

不同類型遷移者之住宅區位與權屬選擇的 實證估計—以台北都會區遷入者為例

曾喜鵬* 薛立敏**

論文收件日期：93年11月2日

論文接受日期：95年2月23日

摘 要

本研究目的在探討遷移者之住宅區位與權屬的聯合選擇，將過去研究所忽略的遷移類型因素納入考量。在方法上，本研究利用主計處91年「國內遷徙調查」之原始資料，以台北都會區之遷入者為研究對象，將這些遷移者依其遷移原因分成工作遷移者、居住遷移者及其他三種類型，以比較其住宅區位與權屬選擇之差異性。為能考量遷移者之住宅區位與權屬選擇之共同決策特性，本研究採用間斷選擇模型中之多項Logit及巢式Logit模型建立三種可能的決策模式分別估計，再利用四種統計指標選取較佳之決策模式，作為分析相關解釋變數效果之基礎。

主要研究結果發現，不同類型遷移者對住宅區位與權屬之聯合選擇有所差異，其中工作遷移者選擇在台北縣租屋的可能性較台北市擁屋或台北縣擁屋要高，然而這類遷移者會在台北市租屋或台北縣租屋的選擇則無明顯差異，本研究認為應是受到工作或就學地點的影響，亦即遷移者可能會依據其工作或就學地點在台北市或台北縣，而儘量選擇在靠近該地點的地區租屋；因住宅相關因素而遷移者方面，整體而言，對住宅權屬選擇的影響較為顯著，亦即這類遷移者選擇擁屋的可能性較高，其中又以選擇在台北縣擁屋的可能性最高。在其他解釋變數方面，以遷移者之恆常所得、前次住宅權屬及實質居住成本的影響較為顯著，房間數則無影響。

關鍵詞：區位選擇、權屬選擇、遷移類型、間斷選擇模型、國內遷徙調查

* 景文技術學院旅運管理系助理教授，Email: hptseng@jwit.edu.tw

** 中國科技大學國貿系教授，Email: lmhsueh@cute.edu.tw

The Joint Estimation of Migration Types, Housing Location and Housing Tenure Choice- The Case of Taipei Metropolitan Area Immigrants

Hsi Peng Tseng* and Li Min Hsueh**

Abstract

This paper estimates empirically the joint decisions of location and housing tenure choice for Taipei Metropolitan immigrants. The immigrants were selected from the “Internal Migration Survey in Taiwan Area” which was conducted by Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics in 2002. Data were divided into job movers and residential movers for measuring different behaviors in location and housing tenure choice. A multinomial logit and two types of nested logit model structures were specified for analyzing the joint nature of location and housing tenure.

The main findings are as follows: First, job movers are more likely to rent in Taipei County than to own in Taipei City and Taipei County. However there is no difference between the choices of Taipei City and Taipei County. Residential movers are more likely to own in Taipei County. Second, permanent income, previous ownership types, and physical housing costs are also found to have significant influences on the joint choice of location and housing tenure.

Keywords: location choice, tenure choice, migration type, discrete choice model, Internal Migration Survey in Taiwan Area

* Assistant Professor, Department of Travel Management, Jin Wen Institute of Technology

** Professor, Department of International Trade, China University of Technology

一、前 言

人口遷移有兩種截然不同的類型，一是區域間的遷移，另一種是都會區內部的遷移。一般而言，人口在區域間的遷移主要是源於經濟動機，如為了就業或更高的預期收入，而都會區內部的遷移則主要是源於住宅因素，如需要更大的居住空間、更好的鄰里環境、提高至工作或其他都市活動地點的可及性等。由於這兩種遷移者的遷移動機有所差異，因此遷移後之住宅需求與住宅選擇行為也應會有所不同。

就區域遷移者來說，由於絕大多數都必須離開原來居住的地方，再到新的工作地點所在地區尋找住所並決定居住方式（如租屋或擁屋），因此一般而言，區域遷移者對遷入地點之住宅市場狀況會較不熟悉，加上不論工作、生活、鄰里關係或經濟能力等各方面都尚未穩定的情況下，往往會有較高的預期遷移傾向，例如完成學業或因新工作不滿意而想再次換工作等因素，都可能引發遷移的意願。為了節省通勤成本、住宅成本及未來再次搬遷的成本，區域遷移者一開始很可能會在靠近其工作或就學地點的住宅市場中搜尋，並選擇以租屋的方式來暫時滿足其住宅需求。

相較於區域遷移者來說，都會區內部的遷移者因已在當地居住較長的時間，不但對當地之鄰里環境較為熟悉，工作與所得等也相對較為穩定，且可能已計畫長期居住而有較高之擁屋傾向，因此遷移的動機較可能是為了改變住宅權屬（如從租屋者變成擁屋者）或提昇居住品質，而在居住地點的選擇方面，也可能因為對當地住宅市場資訊的掌握較為完全，而較區域遷移者有更多的選擇。

前述說明顯示，區域遷移者與都會區內部遷移者，在區位與權屬的選擇上有所差異，隱含在探討遷移者之住宅區位與權屬選擇時，應將其遷移原因納入考量。如 Thomas（1993）即指出，過去人口遷移的研究大都將遷移視為就業市場中勞動力移動的現象，並以總體遷移量為（gross flow）分析基礎，但該研究認為這樣的分析是假定每個遷移皆是因為工作原因而遷移，忽略了都市內部因住宅因素而遷移者，如此將造成相關變數估計的偏誤；Linnemann and Graves（1983）也指出，家戶在都會區內部遷移或進行跨區域遷移的決策互有關連，因此建議在估計家戶住宅選擇的相關決策時，必須將家戶是屬於在都會區內遷移或跨區域遷移的決策納入考量。

綜合上述，本研究主要目的即在探討遷移者之住宅區位與權屬的聯合選擇，並將過去研究所忽略的遷移類型因素納入考量。更具體而言，本研究利用主計處91年「國內遷徙調查」之原始資料，以台北都會區之遷入者為研究對象，並將這些遷移者依其遷移原因分成因工作或就學原因而遷移者、及因住宅相關因素而遷移者，以比較其住宅區位與權屬選擇之差異性。在估計方法方面，由於住宅區位與權屬皆為

不連續的選擇，加上為能考量遷移者對此二住宅選項之共同決策特性，本研究採用間斷選擇模型中之多項及巢式Logit模型分別建立三種可能的決策模式架構，再利用四種統計指標選取其中適合度較佳之決策模型，以作為分析相關解釋變數效果的基礎。

二、相關文獻回顧

過去將遷移因素納入家戶住宅選擇決策中討論的研究主要有兩類，第一類是有關預期遷移與住宅權屬選擇的研究，如Boehm（1981）、Boehm et al.（1991）、Krumm（1984）、Ioannides（1987）、Ioannides and Kan（1996）、Kan（2000）及薛立敏與曾喜鵬（2000）等。這一類研究的結論指出，基於遷移成本考量，因此預期短期內會遷移者選擇擁屋的機率較低，而租屋者因遷移成本較低，因此較擁屋者預期遷移的機率高。薛立敏等人則利用主計處78及81年「國內遷徙調查」之原始資料，以多項Logit模型建立一個遞迴體系（recursive system），來探討家戶之預期遷移決策與當期遷移及住宅權屬選擇之關係，以78年資料估計的結果發現，預期短期內會遷移者，在當期遷移後選擇租屋的機率較高。但前述研究皆未將區位因素考量在內。

第二是探討遷移原因對區位選擇的影響，如陳淑美與張金鵬（2002）及Thomas（1993）等。陳淑美等人之研究發現，台北市的遷移者因家庭人口數變動、換更好居住空間、換更好鄰里環境以及結婚等原因而遷移時，選擇遷往台北縣的機率較高，若為了就學通勤方便，選擇在台北市內移動的機率較高。Thomas（1993）的研究則將遷移者依其遷移原因分成數個次樣本，再以Logit模型估計工資水準與住宅價格對區域遷移者地點選擇的影響，研究結果發現，因工作原因而遷移者之地點選擇主要受到工資水準的影響，但不受住宅價格的影響，因工作以外原因而遷移者之地點選擇，則會受到住宅價格的影響。陳淑美等人及Thomas的研究顯示出遷移原因對家戶住宅選擇有重要的影響，但這類研究並未同時考量住宅權屬的選擇。

從以上探討發現，遷移因素對遷移者之住宅區位或權屬的個別決策會有所影響，但對住宅區位與權屬聯合選擇的影響則尚未有研究討論。

在住宅選擇研究中，依其探討主題也大致有三種類型的文獻，第一類是有關住宅權屬選擇的研究，國內如林祖嘉（1990）、薛立敏與陳秀里（1997）、謝文盛與林素菁（2000）及Hsueh（2000），國外研究如Bourassa（1994，1995）及Arimah

(1997)等；第二類是有關住宅區位(或類型)選擇的研究,如Kingsley and Turner(1993)、Alperovich(1983)及Ahmad(1993)等；第三類是同時考量住宅需求與權屬選擇的研究,主要有兩種不同的方法取向,第一種是利用Heckman之二階段估計法,探討住宅需求與權屬共同選擇的議題(如林祖嘉,1994; Ahmad, 1994; Horioka, 1988等),第二種則是利用間斷選擇模型探討住宅權屬、住宅類型、住宅區位或工作地點的共同選擇行為(如陳彥仲,1997; Waddell, 1997及 Cho, 1997等)。

在同時考量住宅需求與權屬選擇的研究中,絕大多數都是以住宅類型(如房間數或住宅型態)及權屬來設定替選方案,再以計量模型估計家戶特徵或住宅屬性對家戶選擇不同替選方案的影響,雖有少數文獻將住宅區位與權屬進行聯合估計者,但都未將遷移類型因素納入模式中考量。

綜合以上文獻的探討可知,在住宅區位與權屬選擇的研究議題中,可歸納出下列兩個未臻完善可繼續加以延伸討論之處:

第一,過去相關研究尚未有將遷移類型與住宅區位及權屬聯合選擇之關係結合討論者,而從前言的說明可知,不同類型遷移者(如居住遷移或工作遷移者)在住宅區位與權屬的需求上會有所差異,未將此因素納入考量的結果,隱含假定家戶都是因為工作或居住等單一原因而遷移,具有相同的住宅需求,如此做法一方面可能使得估計結果有所偏誤,對家戶住宅選擇行為的了解亦未盡深入。

第二,間斷選擇模型已被廣泛的應用在住宅選擇行為的估計,其中在巢式Logit模型的應用方面,由於該模型之估計必須事先設定家戶對住宅項目之選擇順序,過去有關區位與權屬選擇的研究大都假設住宅權屬是邊際選擇,而區位則是在選定某權屬後之條件選擇,亦即將住宅權屬設在上巢層,住宅區位設在下巢層。但由於決策者如何選擇這兩個住宅項目的行為無法先驗得知,也難以在資料中觀察得到,因此在實證估計上似有必要將所有可能的決策架構都予以考慮,再以模式估計結果來決定何種決策架構較為適當。然而過去相關研究並未做如此的嘗試。

三、理論架構與實證模型

(一) 不同遷移類型者之住宅需求

遷移者在決定遷移的同時,必須同時決定下一期的住宅消費,包括居住的地點、住宅權屬(租屋或擁屋)、住宅類型等。過去住宅相關研究著重在遷移者進入

住宅市場後之住宅選擇行為的探討，換言之，遷移者進入住宅市場的原因並未納入考量，亦即隱含假定所有住宅選擇者具有相同的住宅需求。

然而歸納遷移研究的文獻來看，遷移可視為家戶調整住宅消費的過程，依據 Clark and Onaka (1983) 的分類，遷移者大致可分成誘發性遷移、調整性遷移與被迫性遷移三種類型。誘發性遷移主要源自於工作地點改變或家戶生命週期改變，調整性遷移主要源自於對於原有住宅單元內部或鄰里環境特徵的不滿意，被迫性遷移主要受到天災或政府政策的影響。前述三種類型遷移者因為不同的動機而進入住宅市場，因此會有不同的住宅調整需求，換言之，會透過不同住宅區位與權屬的組合來滿足其遷移後的住宅需求。茲進一步說明如下。

1. 工作遷移者

工作遷移者主要是由於工作地點的改變或找到新工作而遷移，對於這類遷移者來說，主要會面臨兩種選擇（薛立敏等，2002），第一是工作地點的選擇，此階段決策主要會受到就業市場中工資的影響；第二是居住地點的選擇，也就是遷移者必須在工作地點所在住宅市場中尋找居住地點，此階段決策則主要會受到住宅市場供給的影響，如價格、供給數量及住宅品質等。

由於該類遷移者是因為找到工作或原有工作地點的改變而遷移，隱含其受到工作地點改變後通勤成本增加的影響，必須到鄰近工作地點所在住宅市場找尋居住地點，一般而言，這類遷移者在住宅搜尋與選擇的過程中具有下列特點：1、對遷入地點之住宅市場的資訊較為不完全，因此叫可能選擇儘量靠近其工作地點的住宅市場進行住宅搜尋，直到居住時間增加對市場較為熟悉後，再次進行搬遷；2、預期遷移傾向較高，主要是由於工作尚未穩定，基於可能再次換工作等考量，可能暫時以選擇租屋的方式居住，以節省再次遷移的成本。

綜合以上探討，本研究預期工作遷移者在選擇住宅區位與權屬時，較可能選擇接近工作地點的住宅市場中租屋。

2. 居住遷移者

對於居住遷移者而言，其進入住宅市場的原因主要是由於對原有住宅單元不滿意（鄰里環境不佳或住宅內部空間太小）或想改變住宅權屬（例如由租屋者變成擁屋者），這類遷移者相較於工作遷移者而言具有下列不同之處。

首先是這類遷移者在某特定住宅市場的居住時間較為長久，對於當地住宅市場較為熟悉，換言之，在住宅市場資訊較為完全的情況下（包括鄰里環境、價格、供給量、交通運輸等資訊），對於居住地點選擇的替選方案較為完全，這可能使得家

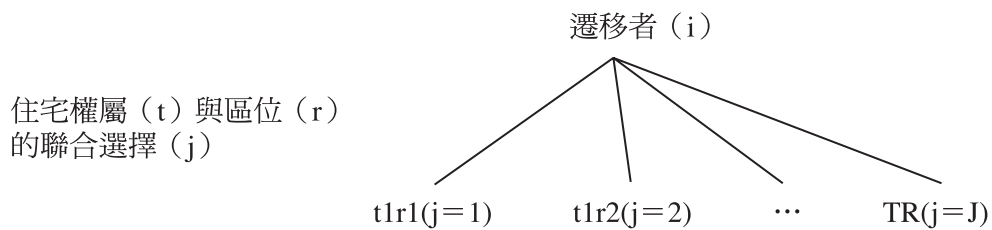
戶有更多的居住區位選擇方案。其次是預期遷移傾向較低，這類遷移者一方面由於在某住宅市場居住較久時間，一方面在工作所得較為穩定的情況下，有長久居住的打算，在短期內無預期遷移計畫的情況下，選擇擁屋的可能性會較高。

(二) 實證模型探討

本節將簡要說明如何利用間斷選擇模型來架構遷移者之住宅區位與權屬之聯合決策，以及該模型之估計方法。在間斷選擇模型中，主要有兩種模式型態，分別為多項Logit模型及巢式Logit模型，茲以遷移者之住宅區位與住宅權屬選擇為例，說明兩者之模型架構如下。

1. 多項Logit模型 (MNL)

假設遷移者為理性的決策者，因此會選擇使其效用最大的住宅區位與權屬組合之替選方案。圖一為遷移者選擇住宅區位與權屬的聯合決策架構，假設在區位上有



圖一 多項Logit模型之決策架構

R個替選方案可供選擇，在住宅權屬方面有T種選擇，則遷移者面對的替選方案數共有 $R \cdot T$ 個^{註1}。遷移者*i*選擇替選方案*j*的效用 U_{ij} 可表示如下：

$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij} \dots \dots \dots (1)$$

(1) 式中之 V_{ij} 為效用中可衡量的部份， ε_{ij} 為隨機誤差項，除了代表不可觀察的效用之外，尚包括了許多誤差來源，例如對可衡量效用的衡量誤差、函數設定誤差、抽樣誤差或變數選定誤差等（陳彥仲，1997）。

遷移者*i*在所有方案集合*J*中，選擇方案*j*的機率 P_{ij} ，取決於該方案帶給其效用之大小，當效用愈大時，該方案被選取的機率就愈大，以數學式表示如下：

註1. 以本研究而言，R、T皆為2，詳替選方案的定義與說明。

$$P_{ij} = \text{Pr ob}(\varepsilon_{ik} - \varepsilon_{ij} < V_{ij} - V_{ik}, \forall j, k \in J, j \neq k) \dots\dots\dots (2)$$

在(2)式中，藉由對 ε_{ij} 及 ε_{ik} 做不同分配的假設，可推導出不同的模式。若假設前述兩個誤差項為獨立且一致的Gumbel分配，則可推導出多項Logit模型(Ben-Akiva and Lerman, 1987)，其數學式如下：

$$P_j = \frac{e^{V_j}}{\sum_{k \in J} e^{V_k}} \dots\dots\dots (3)$$

本研究假設遷移者選擇住宅區位與權屬所獲得的效用，會同時受到方案屬性及其遷移者特徵的影響，因此(1)式中之可衡量效用(V_{ij})可表示如下式：

$$V_{ij} = \alpha_j X_i + \beta Y_{ij} \dots\dots\dots (4)$$

在(4)式中， X_i 代表第*i*個遷移者之社會經濟特徵向量， Y_{ij} 為第*i*個遷移者選擇第*j*個方案之屬性向量， α_j 及 β 為衡量各解釋變數效果的參數。將(4)式代入(3)式，即為本研究將估計之多項Logit模型形式。(3)式可改寫成下式：

$$P_j = \frac{e^{\alpha_j X_i + \beta Y_{ij}}}{\sum_{k \in J} e^{\alpha_k X_i + \beta Y_{ik}}} \dots\dots\dots (5)$$

在(5)式之估計上，有關遷移者特徵(X_i)與方案屬性(Y_{ij})參數之校估方式有所差異，估計之參數也有不同的經濟意義。在 α_j 方面，是選擇任何一個方案作為基準對照方案，估計之參數是衡量某替選方案相對於基準方案的效用，因此可以估計得到(J-1)組參數；在 β 方面，估計的參數是代表某個解釋變數在各替選方案之間之共同效用，而與替選方案的個數無關，因此無論替選方案之數目，估計之參數均只有一組(陳彥仲，1998)註2。

2. 巢式Logit模型 (NL)

在多項Logit模型的應用上，最常面臨的問題便是不相關替選方案之獨立性

註2. 依據陳彥仲(1998)之比較分析，在多項Logit模型中，對可衡量效用做不同變數的指定，會得到不同的模式型態，估計之參數亦有不同的經濟意義。一般來說大致有兩個類型：第一，若將可衡量效用函數指定為遷移者的社會經濟特徵(X_i)，則參數之估計是選擇其中一個方案做為基準方案，因此可校估出方案數減1組參數，Greene(2003)將其稱為多項Logit模型，陳彥仲(1998)則將其稱為原始多項Logit模型(OMNL)；第二，若將可衡量效用函數指定為替選方案的屬性(Y_j)，則不管方案數有多少，模型僅會校估出一組參數，Maddala(1983)及Green(2003)將此模式型態稱為條件式Logit模型(conditional logit model)，或稱為McFadden Logit模型，陳彥仲(1998)則將其稱一般多項Logit模型(GMNL)。由於本研究之可衡量效用函數中同時包括遷移者之社會經濟特徵與替選方案屬性，Green(2003)稱此為混合模型(mixed model)。

(independence from irrelevant alternatives; IIA) 假設，亦即任何兩個方案選擇之相對機率僅受方案本身屬性的影響，而與其他方案的屬性無關。為改善前述IIA問題，最常被使用的方法就是採用巢式Logit模型。在巢式Logit模型的架構中，替選方案具有多種向度，並假設替選方案的選擇有先後順序關係。以本研究而言，遷移者可能先選擇住宅區位再決定住宅權屬，亦可能先選擇住宅權屬再決定區位。

假設遷移者 (i) 先選擇住宅權屬 (t)，再決定區位 (r)，其決策架構可表示如圖二所示。遷移者選擇住宅權屬與區位的效用 U_{rt} 可分解如 (6) 式所示：

$$U_{rt} = V_t + V_r + V_{rt} + \varepsilon_t + \varepsilon_r + \varepsilon_{rt} \dots \dots \dots (6)$$

(6) 式中之 V_t 為選擇住宅權屬所獲得之可衡量效用， V_r 為選擇住宅區位所獲得之可衡量效用， V_{rt} 為選擇某特定住宅區位與權屬組合所獲得之可衡量效用； ε_t , ε_r , ε_{rt} 為效用中不可衡量的部份。同樣的，若假設 ε_t , ε_r , ε_{rt} 均呈獨立且一致之Gumbel分配，則遷移者之住宅權屬與區位之聯合選擇機率 $P(t, r)$ 可表示如下：

$$P(t, r) = P(r | t) \cdot P(t) \dots \dots \dots (7)$$

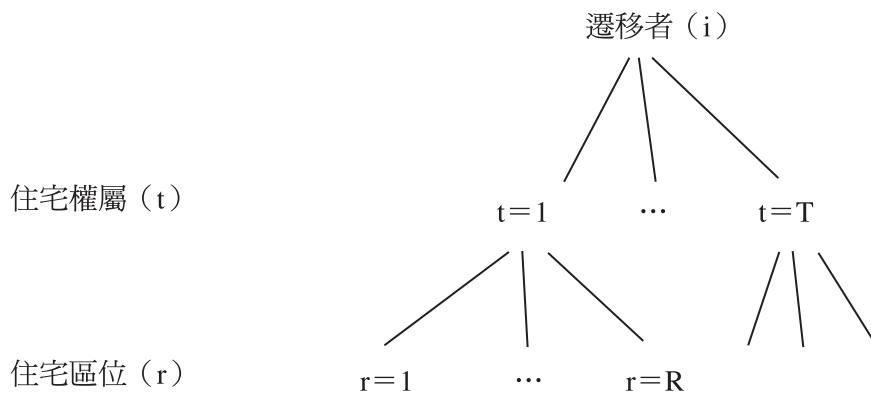
(7) 式中之 $P(t)$ 為住宅權屬選擇之邊際機率， $P(r | t)$ 為區位選擇之條件機率。假設上巢層權屬選擇相對應之遷移者特徵為 $X_{i,t}$ ，方案屬性為 $Y_{i,t}$ ；下巢層住宅區位選擇相對應之遷移者特徵為 $X_{i,rt}$ ，方案屬性為 $Y_{i,rt}$ ，兩項機率的計算如下：

$$P(r | t) = \frac{e^{(\alpha_r X_{i,rt} + \beta_r Y_{i,rt})}}{\sum_m e^{(\alpha_m X_{i,rt} + \beta_r Y_{i,mr})}} \dots \dots \dots (8)$$

$$P(t) = \frac{e^{(\alpha_t X_{i,t} + \beta_t Y_{i,t} + \tau I_t)}}{\sum_i e^{(\alpha_i X_{i,t} + \beta_t Y_{i,t} + \tau I_i)}} \dots \dots \dots (9)$$

其中， $I_t = \log \left(\sum_m e^{(\alpha_m X_{i,rt} + \beta_r Y_{i,mr})} \right) \dots \dots \dots (10)$

(10) 式之 I_t 稱為第t種住宅權屬之包容值 (inclusive value)，其係數為 τ ，一般而言，為能滿足巢式Logit模型的基本假設，估計之 τ 必須介於0與1之間，才表示所設定的模式架構為合理的。當 $\tau > 1$ 或 $\tau < 0$ 時，表示巢式Logit模型與隨機效用模型不一致，因此模型必須重新設定 (林祖嘉與陳建良，2003)，其中若 $\tau > 1$ 時，依據陳彥仲 (1997) 的推論，有可能是巢層反置所致。當 $\tau = 1$ 時，則巢式Logit模型可簡化為多項Logit模型 (Waddell, 1997)。因此，在巢式Logit模型之估計上，包容值係數之顯著性及係數值大小，為模型設定是否合理之重要評估標準。



圖二 二巢層Logit模型之決策架構

本研究使用Nlogit套裝軟體為估計之工具。該軟體提供了兩種方法來校估巢式Logit模型之參數，一種是有限訊息最大概似法（Limited Information Maximum Likelihood; LIML），或稱為二階段校估法，亦即先行估計下巢層的參數，並計算包容值後，再將包容值帶入上巢層與其他的變數一起估計；另一種是完全訊息最大概似法（Full Information Maximum Likelihood; FIML），是將上、下巢層及包容值的係數一併估計。本研究採用FIML進行估計。

四、實證研究設計

本節將說明實證研究所使用之資料來源與限制、樣本篩選、解釋變數之選取與定義、替選方案與模型架構的設定及效用函數的指定等。

（一）資料來源與樣本篩選

本研究利用主處民國91年「台灣地區國內遷徙調查」（Internal Migration Survey in Taiwan Area; IMSITA）之原始資料進行分析，IMSITA是人力資源調查的附屬調查，於民國70到81年間共舉辦了十次，其中民國70至78年每年舉辦，79及80年未舉辦，81年恢復調查之後未再持續，直至91年又再恢復舉辦。IMSITA之調查對象為抽樣戶中所有家戶成員，故每年樣本數皆達七萬多筆。

民國91年的問卷內容主要包括下列項目：遷移者之基本資料（性別、教育程

度、年齡、每月經常性收入、婚姻狀態、戶內十五歲以上人口數等）、最近一年的遷移次數、現在居住地點、上次居住地點、上次住宅權屬及遷移原因等。其中上次居住地點、前次住宅權屬以及遷移原因，是針對最近一年有遷移者的問項。

由於調查項目中包含了現在及前次居住地點及住宅權屬與遷移原因，因此很適合本研究分析之用。但該資料最大限制在於沒有住宅及區位特徵，以及房價或租金等相關資料，使得本研究在定義方案屬性時，必須藉由其他資料來補充。

民國91年的總樣本數共計76341筆，本研究首先選取最近一年遷移次數在一次以上的受訪者，計1668筆；其次選取現在居住地點在台北市或台北縣，且現在及前次住宅權屬為自有或租賃的受訪者，再剔除部份變數不全的觀察值，最後實際用來估計的樣本數共計447筆^{註3}。其中現在居住地點在台北市者250筆，居住於台北縣者197筆，現在住宅權屬為自有者計144筆，租賃者313筆。

（二）變數選取與定義

本研究之目的之一，係考量不同類型遷移者之住宅區位與權屬聯合選擇行為的差異性，在做法上，是將遷移原因分成工作遷移、居住遷移及其他等三種遷移者類型，再以設定虛擬變數的方式納入模式中估計。除遷移類型變數外，本研究考量的變數還包括兩類，第一是遷移者特徵，包括恆常所得及前次住宅權屬，第二是替選方案屬性，包括實質居住成本及房間數。茲將各變數之定義說明下。

1. 遷移類型

本研究將IMSITA中所記錄的十種遷移原因，依據其相似性分成三個類型，並以設定虛擬變數的方式納入模式中估計（表一）。

- （1）第一類稱為工作遷移者（RESN1），主要與工作或就學因素有關，包括：本人工作變動、家屬工作變動、本人或家屬找到工作、本人或家屬求學或畢業。
- （2）第二類稱為居住遷移者（RESN2），主要是基於住宅因素而遷移，包括：自家購（建）房屋、原址房屋不理想及原址環境不理想。

註3. 必須說明的是，由於本研究目的在探討不同類型遷移者（居住遷移者與工作遷移者）之住宅區位與權屬聯合選擇行為的差異，因此在實證估計上必須選擇一個都會區做為研究對象，以利住宅區位替選方案之設定。台北都會區為國內發展較為成熟的都會區，亦為區域人口遷移的主要終點站，本研究以台北都會區遷入者做為實證探討對象，除了會有較多的估計樣本數外，樣本中也有較多的工作遷移者比例，為達成本研究目的最適合之研究對象。

表一 台北都會區遷入者之遷移原因分類

類型	原因
工作遷移者	因本人工作變動、因家屬工作變動、因本人或家屬找到工作、因本人或家屬求學或畢業
居住遷移者	自家購(建)房屋、原址房屋不理想、原址環境不理想
其他型遷移者	方便照顧家人、婚姻關係、房租到期及問卷中的其它項

(3) 第三類為其他原因的遷移者 (RESN3)，包括方便照顧家人、婚姻關係、房租到期及問卷中的其它項。

工作遷移者約71%是從台北都會區以外的地區遷入，而居住遷移者大都是屬於都會區內部的遷移者，約96%之前次居住地點仍是在台北都會區內。

2. 遷移者特徵^{註4}

(1) 恆常所得 (INCHAT)

所得為影響住宅權屬選擇的重要變數，由於有關住宅的選擇是一個家庭一項長期的財務承諾，因此應以家庭恆常所得做為解釋最為理想。過去的研究發現（如薛立敏及陳秀里，1997；林祖嘉及陳建良，2003等），家庭總所得對住宅權屬選擇的影響都非常顯著，然而由於IMSITA有關所得的問項是個人每月經常性收入，經本研究測試估計結果並不理想。因此，本研究改採用主計處民國91年「家庭收支調查」之原始資料，以家庭總所得為被解釋變數進行估計，再將估計所得到之參數值帶入IMSITA的樣本中計算。

在估計恆常所得之解釋變數方面，一般橫斷面家計資料樣本，多以人力資本變數（如教育程度、年齡及性別等）、職業身分（如係雇主、受僱、自營作業或無酬工作者等）及居住地點等做為解釋變數（如薛立敏等，1997；陳淑美等，2002）。估計結果如附表二，整體而言，上述變數皆顯著影響總所得，調整後之R²為0.38。經將估計之係數帶入IMSITA總樣本中計算，得出全體樣本之平均家庭總所得約97.27萬元，家庭收支調查之結果為106.42萬元，當中的差異應是臨時所得。

(2) 前次住宅權屬 (LST)

一般而言，已經擁屋者表示其住宅負擔能力較高，因此遷移後選擇擁屋的可能

註4. 遷移者的特徵除了所得以外，其他如教育程度、年齡、家戶規模及性別等亦都可能影響其住宅區位與權屬選擇，但由於上述四個變數在估計恆常所得時已經納入考量，為避免解釋變數間產生高度之共線性，因此加以省略。

性也會較高，也較有能力在品質較好的住宅市場中擁屋或租屋。因此，本研究預期遷移者之前次住宅權屬對其遷移後之住宅區位與權屬之聯合選擇會有正向影響。

3. 替選方案屬性

不同的住宅區位與權屬之組合代表不同的居住成本，而且以台灣來說，由於租賃市場較不發達，因此租賃住宅與自有住宅之居住空間或品質也有所差異，一般來說租賃住宅的居住空間較小，品質也較差。以本研究而言，由於台北縣市的房價或租金有所差異，因此遷移者選擇在台北市購屋或租屋，以及在台北縣購屋或租屋的成本也會不同。本研究認為，居住成本及空間會影響遷移者之住宅區位與權屬之聯合選擇，但可惜在IMSITA的調查中沒有住宅價格或租金的資料，也沒有住宅特徵的資料可供估算房價或租金之用，此為IMSITA很大的限制。但鑒於前述兩個變數的重要性，本研究以另一種方式來取得這些資料，茲將方法說明如下。

(1) 實質居住成本 (PHC)

對租屋者而言，實質居住成本係指其每月支付之房租；對擁屋者而言，則將其房屋總價換算成每月需攤還的貸款本息，以跟租屋者之租金有比較之基礎。租金之資料來自於「崔媽媽基金會」每季有關台北縣市租屋資訊之統計調查，該資料係以台北市的12個行政區及台北縣的29個鄉鎮市為統計單元，資料中提供了租屋類型、每坪租金及租金總價等資訊；房屋總價之資料係以內政部地政司每季調查出版之「房地產交易價格簡訊」為基礎，再經本研究篩選計算而得。

為儘可能衡量個別遷移者之差異，因此不論租金或房價，本研究皆以IMSITA之最小統計單元為基礎來計算，其中台北縣為各鄉鎮市，台北市本身即是一個統計單元，未再細分至各行政區。房租及房價之計算方式及結果詳表二。本研究預期實質居住成本對遷移者之住宅區位與權屬的聯合選擇有負向的影響^{註5}。

(2) 房間數 (NRM)

房間數是利用民國89年「戶口及住宅普查」之原始資料，先分別計算台北市及台北縣各鄉鎮市之租屋者與擁屋者之平均房間數，再將計算結果依遷移者現行居住之鄉鎮市及住宅權屬狀態，分別納入樣本中。

必須說明的是，以上述方式計算而得之房租、房價及房間數等資料，是假設住宅市場中僅有典型單一的住宅類型，因此居住於同一個鄉鎮市的遷移者，會面對相同的價格、租金及房間數。各解釋變數的定義彙整如表二。

註5. 雖然IMSITA調查中並無租擁成本等過去發現對住宅權屬選擇有顯著影響的變數，以及鄰里環境特徵等影響區位選擇之變數，然而本研究依前述方式納入了實質居住成本變數，事實上已間接把前述兩類變數之效果考量在內。

表二 解釋變數定義

變數	定義
遷移原因	虛擬變數，定義如下：
工作遷移者 (RESN1)	若為工作遷移者，則RESN1=1; 否則RESN1=0; 工作遷移者之定義詳表一。
居住遷移者 (RESN2)	若為居住遷移者，則RESN2=1; 否則RESN2=0; 居住遷移者之定義詳表一。
其他型遷移者 (RESN3) (對照組)	若因方便照顧家人、婚姻關係、房租到期及問卷中的其它項而遷移者，則RESN3=1; 否則RESN3=0。
恆常所得 (INCHAT)	遷移者之家庭總收入，為連續變數，單位：萬元。為本研究利用91年「家庭收支調查」原始資料估算而得。相關解釋變數及估計結果詳附表二。
前次住宅權屬 (LST)	遷移者之前次住宅權屬，若為擁屋，則LST=1; 若為租屋則LST=0。
實質居住成本 (PHC)	對租屋者而言，是指每月支付之租金；對擁屋者而言，是以房屋總價設算成每月需攤還之貸款本息；該變數以取對數方式估計。租金資料為本研究計算自崔媽媽基金會，房價資料為本研究計算自內政部地政司出版之「房地產交易價格簡訊」(2001-2002)。計算方法及結果參見附表一。
住宅房間數 (NRM)	指遷移者現有住宅之房間數，單位：間。為本研究利用89年「戶口及住宅普查」計算而得，計算方法參見內文之說明。

(三) 替選方案與模型架構

對台北都會區的遷入者來說，在住宅權屬方面有擁屋或租屋兩種選擇，在區位方面也有台北市或台北縣兩個選擇，因此每個遷移者皆有四種替選方案可供選擇，即台北市擁屋（A1）、台北市租屋（A2）、台北縣擁屋（A3）及台北縣租屋（A4）。本研究設定三種可能的決策模式架構，並分別加以估計，說明如下。

第一種決策架構是假設遷移者會同時選擇住宅區位與住宅權屬，因此將這兩種選擇列為同一巢層，並以多項Logit模型來估計；另兩種決策架構之設定是假設遷移者之住宅區位與權屬選擇具有程序性，亦即家戶可能先選擇住宅權屬再決定區位，也可能先決定住宅區位後再選擇住宅權屬。由於吾人無法觀察到遷移者將何者列為優先選擇^{註6}，因此，本研究依據前述可能的決策程序設定兩種決策架構，並以巢式Logit模型進行估計。茲將上述三種決策模式架構的設定彙整如下。

1. 多項Logit模型〔以下簡稱MNL〕：假設遷移者同時選擇住宅區位與權屬。
2. 巢式Logit模式（a）〔以下簡稱NL（a）〕：假設遷移者先選擇住宅區位，再選擇住宅權屬。亦即將住宅區位列於上巢層，住宅權屬列於下巢層。
3. 巢式Logit模式（b）〔以下簡稱NL（b）〕：假設遷移者先選擇住宅權屬，再選擇住宅區位。亦即將住宅權屬列於上巢層，住宅區位列於下巢層。

(四) 效用函數的指定

本研究共設定了三個決策模型架構，包括一個多項Logit模型（MNL）及兩個巢式Logit模型（NL（a）及NL（b）），解釋變數則包含了遷移者特徵與方案屬性兩類。本研究在MNL及NL模型的效用函數指定上有所差異，在MNL方面，遷移者特徵與方案屬性變數都放入模式中估計；在NL方面，則將方案屬性放在下巢層估計，將遷移者特徵放入上巢層估計，亦即在（8）式中之解釋變數只包含方案屬性（ Y_{ij} ），（9）式之解釋變數除包容值外，只包括遷移者特徵（ X_i ），進一步說明如下。

註6. Waddell（1997）指出，雖然有許多文獻都假定住宅權屬為家戶決策階層中之邊際選擇（marginal choice），住宅區位則為選定某住宅權屬後之條件選擇（conditional choice）（亦即將住宅權屬列在上巢層、區位在下巢層），但尚未有研究針對此假定之合理性進行系統性的調查研究。

以NL (b) 來說，下巢層為區位的選擇，雖然只有台北縣及台北市兩種區位，但由於這兩個區位是在選定擁屋或租屋下的條件選擇，因此在估計時實際上是包含四個區位方案。這四個區位方案的選擇，除了會受到方案屬性的影響外，也應該與遷移者特徵有關，然而在參數校估上，因為下巢層有四個區位方案，因此每個遷移者特徵變數會估計出三組係數，除了估計上較困難外，估計的係數也較難以解釋，尤其是在方案數很多的情況下（陳彥仲，1998）。因此Greene（2003）建議，在估計巢式Logit模型時，應盡量將方案屬性變數置於下巢層，將選擇者特徵置於方案數較少的上巢層估計。以本研究而言，由於上巢層僅有兩個方案，因此遷移者特徵將估計出一組參數，而下巢層是以方案屬性來估計，因此也只會估計出一組參數。

五、實證結果分析

（一）基本統計量

各方案及方案選擇者之特性如表三所示，表中分別列出全體樣本與四個替選方案之樣本特徵，以下分別比較四個替選方案的特徵。在方案屬性方面，在實質居住成本（PHC）以台北市擁屋方案的成本最高，每月約5.05萬元，其次為在台北縣擁屋及台北市租屋，最低者為在台北縣租屋，每月約1.26萬元，與一般的認知大致相符，也顯示本研究在該變數資料之計算方式尚屬合理；房間數（NRM）以台北縣擁屋的房間數最多，平均每個住宅約3.04間，其次為台北市擁屋的2.99間，顯示擁屋方案之房間數較租屋方案多。

其次再看遷移者特徵，在恆常所得（INCHAT）方面，以選擇台北市擁屋之遷移者最高，家庭總收入約148萬元，其次為選擇台北市租屋者，約143萬元，選擇台北縣擁屋或租屋者之家庭總收入則明顯較低，分別約為100萬元及110萬元；在遷移者之前次住宅權屬（LST）方面，選擇台北縣擁屋方案的遷移者，約有61%在遷移前為擁屋者，選擇在台北縣租屋之遷移者，原為擁屋的比例最低，約36%。

在遷移原因方面，選擇在台北市租屋的遷移者，有高達71%是因為工作及就學的原因，在台北縣租屋者也約有60%是因為同樣的因素；而在台北市擁屋或台北縣擁屋方案中，則有較多的遷移者是基於住宅的相關因素。顯示工作或就學原因而遷移者選擇租屋的比例較高，因住宅原因而遷移者選擇擁屋的比例較高。

（二）模型估計結果評估

本研究利用兩種類型的指標來評估三個模型的估計結果，第一類是模型必須

表三 基本統計量

變數	全體樣本	台北市擁屋	台北市租屋	台北縣擁屋	台北縣租屋
RESN1	0.5145 (0.4377)	0.1207 (0.3265)	0.7135 (0.4524)	0.1842 (0.3883)	0.5950 (0.4914)
RESN2	0.2640 (0.4009)	0.5172 (0.5008)	0.1250 (0.3309)	0.5526 (0.4980)	0.1818 (0.3861)
RESN3	0.2215 (0.4089)	0.3621 (0.4816)	0.1614 (0.3682)	0.2632 (0.4411)	0.2231 (0.4168)
INCHAT (萬元)	127.3557 (48.7199)	148.0314 (44.7483)	142.9698 (48.1619)	100.1592 (45.0676)	109.7512 (53.9390)
LST	0.5146 (0.4889)	0.5862 (0.4936)	0.5573 (0.4970)	0.6053 (0.4896)	0.3554 (0.4791)
PHC (萬元)	2.2079 (0.3358)	5.0553 (0.0000)	1.8630 (0.4171)	2.4153 (0.3421)	1.2599 (0.2629)
NRM (間)	2.8348 (0.0785)	2.9937 (0.0000)	2.7177 (0.0000)	3.0405 (0.1490)	2.8151 (0.0949)
樣本數	447	58	192	76	121

註：() 內數字為標準差。

符合基本的理論假設，亦即在多項Logit模型方面，方案設定須符合IIA的假設條件；在巢式Logit模型方面，包容值係數必須顯著且介於0與1之間。第二類是模型的適合度 (goodness-of-fit)，有兩種指標，第一是對數概似函數 (Log-Likelihood function，以下簡稱LL值)，Waddell (1997) 建議可利用該值來評估模型的適合度，LL值越大表示模型適合度愈高^{註7}；第二種是 ρ^2 值，其概念類似迴歸模型中之 R^2 值，計算方式如下： $\rho^2 = 1 - LL(\beta) / LL(c)$ ，其中 $LL(\beta)$ 為包含所有解釋變數在內的LL值， $LL(c)$ 為僅包含常數項的LL值，一般而言，該值越大表示模式的適合度越高。NL及MNL的估計結果分別如表四及表五所示。

首先看巢式Logit模型中之包容值係數 (表四)，NL(a)是將區位置於上巢

註7. 必須說明的是，概似函數值會受到估計樣本數多寡的影響，但以本研究而言，每個模型估計所使用的樣本數均相同，因此可做比較。

表四 NL估計結果

巢層及變數	NL(a)		NL(b)	
	估計係數	t值	估計係數	t值
下巢層				
PHC	-1.2941	-4.815*	-0.3400	-1.763*
NRM	1.1076	1.335	-3.1854	-3.050*
上巢層				
INCHAT	0.0146	6.842*	-0.0018	-0.749
RESN1	0.1356	0.491	-2.2361	-6.721*
RESN2	-0.5247	-1.754*	0.9950	3.354*
LST	0.3491	1.631*	1.3563	4.984*
IV	2.2444	3.374 ^{c*}	0.7533	1.985 ^{c*}
		1.871 ^{d*}		-0.650 ^d
Chi-squared	171.3050*		225.0359*	
LL值總和	-534.0211		-507.1538	
ρ^2	0.1382		0.1816	

註：1. *表示在10%及以上的顯著水準下顯著。

2. ^c為包容值係數等於0的檢定t值，^d為包容值係數等於1的檢定t值。

3. NL(a)模型中之下巢層為四個選擇方案，上巢層為區位；NL(b)模型中之下巢層為四個選擇方案，上巢層為權屬。

層，下巢層為權屬，其包容值係數為2.2444，係數值等於0之檢定t值為3.374，顯示其顯著異於0，係數值等於1的檢定t值為1.871，也顯著異於1。檢定結果顯示NL (a) 之包容值係數不在理論範圍內，且由於係數值大於1，依據陳彥仲（1997）的推論，有可能是巢層反置所致。再看NL (b)，其巢層結構恰與NL (a) 相反，即上巢層為住宅權屬，下巢層為區位，其包容值係數為0.7753，係數值等於0的檢定t值為1.985，顯著異於0，係數值等於1的檢定t值為-0.65（P值為0.2603），在10%的顯著水準下無法拒絕係數值為1的假設。依據包容值係數的特性，當係數值等於1時，巢式Logit模型即可簡化為多項Logit模型，顯示NL (b) 可簡化為多項Logit模型，也隱含IIA成立。就兩種巢式Logit模型的估計結果來看，NL (b) 的巢層設定應較NL (a) 合理。

表五 MNL估計結果

解釋變數	台北市擁屋 [方案一]	台北市租屋 [方案二]	台北縣擁屋 [方案三]
ASC	-0.5604 (-0.636)	-1.2218* (-2.783)	0.8226 (1.253)
PHC	-1.6336* (-3.837)	-1.6336* (-3.837)	-1.6336* (-3.837)
NRM	-0.3365 (-0.255)	-0.3365 (-0.255)	-0.3365 (-0.255)
INCHAT	0.0169* (4.405)	0.0139* (5.030)	-0.0068* (-1.748)
RESN1	-2.8101* (-5.221)	0.2673 (0.783)	-1.6932* (-3.732)
RESN2	0.4311 (0.968)	-0.077 (-0.182)	1.1192* (2.642)
LST	1.6542* (4.282)	0.7797* (2.946)	1.7775* (4.932)
LL值	-456.2729		
Chi-squared	234.3992*		
ρ^2	0.2044		

註：1. 表中各估計係數下方之（）內數字為t值，*表示在10%及以上的顯著水準下顯著。

2. 參數估計之基準方案為[台北縣租屋]。

其次看MNL是否符合IIA的假設，雖然NL（b）模型之估計結果已隱含IIA假說成立，但本研究仍進行Hausman檢定來加以確定。Hausman及McFadden（1984）對於IIA的檢定，是以條件式Logit模型為參數指定方式，亦即是以方案的屬性作為解釋變數，Greene（2003）建議在進行Hausman的IIA檢定時，儘量以較少的方案及解釋變數來進行。準此，本研究僅納入一個方案的屬性（PHC）做為解釋變數，並分別將每個個別方案從四個方案中剔除進行檢定，因此會得到四種檢定結果，如表六所示。表六顯示，在四種檢定結果中，將方案一及方案三剔除之檢定結果顯示IIA

表六 IIA檢定結果

受限制方案	A2, A3, A4	A1, A3, A4	A1, A2, A4	A1, A2, A3
χ^2 (1)	1.2434	4.9112	0.0000	17.8850
P-value	0.2648	0.0267	1.0000	0.0000
檢定結果	成立	不成立	成立 (註3)	不成立

註：1. A1,A2,A3,A4代表各個方案；在受限制方案中，如[A2,A3,A4]是表示將方案一自四個方案中剔除進行檢定，其餘依此類推；未受限制之模式則同時包含四個方案。

2. 檢定之虛無假設為IIA成立。

3. 該項檢定之 χ^2 為負值，依據Hausman檢定的標準，當 χ^2 為負值時，表示無法對虛無假設的正確與否做出任何結論（林祖嘉等，2003）。但Greene（2003）指出，在 χ^2 為負值的情況下，將其視為0可能是較正確的結論。

成立，但將方案二及方案四剔除的檢定結果則顯示IIA不成立。

本研究再進一步比較NL（b）與MNL模型的適合度，由表四得知NL（b）的LL值及 ρ^2 分別為-506.33及0.1813，由表五得知MNL的LL值及 ρ^2 則分別為-456.73及0.2044，因此就模型的適合度而言，兩種指標皆顯示MNL較NL（b）為佳。

綜合以上結果，就兩種巢式Logit模型而言，以NL（b）的巢層設定較為合理，亦即將權屬列於上巢層，區位置於下巢層。而就NL（b）與MNL的估計結果來說，NL（b）的包容值係數雖顯著異於0，但在10%的顯著水準下未顯著異於1，顯示NL（b）應簡化MNL模型。但由於Hausman檢定的結果並無法完全支持MNL符合IIA假設，因此本研究將同以MNL及NL（b）的估計結果做為分析相關變數效果的基礎。

（三）遷移類型之估計結果

遷移原因對住宅選擇的影響較為過去研究所忽略，但本研究認為不同原因之遷移者在住宅區位與權屬之選擇上會有所差異，因此本研究將遷移者依其遷移原因分成三種類型納入模式中估計。本研究是以方案四為對照方案進行估計，因此各組係數的解釋都是相對於「台北縣租屋」方案而言。

1. 工作遷移者

工作遷移者（RESN1）主要是因為工作或就學原因而遷移，MNL的估計結果顯示（表五），該變數在方案一（台北市擁屋）及方案三（台北縣擁屋）的模式中顯著，係數值分別為-2.8101及-1.6932，顯示因工作遷移者選擇台北市擁屋或台北縣擁屋的可能性較台北縣租屋來得低，換言之，工作遷移者在台北縣租屋的可能性

較高。該變數在方案二（台北市租屋）的模式中不顯著，顯示當遷移者因工作或就學原因而遷入台北都會區時，會在台北市租屋或台北縣租屋的決策並沒有顯著的差異，可能是受到工作或就學地點的影響。換言之，遷移者可能會依據其工作或就學地點在台北市或台北縣，而儘量選擇在靠近該地點的地區租屋，以節省通勤成本及可能再次搬遷的成本^{註8}。以上結果與巢式Logit模型的估計亦大致相符，從表四來看，工作遷移者變數在NL（a）模型中並不顯著，顯示工作遷移者與其他遷移者之區位選擇沒有差異，然而在NL（b）模型中則為顯著的負向，顯示工作遷移者較其他類型遷移者選擇擁屋的可能性較低，結果證實了本研究的預期。

如前所述，因工作或就學原因而遷移者大都是從台北都會區以外地區遷入，該變數（RESN1）的估計結果可與薛立敏等人（2002）之研究結果做一比較。該研究利用總體時間序列資料，以多項延遲分配模型，估計區域遷移人口遷入台北都會區之地點選擇及相關影響因素，研究結果發現，台北市因預期收入較高，因此會吸引區域遷移人口的遷入，但由於台北市的住宅價格較高，因而促使區域遷移人口之遷入地點轉向台北縣。由於總體資料無法考量住宅權屬的問題，因此該研究無法更進一步探討遷入台北都會區者，會在台北市擁屋、台北市租屋、台北縣擁屋或台北縣租屋的選擇。本研究以個體資料估計的結果，大致上與該研究的發現一致，同時進一步對遷入台北都會區者之住宅選擇提供了更豐富的內涵。

2. 居住遷移者

居住遷移者（RESN2）主要是由於住宅相關原因而遷移，在估計結果方面（表五），該變數僅在方案三（台北縣擁屋）的模式中顯著，係數為1.1192，顯示因住宅相關因素而遷移者，選擇在台北縣擁屋可能性較台北縣租屋要高，由於方案三與對照方案（台北縣租屋）之區位同樣都是台北縣，因此該變數的影響應是表現在住宅權屬的選擇上。但該變數在方案一（台北市擁屋）及方案二（台北市租屋）的模式中不顯著。綜合以上結果，就係數符號來看，該變數在兩個擁屋方案（方案一及方案三）的模式中為正向，顯示因住宅因素而遷移者選擇擁屋的機率較高，且在台北縣擁屋的可能性又高於在台北市擁屋。從表三之基本統計量即可看出，因住宅原因而遷移者之擁屋率遠高於租屋率。再從巢式Logit模型的估計結果來看，表四顯示該變數在兩種巢式Logit模型的估計結果均顯著，在NL（a）模型中為顯著的負向，顯示居住遷移者選擇在台北市居住的可能性較其他類型遷移者低，在NL（b）模

註8. 此結果也顯示出，遷移者之住宅區位與權屬的聯合選擇會受到工作點的影響，三者可能是一共同的決策，然而本研究所使用的資料中並無工作地點的資訊，因此無法進一步探討。

型中則為顯著的正向，顯示居住遷移者選擇擁屋的可能性較其他類型遷移者來得高。

綜合該變數之估計結果來看，以巢式Logit模型的估計結果較為理想，亦提供較多的訊息，具體而言，居住遷移者在個別區位選擇或權屬選擇上與其他類型遷移者有顯著的不同，但在區位與權屬的聯合選擇上則無明顯顯著的差異，可能是當遷移者因住宅相關原因而產生遷移意願時，仍會選擇在原來居住的台北市或台北縣的其他地方尋找適合的住宅單元，而較少在台北縣市之間移動，因而使得該變數在台北市方案的兩個模式中皆不顯著。

(四) 其它解釋變數之估計結果

本研究考量之其他解釋變數包括遷移者之恆常所得 (INCHAT) 及前次住宅權屬 (LST) 兩個變數，及實質居住成本 (PHC) 與房間數 (NRM) 兩個替選方案屬性變數。在前述變數中，除了方案屬性變數僅會估計出一組係數外，其他解釋變數都可估計出三組係數，各組係數的解釋也都是相對於台北縣租屋方案而言。

在恆常所得 (INCHAT) 方面，該變數在三個方案的模式中皆顯著，顯示遷移者之所得會影響其住宅區位與權屬之聯合選擇。再看各方案的估計結果，該變數在方案一 (台北市擁屋) 及方案二 (台北市租屋) 的係數分別為0.0169及0.0139，顯示當遷移者之所得愈高時，選擇到台北市擁屋及台北市租屋的可能性較在台北縣租屋來得高。由於不論在台北市擁屋或租屋的居住成本都較台北縣租屋高，而所得愈高者表示其住宅負擔能力愈高，因此該估計結果應屬合理。在方案三的模式中，係數為-0.0068，顯示當遷移者之所得愈高時，選擇到台北縣租屋可能性較在台北縣擁屋來得高，此結果與一般的認知不同，有待進一步探討。

遷移者之前次住宅權屬 (LST) 的估計結果甚為理想，該變數在三個方案的模式中皆顯著，係數分別為1.6542、0.7797及1.7775，顯示遷移者之前次住宅權屬也會影響其遷移後之住宅區位與權屬的聯合選擇。由於係數符號皆為正向，顯示遷移前為擁屋的遷移者，當其遷入台北都會區或在台北都會區內部遷移時，選擇在台北市擁屋、台北縣擁屋及台北市租屋可能性皆較台北縣租屋高。

在方案屬性的估計結果方面，不論實質居住成本 (PHC) 或房間數 (NRM) 皆僅估計出一組係數，因此在表五之三個方案模式中所列出的係數均相同。實質居住成本的係數為-1.6336，顯著異於0，顯示實質居住成本會影響遷移者之住宅區位與權屬之聯合選擇。由於係數符號是負的，顯示對四種方案的選擇來說，當實質居住成本愈高時，該方案帶給遷移者的效用會降低，因而被選擇的機率也會降低，而降低之邊際效用，平均而言為1.6336個單位。房間數的估計結果則不顯著。

六、結語與後續研究

本研究利用主計處民國91年「國內遷徙調查」之原始資料，以遷入台北都會區者為研究對象，將遷移者依其遷移原因分成工作遷移者、居住遷移者及其他三種類型，並利用間斷選擇模型建構三種可能的決策架構，將遷移類型、住宅區位與權屬選擇進行聯合估計，為本研究與過去研究不同之處。

主要研究結果發現，不同類型遷移者對住宅區位與權屬之聯合選擇有所差異，其中工作遷移者選擇在台北縣租屋的可能性較台北市擁屋或台北縣擁屋要高，然而這類遷移者會在台北市租屋或台北縣租屋的選擇則無明顯差異，本研究認為應是受到工作或就學地點的影響，亦即遷移者可能會依據其工作或就學地點在台北市或台北縣，而儘量選擇在靠近該地點的地區租屋；因住宅相關因素而遷移者方面，整體而言，對住宅權屬選擇的影響較為顯著，亦即這類遷移者選擇擁屋的可能性較高，其中又以選擇在台北縣擁屋的可能性最高。在其他解釋變數方面，以遷移者之恆常所得、前次住宅權屬及實質居住成本的影響較為顯著，房間數則無影響。

除上述外，本研究兩種巢式Logit模型架構之估計結果，支持了陳彥仲（1997）利用包容值係數的理論特性來作為巢層架構設定是否合理之推論，亦即當估計之包容值係數大於1時，可能是由於巢層反置所導致。本研究以住宅區位與權屬的估計結果證實了這樣的推論，顯示未來應可依據此推論作為巢式Logit模型巢層結構設定之參考，相信更能增加模式校估之效率。此外，本研究兩種巢式Logit模型之估計結果，也證實了過去研究將住宅權屬列為上巢層、將住宅區位列為下巢層的巢層結構安排假設，應有其合理性與正確性。

最後必須說明的是，由於資料的限制，本研究在遷移類型變數的處理上，是以設定虛擬變數的方式納入模式中估計，再檢視其影響效果，建議後續可再嘗試利用不同的策略來加以檢測。例如，可將遷移者依其遷移原因加以分類，再建立不同的決策模式加以估計，並依本研究所提出之四個指標，來評估不同原因遷移者之決策行為是否有所差異，例如其區位與權屬的選擇是同時性的，還是具有程序性？又家戶將何種決策列為優先考量？此外，也可計算不同類型遷移者之住宅需求彈性的差異性，包括所得及價格彈性皆應有所不同。

參考文獻

林祖嘉，（1990），反向巢型多項Logit模型下的住屋需求與租買選擇，「經濟論

- 文」，第18卷，第1期，頁137-158。
- 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」，第68期，頁183-200。
- 林祖嘉、陳建良，（2003），租買選擇、貸款選擇與世代組成：巢式Logit模型之應用，「2004年中華民國住宅學會第十三屆年會學術研討會論文集」，頁16-34，新竹。
- 陳彥仲，（1997），住宅選擇之程序性決策模式，「住宅學報」，第5期，頁37-49。
- 陳彥仲，（1998），對多項Logit模型參數指定方式之比較分析，「交大管理學報」，第18卷，第2期，頁171-185。
- 陳淑美、張金鵬，（2002），家戶遷移決策與路徑選擇之研究－台北縣市的實證研究，「住宅學報」，第11卷，第1期，頁1-22。
- 薛立敏、曾喜鵬、陳雅君，（2002），區域人口遷入台北都會區地點選擇之實證研究，「住宅學報」，第11卷，第2期，頁159-178。
- 薛立敏、曾喜鵬，（2000），台灣地區住宅權屬選擇與居住遷移決策關係之研究，「2000年中華民國住宅學會第九屆年會學術研討會論文集」，頁437-451，屏東。
- 薛立敏、陳秀里，（1997），台灣一九八〇年代住宅自有變化之探討，「住宅學報」，第6期，頁27-48。
- 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」，第9卷，第1期，頁1-17。
- Ahmad, N., (1993), "Choice of Neighborhoods by Mover Households in Karachi", *Urban Studies*, 30 (70) : 1257-1270.
- Ahmad, N., (1994), "A Joint Model of Tenure Choice and Demand for Housing in the City of Karachi", *Urban Studies*, 31 (10) : 1691-1706.
- Alperovch, G., (1983), "Economic Analysis of Intraurban Migration in Tel-Aviv", *Journal of Urban Economics*, 14: 280-292.
- Arimah, B. C., (1997), "The Determinants of Housing Tenure Choice in Ibadan", *Nigeria, Urban Studies*, 34 (1) : 105-124.
- Ben-Akiva, M., S. R., Lerman, (1987), *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, the MIT Press.
- Boehm, T. P., (1981), "Tenure Choice and Expected Mobility: A Synthesis", *Journal of*

- Urban Economics, 10: 375-389.
- Boehm, T. P., H. W., Herzog, and A. M., Schlottmann, (1991), "Intra-Urban Mobility, Migration, and Tenure Choice", *The Review of Economics and Statistics*, 1 (LXXX) : 59-68.
- Bourassa, S. C., (1994), "Immigration and Housing Tenure Choice in Australia", *Journal of Housing Research*, 5 (1) : 117-137.
- Bourassa, S. C., (1995), "A Model of Housing Tenure Choice in Australia", *Journal of Urban Economics*, 37: 161-175.
- Cho, C. J., (1997), "Joint Choice of Tenure and Dwelling Type: A Multinomial Logit Analysis for the City of Chongju", *Urban Studies*, 34 (9) : 1459-1473.
- Clark, W. A. V., J. L., Onaka (1983), "Life Cycle and Housing Adjustment as Explanations of Residential Mobility", *Urban Studies*, 20:47-57.
- Greene, W. H., (2003), *NOLOGIT- Reference Guide, Version3.0*, Econometric Software Inc.
- Hausman, J. and D., McFadden, (1984), "A Specification Test for the Multinomial Logit Model", *Econometrica*, 52: 1219-1249.
- Horioka, C. Y., (1988), "Tenure Choice and Housing Demand in Japan", *Journal of Urban Economics*, 24: 289-309.
- Hsueh, L. M., (2000), "The Relationship between Housing Price, Tenure Choice and Saving Behavior in Taiwan", *International Real Estate Review*, 3 (1) : 11-33.
- Ioannides, Y. M., (1987), "Residential Mobility and Housing Tenure Choice", *Regional Science and Urban Economics*, 17: 265-287.
- Ioannides, Y. M. and K., Kan, (1996), "Structural Estimation of Residential Mobility and Housing Tenure Choice", *Journal of Regional Science*, 36 (3) : 335-363.
- Kan, K., (2000), "Dynamic Modeling of Housing Tenure Choice", *Journal of Urban Economics*, 48: 46-69.
- Kingsley, G. T., M. A., Turner, (1993), "Housing Markets and Residential Mobility", US: The Urban Institute Press.
- Krumm, R. J., (1984), "Household Tenure Choice and Migration", *Journal of Urban Economics*, 16: 259-271.
- Linneman, P., P. E., Graves, (1983), "Migration and Job Change: A Multinomial Logit Approach", *Journal of Urban Economics*, 14: 263-279.

Maddala, G. S., (1983) , "Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics", Cambridge University Press, Cambridge.

Thomas, A., (1993) , "The Influence of Wages and House Price on British Interregional Migration Decisions", *Applied Economics*, 20: 1261-1268.

Waddell, P. A., (1997) , "Household Choice and Urban Structure: An Reassessment of the Behavioral Foundations of Urban Models of Housing", *Labor and Transportation Markets*, Ashgate Press.

附表一 台北市及台北縣部份鄉鎮市之平均租金及平均房價

地區別	平均租金			平均房價	
	分租及套房 (元/月)	獨立套房 (元/月)	住宅型 (元/月)	房屋總價 (萬元)	設算租金 (元/月)
台北市	5860.91	9034.27	20267.73	658.15	50553
板橋市	4991.63	9304.59	13088.68	374.07	28733
三重市	5457.75	9327.36	13842.73	281.21	21600
中和市	5424.5	9846.34	13795.40	309.91	23805
永和市	5747.96	9510.36	15755.07	359.72	27631
新莊市	4864.74	8565.76	11896.74	269.24	20681
新店市	5588.29	9058.71	15032.71	380.73	29244
樹林鎮	4547.00*	6853.33	12080.24	303.41	23305
鶯歌鎮	3218.22*	5165.91*	8550.00	246.12@	18905
三峽鎮	3471.29*	5583.33	9222.33	267.38@	20538
淡水鎮	4523.03	8186.9	14081.23	385.92	29643
汐止市	6253.10	7799.92	13642.96	333.72	25633
瑞芳鎮	4134.17*	6636.20*	10983.45	293.33	22531
土城市	4452.29	6814.14*	11277.96	317.42	24381
蘆洲市	4971.38	9166.67	13730.77	286.05	21972
五股鄉	4827.35*	7748.91*	12825.05	275.13@	21133
泰山鄉	4874.38*	5053.62	12950.00	218.94@	16817
林口鄉	5708.73*	9163.70*	15166.67	378.56@	29078
深坑鄉	4885.70*	7842.56*	12980.08	300.00@	23043
石碇鄉	4862.47*	7805.27*	12918.35+	269.58**	20707
三芝鄉	4862.47*	7805.27*	12918.35+	284.26@	21834
石門鄉	4862.47*	7805.27*	12918.35+	269.58**	20707
平溪鄉	4862.47*	7805.27*	12918.35+	269.58**	20707

註：1. 房屋總價之資料來源為內政部地政司每季出版之「房地產交易價格簡訊」，配合IMSITA有關遷移者之遷移期間（90年10月至91年10月），本研究選取90年第四季至91年第三季的資料來計算。由於交易價格簡訊中記錄之房地產類型包括許多非住宅之資料，因此本研究選取土地使用分區為住宅區，且交易之住宅類型屬於公寓或住宅大樓兩類的樣本來計算。

2. 租金之資料來源為台灣不動產資訊中心網站（該網站之資料來源為崔媽媽基金會），該資料記錄的項目包括租屋類型（有分租、套房、獨立套房及住宅型四種）、房間數、每月租金及樣本數等，統計單元則為台北縣之各鄉鎮市及台北市之各行政區。本研究以加權平均方式來計算各鄉鎮市之平均月租金，此外，由於不同租屋類型的面積有所差異，因此本研究再依據遷移者之家庭人口數予以區分，如果家庭人口數為一人者，則假設遷移者之現有住宅是屬於分租及套房，家庭人口數為二人者，屬於獨立套房，三人及以上者則屬於住宅型。

3. @表示該地區在上述期間內無交易資料，改用91年第四季至92年第二季之資料；**表示該地區在前述兩個期間內皆無交易資料，而以有交易資料之「鄉」的平均值代表。

4. +表示無該地區住宅型之租金資料，而以住宅型有交易資料之「鄉」的平均值代表。

5. *表示該地區無資料，為本研究估計所得。做法是以資料較為完備之住宅型的租金為基礎，先計算有交易資料之獨立套房及分租套房的租金與住宅型的租金比率之平均值，分別為0.6042及0.3764，再以前述比例分別乘上住宅型租金而得。

6. 擁屋者之設算租金計算方式如下：假設擁屋者皆以貸款方式購買房屋，並假設貸款時間為二十年，貸款年利率為6.88%（該利率為本研究依據土地銀行90年10月至91年9月之一般購屋貸款利率計算其平均值而得），計算每個月須攤還之本息。

附表二 恆常所得之估計結果

解釋變數	估計係數	t值
截距項	-32.9405	-5.199
男性	-7.6741	-5.733
年齡	3.9115	15.925
年齡平方	-0.0298	-12.129
國中以下	-81.1638	-46.688
高中及高職	-55.1386	-33.963
雇主	81.5034	26.080
受僱	41.6022	19.007
自營作業者	26.0670	11.901
家庭人口數	14.3191	39.737
台北市	41.9118	26.804
台北縣	10.7360	6.248
台中市	4.8743	1.827
高雄市	9.1815	5.360
調整後R square	0.3797	
F值 (P value)	643.44 (0.0001)	
樣本數	13681	

資料來源：主計處，「九十一年家庭收支調查」原始資料。