

學術論著

家戶遷移與居住品質變化關係之研究— 台北縣市的實證分析

The Relationship between the Household's Moving and Residential Quality Changes-Evidence from Taipei Metropolitan

陳淑美* 張金鶚** 陳建良***

Shu-Mei Chen, Chin-Oh Chang, Chien-Liang Chen

摘 要

本文有三個主要目的：首先是對家戶的遷移後居住品質的變化進行界定；其次，進一步分析家戶生命週期與家戶遷移居住品質之關係；第三是探討不同租擁歷程遷移後居住品質改變的課題。本文採用1990年戶口及住宅普查台北縣、市的資料，以多項羅吉特模型分析，探討原來居住在台北縣、市的家戶遷移時，究竟是選擇「向上遷移」提昇居住品質，或者是「向下遷移」到較差的住宅環境，還是在住宅權屬、區位環境與空間之間作取捨的「一般遷移」行為。本文的實證結果發現家戶遷移後的居住品質選擇受到家戶生命週期影響，因而選擇住者適其屋的調整行為；另外，在遷移前後家庭人口無變動的情形下，家戶為降低擁擠程度的確較傾向選擇向上遷移，以提升居住品質。而轉租為買家戶與自有換屋家戶有很大的差異，對於居住品質選擇也有不同的考量。

關鍵詞：向上遷移、向下遷移、家庭生命週期類型、多項羅吉特模型

ABSTRACT

Purposes of this paper are three-fold. First of all, we define three levels of the changes of residential quality before and after households moved. Second, the relationship between the types of family composition along with the life cycle and the changes of residential quality are fully addressed. Third, we shed lights on the issues of how households of different tenure types adjust residential quality to match their needs. By using the 1990 Population and Housing Census data, this paper explores the choice behavior of the household with move in Taipei metropolitan, and three types of quality changes - move-upward, move-downward, or stay-the-same - are classified for multi-nomial logit analyses. The results indicate that the choices on residential quality depend on the stages of family life cycle and the household would therefore adjust properly to choose suitable housing units to fit their needs. Given fixed family size, households with move tend to choose better quality housing in order to have improved living space. Furthermore, it is found that the choices of residential quality various in accordance with different status of tenure career.

Keywords: Move-upward, Move-downward, Types of family life cycle, Multi-nomial logit model

(本文於2003年8月12日收稿，2004年10月4日審查通過，實際出版日期2004年10月)

* 崑山科技大學不動產經營系副教授, Associate Professor, Department of Real Estate Management, Kun Shan University of Technology, E-mail: mayc2110@mail.ksut.edu.tw

** 政治大學地政系教授, Professor, Department of Land Economics, National Cheng-chi University, E-mail: jachang@nccu.edu.tw

*** 暨南國際大學經濟學系副教授, Associate Professor, Department of Economics, National Chi-Nan University, E-mail: clchen@ncnu.edu.tw

一、前言

一般家戶大多習於居住在同一住宅，很少選擇遷移決策，以1990年的台北市為例，家戶五年來曾遷移的比例僅有32%。因為遷移通常須付出較高的成本，包括重新購買住宅的成本、維繫工作等經濟關係的成本、鄰里關係重建的成本、以及小孩就學延續的成本(Chang et al., 2003)，因此除非遷移能顯著的提昇居住品質，否則家戶大都不願選擇遷移。

然而藉由住宅的遷移可以大幅度的調整住宅需求。遷移到新的住宅，家戶必須花費租或買的代價才能取得住宅，遷移前後的住宅權屬可能改變；遷移以後住宅面積可能增加，住宅的區位也可能不同，因此遷移以後的居住品質是否提升是相當重要的課題，引發本研究探討居住品質變化的動機。本研究欲探討的課題包括：家戶遷移後居住品質是否提昇應如何界定，以及家戶特性如何影響遷移後居住品質的選擇，最後探討遷移後居住品質的改變與「住者適其屋」(註1)的相關課題。

過去的研究很少直接探討居住品質的課題。Clark & Onaka(1983)曾歸納家戶遷移的情形，包含自願遷移與非自願遷移。其中自願遷移大都與工作的轉換無關，一般多屬於都會區內短距離的遷移(local move)，遷移時考量的是住宅品質與環境的寧適性，因此大都伴隨著居住品質的提昇。自願遷移較能依照家戶自己的意願選擇住宅的品質；而非自願的遷移較可能面臨住宅品質的向下調整。在Spain(1990)的研究結果中有限的證實遷移會使居住品質提升，遷移和自有住宅呈現負相關，遷移和擁擠程度也沒有顯著的關係。該研究中雖然得到女性家戶、黑人家戶遷移後未提昇居住品質的結論，但是發現婚姻狀態、種族、小孩出現、所得和自願遷移等因素比性別的影響來得顯著。過去研究提到婚姻狀態、小孩出現等屬於影響遷移的家庭內在因素，本研究認為遷移以後居住品質是否提升的課題非常重要，分析此問題可以了解家戶屬性與遷移後居住品質的關係。

Montgomery(1992)研究家戶選擇向上遷移(Move-up)、改良(Improvement)、不作為(Do nothing)和向下遷移(Move-down)等四種住宅調整方案時，將「向上遷移」定義為：需要更大的住宅、要求更高品質的住宅、更昂貴的區位、更好的投資或更多的方便性。至於家戶若因為想換一間較便宜的住宅而遷移，則定義為「向下遷移」。該研究以排序的選擇模型加以分析，惟向下遷移的行為和其他不作為的行為相比，可能因為案例較少而不太顯著。國外的研究對於向下遷移的討論較少，但本研究認為向上遷移與向下遷移同屬於遷移後居住品質有重大變化的調整行為，值得深入探討。

一般而言處於單身、年輕的族群可能會住在父母住宅或承租住宅，進而購買一戶屬於自己的住宅。隨著結婚、小孩的成長，家戶可能進入不同的家庭生命週期階段，需要遷移到面積更大或品質更好的住宅。而老年人可能因為小孩離家或處份資產以支應退休後的生活，而換一間較小或較便宜的住宅。因此家戶的向上遷移或向下遷移可能與生命週期類型所衍申的需求有關。本研究延續陳淑美、張金鶚(2002)的研究對家庭生命週期類型的定義，分析家戶生命週期類型與遷移後居住品質選擇的關係。家戶處於小孩正在成長的生命週期階段，家庭成員增加，可能會有遷移到更大住宅面積的需求；老年家庭，子女離家，屬於家庭即將解體的生命週期類型，可能會減少居住面積而有向下遷移的行為。三代同堂家庭因為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的住宅需求有不同程度的差異，因此對於遷

移後的居住品質可能有不同的選擇行為。

綜合上述，本研究的三個目的為：其一，界定家戶遷移後居住品質的類型，其二，探討家戶選擇向上遷移、一般遷移或向下遷移等決策與家戶生命週期的關係，並分析是否為「住者適其屋」的調整過程；其三，比較轉租為買與自有換屋歷程，家庭遷移所引發的居住品質的變化。本文的架構，除了第一部份的前言外，第二部份是遷移後居住品質的定義，第三部份是實證模式與變數，第四部分是資料說明與樣本特性，第五部分是實證結果分析，最後是結論。

二、遷移後居住品質的定義

本研究認為家戶遷移時對於居住品質的選擇包括同時決定一個住宅空間、住宅區位和住宅權屬的方案。在所得、內在需求及外在市場條件的限制下，家戶對居住品質的選擇可能面對權屬、區位環境條件與住宅空間消費的取捨(trade-off)。

首先，關於遷移後居住品質提昇的衡量方式，Montgomery(1992)以住宅、環境、投資三個構面定義向上遷移或向下遷移，遷移前後房價的變化是判斷居住品質變化的指標之一。Spain(1990)以遷移前後兩個時間點的擁擠程度、住宅價值、住宅租金和權屬來衡量居住品質，但是該研究並非以遷移前後的相對品質差異直接估計。參考過去研究對居住品質的定義和資料的配合程度，本研究以遷移前後的「住宅權屬」、「區位」和「住宅面積」的變化作為定義居住品質的指標。

以權屬與居住品質的關係而言，本研究認為台北市的住宅自有率將近80%，自有住宅的觀念深植人心，一般人將承租住宅視為年輕時家庭與工作未穩定，購買力不足的過渡方案。隨著所得提昇、家庭的建立，家戶仍以購買住宅為目標。因此若權屬狀態由租改為買，自有住宅使家戶較有「安定感」，且較承租的家戶更有意願和能力維護改良自有住宅，因此視為居住品質有提昇的指標之一。

另外，為了釐清遷移前後區位與遷移居住品質是否提昇的關係，本研究只針對在台北縣、市都會區內短距離的遷移行為(Local move)的家戶，分析其遷移後居住品質變化的課題(註2)。受到缺乏鄰里資料的限制，將家戶在台北市內或台北縣內的遷移，視為遷移前後區位環境品質無太大差異；相對的，若家戶由台北市遷移到區位房價較低的台北縣、或者由台北縣遷往房價較高的台北市，公共設施與就業機會有很大的差異，視為居住的區位環境品質改變(註3)。區位環境變化的指標不僅代表區位房價的差異，同時也隱含著地區之間公共設施數量與品質的差異，對於居住者而言意義重大。

最後，以遷移後住宅面積增加量當做衡量居住品質提昇的指標之一，若家戶遷移後住宅面積較遷移以前增加，居住的空間增加隱含著擁擠程度可能降低，視為居住品質的提昇。本研究將以上這三項指標的變化來定義遷移後的居住品質。

本研究分析家戶遷移後的居住品質變化，因此樣本只選取有遷移行為的家戶。假設家戶遷移後對於居住品質的選擇有三種互斥且概全(exclusive and exhaustive)的替選方案，分別為向上遷移、一般遷移與向下遷移。本研究以遷移前後的住宅權屬、住宅面積和住宅區位等三個指標來定義遷移後的居住品質。若家戶遷移後上述三項指標都有提升，則為「向上遷移」；若其中兩項指標不變，另有第三項指標較遷移以前佳，則為「向上遷移」；或者若其中兩項指標遷移前後互有優劣，表示居住品質提升或降低的效果相互抵銷，另有第三項指標較遷移以前佳者，則為「向上遷移」。反之，定義「向下遷移」的原則亦類推之。至於「一般遷移」，則定義為在台北縣、

市內的遷移不屬於上述向上遷移或向下遷移的行為者。

家戶遷移後居住品質的變化情形如表一、表三所示。若家戶遷移的區位是在台北市內或在台北縣內的地區移動，視為遷移前後的區位條件無太大變化。無論權屬為轉租為買或是自有住宅的換屋行為，若遷移後住宅面積較大，則定義為向上遷移；或者家戶遷移後住宅面積不變，但是權屬轉租為買定義為「向上遷移」。另外，對於原來住在台北市而後遷移到台北縣的家戶，雖然區位環境品質下降，但如果住宅面積增加且權屬為轉租為買，也定義為「向上遷移」。至於原來居住在台北縣而遷往台北市的家戶，居住的區位品質已經提升，如果權屬為轉租為買，也提升為自有住宅的層級，無論遷移後面積增減，皆屬於「向上遷移」的情形(註4)；或是自有換屋權屬不變，但是遷移以後住宅面積較大或不變者，亦為「向上遷移」。

反之，定義為「向下遷移」的情形有：對於同樣在台北市內(或台北縣內)遷移的家戶，若遷移後權屬不變，但是住宅面積較小，則定義為「向下遷移」。對於由台北市遷移到台北縣的家戶，區位環境品質已下降，若遷移後住宅面積變小，權屬無論轉租為買(註5)或自有換屋，住宅的實質品質顯然已下降，定義為「向下遷移」；或者，家戶遷移後住宅面積沒有增加(相同或減少)，權屬不變，但因為區位品質下降也定義為「向下遷移」。

在以上定義的範圍之外，則定義為「一般遷移」。例如：家戶在台北市之內(或台北縣內)遷移，遷移前後住宅面積相同，權屬不變同為自有換屋者(註6)；或者家戶為了轉租為買但遷移後消費較少的住宅面積者。又外移到台北縣者，品質雖然下降但住宅面積的消費增加，權屬同為自有換屋者；或者為了轉租為買而遷移到區位環境較差的台北縣但住宅面積不變者。又雖然由台北縣遷移到台北市，區位品質提升，但是住宅面積減少，權屬不變者。以上情形因為遷移後

表一 在台北市內(或在台北縣內)遷移家戶的居住品質變化

遷移後面積	面積較大	面積相同	面積較小
權屬			
轉租為買	向上遷移	向上遷移	一般遷移
自有換屋	向上遷移	一般遷移	向下遷移

表二 從台北市遷移到台北縣家戶的居住品質變化

遷移後面積	面積較大	面積相同	面積較小
權屬			
轉租為買	向上遷移	一般遷移	向下遷移
自有換屋	一般遷移	向下遷移	向下遷移

表三 從台北縣遷移到台北市家戶的居住品質變化

遷移後面積	面積較大	面積相同	面積較小
權屬			
轉租為買	向上遷移	向上遷移	向上遷移
自有換屋	向上遷移	向上遷移	一般遷移

居住品質指標互有優劣，產生抵銷的效果，因此定義為一般遷移。表示遷移時受限於購買力的限制，面臨區位品質、空間消費、權屬的取捨，居住品質難以全面提升。

綜合以上，家戶遷移後選擇向上遷移、一般遷移與向下遷移等三種方案，代表考量遷移後面積、區位和權屬改變的住宅消費情形。遷移到面積較大、權屬為自有且區位在台北市的住宅，其遷移後住宅消費的預算較多；反之，則遷移後的住宅消費較少。因此以上遷移後居住品質的定義方式也隱含住宅消費量的概念，家戶考量住宅消費與居住品質的決策是同時的，而非程序性的。

三、實證模式與變數

(一) 遷移後居住品質決策模式

本文的主題探討家戶遷移後對居住品質的選擇，探討的對象為有遷移行為的家戶樣本，假設家戶在追求效用最大化的考量下，對於遷移後居住品質的選擇有向上遷移、向下遷移與一般遷移等三種互斥且概全的替選方案。在所得的限制之下，相對於遷移前的居住品質，家戶會選擇其中一種居住品質以達到最大效用。家戶選擇向上遷移、向下遷移或一般遷移為類別的而非排序的選擇。如前述對於居住品質的定義，選擇其中一種替選方案，隱含著家戶對於遷移後的區位、面積、權屬等居住品質與住宅消費的選擇是同時決定的，而非程序性的(sequential)選擇。因此本研究認為以多項羅吉特模型(Multinomial Logit Model)進行實證(註7)，與一般家戶習慣的決策模式相符。

每個家戶對於遷移後居住品質方案的選擇可以用隨機效用模型表示，家戶(i=1...N)選擇向上遷移(1)、向下遷移(2)或一般遷移(3)等替選方案，j(j=1,2,3)，其效用 U_{ij} 可以寫成：

$$U_{ij} = \sum_{r=1}^R \beta_{jr} X_{ir} + \sum_{s=1}^S \gamma_{is} W_{js} + \varepsilon_{ij} = Z_{ij} + \varepsilon_{ij} \dots\dots\dots (1)$$

其中， X_{ir} 為第i個家戶的1...R個個別屬性， W_{js} 為代表第j個替選方案的1...S個屬性變數。而 β_{jr} 為家戶個別屬性變數的係數， γ_{is} 為與替選方案有關變數的係數。而且

$$Z_{ij} = \sum_{r=1}^R \beta_{jr} X_{ir} + \sum_{s=1}^S \gamma_{is} W_{js} \dots\dots\dots (2)$$

家戶i唯有在效用最大的情形下才會選擇該替選方案m，家戶選擇替選方案m的機率為：

$$P(Y_i=m) = P(U_{im} > U_{ij}) = P(Z_{im} + \varepsilon_{im} > Z_{ij} + \varepsilon_{ij}) \text{對於所有 } j=1\dots M, j \neq m \\ = P(\varepsilon_{im} - \varepsilon_{ij} > Z_{ij} - Z_{im}) \dots\dots\dots (3)$$

其中， ε_i 為隨機因素，代表模式無法包含的因素，假設該隨機項呈現獨立且同等的分配(independent and identically distributed)。

應用多項羅吉特模型須注意其IA (Independence of Irrelevant Alternatives) 的假設，即與不相關替選方案的獨立性。該假設是指個別選擇者選擇A方案相對於B方案的機率比值不受其他方案屬性的影響，過去的研究對於此假設的特性有很多討論 (Ben-Akiva and Lerman, 1985; Greene, 1990)。IIA假設是MNL模式充分且必要的特性之一，無論使用以個人屬性為主的多項羅吉特模式(multinomial logit) (註8)或以替選方案屬性為主的條件羅吉特模式(conditional logit) (註9)都會遇

到IIA假設所帶來的優點和缺點(Liao, 1994)。此假設的優點是當新替選方案加入時，對於選擇其他替選方案機率的係數值無影響，模式不必重新推估。其缺點為新替選方案對於既有替選方案的需求交叉彈性不變，替選方案是完全區分且獨立的，對於替選方案集合不固定者的選擇機率有影響。

IIA假設常引起的爭論在運具選擇中有所謂紅藍公車的矛盾(red bus blue bus problem)，或消費者作購物選擇時，市場上常有類似的購物中心設立，應用此模型時IA假設則顯得不真實。IIA的假設並非不合理，其真實與否、所帶來的問題是否嚴重須視探討的主題而定。若此假設對於所探討的主題是合適的，則運用多項羅吉特模式並不會產生問題。Borooah(2001)認為如果替選方案界定得好且相對不變，則增加替選方案將不是嚴重的問題，但是若模式引進類似或同質的新替選方案，則會有問題。若IIA的假設對於探討的主題不合適，過去研究發展出許多非IIA模型來解決此一問題(註10)。另外，IIA的情形是否存在可以用特定的統計值作檢測，或以替選方案之間的替代效果是否存在來檢視IIA的假設(Timmermans et al.,1991)。Hausman and McFadden (1984)的研究提供兩種檢測方法(註11)，並比較兩種方法的五種統計值，結論歸納出Hausman檢測和Wald檢測是MNL模式中檢驗IIA假設兩種最好的選擇。

本研究對於遷移後居住品質選擇的替選方案界定為互斥且概全的，亦即選擇向上遷移、一般遷移與向下遷移為三種完全不同的方案，而且不會有增加新的替選方案的問題，即使有IIA的特性存在亦不影響其選擇機率。另外，本研究將以 $(\hat{\gamma}_1 - \hat{\gamma}_2)'(\hat{V}_1 - \hat{V}_0)(\hat{\gamma}_1 - \hat{\gamma}_0)$ 的統計量(註12)檢驗IIA的假設是否存在(Hausman and McFadden, 1984; Borooah, 2001)，以了解本研究的模式是否符合假設。

本研究的多項羅吉特模型是以向上遷移、向下遷移、與一般遷移作為模式類別質化的依變數，家戶在三種替選方案之間作選擇，選擇的機率總和為1。家戶選擇其中一種替選方案的機率為：

$$p_{ij}(j = m) = \frac{\exp Z_{im}}{\sum_{j=1}^3 \exp Z_{ij}} \dots\dots\dots (4)$$

以一般遷移(3)作為選擇方案的參考組，其係數 β_{3r} 及 γ_{3s} 設為0，將向上遷移或向下遷移與之比較，3個居住品質選擇方案會有2組迴歸方程式。

$$\log \frac{p_{i1}}{p_{i3}} = \sum_{r=1}^R (\beta_{1r} - \beta_{3r})X_{ir} + \sum_{s=1}^S (\gamma_{1s} - \gamma_{3s})W_{js} = \sum_{r=1}^R \beta_{1r}X_{ir} + \sum_{s=1}^S \gamma_{1s}W_{js} \dots\dots\dots (5)$$

$$\log \frac{p_{i2}}{p_{i3}} = \sum_{r=1}^R (\beta_{2r} - \beta_{3r})X_{ir} + \sum_{s=1}^S (\gamma_{2s} - \gamma_{3s})W_{js} = \sum_{r=1}^R \beta_{2r}X_{ir} + \sum_{s=1}^S \gamma_{2s}W_{js} \dots\dots\dots (6)$$

其中， $\frac{p_{i1}}{p_{i3}}$ 為選擇向上遷移(相對於一般遷移)的機率比值， $\frac{p_{i2}}{p_{i3}}$ 為選擇向下遷移(相對於一般遷移)的機率比值。本研究所採用的解釋變數大部分為個別家戶屬性，少數為與替選方案有關的特定變數。 β 、 γ 為各替選方案相對於一般遷移方案模式係數的差值。 X 為個別家戶的屬性變數，包括家庭生命週期類型、戶長性別、和家庭總所得等，每個家戶對於不同替選方案的選擇有不同的效用； W 為與替選方案有關的住宅屬性變數，包括遷移以前住宅擁擠程度、遷移後通勤距離等。實證以最大概似法分析，採用SAS統計軟體的CATMOD程序計算，校估多項羅吉特模型各係數的聯合顯著性、模式的適合度(model fit) (註13)。

(二) 變數選取

本文分別選取以下的變數放入居住品質選擇模型中，其變數的定義參見表四。

1. 家戶的生命週期類型：家戶選擇遷移後居住品質時，須考慮家庭內部的需求、購買力以及遷移後的住宅品質是否能滿足其需求。家戶的生命週期、住宅需求和遷移等課題息息相關。Clark and Onaka(1983)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。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，因為較年輕，屬於首次購屋階段，較有可能向下遷移；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。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、三代同堂家庭和單親家庭等，放入居住品質選擇模型中(註14)。
2. 戶長為女性：Spain(1990)的研究發現女性家戶可能因為晚婚單身、未婚生子、離婚等原因而形成，大部分是黑種人、貧窮且小孩數較多者，她們常面臨遷移後居住品質較差的情形。以1990年台北市的資料觀之，向下遷移的家戶女性戶長所佔的比例亦最多，本研究以此變數測試經濟戶長性別對遷移後居住品質選擇的影響。
3. 家庭總所得：所得是決定家戶住宅消費與需求的關鍵因素(Michelson, 1977; Skaburskis, 1997; Bourassa, 2000)。家庭的所得愈高，預期愈有購買力，愈有能力選擇向上遷移到品質較好的住宅；反之，所得愈低，可能被迫遷移到品質較差的住宅。本研究採用人力運用調查的資料，估計家戶總所得的迴歸模型係數，以其係數代入普查資料的變項，設算(impute)出家戶所得的對數值。再以此所得變數代入住宅居住品質選擇模型，結果可以解釋為所得變動一定的百分比對選擇機率的影響。
4. 通勤距離較短(通勤到本區工作)：家戶遷移選擇住宅區位會面臨住宅成本與通勤成本的取捨。隨著家戶選擇向上遷移到環境較好、房價較高的區位，區位可及性提高，其通勤到工作地點的距離可能較短，家戶可以節省通勤成本；相對的，家戶若選擇遷移到房價較便宜的區位，到工作地點的可及性較差，通勤距離較長。本研究以普查資料中工作區位和住宅位於同一區，代表通勤距離較短；若家戶的工作區位在住宅區位以外的地區，通勤距離較長，則為基準組。
5. 遷移以前的住宅擁擠程度：在人口無增減的情形下，家戶若選擇遷移到較大面積的住宅，居住空間的擁擠程度勢必隨之下降。家戶遷移以前擁擠程度較高者，預期較傾向於選擇向上遷移，以降低居住的擁擠程度。本文只針對人口無增減的樣本，以家庭人口數遷移前後皆相同)除以遷移前的住宅面積，衡量遷移前住宅的擁擠程度。住宅擁擠程度愈高，代表居住的品質較差(Spain, 1990)。家戶可能選擇遷移以後可能換一間面積更大的住宅，則向上遷移使得住的品質提昇。

表四 敘述統計與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
	三代同堂家庭	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
	家戶屬性	戶長為女性
戶長年齡		為連續變數
家庭總所得的對數值		為連續變數，以人力運用調查的所得迴歸模型估計係數與家戶屬性計算而得
住宅屬性	遷移前住宅擁擠程度	為連續變數，以遷移前家庭人口數除以遷移前住宅面積而得
	遷移後通勤距離較短	1：工作區位與住宅區位同一區；0：工作區位在住宅區以外地區
	屋齡10年以下	1：遷移後住宅的屋齡在10年以下；0：其他
	屋齡11-20年	1：遷移後住宅的屋齡在11年-20年之間；0：其他
	屋齡21年以上	為基準組：以上變數皆為0

四、資料說明與樣本特性

(一) 資料來源與限制

本文分析家戶遷移與住宅品質的資料係採1990年台閩地區戶口及住宅普查台北市與台北縣的資料(註15)。本研究為了獲取與研究主題較為符合且較同質的樣本，先將資料予以篩選，在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，且只選擇一般家戶。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，其住宅來源與選擇受到限制，並非家戶根據市場條件與自身需求而自由選擇遷移。而且在住宅用途方面，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。因此本文為分析自行購置住宅的遷移行為，僅篩選出住在自購(建)之一般住宅且有親屬關係的家戶共計886,053戶，資料中包含自有住宅換屋的家戶以及轉租為買的家戶。但因為資料中缺乏遷移以前的權屬資料，無法界定由自有轉為承租住宅的家戶樣本，因此將其排除。

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、從業身分和工作地點等資料。為了配合家戶所得的估計，本研究的戶長屬性皆以經濟戶長的資料進行分析。「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」兩個變數來定義遷移。若家戶五年前的居住地點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16)。台北縣市家戶在1990年近五年內有遷移行為的比例約佔38%。

本研究以台北市之內、台北縣市之間短距離的遷移為研究範圍。原來居住在台北縣、市的家戶，可能選擇在台北市之內(在台北縣之內)遷移、從台北市遷移到台北縣鄰近地區(由台北縣鄰近地區遷入台北市)等短距離的遷移，或遷移到台北縣其他較遠地區與台灣省其他縣市等較長的遷移路徑等。由於較長的遷移路徑視為遷移前後工作與住宅環境有大幅的變動，因此不予討論。

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，無法做遷移前後的動態分析。普查資料雖缺乏家戶遷移前的住宅權屬、居住環境、住宅屬性及其生命週期階段的資料，但是以遷移後面積的增減、遷移前後的居住區位與遷移原因等變項，可以界定遷移前後住宅屬性的差異。例如：家戶成員五年前居住地點與現在居住地點的比較，可以得知遷移與否、以及遷移的區位。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。而住進現宅的時間和換住的主要原因可以了解家戶本次選擇遷移原因是因為家庭人口的增加或減少、結婚、就學與通勤方便、換更大更新的住宅、現住地區之公共設施、鄰里環境較遷移前較佳或權屬的變化為轉租為買等(註17)，這些項目的資料，可以彌補無動態資料的缺憾。

(二) 家戶所得的估計與分析

家戶的所得提昇可能較有能力選擇向上遷移，而失業、家中就業人口數減少、或所得來源減少等因素可能使得家戶選擇向下遷移的行為。所得是影響家戶遷移後購買住宅負擔能力的關鍵因素(Bourassa,2000)。薛立敏、陳里(1997)對住宅自有率的研究曾以戶長的年齡、性別、學歷、從業身份、家庭人口數及居住地來估計家庭的恆常所得。陳建良、林祖嘉(1998)則以夫妻的非勞動所得、戶長的性別、年齡、學歷、就業與否、配偶年齡、就業人口數、戶內人口數和居住地區等家戶屬性估計家戶的總所得。本研究預期家庭總所得愈高者，愈有能力在遷移後提昇居住品質。

由於戶口及住宅普查資料缺乏所得的資料，本研究以主計處人力運用調查的資料來估計家戶的恆常所得，採用此資料庫的原因是人力運用調查的資料項目與普查資料的項目較為接近，適於估計。但是受制於普查資料中相對有限的家庭特性變數，在家庭總所得的估計式中可能面臨遺漏變數(omitted variable)的誤差。

鑑於家庭中的經濟來源多樣，可能包含戶長夫妻、子女或其他家庭成員等，因此本研究認為家庭內有工作的人口數與其他人力資本變數，同為估計家庭恆常所得的重要變數。當家庭人口數愈多、工作人口數愈多或遷移後居住在台北市的家戶，預期有較多的所得來源。而經濟戶長的教育程度愈高、從業身份為雇主等其他身份或已婚者，擁有較多的人力資本，預期所得較高。

本研究採取人力運用調查中台北市及台北縣的資料，共3,645筆。以家庭人口數、工作人口數、居住地區、經濟戶長的教育程度、婚姻狀態和從業身分等變數，估計家戶的總所得。其中

家戶所得是取對數的型態，後續以此所得迴歸式的估計係數，代入普查資料的各項屬性，得出推估的(predicted)所得，再以此代入住宅遷移選擇模型。此所得變數在遷移選擇模型中，可以解釋為所得變動一定的百分比對選擇機率的影響。

家庭總所得估計的迴歸結果如表五所示。整體而言，模式調整後的 R^2 接近0.5，各個自變數都是顯著的(註18)。從估計的結果顯示，家庭的人口數愈多，有工作的人口數愈多，表示家庭的所得來源愈多，因此對於家庭總所得出現正向的影響。經濟戶長的教育程度為高中、大專以上及研究所以上的學歷(相對於教育程度低者)，對於所得也有正向的影響。另外經濟戶長的從業身分為雇主、自營作業者、受雇者等身分，其所得也比無酬的家屬工作者高。經濟戶長已婚者，比單身、離婚分居、喪偶者的所得高。居住於台北縣的家戶所得較台北市的家戶低，顯示所得分配有地區的分別。以上估計的結果與一般預期相符(註19)。

(三) 家戶生命週期類型的定義與樣本特性

過去住宅需求的相關研究認為把家戶區分為不同的生命週期類型會比以一般的戶長屬性更能代表家戶的需求。本文延續陳淑美、張金鸞(2002)的研究，以婚姻狀態、戶長的年齡、家中最大的小孩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20)，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21)、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)、三代同堂家庭和單親家庭等九個類型。其中，在台灣存在著延續中華文化傳統的三代同堂家庭結構(註22)，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，由於戶數較少，因此不再細分。以上各類家戶的定義如表六所示。

表五 總所得估計迴歸式的結果

解釋變數	係數	t值
截距項	9.398 **	336.899
家庭人口數	0.032 **	6.476
所得人口數	0.358 **	44.214
戶長教育—高中	0.144 **	8.775
戶長教育—專科以上	0.382 **	22.148
戶長教育—研究所	0.717 **	13.102
戶長已婚	0.135 **	6.226
戶長雇主	0.418 **	17.918
戶長自營作業者	0.170 **	8.599
戶長受雇者	0.116 **	7.221
台北縣	-0.049 **	-3.661
F值	359.774	
調整後R-sq	0.4961	
觀察家戶數	3645	

註：**表示係數在1%的顯著水準下，顯著的異於0。

表六 家戶的生命週期類型

家庭結構	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。
	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。
	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。
	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。
	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16歲以上。
	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。
	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。
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。

根據前述資料篩選的過程，本研究將1990年居住在台北市及台北縣鄰近地區的九種生命週期類型，戶長為經濟戶長，五年內有遷移行為的家戶資料進行分析，樣本共計113,364戶。根據遷移以後居住品質的變化區分為向上遷移(58,144戶)、一般遷移(38,986戶)和向下遷移(16,234戶)等三個次樣本。為了解以上三個居住品質的次樣本特性是否有顯著的不同，本研究分別將向上遷移、向下遷移的樣本與一般遷移的樣本相比，在大樣本、母體已知的情況下，作獨立樣本平均數差異顯著性的檢定，部分虛擬變數的平均數為比例值，因此採獨立樣本百分比差異顯著性的檢定。樣本特性的敘述統計與平均數差異檢定結果如表七所示。各類遷移行為的家戶中，以選擇向上遷移的家戶數最多(約佔51.3%)，一般遷移的家戶佔34.4%，向下遷移的家戶佔14.3%。大部分家戶遷移後住宅品質都有提升，選擇向下遷移行為的家戶數較少。

表七中列出各類家戶的經濟戶長屬性、家戶屬性和住宅屬性的平均數註23)，向上遷移的家戶樣本有58144戶，這一類家庭的女性戶長最少(佔8.4%)，戶長的教育程度較高(大專以上合計約佔34%)，戶長為雇主的比例最高(9.6%)。家中的平均就業人口數(1.43人)和每月總所得(約34200元)(註24)也是各類遷移行為中最多的，選擇向上遷移的家戶相對的較有經濟能力。在各生命週期類型中，以有學齡小孩家庭(39.2%)、成熟家庭(17.1%)和三代同堂家庭(5.8%)所佔的比例較選擇其他居住品質的同類型家戶多。每戶遷移後住宅面積增加量註25)平均比遷移前大4.5坪。家戶選擇向上遷移有69.6%居住在屋齡10年以下的住宅，比起選擇其他居住品質的家戶所居住的屋齡較新。向上遷移家戶與一般遷移家戶的平均數差異顯著性的檢定結果如表七(1)所示，除了戶長年齡、戶長為研究所教育程度、戶長為自營作業者、年輕家庭、中年夫妻等平均數差異不顯著以外，其餘屬性皆有顯著的差異存在。

至於向下遷移的家戶樣本，約有16,234戶。與選擇其他居住品質的家庭相比，女性戶長所佔的比例最高(佔13%)，戶長年齡略為年輕，為高教育程度的比例卻較高(大專以上佔35%)，家庭就業人口數最少(平均每戶僅有1.32人)，家庭總所得也是最低的，顯然選擇向下遷移的家戶所得

表七 遷移後選擇不同居住品質的家戶特性平均數

	變數	全體樣本	一般遷移家戶	向上遷移家戶	Z值(1)	向下遷移家戶	Z值(2)
經濟戶長屬性	戶長為女性	0.099	0.110	0.084	-10.431**	0.130	6.708**
	戶長年齡(歲)	39.515	39.558	39.536	-0.312	39.339	-2.908**
	戶長為高中教育程度	0.276	0.282	0.270	-3.067**	0.286	1.020
	戶長為大專教育程度	0.294	0.278	0.299	5.256**	0.313	8.477**
	戶長為研究所教育程度	0.044	0.045	0.043	-0.769	0.043	-0.721
	戶長為雇主	0.087	0.080	0.096	6.044**	0.074	-2.642**
	戶長為自營作業者	0.186	0.187	0.189	0.553	0.172	-4.098**
	戶長為受僱者	0.629	0.619	0.636	3.733**	0.631	2.528**
家戶屬性	家庭人口數(人)	3.325	3.229	3.460	31.945**	3.073	-20.785**
	就業人口數(人)	1.389	1.345	1.436	18.058**	1.322	-4.652**
	家庭總所得的對數值	10.411	10.379	10.444	25.369**	10.370	-3.623**
	年輕單身	0.071	0.079	0.057	-10.277**	0.099	7.850**
	年輕夫妻	0.047	0.051	0.036	-8.394**	0.075	11.214**
	年輕家庭	0.216	0.210	0.215	1.300	0.237	7.073**
	成熟家庭	0.152	0.137	0.171	10.069**	0.127	-3.270**
	中年夫妻	0.011	0.011	0.010	-1.690	0.011	0.242
	老年家庭	0.041	0.049	0.028	-12.894**	0.067	8.895**
	三代同堂家庭	0.052	0.047	0.058	5.500**	0.045	-0.622
單親家庭	0.038	0.039	0.033	-4.073**	0.052	6.599**	
住宅屬性	遷移後住宅面積增加量(坪)	2.040	0.780	4.516	193.081**	-3.805	-223.362**
	通勤到本區工作	0.571	0.585	0.569	-3.562**	0.542	-1.355
	屋齡10年以內	0.623	0.548	0.696	35.243**	0.395	4.422**
	屋齡11-20年	0.321	0.375	0.264	-27.650**	0.130	6.708**
	觀察值家戶數	117064	42686	58144		16234	

**：顯著性水準<0.01；*：顯著性水準<0.05；未標示者為不顯著。

較低。在各類生命週期類型中，以年輕單身(佔9.9%)、年輕夫妻(佔7.5%)、年輕家庭(佔23.7%)、老年家庭(佔6.7%)、單親家庭(佔5.2%)等較選擇其他居住品質的家戶多，可能這一類的家戶是屬於較年輕、女性或是老年等經濟能力較弱的族群。這一類家戶遷移後住宅面積與遷移前相比是減少最多的(-3.8坪)。家戶向下遷移與家庭生命週期類型的關係，是否為住者適其屋的調整值得深入探討。另外，選擇向下遷移的家戶，短距離通勤在本地工作的比例最低，就業的可及性可能不佳；而且遷移以後所居住房屋的屋齡是三種選擇行為中最老舊的，這兩個指標也可部分反映出其居住品質較差。向下遷移家戶與一般遷移家戶的平均數差異顯著性的檢定結果如值(2)所示，除了戶長為高中教育程度、戶長為研究所教育程度、中年夫妻、三代同堂家庭等平均數差異不顯著以外，其餘屬性皆有顯著的差異存在。

(四) 轉租為買與自有換屋家戶的特性

另外，有鑑於住宅權屬轉租為買與一般的自有換屋為不同的歷程，而且本研究將轉租為買的權屬變化視為居住品質提升的指標之一，因此特將轉租為買的樣本(10,281戶)與自有換屋的樣本(103083戶)作樣本特性的敘述統計與平均數差異檢定，結果如表八所示。自有換屋的家戶群以女性戶長居多，戶長年齡較大，戶長為大專以上的高教育程度者明顯多於轉租為買的家戶，家庭總所得也較高，顯見自有換屋的家戶是購買力較高的族群。值得注意的是轉租為買的家戶以有學齡小孩家庭的比例佔最多，自有換屋的家戶則是各類型家戶均有較多的分佈。自有換屋家戶遷移後住宅面積增加較多，但是短距離通勤的比例卻較轉租為買的家戶少。轉租為買的家戶可能在權屬方面有所提升，但是在居住面積方面則有所減少。除了戶長為受僱者、就業人口數以外，其餘屬性的平均數差異均顯著。

表八 轉租為買與自有換屋家戶特性的平均數比較

	變數	全體樣本	轉租為買	自有換屋	Z值(3)
經濟戶長屬性	戶長為女性	0.099	0.082	0.101	7.276**
	戶長年齡(歲)	39.515	38.868	39.580	7.902**
	戶長為高中教育程度	0.276	0.267	0.277	2.596**
	戶長為大專教育程度	0.294	0.199	0.303	25.475**
	戶長為研究所教育程度	0.044	0.036	0.045	4.744**
	戶長為雇主	0.087	0.071	0.089	7.027**
	戶長為自營作業者	0.186	0.231	0.181	-14.030**
	戶長為受僱者	0.629	0.622	0.630	1.735
家戶屬性	家庭人口數(人)	3.325	0.043	3.309	-19.031**
	就業人口數(人)	1.389	1.388	1.389	0.008
	家庭總所得的對數值	10.411	10.372	10.415	12.810**
	年輕單身	0.071	0.035	0.073	16.850**
	年輕夫妻	0.047	0.023	0.048	13.758**
	年輕家庭	0.216	0.174	0.215	11.201**
	成熟家庭	0.152	0.109	0.153	13.712**
	中年夫妻	0.011	0.004	0.011	7.560**
	老年家庭	0.041	0.020	0.043	13.037*
	三代同堂家庭	0.052	0.037	0.052	7.643**
單親家庭	0.038	0.030	0.037	4.261**	
住宅屬性	遷移後住宅面積增加量(坪)	2.040	1.309	2.113	21.519*
	擁擠程度	0.136	0.140	0.136	-0.854
	通勤到本區工作	0.571	0.594	0.568	-5.791**
	屋齡10年以內	0.623	0.587	0.627	9.222**
	屋齡11-20年	0.321	0.355	0.317	-9.129**
	觀察值家戶數	113364	10281	103083	

**：顯著性水準<0.01；*：顯著性水準<0.05；未標示者為不顯著。

五、實證結果分析

本研究分析家戶選擇向上遷移、向下遷移或一般遷移等居住品質的選擇方案，以多項羅吉特模型進行分析。運用最大概似分析法，以概似比統計量的差 ($\chi^2(k(m-1))$) 測試個別變數的顯著性，其中 χ^2 為 $-2\log(L_2) - [-2\log(L_1)]$ ， L_2 為虛無假設所有係數為0的概似函數， L_1 為對立假設所有係數存在的概似函數。表九為全樣本的遷移後居住品質選擇結果，表十為人口無增減時的居住品質選擇結果，表十一為轉租為買家戶的遷移後居住品質選擇結果，表十二為自有換屋家戶的居住品質選擇結果。四個選擇模型的概似比統計量測試結果皆顯著的拒絕虛無假設，模型的解釋變數對依變數有顯著的影響。

另外，在IIA假設的檢測方面，本研究以向上遷移、向下遷移和一般遷移為全部的選擇方案集合；以向上遷移相對於一般遷移的選擇、向下遷移相對於一般遷移的選擇作為有限制的替選方案集合，全樣本的實證結果分別和刪除向下遷移或向上遷移的替選方案後的實證結果比較，將前述 $(\hat{\gamma}_1 - \hat{\gamma}_2)'(\hat{V}_1 - \hat{V}_0)(\hat{\gamma}_1 - \hat{\gamma}_0)$ 的統計量計算得出分別為 $-7.8E-51$ 和 $-1.8E-46$ ，以 χ^2 檢驗，該統計量有95%以上的機率接受IIA有效存在的虛無假設，家戶選擇某一種居住品質方案的機率與其他替選方案的屬性無關。

從表九全樣本的遷移後居住品質選擇模型的最大概似分析結果顯示，各生命週期類型家庭比有學齡小孩家庭更不傾向於選擇向上遷移，有學齡小孩家庭因為小孩正在成長階段，家庭人口數較多，且有就學學區的考量，需要向上遷移到面積較大、或區位較好的住宅。年輕單身、年輕夫妻、年輕家庭較容易選擇向下遷移的決策，這些多是屬於首次購屋的年輕家庭，和有學齡小孩的家庭相比選擇向上遷移的機率較低。至於老年家庭也較不會選擇向上遷移，這一類家庭可能因為小孩離家，家庭人口數較少，不太需要遷移到較大的住宅空間，較不會選擇遷移到通勤方便或環境較好的住宅區位。單親家庭較容易選擇向下遷移，可能因為離婚造成家庭的解體，遷移後居住面積較小，居住品質較差。其次，年輕家庭選擇向上遷移的傾向是年輕夫妻的1.46倍(註26)，而成熟家庭選擇向上遷移的傾向是年輕夫妻的1.72倍，推測年輕家庭與成熟家庭因為比年輕夫妻家庭有較多的小孩，因此需要選擇向上遷移。至於三代同堂家庭亦可能因為家庭人口數較多，選擇向上遷移的機率比其他類型家庭略高。由本研究的結果觀之，家戶選擇向上遷移或向下遷移是家戶因應其生命週期所隱含的住宅需求而作出的居住品質決策，家戶的生命週期類型與遷移後居住品質的選擇有關，可以說是住者適其屋的概念。

戶長為女性較容易選擇向下遷移的決策，遷移後居住品質的選擇出現顯著的性別差異。Chang et al. (1998)的研究發現因為過去女性就業的比例較低，職業位階、工作所得也較低，因此影響住宅的消費力，但是台北市的女性家戶較偏好選擇市中心區安全、交通方便、有較好公共設施服務的住宅區位。本研究的結果顯示，女性家戶若為了使遷移後的區為品質提升，勢必犧牲權屬和面積的消費，對居住品質的選擇受限較多，處於較弱勢的地位。此外，家庭總所得每增加1%，家戶選擇向上遷移的機率的賭倍比會增加30%，家戶的所得與家戶遷移後的居住品質呈現正相關。另外，家戶遷移以後短距離的通勤者，選擇向下遷移的機率較低，此項變數對於向上遷移的影響並不顯著。顯示家戶向下遷移到區位較差的住宅，可能因此交通較不方便、不接近就業區位。

家戶選擇向上遷移到大面積的住宅究竟是因為家庭人口增加的需要或是純粹欲提升居住的品質？本研究進一步排除人口增加(減少)而隨之選擇向上(下)遷移的情況，以便釐清遷移後居住品質的變化。本研究將普查資料中換住原因為家庭人口數增加或減少的樣本排除註27)，在家庭人口數不變下，本模式特別加入「遷移前擁擠程度」的變數，以觀察家戶為了調整居住品質所作的選擇。表十為遷移前後家庭人口無增減樣本的居住品質選擇模型估計結果。實證結果與全樣本模型的結果類似，但是值得注意的是遷移前的住宅擁擠程度高者選擇向上遷移的機率較高；相對的，家戶遷移以前擁擠程度每增加一單位，選擇向下遷移的機率少48.6%。顯示在家庭人口數沒有變動的情形下，遷移以前居住的擁擠程度愈高，家戶可能選擇向上遷移到較大面積的住宅以提升居住品質。

本研究為了比較「轉租為買」與「自有換屋」家戶不同的居住品質轉換歷程，特別將兩個次樣本予以比較。表十一為轉租為買樣本的居住品質選擇模型估計結果。從實證結果發現，轉租為買的家戶選擇向上遷移的情形與全樣本的實證結果類似，但是選擇向下遷移的變數幾乎不顯著。值得注意的是轉租為買的年輕家庭選擇向上遷移的賭倍比(0.860)比全樣本的年輕家庭(0.751)高，年輕家庭可能為了以後小孩的成長預作準備，選擇向上遷移的機率僅次於有學齡小孩的家庭。轉租為買為擁有住宅重要的進程，但是家庭總所得對於向上遷移或向下遷移的影響卻不顯著。遷移以後短距離通勤的家戶比其他家戶選擇向上遷移的機率多了34.8%，即家戶為了自有住宅而向上遷移，也提升了到工作區位的可及性。

表九 全樣本居住品質選擇模型的係數估計

變數	向上遷移 / 一般遷移		向下遷移 / 一般遷移	
	係數	賭倍比	係數	賭倍比
截距	-2.152**	—	-1.024**	—
年輕單身	-0.494**	0.610	0.204**	1.226
年輕夫妻	-0.669**	0.512	0.359**	1.431
年輕家庭	-0.286**	0.751	0.116**	1.123
成熟家庭	-0.126**	0.881	-0.060	NS
中年夫妻	-0.386**	0.680	0.049	NS
老年家庭	-0.672**	0.511	0.381**	1.463
三代同堂家庭	-0.119**	0.888	-0.032	0.969
單親家庭	-0.351**	0.704	0.247**	1.280
戶長為女性	-0.053*	0.948	0.101**	1.107
家庭總所得的對數值	0.266**	1.304	0.014	1.014
遷移後短距離的通勤	-0.012	0.988	-0.185**	0.831
概似比統計量	12643.14**			
觀察家戶數	113364			

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

表十 人口無增減樣本的居住品質選擇模型係數估計

變數	向上遷移 / 一般遷移		向下遷移 / 一般遷移	
	係數	賭倍比	係數	賭倍比
截距	-2.681**	—	-1.088**	—
年輕單身	-0.385**	0.680	0.057	NS
年輕夫妻	-0.578**	0.561	0.281**	1.325
年輕家庭	-0.294**	0.745	0.118**	1.126
成熟家庭	-0.113**	0.893	-0.078**	0.925
中年夫妻	-0.343**	0.710	-0.157	NS
老年家庭	-0.561**	0.570	0.160**	1.173
三代同堂家庭	-0.146**	0.864	-0.011	NS
單親家庭	-0.257**	0.773	0.107*	1.113
戶長為女性	-0.031	NS	0.111**	1.117
家庭總所得的對數值	0.301**	1.351	0.031	NS
遷移後短距離的通勤	-0.042**	0.959	-0.226**	0.798
遷移前的擁擠程度	0.131**	1.140	-0.665**	0.514
概似比統計量	12216.08**			
觀察家戶數	101456			

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

表十一 轉租為買樣本居住品質選擇模型的係數估計

變數	向上遷移 / 一般遷移		向下遷移 / 一般遷移	
	係數	賭倍比	係數	賭倍比
截距	0.201	—	0.307	—
年輕單身	-0.228*	0.797	0.169	NS
年輕夫妻	-0.237**	0.789	0.239	NS
年輕家庭	-0.151**	0.860	0.141	NS
成熟家庭	-0.240**	0.786	0.036	NS
中年夫妻	-0.628*	0.534	0.503	NS
老年家庭	-0.468**	0.626	1.012**	2.752
三代同堂家庭	-0.178	NS	0.254	NS
單親家庭	-0.124	NS	0.275	NS
戶長為女性	-0.178	NS	0.047	NS
家庭總所得的對數值	0.062	NS	-0.234	NS
遷移後短距離的通勤	0.298**	1.348	-0.532**	0.588
概似比統計量	3181.55			
觀察家戶數	10281			

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

表十二為排除轉租為買樣本後，自有換屋家戶的居住品質選擇模型估計結果。根據前述敘述統計結果，與轉租為買的樣本相比，自有換屋家戶遷移後住宅面積的增加量(2.1坪)較轉租為買的家戶(1.3坪)多，但是短距離通勤到本區工作的比例卻較少(少2.6%)。自有換屋家戶遷移後短距離通勤者選擇一般遷移的機率較高，較不傾向於選擇向上遷移或向下遷移。自有換屋選擇向上遷移的家戶無法連帶的使得遷移後的通勤距離較短，可見向上遷移可以增加住宅面積的消費或者遷移到品質較佳的區位，但是在預算限制下，增加住宅消費，卻以就業的可及性作抵換。家戶遷移後向上提升居住品質與通勤距離較短的特性的目標無法同時兼顧，因而犧牲了就業的可及性。

六、結論

本研究與過去研究最大的不同在於探討家戶遷移後居住品質的變化和差異，將遷移後住宅的權屬、區位和住宅面積視為定義遷移後居住品質的指標，在排除工作轉換、非自願性的長距離遷移行為後，分析自行購置住宅家戶的短距離遷移行為。本文分析家戶住宅遷移後居住品質的變化，分別為向上遷移、一般遷移與向下遷移的三種決策。家戶遷移時會面臨權屬、區位與面積的選擇，大多數家戶選擇向上遷移以提升居住品質。其次，選擇一般遷移者又比向下遷移者多。一般遷移面臨住宅面積消費、環境品質與權屬的取捨，例如為了住宅權屬、面積的需求而犧牲區位環境的品質等，遷移後住宅品質因部分抵銷而難謂全面的提升。整體而言，向上遷移較能提昇居住品質，有能力或有需求選擇向上遷移的家戶大多以所得較高的家戶為主。

其次，本研究將家戶的生命週期類型與居住品質選擇作一連結，發現家戶內部生命週期類型所引申的住宅需求，的確會影響家戶的居住品質選擇。生命週期較年輕的家戶，可能是首次

表十二 自有換屋樣本居住品質選擇模型的係數估計

變數	向上遷移 / 一般遷移		向下遷移 / 一般遷移	
	係數	賭倍比	係數	賭倍比
截距	-2.629**	—	-0.790**	—
年輕單身	-0.481**	0.618	0.161**	1.175
年輕夫妻	-0.685**	0.504	0.325**	1.384
年輕家庭	-0.298**	0.742	0.106**	1.112
成熟家庭	-0.107**	0.899	-0.066*	0.936
中年夫妻	-0.338**	0.714	0.005	NS
老年家庭	-0.648**	0.523	0.327**	1.386
三代同堂家庭	-0.106**	0.899	-0.045	NS
單親家庭	-0.370**	0.691	0.229**	1.257
戶長為女性	-0.036	NS	0.103**	1.109
家庭總所得的對數值	0.308**	1.361	-0.001	NS
遷移後短距離的通勤	-0.045**	0.956	-0.189**	0.827
概似比統計量	12324.49**			
觀察家戶數	103083			

購屋，自組家庭，與有學齡小孩的家庭相比，選擇向上遷移的機率較低。首次購屋的年輕家庭可能無法選擇較高的居住品質，因此日後很可能有另一次的換屋遷移行為。至於老年家庭的向下遷移行為，可能是因為家庭人口數較少而遷移到較小面積的住宅居住，或是因為已經到退休階段，不需要考慮工作的問題而遷移到郊區或台北縣房價較低的地方居住，雖然以本文前述的定義稱為向下遷移，但是並不代表老年人遷移後的效用較低，這可能是調整需求而使「住者適其屋」的過程。家庭生命週期類型隱含家庭人口數的多寡以及不同的住宅需求，對家戶遷移後居住品質的選擇直接相關。

本研究的實證結果也發現，所得是影響家戶選擇遷移後住宅品質的重要變數，尤其對於自有換屋的家戶而言，所得影響的程度尤其顯著。家戶遷移必須付出較多的購屋成本、交易成本等，因此家戶必須有足夠的購買力才較有能力選擇向上遷移，以提升面積與區位環境等品質。另外，家戶對遷移後居住品質的選擇，符合住宅成本與通勤成本取捨的理論，遷移後居住品質較高者，通勤距離也較短；反之亦然。

向上遷移或向下遷移的選擇與住者適其屋的調整有關，家戶可能會因為家庭人口數增減而遷移，本研究在排除因為家庭人口數增減的情形後，發現遷移以前住宅擁擠程度較高者選擇向上遷移的機率較高；相對的，選擇向下遷移的機率較低。家戶的確經由遷移提升居住品質，降低擁擠程度。

轉租為買家戶遷移以後短距離通勤者選擇向上遷移的機率較高，家戶為了自有住宅而向上遷移，也提升了到工作區位的可及性。但是自有換屋家戶遷移後短距離通勤者選擇一般遷移的機率較高。自有換屋選擇向上遷移的家戶無法連帶的使得遷移後的通勤距離較短，向上遷移可以增加住宅面積的消費或者遷移到品質較佳的區位，但是面臨住宅消費與可及性的取捨，因而犧牲了就業的可及性。

影響遷移的因素，大致可歸類為家庭需求、所得、工作調動等，而影響遷移後居住品質的因素，除了本研究前述探討的家庭生命週期的引申需求、所得以外，還包括住宅實質條件和區位環境等品質替選方案的屬性，由於本研究所採用的普查資料較缺乏家戶偏好的資訊，在探討遷移後居住品質課題時也有一些限制。雖然本研究只探討短距離的遷移，但是仍有一些因為短距離工作調動而引發的住宅遷移是無法抽離的，因此若能克服此問題，後續研究仍可再將此主題延伸。其次，由於戶口及住宅普查的資料缺乏區位環境與房價的資料，影響對遷移後住宅品質提升的定義方式，後續研究可以藉由其他資料庫對房價作估計，並對居住品質變化作更精確的定義，以便探討更多居住品質變化的相關議題。另外，有關於各家庭生命週期類型所引申的異質住宅需求，其對於家戶遷移後居住品質的影響有許多部份不是量化模型可以直接論證的，有待後續研究採用其他質化分析方法研究之。

註 釋

- 註1：過去國內住宅政策目標強調「住者有其屋」，重視住宅所有產權，而忽略住宅品質的重要性，近來國內住宅政策目標已逐漸強調「住者適其屋」之想法(張金鶚，1990)。本文藉由「住者適其屋」之政策目標，強調家戶遷移乃是為選擇其適當的房屋品質居住。
- 註2：台北縣市以外長距離的遷移，可能涉及工作的轉換，參考Jarvis(1999)研究的定義可被歸類為非自願遷移，較難討論家戶遷移並選擇居住品質的行為。因此本文只討論為了換一個鄰里環境、調整住宅面積或自有住宅換屋等短距離的遷移行為。另外，由於台北縣幅員廣大，本研究僅選取台北縣與台北市接壤的鄰近地區，作為短距離遷移的樣本，包括台北縣的板橋、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3：本研究從台北市與台北縣當時許多公共設施與就業機會等客觀的指標相比，的確看得出台北市的區位條件較佳，本研究缺乏遷移前的住宅里鄰屬性，因此無法分析遷移前後鄰里屬性的變化。

台北縣、市環境比較表

次市場	台北市	台北縣
平均房價(NT\$ / M ²)	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 ²)	2.55	0.10
學校家數 / km ²	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

2. 其他資料來自1991年台北市統計要覽及台北縣統計要覽

- 註 4：若家戶由台北縣遷往台北市，權屬由租轉為買，即使遷移後住宅面積減少，與前述其中一個指標抵銷的結果，整體的居住品質仍定義為較遷移以前提升。
- 註 5：若家戶由台北市遷往台北縣，區位品質已下降，住宅面積又減少，雖然權屬由租轉為買有所提升，與前述其中一個指標抵銷的結果，整體的居住品質仍定義為較遷移以前下降。
- 註 6：普查資料中有家戶目前居住的區位，但是遷移前居住地點僅有縣市代號，而無區位代號，因此本研究僅能以台北縣或台北市作為比較遷移前後區位環境變化的地區單位。由於以縣市作為區位變化的單位，無法觀察遷移前後鄰里小環境的變化，會有較大的誤差，但是這已是本研究在資料限制之下所找出相對較佳的資料處理方式。
- 註 7：本研究考量一般家戶遷移的決策方式，在預算的限制下，遷移後對居住品質的選擇會將住宅區位、面積和權屬作組合式的同時選擇。例如考量搬遷到低房價區位且購買大面積的住宅居住或購買房價較貴區位的較小坪數住宅。因此本研究將遷移前後居住品質變化的指標組成三種不同的居住品質替選方案，以多項羅吉特模式進行實證；而非採先決定權屬、再決定區位、或面積的階層式決策，故不採用巢式羅吉特(nested logit)模式進行實證分析。

- 註 8：在多項選擇模式中，可以分為解釋變數只包含選擇者個別屬性的多項羅吉特模式 (multinomial logit model) 和只包含替選方案屬性的條件羅吉特模型 (conditional logit model)，但是此為傳統的分法，不必然有嚴格的分別，有時也可能是混合模型。參見 Iai (1994) 和 [Http : //www.indiana.edu/~statmath/stat/all/cat/giant.html](http://www.indiana.edu/~statmath/stat/all/cat/giant.html)。
- 註 9：條件羅吉特模式的機率只取決於替選方案的屬性，而不受到選擇者個別屬性的影響，常用於運具選擇或購物商店選擇的研究中。選擇者對於兩個替選方案方案j相對於方案m)選擇的相對機率主要受到兩個方案屬性差值的影響，而與其他替選方案屬性無關。
- 註10：過去研究常應用普遍羅吉特 ("universal" logit or "mother" logit) 模式來避免IIA的問題，此模式保有多項羅吉特模式的型式，但是選擇機率可以是所有替選方案屬性的函數。此模式與其他一般的多項羅吉特模式相比，較難解釋其結果所代表的經濟意義 (Hausman and McFadden, 1984)。
- 註11：第一種方法是運用IIA的反向意涵，如果選擇某一替選方案與其他的替選方案無關，那麼刪除選擇集中不相關的替選方案，不會顯著的影響機率模式的係數，則不能拒絕MNL的模式界定。當拒絕IIA有效存在的虛無假設，則可將隨機效用函數定義為多項probit模式。第二種方法是選擇方案集合較適合應用巢式羅吉特模式，則將MNL視為巢式羅吉特模式的特殊型態，可以用三種典型的指標作檢測。
- 註12：該統計量呈 $\chi^2(s)$ 分配，其中， $\hat{\gamma}_1$ 為有限制替選方案集合的推估係數向量， $\hat{\gamma}_0$ 為全部替選方案集合的推估係數向量， $\hat{V}_1 - \hat{V}_0$ 為上述二者個別的共變異推估矩陣之差。虛無假設為IIA的假設有效存在。
- 註13：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 $(-2\log L) = -2\log(L / L_0)$ ， L_0 為虛無假設所有係數為0的概似函數， L 為對立假設前提下，至少有一自變數參數不為0的概似函數。概似比統計量 $(-2\log L)$ 和概似比指標 $[\rho^2 = 1 - (\log L_0 / \log L)]$ 、及預測成功率(concordant)同為衡量模式適合度的指標，本文以概似比統計量來表示模式的適合度。
- 註14：本研究所採用的家庭生命週期類型變數是1990年當時家戶所處的生命週期類型，非家戶遷移以前的生命週期類型。因為普查資料不是動態資料，本研究無從得知遷移前後生命週期的動態變化，僅能得知其所屬的類型。因此在資料有限的情形下，本研究假設家戶在遷移前後的生命週期狀況變化不大，俾以探討後續的內容。
- 註15：1990年的普查資料資料調查的時間已較2000年的普查資料老舊，但是該資料除了是全面普查的資料外，且其資料項目包含各家戶成員的屬性、住宅屬性以及2000年資料所未調查的遷移原因、遷移前後的居住區位與面積比較等，資料較為完整，適於分析本文所要探討的課題。
- 註16：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17：普查資料缺乏家戶遷移以前住宅權屬的資料，僅有遷移以後的住宅權屬，因此無法直接比對遷移前後權屬轉換的歷程。在1990年普查資料中，家戶住進現宅的換住原因中有租期屆滿與租金太貴兩項，由於這是直接訪問家戶本次換住的原因，而非訪問遷移考慮的

原因，因此應可以間接推斷上次的權屬為租。這樣的做法可能會有一些誤差存在，尤其是租金太貴不一定表示過去是承租住宅，但是在資料有限的狀況下，應該可以視為是次佳的處理方式。

- 註18：雖然我們嘗試控制戶長和家庭特性的主要變數，但是受制於普查資料中相對有限的家庭特性變數，在家庭總所得的估計式中可能面臨遺漏變數的誤差。如果遺漏的變數和迴歸式中的控制變數彼此沒有相關，估計出來的參數還是一致性估計值。一旦遺漏變數和可觀察變數彼此間存在正(負)相關，則會造成估計參數值的高(低)估偏誤。對照本研究的總所得估計式的配適度並不低，仍在可接受的範圍，遺漏變數的情況應該不至於太嚴重而導致錯誤的結論。
- 註19：本研究採用人力運用調查資料估計家戶的恆常所得，所得迴歸式的調整後R-sq為0.4961。薛立敏、陳琇里(1997)以主計處家庭收支調查的資料估計家戶的恆常所得，民國2年所得估計迴歸式的調整後R-sq為0.3277。陳建良、林祖嘉(1998)亦採用家庭收支調查的資料，分別估計自有及租賃住宅家戶的所得，總所得迴歸式的調整後R-sq介於0.541-0.624之間。與過去國內的結果相較，本研究採用的資料不同，估計的效果也不是最好，但仍在可接受的範圍。
- 註20：該研究參考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未包括在內。
- 註21：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22：Chang et al.(2003)將三代同堂家庭與核心家庭相比，分析其遷移決策的差異，結果發現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；而少數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23：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。家戶經濟戶長為男性、教育程度為國中及以下的教育程度、從業身為無酬家屬工作者、生命週期類型中的有學齡小孩家庭、通勤到居住區以外地區工作、以及屋齡20年以上，是各該類變數的基準組，因此其比例未列出。
- 註24：家戶平均所得是透過人力運用調查估計的全戶每月恆常所得平均約為3,000元。如果調整為年所得，大概將近40萬元。相較於家庭收支調查當年度的平均家戶所得627,511元，還有部份差距。造成差距的主因是人力運用調查只登錄了主要工作的月薪資，並未如家庭收支調查登錄受雇人員報酬、產業主所得、財產所得收入以及經常性移轉收入等項目。由於薪資所得比總所得(包括薪資所得與非勞動所得)更直接反映家計負責人和家庭特性，這是我們採用人力運用調查的資料估計家庭的薪資總所得，而沒有採用家庭收支調查估計總所得的原因。因此，我們的橫斷面總所得方程式估計配適度，比大多數採用家庭收支調查估計總所得的研究來得高。再者，只要薪資總所得和家庭總所得之間維持一致的趨勢，採用薪資總所得的估計並不至影響變數的邊際效果以及顯著程度的本質。

註25：遷移後住宅面積增加量定義為：家戶現住面積與遷移前居住面積的差。主要係衡量家戶遷移後的住宅面積是否比遷移以前的住宅面積大，若遷移後所居住的住宅面積增加，表示家戶藉由換屋的遷移行為，搬到更大面積的住宅居住。本研究以普查資料中遷移前後住宅坪數大小的比較與面積增加量組距的組中點兩項資料量化計算而得。

註26：以年輕家庭和年輕夫妻的相對賭倍比計算 $[\exp(-0.286)/\exp(-0.669)]$ 而得。

註27：如果在資料篩選中排除因為家庭人口增減的遷移情形，可以釐清家戶選擇居住品質的決策。普查資料有遷移後的人口資料，但是缺乏遷移前的人口數，因此無法直接計算出遷移前後家庭人口數的增減。但是在普查資料的住進現宅的換住原因中，有家庭人口增加、家庭人口減少等兩項。在資料有限的情形下，將因為家庭人口增減而換住進現宅的資料排除是合理的，此種處理方式雖可能產生誤差，相對來說已較能達成研究的需要。

參考文獻

陳建良、林祖嘉

1998 財富效果、所得效果、與住宅需求 《住宅學報》7:83-98。

陳淑美、張金鶚

2002 家戶遷移決策與遷移路徑選擇之研究 《住宅學報》11(1):1-22。

張金鶚

1990 《住宅問題與住宅政策之研究》內政部營建署委託研究。

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。

Ben-akiva, M., & Lerman, S. R.

1985 *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*. Cambridge: MIT Press.

Borooah, V. K.

2001 *Logit and Probit: Ordered and Multinomial Models*. Sage University Papers Series on Quantitative Applications in the Social Sciences. 07-138, Thousand Oaks, CA: Sage.

Bourassa, S. C.

2000 "Ethnicity, Endogeneity, and Housing Tenure Choice", *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 20(3):323-341.

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

2003 "Economic and Social Status in Household Decision Making: Evidence from Extended Family Mobility", *Urban Studies*. 40(4):733-746.

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

1983 "Life Cycle and Housing Adjustment as Explanations of Residential Mobility", *Urban Studies*. 1(20):47-57.

Greene, W.H.

1990 *Econometric Analysis*. New York: Macmillan.

Hausman, J. & D. McFadden

1984 "Specification Test for the Multinomial Logit Model", *Econometrica*. 52(5):1219-1240.

Jarvis, H.

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

Liao, T. F.

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

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

- 1983 "Alternative Approaches to the Family Life Cycle in the Analysis of Housing Consumption", *Journal of Marriage and the Family*. 1.45(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.

Skaburskis, A.

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

Spain, D.

- 1990 "The Effect of Residential Mobility and Household Composition on Housing Quality", *Urban Affairs Quarterly*. 25(4):659-683.

Timmermans, H. et al.

- 1991 "Mother Logit Analysis of Substitution Effects in Consumer Shopping Destination Choice", *Journal of Business Research*. 23:311-323.