

# 台灣地區住宅需求價格彈性與所得彈性之估計

## An Estimation of Price Elasticity and Income Elasticity of Housing Demand in Taiwan

林祖嘉\* 林素菁\*\*

Chu-Chia Lin\*, Sue-Jing Lin\*\*

### 摘 要

住宅需求的價格彈性與所得彈性大小，對於住宅經濟學的理論與政策都有很重要的涵義。國內外文獻對於此二種彈性都有很多的估計，但或者由於模型設定的不同，或者因為資料不一，使得實際估計到的彈性有很大的差異。尚幸Polinsky (1977)及Polinsky and Ellwood (1979)提出了一個相當完整的估計方式，一方面考慮個別資料與分組資料的差異，一方面對房價與所得同時考慮下的模型設定，綜合分析各種情況下，推估住宅需求價格與所得彈性應該具有的合理範圍。本文藉用Polinsky and Ellwood的方法，估計台灣地區住宅需求價格彈性與所得彈性的合理區間。就自有房屋而言，我們發現台灣地區的所得彈性應介於1.17至1.30之間，價格彈性則介於-0.45至-0.74之間；就租賃房屋而言，所得彈性應介於0.81至0.90之間，價格彈性則介於-0.94至-0.99之間。

### ABSTRACT

The right figures of price elasticity and income elasticity of housing demand have important policy implications. There are lots of empirical estimations on the two elasticities, but with a large discrepancy among them. Polinsky (1977) and Polinsky and Ellwood (1979) have provided a complete model to explain the discrepancies, mainly owing to model specification error and data difference. In this paper, we apply Polinsky and Ellwood's method to reestimate price elasticity and income elasticity of housing market in Taiwan. We find that, for the owner-occupied housing, income elasticity is between 1.17 and 1.30, while price elasticity is among -0.45 and -0.74. For the rental housing, the two figures are between 0.81 and 0.90 and between -0.94 and -0.99 for price elasticity and income elasticity, respectively.

\* 政治大學經濟研究所教授兼所長。

\*\* 政治大學經濟研究所博士班學生。



## 一、前言

「食、衣、住、行」為民生四大需要，住的需求佔所得的比例甚高(註1)。由於在測量實際的住宅需求時，在估算上有一定程度的困難，故常以估計彈性作為分析住宅需求的主要工具。近年來台灣地區不論是房價或是房租都有大幅上漲的趨勢，使得消費者的負擔加重，對中低收入戶而言，可能一輩子都買不起房子，只能望屋興嘆而無力購買(註2)。而對高收入戶來說，可能同時擁有多棟房屋，造成了住宅市場分配不均，想要購屋的人買不起房子，又有許多空屋閒置在社會之中，造成貧富懸殊日益惡化，更別提增進生活品質。

在房價飆漲的今天，有許多人是無殼蝸牛，但也有許多人因炒作房地產而致富，故住宅到底是必需品或是奢侈品？人們將大部份的所得用在居住支出上，是為了能滿足住的基本需求，或是要配合自己的身份地位(註3)？而一般的消費者在面對房價變動時，會增加或減少居住的支出？住宅的需求者是否有能力去和供給者議價，或是只能默默的忍受任其宰割？在決定國宅政策時，應興建多少數量的國宅，才能真正反映社會大眾的需要(註4)？這些都是我們急欲知道答案的問題。

在過去的文獻中，已有許多學者對住宅的所得彈性與價格彈性作過估計。一般說來，住宅被視為一正常財貨，且符合需求法則(the law of demand)，即其所得彈性大於0，價格彈性小於0，但估計的範圍卻無一定論，而且差異頗大(註5)。就目前國外文獻的討論，造成此種差異的主要原因，不外乎考量下列幾種方向：

第一，住宅需求的函數型式(functional form for housing demand equation)，由於不同的家計單位會有不同的偏好，即有不同的效用函數，故造成需求函數亦不盡相同，所以當我們在做實證分析時，選擇不同的樣本，若用相同的函數型式，則會造成不同的估計結果。

有關討論住宅需求函數型式方面，最常用的為對數線性需求函數(log-linear demand function) (註6)，由於此一函數型式易於估測，且其參數值可以直接表示所得彈性與價格彈性，在估計上其配適度亦較其他函數型式為佳，故在應用上最為廣泛(註7)。而其他的函數型式，如線性需求函數(linear demand function)、半對數(semi-log)需求函數(註8)、由Stone-Geary效用函數導出的延伸型線性支出體系(extended linear expenditure system)之住宅需求函數(註9)、或利用跨期模型(intertemporal model)所導出的住宅需求函數(註10)，Haurin (1989)更以結構式(structural form)的模型來估計彈性，而非一般我們常使用的縮減式(reduced form)模型。

第二，在估計所得彈性的實證分析上，對所得變數的選取有各種不同的方法。由於住宅為一耐久財，而長期所得較為穩定，不會因為短期的暫時性所得變動而影響住宅的消費，故以長期的所得變數來估計所得彈性已廣為一般人所接受，例如恆常所得(permanent income) (註11)。但在估計恆常所得時，又有很多不同的方式，如Lee (1968)、Lee and Kong (1977)以落後所得(lagged income)作為工具變數(instrument variable)來估計恆常所得；Goodman and Kawai (1982)則用人力資本(human capital)教育程度、工作訓練、年齡等，與非人力資本(nonhuman



capital)得到估計的家庭所得(measured income)代替恆常所得。因為每個人用不同的方式估計恆常所得，亦使得被估計的所得彈性有相當大的差異。

由於恆常所得之估計不易，故在文獻上常用其他的所得變數來替代恆常所得，例如以連續幾年資料的平均所得(average income over several years)、將樣本觀測值先分組後再平均的所得、或是用當期所得(current income)等(註12)。一般說來，用恆常所得估計的所得彈性為最高，其次為估計的家庭所得，而以當期所得估計的所得彈性為最低(註13)。

在資料的選取上，通常若是用時間序列資料(time-series data)作分析時，則以恆常所得加以配合；若是用橫斷面資料(cross-section data)作分析時，則配合當期所得；另外亦有利用縱橫資料(panel data)來作分析(註14)。

在Lee and Kong (1977)一文中認為，先將樣本觀測值分組後加以平均得到分組資料(grouped data)，再以分組的平均值所得代替恆常所得為較佳的方式(註15)，且此種方式能降低運算的負擔，但容易將個別的訊息忽略，而產生加總偏誤(aggregation bias)。反之，用個別資料(individual or micro data)估計雖不會發生加總偏誤的情形，但我們卻無法以一年的資料來表示恆常所得，故造成分組資料與個別資料間的矛盾(註16)。故在此不論我們用分組資料或是個別資料來估計彈性，其所得到的結論為，在正確設定(correctly specified)的情況下(註17)，用分組資料估計的彈性，由於個別值的影響力降低，故會大於用個別資料估計的彈性(註18)。除此之外，分組方式的不同亦會造成被估計的彈性有差異。

第三，在估計價格彈性方面較不會像估計所得彈性那樣複雜，因為大部份的研究都缺乏房價變數，故在選擇房價變數時只有單純的幾種方式，如Carliner (1973)、Fenton (1974)與Lee and Kong (1977)用官方公佈的價格作為房價資料；Straszheim (1973)、Goodman (1978)、Lin (1993)則以特徵方程式(hedonic equation)的方式估計房屋價格；Muth (1971)、Rosen (1977)與Polinsky and Ellwood (1979)則利用生產函數來計算房價。

在此我們需要強調的是，在購屋時，我們買的是一存量(stock)，因其牽涉到未來的使用；但在討論住宅需求時，我們所指的是住宅所能提供的服務(housing services)，故為一流量(flow)觀念。由於住宅具有相當高的異質性，不易找出衡量住宅的標準實物單位，故在一般文獻上均以房屋支出來替代，以不同的支出水準反映不同的住宅需求。在de Leeuw (1971)一文中亦提及，在選擇住宅價格變數時，不應該把住宅價值(housing value)當作自變數，應以住宅價值的某一比例作為房屋支出。

第四，在估計住宅需求彈性時，除了用所得、價格變數估計外(註19)，是否還應該加上其他的人口因素(demographic variables)，如種族、家中未成年人數、戶長的性別、年齡、教育程度、結婚的年數、職業等，或是應該加上那些人口因素，至目前為止仍在爭論中。

最後，是否將住宅市場區分為租與買二個次市場來估計住宅的需求彈性，亦會造成估計上的差異。由於自有房屋在擁有的時間上較租賃房屋為長，故自有房屋的彈性應高於租賃房屋的彈性，而且兩市場之間亦有替代性，若分開估計，會因忽略市場間的替代性而導致估計



誤差(註20)。

在國內由於住宅的資料搜集不易，故估計需求彈性的文獻並不很多，而且在估計上亦如同國外一般有些許不一致的現象，故在本文中將國內的文獻加以整理，其比較見(附表一)。在國內的估計上大都覺得住宅消費已有趣向奢侈品的傾向，其所得彈性應接近於1，即在國內對住宅的需求已由昔日的基本需求走向舒適豪華的享受；在價格彈性方面亦較偏向缺乏彈性的論點，即消費者對房價的變動無法立即反應。由上述說明我們可以了解，造成需求彈性有很高不確定性的原因很多，使得在估計上有很大的差異。故本文的主要目的便是利用民國68年到78年的住宅資料(註21)，來估計台灣地區住宅的價格彈性與所得彈性，希望能彌補過去文獻的缺失與不足。本文共分四節，一是前言，二是理論模型，三是實證分析，最後是結論。

## 二、理論模型

在本文中我們將社會上所有的財貨劃分為住宅(housing services,  $H$ )與除住宅以外的其他財貨( $X$ )，以下稱為組合性商品(composite commodity)。在傳統理性消費者之基本假設下，消費者會追求他的效用極大，故對消費者而言，其效用函數為 $U(H, X)$ ，我們將其目標函數與限制式分別寫成

$$\begin{aligned} \max U(H, X) \\ \text{s.t. } p_H \cdot H + p_X \cdot X = y \end{aligned} \quad (1)$$

其中 $p_H$ 為住宅價格(price of housing services)， $p_X$ 則為組合性商品價格， $y$ 是所得。由一階條件中我們可得，對消費者而言，住宅的需求為住宅價格、組合性商品價格與所得的函數，即 $H = H(p_H, p_X, y)$ (註22)。

在本文中，我們假設住宅需求函數為一般人所接受的對數線性函數型式，即

$$\begin{aligned} \log(H) &= \beta_0 + \beta_1 \log(y) + \beta_2 \log(p_H) + \beta_3 \log(p_X) + u \\ \text{restriction } \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 &= 0, \quad (\text{註23}) \end{aligned} \quad (2)$$

其中 $u$ 為誤差項(error term)，而 $\beta_1$ 與 $\beta_2$ 分別表示住宅的所得彈性( $\eta$ )與價格彈性( $\epsilon$ )(註24)。

我們再令 $e_H$ 為房屋支出，即 $e_H = p_H \cdot H$ ，利用房屋支出來衡量住宅需求，然後我們可以得到下列結果(註25)：

$$\log\left[\frac{e_H}{p_X}\right] = \beta_0 + \beta_1 \log\left[\frac{y}{p_X}\right] + (1 + \beta_2) \log\left[\frac{p_H}{p_X}\right] + u \quad (3.a)$$

由於在我們的資料中僅有分組的可支配所得，故在本文中我們用個別資料與分組資料兩種方式加以分析比較，同時我們以行政區作為分類的標準，以分組資料中的平均所得來代替



恆常所得，從個別資料分析中找出家計單位對住宅的需求情形，而從分組資料分析中找出組間(between-grouped)與組內(within-grouped)的效果，前者表示各行政區域間的差異，後者則表示在同一行政區內，各家計單位間的差異。

我們將(3.a)式加以修改，得到分組資料的方程式，即

$$E_H - P_X = \beta_0 + \beta_1 (Y - P_X) + (1 + \beta_2) (P_H - P_X) + U \quad (3.b)$$

其中 $E_H$ ， $Y$ ，與 $P_X$ 為以行政區分組後的平均值再取自然對數，即 $E_H = \log \sum_{j=1}^{n_i} \frac{e_{Hj}}{n_i}$ ， $P_X = \log \sum_{j=1}^{n_i} \frac{p_{Xj}}{n_i}$ ， $Y = \log \sum_{j=1}^{n_i} \frac{y_j}{n_i}$ ，其中 $i$ 表示23個行政區， $n_i$ 則為各行政區的樣本數。在此值得一提的是，若在分組資料中對每組分類所取的樣本數不同，則會有異質變異(heteroskedasticity)的問題發生(註26)。

另外，我們將住宅市場區分為租屋與購屋二次市場，分別對租買兩種情形加以分析。在自有房屋市場中，不論是以自備款或是以貸款來購屋，其機會成本是相同的，故實質利率為一影響房價的變數。由於在個別資料與分組資料中，房價與實質利率的相關係數分別為0.0432與0.1651，故為了要強調實質利率對住宅需求的影響，特別在住宅需求函數中加入實質利率的變數(註27)。

另外，我們希望強調區位(location)對住宅市場的的重要性(註28)，故再加上區位變數。故將租屋市場個別資料與分組資料模型重新修正為

$$\log\left[\frac{e_H}{p_X}\right] = \beta_0 + \beta_1 \log\left[\frac{y}{p_X}\right] + (1 + \beta_2) \log\left[\frac{p_H}{p_X}\right] + \beta_5 LOCAL + u \quad (4.a)$$

$$E_H - P_X = \beta_0 + \beta_1 (Y - P_X) + (1 + \beta_2) (P_H - P_X) + \beta_5 LOCAL + U \quad (4.b)$$

而將購屋市場個別資料與分組資料模型修正為

$$\log\left[\frac{e_H}{p_X}\right] = \beta_0 + \beta_1 \log\left[\frac{y}{p_X}\right] + (1 + \beta_2) \log\left[\frac{p_H}{p_X}\right] + \beta_4 INT + \beta_5 LOCAL + u \quad (5.a)$$

$$E_H - P_X = \beta_0 + \beta_1 (Y - P_X) + (1 + \beta_2) (P_H - P_X) + \beta_4 INT + \beta_5 LOCAL + U \quad (5.b)$$

其中 $INT$ 表示實質利率， $LOCAL$ 表示區位(註29)。

為方便以後的說明，我們重新定義(4)與(5)式之符號如下：

$$LEH = \beta_0 + \beta_1 LYD + (1 + \beta_2) LPH + \beta_5 LOCAL + u \quad (6.a)$$

$$DEH = \beta_0 + \beta_1 DYD + (1 + \beta_2) DPH + \beta_5 LOCAL + U \quad (6.b)$$



$$LEH = \beta_0 + \beta_1 LYD + (1 + \beta_2) LPH + \beta_4 INT + \beta_5 LOCAL + u \quad (7.a)$$

$$DEH = \beta_0 + \beta_1 DYD + (1 + \beta_2) DPH + \beta_4 INT + \beta_5 LOCAL + U \quad (7.b)$$

其中  $LEH = \log(e_H/P_X)$ ,  $LYD = \log(y/P_X)$ ,  $LPH = \log(p_H/P_X)$ ,  $DEH = E_H - P_X$ ,  $DYD = Y - P_X$ ,  $DPH = P_H - P_X$ 。

### 三、實證分析

由於住宅為耐久性商品，而且每個人對其需求都不同，故我們若僅用橫斷面資料估計，會忽略了其耐久的特性；若僅用時間序列資料估計，又會忽略其個體的差異。故在本文中，我們用民國68年至78年的組成資料(pooling data)(註30)，以自住之純住宅家庭為有效樣本，並將之分為租賃房屋與自有房屋二次市場，其中自有房屋包括自建或購買的一般家宅與購買的國民住宅，而租賃房屋則包括公有與私有的押租住宅。另外還將台灣地區劃分成23個行政區，包括台北市、高雄市、台北縣、宜蘭縣、桃園縣、新竹縣、苗栗縣、台中縣、彰化縣、南投縣、雲林縣、嘉義縣、台南縣、高雄縣、屏東縣、台東縣、花蓮縣、澎湖縣、基隆市、台中市、台南市、新竹市、嘉義市等(註31)。個別資料以「行政院主計處台灣地區勞動力調查住宅專案調查表」之原始問卷上的數據為主，分組資料則以行政區為分類標準，分別計算各行政區域的平均值作為數據。茲將資料來源及定義說明如下：

#### 1. 房屋支出( $e_H$ )：

以行政院主計處編印之「中華民國台灣地區個人所得分配調查報告」中，最終消費支出乘上房地租(註32)、水費、燃料和動力佔家庭消費支出的比例作為租賃房屋的房屋支出；而以自用住宅設算淨租金收入加上折舊費用(註33)作為自有房屋的房屋支出(按區域別分)。

#### 2. 所得( $y_d$ )：

以行政院主計處編印之「中華民國台灣地區個人所得分配調查報告」，平均每戶所得收支中之可支配所得(按區域別分)(註34)。

#### 3. 房屋價格( $p_H$ )：

以「行政院主計處台灣地區勞動力調查住宅專案調查表」為據，若為租賃房屋，則為房租；若為自有房屋，則為問卷資料中之購屋或興建年時的花費，並以張金鶚、劉秀玲(1992)一文中的方法，將自有房屋之房價調整至以調查年為依據。

#### 4. 組合性商品價格( $p_X$ )：

以行政院主計處編印之「中華民國台灣地區物價統計月報」，消費者物價總指數與居住類指數計算而得，以民國80年為基期，計算方式見(附表三)。

#### 5. 實質利率(INT)：

以中央銀行編印之「中華民國台灣地區金融統計月報」，台灣地區銀行業利率之中長期放款(年息百分率比)最高與最低利率之加總平均(註35)作為名目利率(nominal interest rate)，



再由「中華民國台灣地區物價統計月報」，消費者物價總指數中計算通貨膨脹率(inflation rate)，將二者相減得到之實質利率(real interest rate)。

#### 6. 區位變數(LOCAL)：

為一虛擬變數(dummy variable)，若 $LOCAL = 1$ ，則表示此住宅座落於台北市、台中市或高雄市；若 $LOCAL=0$ ，則此住宅座落於其他縣市。

我們利用(6)、(7)式分別對租賃房屋與自有房屋作個別資料與分組資料之迴歸分析，其結果列於(表一)與(表二)。在此我們強調，理論上對租賃房屋而言， $\beta_1$ 與 $\beta_2$ 可直接表示成住宅消費性的所得彈性與自身價格彈性，但是對自有房屋而言，則包括了住宅的消費性與投資性需求彈性(註36)。

在現實社會中我們可以發現，在縣市間(intercity)的差異較縣市內(intracity)的差異來的大，例如台北市的房價較其他縣市高了許多，而在台北市內的房價就差不多一樣高，故我們在做分組的迴歸時會有異質變異的問題存在。在本文中，我們對分組資料以各組樣本數( $n_i$ )為權數的加權最小平方法(weighted least square method, WLS)對異質變異作調整，其結果見(表二)。但在個別資料中，異質變異的情況並不存在(註37)，故我們僅用最小平方法(ordinary least square method, OLS)估計，其結果見(表一)。

由個別資料來看，租賃房屋的所得彈性( $\eta$ )為0.8971，而自有房屋的所得彈性為1.1713，

表一 個別資料租賃房屋與自有房屋的迴歸分析

應變數：LEH

	OLS	
	租賃房屋	自有房屋
截距項	-0.4726 (15.29)**	-8.6704 (99.40)**
LYD ( $\eta$ )	0.8971 (350.60)**	1.1713 (166.23)**
LPH ( $1 + \varepsilon$ )	0.0083 (12.72)**	0.2628 (149.70)**
INT	—	1.0690 (18.88)**
LOCAL	0.0238 (23.38)**	0.0970 (29.47)**
F值	71502.77**	31707.20**
R <sup>2</sup>	0.9431	0.8204
樣本數	12950	27773

註：\* 與 \*\* 分別表示10%與5%的顯著水準，括弧內為t-value之絕對值。



表二 分組資料租賃房屋與自有房屋的迴歸分析

應變數：DEH

	OLS		WLS (ni)	
	租賃房屋	自有房屋	租賃房屋	自有房屋
截距項	-0.0812 (0.29)	-13.1774 (14.67)**	0.1342 (0.53)	-14.9998 (19.62)**
DYD ( $\bar{\eta}$ )	0.8488 (31.42)**	1.1319 (14.79)**	0.8149 (31.85)**	1.2983 (17.27)**
DPH ( $1 + \bar{\varepsilon}$ )	0.0371 (2.76)**	0.5731 (15.76)**	0.0640 (4.85)**	0.5523 (11.40)**
INT	—	8.7960 (9.29)**	—	9.4011 (7.88)**
LOCAL	-0.0053 (0.42)**	0.0009 (0.03)	0.0135 (1.81)*	-0.0994 (3.77)**
F值	871.87**	400.66**	1460.79**	616.16**
R <sup>2</sup>	0.9150	0.8683	0.9475	0.9103
樣本數	246	247	246	247

註：同(表一)。

二者均為正，且都相當顯著，這與我們預期的情況相符合。對租賃房屋而言，住宅僅提供了消費性的住宅需求，故對家計單位來說應為一必需品，其所得彈性介於0與1之間；而對自有房屋而言，不管它是自住(owner-occupied)或是用來投資之用，住宅提供的不僅是消費性的住宅需求，還包括了投資性的住宅需求，故對所有家計單位來說除了滿足基本需求外，還可能有顯示財富地位的表徵，故為一奢侈品，其所得彈性大於1。

再看價格彈性( $\varepsilon$ )方面，租賃房屋的價格彈性為-0.9917，而自有房屋的價格彈性為-0.7372，二者均為負，且絕對值小於1，又相當顯著，即缺乏彈性，故我們知道，不論家計單位是以購屋或租屋作為住宅需求之方式，在房價或房租上漲時，會使房屋支出增加。由於人們改變居住現況的方式，大概只有遷移(moving)與改善原住處或任其惡化二種方法，搬家會耗費許多時間與金錢，若採取此種方式時，必定是遷移後的效用會高於遷移前的效用，否則應會採取後者的方法。在一般情形下，當房價或房租增加時，較多的人們會選擇後者的方式，故造成缺乏價格彈性，即人們對價格變數較不敏感，當人們面臨價格波動時，只能默默的忍受而無力改變(註38)。

關於自有房屋中的實質利率變數(INT)，其迴歸係數呈正號，而且相當顯著，這表示實質利率愈高時，住宅支出愈高，即人們在實質利率愈高的情況下，愈願意將其所得用在住宅支出上。但這個結論與過去國外文獻中的結果不同，一般我們認為人們在購屋時，大都選擇貸



款為付款方式，故貸款利息為購屋成本之一，貸款利率愈高，表示購屋成本愈大，購屋的動機應愈小。也許這與我國銀行法之修正有關，在民國78年7月19日以後，始廢止放款利率之上下限，由於我們分析的資料是從民國68年至78年，故無法反應出真實的市場利率狀況(註39)。

再看區位變數(LOCAL)，不論對自有房屋或租賃房屋而言，其迴歸係數均呈正號， $t$ 值亦相當顯著，這表示以台北市、台中市、高雄市與其他縣市相比較，在這些地區居住的家庭，其房屋支出較其他縣市為高，即由於這些地區的房價或房租，在台灣地區的排名均居於前幾位，故其支出亦較其他縣市為高，見(表一)。

由於在分組資料中，對各組樣本數有異質變異的情形發生，故以最小平方方法分析的 $R^2$ 均較加權最小平方方法分析的 $R^2$ 來得小，更顯示了若用最小平方方法估計會忽略了異質變異的情況，故在此我們僅針對加權最小平方方法的數據來作分析。在所得彈性部分( $\eta$ )，租賃房屋的所得彈性為0.8149，而自有房屋的所得彈性為1.2983，再次地顯示了住宅對租屋者而言為一必需品，但對購屋者則為一奢侈品，前者僅包含了消費性的住宅需求，後者則包含了消費性與投資性的住宅需求，且對分組資料而言，更能區分出差異性。

再看價格彈性( $\varepsilon$ )方面，租賃房屋的價格彈性為-0.9360，而自有房屋的價格彈性為-0.4477，兩者均為負，且很顯著，其價格彈性的絕對值亦小於1，即缺乏彈性，故在面臨房租或房價上漲時，房屋支出仍會增加。

對自有房屋中的實質利率變數(INT)，其結果均與個別資料相同，亦表示實質利率愈高則房屋支出愈高。而對區位變數(LOCAL)而言，在租賃房屋中為正向關係，但對自有房屋則為負向關係，顯示了對租屋家庭而言，居住在台北市、台中市、高雄市的家庭，其房屋支出較高；但對自有房屋之家庭則無此一現象，見(表二)。

另外，我們比較租賃房屋與自有房屋的差異，在所得彈性方面，租屋者的彈性均小於購屋者的彈性，其理由除了因為擁有房屋的時間長短外，亦與租屋者只包含消費性的需求，而購屋者則同時包含消費性與投資性的需求有關，故租屋者的所得彈性必會比購屋者來的小。但在價格彈性方面，購屋者價格彈性的絕對值小於租屋者價格彈性的絕對值，可能是因為租屋者在選擇房屋座落地點時比購屋者有較多的流動性考慮，即購屋者遷移的成本較租屋者大的許多，故當價格變動時，購屋者價格彈性之絕對值較租屋者為小。

我們再比較分組資料與個別資料，對自有房屋而言，分組資料之所得彈性高於個別資料(註40)，但在價格彈性與租賃房屋之間則無此一現象。由於租賃房屋僅擁有消費性之住宅需求，而以恆常所得估計的所得彈性並未高於當期所得估計的所得彈性，即以長短期的角度來看，租賃房屋的消費性需求並不會因時間的增加而增加；反之，由於自有房屋擁有消費性與投資性之住宅需求，而以恆常所得估計的所得彈性高於當期所得估計的所得彈性，即以長期的角度來看，自有房屋的投資性需求更為明顯。

另外我們再以交叉彈性(註41)來解釋，對個別資料而言，租賃房屋的交叉彈性( $\rho$ )為0.1398，而自有房屋的交叉彈性為-0.4190；對分組資料而言，租賃房屋的交叉彈性( $\rho$ )為



0.1506，而自有房屋的交叉彈性為-0.7981。在中國人「有土斯有財」的傳統觀念下，大都喜歡購買不動產作為財富的象徵，故在此充分地顯示了自有房屋與其他財貨間的互補性大，而租賃房屋與其他財貨間的替代性高。

在Polinsky (1977)一文中，曾對模型設定錯誤造成的設定誤差有進一步的說明(註42)，依本文估計結果發現結論大致與Polinsky相符合(註43)。同時我們亦發現，缺乏房價變數的 $R^2$ 均較正確設定模型的 $R^2$ 來得小，即房價對住宅需求而言，仍是不可或缺的重要變數，對租賃房屋而言，其誤差介於1%~12%之間；而對自有房屋而言，其誤差則介於29%~43%之間(註44)，見(表三)、(表四)。

#### 四、結論

住宅有別於一般的財貨，加上近年來房價飆漲已對住宅市場造成分配不均的問題，中低收入戶需要住宅卻買不起，高所得者一方面投資房地產以保值，另一方面以短期持有投機於住宅市場，故使房地產價格高居不下，更惡化了貧富之間的差距。所以今天的住宅問題已經不只是個人的居住問題，還牽涉了更多的社會問題的考慮，故探討住宅問題已日趨重要。

在此，我們將本文估計的結果綜合列於(表五)，而有關實證結果之符號說明如下：

$\eta$ ：表示個別資料的所得彈性。       $\eta_0$ ：表示有設定誤差的個別資料所得彈性。

$\varepsilon$ ：表示個別資料的價格彈性。       $\bar{\eta}_0$ ：表示有設定誤差的分組資料所得彈性。

$\bar{\eta}$ ：表示分組資料的所得彈性。

$\bar{\varepsilon}$ ：表示分組資料的價格彈性。

表三 個別資料租賃房屋與自有房屋的迴歸分析—有設定誤差時

	OLS	
	租賃房屋	自有房屋
截距項	-0.5879 (19.77)**	-9.3311 (79.68)**
LYD ( $\bar{\eta}_0$ )	0.9111 (392.17)**	1.5110 (168.50)**
INT	—	0.4550 (5.99)**
LOCAL	0.0252 (24.76)**	0.1510 (34.34)**
F值	105858.90**	19261.80**
$R^2$	0.9424	0.6754
樣本數	12950	27773

註：同(表一)。



表四 分組資料租賃房屋與自有房屋的迴歸分析—有設定誤差時

	OLS		WLS ( $\eta_i$ )	
	租賃房屋	自有房屋	租賃房屋	自有房屋
截距項	-0.4590 (1.84)*	-12.3891 (9.74)**	-0.5879 (2.71)**	-14.0568 (14.96)**
DYD ( $\bar{\eta}_0$ )	0.9009 (45.99)**	1.7146 (18.04)**	0.9111 (53.84)**	1.8610 (26.57)**
INT	—	6.1447 (4.65)**	—	4.0293 (2.97)**
LOCAL	0.0062 (0.52)	0.1373 (3.09)**	0.0252 (3.40)**	0.0503 (1.78)**
F值	1269.61**	224.232**	1994.87**	509.30**
R <sup>2</sup>	0.9123	0.7338	0.9424	0.8623
樣本數	246	247	246	247

註：同(表一)。

表五 租賃房屋的價格彈性與所得彈性

	租賃房屋	自有房屋
$\eta$	0.8971	1.1713
$\varepsilon$	-0.9917	-0.7372
$\bar{\eta}$	0.8149	1.2983
$\bar{\varepsilon}$	-0.9360	-0.4476
$\eta_0$	0.9111	1.5110
$\bar{\eta}_0$	0.9111	1.8610

在本文的估計中，不論長期或短期，對租屋的消費者而言，仍較偏向於必需品；但對購屋的消費者而言，則多偏向於奢侈品的需求。而且我們認為以租屋方式滿足住的需求之消費者，其消費性需求較高；而以購屋方式滿足住的需求之消費者，應擁有消費性與投資性雙重的住宅需求，故以投資的動機來看消費者的行為，便不難看出其間的差異。

而在價格彈性方面，我們認為住宅是一個缺乏彈性之財貨，消費對價格波動的敏感程度低，若以流動性為考量因素，亦不難發現購屋者相對於租屋者而言，更無法在短期內調整其行為，故自有房屋的價格彈性絕對值較租賃房屋為小。



另外在本文中我們沒有區分出遷移(moving)的因素，即利用組成資料(pooling data)時，雖然已同時考慮時間序列與橫斷面的資料，但不如縱橫資料(panel data)有鎖定被分析主體的功能，故將來也許能針對區位這個變數作更進一步的探討。



## 註 釋

- 註1：袁智樂(1980)曾算出台北市住宅支出佔總所得的比例約為20%，與吳森田(1982)一文相同，唯後者再加上台灣地區住宅支出佔總所得的比例約為13%。
- 註2：在張金鶚(1990)一書中提及，以台北市為例，一般家庭需不吃不喝19年才能買得起一棟新屋。
- 註3：見Wilkinson (1973), Follain、Lim and Renand (1980)。
- 註4：Wilkinson (1973)曾以政策決定者的角度來看所得彈性，而以預測(forecasting)為估計所得彈性之主要目的。
- 註5：有關估計住宅需求彈性的國外文獻中，在所得彈性方面介於0.08~2.05，在價格彈性方面則介於-0.17~-1.28之間，其整理見de Leeuw (1971)與Mayo (1981)。另外Kent (1983)、Olsen (1987)、Harrington (1989)均認為單一的彈性不存在，會隨著許多因素的不同而改變，如時間、空間等。
- 註6：亦稱為Cobb-Dauglas或固定彈性(constant elasticity)函數。
- 註7：見Mayo (1981)一文之討論。在Polinsky and Ellwood (1979)一文中，亦採取log-linear函數型式，但其理由為此函數型式可縮小個別與分組資料估計上的差異。
- 註8：Kain and Quigley (1976)認為線性需求函數的配適度(fitness)不亞於對數線性需求函數。但在Goodman (1978)、Goodman and Kawai (1986)之文中卻認為線性與對數線性需求函數型式均會造成偏誤，應以半對數需求函數型式估計為佳。
- 註9：Stone-Geary效用函數亦稱為Klein-Rubin效用函數，或displaced Cobb-Dauglas函數，其效用函數型式為 $U = (H - \theta_H)^\beta (X - \theta_X)^{(1-\beta)}$ ，而需求函數的導出見Mayo (1981)一文之說明。另外在楊重信(1989)一文中，亦以此函數型式估計住宅之需求彈性。
- 註10：見Harrington (1989)與Olsen (1987)，前者在財富限制的條件下，追求最大的跨期效用函數，找出住宅需求函數；後者則利用非線性的限制條件導出住宅需求函數。
- 註11：在Reid (1962)一書中認為住宅需求與恆常所得有非常密切的關係。
- 註12：見Mayo (1981)之整理。
- 註13：見de Leeuw (1971)、Carliner (1973)、Kain and Quigley (1976)。但Mayo (1981)卻認為用當期所得低估的程度不會太大。而在Pollinsky and Ellwood (1979)一文中，恆常所得較當期所得在估計上約會有高於40%~50%的誤差。
- 註14：利用橫斷面資料的文獻，如Muth (1960)、Reid (1962)、Lee (1963, 1968)、Winger (1968)、de Leeuw (1971)、Maisel, Burnham and Austin (1971)、Follain, Lim and Renand (1980)等；利用時間序列資料的文獻，如Muth (1960)、Reid (1962)、Lee (1964, 1967)、de Leeuw (1971)、Vaughn (1976)等；利用縱橫資料的文獻，如Lee (1968)、Lee and Kong (1977)、Carliner (1973)、Strazheim (1973)、Hanushek and Quigley (1980)等。



- 註15：Maisel, Burnham and Austin (1971)、de Leeuw (1971)、Mayo (1981)等認為以中位數(median)所得代替恆常所得較平均值所得為佳。
- 註16：有關造成加總偏誤的原因，已在頗多文獻中被討論，如Maisel, Burnham and Austin (1971)、Polinsky (1977)、Smith and Campbell (1978)、Polinsky and Ellwood (1979)、Follain, Lim and Renaud (1980)、Mayo (1981)、Kent (1983)等，我們將之歸結於設定錯誤(misspecification)與衡量錯誤(mismeasurement)。Smith and Campbell (1978)建議應以二階段最小平方法(two stage least square method, TSLS)使這種誤差達到最小。但Greenless and Zieschang (1984)二人則持相反意見，他們認為沒有任何實證能證明分組資料與個別資料有一致性的關係，故我們應採用個別資料作實證來估計彈性。Kent (1983)則認為除了上述兩種誤差外，另外還有樣本選擇的誤差(sample selectivity bias)。Vaughn (1976)認為若樣本選取技巧不對，或是住宅供給價格彈性並非很小，是為造成加總偏誤之主因。Goodman and Kawai (1986)則認為被截斷的樣本(sample truncation)在估計恆常所得時會導致低估的誤差，而在估計所得彈性時則有些微的高估誤差。
- 註17：有關設定錯誤(specification error)的情況，在Polinsky (1977)與Polinsky and Ellwood (1979)文中，曾列舉了七種在實證中常犯的錯誤，如在估計彈性時，若缺乏房價變數，則對分組的所得彈性有高估的現象，而對個別的所得彈性將會有低估的偏誤；另外若在個別資料中放入分組的價格變數，則會惡化個別資料的低估偏誤。
- 註18：見Polinsky (1977)與Polinsky and Ellwood (1979)，後者曾說明在估計彈性時，分組資料較個別資料高出60%~90%。
- 註19：Polinsky (1977)一文中說明房價變數與所得變數有相關性，故價格變數不能省略，否則會有設定錯誤的情況產生。另外在Olsen (1987)一文中亦認為若欲估計價格與所得彈性，理所當然應放入價格與所得變數。
- 註20：見林祖嘉(1990)之分析。
- 註21：吳森田(1982)一文中的資料是民國59年至69年。
- 註22：若為同一時間，同一地點，則可將組合性商品價格標準化(numeraire)，即 $p_x = 1$ ，而將模型修改為 $H = H(p_h, y)$ ，否則在分析時均需平減(deflated)。
- 註23：由於假設住宅需求函數為對數線性的型式，即 $H = e^{\beta_0} y^{\beta_1} P_h^{\beta_2} P_x^{\beta_3} e^u$ ，在消費者無貨幣幻覺(money illusion)的假設下，需求函數為零階齊次函數(homogeneous of degree zero)，故 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 0$ 。
- 註24：有關交叉彈性(cross elasticity,  $\rho$ )的部份，由於需求函數具有零階齊次的特性，故依據Euler's theorem可導出所得彈性、價格彈性與交叉彈性的總合為零，即 $\eta + \varepsilon + \rho = 0$ ，故 $\rho = -(\eta + \varepsilon)$ 。若 $\rho$ 為正，則表示此財貨與其他財貨之間呈替代性；反之，若 $\rho$ 為負，則表示此財貨與其他財貨間呈互補性。
- 註25：由於住宅需求函數為 $H = e^{\beta_0} y^{\beta_1} P_h^{\beta_2} P_x^{\beta_3} e^u$ ，故其支出可寫成



$$\begin{aligned}
e_H &= p_H \cdot H \\
&= e^{\beta_0} y^{\beta_1} p_H^{(1+\beta_2)} p_X^{\beta_3} e^u \\
&= e^{\beta_0} \left[ \frac{y}{p_X} \right]^{\beta_1} \left[ \frac{p_H}{p_X} \right]^{(1+\beta_2)} p_X^{(\beta_3+\beta_2+\beta_1+1)} e^u
\end{aligned}$$

將零階齊次的特性， $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 0$ ，代入上式，再取自然對數，即得(3.a)式。

註26：在Polinsky and Ellwood (1979)一文中認為，以小地區作為分組的單位(housing expenditure or census tracts within a city)，則有偏誤的發生；若以大都會區(metropolitan areas)作分組單位，則無偏誤發生。在本文中以行政區作為分類標準，其大小介於二者之間，且較接近大都會區，故偏誤較小。另外，若樣本數愈多，則表示行政區愈大，但組內的變異數較組間的為小，造成分組資料會有異質變異的問題出現，故在估計時應放棄傳統的最小平方法，而以加權的最小平方法代替，其權數為各組的樣本數。

註27：在Order and Dougherty (1991)文中說明，實質利率將會對自有房屋者的需求有極大的影響。而在Glennon (1989)一文中，除了估計價格彈性與所得彈性外，還估計了利率彈性，為-0.37。Grebler and Maisel (1963)一文中亦有利率對房屋市場之影響分析。另外在Arcelus and Meltzer (1973)認為利率與住宅需求呈反向變動，但其影響之大小無法確定，一般利率需求彈性均小於-0.25。

註28：Polinsky (1977)與Goodman (1978)均認為房價與此房屋距市中心的距離有關，市中心的房價高於郊區的房價。但Straszheim (1973)則認為房價由工作地點決定，人們會選擇在工作地點居住，故不考慮區位變數的影響。吳家昌(1985)亦認為工作地點的變更為決定承租房屋的主要因素。

註29：依本文估計結果，若只用房價與所得作為解釋變數，其 $R^2$ 就已很高，故對房屋需求而言，房價與所得便足以解釋房屋的需求，見(附表二)。若從特徵性理論角度來估計房價，區位亦與房價有關，故在文中加入這個變數是為更突顯出它的特性。另外，在國內購屋時，其所有權狀中亦包括土地持分比例，所以土地價格亦會影響房價，但由於資料不足，其影響在此我們無法得知。

註30：用組成資料可同時具有時間序列與橫斷面資料的特性，而且可降低共線性(collinerity)的產生，增加其效率性(efficiency)，見Hsiao (1990)。

註31：新竹市與嘉義市於民國71年改制成省轄市。

註32：房屋設算價格包含在消費性支出中，其包含自有、配住、借住和其他。

註33：關於折舊費用的計算，見張金鶚、劉秀玲(1992)一文之說明。

註34：可支配所得即受雇人員報酬、產業主所得、財產所得與移轉所得之加總，其中受雇人員報酬、產業主所得與財產所得合稱要素報酬，而受雇人員報酬與產業主所得合稱基本所得。



註35：自銀行法修正條文實施日(民國78年7月19日)起，廢止放款利率上、下限之規定。民國68年8月22日以前，利率是以短期(一年及一年以下)無擔保放款與短期單保放款最高與最低利率之加權平均。

註36：由於資料中的自有房屋在作問卷時只填寫現住的房屋，故我們不知道此人僅擁有一棟或是有一棟以上的房屋，或是其配偶與子女也擁有其他房屋，所以此處估計的彈性高估的可能性相當大。

註27：本文採用的是組成(pooling)資料，故我們檢定異質變異與自我相關(autocorrelation)的情形，在此樣本中我們發現上述二者在個別資料中均不存在，而在分組資料中僅發現異質變異的情況。

註38：在本文中估計的價格彈性較過去國內估計的為高，可能是因為近年來人們已逐漸重視房價變數的關係。

註39：Lin and Lin (1993)曾再以民國78年至81年的資料估計住宅需求彈性，其中利率效果之符號為負，即與我們的直覺相符合。另外，此一結果可能受國內預售屋制度的影響，由於預售屋在訂屋至交屋有一段時間落後，故在利率低時造成訂屋的風潮，但交屋時卻不一定能保證為低利率。

註40：此一結果與Polinsky (1977)與Polinsky and Ellwood (1979)的結論一致。

註41：交叉彈性應只包括房價與所得二變數得到的迴歸分析，即(附表二)中的數據，故我們對租賃房屋與自有房屋估計真實的交叉彈性應分別為0.0702與-0.4992。

註42：此處所謂的設定誤差是指在估計彈性時，僅以所得變數作為自變數，而缺乏房價變數。

註43：Polinsky (1977)一文中的假設為：(1)價格彈性介於0與-1之間；(2)組內房價與所得之共變數的平均值為負；(3)組間房價與所得之共變數為正；(4) (2) + (3)則為負，即組內的效果大於組間的效果。但在本文樣本資料中不符合第(3)個假設，即組間房價與所得的共變數為負。

註44：對個別資料而言，租賃房屋的設定誤差為 $(0.9111-0.8971) / 0.8971 = 0.0156$ ，自有房屋的設定誤差為 $(1.5110-1.1713) / 1.1713 = 0.2900$ ；對分組資料而言，租賃房屋的設定誤差為 $(0.9111-0.8149) / 0.8149 = 0.1181$ ，自有房屋的設定誤差為 $(1.8610-1.2983) / 1.2983 = 0.4334$ 。



附表一、a 過去國內學者對住宅需求彈性之估計(log-linear function)

作者(出版年份)	行政區	所得變數定義	價格變數定義	$\eta$	$\varepsilon$	備註
江 宇(1978)	台北市	經常性所得	住宅建築	1.18		自有
		逐年加權平均	價格指數	0.52		租賃
袁智樂(1980)	台北市	可支配所得	—	1.63	—	租賃
吳森田(1981)	台北市	依所得分組之	—	0.76	—	
		平均每戶可支		1.09		
		配所得				
吳森田(1982)	台北市	各年平均之每	房租指數	0.95	-0.69	
		戶可支配所得				
	台灣省	同上	房租指數	1.17	-1.14	
賈宜鳳(1983)	台北縣市	依行政區域分組	各行政區之	0.63	-0.57	租賃
		之中位數所得	中位數房價	0.85	-0.52	自有
鄧建民(1985)	台北市	恆常所得	房租	0.58	-0.61	
		可支配所得	房租	0.65	-0.69	
	台灣地區	恆常所得	房租	0.71	-0.41	租賃
		可支配所得	房租	0.63	-0.44	
林明輝(1988)	台北市	當期年所得	房租	0.46	-0.53	租賃

註：參考林明輝(1988)一文之整理。

附表一、b 過去國內學者對住宅需求流量與存量彈性之估計

	住宅需求流量		住宅需求存量	
作者(出版年份)	$\eta$	$\varepsilon$	$\eta$	$\varepsilon$
葉明峰(1972)	1.91	-1.00	0.79	0.41
黃世敏(1981)	1.50	-2.79	0.70	-1.39
賈宜鳳(1983)	4.50	-1.83	1.97	-0.80
李文齡(1984)	1.62	-0.46	0.07	-0.19
魏玉好(1984)	0.22	-0.80	0.07	-0.26

註：參考魏玉好(1984)一文之整理。



附表二 租賃房屋與自有房屋之迴歸分析

	租賃房屋	自有房屋
截距項	-0.7694 (26.739)**	-9.4131 (135.484)**
LYD ( $\eta$ )	0.9199 (380.836)**	1.2330 (204.505)**
LPH ( $1 + \varepsilon$ )	0.0099 (15.031)**	0.2662 (148.740)**
F值	102653.633**	59404.401**
R <sup>2</sup>	0.9407	0.8105
樣本數	12950	27773

附表三 組合性商品價格( $p_x$ )

	CPI (a)	CPI-HOUS (b)	權數( $w_H$ ) (c)	$p_x$ (d)
民國68年	60.04	58.70	286.88*	60.58
民國69年	71.45	70.37	284.78*	71.88
民國70年	83.12	79.89	284.78*	84.41
民國71年	85.58	82.04	284.78*	86.99
民國72年	86.75	83.64	266.88	87.88
民國73年	86.72	84.38	266.88	87.57
民國74年	86.58	84.70	266.88	87.26
民國75年	87.19	84.58	266.88	88.14
民國76年	87.64	85.01	266.88	88.60
民國77年	88.77	85.60	275.58	89.98
民國78年	92.68	89.40	275.58	93.93

資料來源：中華民國台灣地區物價統計月報台灣地區消費者物價基本分類指數  
(Indices of Consumer Price in Taiwan Area)。

註：(a) 消費者物價指數—總指數(consumer price index—general index)。

(b) CPI-HOUS為消費者物價指數居住類(consumer price index—Housing)，包括房租、住宅修理費、家庭用品設備、家庭管理費用及水電燃氣。其中住宅修理費又包括了修理材料及修理工資，家庭用品設備則包含紡織品、傢俱、電器用品、炊事用品及清潔及其他家用品，水電燃氣中則包括燃氣、水費、電費與公共附加費等。

(c) 此權數為居住類支出佔全部支出的千分比(0/00)，×表示缺乏台灣地區消費者物價基本分類指數，故以台灣地區都市消費者物價指數基本分類指數(Indices of Urban Consumer Price in Taiwan Area)代替。

(d)  $p_x = ((a)-(b) \times w_H) / (1-w_H)$ ，由作者計算而得。



## 參考文獻

江 宇

1978 《住宅市場模型之研究—以台北市為實例研究》碩士論文，中興大學，私人出版。

李文齡

1984 &lt;台北市住宅供需之研究&gt;《台北市銀月刊》12(3)：1-17。

林祖嘉

1990 &lt;反向巢型多項式Logit模型下的住屋需求與租買選擇&gt;《經濟論文》18(1)：137-158。

林明輝

1988 《台北市出租住宅需求之研究》碩士論文，政治大學，私人出版。

吳家昌

1985 &lt;我國住宅租賃現況分析&gt;《人與地》16：17-21。

吳森田

1981 &lt;居住需求的所得彈性：台北市的實證結果&gt;《經濟研究》23：11-16。

吳森田

1982 &lt;臺灣地區居住需求的實證研究，一九七〇—一九八〇&gt;《中興法商學報》17：49-76。

袁智樂

1980 &lt;台北市房屋需求分析&gt;《臺灣土地金融季刊》64：15-30。

張金鶚

1990 &lt;住宅問題與住宅政策之研究&gt;內政部營建署委託。

張金鶚 劉秀玲

1992 &lt;房地產品質、價格與物價指數之探討&gt;《物價研討會論文》，中華經濟研究院與主計處。

楊重信

1989 &lt;台灣地區住宅需求&gt;，中華民國都市計畫學會與中華民國區域科學學會聯合年會研討論文。

鄧建民

1985 《台灣地區住宅需求之研究》碩士論文，中興大學，私人出版。



賈宜鳳

1983 《台北都會區住宅需求函數之估測》碩士論文，中興大學，私人出版。

黃世敏

1981 《台北市住宅市場及其價位因素之研究》碩士論文，淡江大學，私人出版。

葉明峰

197 《台灣住宅市場與住宅政策之研究》碩士論文，台灣大學，私人出版。

魏玉好

1984 《台北市房屋市場之研究》碩士論文，東吳大學，私人出版。

Arcelus, F., & A. H. Meltzer

1973 "The Markets for Housing and Housing Services", Journal of Money, Credit and Banking, 5(1):78-99.

Carlinear, G.

1973 "Income Elasticity of Housing Demand", Review of Economics and Statistics, 55(4):528-530.

de Leeuw, F.

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

Fenton, C.

1974 "The Permanent Income Hypothesis, Source of Income, and the Demand for Rental Housing", Analysis of Selected Census and Welfare Program Data to Determine Relations of Household Characteristics, and Administrative Welfare Policies to a direct Housing Assistance Program, Joint Center for Urban Studies, Cambridge, Mass.

Follain, J., G. C. Lim, & B. Renaud

1980 "The Demand for Housing in Developing Countries: The Case of Korea", Journal of Urban Economics, 7(3):315-336.

Glennon, D.

1989 "Estimating the Income, Price, and Interest Elasticities of Housing Demand", Journal of Urban Economics, (25):219-229.



Goodman, A. C.

- 1978 "Hedonic Prices, Price Indicis and Housing Markets", Journal of Urban Economics, 5:471-484.

Goodman, A. C., & M. Kawai

- 1982 "Permanent Income, Hedonic Prices, and Demand for Housing: New Evidence", Journal of Urban Economics, 12:214-237.

Goodman, A. C., & M. Kawai

- 1986 "Functional Form, Sample Selection, and Housing Demand", Journal of Urban Economics, 20:155-167.

Grebler, L., & S. J., Maisel

- 1963 "Determinants of Residential Construction: A Review of Present Knowledge", in Impacts of Monetary Policy, Comission on Money and Credit, Englewood Cliffs: Prentice Hall.

Greenless, J. S., & K. D., Zieschang

- 1984 "Grouping Tests for Misspecification: An Application to Housing Demand", Journal of Business and Economic Statistics, 2(2):159-169.

Hanushek, E. A., & J. M., Quigley

- 1980 "What is the Price Elasticity of Housing Demand?" Review of Economics and Statistics, 62(3):449-454.

Harrington, D. E.

- 1989 "An Intertemporal Model of Housing Demand: Implications for the Price Elasticity", Journal of Urban Economics, 25:230-246.

Haurin, D. R.

- 1989 "A Structural Model of the Demand for Owner-Occupied Housing", Journal of Urban Economics, 26:348-360.

Hsiao, C.

- 1986 Analysis of Panel Data, Cambridge University Press.

Kain, J. F., & J. M. Quigley

- 1975 "Housing Markets and Racial Discrimination: A Microeconomic Analysis", in National Bureau Economic Research, Columbia, New York.



Kent, R. J.

- 1983 "The Relationships between Income and Price Elasticities in Studies of Housing Demand, Tenure Choice, and Household Formation", Journal of Urban Economics, 13(1):196-204.

Lee, T. H.

- 1963 "Demand for Housing: A Cross-Section Analysis", Review of Economics and Statistics, (45):190-196.

Lee, T. H.

- 1964 "The Stock Demand Elasticities of Non-Farm Housing", Review of Economics and Statistics, (46):82-89.

Lee, T. H.

- 1967 "More on the Stock Demand Elasticities of Non-Farm Housing", Review of Economics and Statistics, (49).

Lee, T. H.

- 1968 "Housing and Permanent Income: Tests Based on a Three-Year Reinterview Survey", Review of Economics and Statistics, 50(4):480-490.

Lee, T. H., & C. M. Kong

- 1977 "Elasticities of Housing Demand", Journal of Southern Economics, (44):298-305.

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., & S. J. Lin

- 1993 "An Estimation of Elasticities of Consumption Demand and Investment Demand for Owner-Occupied Housing in Taiwan", Working Paper, Department of Economics, National Chengchi University.

Maisel, J., J. B. Burnham, & J. S. Austin

- 1971 "The Demand for Housing: A Comment", Review of Economics and Statistics, (53):410-413.

Mayo, S. K.

- 1981 "Theory and Estimation in the Economics of Housing Demand", Journal of Urban Economics, (10):95-116.



Muth, R. F.

- 1960 "The Demand for Non-Farm Housing", in The Demand for Durable Goods, A. C. Harberger, ed. 29-42, 46-52, 71-75.

Muth, R. F.

- 1971 "The Derived Demand for Urban Residential Land", Urban Studies, 8(3):243-254.

Olsen, E.

- 1987 "The Demand and Supply of Housing Service: A Critical Survey of the Empirical Literature", Handbook of Regional and Urban Economics, E. S. Mills ed., (2):989-1022.

Order, R. V., & A., Dougherty

- 1991 "Housing Demand and Real Interest Rates", Journal of Urban Economics, (29):191-201.

Polinsky, A. M.

- 1977 "The Demand for Housing: A Study in Specification and Grouping", Econometrica, 45(2):447-461.

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

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

Reid, M.

- 1962 Housing and Income, University of Chicago Press.

Rosen, H.

- 1977 Owner-Occupied Housing and the Federal Income Tax: Estimates and Simulations, Mimeo, Princeton University.

Smith, B., & J. M., Campbell

- 1978 "Aggregation Bias and the Demand for Housing", International Economic Review, 19(2):495-505.

Straszheim, M. R.

- 1973 "Estimation of the Demand for Urban Housing Services from Household Interview Data", Review of Economics and Statistics, (55):1-8.



Vaughn, G. A.

- 1976 "Sources of Downward Bias in Estimating the Demand Income Elasticity for Urban Housing", Journal of Urban Economics, (3):45-56.

Wilkinson, R. K.

- 1973 "The Income Elasticity of Demand for Housing", Oxford Economic Papers, (25):316-377.

Winger, A. R.

- 1968 "Housing and Income", Journal of Western Economic, (6):226-232.