

# 台灣一九八〇年代住宅自有率變化之探討<sup>+</sup>

## An Analysis of Taiwan's Home Ownership Rate Changes in 1980s

薛立敏\* 陳綉里\*\*

Li-Min Hsueh Hsiu-Li Chen

### 摘 要

本文利用民國71年及民國82年家計單位的資料(household characteristics data)來分析台灣住宅自有率變動的原因。我們首先以Probit模型來估計住宅權屬選擇模型，結果發現在該兩年當擁屋成本相對於租屋提高時，人們均傾向於租屋，而預期房屋增值提高時則傾向於擁屋。此外，家庭恆常所得愈高、年齡愈大、家庭人口數愈多其擁屋機率也愈高。在自有率變動方面，分析11年間各解釋變數及偏好變動的影響，房價上漲帶來的成本上升與預期增值的影響大致相互抵銷。另一方面房價房租比對擁屋決策影響幅度的變小(包括利率下降的影響)卻是自有率提升的最重要因素。所得增加與所得對擁屋機率影響的程度改變的影響相互抵消後是些微的負數，而人口統計變數變動的影響也大致相互抵銷。

### ABSTRACT

In the 1980s, Taiwan has gone through a wave of serious house price increases. However, the homeownership rate still moderately increased. In this research, we used household data from the "Housing Survey" of 1982 and 1993 to analyze factors that affect the home ownership rate changes in the 1980s. A probit model is used to estimate the tenure choice model for these two years respectively. The model estimation verified our theoretical expectation that when the cost of owning a home relative to rent increases, people tend to rent and when there is an expectation of house price appreciation, people tend to own. In addition, model estimation also found that permanent income increases, increases in the age of the household head and increases in household size all increase the probability of owning a home.

In analyzing the home ownership rate changes in this 11-year span, the effect of changes in the value of variables and changes in preferences (i.e. the changes in the coefficients) are decomposed. We found that the effect of house price increases on the relative cost of owning a home and the expectation of appreciation are almost cancel each other out in terms of affecting the home ownership rate. On the other hand, the extent that relative price for owning and renting affects the ownership probability decreased during these 11 years (i.e., the absolute value of the coefficient decreased), which contributes significantly to the ownership rate increases. Income increases during this period increased the ownership rate, however, it just about cancels the coefficient changes. Finally, the changes in the demographic variables and their coefficients are also close to canceling each other out.

<sup>+</sup> 本文之完成承蒙國科會專題研究計畫經費之補助(計畫NSC-85-2415-H-170-002)特此致謝。

\* 作者為中華經濟研究院研究員。

\*\* 作者為銘傳管理學院講師。

## 一、前言

自民國76年下半年到78年底，台灣房價經歷了一波飆漲，漲幅達到2~4倍。自民國78年以來房價雖維持平穩，在某些地區甚至有小幅度下跌，但與平均家庭所得相較，房價仍然高於合理的水準，以致有「要20年不吃不喝，才能購得一屋」的說辭。在房價過高的壓力之下，市場上雖有龐大空屋存在，政府仍連續推出廣建國宅、每坪六萬元勞宅等方案，以因應民眾對低價位住宅的渴求。

但是另一方面，我們又發現台灣地區住宅自有率近年來並沒有降低，反而從民國70年的74.94%增加到76年的79.15%，82年的81.82%(見表一)。在台北市方面，更從70年的56.36%增加到76年的70.28%，而後再增加到82年的74.59%。

房價過高，購屋能力應該下降，但是我們卻看到住宅自有率上升，而且台灣的住宅自有率又高於大多數的先進國家(註1)。這看似矛盾的現象是一個有趣的研究問題，不論在學術上或政策上，都有必要探究這個現象為什麼會發生？有什麼意義？

本研究的目的即是要以民國71年及民國82年的家計單位調查資料來探討近年來在房價高漲的情形下，台灣地區民眾住宅自有率變動的影響因素，以解開住宅自有率持續提高之謎。民國71年時，房價正處於停滯期，到82年時，房價已是經過一波大漲之後的回穩期。本文首先以幾個指標來描述1980年代住宅負擔能力的變化，以便更清楚的呈現國人要成為擁屋者的機會在過去11年間的變化。其次，我們以計量模型來估計民國71年及82年影響個別家庭擁屋或租屋之選擇的因素，進而分析這兩年間這些變數的改變及偏好的改變對自有率變化的影響。

據此，本文之安排如下，第二節是住宅負擔能力之變化，第三節為住宅權屬選擇之理論分析及文獻回顧，第四節為住宅權屬選擇模型之實證估計。第五節分析住宅自有率之變化，最後則是結論。

表一 台灣地區住宅權屬統計(民國70~82年)

單位：%

年別	總計	自有	押租	配住	其他
70	100.00	74.94	14.33	6.74	3.99
71	100.00	74.46	14.38	7.26	3.90
72	100.00	75.01	13.68	6.91	4.40
73	100.00	76.69	13.27	5.92	4.12
74	100.00	78.05	12.58	5.27	4.11
75	100.00	78.75	11.41	5.48	4.36
76	100.00	79.15	11.83	5.03	3.99
77	100.00	79.14	12.37	4.35	4.13
78	100.00	79.85	11.93	4.36	3.85
82	100.00	81.82	10.12	3.60	4.46

資料來源：行政院主計處「中華民國八十二年台灣地區住宅狀況調查報告」。

附註：民國79~81年主計處未舉辦住宅狀況調查，故此三年沒有資料。

## 二、一九八〇年代住宅負擔能力之變化

### (一)中位數房價所得比

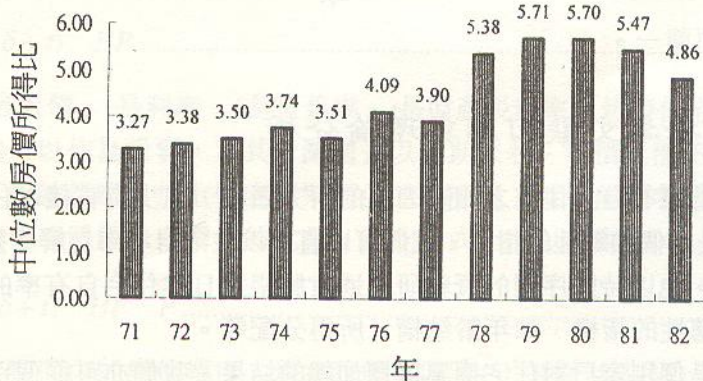
房價所得比是最常用來衡量負擔能力的指標。該比例愈高表示擁屋的機會成本愈高，家計部門愈不可能購買房屋。利用主計處歷年之「住宅狀況調查」(註2)及張金鶚等人(1995)所編之住宅價格指數，可以計算出歷年購屋者其購屋年的中位數房價，再利用各年度的平均可支配所得繪成圖一之中位數房價對家庭平均可支配所得比。圖中顯示該比值由71年的3.27倍上升至79年的5.71倍，其後緩降為82年的4.86倍。圖二則為主要都市及台灣省在71年、78年及81(註3)年之中位數房價平均所得比。以台北市來看，民國71年該比值為4.84倍，78年則上升至8.58倍之多，81雖有緩降，卻仍高達8.03倍。其他地區之房價上漲則有些時間落差，以81年之中位數房價所得比最高。該比值上升顯示國人在這一段時間能夠買得起房屋之能力大為減低。此外，這些比值乃計算自己擁有房屋者的資料，若考慮我國近年來所得分配惡化的情況，在戶數第一等分位(20%)的家計部門，其購屋能力將更低。

### (二)借款所得比

從借款所得比可以了解購屋者之財務負擔狀況，其中借款乃包括向金融機構貸款及民間私人借貸(包括標會未繳款項)。利用「住宅狀況調查」，計算全部擁屋者之平均借款後再除以該年平均所得即可求得借款所得比。依圖三所示，71年該比值僅為1.39倍，而80年則上升至2.42倍。借款所得比提高，固然可能是因金融機構貸款條件較前放寬所致，但借款中還包括民間私人借貸，故總借款金額應能代表購屋者的實際財務需求。圖三顯示擁屋者之目前之財務負擔狀況較十年前多了一倍以上。

由以上二個負擔能力指標看來，近十年並沒有使國人成為擁屋者之環境。然而自有率卻依然上升的事實引起我們欲更進一步以計量方法來探討影響國人成為擁屋者的因素，進而從這些因素的變化來分析過去十年來住宅自有率變化的原因。

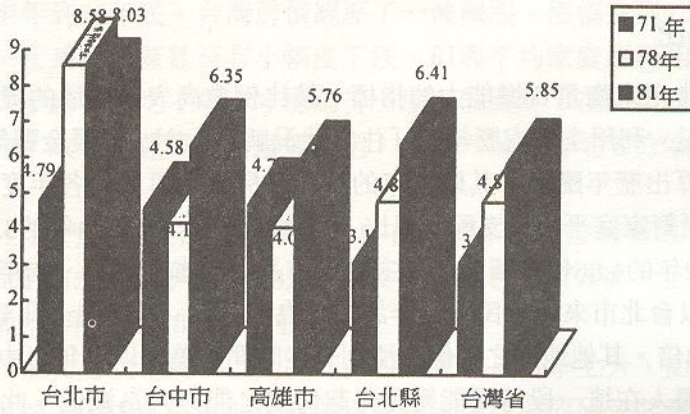
圖一 民國71~82年之中位數房價所得比



資料來源：行政院主計處「住宅狀況調查報告」，民國71年~82年。

張金鶚「臺灣地區住宅價格指數之研究」，1995年。

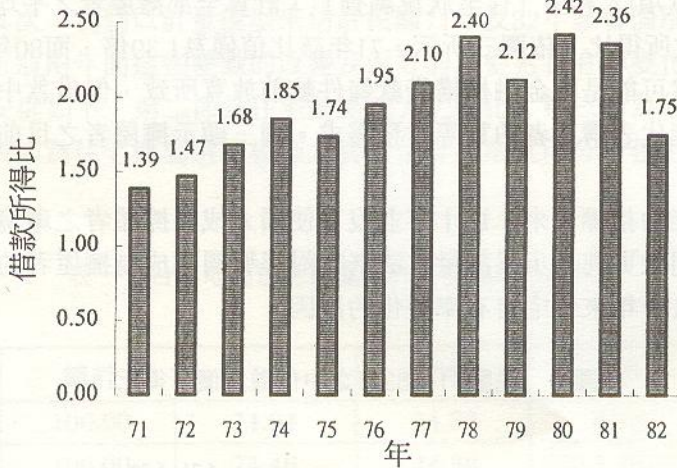
圖二 地區別房價所得比



資料來源：行政院主計處「住宅狀況調查報告」原始磁帶，民國71年~82年。

張金鶚「臺灣地區住宅價格指數之研究」，1995年。

圖三 借款所得比



資料來源：同圖一。

### 三、住宅權屬選擇之文獻回顧與理論分析

國內外之文獻對於擁有自用住宅之相關因素的研究頗多，但少有直接以住宅自有率為研究對象者。住宅自有率是一個加總性的指標，我們可以直接以住宅自有率為解釋變數來進行研究，Seko (1991) 就是如此。他以時間序列的資料研究通貨膨脹對日本住宅自有率的影響。迴歸式中的解釋變數亦皆為加總性的指標，如年齡結構、所得分配等。

然而住宅自有率是個別家戶對住宅權屬選擇加總的結果，我們亦可從個別家庭之住宅權屬來著手研究。先探討對個別家庭住宅權屬的影響因素，然後再將之加總為住宅自有率。本研究即採此一研究途徑。此種研究法之優點在於它是基於個人之決策行為，具有較豐富的內涵。

一個家庭要滿足居住的需求，可以自己擁有住宅亦可以租屋居住，其選擇端看哪一種方式帶來的效用較高。在實證上，此二元選擇問題可以Probit模型來解決。假設第h個家計部門擁屋機率OWN<sup>h</sup>\*具有以下回歸關係：

$$OWN^{h*} = a_0 + \sum_j a_j X_j^h + u^h \quad u^h \sim N(0,1) \dots\dots\dots (1)$$

其中，X為相關的解釋變數，我們在下一節中說明。但在實務上OWN<sup>h</sup>\*是無法觀察得到的，因此我們定義：

$$OWN = \begin{cases} 1 & \text{如果 } OWN^{h*} > 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

以Probit模型來表示，選擇擁有住宅的機率P(OWN=1)為(Maddala 1983)：

$$P(OWN = 1) = F(a_0 + \sum_j a_j X_j^h) \dots\dots\dots (2)$$

其中，F是常態累積分配函數。依照經濟理論傳統上對消費行為的推導，住宅需求應是住宅與其他財貨相對價格、所得及其他人口變數的函數，所以這些亦是住宅權屬選擇的基本變數。然而住宅權屬選擇除了滿足住的消費需求之外，因為預期擁有住宅可以產生資本利得，亦可作為家戶投資的標的。近年來，擁有自用住宅同時兼具投資與消費雙重目的在文獻上已開始受到注意(如Smith、Rosen與Fallis, 1988)。本文在討論價格因素對住宅權屬的影響時，將同時考慮住宅作為消費與投資兩種角色。以下分別就住宅權屬選擇的因素予以說明。

(一)價格因素

純就滿足住宅消費而言，假定同一品質的住宅不論租或擁有所帶來的消費效用是相同的，則選擇租或擁有就必須比較兩者的價格。P<sub>0</sub>是擁有住宅之成本，一般稱之為使用成本，R是房租，所以P<sub>0</sub>/R就是擁屋與租屋之相對成本。住宅之使用成本包括了資金的機會成本、住宅之折舊及稅捐等。住宅使用成本P<sub>0</sub>可以以式(3)來表示：

$$P_0 = (r + \delta + t) \cdot HP \dots\dots\dots (3)$$

其中HP是代表房價，r是利率，δ是折舊率，t是財產稅稅率。然而住宅亦是一種資產，不但可以提供消費，還可以作為投資。尤其台灣過去以長期來看，房價只漲不跌的經驗更使住宅作為投資財的特性不能被忽略。加上住宅預期增值的考慮後，就不能只考量住宅的當期使用成本與租金之比，還要考慮房價未來增值的比率。因此，式(3)可以改寫為：

$$\tilde{P}_0 = (r + \delta + t) \cdot HP - \dot{P} \dots\dots\dots (4)$$

P̃是HP在一定期間內的增值幅度。現在我們可以將P̃<sub>0</sub>/R寫為式(5)：

$$\tilde{P}_0 / R = \frac{(r + \delta + t) \cdot HP}{R} - \frac{\dot{P}}{R} \dots\dots\dots (5)$$

式(5)中等號右邊第一項是租屋與擁屋在使用上的相對價格，第二項則是代表預期房價變動對擁屋決策的影響，亦即是住宅作為投資目的對擁屋決策的影響。 $P$ 愈大表示房價上漲愈多，預期增值愈大，擁屋愈有利。因此，我們會看到房價愈上漲，而自有率愈高的情形發生。將式(5)帶入式(2)中予以估計，可以分別得知使用上相對價格及預期房價增值對住宅權屬選擇的影響。當住宅使用價格相對房租升高時，會減少擁屋的機率，而當房價變動房租比升高，表示預期資本利得增加，會增加擁屋機率。

但文獻上，有人認為因為資本市場的不完全，房價上漲會造成貸款不易的情況，反而會使住宅自有機率降低。持此種看法者，如：Schwab (1982)、Follain (1982)及 Seko (1991)。其中 Follain及 Seko在實證上皆將價格如式(5)分成兩項。雖然兩者對變數定義的方法並不相同，但是都發現預期通貨膨脹會降低自用住宅的持有機率。然而，他們都是考慮一般性的通貨膨脹，而未強調房價相對於一般物價上漲的影響(註4)，而台灣的情形正是如此。

另外，Goodman (1988) 的住宅權屬選擇模型亦用了兩個價格變數，一個代表租與擁的相對價格，另一個則代表房屋的投資潛力。他在實證上的發現則與本文所推論者相同。

國內文獻中，林祖嘉(1994)曾實證估計住宅權屬選擇模型，但完全未考慮價格的影響。

在本研究中，因所使用的是同一年的橫剖面資料，而台灣地區幅員狹小，利率、財產稅等都沒有地區性的變化，故可以合理假定所有樣本所面對之 $r$ ， $\delta$ ， $t$ 皆相同，換言之 $r$ ， $\delta$ ， $t$ 為常數。故式(5)可以簡化為 $HP/R$ 及 $P/R$ ，即是房價房租比及房價變動房租比。

## (二)所得因素

所得代表著購買力，因為購買住宅通常需要一筆相當龐大的自備款，形成購屋的門檻限制，故所得高者擁有自用住宅之可能性就較高。同時，因為購屋需要長期的財務規畫，文獻中一般均主張恆常所得(permanent income)才是消費者在購屋時所考慮的因素(例如Artle與 Varaiya 1978, Goodman 1988, Zorn 1988, Bourassa 1995)。一般來說，在利用橫斷面個體資料時，多採用人力資本變數，如：教育、年齡等來估計恆常所得，不能被人力資本變數解釋的部份則是臨時所得(transitory income)。

Goodman以公式推導出，如不使用恆常所得，而只在迴歸式中同時加入當期所得及教育、年齡等人力資本變數，則當期所得的係數就只是臨時所得的係數，會相當的低估所得的影響(註5)。本研究因所使用之資料中並未詢問住戶之所得，我們是間接以主計處「家庭收支調查」的樣本來估計住戶之恆常所得。

## (三)其他因素

由於購買房屋之交易成本頗高(包含蒐集訊息成本、代書費及各項稅捐等)，對一家庭而言擁屋是為了居住的持久(lasting)與安定(stable)。因此戶長性別、年齡、婚姻狀態及家庭人口數等家庭人口特徵對擁屋決策具有一定程度的影響。首先，以性別而言，我國仍是以男性為中心的社會，男性通常是家庭生計的主要負擔者，祇有在特殊情形下才會以女性為戶長，因此戶長性別代表著不同家計負擔型態對租與擁之選擇。第二，婚姻狀態中已婚者對安定的家庭生活有較強的需求，其擁屋的意願也與未婚者不同。第三，家庭人口越多，表示家庭已進入穩定期，擁有房屋會比較方便，平均每人分攤的房價也較低，因此擁屋意願也與單身家庭不同。第四，戶長年齡

則可以表現出家庭生命週期對住宅的需求。另外，是否易於遷徙之特性也影響住宅權屬選擇。有常遷徙之必要者，會因遷徙時處理住宅之成本較高，而降低擁有自用住宅之意願。除上述家庭人口特徵會對家庭的遷徙有影響之外，一般而言，居住於大都市者較易遷徙，因此本研究還包括了居住地區的變數。文獻上Zorn (1988)即研究住宅權屬選擇與遷徙決策之間的關係，而Haurin, Hendershott & Kim (1994)則研究住宅權屬選擇與家戶形成決策之間的關係。

#### 四、住宅權屬選擇模式實證估計

##### (一)實證模型

因為擁屋或租屋是一個二元化的決策(註6)，故可用Probit模型來加以估計。根據上節之理論分析，住宅權屬選擇之實證模型可以設定如下：

$$P_i(OWN=1) = F(a_0 + a_1 SEX + a_2 INC + \sum_{k=1}^2 a_{3,k} DMA + a_4 HPRENT + a_5 INFRENT + \sum_{k=1}^4 a_{6,k} AD + a_7 AGE + a_8 FMSZ) \dots \dots \dots (6)$$

其中 $P_i(OWN=1)$ 表示第*i*個個人選擇擁屋之機率， $F(\cdot)$ 則為常態累積分配函數。式(6)中的變數包括價格因素(HPRENT、INFRENT)、所得因素(INC)、其它人口統計變數(SEX、DMA、AGE、FMSZ)及區位(AD)等。變數之定義與預期符號說明如下：

變數	預期符號	定義
OWN		1=該戶擁有自用住宅，0=該戶未擁有自用住宅
SEX	?	1=男性戶長，0=女性戶長
INC	+	恆常所得
DMA1	?	1=未婚，0=已婚或離婚鰥寡
DMA2	+	1=已婚，0=未婚或離婚鰥寡
(離婚鰥寡為對照組)		
HPRENT	-	房價、房租比
INFRENT	+	房價變動、房租比
AD1	-	1=若住宅位於台北市；0其他。
AD2	-	1=若住宅位於高雄市；0其他。
AD3	-	1=若住宅位於台中市；0其他。
AD4	-	1=若住宅位於台北縣；0其他。
(臺灣省為對照組)(註7)		
AGE	+	戶長年齡
FMSZ	+	戶內人口數

## (二)實證估計

我們使用民國71年及82年主計處主辦之「住宅狀況調查」之家計樣本，利用相隔11年的兩個資料來做估計，因為我們認為臺灣在此11年間正處於經濟社會的快速變動期，又經歷了民國77到78年的一波房價大漲，民眾對於擁屋、租屋的偏好恐已有所改變。而民國71年及82年又都是房地產市場剛好經過一波房價上漲回穩的時期(註8)。該兩調查在刪除15歲以下的擁屋者(註9)及一些資料不完整的觀測值後，為使擁屋租屋比例與原樣本比例接近，我們又以隨機抽樣方法調整擁屋租屋之樣本數，最後可用樣本71年為擁屋4417戶，租屋775戶，自有率為85.07%。82年擁屋9939戶，租屋1239戶，自有率為88.92%。

### 1. 房價房租比之計算

住宅調查詢問擁有自用住宅者在何年購屋、購屋當時價格多少(註10)。對租屋者則詢問當年之月房租。因此我們有必要將每個樣本之房價皆調整到82年之房價，調整方法乃採用行政院主計處發佈之「CPI物價指數」及張金鶚等人(1995)所計算之「房價指數」(註11)共同調整。前者可以消除物價波動的影響，後者則可以彰顯房價自發性波動之效果。同時我們還須考慮房、地價之折舊，我們採用台北市不動產評議委員會所公布之「台北市不動產(房屋)標準價格評定表」，計算住宅(包括房屋及土地)之折舊，亦即每年約折舊1%。綜上所述，房價之調整可列如式(7)：

$$\text{調查年房價} = \text{購買年房價} * \text{CPI} * \text{實質房價指數} * (1 - 1\%)^{\text{調查年} - \text{購買年}} \dots\dots\dots (7)$$

對於租屋者則利用特徵價格法(hedonic price method)以具相同特徵之擁屋者之住宅來算出租屋者住宅之價格。

為求算出HPRENT(房價房租比)，必需估計擁屋者住宅之設算租金，我們也是同樣利用特徵價格法來算出。房價及房租特徵價格模型可分別設定如式(8)及式(9)：

$$\text{LOG}(HP_i) = b_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_{ij} + \varepsilon_{ij} \dots\dots\dots (8)$$

$$\text{LOG}(RENT_i) = c_0 + \sum_{j=1}^k c_j X_{ij} + \xi_{ij} \dots\dots\dots (9)$$

其中 $HP_i$ 為第*i*個觀察點之房價， $RENT_i$ 是第*i*個觀察點之房租， $X_{ij}$ 代表第*i*個家計單位住宅之第*j*個特徵，特徵包括四類，一為與住宅本身之建築格局有關之建築形式、面積、設備等。第二類則與住宅之可及性有關，如離學校、公園、市場之遠近。第三類為環境品質變數，第四類為區位變數。詳細變數名稱、定義與估計結果列於附錄。

### 2. 房價變動房租比之計算

為求算 INFRENT(房價變動房租比)，我們利用在調查年前兩年分別為69年及80年購屋之樣本，同樣以特徵價格法算出全部樣本在民國69及80年的房價，再計算兩年之間的實質年變動(註12)。我們以調查年兩年前的房價與調查年的房價變動作為對房價的預期，是認為一般民眾對房價的預期的形成大部份是根據過去房價變動的經驗，而兩年的變動平均比一年的變動更能代表一個較長期變動的情況。



### 3. 恆常所得之估計

主計處「家庭收支調查」民國71年與82年的個別家庭樣本被用來估計家庭的恆常所得。被解釋變數是家庭總所得，以萬元為單位。解釋變數包括教育程度、年齡、性別等人力資本變數及從業身份(僱主、受雇或無酬家屬工作者)、家庭人口數及居住地等。變數定義及估計結果列於附表三。

接著以所估計的係數配合「住宅狀況調查」中上述變數的資料，計算出每一樣本家庭所得。如此計算出的所得根據前節的理論分析符合恆常所得的概念。依此計算方法71年的家庭年平均所得為22萬元，82年的家庭年平均恆常所得為55萬元。與「個人所得分配調查報告」所公布的家庭平均所得比較，71年為28萬3千元，82年為74萬8千元，兩者間的差異應是屬於臨時所得(Transitory Income)的部分。

### 4. 權屬選擇Probit模型估計結果

首先為了瞭解擁屋者及租屋者間之差異性，茲將民國71年與82年相關變數之平均值及標準差列於表二及表三，以供比較。從表二及表三可看出，這兩年租屋者與擁屋者相比年紀均較輕，教育程度較低，未婚及離婚比例較高，家庭人口數較少。所居住的住宅品質明顯較差，例如71年的住宅面積，擁屋者平均為20.9坪，租屋者為13.6坪，82年擁屋者平均為36.8坪，租屋者僅26.7坪。71年與82年相較，可發現平均所得上升一倍有餘，平均年齡亦上升，不論擁屋者或租屋者，女性戶長的比例均有增加。此外，離婚或鰥寡比例提高，教育程度提高及家庭人口數減少。同時房價上漲了3倍半，房租上漲了一倍半但居住品質大幅上升，從71年擁屋者居住坪數20.96坪增加至82年的38.57坪。故以每坪價格來看，71年房價為4.68萬，82年為11.29萬，上漲約1.4倍，而每坪每月租金則從227元上漲至304元，上漲僅34%。

權屬選擇模式之Probit估計結果列於表四(註13)。從表四中可看出，民國71年及82年的估計係數，除性別外均相同，也都符合預期。首先，所得係數的符號為正表示所得愈高愈可能擁有自用住宅。其次，房價房租比的係數符號是負的，而房價變動比的符號是正的亦符合預期。顯示擁屋成本相對於租屋成本提高時，人們傾向租屋，但有預期增值時又會使擁屋機率增加。這可能是台灣住宅自有率不斷提高的主要原因之一。林祖嘉(1994)年以民國78年「住宅狀況調查」之資料所估之住宅權屬選擇模型中並未考慮房價與房價變動對住宅權屬選擇的影響。本研究則強調其重要性，因此加入與房價有關的兩個變數應是本研究的貢獻所在(註14)。

在家庭人口特徵變數方面，婚姻狀態對擁屋機率有顯著影響，已婚者擁屋機率最高，離婚鰥寡者次之，未婚者最低。家庭人口數愈多擁屋機率則愈高。這些家庭特徵變數的影響都符合一般的預期。較為特殊的是民國71年與82年性別的估計係數符號不相同，民國71年男性戶長的擁屋機率低於女性，且在統計上極為顯著。因為性別變數也出現在恆常所得中的估計中，性別所代表的賺錢能力已被考慮了，此處則是性別所代表的其他意義，可能是民國71年占極少數的女性戶長更重視生活的安定性。事實上表二顯示民國71年擁屋樣本中男性的比率高達90%，在男性戶長佔絕對多數的情況下，說男性戶長的擁屋機率較女性低，並沒有多大意義。

最後，代表地區性的變數都十分顯著，在其他條件相同的情況下，民國71年時是台灣省的擁屋機率最高，其次為台北縣、台中市、高雄市及台北市。有都市規模越大，自有率越低的現象。然而民國82年時，情況略有變動，台中市成為住宅自有率最低者，這可能是因為近年來，台北市人口趨於減少而台中市人口則增加快速，造成台中市民擁屋機率較台北市低的情況。

在模型的配適度上，我們以Count  $R^2$ 來表示，它的意義是預測個別樣本權屬選擇正確的百分比。71及82年的Count  $R^2$ 分別為87.2%及89.0%。另模型所計算的自有率與樣本的原自有率相比，其準確度達99.9%以上，故模型配適度應屬理想。

表二 民國71年擁屋者與租屋者樣本各變數平均值及標準差

	擁屋 (樣本數4417)		租屋 (樣本數775)		全樣本 (樣本數5192)	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
恆常所得	22.134	5.115	19.782	5.391	21.783	5.225
戶長年齡	42.590	11.298	38.875	11.748	42.036	11.442
婚姻狀態						
未婚	0.080	0.272	0.187	0.390	0.096	0.295
已婚	0.869	0.337	0.734	0.442	0.849	0.358
離婚或鰥寡	0.050	0.219	0.079	0.269	0.055	0.227
男性	0.899	0.302	0.862	0.345	0.893	0.309
教育程度						
國中以下	0.704	0.456	0.716	0.451	0.706	0.456
高中	0.220	0.414	0.223	0.417	0.221	0.415
大專	0.075	0.264	0.061	0.239	0.0073	0.260
至工作場距離(公里)	4.528	7.479	3.731	6.826	4.400	7.314
房價/租金(萬元)	98.190	86.465	0.308	0.204	-	-
家庭人口數	3.542	1.865	2.546	1.501	3.393	1.849
房間數	3.030	1.055	2.035	0.963	2.887	1.087
坪數(坪)	20.956	15.987	13.590	10.423	19.927	15.521
區位						
台北市	0.118	0.322	0.254	0.436	0.138	0.345
高雄市	0.028	0.166	0.045	0.208	0.031	0.173
台中市	0.072	0.259	0.106	0.308	0.077	0.267
台北縣	0.153	0.360	0.166	0.373	0.155	0.362
台灣省	0.629	0.498	0.429	0.358	0.599	0.451

資料來源：行政院主計處民國71年「住宅狀況調查」原始磁帶。

說明：台灣省不含台中市及台北縣。

表三 民國82年擁屋者與租屋者樣本各變數平均值及標準差

	擁屋 (樣本數9939)		租屋 (樣本數1239)		全樣本 (樣本數11178)	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
恆常所得	55.468	16.353	51.754	16.089	55.056	16.364
戶長年齡	45.479	12.265	41.337	12.309	45.020	12.338
婚姻狀態						
未婚	0.078	0.268	0.153	0.360	0.086	0.281
已婚	0.834	0.372	0.729	0.445	0.823	0.382
離婚或鰥寡	0.088	0.283	0.119	0.323	0.091	0.288
男性	0.844	0.363	0.784	0.412	0.838	0.369
教育程度						
國中以下	0.586	0.493	0.623	0.485	0.590	0.492
高中	0.324	0.468	0.316	0.465	0.323	0.468
大專	0.090	0.287	0.061	0.239	0.087	0.282
至工作場距離(公里)	3.698	2.977	3.288	3.059	3.645	2.991
房價/ 租金(萬元)	435.448	379.499	0.796	0.732	-	-
家庭人口數	3.268	1.618	2.553	1.381	3.189	1.609
房間數	3.736	1.402	2.828	1.131	3.634	1.366
居住坪數(坪)	38.570	20.894	26.173	11.942	37.229	20.486
區位						
台北市	0.129	0.336	0.215	0.411	0.139	0.346
高雄市	0.064	0.244	0.110	0.313	0.069	0.253
台中市	0.029	0.168	0.054	0.226	0.032	0.176
台北縣	0.118	0.323	0.165	0.371	0.124	0.329
台灣省	0.659	0.474	0.457	0.498	0.637	0.481

資料來源：行政院主計處民國82年「住宅狀況調查」原始磁帶。

說明：同表二。

表四 租擁選擇PROBIT估計結果

變數	71年		82年	
	估計參數	P-Value	估計參數	P-value
截距項	0.5562	0.6375	0.3073	0.6375
所得	0.0252	0.0001	0.0039	0.0001
男性	-0.3242	0.0004	0.0610	0.0004
年齡	0.0135	0.0001	0.0093	0.0001
未婚	-0.0729	0.3063	-0.0776	0.3063
已婚	0.1243	0.0017	0.1932	0.0017
房價房租比	-0.0019	0.0004	-0.0004	0.0004
房價變動房租比	0.0084	0.0001	0.0017	0.0001
家庭人口數	0.1314	0.0002	0.0746	0.0002
台北市	-0.8428	0.0001	-0.4365	0.0001
高雄市	-0.7274	0.0001	-0.3554	0.0001
台中市	-0.6206	0.0001	-0.5901	0.0001
台北縣	-0.4128	0.0001	-0.3597	0.0001
Log-Likelihood	-1774.94		-3603.70	
COUNT R <sup>2</sup>	87.2		89.0	
模型估計之自有率	84.99		88.9	
樣本之自有率	85.07		88.9	

說明：Count R<sup>2</sup>指預測個別樣本權屬選擇正確之百分比，其計算公式為  $\text{Count R}^2 = \frac{\text{預測正確數}}{\text{總觀測值數}}$ 。

## 五、影響住宅自有率變動之分析

### (一)住宅自有率變動之估算

民國71年及82年之間住宅自有率從85.07%增加到88.91(註15)。其影響的因素除上節權屬選擇模型估計的各解釋變數在這11年間的變動之外，這11年間對住宅權屬的偏好亦有變動(指係數改變)。計算解釋變數值改變及偏好改變對自有率變動影響之方法敘述如下：

在個別變動方面，首先，為分析個別解釋變數11年間改變對自有率變動的影響，我們假設民國82年偏好不變，而將民國82年與民國71年該變數平均數之差，乘上該變數在71年的邊際影響(參見表五說明一)。其次，為分析偏好變動的影響，同樣的假設民國82年的解釋變數維持71年的水準不變，而將係數改變造成的邊際影響乘上民國71年的變數平均值(參見表五說明二)。

在總變動方面，首先，以82年的變數樣本平均值與71年的估計係數求出自有率之後再與71年模型計算出之自有率相減，可得變數值改變所引致擁屋機率的總變動(參見表五說明三)。其

次，以71年的變數值與82年的估計係數求出自有率之後再與71年模型計算出的自有率相減，可得偏好改變所引起之擁屋機率總變動(參見表五說明四)。以上之計算結果列於表五。

表五 偏好與解釋變數改變之邊際效果與變動百分點

變數	偏好改變		變數改變	
	變動百分點	邊際影響	變動百分點	邊際影響
截距項	-4.50%	-0.045	0	0
所得	-10.15%	-0.0047	8.83%	0.0027
男性	7.53%	0.0843	0.19%	-0.0341
年齡	-3.80%	-0.0009	0.43%	0.0014
未婚	-0.01%	-0.0010	0.01%	-0.0077
已婚	1.28%	0.0151	-0.03%	0.0131
房價房租比	10.20%	0.0003	-5.86%	-0.0002
房價變動房租比	-1.78%	-0.0015	5.62%	0.0009
家庭人口數	-4.22%	-0.0124	-0.28%	0.0138
台北市	1.23%	0.0889	-0.01%	-0.0887
高雄市	0.25%	0.0814	-0.29%	-0.0766
台中市	0.05%	0.0067	0.30%	-0.0653
台北縣	0.18%	0.0116	0.14%	-0.0435
擁屋機率之總變動		-3.31%		+8.50%

說明：1. 變數改變邊際影響之計算公式為： $\frac{\partial P}{\partial X_j} = \beta_{71j} \phi(\Sigma \bar{X} \beta_{71j})$ ， $\phi$ 為標準常態機率密度函數。

個別變數變動百分點之計算公式為：

$$(\bar{X}_{j,82} - \bar{X}_{j,71}) \beta_{j,71} \phi(\Sigma \bar{X} \beta_j) \quad \text{其中 } \bar{X} = (\bar{X}_{71} + \bar{X}_{82})/2。$$

2. 偏好改變邊際影響之計算公式為：

$$(\beta_{82} - \beta_{71}) \phi(\Sigma \bar{X} \beta_{71})。$$

個別偏好改變變動百分點之計算公式為：

$$X_{71} (\beta_{82} - \beta_{71}) \phi(\Sigma \bar{X} \beta_{71}) \quad \text{其中 } \bar{\beta} = (\beta_{71} - \beta_{82})/2。$$

3. 擁屋機率總變動中變數改變及偏好改變( $\Delta P_x$ )及偏好改變( $\Delta P_\beta$ )之公式分別為：

$$\Delta P_x = \Phi(\Sigma \bar{X}_{82} \beta_{71}) - \Phi(\Sigma \bar{X}_{71} \beta_{71}) \quad , \quad \Phi \text{ 為標準常態累積分配函數。}$$

$$\Delta P_\beta = \Phi(\Sigma \bar{X}_{71} \beta_{82}) - \Phi(\Sigma \bar{X}_{71} \beta_{71})$$

4. 個別變數變動之加總並不等於總變動是因Approximation誤差的緣故。

## (二)住宅自有率變動之分析

從表五可看出，如果家計部門維持71年的偏好，則變數的改變會導致增加8.5個百分點的住宅自有率，其中以所得增加會影響8.83個百分點影響最大。其次，平均房價房租比從民國71年的355.8倍提高至民國82年的582.9倍，表示購屋相對於租屋成本大為提高，這會導致減少5.86個百分點的自有率。房價變動房租比愈大表示房價的增值潛力大，會增加購屋之動機。民國80~82年正值房價大漲，年平均房價變動房租比達75.94倍，而民國69~71年的年平均房價變動房租比則只有8.53倍，此一變動會增加5.62百分點的自有率。房價變動的影響，因此大致上相互抵銷。

人口特徵方面11年來的變動對自有率變動的影響則相對較小。戶長平均年齡增加，增加0.43個百分點，家庭人口數減少則會減少0.28百分點的自有率。

然而11年間各變數在住宅自有率決策上的影響方向(性別除外)雖未變，但影響幅度卻改變(可稱之為偏好改變)。偏好改變對住宅自有率的總影響是減少3.31個百分點。個別來看，所得、性別、房租房價比、家庭人口數係數的改變對自有率的影響較大。在所得方面82年家庭所得的估計係數的大小僅是71年的15.48%，如果所得維持71年的水準，以82年的估計係數來看，自有率會降低10.15百分點，影響頗大。這可能是因民國82年時，平均房價水準已較71年時高甚多，以71年相同的所得水準，住宅自有率自會下降許多。

其次，房價房租比的估計係數亦從民國71年的-0.0019增加到民國82年的-0.0004，顯示房價房租比的影響幅度變小，若房價房租比維持71年的水準，此一改變會使自有率增加10.20個百分點，影響也很大。這可能是這段期間購屋貸款的金融環境漸趨寬鬆，例如，可貸款成數提高、政府推出無自用住宅者之利率優惠及自用住宅貸款利息可以免所得稅等，降低了住宅使用成本。這些反應在房價房租比的估計係數上，解釋了部份自有率上升的原因。

接著是性別的影響，因為民國71年權屬選擇模型性別的估計參數是負號，使得估計係數的改變會使自有率增加達7.53百分點。家庭人口數對自有率影響的估計係數變小，會使自有率降低4.22百分點。此外，截距項估計值民國82年的亦小於71年，這項變動會使自有率減少4.5百分點。

綜結變數改變與偏好改變，我們可發現民國71年至82年影響自有率變動最大的因素是房價。房價房租比與房價變動房租比，總計增加自有率8.18百分點，其中又以房價房租比估計係數絕對值變小的影響最大。所得在11年來雖增加頗多，但在偏好改變下，對自有率的影響反而是負面的，為-1.32。年齡、性別、婚姻狀況與家庭人口等人口變數的變動及偏好的改變對自有率的總影響使自有率增加1.1百分點。

相較於Green(1996)對美國1980~1990年間住宅自有率變動之研究，他發現這十年間美國對自用住宅的負擔能力普遍增加，但自有率卻沒有增加(1980年及90年自有率分別為64.4%及64.2%)，主要是受到單身家計單位(single household)比率增加的影響。

## 六、結論

民國70年代中期以後，臺灣地區房價大幅上升，購屋負擔能力下降，但是住宅自有率卻沒有降低，其原因何在是本文探討的主題。本研究發現，在民國71~82年間住宅自有率變動，房價是主要的影響因素。房價相對於房租上升雖使自有率下降，但對房價上漲的預期及房屋相對價格的影響幅度變小都使自有率上升，房價因素的總影響使自有率增加8.18個百分點。所得11年

來雖增加很多，但在偏好的改變下對自有率的影響大致相互抵銷。人口變數改變的影響也大致上與偏好的改變相互抵銷。故整體來說，還是房價因素的影響較大。

然而在房價高漲之下購屋，使得負擔大幅上升，排擠其他的消費支出，生活水準下降，將是必然的結果。政府近年來已採取各種購屋補貼措施，以減輕民眾的購屋負擔，但是更根本使購屋者與政府雙贏的政策應是引導房價下降至合理的價位。至於實際政策的討論，則已超出本文的範圍。

## 附錄一 房價及房租特徵價格模型估計及恆常所得估計

變數	定義
<b>房屋特徵</b>	
FLSP	坪數，表示住宅內可供使用之面積。
HAGE	屋齡，住宅完工至82年止之時間。
ROOM1	房間數，不含浴、廁、廚。
DKIT	若廚房為自有則設為1，共有或無則設為0(82年)；若廚房有兩套以上有則設為1，其它設為0(71年)。
DBATH	若浴室有兩套以上設為1，其他設為0。
DHS1	若房屋型態為中、西、日式獨棟式則設為1，其他型態如透天厝、公寓或大廈則設為0。
DHS2	若房屋型態為雙拼或連棟式透天厝則設為1，其他型態如獨棟式、公寓或大廈則設為0。
DHS3	若房屋型態為五樓以下公寓則設為1，其他型態如獨棟式、透天厝或大廈則設為0。
DHS4	若房屋型態為其它則設為1，若為獨棟式、透天厝、公寓或大廈則設為0。
DCON1	若住宅結構為加強磚造則設為1，若為鋼筋(骨)混凝土造、磚造或其他則設為0。
DCON2	若住宅結構為磚造則設為1，若為鋼筋(骨)混凝土造、加強磚造或其他則設為0。
DCON3	若住宅結構為「其他」則設為1，若為鋼筋(骨)混凝土造、磚造或加強磚造則設為0。
DDA1	若住宅建造完工日期為民國50年以前則設為1，其他年建造則設為0。
DDA2	若住宅建造完工日期為民國51~60年則設為1，其他年建造則設為0。
DDA3	若住宅建造完工日期為民國61~70年則設為1，其他年建造則設為0。
DDA4	若住宅建造完工日期為民國71~75年則設為1，其他年建造則設為0。
DDA5	若住宅建造完工日期為民國76~80年則設為1，其他年建造則設為0。
<b>可及性變數</b>	
DHSCH	為至學區內國中的距離。
DPSCH	為至學區內國小的距離。
DMKT	為至市場之距離。
DHOS	為至醫院診所的距離。
DPOST	為至郵局或銀行的距離。
<b>品質變數</b>	
DHCON	對住宅之建築品質滿意則設虛擬變數為1，若否為0。
DHSEP	對住宅之建築格局滿意則設虛擬變數為1，若否為0。
DHSUN	住宅採光情況若滿意則設虛擬變數為1，若否為0。
DNOI	住宅附近是否有噪音干擾，若有則設虛擬變數為1，若否為0。
DAIR	住宅附近是否有空氣污染，若有則設虛擬變數為1，若否為0。
<b>區位</b>	
D1	若住宅座落於台北市為1，其他縣市為0。
D2	若住宅座落於高雄市為1，其他縣市為0。
D3	若住宅座落於台中市為1，其他縣市為0。
D4	若住宅座落於台北縣為1，其他縣市為0。



附表一 民國71年房價與房租特徵價格估計

變數	LOG(71年房價)		LOG(71年房租)		LOG(69年房價)	
	估計係數	t-值	估計係數	t-值	估計係數	t-值
INTERCEP	4.1104	51.8440	7.7302	40.2690	4.14712	23.49
FLSP	0.0026	4.2500	0.0087	6.2520	0.002797	1.938
ROOM1	0.1636	16.9080	0.2114	11.8000	0.133201	6.16
DDA1	-0.4921	-7.4910	-0.3269	-1.9470	0.175942	0.775
DDA2	-0.2603	-4.6370	-0.2022	-1.2210	-0.48473	-3.051
DDA3	-0.0846	-2.1610	-0.1441	-0.8770	-0.27489	-2.04
DDA4	-0.0647	-1.4370	-0.1737	-0.9640	-0.30484	-1.989
DDA5	-0.0400	-0.8530	-0.2077	-1.1020	-0.44493	-3.786
DMKT	-0.1061	-6.4600	-0.5659	-2.2660	0.025731	0.725
DPSCH	-0.1151	-9.8950	-0.1652	-5.8210	-0.11226	-3.804
DCON1	—	—	-0.0283	-0.5660	-0.03097	-0.485
DCON2	—	—	-0.2724	-4.5470	-0.17704	-1.976
DCON3	—	—	-0.4852	-6.5180	-1.20096	-7.105
D1	0.6308	15.5890	0.4831	11.0490	0.345235	3.359
D2	0.6190	10.8290	0.4742	6.4540	0.333719	2.54
D3	0.4755	12.5710	0.3248	6.4600	0.135029	1.111
D4	0.1717	4.9920	0.2988	5.8100	-0.00382	-0.041
DHS1	-0.8172	-12.2680	-0.5755	-4.4020	-0.27348	-1.888
DHS2	-0.3145	-4.9520	-0.1590	-1.3280	0.098106	0.73
DHS3	-0.1758	-2.9180	-0.2301	-1.9960	0.15024	1.248
DHS4	-0.6988	-4.0750	-0.7168	-3.0500	-1.46088	-2.679
DKIT	0.0327	0.5820	-0.2246	-1.4240	0.102643	0.918
DBATH	0.4648	15.9590	0.0959	0.9640	0.347887	5.253
調整後R <sup>2</sup>		0.4331		0.4081	0.4446	
F-值		179.71		60.839	21.156	
樣本數		4445		1910	54	

資料來源：同表二。

說明：1. -表示該參數未估計。

2. 曾以校估樣本選擇偏誤二階段估計法估計，但第二階段 $\lambda$ 值並不顯著，而係數幅度大致相同，故仍採用OLS估計結果。
3. 估計過程中樣本均通過Heteroscedasticity、Multicollinear(VIF<10)、及Outlier(DFFITS)之檢定。
4. 由於係數符號不符合預期及係數不顯著異於零者，均不納入估計，因此各估計式之變數並不完全相同。

附表二 民國82年房價與房租特徵價格估計

解釋變數	LOG(82年房價)		LOG(82年房租)		LOG(80年房價)	
	估計係數	t值	估計係數	t值	估計係數	t值
CONSTANT	4.7450	58.406	8.3651	72.150	4.7774	21.655
FLSP	0.0087	23.916	0.0112	9.052	0.0095	5.728
HAGE	—		-0.008	-4.715	-0.0082	-1.876
DDA1	-0.0110	-0.130	—		—	
DDA2	-0.1761	-2.916	—		—	
DDA3	0.2029	4.419	—		—	
DDA4	0.2542	5.509	—		—	
DDA5	0.1389	2.989	—		—	
ROOM1	0.0513	9.704	—		0.0584	2.628
DKIT	0.2935	5.133	0.2550	3.207	0.3276	1.715
DBATH	0.3186	22.306	0.1711	3.875	0.3500	5.485
DHS1	-0.3095	-8.514	-0.7064	-7.369	-0.6845	-5.218
DHS2	-0.1344	-4.211	-0.2923	-3.733	-0.2336	-2.098
DHS3	-0.1474	-4.913	-0.2572	-3.528	-0.1467	-1.359
DHS4	-0.6813	-4.251	-0.2393	-1.309	-0.2145	-1.786
DCON1	-0.0606	-3.410	0.0279	0.622	-0.0012	-0.018
DCON2	-0.2353	-9.159	-0.1422	-2.295	-0.2720	-2.286
DCON3	-0.7068	-12.882	-0.2598	-3.106	-0.0164	-0.068
DHSCH	-0.0790	-1.6883	—	—	—	—
DPSCH	0.0160	2.748	—	—	—	—
DMKT	0.0115	2.222	-0.0400	-3.387	0.0329	1.657
DHOS	-0.0352	-6.455	—	—	-0.0467	-2.663
DPOST	-0.0139	-2.174	—	—	—	—
DHCON	0.0909	5.013	—	—	—	—
DHSEP	0.0856	4.441	—	—	—	—
DHSUN	-0.0494	-3.223	—	—	—	—
DNOI	0.0716	4.856	0.1178	3.871	—	—
DAIR	0.0374	2.375	—	—	0.1548	2.544
D1	0.7349	29.452	0.7600	15.549	0.9246	7.735
D2	-0.0834	-3.131	0.001432	0.027	0.1450	1.203
D3	0.2401	6.555	0.411	5.885	0.0218	0.174
D4	0.4997	22.364	0.465	9.672	0.3693	4.358
調整後R <sup>2</sup>	0.4204		0.4408		0.5392	
F-值	242.912		79.887		26.738	
樣本觀測值數目	10006		1702		396	

資料來源：同附表三。

說明：同附表三。

附表三 家庭所得OLS估計結果

變數	71年		82年	
	迴歸係數	t值	迴歸係數	t值
截距項	2.5858	0.964	0.8606	0.191
男性	5.7843	6.888	-3.6713	-4.285
年齡	0.8781	6.418	2.3988	13.088
年齡平方	-0.0087	-5.703	-0.0226	-13.054
國中以下	-13.7643	-23.887	-34.1398	-34.831
高中以下	-8.0748	-12.525	-23.3096	-23.582
雇主	—	—	42.2000	22.438
受雇	—	—	13.8767	16.756
家庭人口數	1.9296	4.21	16.2570	59.269
家庭人口數平方	-0.0969	-1.965	—	—
台北市	—	—	25.1488	24.033
台北縣	—	—	6.6665	6.181
台中市	—	—	11.0043	6.266
高雄市	—	—	9.2800	6.729
調整後R <sup>2</sup>	0.2072	—	0.3277	—
F-值	113.00	—	—	—
樣本觀測數	3000	—	15187	—

資料來源：行政院主計處「個人所得分配調查報告」，民國71年、82年。

## 註 釋

註 1：1991年世界主要國家住宅自有率，美國為64%，英國為66%，紐西蘭為70%，澳洲為70%，加拿大為62%，瑞典為55%，瑞士為30%，韓國為79%(1990)，日本為61%(1990)，新加坡為80%(1994)。台灣住宅自有率為何會高於世界其他國家，其原因可能有三：第一，國人斯土斯有財的觀念牢不可破。第二，國內租屋市場不發達，法令上對房東及房客的保障皆不足，使擁有第二棟住宅者寧願空置也不願出租，另一方面租屋者有極強的不安定感。換言之，在相同品質住宅下，擁屋的效用遠大於租用。第三則是台灣幅員較小，因工作或其他理由遷徙的機會較少。

註 2：主計處之「住宅狀況調查」乃附在勞動力狀況調查之下，同時訪問。依主計處「住宅狀況調查報告」一書中所載，其調查抽樣設計乃採「分層二段隨機抽樣法」，第一段樣本為村里，第二段樣本為戶，再依村里戶數多寡決定抽樣樣本數，其樣本應具有普遍性。

註 3：82年購屋樣本數較少，分地區之統計會誤差較大，故以81年資料計算。

註 4：Follain假定房價上漲率與一般物價之上漲率相同。

註 5：其推導過程如下：

$$Y = \lambda E + \gamma A + \mu \dots\dots\dots (a)$$

$$Q = \alpha Y^p + \beta Y^T + e \dots\dots\dots (b)$$

其中，Y是當期所得，Y<sup>p</sup>是恆常所得，Y<sup>T</sup>是臨時所得。E、A是人力資本變數，Q是對住宅之需求。 $\lambda$ 、 $\gamma$ 、 $\alpha$ 、 $\beta$ 則是參數。將 $(\lambda E + \gamma A)$ 代入Y<sup>p</sup>， $(Y - \lambda E + \gamma A)$ 代入Y<sup>T</sup>，並加以整理得估計式：

$$Q = (\alpha - \beta)\lambda E + (\alpha - \beta)\gamma A + \beta Y + e \dots\dots\dots (c)$$

比較式(b)及式(c)就可發現式(c)中Y之係數 $\beta$ 正是式(2)中Y<sup>T</sup>之係數。

註 6：在台灣還有機關配住的第三種情況，這算是特殊情況，在本研究中未予考慮。

註 7：此處之台灣省不含台中市及台北縣。

註 8：前一波的房地價高峰是民國69年。

註 9：15歲以下擁屋者絕不可能是由其自己的所得來購買，不符合模型的假定。而「住宅狀況調查」之樣本，又不包括戶長以外的家庭成員資料，無法測試其是否為家長贈與或兩代共購等。

註 10：根據原調查之定義，本文所謂之房價乃指包括地價的房地總價。

註 11：即將所調查之資料按台北市、高雄市、台中市、台北縣及台灣省不同地區歷年來資料分別按其「房價指數」予以調整。

註 12：亦即將民國69~71年及80~82年之房價變動以CPI平減再除以2。

註 13：房價房租比超過3千倍以上之樣本我們認為資料可能有錯誤而加以刪除。

註 14：若未考慮房價與房價變動對住宅權屬選擇的影響，則以相同樣本資料所估計之Probit模型之Count R<sup>2</sup>，民國71年為84.8，民國82年為82.9，均低於加入房價與房價變動兩變數後之Count R<sup>2</sup> (參閱表四)。

註 15：因未考慮配住及其他的情況，故自有率較「住宅狀況調查報告」中所公布者為高。

## 參考文獻

- 林祖嘉  
1994「台灣地區住宅需求與租買選擇之聯合估計」，《國立政治大學學報》，68期，pp. 183~200，民國83年。
- 林祖嘉  
1992「台灣地區房租與房價關係之研究」，《台灣銀行季刊》，vol. 43, No.1, pp. 279-312，民國81年。
- 張金鶚  
1995《台灣地區住宅價格指數之研究》，行政院經建會委託研究，民國84年10月。
- Artle R., P. Varaiya,  
1978, "Life Cycle Consumption and Homeownership," Journal of Economic Theory, Vol. 18, p. 38-58.
- Bourassa, Steven C.,  
1995, "A Model of Housing Tenure Choice in Australia," Journal of Urban Economics, Vol. 37, p. 161-175.
- Follain, James R.,  
1982, "Does Inflation Affect Real Behavior: The Case of Housing," Southern Economic Journal, Vol. 48, No. 3, p. 570-582.
- Goodman, Allen C.,  
1988, "An Econometric Model of Housing Price, Permanent Income, Tenure Choice, and Housing Demand," Journal of Urban Economics, Vol. 23, p. 327-353.
- Green, Richard K.,  
1996, "Should the Stagnant Homeownership Rate be a Source of Concern?" Regional Science and Urban Economics, Vol. 26, p. 337-368.
- Haurin, Donald R., Hendershott, Patrich H & Kim, Dongwook.,  
1994, "Housing Decisions of American Youth," Journal of Urban Economics, Vol. 35, p. 28-45.
- Henderson, J.V. & Ioannides  
1983, "A Model of Housing Tenure Choice." American Economic Review, Vol. 74, March, p. 98-113.
- Jones, L. D.,  
1990, "Current Constraints on the Housing Demand of Young Owners," Review of Economics and Statistics, Vol. 72, No. 3, p. 424-432.
- Maddala, G. S.,  
1983, Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge University Press.
- Mills, Edwin S.,  
1990, "Housing Tenure Choice," Journal of Real Estate Finance and Economics, Vol. 3, No. 4, p. 323-31.

- Neter, J., Wassorman, W., Kutnet, M.,  
1990, Applied Linear Statistical Model 3rd ed., Richard D. Irwin, Inc.
- Schwab, Robert M.,  
1982, "Inflation Expectation and the Demand for Housing," American Economic Review, Vol. 72, March p. 143-153.
- Seko, M.,  
1991, "The Effect of Inflation on Japanese Homeownership Rates: Evidence from Time-Series," Economic Studies Quarterly, Vol. 42, No. 2, p. 155-63.
- Smith, Lawrence, K. Rosen & G. Fallis,  
1988 "Recent Development in Economic Models of Housing Markets," Journal of Economic Literature, Vol. 26, March, p. 29-64.
- Zorn, Peter M.,  
1985, "An Analysis of Household Mobility and Tenure Choice: An Empirical Study of Korea," Journal of Urban Economics, Vol. 24, p. 113-128.