

學術論著

# 台灣地區男性出生世代對住宅租擁選擇與 住宅消費之影響—兼論住宅消費的世代公平性\*

## The Effect of the Male Birth Cohort on Housing Tenure Choice and Housing Consumption in Taiwan\*

薛立敏\*\* 林佶賢\*\*\* 顏志龍\*\*\*\*

Li-Min Hsueh\*\*, Chi-Hsien Lin\*\*\*, Chih-Lung Yen\*\*\*\*

### 摘 要

本研究分析男性出生世代、年齡與普查年對於擁屋機率與每人平均居住面積的影響，使用1980、1990及2000年三個普查年的資料進行估計。這是台灣住宅研究首次考慮到出生世代的影響。本研究發現愈早出生的世代擁屋機率愈高，每人居住面積也較大，這反映了台灣土地資源稀少房價高，先出生者有先佔的優勢。本研究也顯示1970年以後出生的年輕世代，擁屋機率大幅下降，每人居住面積也明顯下降，此種年輕世代在居住品質上的世代不公平性是值得注意的政策問題。

在研究方法上，我們發現將權屬選擇與居住面積聯立估計是很重要的，除了發現住宅權屬對居住面積有負的影響外，對於其他變數也會有影響。尤其是在分析居住面積時，將住宅權屬以內生方式納入會對普查年、年齡、出生年的估計結果造成很大的差異。

**關鍵詞：**住宅權屬選擇、住宅消費、出生世代分析、probit模型、世代公平性

### ABSTRACT

The effect of the male birth cohort on housing tenure choice and housing consumption in Taiwan is examined in this research, using census data for 1980, 1990 and 2000. We find that the earlier a man is born, the higher the probability that he is a home-owner, all other things being equal. The result for housing consumption is similar in the sense that the earlier birth cohort will have occupied a larger floor space. This finding reflects the fact that the highly scarce land resources have resulted in the rapid growth of real estate prices in Taiwan. The earlier cohorts have hence enjoyed the advantages of the preemption of land. This finding reflects an intergenerational inequity issue that merits careful consideration. We also find that it is important to estimate the tenure choice model and living space model simultaneously, as it gives rise to important differences in the results.

**Key words: housing tenure choice, housing consumption, cohort analysis, probit model, intergenerational equity**

(本文於2008年11月4日收稿，2009年7月29日審查通過，實際出版日期2009年12月)

\* 本研究獲國科會專題研究計畫經費補助，計畫編號為94-2415-H-163-004

\*\* 中國科技大學國際商務系教授。聯絡地址：台北市文山區興隆路三段56號中國科技大學國際商務系

Professor, Department of International Business, Chinese University of Technology. E-mail: lmhsueh@cute.edu.tw

\*\*\* 台灣大學財務金融系碩士。Master, Department of Finance, National Taiwan University.

\*\*\*\* 台灣大學經濟研究所碩士。Master, Department of Economics, National Taiwan University.

## 一、前言

台灣地區經過長時間的經濟發展，加上國人偏愛不動產的特性，住宅自有率不斷的提高，至民國2000年普查時自有率已經高達82.2%。過去對住宅自有率或住宅需求的研究多偏重於以一個或比較數個橫剖面資料來探討影響自有率高低的各種因素，如：房價的影響(Hsueh & Chen, 1999)，家庭結構的影響(林祖嘉、陳建良，2005)，租稅的影響(謝文盛、林素菁，2000)等。

在橫剖面資料的運用上，我們雖然可以從自有率的迴歸中得知戶長年齡是一個主要的影響因素，多半的結果都是隨著年齡的增加住宅自有率會增加，另外我們也可以從不同年份的橫剖面資料中發現，擁屋者的平均年齡在上升，例如：民國1982年擁屋戶長的平均年齡為42.59歲，而民國1993年擁屋戶長的平均年齡為45.48歲(見Hsueh & Chen, 1999)，過去文獻中多認為這是因為台灣人口老化的緣故，但是這也有可能是因為較年輕世代擁屋率降低的結果。過去這些研究並不能回答相同年齡的人在不同的年代，成為擁屋者的機率是上升或下降。

自用住宅是大部分人一輩子所累積最重要的財富。成為初次擁屋者的年齡代表著累積購屋所需財富所需要的時間，長期而言，隨著台灣經濟的發展，人民逐漸富裕，累積財富所需的時間應會縮短，加上金融自由化，貸款金額與利率都較過去資金缺乏時代要有利許多，所以與過去的年輕人相較，現在的年輕人擁屋率應該增加。但是也有不利的因素，例如台灣幾次的房價的波動，在短時間之內都會使購屋能力大幅下降。例如：在1987-89年期間台灣房價大漲，可能使當時還未進入購屋市場的年輕人，要晚好幾年才能進入擁屋階段。

再者，擁屋所代表的財富累積對於財富分配有重要的影響，根據主計處歷次國富調查(行政院主計處，1991)發現，台灣家戶財富分配的不均度比所得分配的不均度來得更大，而影響財富的主要因素則是是否擁有自用住宅。因此對於不同年代初進入住宅市場者的擁屋難易度，會成為該世代與其他世代財富分配差距的重要影響之一。換言之，某一世代在某個階段擁屋能力不佳將導致該世代與其他世代生命週期財富累積的差異。這種差異帶來世代公平性的問題，是否有某一個世代相對的在擁屋能力上特別的不利，是否有政策可以彌補這種不利，是值得深入研究的課題。

然而，擁屋率的改變除了擁屋負擔能力的因素之外，偏好的改變也可能扮演一定的角色，例如：近年來理財管道增多，擁有住宅不再是最主要累積財富的方式，年輕一代理財的知識與能力也遠優於較年長的世代，因此有可能年輕世代擁屋率降低是代表著對財富累積方式偏好的變更。因為擁有住宅同時有投資與消費兩種意義存在，有時較難離析此兩種的角色。因此，本研究除擁屋率之外也同時研究對住宅的消費(定義為每人居住面積)。

總之，比較不同世代的擁屋機率與居住面積的意義主要是希望瞭解不同世代的住宅福利是否相同。這個問題應該是所有關心世代公平性問題的人會關心的議題。一代比一代好或至少一樣好應是一般人的期待，然而因為有上述有利與不利的因素，我們並不能直覺的回答這個問題。

由於橫剖面資料中戶長年齡代表著兩種意義，一個代表著年齡本身在生命週期中所扮演的角色，例如：年輕時建立家庭逐漸累積財富，而到年老時則使用年輕時所累積的財富。但是相同年齡者在不同的時代，所受的總體環境的影響不同，所以年齡的第二個含意則是在反

映每個時代的總體環境。用一個或比較數個橫剖面的資料並不能離析此兩種因素，而必須利用出生世代(cohort)的研究(註1)，才能將兩個因素分離開來。

因此，本研究目的是要利用出生世代的分析方法來研究台灣在不同的出生世代(各cohort)各年齡階段(或生命週期)的住宅決策，包括：擁屋機率及住宅消費量(以每人樓地板面積為代表)的差異，及其他因素的影響，如：家庭人口數、個人人力資本差異的影響等。本研究將利用1980、1990及2000年三個「人口與住宅普查」的資料來進行研究。

本論文之安排除本節之外，第二節探討相關文獻包括台灣利用世代分析法所做的一些研究，以及國外文獻用世代分析法所做的有關住宅決策的研究；第三節敘述本研究所用資料之來源、樣本選擇及敘述性統計分析；第四節為理論與實證模型的設定；第五節為實證結果的分析；最後一節則為結論。

## 二、文獻回顧

在國內外研究住宅消費的文獻中，有關出生世代的影響都是較少被討論的課題。Myers(1999)，在一篇文獻總覽(literature survey)類型文章中認為住宅研究中考慮出生世代(cohort)影響的文獻並不多見，許多以橫剖面資料進行的研究，因沒有考慮到出生世代的影響，以致結論出現謬誤。例如：他比較1980與1990年的人口普查，可以發現美國55歲以上年齡層的擁屋率提高，而年輕人的擁屋率則下降。但是經過控制出生世代的影響後，他發現現在美國老年人擁屋率提高並非老年人買屋較多，而是他們在年輕時因為抵押貸款政策的改善，而有較佳的購買力，以致有較高的擁屋率，而這群人現在已逐漸進入晚年了。Myers(1999)也比較橫剖面資料、追蹤資料、與定期舉行之多個橫剖面資料(repeated cross-section)三種資料形式在做跨越時間的縱貫性(longitudinal)研究上的優缺點。他認為以定期舉行的多個橫剖面資料(調查或普查)，並使用cohort方法，較之追蹤資料除有樣本數大，代表性佳的優點外，在區分年齡與出生世代的影響與估計累積的變遷上也更方便。

Myers et al.(1998)則建立移民時間與出生時間的雙重cohort，來比較美國本土出生者與移民擁屋率的不同。文章中提到，若cohort的組成發生結構性的改變，則quasi-panel data的追蹤將會產生問題，使得統計推論發生偏誤。Crossly & Ostrovsky(2003)也是利用類似的方法以1974-1999年的家計調查來研究加拿大出生世代對於擁屋的影響。該研究的特色是追蹤每個家戶的女性而非常見的男性。

在研究台灣住宅方面的文章中，目前國內還沒有人將出生世代(cohort)因素納入考慮。台灣利用出生世代因素所做的研究，大部份應用於經濟、社會、人口學、與公共衛生等領域，其中以Deaton & Paxson(1994)最廣為人知。該研究利用台灣1976-1990年的家庭收支調查資料，建立以年齡為準的準追蹤資料，研究台灣消費、儲蓄與人口老化的關係，他發現以年齡來說消費金額從25歲到60歲一直呈增加之勢，到60歲以後才減少，以出生世代(cohort)來看，每個出生世代比上一個出生世代在同一年紀時消費增加4%。換言之，1950年出生在40歲時的消費要比1925年出生在40歲時的消費平均多3.4倍。同時，該研究的實證估計結果亦發現不論在所得、消費或儲蓄率，對愈年輕世代來說，出生世代的效果都愈大。換言之，以同一個年齡來說，愈晚出生的世代消費愈高，但是由於所得也提升，使儲蓄率也愈高。Deaton等人認為在台灣出生率降低而預期壽命延長的情況下，此結果是符合生命週期的預期的。

此外張宏基、朱敬一(1996)研究台灣男性的跨時勞動替代彈性，該研究的資料顯示「愈年輕的『年群』(即cohort)的薪資成長率愈快，也就是薪資曲線的斜率愈大，而年齡大的『年群』的薪資成長率愈小。呂朝賢等(1999)，研究台灣的貧窮率。該研究發現在「人口年輪」效果方面，男性戶長出生於1938-47年的貧窮率高於平均水準，該文作者認為該「人口年輪」出生於戰爭時期，幼年為戰爭復原期，以致人力資本的培育較差。在年齡影響方面，男性戶長則是在35-44歲及60歲以上有較高的貧窮機率。前者因為子女尚年幼，而父母已年老，因而家庭負擔沉重；後者則是年齡漸長收入降低所致。至於其他利用出生世代方法進行的研究與本文的關係不多，不擬予以討論。

綜合上述數篇文章可知，台灣較年輕世代的所得增加的速度很快，消費增加的也很多，加上貧窮的機率較低，這些對擁屋率都是正面的影響。所以，高擁屋率在台灣快速經濟發展的背景之下原是可以預期的。然而，擁有住宅既是消費，也是投資，加上住宅價格的起伏不定，又由於家庭型態結構等其他因素的轉變，使得情況變得更加複雜。因此，台灣出生世代對住宅的影響為何，仍有待本計畫的發掘。

台灣與住宅權屬、住宅需求相關的研究非常多，但都未考慮出生世代的影響，本文對這些文獻不擬多加討論，以節省篇幅並使論文主題集中。但在實證方法與結果討論上，遇到有相關的議題時會引述相關文獻並加以比較。

### 三、資料與敘述性統計

#### (一) 資料來源

使用中華民國行政院主計處所主辦的戶口普查資料，戶口普查資料的內容涵蓋了家戶資料、住宅資料以及個人資料等，可做為台灣社會科學研究的良好資料來源。資料年度為1980年、1990年和2000年等三個年度，其中，選取台灣本島、普通住戶之男性的資料共10,926,392筆資料。

#### (二) 樣本選擇

本研究以男性作為研究對象。因為男女性的生命週期在年齡上有差異，女性通常較早婚，進入勞動市場的年齡也較早，如果樣本中同時包含男性與女性，會使得估計有偏誤，所以文獻上都是選擇其中一個性別來研究。例如Myers et al.(1998)選擇追蹤男性，Crossley & Ostrovsky(2003)選擇追蹤女性。此外由於住宅選擇是一個以戶為單位的決策，所以每戶只能有一個代表，我們將之稱為男性家戶代表。在樣本選擇上我們以普通住戶20歲至85歲的男性戶長和女性戶長之男性配偶或家中最年長成年男性作為追蹤根據，並隨機抽取約百分之十的樣本，共1,092,640筆資料來進行實証研究，其中1980年的樣本數為271,205，79年樣本數為350,377，89年樣本數為471,058。由於是全面性的普查與隨機抽取樣本，此樣本應無代表性上的問題。

在年齡的選擇方面，下限20歲是參考中華民國公民的認定標準，年齡上限則較無明確的判斷依據，然而，根據台灣男性平均壽命約為75歲的標準，延展10年做為認定的年齡上限，似乎是可以接受的。同時再提高年齡上限則會產生樣本不足的問題。

本研究僅選擇普通住戶，因為非普通住戶的狀況很特殊，有可能是安養院、孤兒院等，

這些例外狀況並不是我們這次研究所要討論的課題；再者，這種住戶的家戶人數通常會比一般住戶多了許多，會使本研究的結果失真。所以先排除掉非普通住戶是有其必要的。

要注意的是同一家戶在三個普查年會重複出現，代表著三個年齡，假設其在三個時間點都必需要做住宅決策，本研究將觀察其在不同年齡時的住宅決策。由於我們並不能將同一家戶在三個普查年的資料串連起來，事實上，我們可以想成是不同特徵的家戶在不同時期的決策。

### (三) 敘述性統計

這部份對本研究的主要被解釋變數，即住宅自有率及平均每人居住樓地板面積，在普查年、年齡以及出生世代上的表現進行分析，以便瞭解資料分佈的狀況。

#### 1. 擁屋率

圖一表示在不同普查年時，各個年齡的男性家戶代表擁屋比率。首先，在普查年的分析上，由圖一，我們可以發現，擁屋率在三個普查年之間的表現在不同年齡層互有領先，看不出哪一個普查年在擁屋率上較有優勢。在年齡的分析上，比較三個普查年後可以發現在20歲至45歲的男性平均擁屋率普遍是一種上升的趨勢；而45歲以後的男性家戶代表的表現則較沒有規則可循，在1980年的普查資料中，其擁屋高峰之年齡約為45歲左右，隨即開始下降約在55歲達到最低點，然後又上升，到80歲時達到擁屋率的最高峰，92%；在1990年的普查資料中，擁屋高峰約為55歲左右，隨後也是有隨年齡先下降再上升的型態；在2000年的普查資料中，其擁屋高峰約為65歲左右。顯然這三個年代的高擁屋率群是同一個出生世代的，下面的世代比較應可以看得更清楚。

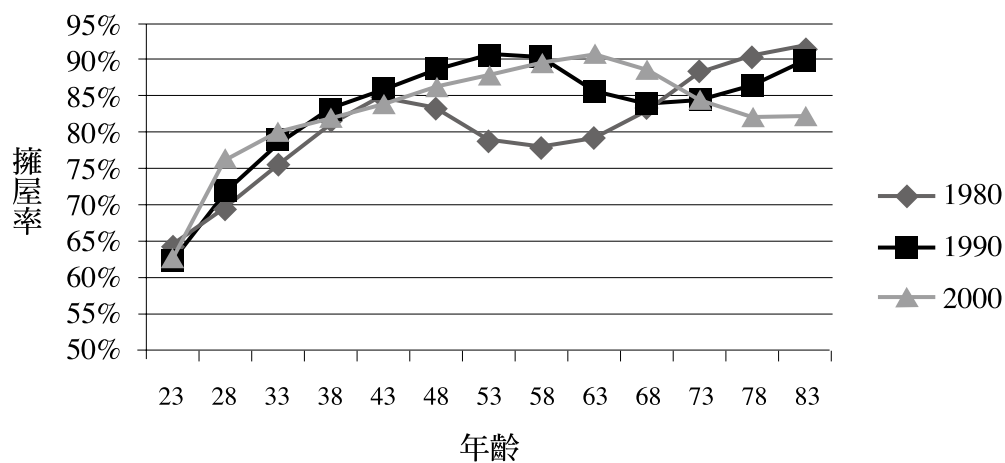
接下來，進行出生世代的分析，為了方便討論，我們用每五年的平均資料製成表一來討論。同樣的，其數值亦是由該普查年，同一出生級距男性家戶代表擁屋狀況平均而來，即擁屋比率。因資料的限制，較晚的出生世代在1980年或1990年的資料處理，存在未追蹤的情況，而較早的出生世代，則在1990年或2000年的資料處理也有未追蹤的情況。

由表一可以觀察到以下幾個現象：第一，1938年出生的族群，在這三個普查年的擁屋率狀況，相對於其他出生世代的男性家戶代表擁屋率是相對較高的，顯示這個年代出生的男性具有擁屋的優勢；第二，1938到1958出生的世代，在三個普查年其擁屋率是上升的。第三，1918到1933出生的世代，在前二個普查年擁屋率是上升的，2000年則是下降的，可能是因為2000年時年事已高的原因。第四，1908到1913年出生的，則沒有顯出年事已高，擁屋率下降的現象。

#### 2. 平均每人樓地板面積

圖二是各個年齡男性家戶代表在不同普查年每人平均樓地板面積分布圖。由圖二可發現隨著普查年的推進，各個年齡層的每人平均樓地板面積都是漸增的。

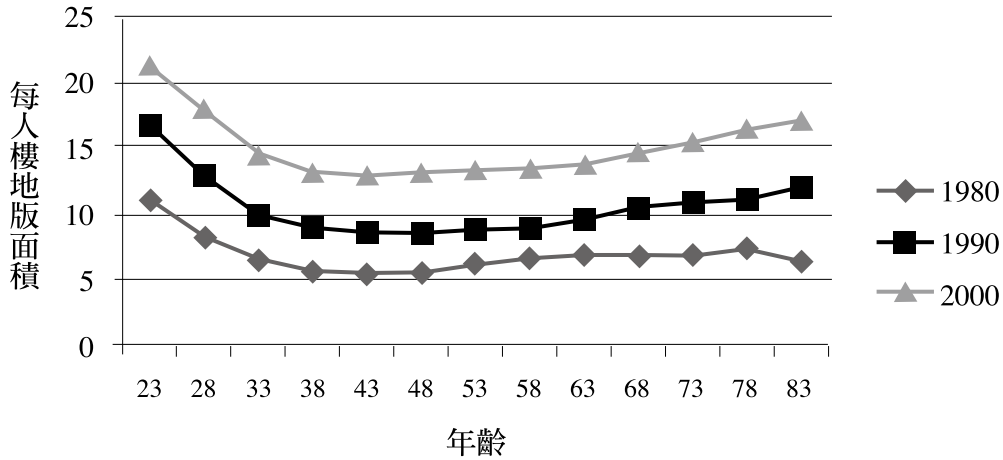
在年齡變數上的分析，第一，在各個普查年度，23歲以上的男性代表，隨著年齡漸增，每人樓地板面積是呈現先降再緩升的分布。此種變化顯然與家庭的生命週期有密切關係，當家中人口增加時，每人可分到的面積就減少了，而當家中子女長大離家時，家中人口減少，每人可分到的面積又回升了。第二，每人平均樓地板面積的最低峰年齡有隨普查年而降低的趨勢。1980年的普查資料中，每人平均樓地板面積的低峰出現於男性家戶代表年齡為46歲，



圖一 擁屋率與男性家戶代表年齡關係圖

表一 追蹤各出生世代之男性家戶代表於各年齡及各普查年的擁屋率

出生年	年齡(1980)	年齡(1990)	年齡(2000)	擁屋率(1980)	擁屋率(1990)	擁屋率(2000)
1978			23			0.6285
1973			28			0.7640
1968		23	33		0.6250	0.8023
1963		28	38		0.7211	0.8201
1958	23	33	43	0.6476	0.7888	0.8394
1953	28	38	48	0.6959	0.8315	0.8629
1948	33	43	53	0.7577	0.8610	0.8795
1943	38	48	58	0.8166	0.8895	0.8965
1938	43	53	63	0.8524	0.9071	0.9089
1933	48	58	68	0.8350	0.9047	0.8878
1928	53	63	73	0.7894	0.8575	0.8456
1923	58	68	78	0.7805	0.8395	0.8231
1918	63	73	83	0.7949	0.8474	0.8236
1913	68	78		0.8335	0.8655	
1908	73	83		0.8855	0.8992	
1903	78			0.9052		
1898	83			0.9183		



圖二 每人樓地板面積與男性家戶代表年齡關係圖

1990年的普查資料中，出現於44歲，2000年的普查資料中，出現於42歲。

接下來，關於出生世代的討論，表二同樣使用每五年一次的點資料來做討論，其數值亦是由該普查年，同一出生年的男性家戶代表平均樓地板面積，這樣方便我們觀察各個出生世代在這20年間的每人平均樓地板面積之變化。由表二可以觀察到以下幾個現象：第一，就追蹤得到的世代資料中，出生世代在1908至1953間，每人樓地板面積在這20年間，其平均樓地板面積是一直在增加的，1958及1968年出生的則有在某一個普查年住宅面積下降的現象；第二，出生世代似乎與每人樓地板面積的變化沒有明顯的相關性，這從圖二中三個普查年各年齡擁屋率的曲線大體上是平行的也可看出來。

從以上敘述性統計的討論，我們可以觀察到，從橫斷面分析角度的普查年效果、年齡效果，以及從縱斷面分析的出生世代效果，然而，由於沒有固定住與其他變數的交互影響，所觀察到的效果並不完整，這將有待下面進一步的迴歸統計分析加以釐清。

#### 四、模型設定

由於所要討論的被解釋變數有兩個，根據其性質的不同，我們將使用兩種不同的迴歸模型來加以討論。首先，針對擁屋率的討論，我們將採用機率迴歸模型，而樓地板面積的分析則採用一般線性迴歸模型，其模型建構如(1)式與(2)式。

$$\Pr(ho = 1 \mid y, a, c, x) = \Phi(y, a, c, x) \dots\dots\dots (1)$$

$$PERA = g(y, a, c, x) \dots\dots\dots (2)$$

表二 男性家戶代表各出生世代於各年齡及各普查年的每人樓地板面積

出生年	年齡(1980)	年齡(1990)	年齡(2000)	每人樓地板面積(坪)		
				1980	1990	2000
1978			23			21.39
1973			28			18.10
1968		23	33		16.88	14.58
1963		28	38		12.99	13.25
1958	23	33	43	11.18	10.02	13.06
1953	28	38	48	8.23	8.96	13.30
1948	33	43	53	6.49	8.69	13.45
1943	38	48	58	5.75	8.72	13.53
1938	43	53	63	5.45	8.88	13.88
1933	48	58	68	5.57	9.01	14.81
1928	53	63	73	6.23	9.56	15.61
1923	58	68	78	6.71	10.49	16.66
1918	63	73	83	6.93	10.95	17.23
1913	68	78		6.84	11.19	
1908	73	83		6.94	12.16	
1903	78			7.50		
1898	83			6.44		

其中，(1)式中 $ho=1$ 表示該住宅單位為居住人所擁有， $ho=0$ 表示非居住人所有，故 $\Pr(ho=1|\bullet)$ 可表示為擁屋的條件機率；另外，(2)式中的 $PERA$ 表示每人樓地板面積；最後， $y$ 表示普查年變數； $a$ 表示年齡變數； $c$ 表示出生世代變數； $x$ 則表示其他的解釋變數。而 $\Phi$ 為標準常態累積機率函數，換言之，式(1)是一個Probit模型， $g$ 則為一般線性函數，這是因為擁屋與否為間斷選擇的性質，而每人平均樓地板面積則為連續變數，所以在擁屋率的估計上需要用一累積機率函數，使擁屋機率的預測值可以被限制在(0,1)之間。

有了以上的認識後，接著進一步設定我們所要使用的實證迴歸模型。

### (一) 聯立實證模型之設定

由於擁屋決策與居住面積的決策是會相互影響的(註2)，所以我們將式(1)與式(2)設定為聯立方程式。住宅權屬與居住面積之間的關係可能為互補也可能為替代，因時代社經條件的改變而有不同。互補指的是擁屋者每人樓地板面積較租屋者為大，此狀況為購屋民眾因預期心理及房屋轉換成本的考量，寧願直接購買符合未來居住空間需求的房屋，而租屋民眾則因為要存錢購屋，而對於短期的居住品質較不要求；至於替代關係則表示擁屋情況下，每人樓地板面積反而較小，這可能因為在房價上升的情況下，新購屋者的居住成本(包括折舊與還款付息的負擔等)遠大於租屋成本，使得選擇租屋的民眾較有能力去追求居住空間的提升。綜上所



論，擁屋決策與居住面積的決策是交互影響的，所以應該將每人樓地板面積變數納入住宅權屬模型中，並且將住宅權屬變數納入每人樓地板面積模型，因此我們建構了一組聯立迴歸模型式(3)與式(4)。式(3)同式(1)是一機率迴歸模式，用來估計擁屋的機率。式(4)為一線性迴歸模型，用來估計每人樓地板面積。此外，我們用也要考慮影響擁屋與居住面積的其他因素，因為式(3)與式(4)中包含的其他解釋變數並不完全相同，我們以 $X_1$ 、 $X_2$ 向量分別來代表。式(3)與式(4)可表示如下：

$$\begin{cases} HO = \Pr(ho = 1 \mid y, a, c) = \Phi(y, a, c, X_1, PerA) \dots\dots\dots (3) \\ PerA = g(y, a, c, X_2, HO) \dots\dots\dots (4) \end{cases}$$

式(3)與式(4)此種由一個probit模型與一個線性迴歸模型所組成的聯立模型與Maddala(1983)第245頁的模式3是相同的，我們採用LIMDEP第八版的使用手冊(Greene, 2002)所建議的方式來執行我們的估計步驟。首先，我們必需先利用包含所有外生變數的縮減模型(註3) (reduced form)估計 $HO$ 、 $PerA$ ，再將 $HO$ 、 $PerA$ 的估計值放到聯立模型式(3)與式(4)中去估計迴歸參數，最後估計調整後的變異數-共變異數矩陣來評判迴歸參數的是否顯著。

## (二) 解釋變數之選擇與定義

式(3)及式(4)中所使用的解釋變數設定如下：

### 1. 普查年、年齡與出生世代

首先，在普查年、年齡、出生世代方面，我們均設為虛擬變數。其中，普查年變數分成三組，以 $y_0$ 、 $y_1$ 、 $y_2$ 來代表普查年1980年、普查年1990年以及普查年2000年，例如：當 $y_0 = 1$ ， $y_1 = 0$ ， $y_2 = 0$ 表示該組資料為1980年的普查資料。接著我們將同樣的概念應用在年齡群的分組和出生世代的分組，以每五年為一組，所以以 $a_0$ 、 $a_1$ 、 $a_2$ 、 $a_3$ 、 $\dots\dots$ 、 $a_{12}$ 來代表年齡群從20歲到85歲的13個分組；用 $c_0$ 、 $c_1$ 、 $c_2$ 、 $c_3$ 、 $\dots\dots$ 、 $c_{16}$ 來代表從1896年到1981年出生的17個出生世代分組。普查年(year)、年齡(age)、出生年(cohort)的分組代號，在式(3)、式(4)中的參數及基準組的設定列於表三。

### 2. 其他解釋變數之設定與統計量

由於我們使用的是個別家戶的資料，除了前所討論的解釋變數外，還需要控制個別家庭的差異性。換言之，也就是一些其他也會影響家庭住宅決策的變數必需要納入，才能真正離析出年齡效果與出生世代效果。此處對於其他解釋變數進入模型之理由，進行簡略的探討，以便對於家戶住宅行為有完整的認知。

婚姻狀況可區分成未婚、已婚或同居、離婚或分居、喪偶等四種狀態。台灣傳統之觀念，普遍認為擁有自有住宅是結婚的前提，因此，婚姻狀況對於擁屋狀況具有相當程度的影響力。另外，考量其對於每人樓地板面積的影響相對與其他變數應屬較小，基於聯立模型認定的需要，婚姻狀況納入擁屋機率模型，而不納入每人樓地板面積模型。

男性家戶代表是否就業(WORK)可代表家戶短期內的經濟狀況，短期內若無工作，表示其較有機會需要週轉，除了其他的資金來源，可能會有出售住宅、轉換住宅等手段進行融通，因此，其對於擁屋狀況與每人樓地板面積應都有直接之影響。

男性家戶代表之教育程度(EDU)以教育年限來衡量，教育年限可以代表該戶的社經條件，

表三 普查年、年齡與出生年各分組之代號

	普查年分組		出生年分組
year:	1980年 y0=1	cohort:	出生於1896~1900 c0=1
	1990年 y1=1 (基準組)		出生於1901~1905 c1=1
	2000年 y2=1		出生於1906~1910 c2=1
	年齡分組		出生於1911~1915 c3=1
age:	21~25歲 a0=1 (基準組)		出生於1916~1920 c4=1
	26~30歲 a1=1		出生於1921~1925 c5=1
	31~35歲 a2=1		出生於1926~1930 c6=1
	36~40歲 a3=1		出生於1931~1935 c7=1
	41~45歲 a4=1		出生於1936~1940 c8=1
	46~50歲 a5=1		出生於1941~1945 c9=1
	51~55歲 a6=1		出生於1946~1950 c10=1
	56~60歲 a7=1		出生於1951~1955 c11=1
	61~65歲 a8=1		出生於1956~1960 c12=1
	66~70歲 a9=1		出生於1961~1965 c13=1
	71~75歲 a10=1		出生於1966~1970 c14=1 (基準組)
	76~80歲 a11=1		出生於1971~1975 c15=1
81~85歲 a12=1		出生於1976~1980 c16=1	

也代表該戶的人力資本，通常會與該戶的所得有高度相關，因此教育年限對於擁屋機率與居住面積應都有正面的影響。教育程度通常也與該戶的流動性相關，高教育程度者可以在不同地區就業的能力較高，所以搬遷的機率也較高(薛立敏等，2007)，進而可以推斷對擁屋機率有負面的影響，所以教育程度與住宅權屬與居住面積應該都有相關。然而為了估計聯立方程式時認定的需要，我們認為由於教育程度與住宅權屬之間的關係有正負兩面的影響，兩個影響可能互相抵銷。相較於其他變數對於擁屋的影響，教育的影響可能是較不確定的，所以選定教育程度僅包括在每人居住面積(即式(4))中。

此外，家戶人數也是重要變數，在擁屋率方面，平均而言家中人數較多，有所得者也會較多，家戶的總所得會較高，有較高的支付能力。過去的研究多發現家戶人數較多者的擁屋機率會較高(Hsueh & Chen, 1999)。家戶人數對平均每人居住面積的影響則是負的，意即每戶人數愈多，每人平均居住面積會愈少，這是因為家中人數多時平均每人分配到的公共區域，如客廳、廚房面積較小所造成的，可以稱之為家庭人數的規模經濟。

本文也納入現居地縣市虛擬變數，此變數可以控制地區房價差異的影響，以及城鄉差異的影響。至於房價長期性的影響，將反映在出生年的效果上。

家戶所得也應是重要變數，文獻上通常認為應納入恆常所得變數(Hsueh & Chen, 1999)。在橫斷面資料上，通常以人力資本變數來估計恆常所得(如：Musgrove, 1979；Hsueh & Chen,

1999) (註4)，換言之，恆常所得即是這些人力資本變數的線性組合。由於本文已經納入人力資本變數(教育程度、年齡、性別等)，等於已經間接考慮了恆常所得的影響，不正式估計一個恆常所得變數應不會導致對主要有興趣的變數的估計產生嚴重偏誤的問題。由於受到資料取得上的限制，加上所得之影響並非本文的討論重點，因此不擬包括此一變數。

此外由於本篇研究之男性家戶代表包括男性戶長和女性戶長之配偶，因此我們納入是否為戶長(HEAD)的虛擬變數，以解釋男性戶長和女性戶長之配偶在租擁選擇和住宅消費的差異。男性而不是戶長的通常屬於弱勢家庭的機率較高，在擁屋的機率及每人居住面積上都可能較為不利。

僅將上述之解釋變數的標記符號與敘述統計分三個普查年列於表四。從表四中可以看出，三個普查年擁屋家戶每人樓地板面積在1980年及2000年時是小於租屋家戶(1980年為6.4坪與6.8坪，2000年為13.9坪與16.0坪)，而1990年則是擁屋家戶略大於租屋家戶(9.7坪與9.6坪)。租屋之男性家戶代表的教育年限在三個普查年均較高。擁屋家戶之已婚比率、就業比率及家戶人數則三個普查年均較租屋家戶多。

### (三) 其他問題之釐清

在設定了上述模型後，以下還有幾個問題，必須在分析之前加以釐清。

#### 1. 線性重合問題

將普查年、年齡、出生世代等三個解釋變數同時考慮時，會有線性重合的問題產生。譬如：有一個人1980年為35歲，則其出生世代必定為1946年；如此一來，三組解釋變數不再是隨機的，這便是所謂的完全線性重合，此時會有參數無法估計的現象。在之前的文獻中，關於解決線性重合問題的方法，呂朝賢等(1999)，參考Fienberg & Mason(1978)的建議，以及Browne(1995)的設定，使用了類似於我們前述式(3)與式(4)的設定，但並未設定基準組，而是加入四條限制式，令普查年效果總和為零、年齡效果總和為零、出生年效果總和為零，以及假定最晚的兩個出生世代效果相等，如此可在未設定基準組的設定下得出普查年效果、年齡效果、出生年效果。

另外，Deaton & Paxson(1994)與Deaton(1997)的研究是以出生年和年齡為準將資料加以平均組成準追蹤資料(quasi-panel data)的形式，處理線性重合的問題除在年齡虛擬變數及出生年虛擬變數各有一個省略變數外，再將調查年虛擬變數加以轉換以滿足時間趨勢向量與調查年效果向量之積為零，以及普查年效果總和為零兩個限制條件，全部共有四個限制條件。此方法的特色是不但可解決線性重合之問題亦可讓調查年效果反映景氣的循環，而將成長的效果則歸之於年齡效果與出生年效果。此一方法亦為Crossly & Ostrovsky(2003)所採用。

由於本研究的資料性質並非如Deaton & Paxson(1994)是長達十多年的年調查資料，無法採用他的方法(註5)，因此本研究採用另一種方法。首先年齡、出生年及普查年都使用了虛擬變數的設定，並分別設定適當的基準組作為省略變數。省略三個基準組相當於少估計三個參數，再加上基準組設定上的限制(詳下段基準組的設定)，共有四個限制條件，已可以解決線性重合的問題。本研究採用虛擬變數設定的方法，其好處是易於瞭解且容易操作。因為本研究使用的是十年一次的普查資料，不像採用年資料者可以反映景氣的循環，所以本研究普查年效果反映的是經濟成長的效果。

表四 其他變數之定義與統計量

1980年							
變數(標記符號)	單位	全體 (n=271205)		擁屋 (n=215457)		租屋 (n=55748)	
		平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
被解釋變數							
擁屋狀況(HO)	(0,1)	0.7944	0.4041	-	-	-	-
每人樓地板面積(PERA)	坪	6.5293	7.0823	6.4535	6.7316	6.8223	8.2928
解釋變數							
婚姻狀況							
未婚(UNMARRIED)	(0,1)	0.0626	0.2423	0.0527	0.2233	0.1012	0.3016
已婚或同居(MARRIED)	(0,1)	0.8804	0.3245	0.8908	0.3119	0.8401	0.3665
離婚或分居(DIVORCE)	(0,1)	0.0171	0.1296	0.0141	0.1179	0.0286	0.1666
喪偶(WINDOWER)	(0,1)	0.0399	0.1957	0.0424	0.2015	0.0302	0.171
就業狀態(WORK)	(0,1)	0.8504	0.3567	0.8512	0.3559	0.8476	0.3594
教育程度(EDU)	年	7.5591	4.3029	7.2084	4.2608	8.9145	4.1947
家戶人數(MEMBER)	人	5.2177	2.5766	5.4403	2.6348	4.3571	2.1295
是否為戶長(HEAD)	(0,1)	0.9454	0.2273	0.9468	0.2244	0.9396	0.2382
1990年							
變數(符號)	單位	全體 (n=350377)		擁屋 (n=296163)		租屋 (n=54214)	
		平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
被解釋變數							
擁屋狀況(HO)	(0,1)	0.8453	0.3616	-	-	-	-
每人樓地板面積(PERA)	坪	9.6951	8.8365	9.7087	8.7043	9.6207	9.5258
解釋變數							
婚姻狀況							
未婚(UNMARRIED)	(0,1)	0.0636	0.244	0.0527	0.2234	0.123	0.3284
已婚或同居(MARRIED)	(0,1)	0.8757	0.33	0.888	0.3153	0.8081	0.3938
離婚或分居(DIVORCE)	(0,1)	0.0226	0.1485	0.0195	0.1381	0.0396	0.195
喪偶(WINDOWER)	(0,1)	0.0382	0.1917	0.0398	0.1956	0.0293	0.1688
就業狀態(WORK)	(0,1)	0.7973	0.402	0.805	0.3962	0.7554	0.4298
教育程度(EDU)	年	8.8352	4.3	8.6692	4.3261	9.7422	4.0357
家戶人數(MEMBER)	人	4.3288	2.0995	4.4468	2.1262	3.684	1.8167
是否為戶長(HEAD)	(0,1)	0.922	0.2682	0.9229	0.2667	0.9169	0.276

表四 其他變數之定義與統計量(續)

變數 (符號)	單位	2000年					
		全體 (n=471058)		擁屋 (n=397390)		租屋 (n=73668)	
		平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
被解釋變數							
擁屋狀況(HO)	(0,1)	0.8436	0.3632	-	-	-	-
每人樓地板面積(PERA)	坪	14.2604	12.9899	13.942	12.5202	15.978	15.1618
解釋變數							
婚姻狀況							
未婚(UNMARRIED)	(0,1)	0.0918	0.2887	0.0762	0.2653	0.1757	0.3806
已婚或同居(MARRIED)	(0,1)	0.8418	0.3649	0.8624	0.3445	0.7304	0.4437
離婚或分居(DIVORCE)	(0,1)	0.0332	0.1793	0.0274	0.1632	0.0648	0.2461
喪偶(WINDOWER)	(0,1)	0.0332	0.1792	0.034	0.1812	0.029	0.1679
就業狀態(WORK)	(0,1)	0.7472	0.4346	0.7504	0.4328	0.7299	0.444
教育程度(EDU)	年	10.2961	3.9705	10.2181	3.9915	10.717	3.8283
家戶人數(MEMBER)	人	3.6293	1.9527	3.7423	1.9613	3.0201	1.7869
是否為戶長(HEAD)	(0,1)	0.8924	0.3099	0.8893	0.3137	0.909	0.2876

## 2. 基準組的設定

對於基準組的設定，也有別於一般的橫斷面資料。本研究三組虛擬變數應設定三個基準組，然而因為普查年、年齡與出生世代本就有對應的關係存在，使得任意決定了其中兩個變數的基準組，則第三個變數的基準組也被決定出來了，換言之，第三個基準組的設定並非任意的。在本研究中，我們選定了以1990年為普查年(year)的基準組( $y_1 = 1$ )，20歲至25歲為年齡變數(age)的基準組( $a_0 = 1$ )，因此，出生年為1966年至1970年的出生世代，便成為世代變數(cohort)的基準組了( $c_{14} = 1$ )。在之後進行的實証迴歸分析中，基準組將會被當成省略變數(omitted variable)，不會被放入迴歸式中。

## 3. 出生世代未能完整追蹤問題

基於本研究對於資料的定義，在1980年至2000年之間，共有八個出生世代沒有被完整追蹤，這是由於我們將資料限定於三次普查年齡為20歲至85歲的戶長所造成，如：1896年至1900年( $c_0$ )、1901年至1905年( $c_1$ )、1971年至1975年( $c_{15}$ )以及1976年至1980年( $c_{16}$ )，這四個出生世代在這二十年間僅被觀察到一次；1906年至1910年( $c_2$ )、1911年至1915年( $c_3$ )、1961年至1965年( $c_{13}$ )以及1966年至1970年( $c_{14}$ )，這四個世代在這二十年間則被觀察到兩次；至於其餘的出生世代，在這二十年間的三個普查年則都可被觀察到。若想完整追蹤所有出生世代，則會有戶長年齡過小或過大的問題存在，其擁屋狀態較難追究其決策因素，如：年齡過小的戶長可能為孤兒，其所擁有的房屋多半繼承而來，年齡過大的戶長則其購屋能力可能來自於家戶中的其他成員，種種原因使得此二種戶長之資料之可信度不高，故此處我們限制年齡於20歲至85歲之間進行討論。

## 五、實證分析與結果討論

在這一節中，本研究對擁屋率、每人樓地板面積模型進行聯立模型的估計，估計結果，分別討論如下：

### (一) 擁屋率模型

經由聯立模型的估計，在式(3) probit model部分，我們除可以得到估計參數，還可以計算出邊際影響的參數值(註6)。本研究在這個部份建構了三種模式。模型一是最基本的型態，被解釋變數僅對普查年變數、年齡群變數、出生世代變數作迴歸分析，如此可以看到年齡與出生年的總效果，文獻上也有不放入其他變數的(如：Pitkin & Myers, 1994)。模型二，以模型一為基礎，在控制居住地效果後，再加入家戶人數、就業狀況、婚姻狀況、是否為戶長與每人樓地板面積等變數進行迴歸分析。模型三，在解釋變數上與模型二相同，但是在每人樓地板面積的變數設定上，模型二之每人樓地板面積是外生決定，亦即以調查家戶之每人樓地板面積原始資料，而模型三則是將是否擁屋(式(3))與每人樓地板面積(式(4))聯立估計。以下，本研究將各變數的邊際效果整理成表五(註7)與圖三。

首先討論每人樓地板面積與擁屋之間的互動關係。從表五的模型三我們可以發現當我們聯立估計時每人樓地板面積對擁屋的影響是正的(係數為0.0005)，但其效果並不顯著。從表六的模型三則可以發現住宅權屬對每人居住面積的影響是負的(係數為-0.5088)而且顯著。此一結果可顯示一般民眾的住宅決策可能是先決定是否擁屋，然後決定居住面積的大小。另一方面，在沒有聯立估計時(模型二)每人樓居住面積對擁屋的影響是正的(係數為0.0019)而且顯著(表五)；而住宅權屬對每人居住面積的影響也是正(係數為0.9181)而顯著的(表六)。因此，是否聯立估計所得的結果並不相同，所以聯立估計是有必要的。

其次討論模型二與模型三加入婚姻狀態與其他解釋變數的估計結果，我們發現模型二與模型三在這幾個變數的估計結果，符號皆相同，係數值的差異也不大。第一，家戶人數對於擁屋之機率具有正向效果與預期相符(係數分別為0.0233與0.0196)，這是因為家戶人數多之家戶，其平均就業人數通常會較多，對於住宅支出之整體負擔能力較強，因而對擁屋機率有正向的效果；第二，該家戶男性家戶代表如果就業，則相較於未業者具有較高的所得能力，因而有較高的住宅自有率，亦是符合預期的結果(係數分別為0.0454與0.0458)。第三，在婚姻狀態方面，家戶男性代表若為已婚或同居及喪偶，則其所居住之住宅有較高之機率為自有住宅，這可能是因為男性家戶代表為已婚或同居之家戶，有配偶共同負擔使住宅負擔能力較大，且較具有購屋之意願，而離婚或分居之家戶，除住宅負擔能力可能不如已婚或同居之家戶外，對於原先所購之住宅亦可能因為家庭解體空間需求改變、財產分配等因素而出售原有之自有住宅，造成較低的住宅自有率。第四，男性家戶代表如果是戶長則擁屋機率略低於非戶長(係數分別為-0.0032與-0.0012)然而模型三的係數並不顯著。

接著討論本文主要探討的目標，亦即普查年、年齡與出生世代效果。從表五及圖三可以發現模型二及模型三的結果極為相近。而模型一的效果則較另兩個模型要強。顯示模型二與模型三在加入其他解釋變數後，對普查年效果、年齡效果確實會有影響，顯示這些解釋變數與單純的普查年、年齡、出生年變數間具有相關性，為模型一中的重要遺漏變數。因此本研

表五 擁屋率模型估計結果

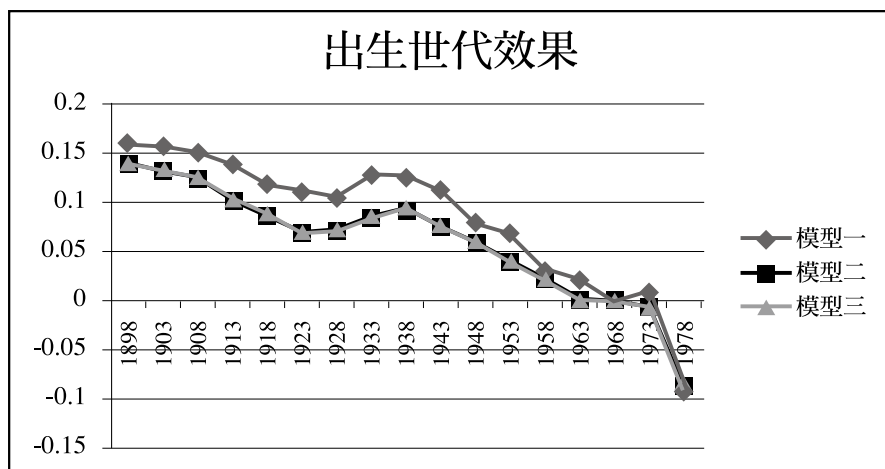
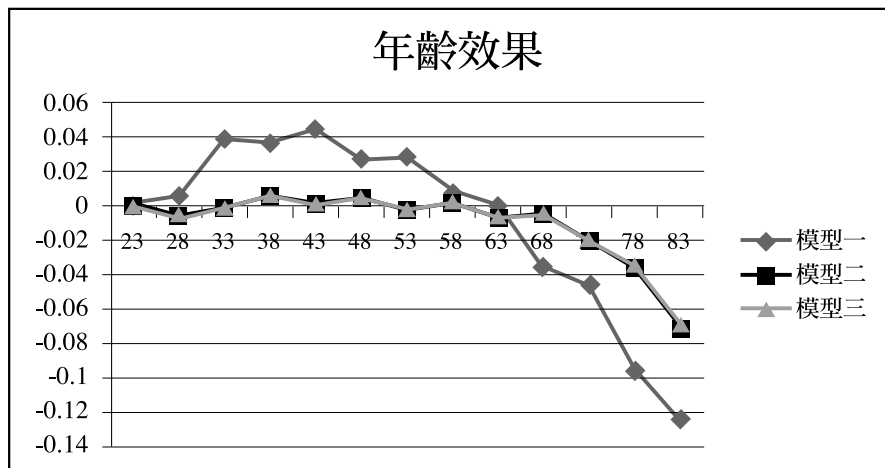
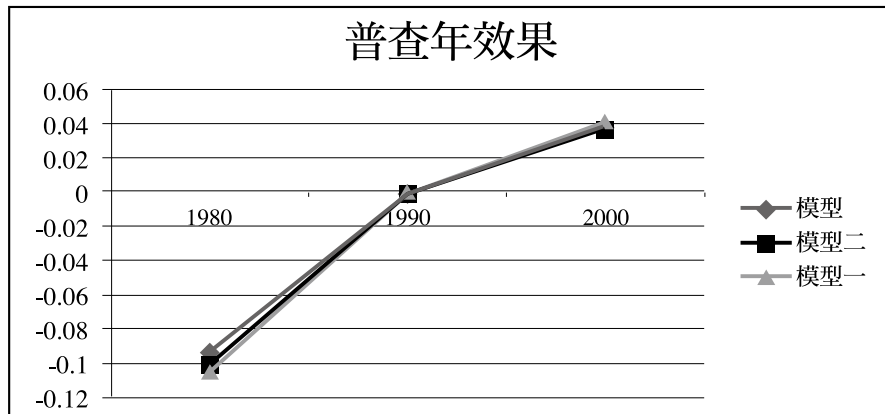
解釋變數	模型一	模型二	模型三	解釋變數	模型一	模型二	模型三
普查年				出生世代			
1980年(y0)	-0.0928*	-0.1024*	-0.1050*	1896年~1900年(c0)	0.1590*	0.1400*	0.1406*
1990年(y1)	-	-	-	1901年~1905年(c1)	0.1568*	0.1327*	0.1335*
2000年(y2)	0.0383*	0.0368*	0.0413*	1906年~1910年(c2)	0.1505*	0.1247*	0.1255*
年齡				1911年~1915年(c3)	0.1393*	0.1026*	0.1033*
20歲~25歲(a0)	-	-	-	1916年~1920年(c4)	0.1187*	0.0869*	0.0877*
26歲~30歲(a1)	0.0053*	-0.0052*	-0.0047*	1921年~1925年(c5)	0.1111*	0.0697*	0.0705*
31歲~35歲(a2)	0.0393	-0.0007	-0.0005	1926年~1930年(c6)	0.1042*	0.0713*	0.0724*
36歲~40歲(a3)	0.0362*	0.0057*	0.0061	1931年~1935年(c7)	0.1280*	0.0845*	0.0861*
41歲~45歲(a4)	0.0448*	0.0017*	0.0020	1936年~1940年(c8)	0.1248*	0.0928*	0.0947*
46歲~50歲(a5)	0.0274*	0.0047*	0.0052	1941年~1945年(c9)	0.1122*	0.0752*	0.0768*
51歲~55歲(a6)	0.0288*	-0.0022*	-0.0019	1946年~1950年(c10)	0.0802*	0.0597*	0.0611*
56歲~60歲(a7)	0.0086*	0.0020*	0.0026	1951年~1955年(c11)	0.0687*	0.0404*	0.0411*
61歲~65歲(a8)	0.0006*	-0.0061*	-0.0060	1956年~1960年(c12)	0.0324*	0.0218*	0.0224*
66歲~70歲(a9)	-0.0357	-0.0042*	-0.0040	1961年~1965年(c13)	0.0208*	0.0004	0.0007
71歲~75歲(a10)	-0.0461*	-0.0202*	-0.0195	1966年~1970年(c14)	-	-	-
76歲~80歲(a11)	-0.0961*	-0.0362*	-0.0343*	1971年~1975年(c15)	0.0087	-0.0064*	-0.0058
81歲~85歲(a12)	-0.1244*	-0.0714*	-0.0688*	1976年~1981年(c16)	-0.0950*	-0.0858*	-0.0846*
婚姻狀態				其他變數			
未婚	-	-0.0471*	-0.0391*	家人戶數	-	0.0233*	0.0196*
已婚或同居	-	-	-	是否就業	-	0.0454*	0.0458*
離婚或分居	-	-0.1080*	-0.1039*	每人樓地板面積	-	0.0019*	0.0005
喪偶	-	0.0073*	0.0097*	Wald Chi-square	22473*	61977*	61785*
是否為戶長	-	-0.0032*	-0.0012	Pseudo R-square	0.0230	0.0684	0.0659

(\*)表示在95%的信賴水準下達到顯著

究將採用模型三進行普查年效果、年齡效果、出生世代效果的討論。

第一，普查年效果，從表五可知相對於1990年(基準組)，1980年效果為負向(係數-0.1050)，而2000年則為正向(係數0.0413)，顯示這二十年間擁屋率是一個增加趨勢。合理的解釋為這三個普查年所代表的二十年間，台灣整體經濟是處於一個持續成長的階段，使得所有不同群體的民眾，在排除其他變數影響的情況下，呈現一年比一年好的狀況。同時，這二十年間由於訊息傳播媒介的進步，不動產交易制度的日漸健全，也使得交易成本變低；以上種種，皆使得所有民眾在這二十年間的購屋負擔能力持續增強，反映出來的便是我們所說的普查年效果。

第二，年齡效果方面，相對於20歲至25歲(基準組)，模型一呈現中年擁屋率明顯較高的情況，但在控制了其他變數之後發現，中年時期的擁屋機率僅略微提高，整體而言男性家戶代



註：橫軸座標顯示之年齡與出生世代為組中點值

圖三 普查年、年齡與出生世代對擁屋率之效果圖示



表年齡在70歲之前並沒有很明顯的變化，而過了70歲之後則擁屋率明顯降低。此一發現與過去文獻中年齡愈大擁屋率愈高的看法有很大的歧異(Hsueh & Chen, 1999)。

第三，出生世代的效果，相對於1966年至1970年(基準組)的出生世代，較早出生世代的影響效果是正向，較晚的出生世代則是負向的，且越早出生的世代其正向效果越大。這也就是說在這二十年中，較早出生的民眾將有較高的擁屋機率，這可能是因為較早的出生世代，相對於1966年至1970年(基準組)的出生世代，空間競爭的狀況較不激烈，且觀念上可能以房屋為主要的財富象徵，故較為致力於擁有自用住宅。控制其他變數對於此一趨勢並沒有太大的影響，只是使效果稍微減弱而已。

而綜合普查年效果、年齡效果與出生世代效果，也顯示出過去從單一橫剖面資料中所發現的年齡愈大擁屋率愈高的現象，在中年以前是受到年齡效果的影響，但是老年時則主要是受到出生世代效果的影響，因為年齡效果在此時已經是呈現負效果了。

另外，從表五可看出1931年至1940年的這兩個出生世代，較之前後出生世代的擁屋率則具有明顯較佳的表現，這顯示在描述性統計中發現的1936年左右出生的擁屋高峰群在控制了其他變數後仍然出現，可能是因為適逢政府於1950年至1965年間的土地改革，使得這一批當時正值勞動力主力的人口，相對富裕了起來，而且這一批人口亦是日本統治台灣之時，相對年輕的族群，因此可能曾接受過較完整的幼年教育，從而也使得這兩個出生世代的民眾在所觀察到的這二十年中，較相鄰的出生世代有較佳的表現(註8)。至於1976年以後出生的世代，其擁屋機率相對於1966年至1970年(基準組)的出生世代是顯著的較低，最主要的原因可能是1980年代後期的房價大漲，使得此時將要進入房屋市場之出生世代的購買力大受影響，其次，由於投資管道的多元化，使得年輕族群對於住宅的投資意願減低，轉而以租屋滿足其居住需求。

在這部份的實證結果與Crossley & Ostrovsky(2003)對加拿大的分析結果很不同，在那篇文章中，發現加拿大老年人口於橫斷面圖上擁有較低的擁屋率是由於年齡效果與世代效果的負向相加，而就我們本篇文章中，較早的出生世代之擁屋效果卻是顯著正向的，與負向的年齡效果是相互抵銷的關係，所以呈現於圖一的擁屋率橫斷面圖上，並沒有明顯的老年人口擁屋率下降的狀況。也就是說，在年齡效果上，台灣與加拿大的結論是一致的，但在世代效果上卻有顯著的不同，而這部份的差異可能主要來自台灣地稠人狹的空間競爭較強與財富觀念的轉變所致。接下來，我們要討論的是可以代表住宅需求指標的每人樓地板面積，以進一步認識台灣居民的住宅行為變化。

## (二) 每人樓地板面積模型

在每人樓地板面積的估計上，我們也建構出三個模型來比較：模型一，解釋變數僅包括普查年變數、年齡群變數以及出生世代變數，與擁屋率分析之模型一相同，作為最基本之研究模型架構；模型二，以模型一為基礎，並在控制現居地效果後，再增加家戶人數、戶長就業狀況、教育程度、教育程度平方、是否為戶長與住宅權屬等變數；模型三，在解釋變數上與模型二相同，但是在住宅權屬的變數設定上，模型二之住宅權屬是外生決定，亦即以現居住宅之權屬設定虛擬變數，而模型三則是將式(3)與式(4)的聯立估計。

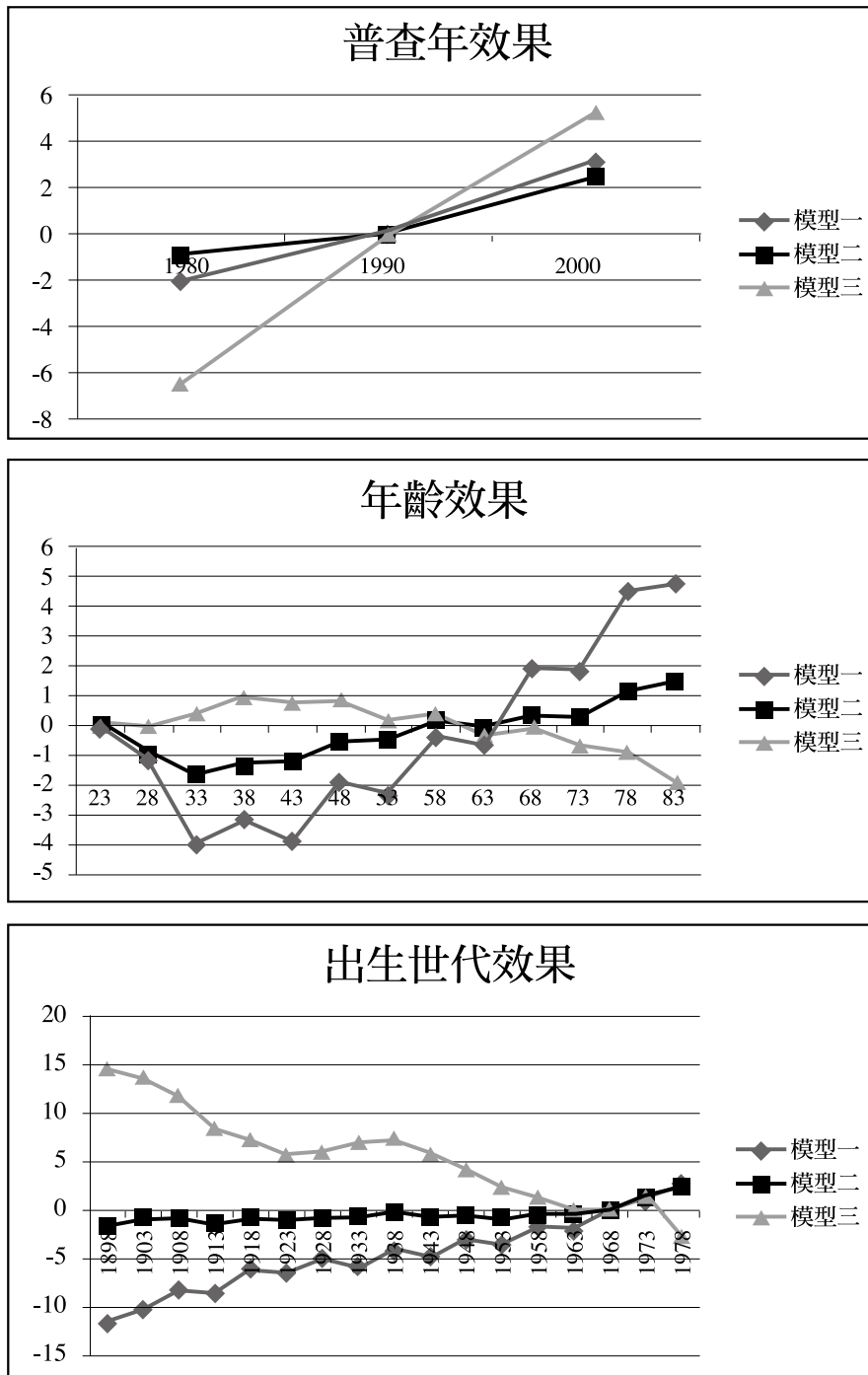
估計所得的係數值，整理成表六與圖四，其係數值為每人樓地板面積的邊際變化量。

表六 每人樓地板面積模型估計

解釋變數	模型一	模型二	模型三	解釋變數	模型一	模型二	模型三
普查年				出生世代			
1980年(y0)	-2.0497*	-0.9389*	-6.4930*	1896年~1900年(c0)	-11.7954*	-1.8446*	14.5711*
1990年(y1)	-	-	-	1901年~1905年(c1)	-10.3494*	-0.9135*	13.6805*
2000年(y2)	3.1452*	2.4547*	5.2119*	1906年~1910年(c2)	-8.2362*	-0.9374*	11.6937*
年齡群				1911年~1915年(c3)	-8.6510*	-1.4814*	8.4065*
20歲~25歲(a0)	-	-	-	1916年~1920年(c4)	-6.1382*	-0.8888*	7.1219*
26歲~30歲(a1)	-1.1425*	-0.8921*	0.0010*	1921年~1925年(c5)	-6.6218*	-1.1681*	5.5946*
31歲~35歲(a2)	-3.9507*	-1.6090	0.4042	1926年~1930年(c6)	-5.0135*	-0.8975*	5.7992*
36歲~40歲(a3)	-3.1273*	-1.2180*	0.9618*	1931年~1935年(c7)	-5.9743*	-0.7327*	6.8554*
41歲~45歲(a4)	-3.8668*	-1.1054*	0.7751*	1936年~1940年(c8)	-4.1765*	-0.3051*	7.3084*
46歲~50歲(a5)	-1.8744*	-0.5145*	0.9009*	1941年~1945年(c9)	-4.7422*	-0.7162*	5.6107*
51歲~55歲(a6)	-2.2891*	-0.4434*	0.1754*	1946年~1950年(c10)	-2.9347*	-0.6352*	4.1776*
56歲~60歲(a7)	-0.3363*	0.1964*	0.4125*	1951年~1955年(c11)	-3.5513*	-1.0160*	2.3784*
61歲~65歲(a8)	-0.6642*	-0.0491*	-0.2750*	1956年~1960年(c12)	-1.6708*	-0.6390*	1.2194*
66歲~70歲(a9)	1.9447*	0.3504*	-0.0453*	1961年~1965年(c13)	-2.0342*	-0.5484	-0.0337
71歲~75歲(a10)	1.8449*	0.2960*	-0.6757	1966年~1970年(c14)	-	-	-
76歲~80歲(a11)	4.5266*	1.1498*	-0.8540*	1971年~1975年(c15)	0.6067*	1.2772*	1.2048*
81歲~85歲(a12)	4.7988*	1.5153*	-1.8542*	1976年~1981年(c16)	2.7576*	2.4620*	-2.6329*
其他變數				其他變數			
家戶人數		-2.2977*	-1.3367*	是否為戶長		2.0630*	1.5447*
是否就業		-0.3805*	2.0622*	截距項	15.4877*	16.5186*	50.2001*
教育程度		0.0076*	0.0396*				
教育程度平方		-0.0105	-0.6565*	F-value	4270*	4552*	4844*
住宅權屬		0.9181*	-0.5088*	R-square	0.3112	0.1009	0.3292

(\*)表示在95%的信賴水準下達到顯著

首先分析住宅權屬的影響，從表六可以發現模型二(係數0.9181)與模型三(係數-0.5088)的係數符號相反。模型三顯示擁屋機率與每人居住面積是呈負向關係，意味著住宅之所有權與住宅面積之間具有取捨之關係。這可能由於房價高漲使得擁屋成本高於租屋成本，所以擁屋者必須犧牲居住面積。此一結果與表四描述性統計1980與2000年的發現是一致的，然而此與過去認為租屋者的住宅面積較小不同。此可能有兩種原因，一是過去沒有將住宅權屬作為內生變數，二是過去的文獻是以全戶住宅面積來比較而非以平均每人面積來比較(Hsueh & Chen, 1999)。我們認為租屋者每人居住面積較大可能還受到租屋者平均家戶人數較少的影響，雖然我們已經包括了家戶人數作為解釋變數，但是還是有經濟規模的問題，因為家戶人數較多可以有較多的人可以分擔住宅中的公共面積。然而居住品質除了面積之外，還有屋齡、內部裝



註：橫軸座標顯示之年齡與出生世代為組中點值

圖四 普查年、年齡與出生世代對每人樓地板面積效果之圖示

潢、外部環境等其他因素，根據統計(註9)，供出租房屋的屋齡通常較大，其他方面租屋的條件可能也不如擁屋，因此我們不能單以租屋者的每人居住面積較大，就斷定租屋者的居住品質較佳。

其次分析其他變數的影響。第一，模型二與模型三都顯示家戶人數對於每人居住空間之影響為顯著負向(係數分別為-2.2977與-1.3367)，表示人數多之家戶，其戶內每人使用空間將較人數少之家戶為小。這是因為雖然家戶整體住宅負擔能力提高使得住宅總面積較大，然而部份公共設施，如：客廳、廚房、衛浴、陽台等，具有共享的性質，其面積並不因家戶人數增加而成比例增加，造成家戶人數對每人樓地板面積之影響為負向。

第二，在男性家戶代表是否就業方面，模型二與模型三所估計之符號相反(係數分別為-0.3805與2.0622)，模型三之估計結果，發現有就業之家戶，平均每人樓地板面積較大。男性家戶代表有就業之家戶其家戶整體所得水準應較未就業的家戶更具有追求生活品質之能力，故有較大的每人居住空間應屬合理。第三，在教育程度方面，結果顯示教育年數愈多者居住面積愈大(模型二與模型三係數分別為0.0076與0.0396)，然而由於教育程度平方的係數是負的，顯示其效果是遞減的。第四，男性家戶代表是戶長的家戶每人居住面積大於非戶長的家戶(係數為2.0630與1.5447)。

接著我們討論普查年、年齡與出生世代的影響。比較三個模型，發現普查年效果、年齡效果、出生世代效果隨著模型的改變而有極大的差異。然而，同擁屋率分析所言，模型一存在著重要遺漏變數之計量問題，而模型二則有擁屋狀態與每人居住空間互為因果之疑慮，因此，本研究將採用模型三之聯立迴歸模型之估計，作為普查年效果、年齡效果、出生世代效果分析之依據。

第一，由表六與圖四可發現在普查年效果方面，相對於1990年(基準組)，1980年為負向(係數為-6.4930)，而2000年則為正向(係數為5.2119)，亦即每人居住樓地板面積從1980年開始的20年是維持持續上升的趨勢。其解釋大致如同於擁屋率所述，這二十年間，民眾的購買能力是持續增強的，除了反映於擁屋率上，也反應在表現生活品質提升的樓地板面積增加。

第二，在年齡效果方面，相對於20歲至25歲(基準組)，年齡效果有先正後負的現象，並在35歲至40歲時達到最高峰，隨後逐漸遞減，約於60至65歲之後回到與基準組相同的水準，然後轉為負向效果。此種變化符合生命週期理論的預期，也就是隨著年齡的增加，所得能力提高而有提升生活品質的能力，再隨著年紀漸長而所得下降，所以在60至65歲之後轉為負向效果。

第三，在出生年效果方面，相對於1966年至1970年(基準組)的出生世代，較早的出生世代的效果是正向，較晚的出生世代則是負向的，且越早出生的世代其正向效果越大，顯示愈早出生者，每人居住面積越大。這是因為出生世代較早的居民處於都市化程度不高的時代，對於空間的競爭較不激烈，且相對於較晚的出生世代具有先佔優勢；而較晚的出生世代則因台灣人口有向幾大都會區移動之現象，造成出生世代較晚的族群對於每單位面積皆須負擔較高的代價，因此，其每人樓地板面積之出生世代效果較差。

總結本節的討論，我們發現是否聯立估計住宅權屬與住宅面積兩決策對於估計結果是有影響的，在聯立估計時，我們發現住宅權屬對居住面積之間的影响是負的，而未聯立估計時兩者是呈正相關。其次，在普查年、年齡與出生年效果方面，是否聯立估計在分析住宅權屬

上沒有明顯的影響，但是在分析居住面積時聯立估計(模型三)與未聯立估計(模型二)的結果則有相當大的差異。

此外，由於表五發現每人樓地板面積對住宅權屬的影響並不顯著，如果在權屬選擇模型中不放入每人樓地板面積變數，則式(2)與式(3)成為一個遞迴模型(recursive model)。我們比較遞迴模型與聯立模型的估計結果，可以發現不論是住宅權屬方面或每人居住面積方面，在普查年、年齡與出生年的效果幾乎是全完相同的。換言之，採用遞迴模型或聯立模型對於本文主要的研究變數的估計結果是沒有影響的。

## 六、結論

本研究以三個普查年的資料來分析出生世代、年齡與普查年對於擁屋機率與每人平均居住面積的影響。這是台灣住宅研究首次考慮到出生世代的影響。過去的研究中發現年齡對於擁屋有正向的影響，亦即年齡愈大擁屋率愈高，然而在離析出生世代的影響後，發現與20-25歲相較，在中年時的擁屋機率僅略微提高，但是60歲之後擁屋機率就一路下降了，這與生命循環理論的預期是相同的。台灣過去發現年齡愈大擁屋率愈高其實是受到出生世代的影響。本研究發現愈早出生的世代擁屋機率愈高，這反映了台灣土地資源稀少房價高，先出生者有先佔的優勢。

擁屋同時具有消費與投資雙重意義，因此每人居住面積較住宅權屬更能正確反映對住宅的消費。然而本研究發現年齡與出生世代對每人居住面積的效果與對擁屋的效果十分的近似，亦即由年輕至中年的居住面積漸增，至老年時漸減；另一方面出生年代愈早者居住面積愈大。

本研究同時也發現1970年以後出生的年輕世代，擁屋機率大幅下降，每人居住面積也明顯下降，顯示出1980年代末期房價大漲的影響。晚出生世代的居住福利顯然較早出生世代為差，此一世代的公平性問題是值得重視的議題。

在研究方法上，我們發現是否聯立估計住宅權屬與居住面積是會造成差異的，除了發現住宅權屬對於居住面積有負的影響外，對於其他變數也會有影響。尤其是在分析居住面積時，將住宅權屬以內生方式納入會對普查年、年齡、出生年的估計結果造成很大的差異。

## 註 釋

- 註1：Cohort的中文翻譯並不統一，有稱為世代、年群、年輪等，本文將之翻譯成「出生世代」，但在引述相關中文文獻時則保留該文原有之用法以存其真，並避免混淆。英文文獻則用出生世代或直接用cohort。
- 註2：林祖嘉(1994)，認為家戶的住宅需求很大程度的受到住宅租買選擇的影響，若忽略租買選擇變數，則對於住宅需求的參數估計將產生相當嚴重的偏誤。
- 註3：縮減模式為：
$$\begin{cases} H = \Phi(y, a, c, X) \\ PerA = g(y, a, c, X) \end{cases}$$
，此處 $X$ 為 $X_1$ 和 $X_2$ 的聯集。
- 註4：Musgrove(1979)以年齡、教育程度與職業身份來估計恆常所得，研究南美Colombia, Ecuador, Peru三國恆常所得對消費的影響。Hsueh & Chen(1999)以性別、年齡、教育程度、雇主或受雇、家庭人數與居住地來估計台灣地區家戶的恆常所得。
- 註5：Deaton(1997)指出當調查年數很少時，就無法區分趨勢與循環的效果，不宜採用他所建議的方法。
- 註6：邊際影響的定義是 $\Pi' = dF/dX$ ；其公式請參見LIMDEP第8版使用手冊E15-22頁。它的意義為如果解釋變數為虛擬變數，解釋變數由0至1時，對被解釋變數機率變動的影響；若解釋變數為連續變數，則為解釋變數變動一單位時，對被解釋變數機率變動的影響。截距項為常數沒有邊際效果，所以未列於表內。
- 註7：為了節省篇幅，表六與表七省略了家戶所在縣市虛擬變數的估計結果。
- 註8：呂朝賢等(1999)發現1938-47年出生世代的貧窮機率較高，而本研究發現1931-35與1936-40兩出生世代與前後相鄰世代相比，擁屋機率表現較佳，其中有雖1938-1940重疊，但是整體而言，1938-47年是落在1931-40之後(年代重疊可能是受世代分隔點的影響)，兩個研究的發現可謂相吻合。
- 註9：可參見95年內政部營建署出版之「住宅狀況調查報告」。

## 參考文獻

行政院主計處編

1991 《中華民國台灣地區國富調查報告》台北：行政院主計處。

呂朝賢、王德睦、王仕圖

1999 〈年齡、時期、人口年輪與台灣的貧窮率〉《人口學刊》20：125-138。

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》68：183-200。

林祖嘉、陳建良

2005 〈租買選擇、貸款選擇與世代組成：巢式 LOGIT 模型之應用〉《住宅學報》14(1)：1-20。

張宏碁、朱敬一

1996 〈用 Pseudo Panel Data 估計台灣男性跨期勞動替代彈性〉《經濟論文叢刊》24(3)：313-337。

薛立敏、曾喜鵬、謝鈺偉

2006 〈台灣地區近年來遷移行為變化之影響因素分析—一家戶遷移決策與遷移地點選擇之聯合估計〉《人口學刊》34：69-106。

謝文盛、林素菁

2000 〈租稅效果對住宅租買選擇影響之分析〉《住宅學報》9(1)：1-17。

Browne, I.

1995 “The Baby Boom and Trends in Poverty, 1967-1987,” *Social Forces*. 73(3): 1071-1095.

Crossly, T. F. & Y. Ostrovsky

2003 “A Synthetic Cohort Analysis of Canadian Housing Career,” SEDAP Research Paper. 107.

Deaton, A. S. & C. H. Paxson

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

Deaton, Angus

1997 *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press for the World Bank.

Fienberg, S. E. & W. M. Mason

1979 “Identification and Estimation of Age-Period-Cohort Models in the Analysis of Discrete Archival Data,” *Sociological Methodology*. 10: 1-67.

Greene, William H.

2002 *LIMDEP Reference Guide*. 8.0 ed. Plainview, NY: Econometric Software, Inc.

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

1999 “An Analysis of Home Ownership Rate Changes in Taiwan in the 1980s” *Asian Economic Journal*. 13(4): 367-388.

Myers, Dowell

1999 "Cohort Longitudinal Estimation of Housing Careers," *Housing Studies*. 14(4): 473-491.

Musgrove, P.

1979 "Permanent Household Income and Consumption in Urban South America," *The American Economic Review*. 69(3): 355-368.

Myers, D., I. Megbolugbe & S. W. Lee

1998 "Cohort Estimation of Homeownership Attainment among Native-born and Immigrant Populations," *Journal of Housing Research*. 9(2): 237-269.

Pitkin J. R. & D. Myers

1994 "The Specification of Demographic Effects on Housing Demand: Avoiding the Age-Cohort Fallacy," *Journal of Housing Economics*. 3: 240-250.

Maddala, G.

1983 *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. New York: Cambridge University Press.