

學術論著

租買選擇、貸款選擇、與世代組成： 巢式LOGIT模型之應用

Tenure Choice, Mortgage Payment, and Household Composition of Generation: An Application of Nested Logit Model

林祖嘉* 陳建良**

Chu-Chia Lin*, Chien-Liang Chen**

摘要

租買選擇和家庭組成都是影響住宅需求的主要考慮。若一個家庭決定選擇購屋，則是否需要貸款，貸款多少，是另外一個必須同時決定的考量。雖然國內已有相關文獻分別探討租買選擇、貸款需求與世代組成對住宅需求的影響，但受限於資料，這些文獻一直都缺乏對上述這三個因素交互影響的聯合分析。本研究主要目的，是採用1996年台灣的家計收支調查資料，利用幾個不同層次的logit模型，同時分析這三個因素對住宅需求的交互影響關係。

本文先採用條件式logit模型與多項式logit模型來進行估計，然後再利用Hausman檢定來測試這二種模型的適當性。由於兩種模型的適用性都未通過檢驗，我們接著再建立一個巢式logit模型，並利用充分訊息最大概似法(FIML)進行估計，結果發現FIML的設定方式符合巢式logit模型的要求。在FIML的估計之下，我們發現家戶總所得、家戶組成、與所得組成對於租買選擇及貸款選擇都有顯著的影響。

關鍵詞：租買選擇、貸款選擇、世代組成

ABSTRACT

Tenure choice and household composition are important factors in determining housing demand. If a household decides to own a dwelling unit, consequently, he has to consider whether and how much to borrow from a bank. Though there are some literatures in Taiwan considering the influence of tenure choice, household composition, and mortgage on housing demand, it is lack of a systematic analysis on the three factors. The purpose of this paper is using the 1996 Survey on Family Income and Expenditure of DGBAS and applying several levels of logit model to estimate the impacts of the above three factors on housing demand simultaneously. A conditional logit model and a multinomial logit model are estimated first and the Hausman tests are applied to check the effectiveness of the two logit models in describing the data. Since the IIA hypothesis does not hold completely under the two types of specifications, we then extend to a nested logit model and apply the full information maximum likelihood (FIML) method to consider these three factors on housing demand. The results show that the model's requirement of the nested logit specification is fulfilled under the FIML estimation. Moreover, it is found that household income, composition of generation, and income earners composition all play significant roles on the behavior of tenure choice and housing loan demand.

Key words: tenure choice, mortgage payment, composition of generation

(本文於2004年10月12日收稿，2005年4月22日審查通過，實際出刊日期2005年11月)

* 政治大學經濟學系教授。Professor, Department of Economics, National Chengchi University, Taipei, Taiwan, Republic of China.

** 暨南國際大學經濟學系副教授。Associate Professor, Department of Economics, National Chi-Nan University, Nantou, Taiwan, Republic of China.

一、前言

在大多數國家，住宅價格相對於家庭所得的比例都相當高。所以，當人們在選擇住宅消費時，都會考慮是要以租賃的形式或是以購買的形式來消費，因此租賃選擇通常會與住宅消費形成共同的決策，而其中家戶所得高低應該是最重要的決定因素之一。另一方面，由於住宅的耐久性，使得家庭購置住宅以後，短期內要再調整住宅消費數量或品質就不太容易。因此當人們進行住宅消費時，消費型態(租或買)與消費數量通常就必須要同時考慮。比方說，租屋者可以先承租較小的房子，而未來若有需要，則可隨時更換住所，改成更大(或更小)的住宅。但購屋者則不易調整，因此購屋時可就必須考慮未來需求的可能變化(如生小孩)，而使目前就承購較大的房子。所以，住宅需求的大小與租賃選擇就會是一個聯合的決策(joint decision)。(註1)

而除了所得之外，教育程度、年齡以及行職業(如軍公教人員)對於購屋機率都有正面的影響。其中，教育程度較高代表恆常所得較高，年齡較長代表可能累積較多的財富，而軍公教人員則表示薪資較穩定，加上有軍公教貸款的優遇，因此對於購屋貸款的還款能力較佳。此外，在一個地方預期居住時間的長短，對於租賃選擇也會有影響(Di Salvo and Ermisch, 1997; Kan, 2000; Goodman, 2003)。(註2)

另一方面，如果一個家庭決定以購屋形式來滿足其居住需求，則他必須進行相當詳細的財務規劃，包括要買多少錢的房子、要貸款多少錢、每個月要還多少、以及要多久還清等等。換言之，不但租賃選擇是很重要的考慮因素，長期財務規劃同樣也是影響住宅需求的主要因素之一。尤其台灣在1980年代末期經歷房價大漲的現象，房貸與長期財務規劃成為購屋者不可避免的決策因素。(註3)同時，由於房價昂貴，因此在購置住宅以前通常必須先準備一部份為數不小的自備款，因此造成進入住宅市場的限制條件。(註4)尤其在資本市場較不健全的經濟體系中，自備款造成的限制會更大。(註5)在自備款的限制條件下，使得許多家庭被迫選擇租居，而無法擁有自己的房子。即使已經存夠了自備款，仍然必須進一步考慮貸款購屋以後的房貸償還，因為通常房屋貸款會佔去家庭收入中的一大部分。由此觀之，貸款與否也會是影響租賃選擇的重要因素之一。

一般而言，影響住宅貸款的因素也與家計單位的所得、財富、戶長教育程度、行職業，以及年齡等特性有關。比方說，所得與財富較多者有較高的能力支付較多的頭期款，因此對於貸款的需求可能較少。但另一方面，所得與財富較高的家庭，表示他們未來償債能力較高，因此銀行也願意貸款較多的金額給他們。依林祖嘉與林素菁(1996)的實證結果發現，所得較高的家庭其貸款的成數也較高，此結果顯示這些家庭會進行較高的財務槓桿運作。其他如戶長教育程度與行職業(如軍公教)，對於貸款需求則都有正面的效果。至於戶長年齡對融資的需求則有負面的影響，因為通常年齡較高的家長，一方面購屋行為是以換屋的方式進行，故融資需求較低；另一方面，較年長的戶長預期未來的收入年數有限，因而不願意有太長的貸款期間，所以貸款需求也較低。

除了家戶特性會同時影響租賃選擇與貸款選擇以外，家戶組成對於上述兩種選擇也會造成明顯的影響。以1980年代中期之後日本房價大漲的結果來看，由於房價昂貴，造成由長輩付頭期款，然後由下一代來支付每月貸款的現象(註6)。Tachibanaki and Shimono(1986)研究日本的儲蓄行為發現，購屋與否對儲蓄有很顯著的影響。不但如此，依生命循環理論，購屋的年齡對於

儲蓄也有很大的影響。尤其對於一些較年長的購屋者而言，因為未來退休後收入可能會減少，所以購屋後的財務壓力會比較大，因此他們比較需要其他家人的財務協助。另一方面，在年長者(親代)購屋以後，下一代(子代)預期未來可以繼承遺產，所以他們也願意協助親代去購屋，於是就形成二代購屋的情況。而此種情形在1980年代以來，由於日本房價不斷上漲的結果，造成年長者獨力購屋愈來愈困難，於是兩代購屋的情況就愈來愈普遍。

台灣1980年代末期房價大漲以後，也有類似的情況出現。房價大漲的結果一方面造成更多的人住在父母的房子，(註7)一方面也延後下一代獨立購屋的時間，形成了更多的二代家庭。此時購屋決策不但與所得、財務規劃有關，甚至也與家戶組成有密切關係。然而，國內現有文獻中，針對家戶組成對於租買選擇與貸款選擇的聯合行為進行探討的文獻並不多見，這也是本文希望有所補充的。(註8)

本研究主要目的有二：一方面希望同時考慮租買選擇與貸款選擇之間的聯合決策關係，另一方面則是深入觀察家戶組成如何影響上述的聯合決策。我們先建立一個條件式logit模型(conditional logit model)及一個多項式logit模型(multinomial logit model)，然後再利用Hausman檢定，檢定無關選擇的獨立性(independence of irrelevant alternative, IIA)的假設是否成立，來測試這兩種模型設定是否正確。如果檢定的結果無法支持logit模型的適用性，我們再進一步建立一個巢式logit模型(nested logit model)，放寬IIA的假設，以更正確地描述台灣家庭租買選擇與貸款選擇的聯合決策行為。除了所得與一般的家戶特性對於這些聯合決策的影響以外，我們也要更明確地分析家戶組成與家戶所得組成對於租買選擇與貸款選擇的可能影響，由此引申Tachibanaki (1994)討論的日本兩代購屋行為，是否也在台灣出現。

本文的架構如下：在第一節前言中，我們說明租買選擇與貸款選擇的基本行為模式。第二節推導計量模型的建立過程。第三節為變數與基本統計量的說明。在第四節中，我們依序估計條件式logit模型、多項式logit模型以及巢式logit模型；針對巢式logit模型，我們利用充分訊息最大似法(full information maximum likelihood, FIML)來加以估計。第五節是結論。

二、條件式logit模型、多項式logit模型、與巢式logit模型的設定

假設個別家戶*i*所具有的家戶特性向量為 x_i ， $i \in I$ ；其所面對的選擇*j*具有的特性向量為 y_j ， $j \in J$ 。其中， I 為家戶總數， J 為可以選擇的項目數目。依照McFadden(1974)的說明，家戶*i*選擇*j*選項的隨機效用函數(random utility function)可以寫成下式：

$$u^i(j) = \beta_i x_{ij} + \alpha y_j + \varepsilon_{ij} \dots\dots\dots (1)$$

其中 ε_{ij} 為誤差項。

假設(1)式中的隨機效用誤差 ε_{ij} 呈相同且獨立之Gumbel分配，則可推導得指數型態之效用。在這樣的函數型態下，家戶*i*對於每一種選擇*j*的選擇機率為

$$\begin{aligned} P_r^i(j) &= P_r(U_{ij} > U_{ij'}, \forall j' \in J) \\ &= \frac{e^{\beta_i x_{ij} + \alpha y_j}}{\sum_{j'=1}^J e^{\beta_i x_{ij'} + \alpha y_{j'}}} \dots\dots\dots (2) \end{aligned}$$

2(2)式即標準的多項式logit模型的估計式。在(2)式中，由於允許不同家戶在面對不同選擇時可以有不同的效用，因此，在面對不同選擇時的估計係數可以是不一樣的。比方說，如果一個家計單位面對三組選擇，則可以估計到二組相對機率的係數(第三組是標準組)。以本文為例，家計單位有三種選擇，即租屋(y_1)、擁屋貸款(y_2)、與擁屋無貸款(y_3)，見圖一。如果我們以租屋家庭為標準組，則可以估計出擁屋貸款家庭與擁屋無貸款家庭相對於租屋的兩組係數。

然而，如果我們假設家戶*i*面對第*j*個選擇的決策時，只受到選擇*j*的特性(y_j)的影響，而不受到其自身特性(x_i)的影響，則上述(2)式多項式logit模型可以改寫如下：

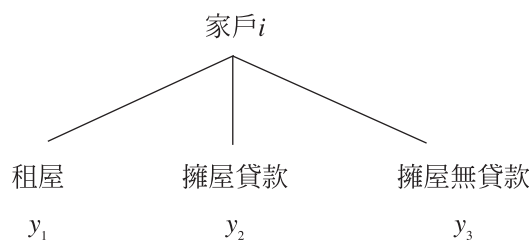
$$P_r^i(j) = \frac{e^{\alpha y_j}}{\sum_{j'=1}^J e^{\alpha y_{j'}}} \dots\dots\dots (3)$$

此即McFadden(1974)與Maddala(1983)所稱的條件式logit模型，因為所有的決策都只取決於個別選擇(y_j)所具有的特性，而與決策者的特性(x_i)無關。對(3)式進行估計與(2)式的最大不同，在於(3)式的條件logit模型假設每一個選擇*j*對於家戶*i*的影響都相同，所以不論有多少種選擇，估計得出的係數 α 只有一組。(註9)由於條件式logit模型假設每一組選擇對於效用函數的影響都一樣，這是很強的假設。(註10)反之，多項式logit模型則允許家戶*i*在面對不同選擇*j*時，對於其效用有不同的影響，亦即其各組之間的係數可以不同，因此其假設較寬鬆。顯然，條件式logit模型是多項式logit模型的特殊型態。(註11)而不論是條件式logit模型或是多項式logit模型，都面臨IIA的問題。以多項式logit模型的估計式(2)為例，家戶*i*面對住宅兩個選擇 y_n 與 y_m 的相對機率為

$$\frac{P_r^i(n)}{P_r^i(m)} = \frac{e^{\beta_i x_{in} + \alpha y_n}}{e^{\beta_i x_{im} + \alpha y_m}} \dots\dots\dots (4)$$

在(4)式中，我們看到任意兩個選擇*n*與*m*的相對機率不會受到其他選擇是否存在的影響，此即IIA的假設。此一情況是由於logit函數為指數分配的特性而造成，也是一個強烈的假設。同理，在(3)式的條件式logit模型中，此種IIA的假設同樣存在。由於條件式logit模型是多項式logit模型的特殊函數，因此我們先針對條件式logit模型進行IIA檢定，如果Hausman檢定拒絕條件式logit模型的假說，則我們可以再針對其一般式，即多項式logit模型進行Hausman檢定，測試IIA在多項式logit模型中是否成立。

在一般的情況下，由於不同選擇之間的替代性經敘不同，如果多項式logit模型的IIA假設被拒絕，而要建立一個更一般化的模型，則巢式logit模型就是一個可能的考慮。以本文對於家計單



圖一 家計單位對於住宅權屬與有貸款的三種選擇

位租買選擇與貸款選擇的決策行為來看，貸款與否與租買與否之間的替代性顯然不同，而且兩個決策之間也有先後層次的差別，因此巢式logit模型應該是一個較合理的選擇。

在本文採用的巢式logit模式中，我們把家戶*i*的租買選擇設定為上層決策，其相對應的家戶*i*特性用來表示，住宅特性則以 y_{jk} 來表示；家戶*i*對於每一個租擁選擇*k*的決策，都符合前面(2)式的多項式logit模式。然後，家戶*i*的貸款選擇則屬於下層選擇，其相對應的家戶*i*特性為 x_{ikl} ，住宅特性則以 y_{ikl} 來表示。完整的巢式logit模型，如圖二所示。

實際的估計過程必須先估計下層的選擇，即家戶*i*對於是否貸款的選擇(*kl*)符合下列的多項式logit模式：

$$P_r^i(kl) = \frac{e^{\beta_i x_{ikl} + \alpha y_{kl}}}{\sum_l e^{\beta_i x_{ike} + \alpha y_{kl}}} \dots\dots\dots (5)$$

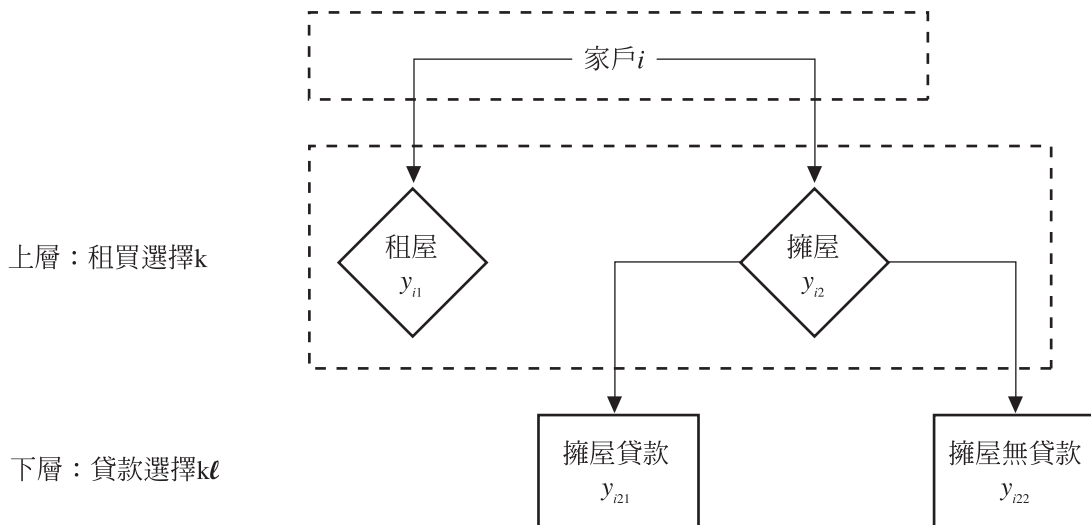
在接著估計上層的租買選擇之前，必須先計算下層選擇的總括值(inclusive value, *IV*)，(註12)即

$$IV_k = \log\left(\sum_l e^{\beta_i x_{ikl} + \alpha y_{kl}}\right) \dots\dots\dots (6)$$

然後將作為解釋變數加入上層選擇機率的估計中，則家戶對於上層租擁選擇的機率可寫成：

$$P_r^i(k) = \frac{e^{\beta_i x_{ik} + \alpha y_k + \delta IV_k}}{\sum_{k'} e^{\beta_i x_{ik'} + \alpha y_{k'} + \delta IV_{k'}}} \dots\dots\dots (7)$$

依McFadden(1978, 1981)，當總括值係數 δ 為1時，則巢式logit模型會退化成多項式logit模型亦即IIA成立；反之，如果 $\delta = 0$ ，則表示巢內的選擇為完全替代，因此IIA不成立。一般而言，在正常情況下 δ 會介於0到1之間。而若 $\delta > 1$ 或 $\delta < 0$ ，表示巢式logit模型與隨機效用模型不一致，則模型必須重新設定。(註13)



圖二 巢式logit模型

最後，在巢式logit模型的估計方面，有兩種方法可供選擇：第一種是採用兩階段式的有限訊息最大似估計法(limited information maximum likelihood, 簡稱LIML)。我們先針對下層選擇(即(5)式)進行估計，然後再以估計得出的係數代入(6)式，計算 IV_k 。最後，再把估計到的 \hat{IV}_k 代入(7)式，與其他變數合併估計(7)式的係數。此法在估計下層的(5)式時，沒有用到上層(7)式的資料；同樣的，在估計上層的(7)式時，也沒有用到下層(5)式的資料。由於資料被分割成二階段分別使用，估計係數的變異數較大，效率性較低，所以稱為LIML。另一種估計方式則是把上、下層及總括值的(5)、(6)、(7)式一併同時估計；由於所有相關資料都同時使用，估計過程較具效率性，因此稱FIML。但此法的缺點是函數形式複雜，如果資料量過大電腦估計較耗時。本研究同時採用LIML和FIML兩種方法進行估計，結果並無實質差異，為了節省篇幅，本文只列出FIML的結果。(註14)

三、變數定義與基本統計量

本文所採用資料為1996年「家庭收支調查」的橫斷面資料，其中自有住宅家庭與租屋家庭在原始資料中佔全部家戶樣本的比例分別為85%與9%，其他的6%為配住與借住。由於配住和借住不屬於市場的交易行為，且其住宅需求行為與租屋行為也有很大差異，同時不是本研究關心的主題，所以在以下的分析中排除這些樣本，專注於擁屋以及租屋兩種家戶的探討。此外，我們再把自有住宅的擁屋家庭依其住宅貸款的有無，區分為購屋貸款家庭與購屋無貸款家庭。經過上述原則分類並整理之後，租屋家庭、購屋貸款家庭與購屋無貸款家庭的有效觀察樣本數分別為1288、3282、與8211個；三者在全體有效樣本(12791)的分佈比例分別為10.1%、25.7%與64.2%。

本研究的實證模型強調家庭背景、戶長特性、住宅狀況以及人口組成對於住宅需求的影響，以下逐項說明模型中採用的變數定義。

1. 家戶背景特性的相關變數：

對數家戶所得(lny_hat)：家戶全年所得取對數值，單位：元。

家庭有所得人數(tot_ernr)：家戶中有所得能力人數之加總，單位：人。

家庭規模(hhsize)：家戶內人口總數，單位：人。

2. 經濟戶長(註15)(以下簡稱戶長)特性的相關變數：

戶長性別(hd_sex)：若戶長為男性則hd_sex=1，否則為0。

戶長年齡(hd_age)：戶長年齡，單位：年。

配偶存在(sp_exist)：若配偶存在則sp_exist=1，否則為0。

戶長任職於公部門(hd_pub)：若戶長任職於公部門則hd_pub=1，否則為0。

戶長為國中畢業(hd_edjrhi)：若戶長為國中畢業則hd_edjrhi=1，否則為0。

戶長為高中畢業(hd_edhigh)：若戶長為高中畢業則hd_edhigh=1，否則為0。

戶長為專科畢業(hd_edcoll)：若戶長為專科畢業則hd_edcoll=1，否則為0。

戶長為大學畢業以上(hd_eduniv)：若戶長為大學畢業以上則hd_eduniv=1，否則為0。

戶長教育程度的標準組為小學畢業及以下。

3. 住宅區位與租擁成本：

都市(urban)：若住宅位於都市則urban=1，否則urban=0。(註16)

台北市(taipei)：若住宅位於台北市則taipei=1，否則taipei=0。

住宅區位之標準組為各縣轄市以及鄉鎮地區。

租擁成本(*rel_cost*)：購屋與租屋的相對機會成本。(註17)

4. 家戶人口特性的主要控制變項是世代組成以及代間所得人口組成。此處世代組成的一代(*generation*)與社會學家的定義不同，我們參考Hayashi(1995)的定義，把與家計主同屬一個家戶的25歲以上子女定義為一代。至於代間所得人口組成則是在世代組成之外，另外觀察親子兩代的所得能力對於住宅需求的影響。由於「家庭收支調查」的家計主是以經濟戶長來定義的，因此戶長一定有所得。與家計主同住的直系親屬，例如父母或是子女，只要有所得的也算成一代。三代同堂的家庭(亦即家計主和父母及子女、或父母及祖父母、或子女及孫子女同住)中，三代均有所得收入的很少，中空的三代家庭(只有祖輩與孫輩同住)中兩代同時有所得也只佔很少數，所以此處只專注於控制兩代有所得的家庭。本文人口特性的控制變數包括：

二代家庭，年輕家計主(*gen_2y*)：二代同住家庭，家計主為子代。

二代家庭，年長家計主(*gen_2o*)：二代同住家庭，家計主為親代。世代組成的標準組為一代家庭(註18)及單人家庭。

二代有所得家庭，子代為經濟戶長(*inc_2y*)：二代同住家庭，兩代都有所得，其中子代的所得為主要的所得來源。

二代有所得家庭，親代為經濟戶長(*inc_2o*)：二代同住家庭，兩代都有所得，其中親代的所得為主要的所得來源。代間所得人口組成的標準組為只有一代有所得的家庭。

接著說明本研究採用資料的基本統計量特性。表一顯示，全體家庭的平均所得為88.0萬元，其中擁屋貸款家庭的年收入最高，達到103.6萬元，而擁屋無貸款家庭與租屋家庭的所得很接近，分別為83.2萬與83.8萬元。此結果與直覺一致，即所得較高的家庭，有較高的能力與意願去借貸更多的錢來購買房子。在家庭人口數方面，也是以擁屋貸款家庭的人數最多(4.037人)，而以租屋家庭人數最少(3.650人)。

在戶長特性方面，擁屋貸款家庭家計主為男性的比例最高(0.881)，而以租屋家庭最低(0.807)。換言之，女性家計主中的租屋比例是比較高的。在戶長年齡方面，以擁屋無貸款家庭的戶長年齡最高(46.078歲)，而擁屋貸款家庭家計主年齡(40.919歲)則與租屋家庭相近(41.207歲)。(註19)配偶存在方面，擁屋貸款家庭配偶存在的比例最高(0.843)，而租屋家庭配偶存在的比例則較低(0.697)。此結果表示單親或單身家庭的租屋比例較高，也與預期相符。此外，擁屋貸款家庭中，戶長任職於公部門的比例最高(0.186)，而租屋家庭戶長任職於公部門的比例最低(0.060)，此結果表示任職於公職的戶長購屋且貸款的比例較高。(註20)

在學歷方面，我們發現擁屋有貸款家庭戶長的平均學歷明顯高於租屋家庭，此結果主要是與所得有關，因為學歷高者平均薪資也必較高，故成為擁屋者的機率也較大。另一方面，擁屋貸款家庭戶長學歷也高於擁屋無貸款家庭的戶長，這是因為前者戶長年齡較輕，家庭收入較高。

在住宅區位方面，租屋家庭在城市的比例最高，達0.788，而擁屋家庭在城市的比例(0.703)亦遠高於擁屋無貸款家庭在城市的比例(0.529)，此結果表示都市家庭貸款的比例與金額可能都大於非都市地區的家庭。至於租擁成本方面，(註21)我們發現租擁成本最高者為租屋家庭(27.274)，所以他們會選擇租屋。有趣的是，租擁成本最低的是擁屋無貸款家庭(17.247)，因為他們擁屋成本最低，所以他們也最早成為擁屋家庭。

最後，在家庭人口組成方面，兩代家庭的比例不到三成，其中兩代家庭且子代為家計主的

佔0.231，而兩代家庭且親代為家計主的比例只有0.068。此結果顯示成年子女大都住外面，而兩代家庭同住時，通常是親代住在子代的家庭中，而不是子代住在親代的家庭中，所以子代為經濟戶長的比例較高。由於我們是以25歲以上的成人與父母同住視為兩代家庭，因此兩代家庭比例較高。在家庭中兩代都有所得的比例較兩代同住更低，大概只有二成左右，其中親代為主要所得來源的比例為0.148，而子代為主要所得來源的比例只有0.079。

在資料基本特性的觀察之後，下節是進一步的logit模型迴歸分析。我們利用聯合估計的方式，一方面要探討影響租買選擇的變數有哪些，一方面要探討影響貸款選擇的變數為何。其中，在解釋變數方面，我們依家戶特性、戶長特性、住宅區位來探討這些變數對於聯合決策行為的影響；另一方面，我們要進一步探討家戶世代組成與家戶代間所得人口組成，對於家戶租買選擇與貸款選擇聯合決策行為的影響。透過人口特性的控制，主要目的是觀察Tachibanaki(1994)提及日本兩代購屋的行為，是否也在台灣出現。

表一 本研究所採用變數之基本統計量

	全體家庭		租屋家庭		擁屋貸款家庭		擁屋無貸款家庭	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
家戶特性：								
家戶所得(lny_hat)	13.688	0.489	13.639	0.437	13.851	0.407	13.631	0.513
家庭有所得人數(tot_ernr)	1.733	0.887	1.586	0.807	1.797	0.847	1.731	0.912
家庭人口數(hhsize)	3.929	1.692	3.650	1.515	4.037	1.441	3.930	1.803
戶長特性：								
戶長性別(hd_sex)	0.854	0.354	0.807	0.394	0.881	0.324	0.850	0.357
戶長年齡(hd_age)	44.260	12.873	41.207	11.390	40.919	9.675	46.078	13.822
配偶存在(sp_exist)	0.767	0.423	0.697	0.460	0.843	0.364	0.748	0.434
戶長任職於公部門(hd_pub)	0.129	0.335	0.060	0.238	0.186	0.389	0.117	0.321
戶長教育程度為國中(hd_edjrhi)	0.182	0.386	0.222	0.416	0.169	0.375	0.181	0.385
戶長教育程度為高中(hd_edhigh)	0.277	0.448	0.294	0.456	0.319	0.466	0.258	0.437
戶長教育程度為專科(hd_edcoll)	0.115	0.319	0.087	0.282	0.153	0.360	0.104	0.306
戶長教育程度為大學以上(hd_eduniv)	0.114	0.317	0.075	0.263	0.173	0.379	0.096	0.295
住宅區位與租擁成本：								
城市(urban)	0.600	0.490	0.788	0.409	0.703	0.457	0.529	0.499
台北地區(taipei)	0.177	0.382	0.277	0.447	0.211	0.408	0.148	0.355
租擁成本(rel_cost)	20.404	15.455	27.274	22.253	25.587	20.551	17.247	9.847
家戶人口特性：								
兩代家庭，子代為家計主(gen_2y)	0.231	0.422	0.138	0.345	0.168	0.374	0.272	0.445
兩代家庭，親代為家計主(gen_2o)	0.068	0.252	0.043	0.203	0.059	0.235	0.076	0.265
兩代有所得家庭，子代為主要所得來源(inc_2y)	0.079	0.269	0.041	0.198	0.052	0.222	0.095	0.294
兩代有所得家庭，親代為主要所得來源(inc_2o)	0.148	0.355	0.133	0.339	0.143	0.350	0.153	0.360
樣本數目	12791		1298		3282		8211	

資料來源：主計處家庭收支調查，1996。本研究整理。

四、實證結果分析

以下利用第二詳中討論的幾個不同設定logit模型，估計並比較家計單位在住宅租擁與融資貸款的選擇行為，然後再利用Hausman檢定來測試各模型的適當性。

首先，在限制條件最多的條件式logit方面，我們依第二節的(3)式進行估計，估計結果列在表二。條件式logit的估計結果尚稱顯著，在18個自變數中有11個變數的係數在90%的顯著水準下顯著異於零。然而，依本文第三節所述，條件式logit假設不同選擇(租屋、購屋貸款、與購屋不貸款)之間兩兩比較的相對機率是相同的。因此，我們針對條件式logit進行Hausman檢定，(註22)測試IIA的假設是否成立，即兩兩選擇之間是否不受到另外一個選擇的影響。表三中的Hausman檢定顯示，三組檢定結果有兩組的IIA假設被拒絕，有一組不能確定。由於三組檢定不完全通過，依照假設檢定的規則，IIA並不成立。這個結果顯示，條件式logit不適合用在本研究的資料上。

表二 條件式logit 迴歸估計結果

被解釋變數：房屋保有狀態	估計係數	z值	p-value
家戶特性：			
家戶所得(lny_hat)	0.4879	3.14	0.002
家庭有所得人數(tot_ernr)	-0.0802	-1.79	0.074
家庭人口數(hhsize)	-0.0012	-0.06	0.953
戶長特性：			
戶長性別(hd_sex)	-0.1125	-1.79	0.073
戶長年齡(hd_age)	0.0336	14.83	0.000
配偶存在(sp_exist)	0.0441	0.64	0.525
戶長任職於公部門(hd_pub)	-0.0388	-0.91	0.363
戶長教育程度為國中(hd_edjrhi)	0.0223	0.35	0.724
戶長教育程度為高中(hd_edhigh)	0.1225	1.83	0.068
戶長教育程度為專科(hd_edcoll)	0.3011	3.18	0.001
戶長教育程度為大學以上(hd_eduniv)	0.3496	3.04	0.002
住宅區位與租擁成本：			
城市(urban)	0.0254	0.47	0.641
台北地區(taipei)	0.0731	1.03	0.305
租擁成本(rel_cost)	-0.0701	-26.94	0.000
家戶人口特性：			
兩代家庭，子代為家計主(gen_2y)	0.6266	10.74	0.000
兩代家庭，親代為家計主(gen_2o)	0.0718	0.80	0.425
兩代有所得家庭，子代為主要所得來源(inc_2y)	0.1772	1.99	0.046
兩代有所得家庭，親代為主要所得來源(inc_2o)	-0.1712	-2.15	0.032
樣本數目	12791		

附註：房屋保有狀態：租屋為0；擁屋貸款為1；擁屋無貸款為2。

表三 條件式logit下的Hausman檢定：IIA

H ₀ ：IIA成立			
	租屋 vs. 擁屋無貸款	租屋vs.擁屋貸款	擁屋無貸款vs. 擁屋貸款
χ^2	249.07	-575.54	1375.65
p-值	0.000	-	0.000
結論	拒絕H ₀	沒有足夠證據拒絕H ₀	拒絕H ₀

附註：(a)依Hausman檢定的標準，若 χ^2 為負值，表示無法對於H₀的正確與否作出任何結論，見Hausman and McFadden (1984)。

接著，我們再進一步對多項式logit模型進行估計，由於多項式logit模型允許兩兩選擇之間的差異可以不同，所以可看成是條件式logit的一般化。我們先把租屋家庭當成標準組，再依本文第二節的(2)式，分別估計擁屋貸款家庭與擁屋無貸款家庭的兩組係數，結果如表四左邊兩欄所示。估計結果指出，在擁屋貸款家庭的19個自變數當中，有14個係數在90%的水準下顯著的異於0，在擁屋無貸款家庭的19個係數中也有14個係數顯著，表示這些解釋變數顯著地解釋了兩種擁屋選擇相對於租屋選擇行為的變異。此外，為了進行Hausman檢定，我們還必須以擁屋無貸款家庭為標準組，再進行一次多項式logit的估計式，估計結果列於表四最右邊一欄。此處我們只需列出擁屋貸款家庭的估計係數，而不需要再列出租屋家庭的係數，因為這些係數會與以租屋家庭為標準組下的擁屋貸款家庭估計係數相同，只是符號相反而已。(註23)

同樣的，我們利用這三組的估計係數進行Hausman檢定，以檢測IIA的假設在多項式估計中是否成立。如表五所示，在三組估計係數的Hausman檢定中，有二組的檢定結果無法拒絕IIA的假設，但在擁屋貸款家庭與擁屋無貸款家庭這一組的檢定中，IIA的假設是被拒絕的。因此，本研究採用的資料以多項式logit模型來描述仍然不適當，必須再進一步採用更一般化的巢式logit模型來進行估計。

在巢式logit模型方面，我們依本文第二節的(5)、(6)、(7)式為基礎，以FIML的方法進行估計，下層的貸款選擇估計結果列於表六，上層的租賃選擇估計結果列於表六(續)。首先，貸款選擇的估計結果顯示，所得的係數為負(-0.653)且顯著，表示所得水準和貸款機率呈現正向相關。可能的解釋是一方面高所得者有較高的還款能力，另一方面也因為他們有能力去購買較貴的房子，所以他們愈需要貸款。(註24)家庭有所得人口的數目則對於貸款選擇沒有明顯的影響，但是家庭人口數愈多，則擁屋無貸款的機率就愈大(係數=0.088)。

在戶長特性方面，戶長性別對於貸款與否的影響並不顯著，然而，戶長年齡則對於是否有貸款的影響非常顯著(係數=0.022)。有兩個原因可以解釋這個現象，一個是高齡愈高的購屋者預期未來有收入的期間愈短，因此其貸款年限比較短，或者是根本不貸款。另外一個很重要的因素，則可能是由於其年齡較長，因此在受訪時其已還清貸款。至於在配偶方面，估計結果發現有配偶的家庭其貸款的機率顯著高於單親或單身戶長的家庭，其係數為-0.134。此結果亦與直覺一致，因為戶長配偶存在的家庭通敘是比較穩定的家庭，因此也有愈高的意願去貸款。此外，戶長是否任職公家機構與戶長學歷高低的估計係數都為負，表示任職公家機構與學歷較高者的貸款機率較高，此結果與直覺一致，可惜係數並不顯著。至於在住宅區位方面，台北市由於房價較貴，因此有貸款的比例較高且顯著(係數=-0.252)。有趣的是，居住在城市中的家庭其

表四 多項式logit 迴歸估計結果

	租屋為標準組			擁屋無貸款為標準組			擁屋貸款		
	擁屋貸款			擁屋無貸款			擁屋貸款		
	估計係數	z值	p-value	估計係數	z值	p-value	估計係數	z值	p-value
家戶特性：									
家戶所得(lny_hat)	1.5070	5.36	0.000	0.4508	1.74	0.082	1.0562	5.34	0.000
家庭有所得人數(tot_emr)	-0.1216	-1.45	0.146	-0.0347	-0.45	0.655	-0.0869	-1.57	0.115
家庭人口數(hhsize)	-0.0925	-2.37	0.018	0.0178	0.49	0.627	-0.1103	-4.43	0.000
戶長特性：									
戶長性別(hd_sex)	-0.1383	-1.30	0.194	-0.1711	-1.76	0.079	0.0327	0.43	0.671
戶長年齡(hd_age)	0.0190	4.58	0.000	0.0603	15.75	0.000	-0.0413	-14.45	0.000
配偶存在(sp_exist)	0.3951	3.08	0.002	0.2103	1.81	0.070	0.1848	2.08	0.038
戶長任職於公部門(hd_pub)	0.6470	4.76	0.000	0.4791	3.58	0.000	0.1679	2.41	0.016
戶長教育程度為國中(hd_edjrhi)	0.2415	2.20	0.028	0.1491	1.49	0.136	0.0924	1.18	0.238
戶長教育程度為高中(hd_edhigh)	0.4993	4.20	0.000	0.3913	3.59	0.000	0.1080	1.30	0.195
戶長教育程度為專科(hd_edcoll)	0.7144	4.13	0.000	0.7684	4.76	0.000	-0.0540	-0.47	0.640
戶長教育程度為大學以上(hd_eduniv)	0.7851	3.80	0.000	0.9257	4.78	0.000	-0.1407	-1.00	0.318
住宅區位與租擁成本：									
城市(urban)	-0.7710	-8.08	0.000	-0.4352	-4.70	0.000	-0.3358	-5.19	0.000
台北地區(taipei)	-0.8683	-7.82	0.000	-0.0300	-0.28	0.777	-0.8384	-10.14	0.000
租擁成本(rel_cost)	0.0048	2.41	0.016	-0.0766	-22.17	0.000	0.0814	25.30	0.000
家戶人口特性：									
兩代家庭，子代為家計主(gen_2y)	0.4861	4.04	0.000	1.2054	10.80	0.000	-0.7193	-9.98	0.000
兩代家庭，親代為家計主(gen_2o)	0.1141	0.61	0.539	0.2535	1.47	0.142	-0.1394	-1.26	0.207
兩代有所得家庭，子代為主要所得來源(inc_2y)	-0.0657	-0.33	0.740	0.3444	1.89	0.059	-0.4101	-3.65	0.000
兩代有所得家庭，親代為主要所得來源(inc_2o)	-0.2195	-1.52	0.129	-0.2972	-2.21	0.027	0.0778	0.83	0.407
截距項	-20.0275	-5.63	0.000	-5.6132	-1.71	0.087	-14.4144	-5.75	0.000

表五 多項式logit下的Hausman檢定：IIA

H ₀ ：IIA成立	租屋 vs. 擁屋無貸款	租屋vs.擁屋貸款	擁屋無貸款vs. 擁屋貸款
χ^2	-1755.65(a)	18.22	44.05
p-值	-	0.441	0.001
結論	沒有足夠證據拒絕H ₀	沒有足夠證據拒絕H ₀	拒絕H ₀

附註：請見表三。

表六 巢式Logit迴歸估計：FIML

下層：貸款選擇：擁屋貸款為0，擁屋無貸款為1	估計係數	t值	p-value
家戶特性：			
家戶所得(lny_hat)	-0.6528	-5.68	0.0001
家庭有所得人數(tot_ernr)	0.0285	0.73	0.4672
家庭人口數(hhsize)	0.0878	4.83	0.0001
戶長特性：			
戶長性別(hd_sex)	0.0628	1.00	0.3180
戶長年齡(hd_age)	0.0215	10.36	0.0001
配偶存在(sp_exist)	-0.1343	-2.00	0.0457
戶長任職於公部門(hd_pub)	-0.0119	-0.29	0.7707
戶長教育程度為國中(hd_edjrhi)	-0.0431	-0.70	0.4852
戶長教育程度為高中(hd_edhigh)	-0.0715	-1.14	0.2555
戶長教育程度為專科(hd_edcoll)	-0.0209	-0.24	0.8079
戶長教育程度為大學以上(hd_eduniv)	-0.0397	-0.40	0.6871
住宅區位：			
城市(urban)	0.1222	1.89	0.0592
台北地區(taipei)	-0.2516	-5.38	0.0001
家戶人口特性：			
兩代家庭，子代為家計主(gen_2y)	0.5089	8.54	0.0001
兩代家庭，親代為家計主(gen_2o)	0.1609	1.74	0.0826
兩代有所得家庭，子代為主要的所得來源(inc_2y)	0.2801	3.04	0.0024
兩代有所得家庭，親代為主要所得來源(inc_2o)	0.0843	1.04	0.2976
樣本數	11493(擁屋貸款為3282戶，擁屋無貸款為8211戶)		
上層：租買選擇：租屋為0，擁屋為1	估計係數	t值	p-value
戶長特性：			
配偶存在(sp_exist)	0.0565	0.71	0.476
住宅區位與租擁成本：			
城市(urban)	-1.5987	-4.69	0.0001
台北地區(taipei)	-1.8713	-4.52	0.0001
租擁成本(rel_cost)	0.1955	5.01	0.0001
家戶人口特性：			
兩代家庭，子代為家計主(gen_2y)	-0.2235	-2.51	0.0120
兩代家庭，親代為家計主(gen_2o)	-0.0375	-0.27	0.7890
兩代有所得家庭，子代為主要所得來源(inc_2y)	-0.1214	-0.90	0.3687
兩代有所得家庭，親代為主要所得來源(inc_2o)	-0.0651	-0.65	0.5153
總括值(IV)	0.7949 ^a	18.43 ^b	0.0001
樣本數目	12791(擁屋11493戶，租屋1298戶)		

註：(a) 依巢式logit模型，當總括值係數介於[0,1]之外時，表示巢式logit模型並不恰當。

(b) 此處為檢定 H_0 ：總括值係數為0的結果。如果 H_0 改成總括值的係數為1，則t值為4.768，表示此係數也是顯著的異於1。

貸款的比例較低(係數=0.122, t值=1.89), 此結果與直覺並不一致, 值得未來進一步推究。

在家戶人口組成方面, 我們發現二個重要的現象。首先是兩代家庭擁屋無貸款的比例明顯高於一代家庭, 不論這二代家庭是子代為家計主(係數=0.509)或是親代為家計主(係數=0.161)都是如此。此現象隱含, 台灣家戶在經歷了80年代末的房價上漲之後, 不管是子代不離開親代的房屋, 或是親代住進子代的房屋, 這種兩代同住形式的貸款機率都低於一代家庭。可見兩代同住的擁屋家庭, 會透過財務的互助降低貸款壓力, 可能的原因是, 兩代購屋的家庭累積較多的資產, 因此他們不用貸款或較易清償貸款。這個現象和Tachibanaki(1994)強調日本在房價高漲之後, 家庭成員會以兩代聯合購屋同住的形式, 來降低住宅支出的現象一致。要言之, 中日兩國在房價上升之後, 同樣出現了兩代聯合購屋同住的行為。

在世代組成之外, 本研究另外關心代間所得人口的組成, 希望在一般的人口因素之外, 觀察親子兩代的所得分配是否有額外的解釋能力。這個部份的控制變數牽涉家庭內談判決策能力以及代間權力分配的問題, (註25)是相關文獻中的初步嘗試。結果發現, 兩代都有所得而子代為家計主的擴展家庭, 明顯有較高的貸款機率(係數=0.280)。此結果隱含, 在控制了家庭總所得之後, 年輕一代擁有較多的資源(所得)時, 也會傾向於以貸款的方式來購置住宅。對照前述年齡和貸款呈現負向相關的發現, 可以合理猜測與父母同住且兩代都有所得的年輕家計主, 其以貸款方式購置住宅的意願超越同住的年老父母不願意貸款的意願。

在觀察了下層的貸款行為之後, 接著回到決策的上層觀察住宅租購的選擇。如表六的估計結果顯示, 配偶存在與否對於租買選擇的影響不顯著。但是住宅位於都市(係數=-1.599)或是台北市(係數=-1.871)則租屋的機率明顯高於其他縣市鄉鎮地區, 與預期相符。值得一提的是, 租擁成本的係數(係數=0.196)為正且顯著, 表面上的結果是擁屋成本愈高, 擁屋的機率也愈大, 似乎與一般的經濟直覺不符。較客觀的說法是, 擁屋成本愈高的房子表示其格局地段愈好, 而條件愈好的房子, 成為自有住宅的機率愈高, 反而不太可能是出租住宅。

在家戶組成對於租買選擇的行為上, 我們看到兩代家庭子代為家計主的係數為負且顯著(係數=-0.223, t值=-2.51), 此結果一方面表示年輕人較能接受租屋的觀念, 另一方面可能由於兩代同住是劣等財(Hayashi, 1995), 如果在租購選擇中討論家庭的世代組成, 則在控制了其他因素之下, 兩代同住的租屋機率將會高於一代家庭。另外, 兩代家庭是否都有所得對於租買選擇的影響則並不明顯。

最後, 在上層的租買選擇中, 估計的總括值係數為0.7949, 表示在充分訊息最大概似法的估計下, 巢式logit模式是適合用來描述家戶單位租買選擇與貸款選擇的聯合決策行為。另一方面, 0.7949顯著異於1也異於0, 表示貸款選擇之間的代替性與租買選擇之間的替代性並不相同, 所以巢式logit模式比多項式logit模式更適用來描述家戶住宅租買選擇與貸款選擇的聯合決策行為。

五、結論

租買選擇一直都是影響住宅需求的最重要因素之一。此外, 若一個家庭決定選擇購屋, 則是否需要貸款, 或貸款多少, 則是另外一個必須同時決定的考量。雖然國內有一些相關文獻分別探討租買選擇、貸款需求、與世代組成對住宅需求的影響, 但受限於資料內容, 現有研究一直都缺乏對這三個因素交互影響的聯合分析。本研究主要目的就是在利用1996年的家庭收支調查資料, 透過logit模型來分析這三個因素之間的交互影響關係。

本文先採用條件式logit模型與多項式logit模型來進行估計，然後再利用Hausman檢定來測試這二種模型的適當性。由於檢定結果並不支持這兩種logit模型的適用性，我們接著再建立一個巢式logit模型，然後利用FIML方法進行估計。結果發現，FIML的估計結果符合巢式logit模型的要求。透過FIML的估計，本研究有以下幾個主要的發現：第一，住宅的租購選擇受到地區變數的顯著影響；此外，人口結構的控制中，如果是兩代家庭且子代為家計主，則租屋的比例會明顯偏高。第二，關於擁屋家庭貸款選擇的討論上，在控制總所得的情況下，兩代家庭無需貸款的比例顯著高於一代家庭。第三，在控制總所得的情況下，兩代都有所得的家庭比只有一代有所得家庭無貸款的比例也較高，尤其是以兩代有所得家庭中子代為主要所得來源的家庭最顯著。此結果隱含Tachibanaki(1994)發現日本兩代購屋的行為，在台灣也同樣出現。

本研究限制主要來自於資料的取得，包括以下幾點：第一，在擁屋家庭是否有貸款方面，問卷中是以填答當時是否有貸款為準，而不是詢問購屋當時是否有貸款，因此目前無貸款家庭可能有一部分是屬於有貸款但已清償的家庭，但是從現有資料無法區分這兩種家庭。第二，從問項的設計中也無從判斷購屋支出的實際組合如何，例如是否由親代付出頭期款購屋而子代償還貸款，或是其他的多種可能組合。未來如果有更深入的問卷資料可供參考，則應用本研究設定的模型，預期將可得到更豐富的研究發現。

註釋

註1：有關於討論租買選擇與住宅需求共同決定的文獻，包括有Li(1977)、Henderson and Ioannides(1983, 1986)、與林祖嘉(1990, 1994)。

註2：可參見Di Salvo and Ermisch(1997)、Kan(2000)、及Goodman(2003)。

註3：其中頭期款也是造成人們購屋的進入障礙之一，有關頭期款對於購屋限制的文獻，可參閱Linneman and Wachter(1989)及Linneman, Megbolugbe, and Cho(1997)。

註4：關於自備款對於住宅需求限制的相關文獻，可參考Bourassa(1995)及Haurin, Hendershott, and Watchter(1997)。

註5：例如林祖嘉與林素菁(1996)發現，1990年代左右台灣地區住宅自備款平均佔房屋總價的比例高達四成左右。

註6：甚至有人稱之為強迫性儲蓄(forced saving)，見Tachibanaki(1994)、林祖嘉與陳建良(1998)、及Lin, Chen, and Lin(2001)。另外，還有一種情況下，由父母提供自己的房子贈與子女，同時讓子女搬回來住，成為三代同堂，以增加彼此的照顧，此種情況稱為策略性的贈與(strategic bequest)，見Tachibanaki(1994)。

註7：依華昌宜(1994)的估計，1990年雖然台灣地區的住宅自有率高達78.5%，但其中真正住在自己的房子的比例只有51%，其他都是住在父母或親戚的房子。

註8：陳建良與林祖嘉(2002)可能是少數探討家戶組成對融資與租買選擇影響的文獻之一。

註9：(3)式並非條件式logit模型的唯一型式。假設 $\beta_i = \bar{\beta} + \Delta\beta_i$ ，其中 $\bar{\beta}$ 為 β_i 之平均值(即邊際效用之平均)，而 $\Delta\beta_i$ 為差值。將這個假設代入(1)式，可以得到 $u^i(j) = \bar{\beta}x_{ij} + \alpha y_j + \varepsilon_{ij}^i$ 。其中 $\varepsilon_{ij}^i = \Delta\beta_i x_{ij} + \varepsilon_{ij}$ 。假設 ε_{ij}^i 服從Gumbel分配以及iid的假設，則可以得到另外一種條件式logit

模型：
$$P_r^i(j) = \frac{e^{\bar{\beta}x_{ij} + \alpha y_j}}{\sum_j e^{\bar{\beta}x_{ij} + \alpha y_j}}$$
。這個條件logit模型中的效用函數和(3)式的不同，在於本式中的

效用函數不但取決於住宅特性(y_j)，同時也與家戶特性(x_{ij})有關。不過，此時家戶(i)的特性必須與住宅方案(j)的特性結合，組成複合變數。作者感謝匿名審查教授提供此寶貴意見。

註10：國內文獻中不乏採用此類假設來估計的研究，例如施鴻志等(1984)與陳彥仲(1996)。

註11：有關於多項式logit模型與條件式logit模型的討論，可參閱Maddala(1983)第二章，與Greene(1997)第十九章的說明。

註12：總括值(inclusive value)是指在某一巢層(k)下的效用值($e^{\beta_i x_{ikt} + \alpha y_{kt}}$)的加總，然後再取log值，即 $IV_k = \log\left(\sum_r e^{\beta_i x_{ikt} + \alpha y_{kt}}\right)$ 。因為這是把該巢內所有效用值加總，因此稱之為總括值，其大小代表一個人選擇此一巢層所能帶來的總效用，而這個效用的大小會影響到上一個巢層的選擇，即(7)式中的 IV_k 。不過，國內亦有部份文獻是以字面意思來解釋，稱之為包容值，見段良雄(1984)、馮正民(1986)、與陳彥仲(1998)。

註13：關於總括值係數的討論，可以參閱McFadden(1978, 1981)與林祖嘉(1990, 1996)的說明。

註14：作者很樂意提供LIML的估計結果供有興趣的讀者參考。

註15：家庭收支調查的戶長以經濟戶長來定義，意即家戶中所得最多的成員。

註16：都市包括高雄市、台南市、新竹市、基隆市、台中市、與嘉義市。

註17：我們以Haurin et. al. (1994)的模型來說明，第j個區域中第i個家戶的租擁相對成本估計式應該寫成 $REL\text{COST}_{ij} = [I - \pi + (0.4d) + m_j] (V_{ij} / R_j)$ ，其中I是存款利率， π 是房價上漲率，d是住宅建物折舊率，m是維修成本，假設為0.05%， V_{ij} 是j地區i家戶的房價總值。關於房價的總值，可以透過其他資料的住宅特性與價格，求算一條估計房價的迴歸式，再透過所估計的參數，代入家庭收支調查資料中的住宅與家戶特性，應該可以得出更接近真實之虛擬住宅價格(hedonic housing price)。但是國內現有相關文獻所使用的資料，其變數定義和SFIE中的住宅特性有所差異，無法直接套用。另根據林祖嘉(1992)的估計，從1979到1989年間，台北的房租乘數介於237和801之間，高雄在105和435之間。台灣省則在168和312之間，其十一個年度的平均則分別為376、317以及245。我們以房租乘數乘以實付房租與設算房租，還原住宅的價格，再由此以最小平方法，透過家戶特性與住宅特性作為工具變數(instrument)來估計預測的(predicted)房價，這個估計式的調整後R²達到0.66，幾乎所有的控制變數都顯著而且方向正確。而R_j是該地區標準住宅的租金；為了更精確估算租擁的相對成本，我們計算j地區平均單位(坪)租金，乘上該住宅的坪數，作為該住宅的租金成本。根據上式，如果是擁屋無貸款家庭最為單純，直接估算房價之後，代入相對成本函數。如果是擁屋貸款家庭，則其擁屋成本(分子)可以分成兩部份，未貸款(包含已繳納)部份之算法如同無貸款家庭，貸款部份除了原有的住宅成本之外，還需面對更高的利息(機會)成本。租屋家庭的租擁成本，則以假設租屋家庭擁有該住宅時來計算。詳細計算過程請參閱陳建良與林祖嘉(2002)。

註18：一代家庭包含家庭中有25歲以下子女的核心家庭。

註19：由於擁屋貸款家庭與租屋家庭家計主的年齡相近，因此造成他們選擇購屋或租屋的主要差異就在於他們所得的不同。而至於擁屋貸款家庭所得雖較高，但仍有貸款，則可能是因為他們購屋時間較短，故目前仍有貸款。而購屋無貸款的家計主較年長，顯示他們可能因貸款較早，而目前已還清貸款。

註20：一般而言，由於公職人員工作較穩定，因此他們對於長期貸款的接受度較高。而且由於公職人員的薪水並不是非敘高，因此他們對於購屋貸款的需求也會比較大。

註21：租擁成本是指擁屋成本與租屋成本的相對比例，比例愈大者表示擁屋成本愈高，擁屋愈不利。

註22：依Hausman and McFadden(1984)建議，如果在J個選擇之下我們得到的參數與限制J-j個選擇所得到的參數會是無關的(irrelevant)，則IIA成立；亦即我們當省略j個決策，會與原來的估計具有一致性。其檢定統計量如下為一卡方分配：

$$\chi^2(m) = (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_f)' [\hat{V}_s - \hat{V}_f]^{-1} (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_f)$$

其中 $\hat{\beta}_s$ 為受限決策所估計的參數向量、 $\hat{\beta}_f$ 為沒有受限制所估計的參數向量、 \hat{V}_s 為受限決策所估計的共變異矩陣、 \hat{V}_f 為沒有受限制的共變異矩陣、m為卡方分配的自由度，即為共變異矩陣的秩數(rank)。此處我們利用STATA，V.7的軟體進行估計，而有關於

Hausman檢定的詳細討論，可參閱Greene(1997)，P.443-444。

註23：依多項式logit模型的特性，每組估計係數是該組相對於標準組的相對係數。因此，如果變動標準組，輪流作為標準組的兩個選項，其估計係數相同但是符號相反，請參見SAS/ETS User Guide, V.8.2.。

註24：此結果與林祖嘉與林素菁(1996)的發現一致。

註25：關於家庭內的權力結構與資源分派的問題，請參見陳建良與伊慶春(2004)。

參考文獻

林祖嘉

- 1990 〈反向巢型多項式 Logit 模型下的住屋需求與租買選擇〉《經濟論文》18(1)：137-158。
1992 〈台灣地區房租與房價關係之研究〉《台銀季刊》43(1)：279-312。
1994 〈臺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。
1996 〈失業搜尋、在職搜尋、與工作轉換：巢式Logit模型的應用〉《經濟論文叢刊》24(2)：205-225。

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》203-220。

林祖嘉、陳建良

- 1998 〈貸款支出與強迫儲蓄：台灣地區家計單位儲蓄行為再分析〉《台灣經濟學會年會論文集》173-210。

施鴻志、段良雄、凌瑞寬

- 1984 《都市交通計畫—理論、實際》台北：茂昌圖書公司。

段良雄

- 1984 〈巢式多項羅機(NMNL)運具選擇模式〉《運輸計畫季刊》13(3)：285-308。

陳建良、伊慶春

- 2004 〈夫妻間的權力分配以及家庭的決策機制—夫妻配對樣本的深入分析〉2004年台灣經濟學會年會論文。

陳建良、林祖嘉

- 2002 〈住宅貸款選擇與住宅租擁選擇〉《2002年中華民國住宅學會第十一屆年會學術研討會論文集》，517-539。

陳彥仲

- 1996 〈住宅選擇之程序決策模式〉《住宅學報》5：37-49。
1998 〈對多項Logit模型參數指定方式之比較分析〉《交大管理學報》18(2)：171-185。

華昌宜

- 1994 〈台灣應有的住宅目標〉《住宅學報》2：133-134。

馮正民

- 1986 〈運輸使用者之效益衡量〉《運輸計畫季刊》15(4)：535-544。

Bourassa, S.C.

- 1995 "The Impacts of Borrowing Constraints on Home-Ownership in Australia," *Urban Studies*. 32: 1167-1173.

Di Salvo, D., and J. Ermisch

- 1997 "Analysis of Housing Tenure Choice in Britain," *Journal of Urban Economics*. 42: 1-17.

Goodman, A. C.

- 2003 "Following a Panel of Stayers: Length of Stay, Tenure Choice, and Housing Demand," *Journal of Housing Economics*. 12: 106-133.

- Greene, W.
 1997 *Econometric Analysis*. 3rd ed. NJ: Prentice-Hall.
- Haurin D. R., P. H. Hendershoot, and D. Kim
 1994 "Housing Decisions of American Youth," *Journal of Urban Economics*. 35: 28-45.
- Haurin, D.R., P.H. Hendershott, and S.M. Wachter
 1997 "Borrowing Constraints and the Tenure Choice of Young Households," *Journal of Housing Research*. 8: 137-154.
- Hausman, J., and D. McFadden
 1984 "Specification Tests for the Multinomial Logit Model," *Econometrica*. 52: 1219-1240.
- Hayashi, F.
 1995 "Is the Japanese Extended Family Altruistically Linked? A Test Based on Engel Curves," *Journal of Political Economy*, 103(5), 0661-674.
- Henderson, J.V., and Y.M. Ioannides
 1983 "A Model of Housing Tenure Choice," *American Economic Review*. 73: 98-113.
 1986 "Tenure Choice and the Demand for Housing," *Economica*. 53(210): 231-246.
- Kan, K.
 2000 "Dynamic Modeling of Housing Tenure Choice," *Journal of Urban Economics*. 48: 46-69.
- Li, M.M.
 1977 "A Logit Model of Homeownership," *Econometrica*. 45:1081-1091.
- Lin, C.C., C.L. Chen, and S.J. Lin
 2001 "Life Cycle, Mortgage Payment , and Forced Saving," *International Real Estate Review*. 3(1): 151-182.
- Linneman, P., and S.M. Wachter
 1989 "The Impacts of Borrowing Constraints of Homeownership," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*. 17: 389-402.
- Linneman, P., I.F. Megbolugbe, and M. Cho
 1997 "Borrowing Constraints Change U.S. Homeownership Rate?" *Journal of Housing Economics*. 6: 318-333.
- Maddala, G. S.
 1983 *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- McFadden, D.
 1974 "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior," in *Frontier in Econometrics*. 105-142. ed. P. Zarembka. Institute of Urban and Regional Development, University of California.
 1978 "Modelling the Choice of Residential location," in *Spatial Interaction Theory and Residential Location*. 75-96. ed. A. Karlquist et. al. Institute of Transportation Studies, University of California.

- 1981 "Econometric Models of Probabilities and Structural Analysis of Discrete Data with Choice," in *Structural Analysis of Discrete Choice with Econometric Applications*. 1198-1272. ed. D. McFadden and C. Manski. MIT Press.

SAS/ETS Users Guide

- 2002 V8.2, SAS Institute Inc., Cary, NC.

STATA

- 2001 V.7, Stata Corporation, College Station, TX.

Tachibanaki, T.

- 1994 "Housing and Saving in Japan," in *Housing Markets in the United States and Japan*. ed. Y. Noguchi and J. M. Poterba. Chicago: The University of Chicago Press.

Tachibanaki, T., and K. Shimono

- 1986 "Saving and Life-Cycle: A Cohort Analysis," *Journal of Public Economics*. 31:1-24.