屋者的房租支出外，還包括戶內人口長期在外就學就業之住宿費，設算房租則是自有房屋及其他自用營建物之房地租設算。設算房租中除了自有住家的房租之外，尚包括戶內人口長期在外就業就學的住宿費，所以自有房屋的家庭同時申報實付房租支出是可以理解的，1990年的資料中有將近10%的自有住宅家庭同時還支出戶內人口在外的房租。

在本研究中，我們以家計收支調查中的家庭土地與建物資產價值當成財富，不可諱言不動產價值與家計財富之間有相當距離，但是家計收支調查中關於資本損益與資本移轉收入的記錄相當低估，所以我們不考慮使用這兩個變數於估計中。本研究中的資產包括住宅用土地、私有住宅、非公司固定資產土地以及其他非公司固定資產的廠房、店舖、倉庫等，在家計收支調查中的固定資產部份只記錄了家庭非公司企業之資產，若是已完工的建築則記錄土地與建物的總價款，貸款部份並無記錄，由於國內購屋習慣支付高額頭期款，加上資料限制，我們只能忽視貸款的部份；此外，土地與房屋的估價與折舊在該調查中都是分別列記(註7)。在以下的分析中，我們使用不計算折舊(且未扣除貸款額度)的固定資產毛額作為家庭資產變數。

依林祖嘉與林素菁(1994)從住宅的需求因素來看，自有房屋是投資兼消費的行為，而租屋則是純粹的消費行為，因此在估計所得與資產彈性時，自有不同的考慮應該分別估計。雖然住宅的購買或租賃可能是內生的選擇行為(林祖嘉, 1994)，但是本研究專注於所得與財富的彈性，因

此依循一般文獻的作法以供比較。此外，我們也嘗試過把自有與租賃兩種家庭的資料總和(pool)在一起，但是結果並不盡理想，可能與我們視所得為內生而以兩階段迴歸估計有關。準此，我們把自有房屋與租屋者分成兩部份子樣本來討論，分別以設算房租與實際房租支出來估計台灣家戶的住宅需求。

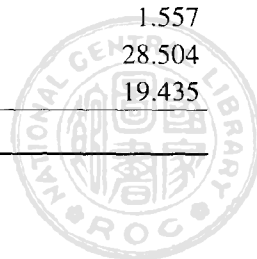
## (二) 基本統計量

1981和1990兩年的家計收支調查樣本總數都是16,434戶，表一與表二是這兩年的自有房屋與租屋者的基本統計量，從其中的比較可以發現自有房屋與租屋者的家計特性有很大的差異。

表一 家戶與住宅的基本統計量：自有住宅

	1981		1990	
	平均數	標準差	平均數	標準差
家戶特性				
戶長年齡(歲)	41.978	11.628	43.278	12.700
家庭總所得(元)	300683	174374	611899	398013
戶長就業與否	0.977	0.152	0.940	0.238
就業人數	1.839	0.988	1.762	0.927
戶內人口數	4.942	1.998	4.246	1.827
城市	0.441	0.497	0.505	0.500
郊區	0.244	0.430	0.302	0.459
鄉村	0.315	0.465	0.194	0.395
住宅用地(元)	456056	655469	1462241	1819190
私有住宅(元)	438223	453263	1090136	1081506
非公司土地(元)	369260	1160908	1028946	3687397
非公司資產(元)	24840	290611	80713	471543
住宅特性				
自有住宅	0.997	0.057	0.999	0.025
專用住宅	0.898	0.302	0.923	0.266
併用住宅	0.100	0.300	0.077	0.266
其他	0.002	0.039	0.000	0.017
磚造	0.787	0.409	0.889	0.314
鋼筋水泥	0.099	0.299	0.067	0.251
其他	0.113	0.317	0.044	0.204
平房	0.449	0.497	0.258	0.438
二至三層樓	0.371	0.483	0.460	0.498
四至五層樓	0.162	0.369	0.234	0.423
六層樓以上	0.017	0.131	0.048	0.214
房間數(間)	4.194	1.864	4.646	1.557
佔地(坪)	31.229	38.947	26.489	28.504
建坪(坪)	29.499	16.003	36.405	19.435
樣本數	11238		13267	

資料來源：主計處家計收支調查資料(1981, 1991)。



表二 家戶與住宅的基本統計量：租賃住宅

	1981		1990	
	平均數	標準差	平均數	標準差
<b>家戶特性</b>				
戶長年齡(歲)	37.891	10.668	38.993	10.409
家庭總所得(元)	247298	127188	504562	298281
戶長就業與否	0.983	0.139	0.960	0.195
就業人數	1.395	0.700	1.487	0.757
戶內人口數	4.137	1.072	3.933	1.538
城市	0.765	0.424	0.756	0.430
郊區	0.186	0.389	0.203	0.402
鄉村	0.048	0.214	0.041	0.198
住宅用地(元)	3665	66302	21159	305350
私有住宅(元)	2070	32351	8206	108317
非公司土地(元)	13272	136971	44543	397393
非公司資產(元)	882	16971	6832	118237
<b>住宅特性</b>				
自有住宅	1.000	0.000	1.000	0.000
專用住宅	0.787	0.409	0.834	0.372
併用住宅	0.209	0.407	0.164	0.370
其他	0.003	0.059	0.002	0.046
磚造	0.793	0.405	0.902	0.297
鋼筋水泥	0.107	0.310	0.062	0.240
其他	0.099	0.299	0.036	0.186
平房	0.374	0.484	0.239	0.427
二至三層樓	0.371	0.483	0.364	0.481
四至五層樓	0.241	0.428	0.347	0.476
六層樓以上	0.013	0.115	0.050	0.219
房間數(間)	3.132	1.377	0.593	1.112
佔地(坪)	14.103	10.850	13.874	10.525
建坪(坪)	20.342	11.030	25.987	18.210
樣本數	2302		1886	

資料來源：主計處家計收支調查資料(1981, 1991)。

自有房屋者在1990年佔全體樣本的80.7%，多於1980年的68.4%；反之租屋者在1990年佔全體樣本的11.5%，少於1980年的14.0%，表示擁有自有住宅的家戶比例逐年增加，而租屋者相對減少。兩年的資料都顯示，自有住宅者的戶長年齡都大於租屋者的戶長年齡，隱含的是年齡較大的戶長擁有自有住宅的比例愈高，另一個更明顯的差異是家庭的所得數額，自有房屋者都有較租屋者更高的家庭總所得、更多的所得者、以及更多的戶內人口。以1990年資料為例，自有住宅家庭的平均所得為61.1萬，為租屋家庭總所得50.5萬的1.21倍；就戶內人口數來看，自有家庭是租賃家庭的1.08倍(4,246/3,933)；就戶內就業人口數來看，前者則是後者的1.18倍(1,762/1,487)。

在自有資產方面，自有住宅家庭與租賃家庭的差異更大。1981年時，前者四種資產的總額共有128.8萬，後者則只有2.0萬，兩者相差64.4倍！到1990年時，自有住宅家庭的總資產增加到366.2萬，租賃家庭則有8.1萬，前者是後者的45.2倍！此處我們已經可以清楚的看出，資產高低對於家計單位是否擁有自用住宅有顯著的影響(註8)。

就租屋者而言，其在城市、郊區與鄉村的分佈比例在這十年間趨勢幾乎沒有改變，但是自有房屋者在城市與郊區的比例提高了；自有房屋者是專用住宅的比例高達90%，略高於租屋者(約80%)，租屋者使用併用住宅的比例較高。至於房屋的建築式樣仍舊以磚造為最多。

一個有趣的現象是台灣家庭的住宅逐漸向高樓層發展，1981年有44.9%的自有住宅者居住在平房或一層樓，到了1990年，這個比例只剩下25.8%，表示大多數的住戶都朝向較高樓層發展。同一段時間內，房間數目、住宅佔地與室內面積也有明顯變化。以自有住宅而言，隨著經濟發展與家庭的所得增加，對於住宅的要求也愈高，所以房間數目略有增加，由4.19間增加到4.65間；室內的建坪雖然也由29.5坪增加為36.4坪。但是同一時期自有住宅的佔地面積卻減少，由31.2坪減少到26.5坪，這個情形和住宅往高樓層發展的現象吻合。至於租賃的住宅，則一致地都比自有住宅有較少的房間數與較小的面積。

### (三) 迴歸分析

由於所得在住宅需求的分析中扮演重要的角色，而所得變數在家計收支調查中又具有某些特性，在迴歸分析之前值得先做探討。家計收支調查中的所得是當期所得，有相當的部份是屬於臨時所得(transitory income)，但是住宅的需求通常取決於恆常所得(permanent income)的高低，因為住宅需求是生命循環(life cycle)中的一項重要決策。再者，家計收支調查中所得項目若有可能的衡量誤差，則直接用當期所得變數於迴歸估計中會導致估計結果的偏誤。如果有上述的任何一種情形，直接用法計收支調查的所得變數在普通線性迴歸式中，都將造成結果的偏誤。

我們在資料的初步分析中曾經嘗試直接用普通線性迴歸式來估計住宅需求，也發現迴歸係數的不穩定情形與解釋上的困難。由於家計收支調查中包含了家庭的勞動所得與非勞動所得變數，若以非勞動所得作為工具變數，以二階段最小平方法(two-stage least squares)來估計恆常所得以及住宅需求函數，應該比較符合理論上的要求與資料上的限制。在以下的分析中，我們先考慮恆常所得下的住宅需求以及所得衡量的誤差在估計中的可能影響，將非勞動所得視為工具變數，把非勞動所得(視為外生變數)和總所得(視為內生變數)應用於二階段最小平方法估計中。由此，本研究中假設非勞動所得在家計執行決策的時點是事先固定的(predetermined)，而這些變數可能可以作為家計與個人恆常所得的工具變數。這個假設基本上排除了住宅需求行為中的跨代最適(intertemporal optimization)考慮。但是這種設定也受制於資料的內容，因為在家計調查中，再沒有其他變數可以作為所得的工具變數。整個工具變數組包含了非勞動所得及其他家計特性的線形一次項。從計量理論上來說，工具變數若是與欲工具化的變數(instrumented variables)之間相關不密切，則反而會得出不正確的結果，而作出錯誤的推論(註9)。

為得到更正確的所得變數，我們先將家計單位的所得對其各項屬性作第一階段迴歸，結果如表三所示。大致上而言，家計單位主要屬性對所得的影響都相當顯著，並都符合如我們所預期的。以自有住宅1990年的迴歸估計為例，非勞動所得、資產平方、學歷、就業人數、家庭人口、城市、郊區等因素都對家計單位的總所得有正面的影響效果。但也有少數幾個變數的符號

有待說明。例如自有住宅估計式中，戶長年齡對所得的影響出現負號，這就與我們預期的不一致。一般而言，年長者工作經驗較多，薪資收入應該較高，但若戶長為退休人員，則其退休金收入反而較薪資收入者為低，故使我們觀察到的平均收入較低。性別對所得的影響也呈現負號(男性戶長=1)，因為家計收支調查中的戶長定義為經濟戶長(即收入最多者)，所以若是女性為戶長的家庭可能是女性所得特別高的情形，所以家庭的總所得也比較高。配偶存在是夫妻皆存(intact couple)的家庭，夫妻都存在的家庭所得較低，可能與婦女勞動參與率不高有關。

綜合而言，雖然有少數變數的符號與我們直觀的預期不一致，但大體而言估計的結果還算不錯，而且調整後 $R^2$ 也都超過0.5以上，F值也都十分顯著的異於零。因此，本文就以迴歸估計得到的估計恆常所得當成自變數，作為下一階段估計住宅需求中的解釋變數。

表三 總所得估計式

被解釋變數：總所得

解釋變數	自有住宅		租賃住宅	
	1981	1990	1981	1990
截距項	10.785** (244.608)	11.343** (292.714)	11.018** (118.639)	11.502** (107.736)
戶長夫妻非勞動所得	0.022** (34.327)	0.016** (32.358)	0.027** (19.800)	0.020** (13.499)
戶長性別	-0.035** (-2.238)	-0.084** (-6.904)	-0.165** (-5.615)	-0.160** (-5.468)
戶長年齡	-0.003** (-5.509)	-0.003** (-6.298)	-0.005** (-5.483)	-0.007** (-5.874)
男性戶長初中畢	0.131** (12.243)	0.108** (10.803)	0.083** (4.406)	0.059** (2.632)
男性戶長高中畢	0.222** (22.083)	0.236** (25.022)	0.149** (8.210)	0.168** (7.579)
男性戶長大專畢	0.423** (37.664)	0.482** (47.032)	0.297** (12.895)	0.340** (12.284)
戶長就業與否	0.535** (21.951)	0.570** (34.349)	0.487** (9.636)	0.614** (12.680)
配偶年齡	0.003** (5.483)	0.003** (5.400)	0.004** (3.370)	0.006** (3.845)
就業人數	0.171** (41.872)	0.199** (46.681)	0.202** (18.168)	0.191** (15.866)
戶內人口數	0.109** (19.745)	0.162** (25.084)	0.105** (6.810)	0.188** (8.353)
戶內人口數平方	-0.003** (-7.952)	-0.008** (-13.611)	-0.004** (-2.513)	-0.013** (-5.180)
城市	0.414** (46.673)	0.388** (41.760)	0.217** (7.008)	0.283** (7.021)
郊區	0.191** (20.425)	0.186** (19.359)	0.074 (2.215)	0.205** (4.764)
配偶是否存在	-0.172** (-7.086)	-0.159** (-7.083)	-0.084 (-1.840)	-0.238** (-3.887)
調整後 $R^2$	0.550	0.624	0.541	0.541
全體F值	981.519**	1574.265**	194.365**	159.865**
觀察值數目	11238	13267	2302	1886

註：(1) 括弧內為t值，有\*\*或\*者分別表示該係數在1%與5%顯著水準下，顯著的異於零。

(2) 變數定義請參考附錄一。

在以下的估計中，住宅需求支出、所得與資產變數都是取過對數型態，取用對數除了可以改善非線性的問題外，更重要的是可以改善所得與支出比例集中(stack)的現象，而且估計的參數值就直接適用彈性的解釋。由於每戶的所得都是恆正的，所以可以直接取對數型態，至於資產是零的家庭，我們設定其資產值為1之後再取對數，以排除資產是零時可能遭遇對數值是無定義的問題。

在估計完了所得之後，我們把所得與其他的家戶特性與住宅特性合併估計家庭的住宅需求。首先，自有住宅家庭的住宅支出估計結果列於表四。在1981年與1990年的二條估計式中，我們看到住宅支出的所得彈性十分接近，一個是0.777，另一個是0.665，兩者都顯著的異於零(註10)。此一彈性低於林祖嘉與林素菁(1994)估計的1.171所得彈性，但與Polinsky and Ellwood (1979)估計美國住宅市場的所得彈性0.75十分接近。除了資料來源不同以外，造成本文和林祖嘉與林素菁(1994)估計差異顯著的主要原因有三：第一，林祖嘉與林素菁(1994)採用的是平均資料(grouped data)，而本文採用的是個別資料。依Polinsky(1977)的說明，用平均資料會使所得效果更為顯著，導致所得彈性放大。第二，本研究包括了財富資料，而林祖嘉與林素菁(1994)一文則無；如前面註釋3所強調的，由於資產對於住宅需求有正的影響，忽略財富效果將會造成對所得彈性高估的偏誤。第三，另外一個造成此處所得彈性較低的原因是此處採用的是房租。我們知道國內房租對房價而言是偏低的，因此用房租當應變數，會使所得彈性降低。

資產變數是本研究強調的變數，而在自有住宅家庭的支出函數中，我們也觀察到資產對於住宅需求的確有顯著的效果。如表四所示，1981年與1990年的資產對住宅支出的彈性，一次式都是負的(分別是-0.161與-0.190)，而二次式都是正的(分別是0.013與0.015)，因此住宅需求的資產彈性就取決於資產的大小。由於我們在迴歸估計中的資產是取過對數的，對數值的資產對於住宅需求彈性正與負之間的臨界值分別是6.192與6.333，這個對數值還原為絕對水準的資產為1,555,000與2,155,000；自有住宅家戶在1981年1990年的平均資產總值分別為1,288,375與3,662,036，這個水準和住宅需求彈性由負轉正的臨界值相較，在1981年兩者大約相當，在1990年則正負的臨界點大約只有平均資產總值的60%。此一結果預測，當家庭的資產總值超過一個水準之後，資產的增加會引起人們對住宅需求的增加，而且增加的比例隨著資產的水準而增加，這也隱含了家庭對住宅需求有相當部份的投資因素在內，而和林祖嘉與林素菁(1994)的結論一致。

由於家庭資產變數內包含住宅資產，就只有一棟自有住宅的家戶而言，住宅就是其資產的大部分，而設算房租乃是其住宅資產的一個轉換變數，對於這種條件下財富效果的估計，是否會有重複(tautological)迴歸的情形，值得再做探討。首先，這個問題對於租賃住宅的家戶並不存在。至於自有住宅的家戶，觀諸本文表一中的基本統計量，住宅之外的資產(非公司土地與資產)佔家庭總資產的比例，在1981和1990兩年間平均都在44%左右，因此對自有住宅的家戶而言，住宅資產所佔的比例大約只有半數多一點；加上每一個地區由住宅資產所設算的房租支出比例也不盡相同，未必是單調的線性轉換變數，因此重複迴歸的問題應該不嚴重。再從計量的實證結果來看，如果真有嚴重的重複迴歸問題，迴歸模型中資產之外的其他家戶特性與住宅特性變數應該會不顯著，但是表四中的迴歸結果顯示這樣的疑慮也不存在。

在其他變數方面，自有住宅男性戶長的住宅支出高於女性戶長，1990年係數為0.083，顯著的大於零，女性戶長表示女性是家中所得最多者，可能有部份是離寡的單親家庭，也因此對住宅的需求較正常家庭為低。在教育程度方面，我們發現初中、高中與大專畢業家長的係數都顯著為負，可能原因是我們以不識字與小學教育程度的戶長為基本組，這些家庭的特色是收入不高，但卻大都年齡較長且擁有較高的比例的自有住宅，同時又以傳統平房為多，故反而使他們設算的住宅支出較高。配偶年齡對於住宅需求沒有影響。就業人數對於住宅需求有負的影響，在家庭規模日漸縮小之際，有許多就業人口同住的家庭可能偏向於較鄉村的家庭，預算房租自然也較低。

表四 住宅需求函數：自有住宅

被解釋變數：設算房租支出

解釋變數	1981		1990	
截距項	0.788	(1.497)	2.456**	(5.008)
家戶特性				
家庭總所得	0.777**	(16.848)	0.665**	(16.024)
資產	-0.161**	(-20.097)	-0.190**	(-20.663)
資產平方	0.013**	(27.864)	0.015**	(35.214)
戶長性別	0.089**	(4.508)	0.083**	(5.956)
戶長年齡	-0.000	(-0.035)	-0.001	(-1.462)
男性戶長初中畢	-0.006	(-0.429)	-0.034**	(-2.837)
男性戶長高中畢	-0.059**	(-3.839)	-0.074**	(-5.584)
男性戶長大專畢	-0.166**	(-7.519)	-0.144**	(-6.995)
戶長就業與否	-0.318**	(-8.612)	-0.325**	(-11.629)
配偶年齡	-0.002**	(-2.636)	-0.001**	(-2.674)
就業人數	-0.139**	(-14.009)	-0.166**	(-15.399)
戶內人口數	-0.050**	(-6.196)	-0.048**	(-5.358)
戶內人口數平方	0.002**	(4.373)	0.003**	(3.541)
城市	0.367**	(18.448)	0.314**	(17.583)
郊區	0.230**	(16.002)	0.109**	(8.421)
配偶是否存在	0.043	(1.414)	0.056**	(2.261)
住宅特性				
專用住宅	0.004	(0.280)	0.056**	(3.874)
磚造	0.265**	(17.661)	0.071**	(3.647)
鋼筋水泥	0.220**	(10.161)	-0.062	(-1.915)
平房	-0.499**	(-11.265)	-0.731**	(-20.041)
二至三層樓	-0.239**	(-5.995)	-0.391**	(-11.813)
四至五層樓	-0.123**	(-3.320)	-0.198**	(-6.497)
房間數(間)	0.002	(0.660)	0.009**	(3.070)
佔地(坪)	-0.001**	(-4.709)	-0.002**	(-9.832)
建坪(坪)	0.004**	(9.168)	0.003**	(9.526)
調整後R <sup>2</sup>	0.677		0.694	
全體F值	943.693		1205.351	
觀察值數目	11238		13267	

註：(1) 括弧內為t值，有\*\*或\*者分別表示該係數在1%與5%顯著水準下，顯著的異於零。

(2) 變數定義請參考附錄一。

一個值得特別觀察的變數是戶內人口數，一般會認為戶內人口數愈多，則住宅需求也愈高，在1981與1990兩年的估計中，戶內人口的一次項是負的(估計參數值皆為-0.05)，但是二次項是正的(參數值為0.002與0.003)，這個結果表示戶內人口增加時，對於住宅需求有負的影響。但是負的效果是遞減的。而且1981年時戶內人口數超過5人之後，戶內人口數對於住宅需求就有正的影

響；這個數字到了1990年時降為4.2人，這兩個數字剛好相當於該年度的平均戶內人口數(1981年是4.942人，1990年是4.246人)。這個結果顯示，戶內人口數增加時起初有住宅需求的規模經濟，但是超過某一個人數之後(在此是各該年度的平均戶內人口數)，規模經濟就變成規模不經濟。而且這個規模經濟轉變的臨界值隨著經濟發展的進程，從1981年的5人降為1990年時的4.2人。

其他變數如城市與郊區的住宅支出都比鄉村來得高，1990年的係數分別為0.314與0.109，兩者都顯著大於0。1990年的專用住宅的住宅支出大於併用或其他住宅，因為併用住宅中大都包含其他用途，故設算後價格較低。磚造與鋼筋水泥的住宅，支出也高於其他建材的住宅。

在住宅樓層方面，平房與低樓層住宅的係數都顯著的小於零，因為對照組為六層樓以上的房子，後者多為大廈住宅，大廈房價較高，且建築較新，因此設算租金較高。房間數與建坪對住宅支出都有顯著的正效果，正如我們所預期的；值得一提的是佔地的符號是負且顯著，與我們所預期的不一致。可能原因仍與大廈有關。近年來，高樓層住宅十分流行，其售價十分昂貴，但每戶平均分配到的土地面積卻都相對較小。因此土地面積較小者，反而有較高的價格。

至於在租賃住宅的支出函數估計結果，請參閱表五。表五顯示，所得仍然是影響家計單位住宅需求的主要因素，1981與1990兩年的所得彈性分別為0.448與0.565，顯著的異於零。而此彈性亦明顯的小於自有住宅的所得彈性，與我們的預期十分接近；同時，此一彈性與國外估計租賃住宅的需求彈性十分接近，如de Leeuw(1971)。

與自有住宅支出行為不同的是，資產對租賃房屋者的支出影響，不論是一次或二次式都不顯著。此一結果亦與我們的預期相符，因為財富對家庭住宅需求的影響，一方面是來自於投資的需求，另一方面較高的財富水準可以使人們不易於受到購屋高自備款的限制；而對租賃家庭而言，此二種效果皆不存在，因此財富高低對於租賃住宅的支出沒有顯著的影響。

租賃住宅家庭其他變數對住宅需求的影響大都來自於住宅本身特性大小。如表五顯示，家計單位特性中，只有所得對租金支出有顯著影響。然而，住宅特性中的地區、是否為專用住宅、建造材料、樓層、房間數、建坪等對房租支出都有顯著的影響。有趣的是，建坪對租賃的房租有明顯的正效果，但佔地(1990年的估計結果)卻沒有影響，可能原因在於租屋者在乎的是房子建坪的大小，因為其與提供的住宅服務多寡有關，而佔地(或土地持分大小)則與租屋者沒有任何關係，所以對房租租金沒有影響。

#### 四、結論

財富對於自有住宅家庭的住宅需求有顯著的影響，因其一方面會增加人們對住宅投資的需求，一方面則可以使購屋者免於受到高自備款的限制。然而，由於資料的限制，使得國內相關文獻在估計住宅需求時，大都只估計所得彈性，而忽略財富對住宅需求的影響。由於財富對住宅需求有正的影響效果，而且所得與財富之間又有同方向變動的關係，因此在忽略財富效果的情況下，往往會使得所得彈性出現高估的現象。

本研究利用家計收支調查資料，在同時考慮家計單位的所得與財富兩個變數下，我們發現超過一個低水準之後的財富的確對於住宅支出有正且顯著的影響，而且此一效果會隨著財富增加而增加。在考慮財富效果下，本研究得到的所得彈性則明顯的低於內的關文獻的估計結果，但卻與美國市場上的估計結果十分近似。換句話說，本研究結果證實忽略財富效果會導致高估所得彈性的觀點。

表五 住宅需求函數：租賃住宅

被解釋變數：實際房租支出

解釋變數	1981		1990	
截距項	3.998**	(4.107)	3.269**	(2.447)
家戶特性				
家庭總所得	0.448**	(5.170)	0.565**	(4.951)
資產	-0.070	(-1.185)	-0.089	(-1.658)
資產平方	0.005	(1.155)	0.005	(1.396)
戶長性別	0.012	(0.276)	0.113**	(2.561)
戶長年齡	-0.002	(-1.453)	-0.001	(-0.761)
男性戶長初中畢	0.011	(0.409)	0.076**	(2.301)
男性戶長高中畢	0.003	(0.102)	0.067	(1.842)
男性戶長大專畢	-0.042	(-0.988)	0.004	(0.067)
戶長就業與否	0.162*	(2.019)	-0.155	(-1.726)
配偶年齡	0.002	(1.080)	0.002	(0.813)
就業人數	-0.086**	(-3.254)	-0.117**	(-3.639)
戶內人口數	0.055**	(2.350)	0.105**	(2.917)
戶內人口數平方	-0.005**	(-2.263)	-0.010**	(-2.583)
城市	0.497**	(10.037)	0.320**	(4.752)
郊區	0.272**	(5.488)	0.123	(1.836)
配偶是否存在	-0.030	(-0.457)	-0.109	(-1.249)
住宅特性				
專用住宅	-0.108**	(-4.064)	-0.207**	(-5.913)
磚造	0.183**	(5.002)	0.251**	(3.747)
鋼筋水泥	0.202**	(4.147)	0.183	(1.682)
平房	-0.640**	(-6.722)	-0.793**	(-7.710)
二至三層樓	-0.410**	(-4.510)	-0.534**	(-5.547)
四至五層樓	-0.145	(-1.650)	-0.260**	(-2.828)
房間數(間)	0.086**	(8.903)	0.101**	(7.211)
佔地(坪)	0.003**	(2.883)	0.000	(0.111)
建坪(坪)	0.009**	(7.121)	0.003**	(3.541)
調整後R2	0.554		0.489	
全體F值	115.332		73.202	
觀察值數目	2302		1886	

註：(1) 括弧內為t值，有\*\*或\*者分別表示該係數在1%與5%顯著水準下，顯著的異於零。

(2) 變數定義請參考附錄一。

雖然本研究結果支持財富對住宅需求的重要性，同時也證實傳統文獻高估所得彈性的結果，但本文仍然有相當多的地方仍有待改進：第一，本研究中沒有考慮到住宅價格的變數；依Polinsky(1977)的說明，忽略價格變數會使估計結果產生誤差。第二，本研究使用的住宅支出係



以設算租金與實際租金為準；一般而言，台灣地區設算租金與實際租金相對於房價來說，都有偏低的現象，故也會導致本文估計的所得彈性較低。第三，租擁的內生性考慮是住宅需求文獻中強調的重點之一，有學者指出租擁的內生性若是控制不當會使得估計變數的符號不合理，但是本文大部分重要變數的符號方向都與預期相符，可能住宅租擁的內生性選擇在這個階段的估計中並未扮演決定性的角色。由於本文在住宅需求的財富效果上是新的嘗試，因此暫時把住宅的租擁選擇視為外生。以上這些問題都值得在未來的後續研究中，作更進一步的更正。



## 附錄一 變數定義與說明

## 家戶特性(household characteristics)控制變數

家庭總所得：當年度物價水準家庭總所得，單位=新台幣元；

家庭總資產：當年度物價水準家庭總資產，單位=新台幣元；

(包括住宅用土地、私有土地、非公司固定資產土地以及其他非公司固定資產廠房、店鋪、倉庫等)。

戶長性別：男性=1，女性=0；

戶長年紀：經濟戶長之年齡；

配偶年紀：經濟戶長配偶之年齡；

戶長就業：戶長就業=1，其他=0；

就業人數：家庭中總就業人數；

戶內人口數：家庭人口總數；

男性戶長國中畢：國中畢業=1，其他=0；

男性戶長高中畢：高中畢業=1，其他=0；

男性戶長大專畢：大專畢業=1，其他=0；

基準組為國小畢業及不識字。

## 住宅特性(housing attributes)控制變數

城市：住宅位於城市=1，其他=0；

郊區：住宅位於郊區=1，其他=0；

基準組為住宅位於鄉村。

專用住宅：獨立專用住宅=1，其他=0；

基準組為併用住宅及其他住宅。

磚造：磚造住宅=1，其他=0；

鋼筋水泥：鋼筋水泥住宅=1，其他=0；

基準組為其他建材住宅。

平房：平房住宅=1，其他=0；

二至三層樓，四至五層樓，以此類推，

基準組為六層樓以上住宅。

佔地：房屋所持分土地坪數；

建坪：室內建築坪數；

房間數：房屋內隔間總數。



註 釋

註 1：Lin and Lin(1994)估計結果顯示，台灣地區購屋需求中，有三分之二屬於投資目的，真正為住宅消費目的的動機只佔三分之一而已。

註 2：雖然目前國內銀行對於購置放款的比例最高可以達到八成，但其實放款時，放款機構會低估房屋的價值，再加上有些人在貸款時也不會貸到最高限額，因此林祖嘉(1991)和林祖嘉與林素菁(1996)的估計結果，都顯示出國內住宅貸款平均而言，大約只有其房價的六成而已。

註 3：我們可以用一個很簡單的計量模式來說明忽略財富變數，會使住宅需求的所得係數會出現高估的結果。假設住宅需求為H，所得為Y，財富為W，在不考慮其他變數下，正確的住宅需求函數可表示為：

$$H = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 W + u \dots\dots\dots (i)$$

而在忽略財富下的需求函數則如(ii)式，

$$H = b_0 + b_1 Y + \varepsilon \dots\dots\dots (ii)$$

若以最小平方法(OLS)估計(ii)式，則為：

$$\hat{b} = (Y'Y)^{-1}(Y'H) \dots\dots\dots (iii)$$

再把(i)式代入(iii)式中，得

$$\begin{aligned} \hat{b} &= (Y'Y)^{-1} [Y'(\beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 W + u)] \\ &= (Y'Y)^{-1} Y' \beta_0 + (Y'Y)^{-1} Y' Y \cdot \beta_1 + (Y'Y)^{-1} Y' W \cdot \beta_2 + (Y'Y)^{-1} Y' u \dots\dots\dots (iv) \\ &= \beta_1 + \beta_{Y,W} \cdot \beta_2 \end{aligned}$$

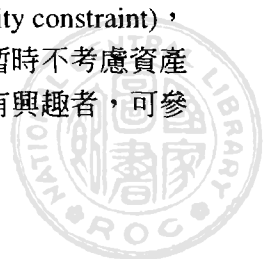
(iv)式中 $(Y'Y)^{-1} Y' \beta_0$ 與 $(Y'Y)^{-1} Y' u$ 都為零，且 $\beta_{Y,W} = (Y'Y)^{-1} Y' W$ 表示財富效果對所得效果的迴歸係數。由於一般而言，財富與所得為正相關，即所得較高者，財富也會較多，即 $\beta_{Y,W} > 0$ 。由於(i)式中的 $\beta_1$ 及 $\beta_2$ 都為正，因此我們得到：

$$\hat{b} = \beta_1 + \beta_{Y,W} \cdot \beta_2 > \beta_1$$

換句話說，在忽略財富變數下，住宅需求的所得係數會被高估。

註 4：傳統上在估計家計單位的住宅需求時，大都以住宅支出為變數，而不直接用住宅(服務)數量，因為住宅具有的特性太多，我們很難直接衡量其帶來的住宅服務的大小，因此我們大都以實際的住宅支出作為住宅需求的代理變數。

註 5：傳統上處理資產的方式，是把資產當成購屋家庭的一項流動性限制(liquidity constraint)，但此時理論模型會變得很複雜，且迴歸方式也會有很大不同。此處我們暫時不考慮資產與流動性限制的問題，而單純以一個簡單變數的方式來處理。對此問題有興趣者，可參見Stein(1995)的處理方式。



註 6：本調查記錄了每一個家計成員的各個來源—包括勞動與非勞動—的所得以及家計的共同所得。很少有家計調查記錄家庭成員的個別勞動與非勞動所得，而這個部份的資料對我們以下的分析，有很重要的意涵。

註 7：台灣省家庭收支訪問調查工作手冊，台灣省主計處編印，中華民國八十二年。

註 8：有部分學者認為只有一棟自有住宅者，應將該住宅資產排除於總資產之外，但依(Lin and Lin, 1998)的估計，即使只有一棟自有住宅，其中仍有相當大的部份屬於投資目的，而不僅只有消費目的；再者，只有一棟住宅者的財富並不全然都在住宅及土地本身。更進一步的討論，請參閱下詳迴歸分析中的說明。

註 9：詳見Nelson and Startz(1990)的討論。

註10：我們嘗試過所得變數的高次項(higher order)，其二次項雖然是顯著的，但是參數值不穩定，而有解釋上的困難，三次項以上就不顯著了，因此此處只列出線型所得彈性的估計結果。



## 參考文獻

吳森田

1994, 「所得、貨幣與房價—近二十年台北地區的觀察」, 《住宅學報》, 第二期, 49-66。

吳森田

1981, 「居住需求的所得彈性：台北市的實證結果」, 《經濟研究》, 23, 11-16。

林明輝

1988, 《台北市出現住宅需求之研究》, 政大地政所碩士論文。

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期, 社會科學類, 183-200。

林祖嘉、林素菁

1994, 「台灣地區住宅需求價格彈性與所得彈性之估計」, 《住宅學報》, 第二期, 25-48。

林祖嘉、林素菁

1996, 「住宅需求、住宅價格、與貸款成數」, 《台灣經濟學會年會論文集》, 203-221。

賈宜鳳

1983, 《台北都會區住宅需求函數之估測》, 中興大學都市計畫研究所碩士論文。

鄧建民

1985, 《台灣地區住宅需求之研究》, 中興大學都市計畫研究所碩士論文。

薛立敏、陳綉里

1997, 「台灣1980年代住宅自有率變化之探討」, 《住宅學報》, 第六期, 27-48。

de Leeuw, F.,

1971, "The Demand for Housing: A Review of Cross-section Evidence," Review of Economics and Statistics, 53, 1-10.

Lin, C. C.,

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

Lin, C. C., and S. J. Lin,

1998, "An Estimation of Elasticities of Consumption Demand and Investment Demand for Owner-Occupied Housing: A Two-Period Model," Journal of Asian Real Estate Society, forthcoming.

Nelson, C. R., and R. Startz,

1990, "The Distribution of the Instrumental Variables Estimator and Its T-Ratio When the Investment Is a Poor One," Journal of Business, 63, S125-S140.

Polinsky, A. M.,

1977, "The Demand for Housing: A Survey in Specification and Grouping," Econometrica, 45, 447-461.

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

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

Stein, J. C.,

1995, "Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down-Payment Effects," Quarterly Journal of Economy, 110, 379-406.

