

學術論著

## 家戶遷移決策與路徑選擇之研究—台北縣市的實證研究\*

### Household Mobility Decision and Moving Path Choice —An Empirical Study of Taipei City and Taipei County

陳淑美\*\* 張金鶚\*\*\*

Shu-Mei Chen, Chin-Oh Chang

#### 摘 要

本文有兩個主要目的：首先是加入生命週期的因素，分析家戶的遷移決策。其次，進一步分析家戶受到內部生命週期類型的影響，以及考慮外在住宅市場環境的差異，家戶對於不同遷移路徑的選擇。本文採用1990年戶口及住宅普查台北縣、市的資料，以羅吉迴歸模型實證，分析台北市家戶的遷移決策，以及原居住在台北市的家戶如何選擇在台北市內遷移或遷移到台北縣的遷移路徑。結果顯示空間壓力不一定是引發家戶選擇遷移的主因，家戶生命週期類型所隱含的需求差異，可以解釋家戶的遷移行為。另外，台北市的家戶會因為空間方面的需求而選擇遷移到台北縣，若是為了通勤方便則選擇留在台北市，本文的結果有助於了解台北市與台北縣之間家戶的流動，以及住宅市場條件差異與市場區隔的意涵。

關鍵詞：遷移決策、家庭生命週期類型、羅吉迴歸模型

#### ABSTRACT

This study attempts to explore what kind of households would make mobility decision since the households must pay higher moving cost instead of staying at their existing houses. We further analyze why households choose different moving path under the constraint of housing market conditions. This empirical study employs a binary logistic regression model and uses a data set from "1990 Census of Population and Housing in Taipei". We make a comparison between the moving path from Taipei City to neighbor Taipei County areas and the moving path within Taipei City districts. The results are meaningful for the supply of housing market and public facility services.

**Key words: mobility decision, life cycle type, logistic regression model**

(本文於2001年11月15日收稿，2002年5月2日審查通過)

\* 本文接受國科會專題研究計劃經費之補助，計劃編號：NSC90-2415-H-168-001，特此致謝。

\*\* 崑山科技大學不動產經營系副教授，E-mail：mayc2110@mail.ksut.edu.tw

\*\*\* 政治大學地政系教授，E-mail：jachang@nccu.edu.tw

## 一、前言

一般家戶選擇遷移決策時，會面臨遷移成本的考量，遷移必須付出較高的成本，因此除了非自願的遷移以外，家戶可能會在居住空間和環境需要大幅度調整時，才會採取遷移的選擇。台北市的家戶大多習慣已經熟悉的環境，選擇市內遷移的比例較多，另外，台北市家戶選擇遷往台北縣的比例較台北縣家戶遷往台北市的比例多，可見台北市的住宅市場是一個門檻較高、限制條件較高的市場。所以，家戶在選擇遷移的區位和路徑時，除了必須考慮自身的需求之外，還需要考慮外在環境的條件的限制。本文有兩個主要目的：首先是加入生命週期的因素，分析家戶的遷移決策。其次，進一步分析家戶受到內部生命週期類型的影響，以及考慮外在住宅市場環境的差異，家戶對於不同遷移路徑的選擇情形。

Seek(1983)認為家戶會以本益分析的觀點決定是否遷移，或改良現有住宅的調整行為。該研究比較各類型生命週期家戶的遷移和住宅改良行為，發現大部份的家戶較常採取住宅改良(Improvement)行為；而遷移決策的成本較高，包含購屋成本和維繫鄰里關係的成本等，因此家戶遷移的比例較少，而且處於較年輕生命週期、所得較高的家戶較有能力和動機遷移。住宅改良只能更新住宅內部的屬性，但是無法改變住宅的鄰里環境。在台灣沒有取得建造執照的增建多屬於不合法的違建行為，無法大幅增加住宅面積。台灣大部分的家庭可能仍然需要遷移才能大幅度調整住宅的需求，與Seek(1983)所提到的國外家庭以改良為主的調整行為有所不同。

1990年居住在台北市的家戶，有67%的家戶自1986-1990年五年內沒有遷移或增建等調整住宅需求的行為，大部份的家戶會選擇居住在現有之住宅，減少搬遷所要付出的成本，因此不會做出大幅調整住宅屬性的遷移決策。少數家戶從陽台或屋頂平台小幅增建可以增加住宅面積，但是國內家戶增建的比例不到1%(Chang, Chen, and Somerville, 2000)。因此遷移比增建更能調整家戶的住宅需求。家戶的遷移決策是本文所要探討的第一個課題。

家戶遷移時可能必須考慮外在市場環境的機會與限制，台北縣與台北市的住宅市場分屬不同的地區次市場，房價、鄰里環境等市場條件差異甚大(註1)，可能會影響家戶遷移路徑的選擇。例如，台北市的房價較貴，某些原來住在台北市的居民遷移時，為了換一間更新或更大的住宅空間，可能在所得及房價的限制下，被迫選擇遷移到台北縣。或者，台北市的就業機會較多，公共設施較完善，優良學區林立，大眾運輸系統較方便，某些居住在台北市的家戶可能考量台北市的鄰里環境較佳，為了追求工作或交通的方便性，遷移時仍然選擇居住在台北市。本研究認為家戶在考量外在市場條件的差異下，會影響家戶在台北縣、市之間選擇遷移路徑，這是本文欲深入探討的第二個課題。

家戶的生命週期和住宅需求、遷移等課題息息相關。Clark and Onaka(1983)將生命週期和住宅需求調整的概念作有系統的定義，並將遷移的原因歸納為調整性的遷移(Adjust to Move)與誘發性的遷移(Induce to Move)。其中，家戶調整住宅空間的需求和選擇良好品質的鄰里環境是都市內調整性遷移的原因；家戶的形成和解體則會產生誘發的遷移。事實上家庭的形成或解體，使得家庭人口數有所增減，也會連帶引發調整住宅空間的需求，故其遷移原因的歸類有部分重合之處。

相關研究曾採用生命週期類型的概念探討住宅的需求與決策，Michelson(1977)的研究指出影響家戶遷移的關鍵因素是財務狀況，並發現生命週期改變，住宅空間的需求增加，是影響遷移

的主要因素。該研究以單薪、雙薪、有無小孩、家庭人口數等簡單指標將家戶分類，未將家戶生命週期做詳細的定義。McLeod and Ellis(1983)的研究引進社會學或行銷學方面的文獻，對家戶的生命週期作較詳細的分類與定義，並且認為生命週期類型比傳統家戶的屬性較能反映家戶的住宅需求。Skaburskis(1997)將性別差異、生命週期與住宅需求的概念連結，且定義同一生命週期的家戶群有類似的住宅偏好，進而影響其住宅消費與需求。後兩篇研究，採取較詳細的生命週期類型定義，來分析家戶的住宅需求，比傳統經濟學方面的相關研究僅以簡單的戶長屬性、或家戶屬性來代表家戶的需求的方式較佳。

家戶內部屬性的因素可能會影響遷移決策，本研究引入生命週期類型的觀念來分析。家庭的形成和解體會產生誘發的遷移，例如：結婚屬於家庭剛形成的生命週期類型；老年家庭，子女離家，處於家庭即將解體的生命週期類型。雙薪且無小孩頂客族的生命週期類型，其住宅空間的消費較少。小孩正在成長的家庭可能有較大的空間壓力。另外，相對於居多數的核心家庭，三代同堂家庭是傳統且較少數的家庭結構，較多的家戶成員一起居住，需要較大的住宅空間。整體而言，不同生命週期類型家戶代表不同的家戶屬性，對於住宅需求也有不同程度的差異，因此可能會誘發不同的遷移行為。

Jarvis(1999)以家戶的工作結構來分析遷移的意願、以及遷移路徑的遠近。他將 14公里以內的遷移，定義為短距離的遷移行為，即local(housing) movers；以15-200公里以上的遷移為長距離的遷移，即distant(employment) movers。長距離的遷移路徑可能是為了工作的轉換，所以同時有住宅的遷移行為；短距離的遷移可能只是為了換一個鄰里環境、調整住宅面積的消費、或追求住宅環境的寧適等，不涉及工作轉換的問題。

台北市有遷移行為的家戶，可能選擇在台北市內遷移(註2)、從台北市遷移到台北縣鄰近地區(註3)、遷移到台北縣較遠的地區，或遷移到台灣省的其他縣市。自1986-1990年台北市五年內曾經遷移的家戶佔全體家戶的32.87%。其中有遷移的家戶，大部份選擇短距離的遷移路徑(註4)，在台北市內遷移的比例即佔了有遷移家戶數的78.7%，可見大多數家戶的遷移仍不會離開熟悉的環境，其他較少數才是遷移到台北縣或較遠的地區。

本研究不討論長距離的遷移行為，希望排除工作(註5)、其他非自願遷移等因素，把焦點放在短距離的遷移行為。與過去研究最大的不同在於：除了探討家戶生命週期的引申需求之外，還分析考量台北縣、市外在房價、環境的差異之後，家戶如何選擇短距離的遷移路徑(註6)。因此以台北市為中心，探討台北市內及台北縣、市之間家戶的遷移和人口的流動情形。

綜合上述，本研究的兩大主題為：家戶生命週期類型的差異，隱含著不同的住宅需求，家戶的遷移機率應該有所差異；另外，家戶在選擇遷移路徑時，會面臨住宅市場外在環境的限制與家戶生命週期類型的內部需求的雙重影響，不同的遷移原因會使得家戶選擇不同的遷移路徑。本文的架構，第一部份是前言，第二部份是資料說明與樣本特性，第三部份是實證模式與變數，第四部份是實證結果分析，最後是結論。

## 二、資料說明與樣本特性

### (一)資料說明與限制

本文的資料係採1990年台閩地區戶口及住宅普查台北市與台北縣的資料。在資料篩選方

面，全部的調查表中，僅採用普查表的資料，將國軍表、駐外人員、外國人之資料排除，只選擇一般家戶。另外在住宅所有權來源方面，將自購(建)之國民住宅及繼承贈與取得的自有住宅以及非自有住宅的家戶刪除，因為這一類家戶的遷移決策、住宅來源與選擇皆受到限制，並非由家戶根據市場條件與自身需求自由的選擇遷移。而且只選出有人居住之「家宅」，刪除其他房屋、處所、空間家宅或供其他用途使用的資料。

相關研究將住宅遷移與租擁選擇等課題作動態的研究，以動態的資料追蹤同一家庭在不同生命週期階段的住宅遷移與租擁房屋的歷程，研究住宅遷移與改良的需求調整決策 (Kendig, 1984; Savage, Watt and Arber, 1990; Watt, 1996; Gilbert, 1999)。而本文考量台北市的住宅自有率將近八成，將租屋視為與擁屋不同的歷程，研究內容不涉及租擁選擇這一類的課題，故以自有房屋的遷移為主，在資料中僅篩選出自購(建)之一般住宅的家戶。

1990年台閩地區戶口及住宅普查的資料包含家戶的戶口狀況及住宅狀況。其中，「戶口狀況」包含：戶內各成員的性別、稱謂、生日、籍貫、五年前居住地點、婚姻狀況、教育程度、有無工作、是否為家計負責人、工作地點等資料；「住宅狀況」包括：建築類型、是否有人居住、用途、竣工年份、住宅房間數、樓地板面積、權屬、住進現宅時間、是否換住更大面積及遷移原因等。

本文所定義的遷移：是指家戶在住宅普查的近五年內有遷移行為。以普查資料的「五年前居住地點」、「住進現宅時間」等兩個變數來定義遷移。若家戶五年前的居住地點是不同於現住的住宅、且住進現宅的時間在五年以下(包含五年)，則表示家戶在五年內曾選擇遷移行為(註7)。

遷移路徑是以普查資料中五年前居住地點與現住地點來定義。將資料中1990年居住在台北縣鄰近鄉鎮且五年前居住在台北市的家戶定義為從「台北市遷移到台北縣鄰近地區」的家戶；將1990年居住在台北市且五年前居住在台北縣的家戶定義為「從台北縣遷移到台北市」的家戶；將1990年居住在台北市且五年前居住在台北市之內的家戶定義為「在台北市內遷移」的家戶。本研究以台北市之內、台北縣市之間短距離的遷移路徑為研究範圍，至於台北市與台北縣非鄰近地區或與台灣省其他縣市之間較長的遷移路徑，視為遷移前後工作與住宅環境有大幅變動，因此不予討論。

另外，將家戶的遷移原因作歸類：將資料中換住主要原因的家庭人口增加、家庭人口減少歸類為「家庭人口數增減」；將需要較大面積、需要較多房間、原住宅狀況不良等歸類為「換更好的住宅空間」；將就學方便與交通方便歸類為「就學與通勤方便」；將原居住環境不良與為了較好的公共設施等原因歸類為「換更好的鄰里環境」；另有「結婚」、「換住新屋」等原因；其他因為租期屆滿或租金太貴，而遷移到自有住宅，則歸類為「轉租為買」，以此變項作為基準組。

普查資料缺乏家戶所得、住宅房價、區位環境屬性等資料，此為本研究的限制之一。另外，台灣住宅相關調查當中，較少針對同一家戶做不同時間點的追蹤調查，普查資料也非動態資料，因此缺乏家戶遷移前的住宅權屬、居住環境及住宅屬性的資料，無法做遷移前後的動態分析，是本研究的限制之二。普查的資料雖沒有家戶生命週期階段變化的動態情況，但是本文分析的課題為各個生命週期類型家戶的遷移選擇有何差異，採用此資料，應屬適當。

資料中某些問項，可以代表遷移前後變化的情況，例如：家戶成員五年前居住地點與現居住地點的比較，可以得知遷移與否、以及遷移的路徑。另外，遷移前後住宅面積的增減可以知道是否換住更大的住宅面積。而遷移原因可以了解家戶選擇遷移是因為家庭人口的增減、結婚、

就學與通勤方便、換更大更新的住宅，或者是現住地區之公共設施、鄰里環境較遷移前較佳，還是轉租為買等，而影響了家戶的遷移決策。這些項目的資料，可以彌補無動態資料的缺憾。

## (二) 家戶生命週期類型的定義與樣本特性

McLeod and Ellis(1983)的研究中，其生命週期的定義是以戶長(Household Head)年齡、或最大的小孩的年齡將核心家庭做較詳細的分類，但是並未提到其他的家庭結構。其實證結果顯示，以社會學或行銷學方面所定義的生命週期階段比戶長屬性更能代表家戶的需求。在台灣，存在著延續中華文化傳統的三代同堂家庭結構，這是國外以核心家庭為主的生命週期分類方式較少探討的。

因此本文參考McLeod and Ellis(1983)的生命週期分類之一(註8)、以及台灣特別的家庭結構，以婚姻狀態、經濟戶長(註9)的年齡、或最大小孩的年齡、以及家庭的人口組成作為定義的指標，挑選九群家庭類型(註10)，分別為年輕單身、年輕夫妻無小孩、年輕家庭(有學齡以下的小孩)、有學齡小孩家庭(有15歲以下的小孩(註11))、成熟家庭(有16歲以上的小孩)、中年夫妻(無小孩同住)、老年家庭(無小孩同住)、三代同堂家庭、單親家庭等九個類型。其中，三代同堂家庭是與核心家庭不同的另一種家庭結構(註12)，戶數較少，因此不再細分。以上各類家戶的定義如表一所示。

根據表一的定義，本文將1990年居住在台北市的家戶，挑選以上九種類型，其家戶特性與住宅特性的敘述統計結果如表二所示。各類生命週期的家戶中，以有學齡小孩的家庭(40,696戶)、年輕家庭(18,502戶)、成熟家庭(32,008戶)佔多數。三代同堂家庭(9,724戶(註13))與單親家庭(5,501戶)，數量較少。另外，未與子女同住的老年家庭戶數有2,073戶；年輕單身家戶有9,251戶。

從表二的敘述統計來看，各類生命週期家戶的特性有所差異。年輕單身者有2.6%是女性，平均年齡28歲，顯示單身女性自立門戶購買住宅的情況與男性類似。單親家庭的經濟戶長則高達65%為女性，單親家庭的女性戶長高教育程度的比例雖然不高(22%)，但是仍然擔負照顧家庭與主要家計的雙重角色，從業身分為雇主、自營作業者和受僱者的比例合計約0%，和其他核心家庭相比就業率較低，顯示單親家庭的經濟處於較弱勢的狀況。至於三代同堂家庭的經濟戶長為女性的比例約有14.6%，這個比例與全體三代同堂家庭相比是偏低的，與大部分三代同堂第一代家庭戶長未負擔主要家計的家戶被排除在外有關。

大部分核心家庭的生命週期類型的家戶以男性的經濟戶長居多數，年輕夫妻、年輕家庭、有學齡小孩家庭、成熟家庭經濟戶長為女性的比例不到7%；年輕夫妻、年輕家庭平均年齡約30-33歲，處於較年輕的生命週期階段，戶長高教育程度的比例佔0%以上，但是其經濟戶長從業身分為雇主的比例較低，所得可能相對較低；此類型家庭人口數較少，平均住宅面積較小(註14)，家庭內的居住密度較低(註15)，空間壓力小，但是遷移率卻分別高達52%與66%，可能受到社會牽絆效果(Social Tie Effect)的影響較小而較容易遷移。

各類型中數量最龐大的學齡小孩家庭，戶長平均年齡接近40歲，戶長為女性的比例僅3%，高教育程度的比例約45%，從業身分為雇主的比例高達2.13%，可能有較高的所得，其家庭內的居住密度僅次於三代同堂家庭，但是遷移率較三代同堂家庭高(35.5%)。成熟家庭(平均戶量3.87人)與三代同堂家庭(平均戶量4.46人)，家庭人口數較多，平均每戶住宅的面積較大，單位面積的

表一 家戶的生命週期類型

本文的分類			McLeod and Ellis(1983)的分類之一	
家庭結構	生命週期類型	定 義	生命週期類型	定 義
核心家庭	1. 年輕單身	家中只有一位單身成員，年齡在35歲以下，包含未婚、離婚(分居)、或喪偶。	1. 年輕單身	戶長年齡在 35 歲以下，無小孩
	2. 年輕夫妻	家中有夫妻兩位成員，戶長年齡在35歲以下，家中無小孩。	2. 無小孩家庭	戶長年齡在35歲以下
	3. 年輕家庭	家中有夫妻及未屆學齡的小孩，最大的小孩為6歲以下。	3. 有幼兒家庭	最大小孩3歲以下
	4. 有學齡小孩家庭	家中有夫妻及學齡的小孩，家中最大的小孩為6-15歲，就讀國小或國中。	4. 學齡前家庭	最大小孩3-6歲
	5. 成熟家庭	家中有夫妻及青少年時期的小孩，家中最大的小孩6歲以上。	5. 有學齡小孩家庭	最大小孩6-13歲
	6. 中年夫妻	家中的夫妻沒有與小孩同住，戶長年齡在45-60歲之間。	6. 有青少年小孩家庭	最大小孩13-18歲
	7. 老年家庭	家戶由60歲以上的老年夫妻或單身老人組成，家中沒有第二代及第三代的家庭成員。	7. 空巢期家庭	最大的小孩已經離家
三代同堂家庭	8. 三代同堂	家中至少包含三代的家庭成員，包括父母，子女、以及孫子女。		
單親家庭	9. 單親家庭	家庭成員包括離婚(分居)的戶長、及其子女。		

資料來源：本研究參考McLeod and Ellis(1983)的定義，加入台灣的情形予以分類。

居住人口數也是較多的，但是遷移率僅分別約為21%與27%。

而老年家庭多為退休的族群，平均年齡已經高達69歲，可能因為老年喪偶的關係，有將近3成的女性戶長，且就業的比例是各類型中最低的，遷移率僅有21%。

從各類生命週期類型的特性、家庭人口數、以及居住的空間壓力觀之，顯然空間壓力不一定是影響遷移的主要因素。除了空間因素以外，家戶因為生命週期類型的差異，隱含有不同的需求，這可能是遷移率有顯著差異的原因，本文預期受到生命週期類型的影響，可能會誘發不同的遷移行為。

### (三) 各遷移路徑家戶的樣本特性與差異檢定

本文探討的重點為台北縣、市之間的家戶流動，僅選取三種短距離遷移路徑的家戶群作比較：分別為在台北市內遷移的家戶(36,130戶)、從台北市遷移到台北縣鄰近地區的家戶(14,622戶)、從台北縣遷移到台北市的家戶(4,277戶)。以在台北市之內遷移的家戶為基準，和從台北市遷移到台北縣鄰近鄉鎮(板橋、三重、永和、中和、新店、淡水、八里、五股、蘆洲、汐止、深

表二 台北市各生命週期類型樣本特性的敘述統計結果

屬性	年輕單身	年輕夫妻	年輕家庭學齡小孩	家庭成熟	中年夫妻	老年家庭	三代同堂	單親家庭	
戶長為女性(%)	42.622 (0.494)	6.527 (0.247)	2.621 (0.159)	2.997 (0.171)	4.039 (0.196)	13.105 (0.337)	29.048 (0.454)	14.603 (0.353)	65.115 (0.476)
戶長年齡(歲)	28.766 (4.568)	30.522 (2.861)	33.542 (4.268)	39.485 (5.476)	53.144 (7.879)	54.280 (4.454)	69.505 (6.270)	47.646 (12.379)	42.917 (9.800)
戶長為中教育程度(%)	35.758 (0.479)	24.749 (0.431)	28.418 (0.451)	27.806 (0.448)	22.191 (0.415)	20.480 (0.403)	17.543 (0.380)	23.190 (0.422)	30.703 (0.461)
戶長為高教育程度(%)	48.881 (0.499)	67.334 (0.469)	58.258 (0.493)	45.247 (0.497)	27.502 (0.446)	32.743 (0.469)	24.898 (0.432)	37.731 (0.484)	22.341 (0.416)
戶長為雇主(%)	3.869 (0.192)	6.039 (0.238)	8.620 (0.280)	12.126 (0.326)	11.344 (0.317)	12.010 (0.325)	4.008 (0.196)	10.324 (0.304)	7.453 (0.262)
戶長為自營作者(%)	7.826 (0.268)	8.635 (0.280)	12.571 (0.331)	18.527 (0.388)	21.975 (0.414)	15.381 (0.360)	5.648 (0.230)	17.245 (0.377)	12.943 (0.335)
戶長為受僱者(%)	64.133 (0.479)	79.2342 (0.405)	74.862 (0.433)	65.544 (0.475)	56.170 (0.496)	50.442 (0.500)	14.942 (0.356)	60.407 (0.489)	51.099 (0.499)
家庭人口數(人)	1.000 (0.000)	2.000 (0.000)	3.427 (0.551)	3.788 (0.703)	3.866 (0.791)	2.000 (0.000)	1.401 (0.490)	4.464 (0.670)	2.744 (0.845)
住宅面積(坪)	29.900 (11.370)	30.598 (9.582)	31.452 (9.893)	32.259 (11.166)	33.591 (14.119)	33.275 (16.347)	30.303 (15.575)	34.662 (15.114)	30.965 (12.316)
居住密度(人/坪)	0.038 (0.134)	0.073 (0.251)	0.132 (0.420)	0.153 (0.431)	0.146 (0.308)	0.074 (0.182)	0.059 (0.136)	0.163 (0.499)	0.107 (0.182)
遷移率(%)	52.929 (0.499)	66.409 (0.472)	54.572 (0.497)	35.519 (0.478)	20.713 (0.405)	24.989 (0.433)	21.494 (0.410)	27.519 (0.446)	37.865 (0.485)
觀察家戶數	9251	3891	18502	40696	32008	2373	12073	9724	5501

資料來源：1990年住宅及戶口普查的資料，本研究計算而得。

註：戶長的從業身分和教育程度等屬性，係以虛擬變數表示，其平均數恰等於該屬性佔觀察家戶數的比例，因此以百分比表示。括弧中的數值為標準差。

坑等地區)的家戶、由台北縣遷移到台北市的家戶樣本做比較，分析這三個遷移路徑的家戶樣本特性與遷移原因，以了解家戶在台北縣市之間的遷移特性。表三為各家戶樣本群的平均數統計結果。

在台北市內遷移的家戶戶數約有36,130戶，明顯多於選擇其他遷移路徑的家戶數，原居住在台北市的家戶，遷移後大多數仍選擇居住在台北市，可能受到牽絆效果的影響，較不會選擇外移到不熟悉的環境。這一類家庭的經濟戶長平均年齡較長、教育程度較高，戶長為雇主的比例最高，隱含著有較高的所得，較有能力在台北市購屋居住。在各生命週期類型中，以成熟家庭、中年夫妻、老年家庭所佔的比例較選擇其他遷移路徑的家戶樣本多。其平均每戶的住宅面積較大(約34坪)。其遷移原因，有20.8%是為了換更好的住宅空間；其次，有20.7%是為了就學及通勤的方便，在台北市內遷移有較好的住宅環境選擇機會。

表三 各種不同遷移路徑家戶的特性平均數與差異檢定

	變數	北市內遷移	北市遷入北縣	Z值(1)	北縣遷入北市	Z值(2)
戶長屬性	戶長年齡(歲)	40.611	39.164	-12.688**	39.384	-7.172**
	戶長為本省籍(%)	74.541	73.827	-1.667	72.854	-2.394*
	戶長為中教育程度(%)	27.455	29.524	4.698**	28.407	1.317
	戶長為高教育程度(%)	45.508	32.690	-26.513**	50.198	5.819**
	戶長為雇主(%)	10.358	7.810	-8.814**	10.240	-0.239
	戶長為自營作業者(%)	14.334	16.673	6.681**	11.246	-5.502**
	戶長為受僱者(%)	63.533	64.806	2.704**	68.482	6.378**
生命週期類型	雙薪家庭(%)	42.773	37.032	-12.042**	44.166	1.744
	家庭人口數(人)	3.193	3.069	-10.988**	3.206	0.717
	年輕單身(%)	8.964	9.082	0.420	8.019	-2.056*
	年輕夫妻(%)	4.913	7.427	11.121**	4.325	-1.692
	年輕家庭(%)	20.627	25.365	11.670**	22.632	3.502**
	成熟家庭(%)	15.965	14.108	-5.244**	10.708	-9.004**
	中年夫妻(%)	1.321	0.923	-3.719**	1.075	-1.345
	老年家庭(%)	5.530	5.409	-0.541	4.722	-2.202*
住宅屬性	三代同堂家庭(%)	5.929	5.457	-2.061*	6.686	1.969*
	單親家庭(%)	4.431	4.376	-0.273	5.143	2.122*
	住宅面積(坪)	33.751	32.114	-13.591**	33.189	-3.075**
遷移原因	遷移後住宅面積增加量(坪)	1.963	2.165	4.589**	1.765	-2.519*
	居住密度(人/坪)	0.127	0.129	0.384	0.117	-1.348
	家庭人口數增減(%)	9.322	10.210	3.078**	7.061	-4.865**
	換更好住宅空間(%)	20.812	19.559	-3.169**	18.424	-3.654**
	就學通勤方便(%)	20.724	14.963	-14.963**	33.683	25.251**
	換更好鄰里環境(%)	11.955	12.727	2.408*	13.046	2.071*
	結婚(%)	7.397	9.937	9.482**	7.692	0.695
換住新屋(%)	18.627	24.353	14.530**	20.014	2.196*	
	觀察值家戶數	36310	14622		4277	

註：

- 1.\*\*：顯著性水準 < 0.01；\*：顯著性水準 < 0.05；未標示者為不顯著。
2. 家戶屬性的戶長為低教育程度、無酬家屬工作者、單薪家庭，生命週期類型中的有學齡小孩家庭，以及遷移原因中的轉租為買，是各該類變數的基準組，因此其比例未列出。資料中部分屬性為虛擬變數，其平均數恰為該屬性佔觀察家戶數的比例值。

從台北市遷移到台北縣鄰近地區的家庭，約有4,622戶。與在台北市內遷移的家庭相比，戶長高教育程度的比例是三種家戶中最低的(32.7%)，雙薪家庭的比例較少。在各類生命週期類型中，以年輕單身(佔9%)、年輕夫妻(佔7.4%)、年輕家庭(佔25.4%)較其他遷移路徑的家戶多，可能這一類的家戶較年輕、經濟能力較弱。從台北市遷移到台北縣的家戶遷移後平均每戶的住宅面積最小(32坪)，但是遷移後的住宅面積與遷移前相比卻是增加最多的2.2坪。家戶從台北市遷

移到房價較低的台北縣，換住新屋是最主要的遷移原因(24%)；其次是因為換更好的住宅空間而遷移(19.5%)。由此可知，原居住在臺北市的家戶遷往台北縣大多與住宅空間的需求有關。值得一提的是因為結婚而遷移的家戶選擇由台北市遷移到台北縣的比例較多，顯示台北縣有許多新婚的家庭進住。

從台北縣移入台北市的家戶群只有4,277戶，戶長為高教育程度者(佔50.2%)的比例最多，從業身為雇主的比例約10%，雙薪家庭的比例(44.2%)也是三種遷移路徑中最多的，隱含著移入台北市居住的家戶，其所得水準相對也是較高的。各生命週期類型中以年輕單身、年輕夫妻、成熟家庭、老年家庭所佔的比例較其他遷移路徑的家戶少，三代同堂家庭、單親家庭的比例是最多的。從台北縣遷移入房價較高的台北市，遷移後住宅面積與遷移前相比是增加最少的(1.8坪)。而家戶遷入台北市的原因大部份是為了就學通勤的方便(33.7%)，家戶為了換更好的鄰里環境而移入台北市也佔了相當多的比例(13%)。從台北縣遷入台北市的家戶遠比從台北市外移到台北縣鄰近鄉鎮的家戶少，進入台北市居住可能有比較高的門檻。而台北市的就學與工作通勤的方便性，是吸引人口移入的主因。

為了解以上三種不同遷移路徑樣本群的差異是否顯著，先將台北市遷移到台北縣鄰近地區的家庭特性平均數與在台北市內遷移的家庭相比，在大樣本、母體已知的情況下，作獨立樣本的平均數差異顯著性檢定，資料中部分屬性為虛擬變數，其平均數為比例值，因此採獨立樣本百分比差異顯著性檢定，結果如表三的Z值(1)所示。除了戶長省籍、年輕單身、老年家庭、單親家庭的差異不顯著以外，其餘各變數的檢定都拒絕平均數相等的虛無假設。另外，將從台北縣移入台北市的家庭與在台北市內遷移的家庭相比，將各變數作平均數(或百分比)的差異檢定，結果如表三的Z值(2)所示。這兩類遷移後居住在台北市的家戶特性較為類似，其戶長為中教育程度、為雇主、生命週期類型為年輕夫妻、中年夫妻、雙薪家庭的比例、家庭人口數、居住密度、以及因結婚而遷移等變數的平均數差異不顯著，其他變數差異皆顯著。在 $p < 0.05$ 的條件下，不同遷移路徑的家戶特性有顯著的差異。

### 三、實證模式與變數

#### (一) 住宅遷移決策模式

本文的第一個主題在探討家戶的遷移選擇，家戶可能因為內部家戶屬性或生命週期類型所引申的住宅需求等因素，選擇遷移換一個新的住宅、或換一個鄰里環境。家戶在做遷移決策時，以追求家戶效用的最大化為主要的考量。本文採用以效用理論為基礎的選擇模型作為實證分析的方法論。家戶選擇遷移與否的遷移決策是一個二項的不連續選擇，以遷移或不遷移作為模式的依變數，家戶*i*選擇遷移的效用 $U_{i1}$ ，須大於不遷移的效用 $U_{i0}$ ，家戶才會遷移：

$$U_{i1} = a_1 + B_1 Z_{i1} + E_{i1} \dots\dots\dots (1)$$

$$U_{i0} = a_0 + B_0 Z_{i0} + E_{i0} \dots\dots\dots (2)$$

其選擇遷移的機率模式為：

$$P(U_{i1} > U_{i0}) = P(E_{i0} - E_{i1} < a_1 - a_0 + B_1 Z_{i1} - B_0 Z_{i0}) \dots\dots\dots (3)$$

其中，遷移決策的依變數，家戶選擇遷移設為1，選擇不遷移設為0(註16)。a為常數項， $Z_i$ 為影響家戶遷移的變數，包括：生命週期類型、戶長省籍、年齡、教育程度、從業身分、雙薪家庭、居住密度等變數。本研究採用二項羅吉迴歸模式進行實證(註17)，B為校估的係數， $E_i$ 為誤差項。

另外，第二個主題是家戶對於遷移路徑的選擇，本文分析的對象是原居住在台北市的家戶，包含在台北市內各區遷移的家戶、從台北市移入台北縣的家戶等。而從台北縣遷入台北市的家戶，因為與台北市家戶分屬不同的群體，不列為台北市家戶遷移時選擇的替選方案之一。原先居住在台北市區內的家戶面臨不同替選路徑的選擇時，可能會選擇在台北市內各區之間遷移、或從台北市移入台北縣；至於選擇遷移到台灣省其他縣市的長距離遷移則不予討論。本研究將在台北市內遷移的家戶與從台北市移入台北縣的家戶，放入遷移路徑選擇模型中，以(3)式的二項選擇模型分析原來住在台北市家戶的遷移路徑選擇(註18)。選擇遷移到台北縣，依變數為1；選擇仍然遷移到台北市之內，依變數為0，以 $Z_i$ 為影響家戶路徑選擇的因素，分析以上家戶面臨不同的地區市場條件時，如何選擇不同遷移路徑，並計算家戶屬性及其住宅屬性的邊際影響效果。

## (二) 變數選取

本文分別選取以下的變數放入遷移模型與遷移路徑選擇模型，變數設定如表四所示。

1. 家戶的生命週期類型：本文預期較年輕的生命週期類型，例如：年輕單身、年輕夫妻、年輕家庭等，因為屬於結婚、小孩出現等階段，可能較有遷移的動機；而處於較年長的生命週期類型家戶，因為小孩離家或家庭人口數減少，可能會遷移到較小面積的住宅以調整住宅需求，但是從前述遷移率的資料觀之，他們可能已習慣於既有的環境，較不傾向遷移。另外，在遷移路徑選擇模型中，較年輕的生命週期類型，可能也代表較低的社會經濟能力，較無力購買台北市高價的住宅，預期選擇遷入台北縣的機率較高。在實證時本文將數量最多的有學齡小孩家庭列為基準組，以八個虛擬變數代表九類生命週期類型的家戶，分別是年輕單身、年輕夫妻、年輕家庭、成熟家庭、中年夫妻、老年家庭、三代同堂家庭、單親家庭等，放入遷移模型及遷移路徑選擇模型中。
2. 戶長省籍：台北市約有七成以上的家戶是本省籍，外省籍家戶所佔的比例較少。大部分本省籍的家戶世居當地，甚至有許多是地主，在當地擁有較強的鄰里牽絆效果，因此本文以戶長的省籍測試是否本省籍的家戶較不容易選擇遷移決策，以及是否原來居住在台北市的本省籍家戶較不易選擇外移到台北縣地區居住。以戶長為本省籍的虛擬變數，放入兩個實證模型中。
3. 戶長的年齡及年齡的平方項：戶長年齡的高低可能代表不同的家戶生命週期類型和需求(Chang and Chen, 1999)。Clark and Drever(2000)的研究指出年齡和年齡的平方項會顯著影響遷移決策。年齡長者雖然因所得較高，較有遷移的能力，但也可能年齡長者已經習慣過去居住地的環境，受到社會牽絆效果的影響較深，較不易遷移。本文預期年長者較安土重遷；而且原來住在臺北市的年長家戶也較不會選擇向外遷移到台北縣的遷移路徑。年齡及年齡的平方項以連續變數型態放入兩個模型中。
4. 戶長教育程度：普查資料缺乏所得變數，薛立敏等(1997)的研究以年齡、教育程度等人力資本的變數，作為所得的替代變數估計所得，研究發現所得對於租買選擇有顯著的影響。本研究將「戶長教育程度」、「戶長年齡」和「戶長從業身分」等做為所得的替代變數(註19)。經濟戶長的教育程度較高，可能有較高的所得，對於居住環境的要求較高，因此預期選擇遷移的機率較

表四 實證模型中使用的變數說明

	變數	說明
家戶生命週期類型	年輕單身	1：若家戶僅有一成員，處於35歲以下的生命週期；0：其他
	年輕夫妻	1：若家戶夫妻二人，處於35歲以下的生命週期；0：其他
	年輕家庭	1：若家戶有夫妻二人及最大小孩6歲以下；0：其他
	成熟家庭	1：若家戶有夫妻二人及最大小孩16歲以上；0：其他
	中年夫妻	1：若家戶夫妻二人，處於45歲-60，家中無小孩；0：其他
	老年家庭	1：若家戶由60歲以上的夫妻或單身者組成，家中無小孩；0：其他
	三代同堂	1：若家戶家庭成員包含夫妻、子女、父母或子孫三代；0：其他
	單親家庭	1：若家戶家庭成員包含離婚的戶長及其子女；0：其他
	有學齡小孩家庭	為基準組；以上變數皆為0；有夫妻二人及最大小孩6-15歲
	家戶屬性	戶長年齡
戶長年齡平方項		為連續變數
戶長本省籍		1：戶長為本省籍；0：其他
戶長中教育程度		1：戶長學歷為高中高職專科；0：其他
戶長高教育程度		1：戶長學歷為大學以上；0：其他
戶長為低教育程度		為基準組；以上變數皆為0
戶長為雇主		1：戶長從業身分為雇主；0：其他
戶長為自營業者		1：戶長從業身分為自營業者；0：其他
戶長為受僱者		1：戶長從業身分為受僱於公家機關或私人機關；0：其他
戶長為無酬家屬工作者或未就業		為基準組；以上變數皆為0
住宅需求	雙薪家庭	1：若家戶中戶長及配偶或其他家庭成員有工作；0：其他
	居住密度	以家庭人口數除以遷移前的住宅面積，為連續變數
遷移原因	家庭人口數增減	1：家庭人口增加、減少等因素；0：其他
	換更好的住宅空間	1：需要更大面積、較多房間、原住宅不良；0：其他
	就學或通勤方便	1：就學方便、交通方便；0：其他
	換更好鄰里環境	1：原居住環境不良、較好的公共設施；0：其他
	結婚	1：結婚；0：其他
	換住新屋	1：換住新屋；0：其他
	轉租為買	租期屆滿、租金太貴或其他因素遷到自有住宅，為基準組；以上變數皆為0

高，且可能較有能力選擇遷移到台北市居住。本文以戶長為中教育程度、高教育程度兩組虛擬變數代表戶長的教育程度，放入兩個實證模型中。

5. 戶長從業身分：戶長的從業身分可以分為雇主、自營業者、受僱者、無酬的家屬工作者及未就業者。本文選取經濟戶長的樣本，戶長為主要家計負責人，其從業身分作為所得的替代變數較具意義。戶長為雇主的家戶可能所得較高，較有能力遷移，或者較有能力選擇遷移到台北市之內的遷移路徑。本文以戶長為雇主、自營業者、受僱者三組虛擬變數代表戶長的

從業身分，放入兩個實證模型中。

6. 雙薪家庭：Jarvis(1999)的研究發現，雙薪家庭因為須考量兩個家庭成員的工作地點和協商過程，因此和傳統的單薪家庭相比，較少有長距離的遷移。本文只探討都會區內短距離的遷移行為，不涉及家庭成員工作轉換的課題，因此把焦點放在探討雙薪家庭的遷移選擇和環境偏好。雙薪家庭有兩份收入來源，可能較有遷移的能力(註20)，預期雙薪家庭比單薪家庭遷移的機率較高。而且，預期雙薪家庭可能較有能力遷移到台北市居住。本文將此虛擬變數放入兩個模型中。
7. 居住密度：定義為遷移前每單位住宅面積的居住人口數。本研究以家戶遷移前住宅的居住密度代表家戶所面臨的空間壓力。Clark and Drever(2000)的研究預期「空間壓力」會顯著的影響遷移(註21)，該研究並沒有探討其他的遷移原因。本研究從台北市各生命週期家戶的居住密度與遷移率的關係來看，空間壓力較大的家戶不一定有較高的遷移率，國內家戶的遷移可能受到空間壓力以外因素的影響。本研究將此變數放入遷移模型中，但預期沒有顯著的影響。另外，本研究預期家戶遷移前的居住密度愈高，愈可能選擇由台北市外移到台北縣的遷移路徑，以紓解空間壓力。
8. 遷移原因：受到住宅市場條件的影響，不同的遷移原因可能使家戶選擇不同的遷移路徑。本文將普查資料中的遷移原因歸納為七種：分別是「家庭人口增減」(註22)、「換更好住宅空間」、「就學通勤方便」、「換更好鄰里環境」、「結婚」(註23)、「換住新屋」以及「轉租為買」等，將前六個原因以虛擬變數放入遷移路徑選擇模型中。台北市和台北縣相比，有較好的大眾運輸系統、優良學區、多樣化的工作機會，因此家戶為了工作就學通勤方便、換更好鄰里環境等原因，預期選擇由台北縣遷移到台北市內地區的機率較高。另外，由於台北市的房價較台北縣貴，家戶如果為了換更新或更大的住宅空間，為了節省住宅消費支出，選擇遷移到台北縣的機率較高。而家戶為了換住新屋可能會考慮市場新建住宅的供給，以及新屋的房價等因素而選擇不同地區的遷移路徑。

本文採用SAS統計軟體的二項Logit程序估計，檢定各參數的顯著性，並以概似比統計量衡量模式的適合度(model fit) (註24)。另外，以賭倍比(odds ratio)計算在其他條件不變下，各個解釋變數變動，對於遷移選擇及路徑選擇機率的邊際影響效果(註25)。

#### 四、實證結果分析

本文先分析原住在台北市家戶自有住宅的遷移決策，實證結果如「表五」所示。其次再將原來居住在台北市家戶，分析其選擇在台北市內遷移或選擇遷移到台北縣的路徑選擇，結果如「表六」所示。

##### (一) 家戶的遷移選擇

如「表五」所示，遷移決策模型的模式適合度是顯著的，表示模型所採用的自變數具有聯合的顯著性。以Wald Chi-square校估模型的參數，遷移模式18個解釋變數中，年輕夫妻、年輕家庭、成熟家庭、中年夫妻、老年家庭、單親家庭、戶長為本省籍、戶長年齡、戶長年齡平方項、戶長為高教育程度、戶長為雇主、戶長為受僱者、雙薪家庭等變數是顯著的。

與有學齡小孩的家庭相比，年輕夫妻、年輕家庭面對新家戶形成的階段，家戶選擇遷移的

表五 住宅遷移選擇模型的估計結果

變數	參數估計	賭倍比(odds ratio)
截距	2.408***	--
年輕單身	-0.047	--
年輕夫妻	0.804***	2.235
年輕家庭	0.487***	1.628
成熟家庭	-0.112***	0.894
中年夫妻	0.120*	1.128
老年家庭	0.383***	1.466
三代同堂家庭	-0.426***	--
單親家庭	0.205***	1.227
戶長為本省籍	-0.234***	0.792
戶長年齡	-0.095***	0.909
戶長年齡平方項	0.001***	1.001
戶長為中教育程度	-0.022	--
戶長為高教育程度	-0.036*	0.964
戶長為雇主	0.136***	1.146
戶長為自營作業者	-0.015	--
戶長為受僱者	0.088***	1.093
雙薪家庭	0.094***	1.128
居住密度	0.021	--
預測成功率	67.8%	
-2log L	11736.669***	
觀察家戶數	134019	

註：\*\*\*：顯著性水準 < 0.001；\*\*：顯著性水準 < 0.01；\*：顯著性水準 < 0.05；未標示者為不顯著。

機率較高，其中年輕夫妻選擇遷移的機率比有學齡小孩家庭多了124%，年輕家庭則多了63%。老年家庭面臨退休或喪偶的家戶解體階段，誘發遷移的機率比有學齡小孩家庭多了47%。單親家庭遷移的機率比有學齡小孩家庭的多了23%。成熟家庭可能因為小孩正在成長中，家庭結構穩定，家庭人口數較多，選擇遷移的機率較低。家戶的生命週期類型所引申的需求與遷移選擇有關，與預期的結果相符。

戶長為本省籍的家戶選擇遷移的機率比外省籍家戶少了21%，顯示本省籍家戶有較強的親戚鄰里關係網絡，受到的牽絆效果較強。年齡較長的家戶，因為鄰里關係穩固對家戶產生社會牽絆效果，因此遷移的機率較低。戶長年齡參數的主要效果為負，戶長年齡平方項的參數為正，戶長年齡每增加1歲，遷移機率的斜率絕對值會減少0.001(註26)。整體而言，戶長年齡愈大的家戶，愈缺乏遷移的動機。

主要家計負責人從業身分是雇主家戶，其遷移的機率比無酬的家屬工作者高4.6%，隱含著有所得來源的家戶較有能力遷移。雙薪家庭所得來源較多，預期較有遷移的能力，實證結果顯示若為雙薪家庭其遷移的機率比單薪家庭高3%。因為本研究討論的是都會區內短距離的遷移行

表六 遷移路徑模型的估計結果  
(選擇從北市遷入北縣 / 相對於北市內遷移)

變數	參數估計	賭倍比(odds ratio)
截距	0.983	--
年輕單身	0.068	--
年輕夫妻	0.455***	1.576
年輕家庭	0.304***	1.355
成熟家庭	0.104*	1.109
中年夫妻	-0.093	--
老年家庭	0.280**	1.323
三代同堂家庭	-15.358	--
單親家庭	0.136*	1.146
戶長為本省籍	-0.269***	0.764
戶長年齡	-0.057***	0.945
戶長年齡平方項	0.000***	1.000
戶長為中教育程度	-0.464***	0.629
戶長為高教育程度	-0.939***	0.391
戶長為雇主	-0.045	--
戶長為自營作業者	0.189***	1.209
戶長為受僱者	0.245***	1.277
雙薪家庭	-0.069***	0.933
居住密度	0.016	--
家庭人口數增減	0.065*	1.067
換更好住宅空間	0.013*	1.013
就學通勤方便	-0.307***	0.736
換更好鄰里環境	0.207***	1.231
結婚	0.097*	1.102
換住新屋	0.023	--
預測成功率	64.5%	
-2log L	1834.250***	
觀察家戶數	50752	

註：\*\*\*：顯著性水準 < 0.001；\*\*：顯著性水準 < 0.01；\*：顯著性水準 < 0.05；未標示者為不顯著。

為，未牽涉到工作轉換的問題，因此突顯出雙薪家庭在都會區內遷移、轉換環境的能力和動機較強。居住密度較高的家戶，遷移的機率並未顯著的增加，顯示空間壓力並非遷移的主要原因。影響家戶遷移的因素，以家庭生命週期類型所隱含的遷移動機、以及省籍和年齡所隱含的社會牽絆效果較顯著。

## (二) 遷移路徑的選擇

「表六」為原住在臺北市的家戶選擇遷到台北縣或選擇在台北市內遷移等短距離遷移路徑的

結果。

年輕夫妻、年輕家庭、成熟家庭、老年家庭、單親家庭等類型選擇從台北市遷到台北縣的機率較有學齡小孩家庭高，尤其年輕夫妻選擇遷移到台北縣的機率比有學齡小孩家庭多了8%，年輕家庭和老年家庭選擇遷移到台北縣的機率比有學齡小孩的家庭高分別多了35%，32%。相對的，台北市的學區較佳，有學齡小孩家庭可能為了小孩就學的需要，比其他生命週期類型的家戶較可能選擇台北市內的遷移路徑。

戶長為本省籍的家戶較會選擇遷移到熟悉的台北市區，由台北市遷移到台北縣的機率比外省籍家戶少了約24%，顯示本省籍家戶有較強的社會牽絆效果。戶長年紀較大、教育程度較高的家戶選擇在台北市內遷移的機率較高，經濟戶長為中、高教育程度者選擇向外遷移到台北縣的機率比低教育程度者低(分別為37%，61%)，隱含著所得較高的家戶選擇外移到台北縣居住的機率較低。戶長為自營作業或受僱者的家戶選擇遷移到台北縣的機率較高。另外，雙薪家庭擁有兩份所得來源，選擇遷移到台北縣的機率比單薪家庭少6.7%，與預期結果相符，台北市的雙薪家庭較不傾向於選擇遷移到台北縣鄰近地區，由此可以看出雙薪家庭的環境偏好。

台北縣的房價較台北市便宜，原來預期居住密度增加，遷移到台北縣的機率較高，但是實證結果並不顯著。家戶為了家庭人口數的增減(註27)、或換更好的住宅空間的原因，比其他原因選擇由台北市遷移到台北縣的機率高，因此原來住在台北市的家戶因為空間壓力或購買更好的住宅等原因較容易選擇外移到台北縣居住，以滿足需求。空間需求對於遷移選擇的影響不顯著，但是卻會影響遷移路徑的選擇。

家戶為了就學通勤方便，選擇遷移到台北縣的機率較低，台北市的學區品質、大眾運輸系統的方便性均比台北縣佳，因此成為吸引人口繼續留在台北市的主因。而家戶因為換更好鄰里環境的原因選擇遷移到台北縣的機率較高，可能原來居住在台北市的家戶，選擇外移到台北縣，但是仍然注重鄰里小環境的品質，因此外在住宅市場環境的差異會影響家戶遷移路徑的選擇。

家戶因為結婚因素選擇遷移到台北縣的機率比其他原因者高0%，有結婚情形的家戶可能居住在原來的住宅或租屋居住，但是若因為結婚購買住宅而遷移者，可能因為經濟能力有限而選擇遷到房價較便宜的台北縣。另外，家戶換住新屋一定會產生遷移行為，但是是否較容易選擇遷移到台北縣，則沒有顯著的結果。

## 五、結論

本文因為資料的限制，無法探討因為工作轉換所產生的遷移行為。在排除工作轉換、非自願性的長距離遷移行為之後，較能區隔出家戶因為內在需求及外在環境的因素，影響其自行購置住宅的遷移行為。因此本文最主要的貢獻是清楚地探討家戶生命週期類型、家戶屬性對遷移決策的影響，以及家戶面臨不同的遷移原因時，如何因應住宅市場條件的差異而選擇不同的遷移路徑。本文將家戶的住宅遷移決策與生命週期類型連結起來，探討家戶內部生命週期類型所引申的住宅需求，取代過去以年齡、有無小孩、婚姻狀況等變數探討家戶的遷移選擇。其次，探討外在住宅市場環境的差異等因素對家戶住宅遷移路徑選擇所產生的影響。

本研究發現各生命週期類型的家戶組成特性明顯不同，尤其是生命週期類型較年輕、處於家庭剛形成階段的家戶，或是老年家庭即將解體的類型，遷移的機率較高；與家庭結構較穩定的有學齡小孩家庭、成熟家庭特性不同。顯示家戶生命週期類型隱含的家庭結構穩定性與鄰里

關係穩定的社會牽絆效果與遷移有關，空間壓力反而不是主要的因素。

家戶因為不同的原因而遷移，選擇不同的遷移路徑，除了受到內部生命週期特性的影響之外，台北縣、市外在住宅市場環境的差異，也影響家戶的選擇。台北縣房價較低，家戶會因為換更好、更大的住宅而選擇遷移到台北縣。1987年的房價上漲，使得當時許多家戶遷移購買住宅時，被迫由台北市遷移到台北縣，空間需求是促使家戶離開台北市的主因，因此台北縣的住宅次市場提供較台北市低廉的購屋成本和更寬敞的住宅空間，是吸引台北市家戶移入的主要誘因。尤其是因為結婚而遷移的家戶，更可能因為較低的房價而選擇遷移到台北縣鄰近地區。

此外，原來住在台北市的家戶為了就學通勤方便，選擇仍然遷移到台北市也是不爭的事實。台北市所擁有的工作、就學機會是家戶遷移時考量的關鍵因素，但是受限於台北市的房價較貴，促使遷移到台北市的家戶必須付出較多的住宅成本。從實證結果觀之，家庭中主要家計負責人的教育程度和從業身分可以反映出所得較高的家戶，較有能力遷移到台北市居住。有學齡小孩的家庭比其他生命週期類型更偏好在在北市內遷移，此點說明優良的學區環境會吸引人口的停駐。家戶內部生命週期所隱含的需求和外在環境的條件的確影響家戶遷移路徑的選擇。就學與通勤的方便性是高房價的台北市仍能吸引家戶居住在此的因素，相對的也是台北縣的環境較需改善的部分。

綜合兩個模型的結果分析，家戶的所得和生命週期所衍生的需求會影響家戶的遷移決策，而家戶因為各地區外在市場環境的差異而作出不同的遷移路徑選擇，會使得各地的住宅市場有不同的區隔，台北縣的住宅市場可能以較低價的住宅空間吸引年輕人口移入，台北市則以較好的學區與通勤的方便性吸引注重環境品質的家庭，住宅市場的產品自有不同的定位。

本文以台北縣市之間家戶的遷移作為研究的重點，並未討論其他長距離的跨區域遷移，後續研究可再將範圍擴充到台北都會區與跨區域間各類遷移路徑之研究。此外，後續研究可以用其他家庭收支調查的資料，根據家庭成員的所得結構估計全家庭的所得，以便探討所得與其他住宅需求的相關課題。

## 注 釋

註 1：台北縣、市環境比較表

次市場	台北市	台北縣
平均房價(NT\$ / )	114181	57727
平均家庭可支配所得(NT\$ / 年)	600996	549951
工廠家數	179932	25580
商業家數	144453	76827
平均每人公園綠地面積 (M <sup>2</sup> )	2.55	0.10
學校家數 / km <sup>2</sup>	1.11	0.13

資料來源：1. 房價資料來自台灣房地產研究中心(1999)發布的住宅資訊季報，國立政治大學。

2. 其他資料來自台北市統計要覽及台北縣統計要覽，1991。

註 2：此類家戶包括：遷移後與遷移前仍住在台北市內的同一里鄰、同一區、或台北市內的其他行政區者。

註 3：由於台北縣幅員遼闊，因此本研究僅選擇與台北市接壤的周邊鄉鎮市，作為短距離遷移的劃分依據，此類家戶包括自 1990 的五年內從台北市遷出到台北縣的板橋、三重、五股、蘆洲、新店、永和、中和、淡水、八里、汐止、深坑等地區。這些地區與台北市的交通有主要幹道或橋樑連通。

註 4：本文所謂的遷移路徑，是指家戶由遷移前原居住區位搬遷到另一個居住區位的相對路徑。從家戶選擇的遷移路徑可以得知遷移到何區位，以及遷移前後鄰里環境和工作就學方便性的相對差異。

註 5：普查資料無法提供工作轉換的相關資料，而且影響長距離的遷移與短距離遷移的因素相差甚多，為了突顯研究的焦點，因此將長距離的遷移課題排除在本研究之外。

註 6：遷移到台北縣鄰近鄉鎮以外的地區，由於遷移路徑超過 15 公里，在 Jarvis(1999) 的定義屬於較長距離的遷移(Distant mover)，且衡量台北縣市的情形，遷移後其通勤時間會增加 1 個小時以上，有可能涉及工作通勤時間大幅增加或工作轉換的問題，因此不在本文探討的範圍之內。

註 7：家戶如果五年內曾遷移出去而又遷移回現住宅，可能被當作沒有遷移行為，本文又以家戶住進現宅的時間再確認，若少於 5 年，則表示家戶在 5 年內確實有遷移行為，上述的誤差則不存在。至於家戶在 5 年內遷移了幾次，資料無法給我們這些資訊，因此無從探討。另外，以此方式定義遷移可能使家戶在 5 年內不同時間點的遷移行為被視為相同，會有些誤差，但是這已是資料中定義遷移較好的方式。而且資料中有離普查最近一次有遷移行為的家戶，其遷移的原因，和遷移後所居住的住宅狀況等資料，應足以探討本文所要分析的課題。

註 8：本文參考的分類為 McLeod and Ellis(1983) 引用 Duvall(1971) 在社會學方面的研究所做的生命週期定義，以戶長年齡或最大小孩年齡作為定義的指標。另一種是 Well and Gubar(1966) 在行銷方面的研究，以戶長年齡或最小的小孩年齡作為定義的指標。以上分類並不包括所有的家戶類型。

- 註 9：本文以戶籍戶長同時也是主要家計負責人(經濟戶長)的家戶作為研究的對象，其戶長特性同時具有社會和經濟的意義。
- 註10：本文延續 McLeod and Ellis(1983)的分類方法，但小孩年齡則依台灣特殊情況稍加改良，另加入三代同堂及單親家庭兩種特殊的家庭結構。這類為較重要的生命週期類型，但並未包含所有的生命週期類型，例如：由祖孫所組成的三代家庭即未包括在內。
- 註11：在台灣，學齡小孩的界定是指15歲以下的國中、國小學生，依照戶籍所在地分發學區，而在1990年，16歲以上的青少年則以聯考決定就讀的高中、高職、或專科以上學校，學校區位與住宅區位沒有關聯。另外，也有已就業者，工作地點有多元的選擇。
- 註12：陳淑美、張金鵬(1999)的研究，以普查資料中的稱謂區分家戶的結構，如果戶長和父母、子女同住，定義為第二代家庭；如果戶長和子女及孫子女同住，則定義為第一代家庭，這兩種三代同堂家庭特性差異頗大。以第一代為戶長的三代同堂家庭佔多數，在這類家庭中，已婚的小孩未離家，仍與父母同住，其遷移決策與核心家庭有顯著的差異；而以第二代為戶長的三代同堂家庭，大部分是子女奉養父母，其遷移選擇與核心家庭較類似。
- 註13：台北市內的三代同堂第一代家庭約佔10,858戶，戶長同時是經濟戶長的比例僅有25.6%，而第二代家庭約有8,237戶，戶長同時是經濟戶長的比例則有34.2%。本文只採用戶長同時是經濟戶長的家戶樣本，樣本數為9,724戶，約佔三代同堂家庭的48.8%。所排除的家戶大部分是第一代的三代同堂家庭，其戶長不是主要家計負責人，但是仍為戶籍戶長，其結果可能只具有社會意義而較不具經濟意義。
- 註14：各類型家戶的平均住宅面積範圍約在29~34坪之間，將各類家戶的住宅面積與有學齡小孩家庭的住宅面積(32.259坪)相比，作平均數差異的檢定，確實顯著的較小，結果附錄一所示。各類家戶住宅的平均面積差異小，標準差很大，推測可能是受到民間住宅供給型態的限制，住宅市場上多數的住宅皆屬於3~4房的中等坪數的住宅，各家庭所居住的住宅面積不一定和家庭人口數呈現比例關係。
- 註15：居住密度的定義為：遷移前每單位住宅面積的家戶人口數。居住密度愈高，代表家戶的空間壓力愈大。對於家庭人口數較少的單身、年輕夫妻和老人家庭而言，家中每坪空間的居住人口較少，居住的密度或空間壓力較小。然而就成熟家庭或三代同堂家庭而言，由於家中人口數較多，空間壓力較大。
- 註16：以SAS中的PROC LOGISTIC程序校估時，必須將因變數作反向的編碼(coding)，或將校估參數乘上(-1)才能正確解釋其較估的參數(Liao, 1994)，本文採取前者的做法。
- 註17：Liao(1994)提到不連續選擇模式的解釋變數若有連續變數與類別變數混合於其中，則稱為羅吉迴歸模型(logistic regression model)，而如果模式中的解釋變數皆為類別變數，則稱為羅吉特模型(logit model)。
- 註18：家戶選擇遷移到台北市之內的地區、遷移到台北縣、遷移到台灣省其他縣市等，可以應用多項選擇模型分析。但是本文沒有探討台北市家戶遷移到台北縣其他較遠鄉鎮或台灣省其他縣市等長距離遷移路徑，因此以家戶選擇由台北市遷移到台北市或台北縣其他鄰近的鄉鎮而言，二項模型即可處理。
- 註19：家庭中有所得的成員可能包括夫、妻、或其他已成年的第二代家庭成員，要估計家庭的所得，可能不只由戶長的屬性去估計，尚應包括其他成員在內。作者過去探討三代同堂

家庭的遷移決策時，即已經考慮到一代所得或兩代所得的問題，本文以年齡、教育程度等人力資本變數替代所得，後續研究將估計不同家庭成員對家庭所得的貢獻與家戶聯合決策的課題。

- 註20：陳淑美、張金鵬(2000)分析單薪家庭與雙薪家庭的區位選擇，發現雙薪家庭有兩份所得來源，較有能力選擇高價的住宅區位。
- 註21：該研究將空間壓力(Room Stress)定義為實際房間數與依照家戶人口數所要求的最小房間數的差，預期住宅的空間壓力大，較可能會遷移，但實證的結果並不顯著。
- 註22：「家庭人口數增減」的變數代表遷移前後家庭人數變化或生命週期變化的動態情形。此變數可彌補橫斷面的普查資料缺乏遷移前後家戶屬性變動資料的不足；但是此變數和家庭生命週期類型有相關性存在。「家庭生命週期」是指家戶當時所處的生命週期類型，僅能代表當時的家戶屬性的靜態資料，和家庭人口數增減兩者或有相關，但應不嚴重。在實證分析時，可以用以 $-2\log\lambda$  統計量檢驗是否放入此變數施鴻志等，1984)。各項遷移原因與家庭生命週期類型的相關分析如附錄二所示。
- 註23：結婚與年輕夫妻、年輕家庭等生命週期類型具有相關性，因為結婚初期屬於年輕夫妻的類型，但是結婚並不一定會有遷移行為。因為結婚而選擇遷移的家戶是否較偏好選擇某一種遷移路徑，值得實證分析進一步討論。
- 註24：測試模式適合度的虛無假設為所有自變數的參數皆為0，概似比統計量 $[(-2\log L) = -2\log(L\omega/L)]$ ， $L$  為所有自變數參數和常數項最大化的最大概似函數， $L\omega$  為只有常數項最大化的最大概似函數。概似比統計量和概似比指標 $[\rho^2 = 1 - (\log L / \log L\omega)]$ 、及預測成功率(concordant)同為衡量模式適合度的指標。
- 註25：賭倍比(odds ratio)是將模型校估的解釋變數參數，以指數還原成邊際影響效果。在二項羅吉特迴歸模型中， $\text{odds ratio} = \exp(\beta)$ ，表示在其他變數條件不變的情形下，某一特定自變數每增減1單位對選擇機率的影響幅度為 $100[\exp(\beta)-1]\%$ 。(Demaris, 1992; Liao, 1994)。
- 註26：戶長年齡對於遷移選擇模式斜率的影響效果為： $[-0.095 + 0.001 \times (\text{年齡})]$ 。意即年齡每增加1歲，斜率的絕對值會減少0.001。戶長年齡分布在18歲到94歲之間，戶長年齡每增加1歲會減少遷移的機率，減少的幅度會依序由減少9.1%、8.97%、8.88%、，降為1.88%。隨著年齡增加，遷移機率降低的幅度會漸漸縮小。
- 註27：「家庭人口數增減」與各類生命週期類型皆有顯著的相關性存在，但是兩者分別屬於動態及靜態的資料，有些許不同。而且本文在遷移路徑選擇的實證模型中，以 $-2\log\lambda$  檢驗不放入「家庭人口數增減」這個變數的模式是否較佳。概似比統計量 $-2\log\lambda = -2[\ln L(M) - \ln L(M'')]$ ， $M$ 為24個變數的模式，概似比統計量為1834； $M''$ 為不放入家庭人口數增減的23個變數模式，概似比統計量為1809。該統計量呈現 $\chi^2$ 分配，在95%的信賴水準，自由度為1的條件下，查表的 $\chi^2$ 比 $-2\log\lambda$  (25)小，表示有24個變數的模式較有23個變數的模式較佳，因此仍保留此變數。

## 參考文獻

施鴻志、段良雄、凌瑞賢

1984 《都市交通計劃—理論、實務》，台北：國立編譯館。

陳淑美、張金鶚

1998 戶長及配偶對住宅區位選擇之影響力分析 《住宅學報》7：59-81。

陳淑美、張金鶚

1999 三代同堂家庭遷移決策之研究，台灣經濟學會1999年年會論文。

陳淑美、張金鶚

2000 家戶住宅區位選擇與通勤之研究 《台灣社會學刊》24：89-125。

薛立敏、陳琇里

1997 台灣1980年代住宅自有率變化的探討 《住宅學報》6：27-48。

Boehm, T. P.

1982 "A Hierarchical Model of Housing Choice", Urban Studies, 19: 17-31.

Chang, C. O., S. M. Chen, and S. X. Yang

1998 "Aggregated Household Needs and the Housing Location Choice in Taipei, Taiwan, Journal of Asian Real Estate Society, 1(1): 81-100.

Chang, C. O., and S. M. Chen

1999 "Households Life Cycle and Housing Demand Decision Adjustment in Taipei, Taiwan", AREUEA/ Asian Real Estate Society International Conference, Maui, Hawaii.

Chang, C. O., and S. M. Chen, and T. Somerville

2000 "Mobility Decisions of Extended Families: Evidence From Traditional Family Structure Households in Taiwan", The ENHR 2000 Conference in Gavle, Sweden.

Clark, W. A. V. and J. L. Onaka

1983 "Life Cycle and Housing Adjustment as Explanations of Residential Mobility", Urban Studies, 20: 47-57.

Clark, W. A. V., and A. I. Drever

2000 "Residential Mobility in a Constrained Housing Market: Implication for Ethnic Populations in Germany", Environment and Planning A, 32: 833-846.

Demaris, A.

1992 "Logit Modeling", in Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-086, Thousand Oaks, CA: Sage.

Ford, R. G., and G. C. Smith

1990 "Household Life-cycle Change in the Urban Council Housing Sector, 1971-81", Environment and Planning A, 22: 53-67.

Gilbert, A.

1999 "A Home Is For Ever? Residential Mobility and homeownership in Self-help Settlements", Environment and Planning A, 31: 1073-1091.

Griffin- Wulff, M.

1982 "The Two -income Household: Relative Contribution of Earners to Housing Costs", Urban Studies, 19: 343-350.

Heenan, D. and A. M. Grey

1997 "Women, Public Housing and Inequality : A Northern Ireland Perspective" , Housing Studies, 12(2): 157-171.

Jarvis, H.

1999 "Housing Mobility as a Function of Household Structure", Housing Studies, 14(4): 491-505.

Kan, K.

1999 "Expected and Unexpected Residential Mobility", Journal of Urban Economics, 45: 72-96.

Kendig, H. L.

1984 "Housing Careers, Life Cycle and Residential Mobility: Implications for the Housing Market", Urban Studies, 21: 271-283.

Kristensen, G.

1997 "Women's Economic Progress and the Demand for Housing: Theory, and Empirical Analyses Based on Danish Data", Urban Studies, 34(3): 403-418.

Liao, T. F.

1994 "Interpreting Probability Models: Logit, Probit, and Other Generalized Linear Models", in Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-101, Thousand Oaks, CA: Sage.

Maddala, G. S.

1983 Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics: Cambridge University Press.

McLeod, P. B., and J. R. Ellis

1983 "Alternative Approaches to the Family Life Cycle in the Analysis of Housing Consumption", Journal of Marriage and the Family, 45(3): 699-708.

Michelson, R. S.

1977 Environmental Choice, Human Behavior and Residential Satisfaction, Oxford: Oxford University Press.

Montgomery, C.

1992 "Explaining Home Improvement in the Context of Household Investment in Residential Housing", Journal of Urban Economics, 32: 326-350.

Morrow-Jones, H. A.

1988 "The Housing Life-cycle and the Transition from Renting to Owning a Home in the United States: a Multistate Analysis", Environment and Planning A, 20: 1165-1184.

Savage, M., and P. Watt, and S. Arber

1990 "The Consumption Sector Debate and Housing Mobility", Sociology, 24(1): 97-117.

Seek, N. H.

1983 "Adjusting Housing Consumption: Improve or Move", Urban Studies, 20: 455-469.

Skaburskis, A.

1997 "Gender Differences in Housing Demand", Urban Studies, 34(2): 275-320.

Watt, P.

1996 "Social Stratification and Housing Mobility", Sociology, 30(3): 533-550.

White, M. J.

1977 "A Model of Residential Location Choice and Commuting by Men and Women Workers",  
Journal of Regional Science, 17(1): 41-52.