

已購屋者及購屋搜尋者之購屋需求決策比較分析 - 兼論顯示性偏好及敘述性偏好之差異

朱芳妮¹ 張金鶚² 陳淑美³

論文投稿日期：96年10月18日
第一次修正日期：97年04月07日
第二次修正日期：97年05月30日
論文接受日期：97年09月17日

摘 要

有鑑於過去因供過於求的房地產市場失衡狀態所帶來的長期不景氣，家戶的購屋決策行為是市場需求面分析的重要課題之一。本研究之主要目的係比較已購屋者與購屋搜尋者在購屋決策與意向上的異同。實證結果顯示，台北縣市已購屋者與購屋搜尋者雖然有相同的決策模式，但購屋影響因素與決策過程不盡相同。因此不論是使用已購屋者或購屋搜尋者的資料來推估及預測市場需求，在前者資料僅能反映過去的市場需求以及後者資料沒有進行內、外在影響因素的調整與修正等情況下，均將產生預測上的偏誤。由此可知，未來若可透過兩種資料偏好的結合以及對於外在環境因素的情境模擬預測，應可建立較客觀的購屋需求預測模型，以提供有益資訊給房地產業者及購屋者參考。

關鍵詞：購屋決策模式、巢式羅吉特模式、顯示性偏好、敘述性偏好

-
1. 政治大學地政學系博士生。E-Mail：monicaju@alumni.nccu.edu.tw。
 2. 政治大學地政學系教授。E-Mail：jachang@nccu.edu.tw。
 3. 崑山科技大學不動產經營系教授。E-Mail：mayc2110@mail.ksu.edu.tw。

Comparative Analysis of the Housing Purchase Decision-Making Processes of Home- Buyers and Potential Home- Buyers: The Difference Between Revealed Preference and Stated Preference

Fang-Ni Chu, Chin-Oh Chang

*Department of Land Economics, National Chengchi University
Taipei, Taiwan 11605*

Shu-Mei Chen

*Department of Real Estate Management, Kun Shan University
Tainan, Taiwan 71003*

ABSTRACT

As housing oversupply can cause a slump in real estate markets, housing purchase behavior is a main topic in housing demand research. This study uses data for home- buyers and potential home- buyers in the same period to analyze housing purchase decision-making models, and compare similarities and dissimilarities between them. Empirical results demonstrate that although decision-making patterns of these two groups are the same, the impacts of explanatory factors differ, and do their decision-making processes. Regardless of which data set is used to forecast housing purchase behavior and market demand, the prediction will be biased because data for home- buyers only covers the past market demand and the data for potential home- buyers merely covers behavior patterns without adjustments or amendments for the influence of internal and external factors. Consequently, by combining the housing purchase preferences of these two groups and considering the influence of external factors for scenario simulations and forecasting analyses, an objective housing purchase forecasting model can be constructed. This model will be a reference for real estate developers, home- buyers and potential home- buyers.

Keywords: Housing purchase decision-making model, Nested logit model, Revealed reference, Stated preference

一、前言

房地產市場供需失衡是造成房地產景氣由繁榮轉向衰退的主要原因之一，而導致供需失衡的其中一項因素，則與房地產業者的市場分析方法有關。國內房地產業者於投資前所進行的市

場分析工作較偏向供給導向型態(張金鶚, 2003), 對於市場需求的質與量無法確實掌握, 造成供過於求、供不應求或投資失敗的情況, 甚至在惡性循環下導致市場景氣巨幅波動。因此, 家戶的購屋需求決策行為成爲當前重要的研究課題。

國內外關於購屋需求的相關文獻, 通常探討住宅與家戶屬性對於購屋行為的影響, 或者考慮租買選擇、遷移、通貨膨脹、賦稅、所得等與住宅需求的關係; 雖然可藉由已購屋者個體的真實選擇行為反推其偏好, 但透過分析已購屋者的購屋選擇行為預測未來市場需求情形, 可能會有預測錯誤的問題產生。原因可能與已購屋者的購屋選擇行為在調查前早已實現, 其分析結果難以反映現階段的家戶購屋行為及特性有關; 此外, 在不同時點實現的購屋決策易受決策當時外在環境因素的影響而變動, 故即使是現階段調查的已購屋者資料, 且控制其各項社經條件與購屋搜尋者相同, 也會因與購屋搜尋者實際決策時點不同, 無法預估未來新市場需求, 亦即當現有市場改變時, 過去的選擇行為模式, 就不適宜做爲未來行為模式的指標。

雖然目前有針對購屋搜尋者的需求意向進行研究的相關文獻, 也有部分房地產業者會針對購屋搜尋者進行市場調查, 但關於購屋搜尋者於未來購屋時所實現的決策行為, 是否與調查當時一致, 則較少深入探討。若直接調查市場上正在搜尋購屋資訊的購屋搜尋者, 以其調查時的購屋選擇意向爲基礎來分析影響其決策的因素, 進而預測其購屋選擇機率, 同樣會有問題產生。由於購屋搜尋者受訪時所陳述之購屋意向具有敘述性偏好的特質, 將影響模式之效度, 且應用其模式進行預測時將容易導致外部效度的驗證問題; 此外, 在預測分析時必需假設其行為意向與真實行為間存在高度相關, 然而在現實環境下, 該假設仍將造成預測結果的偏誤或扭曲。再者, 自調查到實際購屋的期間, 購屋搜尋者可能受外在環境、外界資訊或不確定性因素的干擾, 使其原本的期望購屋需求與未來實際購屋選擇有所差異, 雖然家戶可透過事先規劃的方式使未來事件的不確定性獲得某種程度上的控制, 但無法掌握的部分所造成的預測誤差仍無法完全避免。上述因素將使得調查所得的期望購屋選擇與其未來實際購屋選擇未必相互一致。

過去相關文獻的調查對象多爲已購屋者, 亦有部分關於購屋搜尋者在搜尋行為方面的研究, 但尚未有文獻同時針對兩者進行比較分析以掌握未來市場需求更豐富的資訊。本研究之主要目的係探討已購屋者及購屋搜尋者不同的購屋偏好特性是否會使各自的購屋決策行為產生差異, 以了解使用已購屋者或購屋搜尋者資料進行未來市場需求預測時所可能產生的問題。本文的架構共分爲五大部分。除第一部分的前言之外, 第二部分爲文獻回顧, 包括相關文獻研究成果; 第三部分爲研究設計, 包括變數與決策架構的設定以及模型測試; 第四部分爲購屋選擇模式分析, 比較已購屋者及購屋搜尋者在實際購屋決策與購屋選擇意向上的異同; 最後爲本文的結論與建議。

二、文獻回顧

國內、外有關家戶購屋決策行為理論的研究, 幾乎均以家戶的效用最大化爲基礎, 研究資

料通常會使用過去住宅普查資料，或針對已經購屋的民眾進行問卷調查，有些更會進一步配合總體社經資料(如通貨膨脹、賦稅、地方財政、公共支出)；就分析方法而言，通常採用複迴歸模型、多項或巢式羅吉特模型進行分析，或是在傳統不連續選擇理論的Logit 模式中結合模糊語意尺度法；探討的課題則包括房屋特性、住宅區位與鄰里環境與家戶屬性對購屋行為的影響，或者同時考慮租買選擇(住宅權屬)、遷移(區位選擇、遷移成本)等與住宅需求的關係，而這些因素往往相互影響或同時被決定(謝文盛、林素菁，2000；陳彥仲，1997；陳彥仲、吳京玲，1998；薛立敏等人，2002；Li, 1977；陳淑美、張金鶚，2002；連經宇，2002；連經宇、陳彥仲，2005)。

此外，亦有部分文獻針對購屋搜尋者正在進行的購屋搜尋行為或已經購屋者先前的購屋搜尋行為進行分析，探討租屋經驗、購屋經驗、購屋動機及有無透過仲介搜尋與搜尋期間的關係，以及影響搜尋努力程度的重要因素(周美伶，2005；周美伶、張金鶚，2005；McCarthy, 1982；Hempel and Jain, 1978)。由此可知，使用已經購屋民眾的調查資料進行分析，可觀察並歸納出購屋需求的現象與影響因素，但若欲進一步推導未來市場需求，使供給面可推出更為適當且適量的產品，僅憑對於過去購屋行為的分析將產生時間落差、環境變遷等問題；然而，若針對購屋搜尋者的購屋意向進行研究，仍可能因資料分析的侷限而無法有效預測其未來實際購屋決策。因此，本研究認為兩種購屋偏好有加以整合、深入探討之必要。

過去研究以購屋者的靜態的內在購屋偏好預測住宅市場需求時，可能產生一些問題。除了家庭結構或所得水準等內在影響因素的動態變化之外，外在環境影響因素諸如總體經濟或房地產景氣等大環境的變化等，在資料調查當時均屬於未來可能發生的隨機事件，具有高度的不確定性，可能使得家戶透過改變其事先規劃的住宅消費、佔有狀態及遷移來對此衝擊作出反應(Goodman, 1995; Goodman and Wassmer, 1992)，因此考量這些未來隨機事件的不確定性及風險(例如所得風險、貸款風險、住宅價格不確定等)(Haurin, 1991; Engelhardt, 1994)對於購屋決策的影響是相當重要的。由此可知，住宅選擇的實證研究應納入可以衡量隨機事件的非預期組成要素，單憑家戶調查時點所獲得的資訊進行未來市場需求預測是相當不足的。

國外關於消費者偏好特性的研究，主要係從「顯示性偏好(revealed preference, RP)」與「敘述性偏好(stated preference, SP)」兩種方法加以探討。對於已經購屋者的調查資料所呈現的即為顯示性偏好，而對於正在購屋搜尋者的調查結果則為敘述性偏好。過去許多研究僅使用集合的顯示性偏好資料來針對內部家戶的決策進行分析，只能觀察到家戶消費的結果，而決策個體的偏好無法被了解。透過結合家戶個體成員的敘述性偏好資訊(例如意向和滿意度)以及家戶實際決策的顯示性偏好資訊，可以評估於協議過程後的家戶行為以及影響協議力量的因素(Dosman and Adamowicz, 2006)。Verhoef and Franses (2003) 透過結合顯示性偏好及敘述性偏好資料來預測消費者行為，即未來的敘述性偏好，進行三個案例的研究；然而其實證結果指出，將敘述性偏好資料加入顯示性偏好資料來進行未來消費者行為的預測，並未產生較佳的預測結果。儘管顯示性偏好及敘述性偏好法應用於家戶購屋決策行為的研究是否可獲得預期成果仍未有定論，若僅分析其中一種購屋偏好，則可能無法全然反應市場需求狀況，甚至在預測未來購

屋決策行為時產生偏誤，因此本研究認為仍有探討的必要性。

綜合上述，過去基於新效用理論分析購屋決策模式的研究方式，在人類通常僅具有有限理性的現實下，將產生分析上的盲點；而且某些特殊情況的發生，如有搬遷急迫性，會使家戶所為的實際住宅選擇決策無法符合其內心效用極大化的目標；此外，過去相關研究多以住戶普查資料分析，部分則以購屋搜尋者的資料分析，但就預測未來市場需求的層面而言，由於無法反映內在偏好的改變或外在環境因素變化的影響，兩種資料均有其不足之處，此為預測分析時所應考量的要素。因此，本文的研究主題為探討已購屋者及購屋搜尋者分別基於調查時的購屋意向與實際購屋偏好所呈現的決策過程是否有所差異；然而受限於資料型態的限制，本文僅能考量靜態的內在影響因素。

就本文的理論基礎及分析方法而言，由於已購屋者係依據呈現的顯示性偏好做出效用極大化的選擇，而購屋搜尋者則是根據敘述性偏好做出效用極大化的選擇，兩者分別代表客觀與主觀偏好，均適用間斷性選擇模型加以分析。因此，本文主要依據新效用理論(Lancaster, 1966)與不連續選擇理論，探討各個房屋屬性對於購屋者所產生的效用以及對於購屋決策的影響，並測試本文資料是否符合在現實上很難成立的「不相干替選方案獨立性(IIA)」的假設前提，來決定後續適合採用「多項羅吉特模式(multinomial logit model)」(McFadden, 1973)或允許方案之間存在共變異性的「巢式羅吉特模式(nested logit model)」進行統計分析⁴。

三、研究設計

承文獻回顧所探討的議題，本研究為分析已購屋者及購屋搜尋者是否因不同偏好特質而使其決策過程有所差異，因此針對分析所需變數的採用原因、設定與配置，模型結構及效用函數的設定，以及模型測試結果，於此處進行討論及處理。

(一)資料處理與變數設定

1.資料來源

本文使用的問卷資料來源為行政院經建會、內政部建築研究所、財團法人台灣不動產資訊

4. 除了McFadden(1978)提出的巢式羅吉特模式外，學者又陸續提出許多改良巢式架構的羅吉特選擇模式，嘗試放寬一些限制條件，使模式更能反應出消費者的實際選擇行為，例如「一般化巢式羅吉特模式(generalized nested logit, GNL)」、「交叉巢式羅機模式(cross-nested logit, CNL)」、「成對組合羅吉特(paired combinatorial logit, PCL)模式」等；然而，假設條件越鬆通常就越難校估，因此通常應針對問題特性及研究所需，慎選適合的模式來應用。雖然在各種架構的巢式羅吉特模式中，以GNL相較於其他模式可提供最豐富的資訊，但若欲於本論文中加以採用，則會面臨一些問題，首先，GNL的模式結構相當複雜，當替選方案數增加時，參數數目會隨著替選方案數目呈指數成長；此外，校估GNL全部巢的參數及起始點的訂定相當困難。因此，本文乃決定以巢式羅吉特模式進行模式測試。

中心與政大台灣房地產研究中心所共同研究調查公布的「台灣購屋需求動向季報」⁵。本研究使用調查期間為2002年第3季至2004年第1季的已在市場上購屋且向銀行貸款的「已購屋者」及仍在市場上透過仲介進行購屋搜尋的「購屋搜尋者」兩類調查對象的資料，並將研究地區設定為台北都會區，篩選出已購屋者購屋後居住區位及購屋搜尋者第一優先居住區位在「台北都會區」(台北縣、市)，且已購買或期望購買「公寓或大廈」產品類型的資料。已購屋者篩選後的資料總筆數為1,913筆，購屋搜尋者為1,941筆⁶，資料中主要屬性的平均數、標準差及樣本分配情況之比較如表一所示。

2. 依變數設定

本文所定義的購屋決策，係指購買某一住宅區位及某種住宅產品類型的聯合性決策，決策程序可能為同時性或程序性(條件性)；住宅區位及住宅產品類型為購屋決策替選方案的組合元素。首先將購屋決策替選方案(依變數)設定為住宅區位及產品類型的選擇。將台北都會區可以分成都會中心、都會近郊及都會郊區三種區位類別⁷；房屋類型則探討住宅產品類型，包括公寓與電梯大樓。由三種住宅區位及兩種住宅產品類型，可以組成六種購屋組合為家戶選擇的替選方案⁸，如表二所示。本文將以「都會郊區大廈」作為基準組。

5. 該季報係為內政部建築研究所、台灣不動產資訊中心及政大台灣房地產研究中心，自2002年第二季開始對台灣地區民眾所進行的季調查；委託單位於2004年改為行政院經建會，至2008年則改為內政部營建署。目前參與調查之單位尚包括本國銀行、仲介公司以及提供租屋資訊服務的崔媽媽基金會；調查對象為已購屋者(以銀行核准辦理購屋貸款的新貸款戶為主)、購屋搜尋者(指到仲介公司各分店尋找房屋的「帶看」或「上店」之顧客)以及租屋搜尋者(針對崔媽媽基金會所提供的租屋服務，有意願租屋但尚未租屋者)。
6. 關於本文的研究限制，主要包括：1. 受到資料型態的限制，無法分析心理因素對購屋選擇行為的影響，亦無法考量外在環境因素的影響而建立預測模型。2. 本文排除住宅市場類型(如預售屋、新成屋、中古屋)的分析，主要是因為住宅市場類型間涉及存量與流量關係，其適合分析的模型所需使用的資料型態與本文使用的資料型態不相符合。3. 由於中、南部縣市的資料較為不足，研究範圍僅為台北縣市；而台北縣市透天/別墅的樣本比例明顯偏少，故無法予以討論。
7. 金家禾(1999)依據群落分析結果，將「台北都會區」界定為都會中心、中心都市之其他地區、衛星市鎮及都會郊區四區，本文則將中間二區合併成都會近郊。有學者認為，應以Alonso之等價圈理論來進行區位劃分，重點應在地租，距離才是被決定的。然而大台北地區的地租或地價，不容易取得真實數值，若以政府單位公佈的公告地價來替代，也會有偏離市價的情形，僅能透過一些調整方法來逼近市價。本研究則以群落分析方法為基礎來劃分區位，且住宅單價為都會中心高於近郊，再高於郊區，頗符合地租多寡與距離市中心遠近的變動關係。
8. 購屋決策要素相當多，舉凡購屋類型、面積、價位、區位、格局等均屬之。就經濟意涵而言，本文為了釐清各項產品屬性和購屋者屬性與購屋決策要素間的關係，遂將決策要素聚焦於購屋區位及房屋類型，並避免研究主題過於發散。此外，若再增加購屋決策的組成要素可能會產生統計上的問題，因為在本文同時考量購屋者屬性及其方案屬性的情況下，所需估計的係數將會隨著方案組合成倍數增加，可能會超過系統所能估計的係數個數上限，造成模型結果無法分析。

表一 已購屋者與購屋搜尋者樣本敘述統計

屬性類型與項目		已購屋者		購屋搜尋者		兩樣本檢定
連續性屬性		平均數	標準差	平均數	標準差	t值
購屋者年齡		36.824	7.343	37.279	8.575	-1.77 *
購屋搜尋月數		4.574	4.099	3.751	3.960	6.34 ***
購屋搜尋件數		8.169	8.575	13.156	13.819	-13.48 ***
類別性屬性		筆數	百分比	筆數	百分比	χ^2 值
權狀(希望購屋)總面積	小於20坪	106	5.54	60	3.09	33.39 ***
	20~40坪	1378	72.03	1545	79.60	
	大於40坪	429	22.43	336	17.31	
成交(希望購屋)單價	15萬以下	916	47.88	870	44.82	8.79 **
	15~30萬	901	47.10	934	48.12	
	大於30萬	96	5.02	137	7.06	
平均家庭月收入	小於3萬	36	1.88	101	5.20	31.74 ***
	3~12萬	1590	83.12	1577	81.25	
	12萬以上	287	15.00	263	13.55	
購屋前(目前)房屋權屬	租屋	511	26.71	633	32.61	16.29 ***
	父母子女所有	644	33.66	589	30.35	
	自有(含配偶)	758	39.62	719	37.04	
購屋目的	自住	1682	87.92	1629	83.93	12.73 ***
	投資	231	12.08	312	16.07	
購屋前(目前)居住區位	都會中心	334	17.46	432	22.26	22.70 ***
	都會近郊	1303	68.11	1213	62.49	
	都會郊區	235	12.28	272	14.01	
	非台北都會區	41	2.14	24	1.24	
總筆數		1913		1941	

註：1. 「*」表示在10%之顯著水準下顯著；「**」表示在5%之顯著水準下顯著；「***」表示在1%之顯著水準下顯著。該符號於本文代表意義均同。

2. 卡方(χ^2)檢定為齊一性檢定。虛無假設：已購屋者與購屋搜尋者的類別屬性無差異。

3. t 檢定虛無假設：兩樣本相同連續性屬性的平均值相同。

4. 由於購屋搜尋者的希望購屋總面積與單價係以級距選項方式調查，為進行已購屋者與購屋搜尋者樣本檢定，故表中將已購屋者的連續性數值予以轉換。

表二 住宅區位與住宅產品分類說明

住宅區位	都會中心：台北市松山、信義、大安、中山、中正、大同與萬華等七區 都會近郊：台北市文山、南港、內湖、士林與北投等五區；台北縣板橋、三重、中和、永和、新莊、新店、土城、蘆洲 都會郊區：北縣其餘鄉鎮市
住宅產品	公寓：5樓以下建物；大廈：6樓以上建物
購屋組合	都會中心公寓、都會中心大廈；都會近郊公寓、都會近郊大廈； 都會郊區公寓、都會郊區大廈

3. 解釋變數設定

影響家戶選擇住宅類型的相關研究，主要在探討家戶或住宅的屬性與住宅類型選擇間的關係。就國內、外文獻而言，研究家戶住宅決策的文獻，通常採用的解釋變數，可歸納成幾種類型的屬性，包括戶長性別、年齡、教育程度、家庭(可支配)所得、財務狀況、家庭人口數(18

歲以下小孩數目)、家庭種族、購屋負擔能力、家庭生命週期類型、工作通勤地點、是否選擇優惠貸款等「家戶屬性」,住屋型態、住宅品質指數、房間數、屋齡、房屋面積等「房屋屬性」,居住品質、鄰居品質指數等「住宅區位及鄰里屬性」,購屋搜尋時間、購屋搜尋技能及效率等「購屋搜尋特性」(陳淑美、張金鶚,1998,2002;陳彥仲,1997;陳彥仲等人,2004;林祖嘉,1990;Quigley,1985;Zimmermann and Geistfeld,1984)。

進一步而言,影響居住區位選擇之因素,則可歸納為接近地方性公共設施、房屋本身的物理性(例如住宅狀態與住所品質)、交通設施的可及性、住屋的規模與環境(例如附近有無公共污染、地段增值潛力、區域住宅價格)、治安情形與醫療水準、地方淨所得水準、工商業發展、社會地位、地方財政分配、公共支出、居住空間及生活品質需求、對地區歷史與文化的既定看法等項目(楊龍士、江宛瑛,1993;劉小蘭、劉念華,1995;薛立敏等人,2002;連經宇、陳彥仲,1999;陳彥仲、吳京玲,1998;Hoang and Wakely,2000;Berger and Blomquist,1992)。

此外,與「選擇者購屋搜尋特性」有關的因素,包括購屋時間、購屋件數、搜尋動機、決策環境、搜尋管道及產品表現等(周美伶,2005;周美伶、張金鶚,2005;McCarthy,1982;Hempel and Jain,1978)。特別的是,家戶的購屋負擔能力是影響其購屋決策的因素,而住宅面積、居住區位與住宅權屬等影響家庭住宅費用的因素(林元興、陳錦賜,2000)亦會進而影響家戶的購屋負擔能力,兩者似乎具有互為因果的關係,應視研究課題決定其適當的位置。

表三 模型解釋變數說明

解釋變數名稱	單位	衡量定義
權狀(期望購屋)總面積	坪	已購屋者—原始值,連續變數 購屋搜尋者—面積級距取組中點或推估值改成連續變數
成交(期望購屋)單價	萬元	單價=成交總價/權狀(期望購屋)總面積;連續變數 已購屋者—成交單價;購屋搜尋者—期望購屋單價 成交總價—已購屋者:原始值,連續變數;購屋搜尋者:期望購屋總面積;總價級距取組中點或推估值改成連續變數
平均家庭月收入	萬元	所得級距取組中點或推估值改成連續變數
購屋者年齡	歲	原始值;連續性變數
購屋目的	等級	程度等級式的連續變數— 1.純粹自住;2.偏向自住;3.偏向投資;4.純粹投資
購屋搜尋月數	月	原始值;連續性變數;已購屋者—自開始找屋至購屋時花費的總月數;購屋搜尋者—自開始找屋至受訪時花費的總月數
購屋搜尋件數	件	原始值;連續性變數;已購屋者—自開始找屋至購屋時的總看屋件數;購屋搜尋者—自開始找屋至受訪時的總看屋件數
購屋前(目前)居住區位	等級	程度等級式的連續變數— 1.非台北都會區,2.都會郊區,3.都會近郊,4.都會中心 已購屋者—購屋前居住區位;購屋搜尋者—目前居住區位
購屋前(目前)房屋權屬	虛擬變數	$HR1=1$ 、 $HR2=0$:租屋; $HR2=1$ 、 $HR1=0$:父母子女所有; $HR1=0$ 、 $HR2=0$:自有(配偶所有)(基準組) 已購屋者—購屋前房屋權屬;購屋搜尋者—目前房屋權屬

註:1.表中解釋變數將透過模型測試出最佳變數配適方法,並避免同時納入相關性較高的變數。

2.已購屋者為購屋後之調查,因此表中調查項目為確實的數值;購屋搜尋者為購屋前之調查,所以部份數據為受訪者預估可能發生或期望發生的數值。

本研究依據上述文獻回顧及研究資料的調查項目，將可能影響家戶購屋選擇的因素予以擷取，包括：(1)「產品屬性」：房屋總面積、單價；(2)「選擇者社經特性」：平均家庭月收入、購屋者年齡、購屋前(目前)房屋權屬、購屋前(目前)居住區位、購屋目的；(3)「選擇者購屋搜尋的特性」：購屋搜尋月數及件數等⁹。將解釋變數依據研究需求予以重新分類或為適當的變數型式轉換，如表三所示；此外，本研究購屋搜尋者資料中會考量幾個關於其購屋態度或意見等變數，以了解這些「較弱勢(軟性)屬性(soft attributes)」如何影響購屋選擇決策¹⁰。

表四 已購屋者與購屋搜尋者解釋變數敘述統計

屬性類型與項目		已購屋者		購屋搜尋者		兩樣本檢定
		平均數	標準差	平均數	標準差	t值
連續性屬性						
(期望)購屋總面積		35.318	14.371	33.676	9.320	4.20 ***
(期望)購屋單價		17.000	7.697	18.401	9.579	-5.01 ***
平均家庭月收入		8.377	3.753	7.897	3.776	3.96 ***
購屋者年齡		36.824	7.343	37.279	8.575	-1.77 *
購屋目的		1.465	0.769	1.608	0.887	-5.36 ***
購屋搜尋月數		4.574	4.099	3.751	3.960	6.34 ***
購屋搜尋件數		8.169	8.575	13.156	13.819	-13.48 ***
購屋前(目前)居住區位		3.009	0.619	3.058	0.640	-2.41 **
類別性屬性		筆數	百分比	筆數	百分比	χ^2 值
購屋前(目前) 房屋權屬	租屋	511	26.71	633	32.61	16.29 ***
	父母子女所有	644	33.66	589	30.35	
	自有(含配偶)	758	39.62	719	37.04	
總筆數		1913		1941	

註：1.「*」表示在10%之顯著水準下顯著；「**」表示在5%之顯著水準下顯著；「***」表示在1%之顯著水準下顯著。該符號於本文代表意義均同。

2.卡方(χ^2)檢定為齊性檢定。虛無假設：已購屋者與購屋搜尋者的類別屬性無差異。

3.t檢定虛無假設：兩樣本相同連續性屬性的平均值相同。

由表四的解釋變數敘述統計，可知在已購屋者與購屋搜尋者資料中，各屬性的平均數、標準差或樣本分配情況。其中，已購屋者的平均購屋總面積(35.32坪)較購屋搜尋者的平均期望總面積(33.68坪)高；然而就平均(期望)購屋單價而言，購屋搜尋者(18.4萬元)略高於已購屋者(17萬元)。已購屋者家庭平均月收入(8.38萬元)略高於購屋搜尋者(7.90萬元)；購屋搜尋者年齡略高於已購屋者。此外，購屋搜尋者的購屋目的相較於已購屋者更偏向投資。已購屋者搜尋時間(4.57個月)較購屋搜尋者(3.75個月)長，但搜尋件數較少。購屋前或目前居住區位多集中在都會

9. 受限於資料調查時的限制，本文採用的變數並無(目前)購屋前的房屋屬性資料，使得下巢層並無產品方案屬性，因此本文轉而強調購屋者屬性的影響，使效用函數包括選擇者屬性及方案屬性，而非一般常用的條件式羅吉特模型。

10. Ashok *et al.*(2002)研究表示，在許多案例中，預期一個特定替選方案的選擇可能受到「非與產品相關的屬性(non-product-related attributes)」所影響是合理的；例如，雖然「潛在的態度(attitudes)」及「看法(perceptions)」這兩種因素，並非一般在進行方案選擇分析時，最常用以解釋的變數(解釋或界定替選方案的屬性)；但在某些情況下，這兩種因素的功能與其他通常使用的變數是相同的。

近郊(平均值略高於3)。購屋搜尋者目前的住宅權屬為租屋者的比例亦較已購屋者購屋前的權屬為租屋者的比例為高。由 t 檢定結果可知已購屋者及購屋搜尋者相同的連續性屬性之平均值是顯著不同的,而齊一性(卡方)檢定結果顯示兩者相同的類別性屬性亦有顯著不同,表示兩群購屋者的特性有所差異,在無法確知母體的情況下,以個別建立模型分析較為適宜。

表五的檢定結果顯示,已購屋者及購屋搜尋者的各項屬性,僅購屋搜尋者的購屋搜尋月數在各方案組合間無顯著差異,其餘變數均有顯著差異或與方案有顯著關係。因此,這些變數均可納入後續模型中加以測試。

表五 已購屋者與購屋搜尋者樣本與方案檢定

變數	檢定值	方案組合檢定	
		已購屋者	購屋搜尋者
(期望)購屋總面積	10.99	***	43.25 ***
(期望)購屋單價	153.01	***	129.69 ***
平均家庭月收入	22.05	***	25.29 ***
購屋者年齡	4.48	***	5.31 ***
購屋目的	3.66	***	7.85 ***
購屋搜尋月數	4.93	***	0.42
購屋搜尋件數	6.32	***	2.23 **
購屋前(目前)居住區位	150.15	***	477.22 ***
購屋前(目前)房屋權屬	33.04	***	29.50 ***

註：1.表中數據除了屬於類別性變數的購屋前(目前)房屋權屬為卡方檢定統計量之外,其餘連續性變數均為單因子變異數分析的F檢定統計量。

2.F檢定虛無假設：樣本連續性屬性在方案組合間的平均值相同；卡方檢定虛無假設：樣本類別性屬性與方案組合無關。

(二)模型架構、效用函數設定與模型測試

本研究將已購屋者及購屋搜尋者可能的決策架構分為三種：(1)住宅區位及產品類型的決定無程序性關係的同時性選擇(多項羅吉特模式)；(2)在先選擇區位的條件下再選擇產品類型的程序性選擇(巢式羅吉特模式A)；(3)在先選擇產品類型的條件下再選擇區位的程序性選擇(巢式羅吉特模式B)。本研究先將上述多項羅吉特與巢式羅吉特模型進行測試,以獲得購屋者的決策模式,並決定一個較適合分析購屋行為的模型。

由於在現實決策環境中,家戶面對某一組選擇方案時,不僅受到該組方案特性的影響,家戶本身的屬性特徵對於方案選擇應有所影響,亦即所有決策均同時取決於個別選擇所具有的特性及決策者的特性,因此本文使用的多項羅吉特及巢式羅吉特皆採混合式而非條件式羅吉特模型,效用函數中同時包括選擇者屬性及方案屬性。至於模型校估方法,本研究將採用「充分資訊最大似校估法(full information maximum likelihood method, FIML)」。傳統經濟學中的效用理論強調消費者行為取決於效用極大化的概念,為了展現此種消費者特性,本研究採用「效用極

大化巢式羅吉特模式(utility maximizing nested logit, UMNL)」進行估計¹¹，此外，本研究針對隨機效用極大化巢式羅吉特模式在本研究的適用性進行分析，模型測試結果顯示，隨機效用極大化巢式羅吉特模型的分析效果最佳¹²，故採用之；該模式除了限制包容值係數相等，亦加入隨機效用限制式，以建立效用函數中的隨機項(Greene, 2002c)，使模式符合隨機效用極大化的假設要件，相較效用極大化巢式羅吉特模式似乎更符合McFadden等學者所討論的隨機效用理論。

關於在隨機效用極大化巢式羅吉特模型中的解釋變數，本文將影響區位巢層中各區位類型被選擇機率的因素，分為區位方案屬性及選擇者屬性。前者係以購屋者的平均(期望)購屋面積及平均(期望)購屋單價兩種區位類型屬性反應文獻中的住屋規模及區域住宅價格；後者則採用(目前)購屋前居住區位變數，主要是因為家戶成員對於鄰里環境有著情感依附，且對於地區有熟悉感、習慣性、安全感及社會牽絆等，(本次)前次居住時間愈長，愈可能於(往後)本次購屋時選擇鄰近區位，因此(目前)購屋前居住區位可能是影響此次購屋區位選擇的因素之一，亦屬於文獻中關於地區歷史及文化情感或者對地區生活品質需求的因素。

就影響產品巢層中各房屋類型被選擇機率的因素而言，則包含數項選擇者屬性：¹³購屋年齡、購屋動機、(目前)購屋前房屋權屬、家庭平均月收入等家戶屬性，以及購屋搜尋月數及件數等購屋者搜尋特性；變數的設定均有相關文獻可供支持。購屋權屬雖然較常見於租買選擇分析，本文則是著重在購屋權屬對於已購屋和即將購屋者的購屋決策影響，故亦採用之；至於探討購屋動機的文獻雖然較少，但可預期投資和自住動機對於購屋方案特質應會呈現不同偏好，因此將該變數納入模型中；就購屋搜尋月數及件數等購屋者搜尋特性而言，本文預期搜尋時間愈長或搜尋件數愈多，將使購屋者所掌握的資訊更為充足，有助於需求者進行理性的購屋決策；亦即，已購屋者所反映的顯示性偏好將更為接近其理想(理性)住宅產品需求，而購屋搜尋

11. Koppelman and Wen(1998)研究指出，由於UMNL模式以效用理論為基礎、具有直觀可解釋的彈性關係、可清楚地解釋不同替選方案的效用函數參數等優點，一般學者較常採用。此外，由Wen and Koppelman(2001)的研究可知，一般化巢式羅吉特模式的結構相當複雜，且校估時易產生問題，故本文將不予採用。

12. 關於「多項羅吉特模型獨立於無關替選方案(property of independence from irrelevant alternatives, IIA)」(Kmenta,1986)的假設檢定，本文使用Hausman and McFadden(1984)提出的「HM檢定(Hausman and McFadden test)」；並將該檢定無法執行的模型，依據Greene(2002c)的建議視為接受虛無假設。檢定結果發現已購屋者模型是否符合IIA假設較不明確，而購屋搜尋者模型則明顯不符合IIA的假設。因HM檢定無法執行的模型眾多，加上檢定結果成立與不成立的比例接近，故多項式及巢式羅吉特模型均繼續測試。針對「多項羅吉特模式」、「效用極大化巢式羅吉特模式」及「隨機效用極大化巢式羅吉特模式(random utility maximizing nested logit, RUMNL)」三種模式以及三種決策架構進行校估，得知已購屋者及潛在購屋者不論是UMNL或RUMNL模式，在三種決策結構的比較下，均為模式A的模型配適度為最高且包容值係數完全符合介於0到1之間且顯著異於0及1的三項要求；接著比較UMNL與RUMNL模式，可發現已購屋者及潛在購屋者在模式A的決策架構下，RUMNL模式的模型配適度均高於UMNL模式，故後續採用RUMNL模式進行分析。

13. 本文受限於樣本資料，並無可明顯區別產品類型及方案組合的屬性，此為研究限制之一。

者所呈現的敘述性偏好將更接近其未來真實決策情形，使得追求住宅效用的作為將更為明顯。

透過模型校估與檢定，得出已購屋者及購屋搜尋者兩者的購屋選擇程序，均為先自住宅區位巢層的都會中心、近郊及郊區等替選區位中選擇一個購屋替選方案的組合元素，再從該區位所包含的二個相關的住宅類型(公寓及大廈)中選擇其認為效用最大的購屋選方案的組合元素，由此二個組合元素構成其購屋方案的選擇(巢式羅吉特模式A)。該上、下巢層的配置，不僅與基於經濟概念的預期相符，且均已通過模型在統計上的條件要求。

四、購屋選擇模型之分析

(一)已購屋者與購屋搜尋者選擇購屋方案之影響因素分析

已購屋者及購屋搜尋者的巢式羅吉特模型的估計結果如表六及表七所示。已購屋者與購屋搜尋者模型的 χ^2 檢定值於1%的顯著水準下均為顯著；兩者的模型配適度，即 ρ^2 值，分別為0.325與0.343，均大於0.2，顯示所測定的模式與資料間具有相當高的配合度¹⁴；包容值係數 δ 分別為0.277與0.354，介在0和1之間，且t檢定結果皆顯著異於0及1，表示包容值通過要求，該模型不會退化成多項羅吉特模型。

影響購屋方案被選擇機率的各項因素¹⁵可分析比較如下：

1.選擇住宅區位類型階段之影響因素

已購屋者及購屋搜尋者購屋前(目前)的居住區位愈靠近市中心區者，相較於都會郊區，選擇價格水準偏高的都會中心或近郊住宅的機率均較高。過去研究指出，住宅價格與遷移地點的決策成反向關係(Berger and Blomquist, 1992; Potepan, 1994)；然而，購屋前已經居住於較高價位的住宅區位者，表示家戶擁有較高的住宅消費能力，購屋時選擇市中心區位的機率較高。此

14. 當迴歸模型中的解釋變數與誤差項之間具有相關性，或解釋變數與被解釋變數之間具有「反饋關係(feedback)」，或稱「雙向因果關係(two-way causality)」時，則可能產生內生性問題。本文實證模型中的權狀總面積及成交總價(解釋變數)與區位及類型間(被解釋變數的方案元素)確實可能存在雙向因果關係。一般在間斷選擇模式中處理內生性的方法，包括「固定效果法」及「控制函數法」兩種，但若欲直接應用於巢式羅吉特模式，在處理技術上實相當複雜。由於本文已購屋者及購屋搜尋者的隨機效用極大化巢式羅吉特模式的 ρ^2 均大於0.2，即模型配適度相當良好，誤差很小，使得解釋變數與誤差項間的相關性變小，亦使內生性偏誤隨之變小，故假設該偏誤的影響性可被忽略。

15. 關於巢式羅吉特模型中解釋變數間的相關性問題，由於Limdep的Nlogit套裝軟體在估計巢式羅吉特模型的程序中並未提供測試多元共線性的相關指標，故此處以SAS軟體加以檢測。王濟川、郭志剛(2003)認為，由於探討多元共線性問題時僅關心解釋變數間的關係，因此通常用以檢測多元共線性問題的容忍度指標之估計與模型中被解釋變數的函數型式無關，所以診斷Logistic迴歸模型的多元共線性問題時，可透過執行相同被解釋變數及解釋變數設定的線性迴歸來取得容忍度指標。本文據此概念，針對已購屋者及購屋搜尋者模型進行多元共線性檢測，所有解釋變數的容忍度均大於0.4，顯示在各解釋變數之間沒有嚴重的多元共線性。

外，家戶區位選擇為「住宅、運具擁有與使用何種運具去工作」的聯合決策行為(Lerman, 1977)，亦即區位選擇與工作通勤成本有密切關聯性；購屋前(目前)居住區位愈接近都會中心者，原本即已接近中心商業區域，能夠節省往返工作地點與住家間的交通成本，因此可能基於工作通勤成本的考量，而會繼續選擇都會中心或近郊區位的住宅。此外，對於原本居住環境的慣性及依賴性，亦可能是影響因素之一。

已購屋者及購屋搜尋者在區位選擇的過程中，當所需(期望)住宅總面積愈大時，家戶愈不會選擇接近都會中心的區位。一般而言，坪數對於家戶的效用具有正面影響，但過去研究的實證結果顯示，坪數的係數值在年輕或單身家戶，以及低所得家戶的選擇模型中顯著為負(陳彥仲等人，2004)，這些族群在所得的限制下，家戶期望的住宅面積較大，住宅消費金額較高，可能需要轉向郊區購屋以滿足其需求，為此處實證結果可能的原因之一；此外，住宅面積愈大，家庭的住宅負擔愈重，當此負擔已加重到使家戶的購屋效用減少時，進而會降低購屋機率(林元興、陳錦賜，2000)，亦與本文研究結果相符。

相關文獻指出，住宅每坪單價對於家戶的效用有負面影響，當某區位住宅市場的價格或租金愈高時，會使遷移者遷入該住宅市場的機率降低(段良雄、張淳智，1992；陳彥仲等人，2004；薛立敏等人，2002)。本研究的實證結果顯示，當成交(期望購屋)單價愈高時，愈接近都會中心區位的住宅被選擇的機率會因而降低，與上述文獻的研究結果相符¹⁶。

2. 選擇住宅產品類型階段之影響因素

於已購屋者模型中，購屋目的對於購屋產品類型的選擇沒有顯著影響。在購屋搜尋者模型中，當購屋目的愈傾向投資時，相較於都會郊區大廈，選擇都會中心及近郊公寓的機率分別為其 $1.21(e^{0.190})$ 及 $1.20(e^{0.184})$ 倍¹⁷，即機率會高出20.93%及20.20%；而選擇都會中心及近郊大廈的機率分別為其0.85及0.84倍，即機率會少14.53%及15.80%。一般而言，都會中心與郊區均各有其投資面的優勢，例如愈接近都會中心的區位，房價水準相對愈高，房屋價值抗跌性愈強，公共設施及行政商業中心的可及性愈高，有利於直接投資或日後轉手；而都會郊區則是房價增值空間較大，若房市景氣熱絡，或有重大公共建設興建時，則投資於郊區將可賺取較大利差。購屋搜尋者投資動機愈強，愈會傾向購買接近郊區區位的大廈產品，或傾向購買接近都會中心區位的公寓產品，也許與其長期租屋或短期轉手獲利等不同投資需求有關，確實原因仍需更豐富

16. 此處對於單價變數的處理及解釋，係基於「間斷選擇模式(discrete choice model)」中方案屬性變數的概念及設定。方案屬性變數的設定係假設家戶面對某一組選擇方案時，僅受到該組方案特性的影響，而不受家戶自身特性的影響，即每一組選擇對於個人效用的影響均相同，則所有決策都僅取決於個別選擇所具有的特性，而與決策者的特性無關。單價於文中設定為方案屬性變數，所反映者為各區位方案的特性，即近似於區域房價水準的概念，而非選擇者個別的屬性；惟本文所界定的三大區位的房價水準難以估算，因此以各區位的成交單價或預期購屋單價的平均值做為區域房價水準的替代變數。

17. 「對數發生比」即模型解釋變數的估計參數，可分析解釋變數對於方案被選擇機率的影響方向。「相對發生比」為某方案與基準組(都會郊區大廈)的相對發生比，令對數發生比為 β ，則該值等於 e^β ，可分析解釋變數對於方案被選擇機率的影響程度。

的資訊來進行深入分析。

當平均家庭月收入愈高時，相對於都會郊區大廈，已購屋者及購屋搜尋者選擇都會中心及近郊大廈產品的機率較高，但選擇都會近郊公寓(後者尚含都會郊區公寓)的機率較低；顯示收入愈高的購屋者，同樣購買大廈產品，會偏好選擇接近市中心的區位，且偏好購買郊區的大廈產品勝於接近市中心的公寓產品。過去實證研究發現，當剩餘所得增加時，家戶對於較高品質住宅的偏好意願與競價能力會因此而提升(陳彥仲等人，2004)。本研究的實證結果，與上述研究結果相符。

表六 已購屋者之隨機效用極大化巢式羅吉特模式估計結果

上巢層：購屋區位						
屬性/變數		都會中心		都會近郊		
選擇者	購屋前居住區位	0.846 **	(2.333)	0.327 **	(2.301)	
區位	購屋總面積	-0.01421 **	(-2.119)			
	購屋單價	-0.02899 **	(-2.237)			
下巢層：住宅產品類型						
屬性/變數		都會中心 公寓	都會中心 大廈	都會近郊 公寓	都會近郊 大廈	都會郊區 公寓
方案特定常數		-3.856 *** (-3.416)	-3.228 ** (-2.465)	-1.403 *** (-3.138)	-1.396 *** (-3.574)	-2.344 *** (-3.632)
選擇者	購屋目的	-0.003 (-0.029)	0.071 (1.101)	0.007 (0.102)	-0.030 (-0.614)	-0.094 (-0.514)
	平均家庭月收入	-0.006 (-0.212)	0.054 *** (2.818)	-0.034 ** (-2.116)	0.041 *** (3.107)	0.014 (0.336)
	購屋者年齡	0.011 (0.750)	0.009 (1.125)	0.010 (1.359)	0.010 ** (1.960)	0.037 *** (2.597)
	購屋搜尋月數	0.015 (0.908)	-0.008 (-0.770)	-0.021 (-1.529)	0.004 (0.441)	-0.134 ** (-2.318)
	購屋搜尋件數	0.001 (0.090)	0.010 (1.079)	0.013 (1.230)	0.009 (1.012)	-0.025 (-0.775)
	購屋前居住權屬：租屋	0.155 (0.541)	0.034 (0.259)	0.162 (1.291)	0.095 (0.938)	0.745 ** (2.411)
	購屋前居住權屬：父母子女所有	0.563 *** (2.643)	-0.166 (-1.368)	-0.134 (-1.145)	0.127 (1.458)	0.104 (0.314)
模型基本統計檢定值						
LL(β)		-2313.567				
LL(c)		-3427.636				
ρ^2		0.32503				
$\chi^2_{(45)}$		2228.138 ***				
δ (第二階)		0.27742				
δ 檢定	$H_0: \delta$ 等於0	t = 2.335 ** → 拒絕 H_0 ，參數值顯著異於0				
	$H_0: \delta$ 等於1	t = -6.083 *** → 拒絕 H_0 ，參數值顯著異於1				

註：1. 括弧()內為t值。LL(β)為對數概似函數值，LL(c)為僅含常數項的對數概似函數值，模型配適度 $\rho^2 = 1 - [LL(\beta)/LL(c)]$ 。 δ 為包容值(IV)參數。

2. 若IV(inclusive value)係數 δ 介0和1之間，表示此模型不能滿足IIA性質，但仍可滿足隨機效用模型所要求的性質，亦即巢氏羅吉特較為適合；當IV係數 $\delta = 0$ ，表示巢內的選擇會完全替代，IIA獨立性假設不成立，可使用巢氏Logit模型；若 $\delta = 1$ ，則巢氏Logit模型會退化成多項Logit模型。

購屋者年齡因素僅於已購屋者模型中有顯著的影響。當已購屋者年齡愈大時，相較於都會郊區大廈產品，價格水準較高的都會近郊大廈產品以及同樣位於都會郊區的公寓產品被選擇的機率會相對較高，而前者似與過去研究發現戶長年齡對於家戶競價的影響顯著為負(陳彥仲等人，2004)的情況有所不同，此可能與年長者較偏好特定區位的生活環境有關。

表七 購屋搜尋者之隨機效用極大化巢式羅吉特模式估計結果

上巢層：購屋區位						
屬性/變數		都會中心		都會近郊		
選擇者	目前居住區位	1.824**	(2.262)	0.911**	(2.253)	
	期望購屋總面積	-0.031 **	(-2.194)			
區位	期望購屋單價	-0.012 *	(-1.888)			
下巢層：住宅產品類型						
方案		都會中心公寓	都會中心大廈	都會近郊公寓	都會近郊大廈	都會郊區公寓
方案特定常數		-5.223 ** (-2.332)	-5.347 ** (-2.320)	-2.229 ** (-2.512)	-1.897 ** (-2.254)	-0.460 (-0.660)
選擇者	購屋目的	0.190 ** (2.147)	-0.157 * (-1.766)	0.184 ** (2.352)	-0.172 ** (-2.103)	0.240 (1.631)
	平均家庭月收入	-0.019 (-0.688)	0.057 ** (1.964)	-0.038 * (-1.760)	0.036 * (1.882)	-0.098 *** (-2.633)
	購屋者年齡	-0.010 (-1.171)	-0.004 (-0.478)	-0.005 (-0.728)	-0.005 (-0.780)	0.004 (0.268)
	購屋搜尋月數	-0.018 (-1.061)	-0.012 (-0.765)	-0.009 (-0.567)	-0.017 (-1.083)	-0.012 (-0.361)
	購屋搜尋件數	0.002 (0.264)	0.004 (0.808)	-0.001 (-0.103)	0.005 (0.930)	-0.010 (-0.717)
	目前居住權屬： 租屋	0.023 (0.117)	-0.211 (-1.239)	0.298 ** (2.084)	-0.270 ** (-1.977)	0.208 (0.727)
	目前居住權屬： 父母子女所有	-0.247 (-1.358)	-0.124 (-0.827)	-0.003 (-0.020)	-0.254 ** (-1.987)	-0.431 (-1.326)
模型基本統計檢定值						
LL(β)		-2283.853				
LL(c)		-3477.805				
ρ^2		0.34331				
$\chi^2_{(45)}$		2387.904 ***				
δ (第二階)		0.35394				
δ 檢定	$H_0: \delta$ 等於0	t = 2.259 ** → 拒絕 H_0 ，參數值顯著異於0				
	$H_0: \delta$ 等於1	t = -4.123 *** → 拒絕 H_0 ，參數值顯著異於1				

註：說明同表六註解。

購屋前(目前)房屋權屬為租屋者可能為首次購屋者，購買力較低，相較於都會郊區大廈產品，已購屋者購屋當時選擇都會郊區公寓產品的可能性更高，購屋搜尋者則是選擇都會近郊公寓的機率較高，選擇都會近郊大廈的機率較低。購屋前(目前)房屋權屬為父母子女所有者較權屬為自有者，已購屋者選擇都會中心公寓的機率較高，購屋搜尋者選擇都會近郊大廈的機率較低。過去研究指出，住宅權屬為自有者，表示該家戶的資產較多，競價能力較強(陳彥仲等人，2004)；同理可知，權屬為租屋者，可能因住宅支出能力較弱，會降低購買房價較高的都會中心住宅的機率。至於前屋為父母子女所有的已購屋者，可能因其支付能力較租屋者高，而能購買較接近都會中心區位的產品。

購屋搜尋月數僅於已購屋者決策過程中有所影響，可能與購屋搜尋者的搜尋行為尚未結束有關。當購屋搜尋月數增加時，相較於都會郊區大廈產品，已購屋者購買都會郊區公寓的機率較低。文獻研究顯示，購屋因所需支付的金額遠高於租屋之租金，且購屋者的轉換成本遠高於租屋者，故購屋者的搜尋期間及看屋間數較租屋者長及多(McCarthy, 1982)；此外，家戶決策環境及產品表現對搜尋努力程度有顯著影響(Hempel and Jain, 1978)。由此可推知，當購屋金額或購屋機會成本愈高，或為求更高品質的產品時，購屋者會更努力搜尋而可能使搜尋期間拉長；此外，購屋搜尋時間愈長，隱含購屋所需資訊愈為完整，有助於需求者進行理性的購屋決策。就相同區位而言，由於大廈產品的住宅設施及管理品質普遍高於公寓產品，購屋者經過充分時間的搜尋及考量後，追求住宅效用的作為將更為明顯。購屋搜尋件數在已購屋者及購屋搜尋者模型中則均不顯著。

(二)已購屋者與購屋搜尋者之決策差異分析

1. 概似比檢定及沃德檢定分析

以Limdep軟體針對兩個相同模型所估計出的參數是否具顯著差異性的檢定方法，主要包括「LR檢定(likelihood ratio test)」及「Wald檢定(Wald test)」。本研究欲測試兩個模型間是否具有同質性，故採用LR檢定的同質性檢定，顯示性偏好與敘述性偏好資料被視為是構成一份資料的兩組資料，其虛無假設為：所有資料群組均使用相同模型(指解釋變數及結構相同)，對立假設為：所有資料群組所採用的模型型式相同，但各資料群組所估計的模型參數之間是不同的(Greene, 2002a; 2002b)。Wald檢定通常用來檢測單一模型內由其中一些解釋變數的參數所構成的方程式是否等於零，根據Greene表示，也可以用來檢測兩個具有相同解釋變數及結構的模型，其相同解釋變數的參數之間是否具有顯著差異性，虛無假設是參數相同而無差異(相同參數值相減等於零；兩個解釋變數對於事件發生性的影響相同)，對立假設為參數具有差異性(兩個解釋變數對於事件發生性的影響不同)。

本研究針對先前所估計的隨機效用極大化巢式羅吉特模型進行檢定。LR檢定的Chi-squared檢定值為283.5414，自由度等於45，P值等於0.00000，表示檢定結果拒絕虛無假設，亦即顯示性偏好及敘述性偏好兩組資料所採用的模型雖然相同，但在小於1%的顯著水準下，兩個模型對於相同解釋變數所估計出的參數之間具有差異性。Wald檢定的Chi-squared檢定值為

135.8100，自由度等於45，P值等於0.00000，表示檢定結果拒絕虛無假設，亦即顯示性偏好及敘述性偏好兩組資料所採用的模型，在小於1%的顯著水準下，對於相同解釋變數所估計出的參數之間具有差異性。¹⁸透過上述檢定結果可知，已購屋者與購屋搜尋者兩個模型雖然有相同的模型結構及解釋變數配置，但相同解釋變數的估計參數是不相同的。

有國外學者結合顯示性及敘述性偏好資料，採用間斷選擇模型(條件式多項式羅吉特模式)進行住宅決策分析，其實證結果發現，實際的與假設的住宅購買行為就某些屬性而言具有相似的決策過程，然而對於其他屬性則有不相似的決策過程—估計結果顯示僅就某些參數而言，實際的與假設的住宅選擇是由相似的決策過程所引導，而其他參數則顯示出不相似的決策過程(Earnhart, 2002)。就本研究的資料型態而言，已購屋者與潛在購屋者的估計參數顯著不同，相同購屋特性會對相同替選方案的被選擇機率產生顯著不同影響，表示兩者在決策過程中受方案屬性及購屋者屬性的影響情形確實是不同的，亦即決策過程不完全相同，則與上述研究結果有一致的現象，更支持了使用已購屋者資料所分析出的購屋決策模式及購屋選擇情形不必然可以解釋潛在購屋者未來購屋決策及選擇情形的論點。

2.造成已購屋者與購屋搜尋者在決策過程產生差異的原因分析

(1)偏好性質不同導致決策過程產生差異

已購屋者所陳述的偏好為顯示性偏好，所觀測到的行為是實際選擇行為，能反映選擇者複雜而謹慎的決策過程，所表達的需求具有願意而能夠實現的性質。購屋搜尋者所陳述的偏好為敘述性偏好，即受訪者陳述的行為並非實際發生的行為，僅為選擇意向的描述，無法明確反映其完整的決策過程，所表達的需求具有願意但不一定能夠實現的性質。

進一步而言，造成購屋搜尋者於搜尋時所陳述的選擇意向與未來實際決策不同之因素，主要包括下列三點：

第一，有限理性造成理想與現實的落差—依據個體經濟學所建構的消費者行為理論，雖以消費者選擇效用最大的偏好來呈現不同消費者的慾望情形，但購屋搜尋者所表達的需求偏好是最有意願的意向，在未充分考量現實環境的限制下(例如購屋負擔能力、轉換成本...等)，該偏好不一定會外顯於實際行為上；此外，在某些特殊情況下(例如有搬遷急迫性、工作區域的限制等)，家戶的實際住宅選擇決策可能無法符合其內心效用極大化的目標。

第二，資訊搜尋程度的影響—由於購屋搜尋者的購屋搜尋行為尚未結束，故調查所得的資料無法明確反映出資訊相對充分下完整而審慎的決策過程。

第三，未來隨機事件發生的不確定性—從調查時到實際購屋的這段期間，潛在購屋者可能受外在環境、外界資訊或不確定性因素的干擾，導致部分偏好的改變，或因本身屬性的動態調整，使原本的期望購屋選擇與其未來實際購屋選擇有所差異。

(2)調查時點的未來隨機事件不同導致決策過程產生差異

18.若比較LR及Wald檢定可以發現，Wald檢定統計量較小，此應與Wald統計量會因較大的係數絕對值而縮小有關，所以LR統計量通常會大於Wald統計量；一般而言，為避免係數絕對值大小的影響也多採用LR統計量來判定。

已購屋者及購屋搜尋者於購屋(調查)當時的未來隨機事件—包括購屋者內在屬性的動態變化(例如家庭人數的變動、失業...等)及外在環境因素的改變(例如房地產市場景氣變化、政經條件變遷或相關政策的頒布...等)—不盡相同,故對於兩者決策產生具有差異性的影響。本文由於資料型態上的限制,難以針對未來隨機事件進行討論。

五、結論

由本文實證分析結果顯示,台北縣市已購屋者與購屋搜尋者的決策模式,均是在已決定區位的條件下再決定產品類型的程序性選擇;對兩群購屋者而言,住宅區位類型間的差異性大於產品類型間的差異性,促使其優先進行區位的選擇。然而兩者的購屋決策過程是有差異的,影響已購屋者及購屋搜尋者關於住宅區位及產品類型的購屋決策之重要因素對於兩者的替選方案被選擇機率的影響方向及程度有所不同。由此可知,相同的替選方案,可能對於已購屋者及購屋搜尋者具有不同的效用,且影響其決策的因素有不同的影響力,使得兩者的購屋決策過程會因此而有所差異。至於造成差異的原因,則應與已購屋者及購屋搜尋者的偏好性質及未來隨機事件不同有關。

購屋搜尋者所表達的「最期望」購屋意願是尚未發生的決策行為,未來仍有不確定性因素可能會導致其理想與現實產生落差,使得模型估計結果所顯示的決策重要影響因素及影響情形可能有所改變。由實證結果可以證實,若以相同調查期間的已購屋者模型估計結果來預測購屋搜尋者的未來購屋選擇決策,可能會因購屋特性間的差異性、影響方案選擇的重要屬性的估計偏誤,致使預測結果產生明顯的誤差,從而降低預測精確度。

若房地產業者利用戶口普查或住宅調查已購屋家戶的資料進行購屋需求分析,應僅能探知其過去的購屋選擇模式,且所分析出的影響因素及影響效果無法完全反映出即將進場購屋者的需求;進一步探討可以發現,若使用購屋搜尋者的資料進行未來市場購屋行為與需求進行分析,因為購屋搜尋者所陳述的偏好僅為最有意願的需求,購屋搜尋行為尚未結束,且未來的隨機事件會影響當前的住宅決策,而隨機結果的非預期組成要素亦會影響未來住宅選擇,所以即使分析出購屋搜尋者的購屋選擇模式,亦不代表此行為模式將在未來發生。

基於上述實證結果與延伸的觀點,發展出可以修正內在因素變化的購屋選擇分析方法,進而建立預測模型以評估未來市場環境因素的變化對於購屋搜尋者決策行為的影響,可提供未來房地產業者在評估市場需求以作為推案決策依據時相當重要的參考資訊。對於購屋搜尋者內在與外在因素的影響評估,不論對於房地產業者、購屋者或學者而言,若有適合分析的資料類型,以及可研判未來房市景氣趨勢的資料,甚至能夠將購屋者的心理因素予以某種程度的量化以納入模型中分析,或者發展結合顯示性偏好與敘述性偏好之預測方法以提升預測未來需求狀況的準確度,將可探知以往所未能深入分析的市場現象,並對房地產市場的運作產生更多正面的效果,此應為未來值得深入探討與研究的課題。

參考文獻

1. 王濟川、郭志剛(2003)，「Logistic迴歸模型－方法及應用」，台北：五南圖書出版股份有限公司。
2. 金家禾(1999)，邁向世界都市之台北都會區產業結構與空間分佈變遷，「都市與計劃」，第26卷，第2期，第95-112頁。
3. 林祖嘉(1990)，反向巢型多項式Logit模型下的住屋需求與租買選擇，「經濟論文」，第18卷，第1期，第137-158頁。
4. 林元興、陳錦賜(2000)，影響家庭住宅費用各種因素之探討，「住宅學報」，第9卷，第1期，第33-48頁。
5. 周美伶、張金鶚(2005)，購屋搜尋期間影響因素之研究，「管理評論」，第24卷，第1期，第133-150頁。
6. 周美伶(2005)，先前租買經驗對自住者購屋搜尋行為之影響—存活分析之應用，「住宅學報」，第11卷，第2期，第159-178頁。
7. 段良雄、張淳智(1992)，建立個體住宅區位選擇模式之研究，「運輸計劃季刊」，第21卷，第4期，第401-422頁。
8. 陳淑美、張金鶚(1998)，戶長及其配偶對住宅區為選擇之影響力分析，「住宅學報」，第7期，第59-81頁。
9. 陳淑美、張金鶚(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，第1-22頁。
10. 陳彥仲(1997)，住宅選擇之程序性決策模式，「住宅學報」，第5期，第37-49頁。
11. 陳彥仲、吳京玲(1998)，家戶住宅區位選擇與地方財政分配之實證研究，「都市與計劃」，第25卷，第2期，第223-238頁。
12. 陳彥仲、陳佳欣、吳俊賢(2004)，家戶之住宅選擇模型與住宅之家戶競爭模型實證比較分析，「住宅學報」，第13卷，第1期，第1-13頁。
13. 連經宇、陳彥仲(2005)，結合模糊語意尺度法與不連續選擇理論建立家戶住宅消費選擇行為模式之研究，「都市與計劃」，第32卷，第1期，第57-81頁。
14. 連經宇(2002)，家戶購屋決策影響因素之初探研究—結合模糊語意的因素分析法之實證比較，「台灣土地研究」，第4期，第29-51頁。
15. 連經宇、陳彥仲(1999)，模糊語意變數法應用於住宅消費決策行為之初探研究，「住宅學報」，第8期，第69-90頁。
16. 張金鶚(2003)，「房地產投資與市場分析：理論與實務」，台北：華泰文化事業股份有限公司。
17. 楊龍士、江宛瑛(1993)，影響居住區位選擇指標之建立，「規劃學報」，第20卷，第71-86頁。

18. 劉小蘭、劉念華(1995)，台北都會區遷入人口特性之探討，「國立政治大學學報－社會科學類」，第70卷，第197-223頁。
19. 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，第1-17頁。
20. 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，第159-178頁。
21. Ashok, K., Dillion, W. R. and Yuan, S. (2002). Extending discrete choice models to incorporate attitudinal and other latent variables, *Journal of Marketing Research*, 39(1): 31-46.
22. Berger, M. C. and Blomquist, G. C. (1992). Mobility and destination in migration decision: The roles of earnings, quality of life and housing prices, *Journal of Housing Economics*, 2(1): 37-59.
23. Dosman, D. and Adamowicz, W. (2006). Combining stated and revealed preference data to construct an empirical examination of intrahousehold bargaining, *Review of Economics of the Household*, 4(1): 15-34.
24. Engelhardt, G. V. (1994). House prices and the decision to save for down payments, *Journal of Urban Economics*, 36(2): 209-237.
25. Earnhart, D. (2002). Combining revealed and stated data to examine housing decisions using discrete choice analysis, *Journal of Urban Economics*, 51(1): 143-169.
26. Greene, W. H. (2002a). *NLOGIT Version 3.0 Reference Guide*, New York: Econometric Software Inc.
27. Greene, W. H. (2002b). *LIMDEP Version 8.0 Reference Guide*, New York: Econometric Software Inc.
28. Greene, W. H. (2002c). *LIMDEP Version 8.0 Econometric Modeling Guide*, 2. , New York: Econometric Software Inc.
29. Goodman, A. C. and Wassmer, R. W. (1992). Optimal mortgage design when transaction costs constrain mobility, *Journal of Housing Economics*, 2(1): 17-36.
30. Goodman, A. C. (1995). A dynamic equilibrium model of housing demand and mobility with transaction cost, *Journal of Housing Economics*, 4(4): 307-327.
31. Hempel, D. J. and Jain, S. C. (1978). Home buyer behavior: An empirical study in cross-cultural buyer behavior, *Real Estate Economics*, 6(1): 1-21.
32. Hausman, J. and McFadden, D. (1984). A specification test for the multinomial logit model, *Econometrica*, 52(5): 1219-1240.
33. Haurin, D. R. (1991). Income variability, homeownership, and housing demand, *Journal of Housing Economics*, 1: 60-74.
34. Hoang, H. P. and Wakely, P. (2000). Status, quality and the other trade-off: Towards a new theory of urban residential location, *Urban Studies*, 37(1): 7-35.

35. Koppelman, F. S. and Wen, C. H. (1998). Alternative nested logit models: Structure, properties and estimation, *Transportation Research Part B: Methodological*, 32(5): 289-298.
36. Kmenta, J. (1986). *Elements of Econometrics*, 2nd (ed.). New York : Macmillan ; London : Collier Macmillan.
37. Lerman, S. R. (1977). Location, housing, automobile ownership and mode to work: A joint choice model, *Transportation Research Record*, 610: 6-11.
38. Lancaster, K. J. (1966). A New Approach to Consumer Theory, *Journal of Political Economy*, 74: 132-156.
39. Li, M. M. (1977). A logit model of homeownership, *Econometrica*, 45(5): 1081-1091.
40. McCarthy, K. (1982). *An Analytical Model of the Housing Search and Mobility*, London: Croom Helm, Ltd. 30-53.
41. McFadden D. (1973). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, In: *Frontiers in Econometrics*, Zarembka, P. (ed.), New York: Academic Press.
42. McFadden, D. (1978). Model the choice of residential location, In: *Spatial Interaction Theory and Planning Models*, Karlvist, A., Ludvist, L., Snickars, F. and Weibull, J. (ed.), North-Holland, Amsterdam, 75-96.
43. Potepan, M. J. (1994). Intermetropolitan migration and housing prices: Simultaneously determined, *Journal of Housing Economics*, 3(2): 77-91.
44. Quigley, J. M. (1985). Consumer choice of dwelling, neighborhood and public service, *Regional Science and Urban Economics*, 15: 41-63.
45. Verhoef, P. C. and Franses, P. H. (2003). Combining revealed and stated preferences to forecast customer behaviour: Three case studies, *International Journal of Market Research*, 45: 467-478.
46. Wen, C. H. and Koppelman, F. S. (2001). The generalized nested logit model, *Transportation Research Part B: Methodological*, 35(7): 627-641.
47. Zimmermann, L. K. and Geistfeld, L. V. (1984). Economic factors which influence consumer search for price information, *The Journal of Consumer Affairs*, 18(1): 119-130.