

家戶住宅消費調整選擇行為之研究 —台灣地區擁屋家戶的實證分析*

曾喜鵬** 薛立敏***

論文收件日期：96年9月17日

論文接受日期：97年2月12日

摘 要

當家戶對其現有住宅不滿意時，通常會以遷移換屋或就現宅改善的方式來加以調整，但也可能因為調整的成本大於效益，而暫時忍耐不採取行動，國內相關研究尚未對此一議題進行深入探討。基此，本研究即從住宅消費失衡與居住不滿意的觀點，建構一個解釋家戶住宅消費調整策略選擇的概念性模型，其中詳細說明了家戶調整住宅消費行為產生的原因，及其在遷移換屋、現宅改善與不調整三種策略間的選擇行為。在實證研究上，本研究利用主計處民國84年「人口及居住調查」之原始資料，以台灣地區的擁屋家戶為對象，分別利用主成份分析、迴歸分析及多項Logit模型來進行實證研究。主要研究發現如下：（1）當家戶對居住之便利性或安全衛生與美觀等鄰里環境之不滿意度增加時，較傾向以「遷移換屋」的方式來調整住宅消費，但因「現宅改善」無法改變鄰里環境特徵，因此選擇「不調整」的可能性也較「現宅改善」高；（2）當家戶對住宅內部品質之不滿意度增加時，選擇「現宅改善」之可能性較「遷移換屋」或「不調整」來得高；（3）居住在都市化程度較高地區、戶長所得較高以及現有住宅類型屬於公寓大廈或連棟雙拼者，選擇「遷移換屋」的可能性較高。

關鍵詞：居住不滿意、遷移換屋、現宅改善

* 本文接受國科會專題研究計畫（計畫編號NSC 94-2145-228-001）財務補助，特此致謝。

** 亞洲大學休閒與遊憩管理系助理教授，通訊作者

TEL：（04）23323456 # 48032，E-mail：hptseng@asia.edu.tw

*** 中國科技大學國際商務教授系

TEL：（02）2931-3416 # 2222，E-mail：lmhsueh@cute.edu.tw

Households' Behavior and Housing Adjustment Strategies—An Empirical Analysis of Home-owning Households in Taiwan*

Hsi-Peng Tseng** and Li-Min Hsueh***

Abstract

In this paper, a conceptual framework was constructed for explaining the relationship among housing consumption disequilibrium, dissatisfaction and adjustment strategies. We hypothesize that households' decisions on housing adjustment strategies will be influenced by dissatisfactions on housing characteristics and resources possessed by households. The "1995 Population and Housing Survey" was utilized to test the hypothesis, using the principal component analysis, regression analysis and multinomial logit model. The main findings are as follows: First, if households are dissatisfied with the neighborhood services, they are more likely to move than to demand for improvement. Second, if households are dissatisfied with the internal environment of the current dwelling unit, they are more likely to choose to improve the unit than to move or do nothing. Third, households who live in highly urbanized areas, apartment housing units and have higher income are more likely to move than to improve their dwellings.

Keywords: Residential Dissatisfaction, Moving, Home Improvement

* The authors thank National Science Council for financial support. (NSC 94-2145-228-001)

** Assistant Professor, Department of Leisure and Recreation, Asia University, Corresponding Author
TEL : (04) 23323456#48032, E-mail : hptseng@asia.edu.tw

*** Professor, Department of International Business, China University of Technology
TEL : (02) 2931-3416 # 2222, E-mail : lmhsueh@cute.edu.tw

一、前言

依據主計處民國68至91年之「國內遷徙調查報告」顯示，在台灣每年約200多萬的遷移人口中，平均約48%是因為住宅因素而遷移，住宅因素包括原址房屋不理想、環境不理想或自購（建）房屋等；另依據主計處民國84年之「人口及居住調查報告」顯示^{註1}，在調查時間之過去三年內，曾經就現宅進行裝修之比例約26%^{註2}，裝修的項目主要為加蓋或增擴建、改善隔間、重新裝修及房間損害等。從以上兩個調查資料的說明可知，不論居住遷移或現宅裝修皆為國內住宅市場中普遍存在的行為，兩者都是家戶調整住宅消費，以滿足其居住需求並提昇居住品質的方式。

過去研究大都著重在家戶藉由遷移來調整住宅消費的討論，然而由於遷移的成本很高，加上住宅市場的供給（如價格或數量）以及家戶之經濟能力等因素，使得家戶即使在產生遷移意願時，亦不見得會做出遷移的決策，而可能就現有住宅加以改善的方式來滿足其住宅需求。但就另一方面來說，由於住宅是一具有多重屬性的產品，且具有空間不可移動性，這使得遷移與現宅改善所能產生的效益不同。換言之，遷移可同時改變鄰里環境與住宅單元服務的消費，因此兩者之品質可同時獲得提昇，但現宅改善僅能調整住宅內部的品質，鄰里環境並無法同時得到改善。Brown and Moore（1970）指出，現宅裝修是家戶調整住宅消費的短期措施，僅能達成階段性調整的目的，唯有透過遷移換屋才能達成長期的均衡。Littlewood and Munro（1997）認為，家戶藉由遷移換屋僅能調整大部分的消費（如鄰里環境），所以通常會在遷移後再將新屋進行裝修，以達最適的住宅消費，因此遷移與裝修是同性的選擇。

從以上說明可知，遷移換屋與現宅改善的成本效益不同，因此當家戶產生調整住宅消費的意願時，便會依據其住宅需求及成本效益的考量，選擇一個最適的調整策略以滿足其居住需求。例如，若家戶是因為對鄰里環境不滿意而想調整住宅消費時，雖然現宅裝修的成本較低，但因現宅改善無法改善鄰里環境，因此必須藉由成本較高之遷移才能獲得較高的效益；但若是對住宅內部環境不滿意，則藉由成本較低之現宅改善策略，便可能滿足其住宅需求。Seek（1983）之研究亦曾提出類似的概念，該研究認為家戶住宅調整方式的選擇，主要視其想要改變住宅消費的原因與

註1. 由於「國內遷徙調查」並未同時調查現宅改善的行為，因此僅能以「人口及居住調查」的結果來說明現宅改善的情形，且國內目前亦無同時調查遷移換屋與現宅改善的資料，因此無法將兩者所佔的比例於同一時點做比較。

註2. 該比例不含購置新屋時之裝潢。

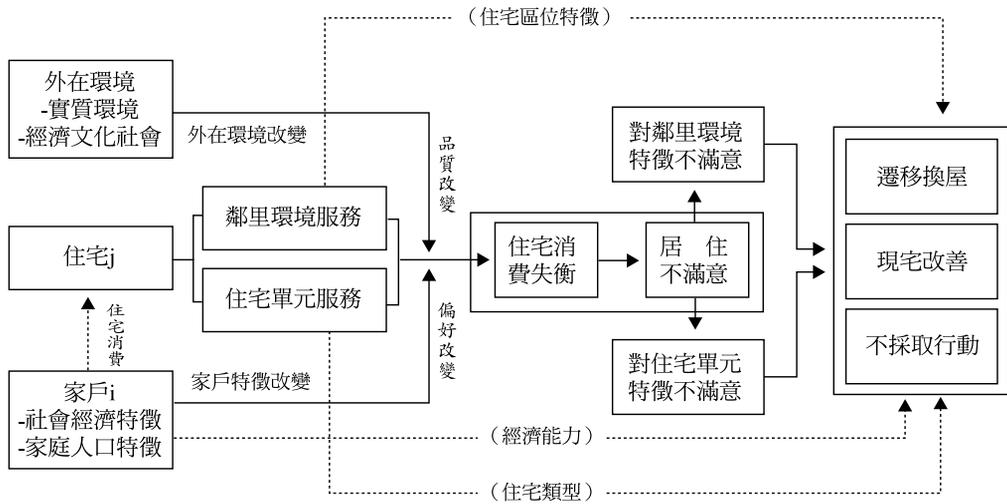
需求而定，例如想要改變區位就必須藉由遷移才能達成，但若想要改變的只是很微小的部份，便不需要遷移。但Seek之研究並未將此概念進行實證估計。

從以上討論可知，家戶住宅調整策略的選擇應與其調整住宅之原因有關，換言之，不同的原因會使得家戶有不同的住宅調整策略選擇。而家戶調整住宅消費的原因，在居住遷移的相關文獻中有相當豐富的討論，主要有下列兩個觀點，第一是「壓力模型」(stress model) (如Wolpert 1965, 1966; Brown and Moore, 1970; Spear, 1974等)，該模型的論點認為，家戶調整住宅消費的原因，主要與某居住地點的壓力與不滿意水準有關；第二是「住宅消費失衡模型」(housing consumption disequilibrium model) (如Rossi, 1955; Hanushek and Quigley, 1978; Brummell, 1979; Weinberg et al., 1981; Clark and Onaka, 1983; Shefer, 1986等)，該模型論點認為，家戶調整住宅消費的原因，與其住宅需求的改變及住宅消費的失衡有直接關係。

綜合上述，家戶之住宅消費失衡、居住不滿意與住宅調整策略互有關連，但過去相關研究 (如Spear, 1974; Seek, 1983; Littlewood and Munro, 1997; Baker and Kaul, 2002; 陳淑美與張金鶚, 2004; 靳燕玲, 2003等) 尚未將三者之關係加以討論。準此，本研究目的有二：第一是建立一個概念性模型，來詳細說明家戶調整住宅消費行為產生的原因，以及影響其住宅消費調整策略選擇的相關影響因素；第二是利用主計處民國84年「人口及居住調查」之原始資料，以台灣地區擁屋家戶為研究對象，分別以主成份分析、迴歸分析及多項Logit模型等方法來進行實證研究。本文的探討將有助於更進一步瞭解家戶調整住宅消費的原因，以及家戶在遷移換屋、現宅改善與不調整三種策略間之選擇行為。

二、概念模型與研究假說

本研究首先建立一個概念性的模型架構，來說明住宅消費失衡、居住不滿意與住宅調整策略之間的關係，如圖一所示。整體而言，此概念模型之建立主要立基於上述壓力模型與住宅消費失衡模型的理論基礎，但有兩個不同之處，第一是本研究將住宅依其特性分成「住宅單元特徵」與「鄰里環境特徵」兩個向度加以延伸分析，如此做法將可更深入觀察並解釋家戶住宅消費失衡或居住不滿意的來源，也有助於說明當家戶處於消費失衡狀態，或對現有住宅不滿意時之住宅調整選擇行為；第二是在住宅調整策略的選擇層面，基本上來說，上述兩種模型大都僅著重在家戶



圖一 家戶住宅消費調整及選擇行為架構示意圖

藉由遷移換屋來調整住宅消費的討論，而忽略了家戶可能藉由現宅改善的方式來調整住宅消費，此外家戶也可能因本身調整資源的限制（如經濟能力、住宅型態等），而暫時不採取任何調整行動。以下即以圖一為基礎，進一步詳細說明之。

（一）住宅消費與消費失衡

在說明家戶住宅消費之前，首先須說明住宅的特性。住宅是一具有多重屬性的商品，家戶對住宅之需求與選擇，即深受住宅屬性的影響。一般而言，住宅屬性大致可分成兩類（Shefer, 1986），第一類是描述住宅實質特徵的屬性，如住宅面積、房間數、室內設計、構造品質或屋齡等；第二類為鄰里環境特徵，如到工作或其他都市活動地點的可及性、安全性、衛生或社會、經濟文化等特徵。Tu and Goldfinch（1996）從空間及非空間觀點描述住宅屬性，其中空間特徵屬於較大範圍鄰里環境的描述（如寧適性、可及性等），非空間特徵則指住宅單元本身的描述（如房間數、屋齡等）。有些研究則將可及性獨立出來討論，如Clark and Onaka（1983）即將住宅屬性分成住宅單元特徵、鄰里環境特徵與可及性三類。

由於住宅屬性無法分割，家戶也無法單獨分開購買，因此當家戶i選擇購買了住宅j，事實上是同時消費了鄰里環境服務^{註3}（neighborhood services）與住宅單元服務（dwelling unit services）兩種。假設家戶是一個理性的決策者，會選擇一個使

註3. 包含至工作地點或其他都市活動地點的可及性在內。

其效用最大的住宅組合來滿足其住宅需求。若無外在因素衝擊家戶的住宅消費，且家戶的內在需求也沒有改變，則其住宅選擇將可維持長期均衡，而不會有調整住宅消費的意願。但這樣理想的狀態實際上卻很難存在，不論外在環境或家戶本身的需求都會隨著時間改變，這些都會衝擊家戶原有之住宅消費均衡。

導致家戶住宅消費失衡的原因很多，大致可歸納成兩大類，第一類是住宅的品質改變，可分成鄰里環境與住宅單元兩種服務的品質來說明。在鄰里環境服務品質方面，有可能因為土地使用等實質環境、或當地居民組成成份改變等，致使家戶對原有住宅之鄰里環境消費水準下降，而產生消費失衡的情況；住宅單元本身也可能因為自然折舊或天然災害等而導致品質下降，致引發家戶之消費失衡；第二類是家戶對住宅需求或偏好改變，主要源自於家戶社會經濟或人口組成特徵的變動，如所得提昇，可能會使得家戶對住宅單元本身（如面積）或鄰里環境（如公共設施或可及性等）服務品質的需求增加；或因家戶規模擴大，而需要更大的居住空間；也可能因為工作地點的改變，導致原有可及性降低，而產生住宅消費失衡的情況。

從以上說明可約略看出，不論是何種因素，大致是透過「住宅單元特徵」或「鄰里環境特徵」兩個管道來影響家戶之住宅消費失衡。更具體而言，若家戶是因為人口規模增加，需要更大的居住空間而產生住宅消費失衡時，很明顯此種之消費失衡是源自於住宅單元特徵（面積不足），而與鄰里環境特徵無關；但若家戶是因為工作地點改變，使得可及性降低而產生消費失衡時，由於可及性屬於鄰里環境的一部份，因此此種失衡是源自於鄰里環境特徵，而與住宅單元本身特徵無關。其它尚有許多導致家戶消費失衡的因素，都可藉由相同的概念加以推論分析。

綜合以上說明可知，將住宅依其特性分成住宅單元服務與鄰里環境服務兩種特徵，確有助於更深入觀察並瞭解家戶住宅消費失衡的來源，此外，更可進一步做為建構家戶住宅消費調整策略選擇模型的基礎。

（二）住宅消費失衡與居住不滿意

當家戶因各種原因導致住宅消費失衡時，會表現在對住宅的不滿意上，且可能會因為失衡來源的不同，而將不滿意表現在特定的住宅特徵上。例如，當家戶因需要更大的住宅空間而產生消費失衡時，可能會提高對現有住宅之居住空間的不滿意度，但對其他特徵可能仍維持滿意的水準；若是因為可及性或安全衛生問題，則可能提高對鄰里環境的不滿意度，但對住宅單元本身的各項特徵則可能仍維持滿意的水準。前述概念隱含家戶住宅消費失衡的程度，可藉由其主觀表達之不滿意加以衡量，如家戶之不滿意度愈高，可能表示家戶之住宅消費失衡情況愈嚴重，換言之，

家戶之期望住宅消費與實際住宅狀況的差距很大。

由Spear (1974) 所提出之居住不滿意 (residence dissatisfaction) 模型有類似上述的概念，該研究認為，每個家戶在特定居住地點的效用，會受到家戶特質、住宅特質及與當地社區的親近程度所限制，這些限制其實是反應在居住不滿意水準上，若家戶表現出不滿意的情形時將會考慮遷移，而當不滿意程度累積超過家戶所能忍受之門檻時，便會遷移。換言之，Spear主張居住不滿意才是影響遷移的直接因素。

綜合上述，居住不滿意可說是家戶住宅消費失衡時的主觀表達，依據前一節所述，家戶之住宅消費失衡主要源自於家戶特徵、住宅單元本身或鄰里環境特徵的品質改變，因此家戶之居住不滿意度應會同時受到這些因素的影響。

(三) 居住不滿意與住宅調整策略

當家戶因住宅消費失衡而產生居住不滿意時，必須採取相關策略來加以因應並改善，以擁屋者家戶而言，其可能採取的調整策略大致有三種：遷移換屋、現宅改善^{註4}或是暫時忍耐不採取任何行動^{註5}。前述三種住宅調整策略的本質有所差異，

註4. 本研究所稱之「現宅改善」係採較廣泛的定義，亦即從改善幅度較小或投入資金較少的管線、地板或牆壁裝修，至改善幅度較大或投入資金較多之增建、擴建或重新改建等都包含在內。雖前述改善項目的內涵及帶給家戶之效益會有所不同，但相同的是這些改善行為皆是在原居住之住宅單元或地點進行，並未改變鄰里環境的消費，因此本研究將其歸為同一類之調整方案，主要目的在與「遷移換屋」方案做對照，因為遷移換屋是家戶離開原來之住宅單元與居住地點，不論住宅單元服務或鄰里環境服務都同時改變了，與「現宅改善」之本質截然不同。

註5. 有關家戶之住宅調整策略除本研究所述之三種外，另一種常見的是「遷移且改良」的情況，文獻中也有針對此種行為進行研究的（如Seek, 1983；Littlewood and Munro, 1997）。但本研究認為，「遷移且改良」方案與本研究所定義之三種策略，在決策層次與影響因素方面基本上仍有所不同。更具體來說，當家戶對現有住宅不滿意時，如果藉由現宅改善便可滿足其需求，便不需要採取調整成本較高之遷移換屋方案，除非不滿意程度無法藉由現宅改善來滿足，或現有住宅無改善之可能性時才會考慮以遷移換屋來調整，但也可能因為住宅市場的供給或家戶之經濟能力等因素，必須暫時忍耐不採取行動，前述為家戶對現有住宅不滿意時首先會面臨的三種選擇。然就「遷移且改良」方案來說，前提是家戶已在前述三種策略中選擇了遷移換屋方案，才會面臨是否再就新購住宅進行改良的決策，在影響因素方面應是受到新購住宅單元特徵以及家戶特徵的影響較大，而與本研究所提之居住不滿意來源等因素較無關聯。綜合來說，「遷移且改良」方案與本研究所定義之三種方案的決策層次與影響因素有所差異，由於「遷移且改良」通常是伴隨遷移換屋才會發生，兩者應是一共同的決策（此亦為Littlewood et al.研究之主要論點），因此本研究將其納入遷移換屋方案中討論。

主要有二，第一是調整成本不同，一般來說，由於遷移換屋包含許多有形無形成本，包括搜尋成本、實際搬遷成本、稅捐、交易安全以及切斷與當地鄰里關係的成本等（薛立敏與曾喜鵬，2000），使得遷移換屋的成本相對較高。現宅改善除了實質改善成本外，亦包含了無形成本，例如在施工期間所造成的生活不便等（Seek, 1983）；第二是調整的效益不同，遷移換屋雖然成本較高，但因可同時改變鄰里環境與住宅單元服務的消費，兩者之品質可同時提昇；現宅改善雖成本較低，但因住宅之不可移動特性，僅能改善住宅內部的品質，無法改變對鄰里環境服務的消費，因此相對於遷移換屋來說，所能獲得之效益較低。

依據上述，當家戶對現有住宅不滿意時，便會依據其不滿意的來源與程度，加上調整之成本效益及本身所擁有之調整資源與限制等考量，在遷移換屋、現宅改善與不調整三個方案間，選擇一個最適的住宅調整策略。依據前述，家戶之居住不滿意來源可大致分成「鄰里環境特徵」與「住宅單元特徵」兩方面，當家戶之居住不滿意是來自於鄰里環境特徵時，由於住宅之不可移動特性，因此必須藉由遷移換屋才得以改善，雖然成本較高，但採取此種策略才能獲得效益；若家戶之居住不滿意是來自於住宅內部環境時，便可選擇以成本較低的策略，即將現宅做適度改善的方式來調整住宅需求，除非現宅改善仍無法滿足其住宅需求，或現宅無改善之機會，則可能再選擇成本較高之遷移換屋策略；此外，Seek（1983）指出，若採取上述兩種調整策略的成本大於效益，家戶也可能暫時忍耐不採取任何行動。

在調整資源的影響方面（如圖一中之虛線），重要者如家戶之經濟能力，經濟能力愈高者，愈有能力選擇成本較高之調整方案，以獲得較高之調整效益，因此選擇遷移換屋的可能性應會較高。在調整限制方面，如家戶必須進行如增建、擴建或改建等較大幅度之現宅改善措施時，則可能會受到現有住宅類型，或住宅所在區位特徵的影響；在住宅類型方面，如獨院式的住宅因為建築結構及產權較為單純，因此相較於公寓大廈或集合式住宅來說，採取現宅改善的可能性應會較高；在住宅之區位特徵方面，都市化程度較高地區，因人口與土地使用較為密集，所以即使是獨院式住宅，其可以利用來增擴建之空間也很有限，因此相對於都市化程度較低之地區來說，家戶選擇遷移換屋的可能性應較高。

（四）研究假說

綜合以上概念性架構的說明，本研究認為家戶住宅調整策略的選擇，會受到其居住不滿意來源及所擁有的調整資源所影響，並據此進一步提出五個假說如下，其中前兩個假說為檢測居住不滿意來源的影響，其餘三個為檢測調整資源的影響。

假說1-1：當家戶對住宅內部環境不滿意度提高時，選擇現宅改善的可能性較高。

假說1-2：當家戶對鄰里環境不滿意度提高時，選擇遷移換屋的可能性較高。

假說2-1：戶長所得愈高者，選擇遷移換屋的可能性愈高。

假說2-2：居住於獨院式住宅的家戶，選擇現宅改善的可能性會較高。

假說2-3：居住於都市化程度愈高地區者，選擇遷移換屋的可能性愈高。

三、實證研究設計

(一) 資料來源及樣本篩選

本研究利用主計處民國84年「人口及居住調查」之原始資料進行實證分析，該調查資料分成居住與人口兩個問項，其中居住問項共計調查21998個樣本家戶，主要內容包括下列項目^{註6}：(1) 居住狀況：包括居住處所用途、住宅類型、住宅所權來源、住宅完工年份、住宅面積、房間數、常住戶內人口數、是否與其他住戶合住以及有無自用汽車等；(2) 居住滿意度：包含五大類合計二十九個住宅特徵之滿意度問項，以及對整體居住環境的滿意度；(3) 未來三年的住宅調整計畫，包括四個選項：準備購買、準備自行興建、準備就現宅改善及無購建住宅計畫等；(4) 過去三年有無裝潢或修繕住宅。人口問項則是針對家戶中之所有成員進行調查，共計有92,399個觀察值，主要調查內容包括受訪者之性別、年齡、婚姻狀況、學歷、五年前居住地點以及平均每月經常性收入等。

該資料最大的優點在於詳細記錄了家戶對29個住宅特徵之滿意度，此外還包括家戶現有住宅之特徵、家戶之社會經濟與人口特徵，以及未來三年之住宅調整計畫等，適合本研究實證分析之用。

在樣本篩選方面，本研究以家戶為分析對象，並選取住宅用途屬於住家專用^{註7}（佔總樣本數之87.2%）以及現有住宅權屬為自有者（佔總樣本數之80.6%），再刪除部分資料不全的樣本後，實際供本研究分析之樣本數計15,625筆。

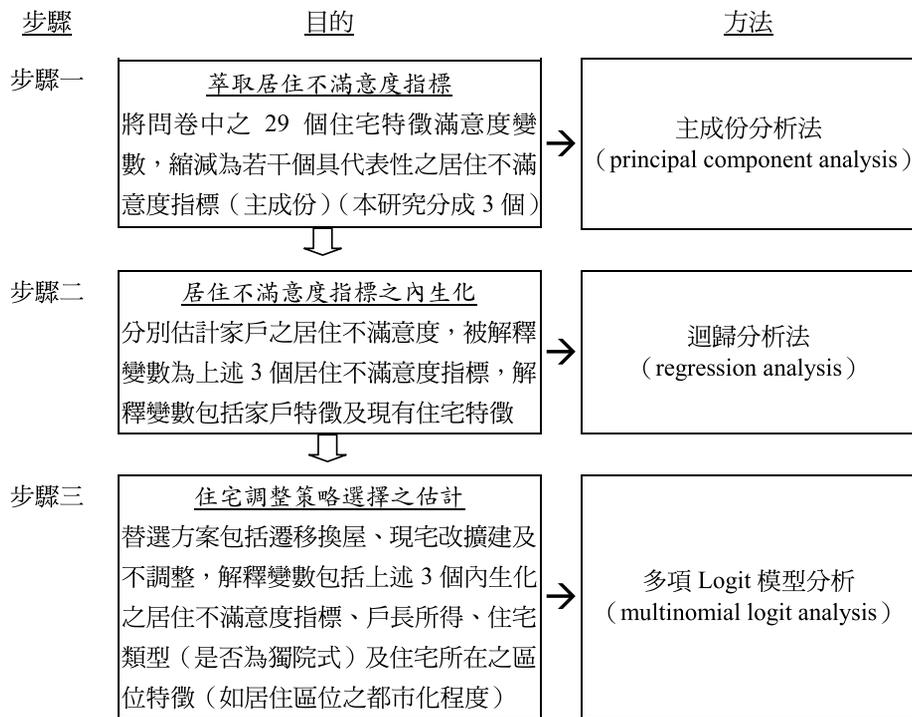
(二) 估計方法與程序

依據第二節所研擬之分析架構及資料特性，本研究在實證上共分成三個步驟

註6. 這些問卷項目皆由家庭主要負責人填寫。

註7. 其它住宅用途包括住家兼工業用、住家兼商業用、住家兼其它用以及專供工商用途興建之房屋或其他處所，合計佔總樣本數之12.8%。

(如圖二)，第一，利用主成份分析法 (principal component analysis, 簡稱PCA) 將家戶對問卷中29個住宅特徵滿意度之問項，縮減為若干個主要成份，並計算各主要成份之得點，以做為下一階段居住不滿意度估計之被解釋變數；第二，利用迴歸模型以最小平方法 (ols) 估計家戶之居住不滿意度，被解釋變數為第一階段利用PCA計算之主成份得點，解釋變數則包含家戶之社會經濟與人口特徵及現有住宅特徵；第三，利用多項Logit模型，估計家戶之住宅調整策略選擇，替選方案包括遷移換屋、現宅改善及不調整三項，解釋變數則包括利用迴歸模型估計所得之各項居住不滿意變數，以及家戶之經濟能力、現有住宅類型及住宅所在區位特徵。進一步說明如下。



圖二 估計方法與程序示意圖

1. 萃取居住不滿意度指標

本研究假設居住不滿意來源會影響家戶住宅調整策略之選擇，但因問卷中共列出了家戶對29個住宅特徵之滿意度問項^{註8}，若直接以這29個特徵做為解釋變數，會使得變數過多造成模式校估上的困擾，估計結果不僅難以解釋，也較無意義。

註8. 29個住宅特徵項目參見表三。滿意度則分成三個尺度，‘1’表示滿意，‘2’表示尚可，‘3’表示不滿意。

有鑑於此，本研究將問卷中之29個滿意度變數，利用PCA法萃取出若干個具有意義的主成份指標，並計算各主成份之得點^{註9}。至於應該選取多少個主成份，Hatcher (1994) 建議可依下列幾個原則，並配合研究需求加以判定，這些原則包括：(1) 特徵值，一般以特徵值大於1為原則 (eigenvalue-one)；(2) 因子之解釋變異量或累積解釋變異量，通常以累積解釋變異達70%為原則；(3) 主成份之可解釋性 (interpretability)，包括所萃取之指標是否包含三個及以上變數，以及指標是否具有意義等。

2. 居住不滿意度指標之內生化

第二個步驟是家戶居住不滿意度之估計，依據第二節之分析架構，本研究認為家戶之居住不滿意是其住宅消費失衡時的主觀表達，會因家戶特徵、現有住宅特徵以及評估標準的不同而有所差異，隱含居住不滿意是一個隨機的變數，應做內生化的處理。準此，本研究利用迴歸模型加以估計，被解釋變數為由上一階段利用PCA法計算而得之*i*個居住不滿意主成份得點 (F_i)，解釋變數包括家戶特徵 (Z')、現有住宅特徵 (X') 及戶長特徵 (H') 等三類。本研究設定之模式如下：

$$F_i = \alpha_i + \sum_j \beta_j Z'_j + \sum_k \gamma_k X'_k + \sum_l \phi_l H'_l \dots\dots\dots (1)$$

上式中之 α ， β ， γ ， ϕ 為待估計之參數。在家戶組成特徵方面，本研究共考慮了六種變數，包括戶長之性別 (SEX)、年齡 (AGE)、教育程度 (EDU1, EDU2, EDU3)、婚姻狀態 (MAR1, MAR2, MAR3)、所得 (INC1, INC2, INC3) 以及家庭人口數 (FMSZ) 等；在住宅特徵方面，本研究共考慮了五種變數，包括住宅面積 (SIZE)、房間數 (ROOM)、住宅類型 (TYEP)、屋齡 (DAGE1, DAGE2, DAGE3) 及區位特徵 (URBAN) 等。各項變數之定義詳表一所示。

3. 住宅調整策略之設定與估計

第三個步驟為家戶住宅調整策略選擇之估計，也是本研究最主要的部分。本研究是利用問卷中有關「未來三年是否有購建住宅計畫？」的四個問項，做為家戶住宅調整策略之替選方案，這四個問項包括：準備購買、準備自行興建、準備就現宅

註9. 問卷中有關住宅特徵滿意度之29問項，基本上已經明確區分了戶內環境與鄰里環境特徵，其中屬於戶內特徵者計有8個項目，屬於鄰里環境者則包括了21個項目，因此，一個較方便的做法是直接將變數先分成住宅內部及鄰里環境特徵兩大類，再將家戶對這些特徵的滿意度予以平均，再以平均滿意度分數做為估計家戶住宅調整策略選擇之解釋變數，然而這樣的作法可能太過於主觀，也忽略了各住宅特徵項目之重要性程度。而利用PCA法，除可保有原29個變數之特性及資訊外，也可藉由PCA法所計算出之主成份權重，將各項變數的重要性程度考量在內，相對較為客觀。

表一 實證變數定義

變數名稱	定 義
戶長及家戶特徵	
性別 (SEX)	若戶長為男性，則SEX=1，若為女性，則SEX=0
年齡 (AGE)	戶長之年齡 (歲)
家庭人口數 (FMSZ)	家中常住人口數 (人)
教育程度	
專科以上 (EDU1)	若教育程度在專科以上，則EDU1=1，否則EDU1=0
高中或高職 (EDU2)	若教育程度為高中或高職，則EDU2=1，否則EDU2=0
國中及以下 (EDU3)	若教育程度在國中以下，則EDU3=1，否則EDU3=0
婚姻狀態	
未婚 (MAR1)	若戶長未婚，則MAR1=1，否則MAR1=0
已婚 (MAR2)	若戶長已婚，則MAR2=1，否則MAR2=0
離婚或配偶死亡 (MAR3)	若戶長離婚或配偶死亡，則MAR3=1，否則MAR3=0
所得 (每月經常性收入)	
5萬元以上 (INC1)	若戶長所得在5萬元以上，則INC1=1，否則INC1=0
3~5萬元 (INC2)	若戶長所得在3~5萬元之間，則INC2=1，否則INC2=0
3萬元以下 (INC3)	若戶長所得在3萬元以下，則INC3=1，否則INC3=0
住宅單元特徵	
住宅面積 (SIZE)	現有住宅之樓地板面積 (坪) (不含庭園)
房間數 (ROOM)	現有住宅之房間數 (間) (不含廳、廚房、浴室及儲藏室)
住宅類型 (TYPE)	若為獨院式 (包含中國傳統獨院式，如三合院，或西式、日式之獨院式房屋)，則TYPE=1，否則 (包括公寓、大廈、雙拼或連棟等形式之房屋) TYPE=0
屋齡	
10年以內 (DAGE1)	若屋齡在10年以內，則DAGE1=1，否則DAGE1=0
11-24年 (DAGE2)	若屋齡在11-24年之間，則DAGE2=1，否則DAGE2=0
25年以上 (DAGE3)	若屋齡在25年以上，則DAGE3=1，否則DAGE3=0
住宅之區位特徵	
都市地區 (URBAN)	若居住於基隆市、台北市、新竹市、台中市、嘉義市、台南市或高雄市，則URBAN=1，否則URBAN=0

改善、以及沒有購建住宅計畫等四種。家戶選擇前述四個方案的行為本質不同，其中準備購買與自行興建兩種方案的行為較為類似，亦即表示家戶必須離開原來的居住地點，再以購屋或興建的方式來調整住宅消費，因此我們將這兩個方案合併，並將其定義為「遷移換屋」方案；準備就現宅改善或擴建，很明顯表示家戶並未有遷移行為，而是留在原來居住地點，並就其現有住宅加以改建或擴建，本研究將其定義為「現宅改善」方案；沒有購建住宅計畫的家戶，表示其未來三年並無購買、自行興建或就現宅予以改建的計畫，本研究將其定義為「不調整」方案。

依據上述說明，每個家戶皆有三個住宅調整的替選方案可供選擇，由於這三個替選方案皆為間斷的選擇，因此多項Logit模型便適合用來估計家戶之住宅調整策略的選擇行為。本研究設定之多項Logit模型如下：

$$\text{Prob}(\text{STG}=j) = \frac{e^{\beta_j \cdot \hat{F}_i + \gamma_j \cdot \text{TYPE} + \phi_j \cdot \text{URBAN} + \tau_j \cdot \text{INC}}}{\sum_{k=0,1,2} e^{\beta_k \cdot \hat{F}_i + \gamma_k \cdot \text{TYPE} + \phi_k \cdot \text{URBAN} + \tau_k \cdot \text{INC}}} \dots\dots\dots (2)$$

其中Prob (STG=j) 為家戶選擇第j個替選方案的機率，j=0, 1, 2，若家戶選擇現宅改善方案，則STG=0；若選擇遷移換屋，則STG=1；若選擇不調整，則STG=2（定義詳表一）； \hat{F}_i 為第i種內生化之居住不滿意度指標，TYPE、URBAN及INC分別代表住宅類型、住宅所在區位特徵及戶長所得； β ， γ ， ϕ ， τ 為衡量變數效果之參數。

多項Logit模型之估計方式，是選取替選方案中的任何一個做為對照方案來估計，估計之參數是衡量兩兩方案間之效用差，因此會估計得到替選方案數減1組參數。以本研究而言，由於共有三個替選方案，因此每個解釋變數將估計得到兩組參數。為能明確看出家戶選擇「遷移換屋」與「現宅改善」兩個方案的差異，本研究是以「現宅改善」為對照方案進行估計，實證模型如下兩式：

$$\ln\left(\frac{P_{\text{STG}=1}}{P_{\text{STG}=0}}\right) = \alpha_1 + \beta_1 \hat{F}_i + \gamma_1 \text{TYPE} + \phi_1 \text{URBAN} + \tau_1 \text{INC} \dots\dots\dots (3)$$

$$\ln\left(\frac{P_{\text{STG}=2}}{P_{\text{STG}=0}}\right) = \alpha_2 + \beta_2 \hat{F}_i + \gamma_2 \text{TYPE} + \phi_2 \text{URBAN} + \tau_2 \text{INC} \dots\dots\dots (4)$$

上兩式中之解釋變數分別代表家戶之居住不滿意來源 (\hat{F}_i)、現有住宅之類型 (TYPE) 與住宅所在之都市化程度 (URBAN)，用來衡量家戶住宅調整的限制、以及戶長所得 (INC)，用以衡量家戶之調整資源， β ， γ ， ϕ ， τ 則為待估計之參數^{註10}。

註10. 本研究是採用Limdep8.0/Nlogit3.0套裝軟體進行估計，該軟體是以最大概似法來校估參數。
117

四、實證結果分析

(一) 樣本特性

本研究將全體樣本依住宅調整方案分成三個次樣本，來比較選擇各方案之家戶及其現有住宅特徵之差異，結果如表二所示。首先在住宅調整方案的選擇方面，未來三年大多數的家戶都沒有調整住宅的計畫，比例將近81%，其次為遷移換屋者，約佔全體樣本之15%，準備就現宅改善的比例最低，約僅5%。經變異數分析（ANOVA）結果發現，選擇三個替選方案之家戶特徵及其所擁有之住宅特徵中，除了戶長性別外，其餘變數皆有顯著差異，茲進一步說明如下。

準備遷移換屋之家戶具有以下特性：戶長年齡最小、家戶人口數最多、教育程度為大專以上及高中職的比例最高、已婚者之比例最高、每月所得在5萬元以上之比例最高、現有住宅面積最小、住宅類型屬於公寓大廈或連棟雙拼的比例最高、以及居住於都市地區的比例最高等。準備就現宅改善的家戶特性如下：戶長年齡最大、教育程度在國中以下以及每月所得在3萬元以下之比例最高、房間數最少、住宅類型屬於獨院式之比例最高、屋齡在25年以上之比例最多、屋齡在10年以下的比例最少、以及居住在都市地區的比例最低等。至於沒有住宅調整計畫之家戶，則具有家庭人口數最少、現有住宅面積最大、房間數最多、屋齡在10年內的的比例最多、以及屋齡在25年以上的比例最少等特性。

從基本統計量的描述可以發現，準備遷移換屋及現宅改善的家戶應該是處於住宅消費失衡的狀態。就計畫遷移換屋之家戶來說，主要是由於居住空間不足（家中人口數較多、住宅面積較小）導致失衡，而由於戶長之經濟能力較佳（所得、教育程度較高），且年紀較輕，因此會選擇以遷移換屋來調整住宅消費。準備就現宅改善者，則是由於現有住宅之空間太小（房間數較少）且住宅品質較差（較為老舊）導致失衡，但由於經濟能力較差（所得、教育程度較低），加上戶長之年齡較大，遷移傾向較低，因此會選擇以現宅改善來調整住宅消費。而不調整住宅的家戶，由於家中人口數較少、居住空間較充足（房間數及面積較大）且住宅品質較佳（房屋較新），因此這類家戶之住宅消費應是處於一個相對較為均衡的狀態。

(二) 主成份分析結果

主成份分析結果如表三所示，本研究依據特徵值、解釋變異比例以及主成份之可解釋性等原則，並配合研究目的與需求，從29個住宅特徵項目中抽取三個主成

表二 基本統計量

變數	遷移換屋方案		現宅改善方案		不調整方案		差異性檢定	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	F值	P-value
SEX	0.8390	0.3676	0.8418	0.3652	0.8265	0.3787	1.505	0.222
AGE (歲)	46.8221	12.9254	52.2316	14.2163	49.4423	13.9960	52.912	0.000
FMSZ (人)	4.6876	1.9713	4.5297	2.2136	4.1911	1.9965	23.314	0.000
EDU1	0.2968	0.4570	0.1271	0.3333	0.1622	0.3687	128.826	0.000
EDU2	0.2384	0.4262	0.1949	0.3864	0.2032	0.4024	7.733	0.000
EDU3	0.4647	0.4989	0.6780	0.4676	0.6345	0.4816	127.444	0.000
MAR1	0.0394	0.1945	0.0523	0.2227	0.0612	0.2398	5.96	0.003
MAR2	0.8650	0.3418	0.8037	0.3975	0.8079	0.3939	11.104	0.000
MAR3	0.0956	0.2941	0.1441	0.3514	0.1308	0.3372	34.248	0.000
INC1	0.2328	0.4227	0.0777	0.2679	0.1118	0.3151	138.884	0.000
INC2	0.3198	0.4665	0.2556	0.4365	0.2687	0.4433	13.531	0.000
INC3	0.4474	0.4973	0.6667	0.4717	0.6195	0.4885	129.91	0.000
SIZE (坪)	34.7988	18.9352	35.000	27.1046	35.6913	21.3112	48.531	0.000
ROOM (間)	3.2389	1.0536	3.1469	1.2109	3.3215	1.1579	3.210	0.012
TYPE	0.2055	0.4042	0.4082	0.4918	0.2305	0.4212	65.907	0.000
DAGE1	0.1982	0.3987	0.0918	0.2890	0.2628	0.4402	69.914	0.000
DAGE2	0.6019	0.4896	0.4449	0.4973	0.5593	0.4965	27.364	0.000
DAGE3	0.1999	0.4000	0.4633	0.4990	0.1779	0.3824	178.866	0.000
URBAN	0.3583	0.4796	0.2119	0.4089	0.2723	0.4452	44.938	0.000
樣本數 (%)	2311 (14.79)		708 (4.53)		12606 (80.68)		15625 (100.00)	

註：差異性檢定係指三個替選方案中各變數的均數差異性檢定。

份指標，累積解釋變異比例約為59%^{註11}。

第一個主成份包括居住空間、通風情形、採光日照、隱私情況、房屋隔音、排

註11. 一般而言，主成份個數之選取首先是看特徵值大於1的變數個數，再看其累積解釋變異比例是否大於70%，依此原則，本研究應可選取五個主成份，累積解釋變異比例也提高到將近70%。但如此做法會使第四、五個主成份皆僅包含兩個變數，而其主成份之意義也難以解釋。基於本研究主要目的在探討不同之居住不滿意度來源對家戶住宅調整策略選擇的影響，選取三個主成份不僅可解釋性最高，也涵蓋了一般家戶對住宅需求的主要面向，為達成本研究目的較適當之主成份數目。

表三 居住不滿意度主成份分析結果

特徵變數	FACTOR1	FACTOR2	FACTOR3
戶內環境			
居住空間	75*	6	9
通風情形	81*	3	4
採光日照	78*	1	4
隱私情況	74*	7	13
房屋隔音	65*	3	29
排水系統	61*	13	22
漏水情形	46*	12	17
龜裂損害	43*	12	21
居家安全			
附近常發生交通事故	6	4	58*
遭到偷竊搶劫	6	-1	54*
鄰里守望相助	21	2	55*
住商混雜	10	-9	65*
環境衛生			
空氣污染	15	-2	71*
噪音干擾	13	-8	74*
交通便利			
對外交通	13	76*	-2
買菜購物	7	83*	-4
醫療院所	8	83*	-3
國中國小幼稚園托兒所	6	81*	-2
郵局或金融機構	3	83*	-7
休閒及運動設施			
視野景觀	34	10	45*
社區美化建設	29	25	46*
圖書館或文藝設施	11	51*	22
特徵值	5.3153	3.5034	1.8912
累積解釋變異量 (%)	34.16	50.09	58.68
主成份命名	住宅內部品質	居住便利性	居住安全衛生與美觀

註 1：表中所列數字為轉軸後 (rotated) 之主成份負荷 (loading)，數值皆經乘以100，並四捨五入；主成份負荷原始值超過0.4者皆以“*”表示。

2：在原來29個住宅特徵變數中，其中排水不良積水淹水、有招致火災的顧慮、環境衛生、垃圾清運、飲用水質、公園綠地及運動場所等七個變數，因其轉軸後之主成份負荷在三個主成份因子中皆未達0.4，因此依Hatcher (1994) 之建議不予考慮。

水系統、漏水情形及龜裂損害等八個變數，這些變數都屬於住宅內部特徵，因此本研究將其命名為「住宅內部品質」。第二個主成份包括六個變數，其中五個屬於至工作或其他都市活動地點之交通可及性變數，即對外交通、買菜購物、醫療院所、國小國中幼稚園托兒所、郵局或金融機構，其轉軸後主成份負荷皆在0.76以上，一個是屬於休閒運動設施（圖書館或文藝設施）變數，轉軸後之主成份負荷為0.51，較前五個變數為低，很明顯該主成份主要是與生活方便性的變數有關，因此本研究其命名為「居住便利性」。第三個主成份包括8個變數，即附近常發生交通事故、遭到偷竊搶劫、鄰里守望相助、住商混雜、空氣污染、噪音污染、視野景觀及社區美化建設等，本研究將第三個主成份命名為「居住安全衛生與美觀」。

表四 多項Logit模型之估計結果（以「現宅改善」為對照方案）

解釋變數	遷移換屋方案			不調整方案		
	估計係數	Odds-ratio	p-value	估計係數	Odds-ratio	p-value
CONT.	0.9993*	2.7164	0.0000	3.3118*	27.4345	0.0000
\hat{F}_1	-0.4967*	0.6085	0.0021	-1.5437*	0.2136	0.0000
\hat{F}_2	3.8568*	47.3137	0.0000	2.5097*	12.3012	0.0002
\hat{F}_3	3.2132*	24.8585	0.0000	0.8003*	2.2262	0.0350
TYPE	-1.1114*	0.3291	0.0001	-1.9071*	0.1485	0.0000
URBAN	0.9366*	2.5513	0.0000	0.8191*	2.2685	0.0000
INC1	1.0174*	2.7660	0.0000	-0.0737	-	0.7212
INC2	0.4495*	1.5675	0.0006	-0.0732	-	0.5301
Log Likelihood				-8850.317		
Chi-squared (p-value)				927.2574* (0.0000)		

註1： \hat{F}_1 、 \hat{F}_2 及 \hat{F}_3 分別為FACTOR1、FACTOR2及FACTOR3之估計值，分別代表家戶對住宅內部品質、居住便利性及居住安全衛生與美觀之不滿意度。

2：“*”表示在5%及以上的顯著水準下顯著。

3：“-”表示變數不顯著，因此未計算其Odds Ratio。

（三）住宅調整策略之估計結果

家戶住宅調整策略選擇之多項Logit模型估計結果如表四示，如前所述，為能明確比較家戶選擇「遷移換屋」及「現宅改善」方案的差異性，因此模式是以「現宅改善」為對照方案進行估計，估計係數之解釋是相對於「現宅改善」方案而言。此外，我們也在表中列出解釋變數之倍賭比（odds-ratio）^{註12}，以本研究而言，倍

註12. Odds-ratio = e^β ， β 為各估計之參數。

賭比表示在其他條件不變的情況下，當解釋變數增加一單位時，選擇「遷移換屋」或「不調整」相對於「現宅改善」的機率（即倍賭）將增加之倍數。當倍賭比大於1時，表示事件發生（以本研究而言為遷移換屋或不調整）的可能性會增加，相反的，當倍賭比小於1時，表示事件發生的可能性會降低（Liao, 1994）。整體而言，模式的估計結果頗為理想， χ^2 值為927.26，在1%的顯著水準及自由度為14的情況下，解釋變數具聯合顯著性。以下分別說明各解釋變數之估計結果。

在住宅內部品質（ \hat{F}_1 ）方面，該變數在「遷移換屋」與「不調整」的模式中皆顯著，且係數符號皆為負向，倍賭比分別為0.6085及0.2136，顯示在其他條件不變的情況下，當家戶對住宅內部品質的不滿意度增加時，選擇「遷移換屋」相對於「現宅改善」的機率會降低，減少的幅度約39%；選擇「不調整」相對於「現宅改善」的機率也會降低，降低的幅度更高達79%。綜合該變數之結果顯示，在其他條件不變下，當家戶對住宅內部品質之不滿意度增加時，會以「現宅改善」的方式來調整住宅消費的可能性較「遷移換屋」或「不調整」來的高，假說1-1獲得驗證。

在居住便利性（ \hat{F}_2 ）方面，該變數在「遷移換屋」方案的模式中顯著，係數符號為正向，倍賭比為47.31，顯示在其他條件不變下，當家戶對居住便利性之不滿意度增加時，選擇「遷移換屋」相對於「現宅改善」的機率會大幅增加，約為原來的47.31倍；該變數在「不調整」方案的模式中亦顯著，係數符號亦為正向，倍賭比為12.30，顯示在其他條件不變下，當家戶對居住便利性之不滿意度提高時，選擇「不調整」相對於「現宅改善」的機率會增加。綜合該變數之估計結果來看，當家戶對於居住便利性之不滿意度增加時，選擇「遷移換屋」或「不調整」的可能性皆較「現宅改善」來得高，顯然是由於「現宅改善」無法改善便利性的問題，因此家戶寧可選擇忍耐，也不會以「現宅改善」來調整。假說1-2獲得驗證。

在居住安全衛生與美觀品質（ \hat{F}_3 ）方面，該變數在「遷移換屋」與「不調整」的模式中皆顯著，倍賭比分別為24.86及2.23，顯示在其他條件不變下，當家戶對於居住安全衛生之不滿意度提高時，選擇「遷移換屋」或「不調整」的機率相對於「現宅改善」的機率皆會增加。由於居住安全衛生與環境品質也是屬於鄰里環境的一部份，因此該變數之估計結果與 \hat{F}_2 之估計結果類似，假說1-2再次獲得驗證。

在所得（INC1, INC2）方面，代表家戶之住宅調整能力，本研究預期所得愈高者，愈有能力以「遷移換屋」的方式來調整住宅消費，因此選擇「遷移換屋」的可能性會愈高。估計結果顯示，在其他條件不變下，代表較高所得之兩個所得虛擬變數在「遷移換屋」方案的模式中皆顯著，倍賭比分別為2.766及1.5675，顯示在其他條件不變下，戶長所得愈高者，選擇「遷移換屋」來調整住宅的可能性較高，假說

2-1獲得驗證。但該二變數在不調整方案的模式中都不顯著。

住宅類型（TYPE）代表家戶所擁有之調整資源（或限制），本研究預期居住於獨院式住宅的家戶，相較於公寓大廈來說，基於住宅結構、產權或鄰里關係等考量，選擇「現宅改善」的可能性應較高。估計結果顯示，該變數在「遷移換屋」與「不調整」兩個方案模式中皆顯著，倍賭比分別為0.3291及0.1485，顯示居住於獨院式住宅的家戶，選擇「遷移換屋」或「不調整」相對於「現宅改善」的機率較低，換言之，選擇「現宅改善」的可能性較高。假說2-2獲得驗證。

就住宅所在之區位（URBAN）來說，本研究依家戶住宅所在地區，將其分成位於都市化程度較高或較低兩個地區加以比較，本研究預期居住於都市化程度較高地區之家戶，因都市地區之人口與居住密度較高，即使是獨院住宅，可供增擴建之空間亦不足夠，因此相對於都市化程度較低之地區來說，家戶選擇以「遷移換屋」的方式來調整住宅的可能性較高。估計結果顯示，該變數在「遷移換屋」與「不調整」兩個方案模式中皆顯著，倍賭比分別為2.5513及2.2685，顯示在其他條件不變下，居住於都市化程度較高地區之家戶，選擇以「遷移換屋」來調整住宅的可能性較「現宅改善」高，假說2-3獲得驗證。但可能由於家戶之現有住宅無改善的空間，或現宅改善仍無法滿足其需求，所以選擇「不調整」的可能性較「現宅改善」為高。

五、結 語

當家戶對其現有住宅不滿意時，便會產生調整住宅消費的意願，通常會以遷移換屋或就現宅改善的方式來加以調整，但也可能因為調整的成本大於效益，或住宅市場狀況等因素，而暫時忍耐不採取行動。過去研究尚未見將家戶遷移換屋、現宅改善與不調整三者結合討論者；此外，過去研究大都以家戶或住宅特徵直接做為家戶住宅調整選擇的解釋變數，較少以居住不滿意的觀點來分析家戶的住宅調整選擇行為。

本研究從居住不滿意度觀點，將家戶遷移換屋、現宅改善與不調整等三個可能之調整選擇行為加以結合，建構了一個家戶住宅消費調整選擇的概念性模型，在模型中，詳細說明了家戶從住宅消費失衡到住宅消費調整的整個過程；並藉此建立了五個假說，利用主計處民國84年「人口及居住調查」之原始資料，以多項Logit模型進行實證分析，分析方法與結果皆較過去更為全面，為本研究最主要貢獻。

主要研究發現如下：（1）當家戶對居住之便利性或安全衛生與美觀等鄰里環

境之不滿意度增加時，較傾向以「遷移換屋」的方式來調整住宅消費，但因「現宅改善」無法改變鄰里環特徵，因此選擇「不調整」的可能性也較「現宅改善」高；（2）當家戶對住宅內部品質之不滿意度增加時，選擇「現宅改善」之可能性較「遷移換屋」或「不調整」來得高；（3）居住在都市化程度較高地區、戶長所得較高以及現有住宅類型屬於公寓大廈或連棟雙拼者，選擇「遷移換屋」的可能性較高。

本研究依據概念性模型所建構的五個假說，雖然皆可由主計處84年的「人口及居住調查」資料獲得驗證，但仍有兩點必須加以說明。首先是有關實證資料的部份，綜觀國內有關住宅調查資料（如戶口及住宅普查、住宅狀況調查等），皆未能同時提供住戶對各項住宅特徵的滿意度、住宅調整計畫、住宅特徵及家戶特徵等資料，僅「人口及居住調查」同時提供了本研究實證所需資料。「人口及居住調查」是「戶口及住宅普查」的中間年抽樣調查，目前最新的調查年份即為84年，為本研究之限制之一。其次是有關結果的應用方面，家戶在選擇住宅消費調整策略時，除了本研究所提出之因素外，仍會受到住宅市場狀況（如景氣、價格、供給數量等）的影響，然而由於本研究採個體橫斷面資料進行分析，總體住宅市場的狀況無法納入討論。換言之，本研究的估計是在84年當期的住宅市場狀況下的結果，後續研究者若能取得更新的調查資料，或改以總體時間序列資料進行分析，可將市場變數納入討論，結果將更完善。

參考文獻

- 陳淑美、張金鵬（2004），〈三代同堂家庭遷移決策之研究〉，《人文及社會科學集刊》，第16卷，第2期，頁325-349。
- 靳燕玲（2003），〈購屋遷移計畫中的裝修需求調查〉，《2004年中華民國住宅學會第十三屆年會學術研討會論文集》，中華民國住宅學會，頁447-453。
- 薛立敏、曾喜鵬（2000），〈台灣各都市內部遷移率與住宅市場關係之實證研究〉，《住宅學報》，第9卷，第2期，頁79-97。
- Baker, K. and B. Kaul（2002），“Using Multiperiod Variables in the Analysis of Home Improvement Decisions by Homeowners,” *Real Estate Economics*, 30（4）：551-566.
- Brown, D. L. and E. G. Moore（1970），“The Intraurban Migration Process: A

- Perspective,” *Geografiska Annaler*, 52: 1-13.
- Brummell, A. C. (1979) , “A Model of Intraurban Mobility,” *Economic Geography*, 55:338-352.
- Clark, W. A. V. and J. L. Onaka (1983) , “Life Cycle and Housing Adjustment as Explanations of Residential Mobility,” *Urban Studies*, 20: 47-57.
- Hacher, L. (1994) , *A Step-by-Step Approach to Using the SAS System for Factor Analysis and Structural Equation Modeling*, Cary, NC: SAS Institute.
- Hanushek, E. A. and J. M. Quigley (1978) , “An Explicit Model of Intra-Metropolitan Mobility,” *Land Economics*, 54 (4) : 411-429.
- Liao, F. T. (1994) , *Interpreting Probability Models: Logit, Probit and other Generalized Linear Models*, London: SAGE Publications.
- Littlewood, A. and M. Munoz (1997) , “Moving and Improving: Strategies for Attaining Housing Equilibrium,” *Urban Studies*, 34 (11) : 1771-1787.
- Rossi, P. H. (1955) , *Why Families Move: A Study in the Social Psychology of Urban Residential Mobility*, Glencoe, Illinois: the Free Press.
- Seek, N. H. (1983) , “Adjusting Housing Consumption: Improve or Move,” *Urban Studies*, 20: 455-469.
- Shefer, D. (1986) , “Utility Changes in Housing and Neighborhood Services for Household Moving into and Out of Distressed Neighborhoods,” *Journal of Urban Economics*, 19: 107-124.
- Speare, A. Jr. (1974) , “Residential Satisfaction as an Intervening Variable in Residential Mobility,” *Demography*, 11: 173-188.
- Tu, Y. and J. Goldfinch (1996) , “A Two-stage Housing Choice Forecasting Model,” *Urban Studies*, 33 (3) : 517-537.
- Weinberg, D. H., J. Friedman, and S. K. Mayo (1981) , “Intraurban Residential Mobility: The Role of Transactions Costs, Market Imperfections, and Household Disequilibrium,” *Journal of Urban Economics*, 9: 332-348.
- Wolpert, J. (1965) , “Behavioral Aspects of the Decision to Migrate,” *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, 15: 159-169.
- Wolpert, J. (1966) , “Migration as an Adjustment to Environmental Stress,” *Journal of Social Issues*, 22: 91-102.

