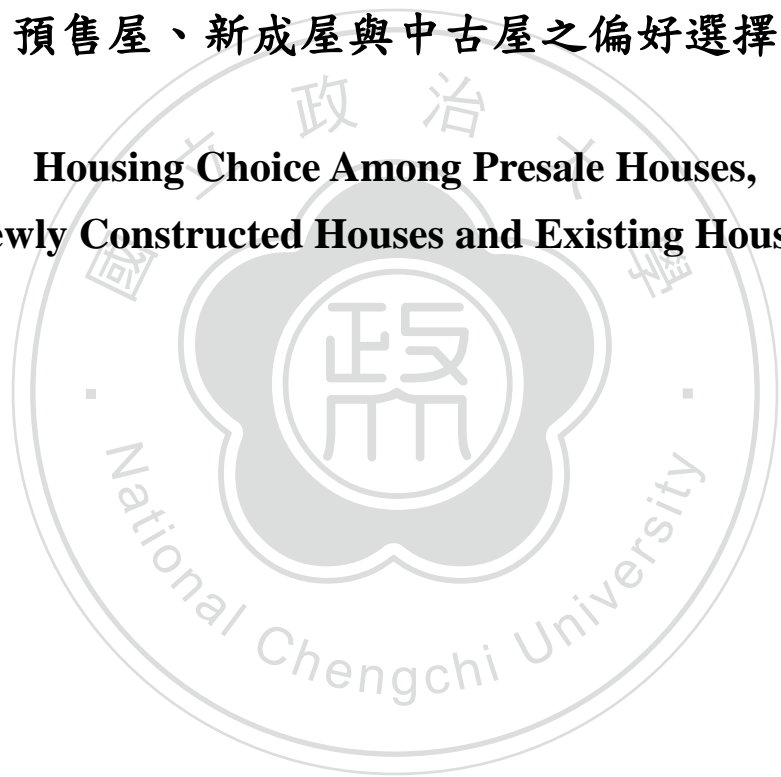


國立政治大學地政學系 碩士論文  
私立中國地政研究所

預售屋、新成屋與中古屋之偏好選擇

**Housing Choice Among Presale Houses,  
Newly Constructed Houses and Existing Houses.**



研究生： 王俊鈞

指導教授： 張金鶚 博士

中 華 民 國 九 十 九 年 七 月

# 目錄

目錄.....	I
圖目錄.....	II
表目錄.....	II
摘要.....	I
第一章 緒論.....	1
第一節 研究動機與目的.....	1
第二節 研究範圍與方法.....	4
第三節 研究架構與流程.....	7
第二章 相關理論與文獻回顧.....	9
第一節 購屋者之住宅選擇.....	9
第二節 購屋者知覺相關文獻.....	11
第三節 羅吉特效用模型相關文獻.....	14
第四節 小結.....	17
第三章 研究設計與樣本資料分析.....	18
第一節 研究設計.....	18
第二節 模型架構.....	19
第三節 模型適合度判斷(Goodness of fit).....	23
第四節 彈性效果.....	25
第五節 資料說明.....	28
第四章 實證分析.....	32
第一節 實證變數定義.....	32
第二節 混合多項羅吉特模型分析.....	35
第三節 彈性分析.....	39
第五章 結論與建議.....	42
第一節 結論.....	42
第二節 建議.....	44
參考文獻.....	45
附錄一、住宅需求動向調查問卷.....	49

## 圖目錄

圖一 研究流程圖.....	8
---------------	---

## 表目錄

表一	模型變數說明.....	28
表二	連續變數敘述統計表.....	29
表三	樣本交叉分析表.....	30
表四	混合多項羅吉特模型之結果.....	36
表五	單價屬性彈性分析.....	39
表六	單價屬性對各市場類型之競爭力與受衝擊力.....	40
表七	面積屬性彈性分析.....	40
表八	面積屬性對各市場類型之競爭力與受衝擊力.....	41
表九	公設比屬性彈性分析.....	41
表十	公設比屬性對各市場類型之競爭力與受衝擊力.....	41



## 摘要

住宅選擇是每一個家戶都會面臨到的問題，過去文獻發現購屋者先選擇租屋或購屋，若決定購屋，則先決定於何區位購屋，然後再決定購買何種房屋類型之房屋，然而卻未曾提及購屋者於不同市場類型住宅間之選擇。預售屋、新成屋以及中古屋等不同市場類型之住宅，各自隱含不同的效用及風險，影響著購屋者之選擇，因此本研究試圖討論購屋者於不同市場類型住宅間之選擇與偏好。

本研究採用內政部營建署「住宅需求動向調查」資料，利用混合多項羅吉特模型探討不同限制條件下，預售屋、新成屋與中古屋之個體選擇行為。實證結果顯示，投資者較偏好於購買知覺風險較高之預售屋，期待以高知覺風險換取高的報酬；教育程度較高者，因對居住品質要求愈高，因此傾向於選擇設備新穎之預售屋與新成屋；家戶平均月所得較高之購屋者，負擔能力較高，因此選擇總價較高之預售屋機率較高，其次為新成屋。此外，搜尋頻率愈高者，選擇預售屋之機率愈高，因預售屋無實體存在，預售屋購屋者為降低其知覺風險，將花費更高之搜尋成本。在價格彈性分析部分，實證結果顯示預售屋之競爭力最高，但預售屋之受衝擊力亦最高，而中古屋之競爭力於三種市場類型中居次，但中古屋衝擊力最小，因此，當單價屬性發生變動時，較不影響中古屋購屋者之選擇，但卻大幅影響預售屋購屋者之選擇機率。

**關鍵詞：**住宅選擇、混合多項羅吉特模型、知覺風險、知覺品質

## Abstract

Every household would face housing choice, the past housing choice study founded that households decided tenure choice first, if they decides to buy a house, they first decided on what location, and then decided what type of housing to buy, but it has not been mentioned the housing choice among different residential market types. Pre-sale houses, newly constructed houses and existing houses implied different effectiveness and risks, affecting the choice of homebuyers. This article tried to discuss homeowners' choice among different residential market types.

This study use Construction and Planning Agency, "Housing Demand Survey of 2009" data, use mixed multinomial logit model, investigated under different constraints, housing choice behavior among pre-sale houses, newly constructed houses and existing houses. The empirical results showed that investors prefer higher perceived risk in buying pre-sale housing, looking for a high perceived risk and high rewards; higher education level, due to the higher quality requirements for living, so they preferred pre-sale houses and newly constructed houses. Homebuyers which have higher average monthly household income, have more affordable ability, so the probability of choosing pre-sale houses are much higher, followed by the newly constructed houses. In addition, the higher search frequency were more likely to choose pre-sale houses because pre-sale houses for sale no physical presence, pre-sale housing homebuyers in order to reduce their perceived risk, would spend more search costs. In the price elasticity analysis, empirical results showed that the pre-sale houses had the highest competitiveness, but the impact force was also the highest, while the existing houses market, the competitiveness of the third types was the second place, and the competitiveness of the existing houses was the smallest. Thus, when a change in unit price attribute, does not affect existing houses homebuyers, but significantly affected the choice probability of pre-sale houses homebuyers.

**Keywords: Housing choice, mixed multinomial logit model, perceived risk, perceived quality**

# 第一章 緒論

## 第一節 研究動機與目的

### 一、 研究動機

不動產具耐久財之特性，因此住宅市場可分為一手市場與二手市場。在一手市場中，當房市景氣低迷時，建商常採先建後售，為新成屋市場；但當景氣看漲時，建商採取預售制度，為預售屋市場；二手市場以中古屋市場為主，其中，次級產品以拍賣之方式出現於市場上，為拍賣屋市場。因此，住宅交易由生產前到生產階段到使用階段，可分為預售屋、新成屋、中古屋以及拍賣屋等四種市場類型次市場<sup>1</sup>。

四種市場類型之不動產，又可分為搜尋市場與拍賣市場。住宅搜尋市場包括預售屋、新成屋及中古屋，買賣雙方透過相互搜尋，與最適合的對象進行配對。搜尋市場產品交易管道多元、異質性高、潛在可交易物件數量多，為我國主要的購屋市場(廖仲仁、張金鶚，2009)。而拍賣市場以法拍屋為主，金拍屋與銀拍屋等拍賣屋為輔。購屋者的搜尋成本將影響其對於市場機制的選擇，搜尋成本高的購屋者選擇拍賣市場，而搜尋成本低者，選擇搜尋市場 (Mayer, 1995,1998)。但拍賣屋屬於次級產品，拍賣程序複雜，進入門檻較高以及購屋風險較大，且張金鶚、王健安與陳憶茹(2008)估計拍賣市場平均折價 17.20%，並指出此為購屋者認為拍賣市場為一種檸檬市場(lemon market)<sup>2</sup>，充斥著不良資產，導致購屋者於購屋選擇時，較少考量選擇拍賣屋，因此本研究僅將討論購屋者於預售屋、新成屋與中古屋之選擇<sup>3</sup>。

<sup>1</sup>四種市場類型之不動產分別為預售屋、新成屋、中古屋與拍賣屋。其中預售屋指領有建造執照尚未興建完成者；新成屋指興建完成可立即交屋者；中古屋則為經前人「使用」過之二手房屋；而拍賣屋則指透過法拍、金拍或銀拍等拍賣方式出售之不動產。

<sup>2</sup>「檸檬市場」(lemon market)，由美國諾貝爾經濟學獎得主喬治·阿卡洛夫所提出，其意為真正的意思為「疵品充斥的市場」，在市場資訊不對稱的情況下，產生逆選擇之情形，因而產生劣質品或瑕疵品充斥的市場。

<sup>3</sup>拍賣屋因拍賣程序複雜，一般購屋者進入門檻高，且拍賣屋難於購屋前事先看屋之特性，致購買拍賣屋之風險較高，因此雖有較高之獲利性，但風險性也相對提高。因此因為拍賣屋之性質與其他市場類型之房屋差異甚大，一般之購屋者在購屋時之選擇集中較不會考慮拍賣屋此種特殊

預售屋價格最高，但因其分期付款之方式，受到預算有限或投資型購屋者之青睞，且預售屋隱含發展性與增值獲利的潛力。預售制度可讓購屋者在施工過程中參與監工，降低未來交屋時之疑慮。但預售屋繳款通常以工程進度為依據，並非一月一期，常出現一月多期現象，易打亂購屋者財務還款計畫。此外，房屋建造需費時日，工期長，不確定因素多，知覺風險較高。且建商良莠不齊，普遍以案養案，運用高度財務槓桿，草率施工、品質低劣、工期拖延或交屋無期，甚至倒閉潛逃等，造成許多購屋糾紛。而預售屋交易為目前不動產市場的主要交易行為之一，其關鍵在於預售屋代銷制度的發展(游淑滿、曾明遜，2009)，因代銷制度增加了預售屋廣告的能見度，使得預售屋在台灣房地產市場中佔有一席之地。

相較於無實體之預售屋，已興建完成之新成屋風險相對較低，但新成屋相較於預售屋，需於交屋時一次付清屋款，進入門檻較高。且新成屋雖無實體不存之風險，亦存有施工品質良窳之風險，因此，購屋者應選擇口碑、品牌良好的建商以降低施工品質之風險。至於中古屋，相較於預售屋與新成屋，價格較低，且中古屋由於建築時之建築法規限制較少，公設比較低，購屋者可享更高的「實坪」。此外，中古屋之購屋者可在購屋前了解社區居民之特性及社區管理維護之良窳，從而選擇好鄰與好宅。

因此，市場上存有不同市場類型的住宅，而不同市場類型之住宅各自隱含不同之效用及風險，然消費者於此三市場類型住宅間的選擇，過去文獻未曾釐清，故本研究試圖釐清消費者於三種不同市場類型住宅間之選擇。

綜上所述，本研究在於結合住宅經濟領域中的住宅選擇理論，以及消費者行為學中的消費者知覺與購買決策相關理論，探討住宅市場中，購屋者本身的特性以及住宅的屬性，加以購屋者所面臨之知覺風險與知覺品質交雜而成之知覺價值，對消費者所產生之效用，進而影響購屋者於預售屋、新成屋與中古屋等三種市場類型間之選擇，透過混合多項式羅吉特模型(Mixed Multinomial Logit Model)，分析購屋者於三種不同市場類型住宅間之選擇情形。並進一步實證自住者與投資者面對四種住宅市場類型時選擇差異。

## 二、 研究問題與研究目的

---

產品，因此本研究為求得一般化之購屋選擇模型，在討論購屋者於市場類型間之選擇時，刪除拍賣屋，僅討論購屋者於預售屋、新成屋與中古屋等三種市場類型間之選擇。

由於購屋者為異質而非同質之個體，因此在面對預售屋、新成屋以及中古屋等三種不同市場類型之不動產，將產生不同的選擇偏好。故本研究欲釐清不同屬性購屋者之選擇偏好，了解四種市場類型之不同特性對於購屋者選擇之影響為何？

此外，三種不同市場類型之房屋，同時存在於市場上，彼此間存在互相競爭之均衡關係，因此當某市場類型發生結構性的變化，將會影響其他市場類型之住宅，例如，當預售屋之價格飆漲時，對其他市場類型之影響為何？各市場類型住宅彼此間的影響程度為何亦為本研究欲探討之研究課題。

綜上，本研究歸納出以下兩點研究問題：

- (一) 三種不同市場類型之房地產，各自隱含著不同的效用與風險，然此不同的效用與風險，如何影響購屋者於購屋時之決策？
- (二) 不同市場類型間彼此互相競爭，彼此間存在動態之均衡，市場類型間具有替代性，因此本研究將釐清不同市場類型間之彈性效果為何？



## 第二節 研究範圍與方法

### 一、 研究範圍

本研究採用內政部營建署與財團法人國土規劃及不動產資訊中心，委託政大房地產研究中心製作之『台灣住宅需求動向』調查資料。本研究以於民國 2009 年之新購置住宅者為研究對象，以其中台北市、台北縣等台北都會區購屋之購屋者為研究對象，探討 2009 年之台北都會區之購屋者於四種市場類型不動產間之選擇。該調查以「電話訪問」為主，以「通信調查」以及「銀行問卷」等方式為輔，以取得樣本資料。

#### (一) 時間範圍

本研究之時間範圍採用為 2009 年上半年以及下半年之『住宅需求動向』調查之新購置住宅者樣本問卷，亦即本研究以 2009 年為研究之時間範圍。採用此時間範圍之原因，在於「住宅需求動向」調查於 2009 年改變資料蒐集的方式，由過去問卷調查方式改為以電話訪問為主、通信調查為輔之問卷蒐集方式。2009 年之樣本資料係透過分層隨機抽樣方法取得，透過隨機抽樣的結果，以獲得更貼近購屋者購屋選擇真實情況之樣本資料，降低過去調查的樣本選擇性偏誤，故本研究採用 2009 年之「住宅需求動向」調查之新購屋者資料，做為本研究之時間範圍。

#### (二) 空間範圍

台灣北部地區與南部地區對於預售屋、新成屋及中古屋之選擇機率不同，台北都會區地狹人稠，因此多由建商興建房屋，出售予購屋者，且台北都會區房價較高，購屋者選擇購買中古屋之比例亦高於中南部地區；然中南部地區因為房價較低廉，且常有地主自地興建「蓋新厝」的情形，中南部地區購屋選擇購買中古屋之機率較低，因此台北都會區民眾與中南部地區民眾於市場類型間之選擇情形有所差異。本研究為排除北部地區與中南部地區間之地域差異，僅以台北都會區為研究之空間範圍，試圖釐清台北都會地區之購屋者於四種不動產市場類型間之選擇機率差異。

#### (三) 研究對象

本研究之研究對象以 2009 年新購置住宅者為研究對象，從購屋者所購買市場類型住宅之顯示性偏好，探討不同特性之台北都會區購屋者如何於不同市場類

型間之房屋做選擇。因此本研究之研究對象僅以「新購置住宅者」為限，而購屋搜尋者之敘述性偏好與租屋者並非本研究之研究對象，因購屋搜尋者並未實際上完成購屋，無法確知其於預售屋、新成屋與中古屋之市場類型住宅間之選擇情形，而租屋者並未購屋，亦無法得知其於市場類型住宅間之選擇。



## 二、 研究方法

### (一) 相關理論與文獻回顧

蒐集與住宅選擇理論相關之文獻，找出購屋者於購屋選擇行為之理論基礎，並且透過與住宅選擇相關的文獻回顧，了解目前學術上關於購屋選擇的研究方式及成果。此外，亦蒐集知覺品質與知覺風險相關文獻，以了解購屋者於購屋選擇時所面臨的品質與風險間之抵換效果。

### (二) 實證分析

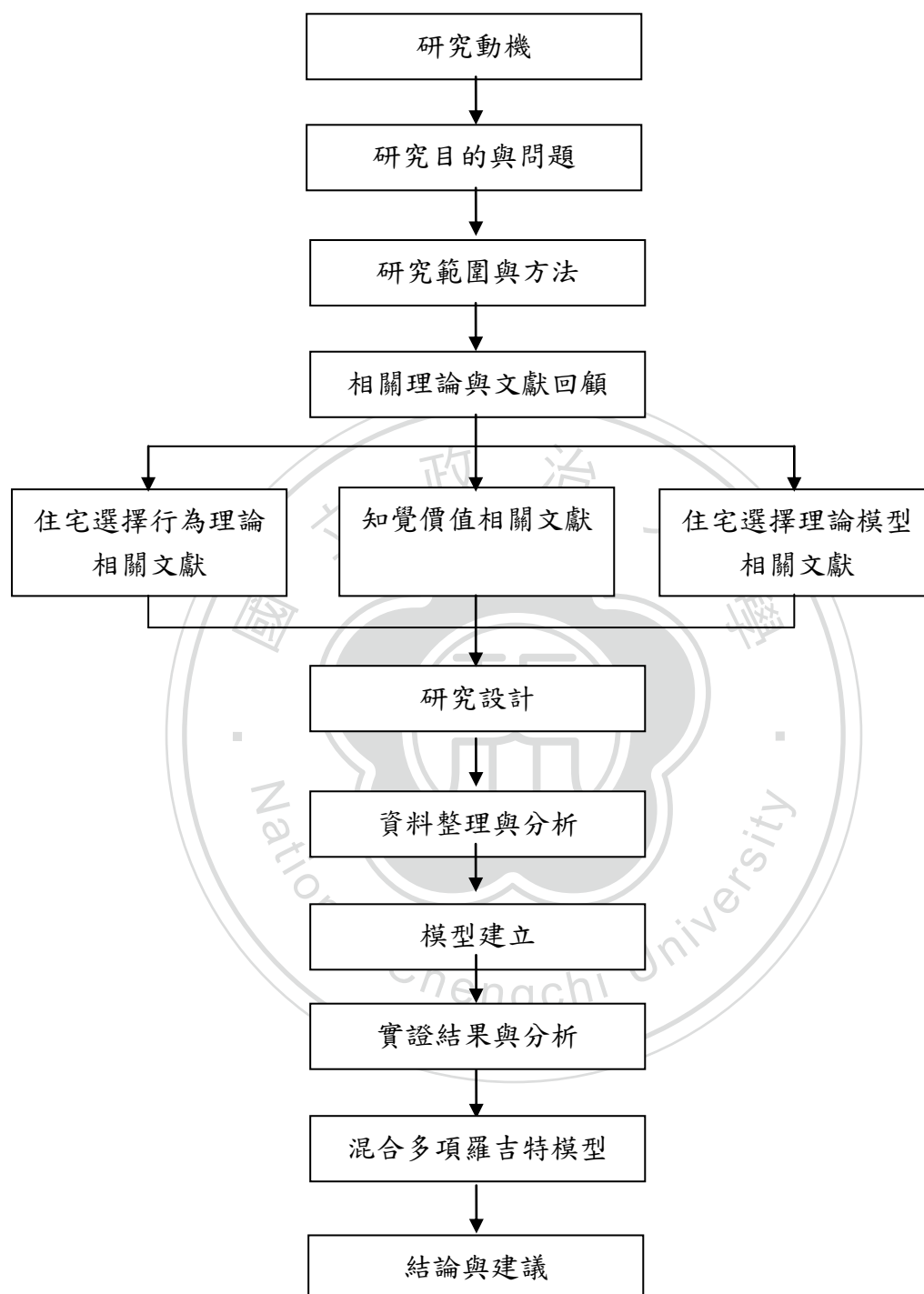
建立混合多項式羅吉特模型(Mixed Multinomial Logit Model)，分析購屋者於購屋選擇時，於四種不同類型房屋間之選擇情形，透過模型之變數，討論不同屬性與不同性質之購屋者於四種市場類型不動產間之選擇差異。此外，本研究進一步計算彈性效果，討論當某市場類型住宅的屬性特徵變動時，對於其他市場類型的選擇機率之影響。

## 第三節 研究架構與流程

### 一、 研究架構

本研究共分為五章，第一章為「緒論」，包括研究動機與目的，研究問題、研究範圍與方法、研究架構與流程等。第二章為「相關理論與文獻回顧」，主要探討購屋者購屋選擇相關文獻，並探討購屋者之知覺品質與知覺風險如何影響購屋者於三種不同類型不動產間之選擇，以購屋者對三種不同市場類型住宅之不同知覺價值做為購屋者購屋選擇之理論基礎，簡單回顧購屋選擇之理論模型，最後提出本研究所採用的實證模型。第三章為「研究設計與樣本資料分析」，此部分主要針對實證資料進行說明，並進行初步之敘述統計分析，以了解購屋者於三種不動產類型間之選擇概況。第四章為「實證結果」，其內容主要針對模型實證結果，討論台北都會區之購屋者於三種不動產類型間之選擇，以釐清影響購屋者於購屋類型選擇之因素。第五章為「結論與建議」。

## 二、 研究流程



圖一 研究流程圖

## 第二章 相關理論與文獻回顧

### 第一節 購屋者之住宅選擇

陳彥仲(1997)研究家戶住宅選擇，發現家戶將租買選擇列為最優先的決策，其次決定住宅類型，包括住宅形式(透天或集合住宅)、室內空間(如房間數)、區位(如市郊或郊區)及住宅品質(如屋齡、廚房及衛浴設備、空調系統等)，最後在各房屋類型的住宅中挑選最適合的住宅單元。

在租買選擇部分，Henderson and Ioannides (1983)發現家戶所得多寡，將影響家戶之租買選擇。擁屋戶生活較穩定，因此較願意將所得配置於增進生活品質之消費；而租屋戶較重視生活便利性及個人性的消費支出(薛立敏、陳綉里，1998)。擁屋對租屋者而言替代程度較大，租屋對自有房屋者之替代程度較小，即租屋戶購屋之機率大於擁屋戶租屋之機率(簡淨珍、張金鶚與林秋瑾，2000)。此外，謝文盛與林素菁(2000)探討財產稅賦及恆常所得對家戶單位住宅租買選擇的影響程度，發現台灣地區之財產稅賦，對家戶單位的租買選擇有相當程度的影響。而林祖嘉與陳建良(2005)認為租買選擇與是否需要貸款，是家戶購屋決策時的考慮因素，兩者間存在巢層關係。

然購屋選擇是購屋者的心理偏好，Srebnik, Livingston, Gordon and King(1995)發現購屋者之購屋選擇受到購屋者對於房屋之滿意度、居住之穩定性以及心裡感受之影響。因此，購屋者先選擇購屋或是租屋(Henderson and Ioannides, 1983；薛立敏、陳綉里，1998；林祖嘉、陳建良，2005)，若決定購屋，先決定於何區位購屋，然後再決定購買何房屋類型的住宅(Tu and Goldfinch, 1996；陳彥仲，1997)。然過去文獻僅討論房屋類型(大廈、公寓、透天)對購屋者之選擇(花敬群與張金鶚，1999；袁淑湄，2003；朱芳妮、張金鶚與陳淑美，2008等)，李泓見、張金鶚與花敬群(2006)則從房屋類型的角度，探討房屋類型對面積與住宅單價的關係，然而過去文獻卻未討論購屋者於住宅市場類型間之選擇。

Opoku and Alhassan (2010) 研究沙烏地阿拉伯地區中低收入人民的購屋選擇，研究結果發現，大部分的中低收入人民較喜歡複式小房子或公寓，儘管他們的收入有限，但多數的人寧願買了出租也不喜歡租屋；此外，購屋者購屋時最重

是個人的財政負擔、私人生活空間以及屋況美觀等重要決策因素。從此篇文獻中可發現，沙烏地阿拉伯的民眾與台灣人民有諸多相似之處，因為近年來之經濟發展導致房價飆漲迅速，中低收入家庭對於高房價而承受沉重的壓力，但即使如此，中低收入家庭仍偏愛購屋甚於租屋，這些現象均與台灣情形相類似。

Waldman (1996)認為新品較舊品有較高的品質，且新品與舊品間存在替代能力，舊品在二手市場的價格會限制新品的廠商對於新品的索價。但不動產市場具異質性，與一般財貨不同，因此雖然流量(新屋市場)部分雖占少數，卻具領導市場價格的能力，而帶動存量價格的波動(花敬群、張金鶚，1993)。因此在不動產市場中，預售屋與新成屋不受中古屋價格之限制，反而能領導帶動市場價格。

白金安與張金鶚(1996)指出，預售屋訂購者除了價格下降的風險外，亦須承擔建設公司經營不善或惡性倒閉的風險，而造成建設公司與訂購者風險承擔的不公平現象。故預售屋並不能如同期貨般，由生產者承擔經營風險，由投資者承擔價格下降風險，而將全部的風險移轉到購屋者身上(花敬群、張金鶚，1993)。另亦有實證研究指出，預售屋表價與成交價的差距較大，而成屋的差距較小，且兩者之間價差具有風險貼水的訊息(張金鶚、范垂爐，1992；張麗姬，1994)，因此預售屋之購屋者承擔了較高之知覺風險。

中古屋市場存在資訊不透明現象，賣方傾向於隱藏房屋的維修情形，而買方則透過房屋保證書以及房屋檢查等方式，解決賣方資訊不透明之情形，而預售屋及新成屋則不生此問題(Gwin and Ong, 2001)，故房屋維修狀況之實體風險為中古屋在買賣時特有之特徵。

經由上述文獻，可知預售屋、新成屋與中古屋各具自有不同之風險與品質，這些差異將影響購屋者對於不動產市場類型間之選擇，然而卻未被充分討論，本研究將以此四種不動產市場類型為研究客體，對消費者於此四種市場類型間之選擇做進一步之討論。

## 第二節 購屋者知覺相關文獻

消費者知覺理論中，消費者之知覺風險(perceived risk)、知覺品質(perceived quality)與知覺價值(perceived value)等影響著消費者之消費決策，因此，本研究援引消費者之知覺理論探討購屋者於購屋時之決策。

### 一、知覺風險

Bauer(1960)首度將知覺風險的概念引進行銷管理領域，開啟以知覺風險的概念探索消費者行為的濫觴。知覺風險包含決策結果的不確定性以及錯誤決策之後果的嚴重性，故知覺風險可定義為「消費者在購買產品或服務時所知覺到不確定及不利結果的可能性」，是一種主觀的預期損失（李奇勳，2007）。

知覺風險可分為財務風險、績效風險、實體風險、社會風險、心理風險、時間風險等六種類型(Murray and Schlacter, 1990)<sup>4</sup>。消費者之購買決策可能同時包含多個風險類型，但高低程度各有不同。

因此，過去購屋之個體選擇研究，忽略購屋者所面對之知覺風險對於購買決策之影響，且住宅房屋類型次市場之劃分方式，不足以完整表達不同次市場之購買決策所包含的知覺風險。在購屋之財務風險部分，預售屋價格較高，且購買時無實體可供看屋，從購買到完工交屋時間長達年餘，實際交屋與業者廣告間的誤差，是購屋者無法掌控的，所以預售屋具有較高的財務風險。而中古屋存在屋況不明、權屬狀態不清等績效風險與實體風險，且因房屋折舊，房屋品質不若新成屋及預售屋，因此屬二手市場之中古屋之功能風險較高。而新成屋因有實體存在，且為無人使用過之新品，故功能風險最低。

### 二、知覺品質

知覺品質指消費者對產品整體卓越性的主觀評價，消費者以產品或服務使用

---

<sup>4</sup>財務風險指房屋價值低於支付金額之風險；績效風險指房屋所提供之效益不如當初所預期之風險；心理風險指購屋者擔心所購之房屋無法與購屋者知自我形象搭配，而傷害自尊之風險；社會風險指購屋者所購之房屋不被他人認同之風險；實體風險指房屋之瑕疵對身體產生危險或傷害之風險；時間風險則指購屋者從事購買決策時，所花費的時間及努力的不確定損失之風險(周美伶、張金鶚，2004)。



者為基礎，及對於產品或服務優越性或卓越性的整體評估。消費者透過產品或服務內在屬性或外在屬性提供的線索，而形成知覺品質(Zeithaml, 1988)。Dodds, Monroe and Grewal(1991)研究指出，當價格是唯一的外部線索時，價格愈高消費者的知覺品質將愈高。多數的研究均認為價格和知覺品質呈現正向的關係。

當購屋者面對不同市場類型之住宅時，新成屋為新建造完成之不動產，知覺品質最高，而預售屋，因購屋時尚未有實體存在，所以僅能透過廣告想像，因此預售屋之知覺品質雖仍高，但實乃對於未來之想像與期望之不確定性，並非真實之感受。而中古屋與拍賣屋因二手市場的特性，知覺品質較低。

知覺品質及服務品質會影響知覺風險，且影響金錢價值，知覺品質會經由金錢價值來影響購買意願。因此知覺品質對知覺價值有正向的影響 (Sweeney, Soutar, and Johnson, 1999, Dodds, Monroe and Grewal, 1991)。知覺品質的期望不確定性會影響到消費者的行為意願，且知覺品質會影響消費者的滿足感，而滿足感亦會影響消費者的行為意願(Gotlieb, Grewal and Brown, 1994)。

### 三、 知覺價值

知覺價值係消費者基於其所得和所付出的認知，對產品整體效用的評估。知覺價值代表產品的品質和付出的成本或犧牲間的權衡(Monroe and Krishnan, 1985；梁進龍、陳政平，2009)，因此知覺價值即透過知覺犧牲及知覺利益間的取捨，對整體的效用評估。

Sheth、Newman 與 Gross (1991)指出知覺價值，是影響消費者行為選擇的基本原因。知覺價值可分為功能價值、情感性價值、嘗新價值、社會價值以及情境價值等五種形態價值<sup>5</sup>。Holbrook 與 Howard (1977)認為，消費者購買產品，有時並非為了實用功能，而是為了產品所具有的象徵性意義。

Rust, Inman, Jia and Zahorik(1999)不同於以往以「單點」的方式衡量消費者之期望，而是衡量消費者期望的「分配」。每一個消費者之期望均有其分配之機率密度函數。消費者之期望是一效用函數，消費者不僅考量其期望之品質，亦考量其所知覺之風險。因此購屋者之知覺價值，即為該次購屋行為對於購屋者所產

<sup>5</sup>購屋之功能價值指房屋實體屬性的顯著功能給予消費者之價值感；情感性價值指該不動產對購屋者情感上或情緒上狀態的能力或效用之改變；嘗新價值指購屋者於購屋後所得到的新奇價值；社會價值指購屋者感覺其所購之不動產，是否與其本身歸屬或仰慕之參考群體相一致。

生之效用，而過去文獻多以效用最大化羅吉特模型衡量購屋者之效用，因此本研究將以混合多項羅吉特模型衡量購屋者於四種住宅市場類型間之選擇，以改進多項羅吉特模型僅能較估出「單點」的缺點。

知覺價值即為透過知覺犧牲及知覺利益間的取捨作一整體的效用評估。因此購屋者之知覺價值，即為該次購屋行為對於購屋者所產生之「效用」，而過去文獻多以效用最大化羅吉特模型衡量購屋者之「效用」，因此本研究後續將以效用最大化羅吉特模型衡量購屋者四種不動產市場類型間之選擇。



### 第三節 羅吉特效用模型相關文獻

自 McFadden(1975)提出多項羅吉特(Multinomial Logit)模型，住宅研究領域中便有許多應用多項羅吉特模型探討家戶住宅選擇行為之研究。然多項羅吉特模型假設效用隨機項為相同且獨立之第一型極端值分配，因此產生「不相干獨立替選方案(IIA)」特性，此特性使模型操作方便，但是忽略家戶間的偏好變異所造成的方案異質性和方案共變異，致使多項羅吉特模型所解釋的經濟意義時常未能符合真實現象。

多項羅吉特模型假設效用隨機項為相同且獨立之第一型極端值，於是對所有家戶校估出相同的邊際效用值，意味者市場上所有家戶對各屬性皆為一致偏好，隱含著家戶為同質群體的假設，因此多項羅吉特模型在應用時將受到限制，因為研究者不容易將模型設定為同質家戶群體以通過 IIA 檢定，將使係數校估偏誤，從而產生錯誤推論(袁淑湄，2003)。

而 Tu and Goldfinch (1996)基於隨機效用之方法區別次市場之結構。購屋選擇係一連串之過程，第一階段利用次市場的結構區別購屋區位，第二階段探討各住宅次市場間不同屬性之購屋者間之不同選擇。當家戶做住宅選擇時，面臨租買、住宅類型以及區位等三個選擇(Yates and Mackay, 2006)。過去許多文獻使用不連續選擇模型(Discrete Choice Model)衡量家戶之選擇。Quickly(1976)使用非連續選擇模型，衡量都市住宅市場的家戶於住宅區位與住宅類型間的程序性選擇，此研究啟發了後來 McFadden 巢式羅吉特模型(Nested Logit Model)之發展。

由於在實證研究時，多項羅吉特模型的 IIA 特性無法反映出合理的情形，於是發展出巢式羅吉特以允許方案之間有共變異，巢式羅吉特模型認為，對相同住宅次市場下的住宅單元而言，應具有部分相同的該次市場屬性，即模型所定義的誤差項應該存在相同屬性，使得各誤差項並非獨立，因此巢式羅吉特具有下列特性：

- (一) 對於任何兩個在同一個巢層下的方案而言，其機率的比值僅與此二方案有關，因此，同一巢層內的方案有 IIA 特性，方案間獨立。
- (二) 對於任何兩個不在同一個巢層下的方案而言，其機率之比值與此二巢層下的其他方案有關，因此對於不同巢層下之方案，彼此沒有 IIA 特性，

方案間有共變異。

- (三) 巢式羅吉特允許同一群組內的方案效用不獨立，但是僅限於不同巢層下的方案，對於同一個巢層下的方案，仍須服從 IIA 關係，因此巢式羅吉特可解決部份關於方案間有共變異的問題。然而巢式羅吉特於應用尚須先確定決策者的行為架構，若決策行為程序無誤，將使得選擇結構建立十分困難，而決策結構建立若有重大錯誤，對於模型結果影響甚大。此外，文獻上認為巢式羅吉特雖然可以考慮到方案之間的關聯性，但是在進行校估之前，需先行對選擇行為之過程假設為連續性，此外，巢式羅吉特模型之函數形式對包容值之假設為選擇上巢層的機率對選擇下巢層的影響，此假設的事實性頗受質疑。

然而較能反映真實現象的假設為，住宅市場內的家戶對各屬性偏好，不盡然一致，因此，若市場上的家戶對各屬性實際上存有不同偏好，則家戶應被視為異質群體而有偏好變異。McFadden 和 Train (2000) 提出混合多項羅吉特模型，該模型在效用指定上，認為不可衡量效用部分，不只存在隨機效用變數還混合了其他線性組合。將參數指定為隨機分佈的 MMNL 模型，可以同時考慮到方案異質性和共變異，然而混合多項羅吉特模型所面臨的挑戰是，參數的分佈為未知狀況，過去的實證研究指出，若能選擇正確的參數分佈，該模型之解釋能力較佳。

若 MNL 模型通過 HM 檢定，具有 IIA 特性，則 MMNL 模型所增加的模型解釋度有限，統計上將 MMNL 模型視為等同於 MNL 模型；若 MNL 模型未通過 HM 檢定，不符合 IIA 假設，則應用 MMNL 模型將可大幅度提升模型解釋度 (袁淑湄，2003)。

總結過去研究購屋者之購屋選擇與偏好之方法，分別為連續選擇方法、風險方法、兩階段選擇方法以及三階段搜尋與選擇方法等四種方法，連續選擇方法係基於消費者之完全理性之假設前提，而其他三種方法則承認消費者之有限理性，購屋者之購屋選擇係於有限理性的前提下之選擇 (Mulder, 1996)。

於上述研究購屋選擇方法中，以兩階段的選擇方法最為常見 (林祖嘉與陳建良，2005；薛立敏與陳綉里，1998；Tu and Goldfinch, 1996)。兩階段的選擇方法多以巢式羅吉特模型評估購屋者之購屋選擇，以避免方案之間具有「不相干獨立替方案 (Independence from Irrelevant Alternatives, IIA)」問題。但因巢式羅吉特

於應用時，尚須先確定決策者的行為架構，若決策行為程序無誤，將使得選擇結構建立十分困難，且巢式羅吉特模型之函數形式對包容值之假設為選擇上巢層的機率對選擇下巢層的影響，此假設的事實性頗受質疑。因此袁淑湄與陳彥仲(2003)採用混合多項羅吉特模型(Mixed Multinomial Logit Model, MMNL)，避免 IIA 之問題並改進巢式羅吉特模型對於包容值之假設過於強烈之缺點。



## 第四節 小結

綜合以上各節，發現購屋者先選擇租屋或購屋，決定購屋後，先決定於何區位購屋，然後再決定購買何種類型的房屋。而其中，對於住宅類型之討論，過去文獻僅討論住宅房屋類型(大廈、公寓、透天)對購屋者之選擇影響，未對住宅市場類型(預售屋、新成屋及中古屋)多做討論。然市場上存有預售屋、新成屋、中古屋以及拍賣屋等不同類型之房屋，各自隱含著不同的效用及風險，影響購屋者於各不同類型間房屋之選擇，因此本研究試圖討論消費者於不同類型房屋間之選擇與偏好，並釐清不同類型住宅之不同之效用與風險，如何影響購屋者於購屋時之決策。

而四種市場類型住宅各自具有不同的風險與品質，因此四種市場類型之房屋對購屋者而言有不同之知覺風險與知覺品質，再加上不動產具有投資與消費雙重特性，以自住為購屋目的之購屋者於購屋時較注重住宅之知覺品質，然以投資為購屋目的之購屋者則較注重住宅之知覺風險與報酬，因此購屋者之知覺風險與知覺品質將影響其市場類型住宅之選擇。

且購屋者之知覺品質與知覺風險將交乘出知覺價值，而知覺價值係消費者基於其所得和所付出的認知，對產品整體效用的評估 (Monroe and Krishnan, 1985)。因此本研究將採取羅吉特模型，以衡量購屋者之選擇效用。

然多項羅吉特模型「不相干獨立替選方案(IIA)」特性，忽略家戶間的偏好變異所造成的方案異質性和方案共變異，致使多項羅吉特模型所解釋的經濟意義時常未能符合真實現象。因此實證研究時，多項羅吉特模型的 IIA 特性無法反映出合理的情形，於是發展出巢式羅吉特以允許方案之間有共變異，然而住宅市場內的家戶對各屬性偏好不盡然一致，且巢式羅吉特對於包容值之假設亦過於強烈，未必符合真實情況。且若市場上的家戶對各屬性實際上存有不同偏好，則家戶應被視為異質群體而有偏好變異，因此 McFadden 和 Train (2000) 提出混合多項羅吉特模型，以解決異質群體與 IIA 之問題。

## 第三章 研究設計與樣本資料分析

### 第一節 研究設計

預售屋、新成屋與中古屋等三種市場類型住宅對購屋者而言有不同之知覺風險與知覺品質，因此不同之購屋者於不同市場類型之住宅間存有不同之知覺風險與知覺品質，將影響個體購屋者於市場類型住宅之選擇。

因此本研究將透過混合多項羅吉特模型，控制各市場類型間之方案屬性，分析不同之購屋者於不同市場類型住宅間之選擇，分析購屋者之屬性對於市場類型住宅之偏好差異。本研究以內政部營建署委託政大房地產研究中心製作之『住宅需求動向』2009年調查資料，透過期樣本資料分析台北都會區購屋者於四種市場類型不動產間之選擇。

此外，本研究將進一步計算方案屬性之彈性效果，分析當某屬性發生變動時，對市場類型選擇機率之影響。

## 第二節 模型架構

混合多項羅吉特模型背後所假設的選擇模式，是認為個體對其可選擇的方案，在完全不考慮其他可觀測變數對選擇機率的影響下，對各方案具有不同程度的固有偏好度，或者每個個體對方案的屬性有不同程度的反應，因此可在模型中假定屬性的參數是可變動的隨機變數。

多項羅吉特之優點為此模式可允許加入新的替選方案而不用重新校估模式之參數值，而應用羅吉特模式來判斷各方案間之選擇機率時，假設其誤差項 $\varepsilon_{ni}$ 為 IID (independent and identical distribution) 之 Gumbel 分配，其效用函數可表示為 (1) 式，而其於某一方案之選擇機率如(2)式所示：

$$U_{ni} = V_{ni} + \varepsilon_{ni} = \sum_k \beta_{nk} x_{nik} + \varepsilon_{ni} \quad (1)$$

其中：

$U_{ni}$ ：個體 n 選擇替選方案 i 之效用；

$V_{ni}$ ：個體 n 選擇替選方案 i 之可衡量效用；

$\varepsilon_{ni}$ ：個體 n 選擇替選方案 i 不可衡量之效用，為獨立的 Gumbel 分配；

$\beta_{nk}$ ：隨機變數；

$x_{nik}$ ：方案 i 與決策者 n 特性有關之第 k 個可觀測變數。

$$P_{ij} = \frac{e(x_{ij} \beta_j)}{\sum_{k=1}^m e(x_{ik} \beta_k)} \quad (2)$$

多項羅吉特模式雖然在某些方面有其使用上之優點，但由於其須滿足不相干獨立替選方案 (independence of irrelevant alternative property, IIA) 之特性，應用上較受限制，因此本研究擬應用混合多項羅吉特模型較估。混合多項羅吉特係由多項羅吉特發展而來，由於混合多項羅吉特可以採用任何隨機效用型態，因此使用上較多項羅吉特模式更有彈性。其模式架構與多項羅吉特模式之差異為方程式中由於 $\beta_{nk}$ 為隨機變數，且可依不同屬性的行為特性採用不同的機率密度函數，因此，混合多項羅吉特又可稱為「隨機參數羅吉特 (random parameter Logit, RPL)」或「隨機係數羅吉特 (random coefficient Logit, RCL)」。

$$U_{ni} = \sum_k \beta_k x_{nik} + \varepsilon_{ni} = \sum_k (b_k + \varphi \times Z) x_{nik} + \varepsilon_{ni} \quad (3)$$



$$P_{ij} = \int \frac{e(x_{ij}'\beta)}{\sum_{k=1}^m e(x_{ik}'\beta)} \cdot f(\beta | b, w) d\beta \quad (4)$$

混合多項羅吉特模型克服了傳統將所有個體購屋者視為同質性且無差異之決策者之缺點，將每位決策者之性質或偏好品味視為非均質之情況下，表現出因為不同決策者對於方案所產生之不同效用，稱為「不可觀察的回應異質性 (unobserved response heterogeneity)」，在模式中，若社會經濟特性變數所對應之參數為隨機變數，則可以表現出此部分之不可觀察的偏好異質性。另外，除了上段所述之隨機變數可表達不可觀察的回應異質性外，非隨機變數亦可以透過模式間之交互作用表達出購屋者之異質性。(3) 式中， $\beta_k$  為一非隨機參數，且非為常數，而是一與個人特性變數有關之函數。在函數式  $\beta_k = b_k + \varphi \times Z$  中， $Z$  為個人特性變數 (不會隨著選擇方案不同而改變)，如所得、年齡等， $\varphi$  則為變數  $Z$  所對應之係數值。而(4)式則為各方案被選擇之機率模型。

若  $\beta_k$  所對應之變數為方案屬性變數，如單價、面積等，則為前所述之「交互作用」，而函數中 ( $\varphi \times Z$ ) 部分亦隱含有市場區隔 (market segmentation) 之意義，可以藉此部分來衡量購屋者對於特定社會經濟變數之行為差異，例如不同年齡之購屋者對於不同單價之重視程度有所差異，而此差異部分即反映在 ( $\varphi \times Z$ ) 之參數中，此則為所謂「可觀察之回應異質性 (observed response heterogeneity)」。另一方面，若  $\beta_k$  所對應之變數為社會經濟變數，則可反映出「可觀察的偏好異質性」。

混合多項羅吉特模型各市場類型的選擇機率取決於隨機參數的分配，常用的隨機參數分配有常態分配 (normal)、對數常態分配 (log-normal)、三角分配 (triangular)、均勻分配 (uniform)，而研究者可以根據自身研究的隨機參數特性，來決定  $f(\beta|b, W)$  屬於何種分配。

## 一、常態分配

常態分配的數值介於  $-\infty$  到  $\infty$ ，因此若變數的隨機參數或常數項服從常態分配，表示購屋者對這些影響市場類型的機率的屬性有正面的反應，具有負面的反應，從其對屬性的反應之範圍，從負無窮大到正無窮大。

## 二、對數常態分配

對數常態分配是一右偏且右邊尾端無限延伸的分配，它的數值必定不小於 0，因此若變數的隨機參數服從對數常態分配，表示各購屋者對屬性的反應必定為同向的，而不會出現部分購屋者對該屬性有正面反應，而另一部分則有負面的反應發生。

### 三、三角分配

隨機參數 $\beta$ 若服從三角分配，參數範圍受限於 $-2a$ 到 $2a$ 之間，反應為 0 的出線機率最高，且購屋者的反應大於 0 及小於 0 的可能性皆為 1/2。雖然三角分配與常態分配皆屬於對稱型的分配，但三角分配與常態分配的差異在於，三角分配尾端是有範圍限制的，而常態分配卻能將尾端延伸至正負無窮大；此外，三角分配必定對稱於 0，而常態分配則不一定必須對稱於原點。

### 四、均勻分配

隨機參數 $\beta$ 若服從在 $(a, b)$ 的均勻分配，其參數數值在範圍 $(a, b)$ 出現的機率相等，表示購屋者對該屬性的反應為 $(a, b)$ 之間的數值，其發生的可能性是相同的。

混合多項羅吉特模型除了以隨機參數來表現個體異質反應的特色之外，也可用隨機誤差的觀點來描述模式的特色，個方案的隨機效用可表示為可觀測效用及隨機誤差的線性組合，可觀測效用更以參數及屬性的線性組合表示，如(5)式所示：

$$U_{ni} = V_{ni} + \varepsilon_{ni} = \beta' X_{ni} + \varepsilon_{ni} \quad (5)$$

$\beta$ 是一個包含固定參數及隨機參數的 $k'$ 維度向量，假定其中前面  $k$  個為具有隨機性質的參數，由於 $\beta' X_{ni} = b' X_{ni} + u_n' z_{ni}$ ，則可將 $\beta$ 拆解為參數平均值向量 $b=(b_1, \dots, b_k)$ 及其離差 $u_n = (u_{n1}, \dots, u_{nk})$ ， $u_n$ 是隨機參數向量對平均數位移後的結果，其平均數為 0，變異數矩陣中與 $\beta$ 中的隨機參數相同。因此可進一步將各市場類型的隨機效用改寫為：

$$U_{ni} = b' X_{ni} + u_n' z_{ni} + \varepsilon_{ni} \quad (6)$$

其中：

$X_{ni}$  包含所有屬性的向量，維度為 $k' \times 1$ 。

$b$  為包含所有屬性的參數平均值向量，維度為 $k' \times 1$ 。

$z_{ni}$ 是含有隨機參數的屬性向量，維度為 $k \times 1$ ， $k \leq k'$ 。

$U_n$ 是隨機參數的離差向量，維度為 $k \times 1$ ， $k \leq k'$ 。



### 第三節 模型適合度判斷(Goodness of fit)

不同於回歸分析以 $R^2$ 表示應變數被模型所解釋的變異比例，個體選擇模式以模型的對數概似函數值(log likelihood)來比較其優劣。將可觀測屬性帶入各方案的概似函數中，並將所有個體真正挑選的方案之概似函數相乘，其乘積稱為概似函數值(likelihood)。若將概似函數值取對數轉換可得對數概似函數值，這是一個由參數所構成的函數。當設定的模型恰當配適資料時，個體真正選擇的方案，透過可觀測屬性所求得的概似函數值應愈高，表示模型愈能夠判斷個體真正挑選的方案，此時概似函數值愈接近於1。而由於概似函數值介於0~1之間，對數概似函數值必定為一負值，因此模式愈佳，對數概似函數值愈大，且其值愈接近於0( $\log(1)=0$ )。

#### 一、概似比指標(likelihood ratio index, $\rho^2$ )

在不同的模型之下，由屬性參數所構成的對數概似函數值，以符號計為 $LL(\beta)$ 。而若模式內的屬性參數為0的情況下，所構成的對數概似函數值，以符號計為 $LL(0)$ ，定義概似指標如下：

$$\rho^2 = 1 - \frac{LL(\beta)}{LL(0)} \quad (7)$$

由兩極端的情形可以說明 $\rho^2$ 的數值範圍。當模式完全描述出個體的選擇行為，意即根據觀測到的屬性能夠完全判斷出個體真正挑選的方案，則其概似函數值為1，且 $LL(\beta)=0$ ，因此 $\rho^2 = 1 - \frac{LL(\beta)}{LL(0)} = 1$ 。但若觀測到的屬性對選擇行為並無任何影響時，則 $LL(\beta)$ 與 $LL(0)$ 則無差異，因此 $\frac{LL(\beta)}{LL(0)} = 1$ ，且 $\rho^2 = 1 - \frac{LL(\beta)}{LL(0)} = 0$ 。由此可知，如果模式愈符合真實的選擇行為，則 $\rho^2$ 的值愈大，反之，若愈不符合則 $\rho^2$ 的值愈小，且其值必介於0~1之間，當 $\rho^2$ 愈接近1時，表示模型的配適度愈高。

#### 二、修正後的概似比指標(adjusted likelihood ratio index, $\overline{\rho^2}$ )

修正後的概似比指標與概似比指標不同之處，在於多考量了模型中的參數個數，因此，修正後概似比指標如下：

$$\overline{\rho^2} = 1 - \frac{LL(\beta) - \theta}{LL(0)}, \theta \text{ 為該模式的參數個數。}$$

### 三、 LR 檢定(Likelihood Ratio Test)

若以最大概似法校估參數，則可利用估計效用參數的概似函數對數值來衡量解釋變數的貢獻。概似比定義如下：

$$L^* = \frac{\max L(w)}{\max L(\Omega)} \quad (8)$$

其中， $L^*$ 為概似比， $\max L(w)$ 為在虛無假設之下，有  $M$  個參數的最大概似函數對數值， $\max L(\Omega)$ 為對立假說之下，欲予以檢定的最大概似函數對數值。

檢定統計量為：

$$-2 \ln L^* \quad (9)$$

上式之檢定統計量服從自由度為  $M$  的卡方分配，因此據此可進行統計推論，若檢定統計量大於臨界值，則落於拒絕域內，拒絕虛無假設，模型有統計上的顯著差異，若檢定小於臨界值，落於信賴區間內，則模型在統計上則視為沒有差異。



## 第四節 彈性效果

當市場上某種市場類型的住宅行銷策略改變時，將可能造成原市場佔有率的變動，而對個體選擇模式而言，當選擇集中的某市場類型住宅屬性變動時，購屋者對該市場類型其他類型的選擇機率，也會因該市場類型屬性變動而改變。而屬性的變動對市場類型本身被選機率的影響，稱為自身彈性；而影響其他替代市場類型的被選機率，則稱為交叉彈性。

自身彈性與交叉彈性的定義與選擇機率，觀測屬性的數值及屬性的參數值有關，由於購屋者選擇各市場類型的機率並不相同，因購屋者感受到的方案屬性不盡相同，因此針對每個購屋者求算出的自身彈性及交叉彈性，命名為個體自身彈性及個體交叉彈性。在個體選擇模式當中，多以總體自身彈性或總體交叉彈性來描述屬性變動對市場類型機率的影響，令  $n$  代表購屋者，則個體及總體的自身、交叉彈性分述如下：

- (一) 個體的自身彈性  $E_{x_{nik}}^{P_n(i)}$ ：市場類型  $i$  的第  $K$  個屬性在某特定值  $x_{nik}$  下，該屬性變動 1% 使自身市場類型機率  $P_n(i)$  變動的百分比。
- (二) 個體的交叉彈性  $E_{x_{nj k}}^{P_n(i)}$ ：市場類型  $j$  的第  $K$  個屬性在某特定值  $x_{nj k}$  下，該屬性變動 1% 使其他市場類型機率  $P_n(i)$  變動的百分比。
- (三) 總體的自身彈性  $\overline{E_{x_{ik}}^{P_n(i)}}$ ：個體自身彈性的平均，定義為  $\overline{E_{x_{ik}}^{P_n(i)}} = \frac{\sum_{n=1}^N E_{x_{nik}}^{P_n(i)}}{N}$ 。
- (四) 總體的交叉彈性  $\overline{E_{x_{jk}}^{P_n(i)}}$ ：個體交叉彈性的平均，定義為  $\overline{E_{x_{jk}}^{P_n(i)}} = \frac{\sum_{n=1}^N E_{x_{nj k}}^{P_n(i)}}{N}$ 。

市場類型的總體交叉彈性及總體自身彈性結果能提供市場上競爭的訊息，Copper (1998) 指出一品來的競爭力 (competitive clout)，可從其屬性的變動，對自身市場類型及其他市場類型的影響中看出。而一市場類型的受衝擊力 (vulnerability)，則可從其他替代市場類型及自身市場類型的屬性變動對自己造成的影響中看出，競爭力及受衝擊力之公式如下：

$$\text{方案 } i \text{ 的競爭力} = (\sum_{j \neq 1} (\overline{E_{x_{jk}}^{P_n(j)}})^2) + (\overline{E_{x_{ik}}^{P_n(i)}})^2 \quad (10)$$

$$\text{方案 } i \text{ 的受衝擊力} = (\sum_{j \neq 1} (\overline{E_{x_{jk}}^{P_n(j)}})^2) + (\overline{E_{x_{ik}}^{P_n(i)}})^2 \quad (11)$$

競爭力除了一部分來自於影響其他市場類型的交叉彈性平方和之外，該市場類型自身占有率的能力也是競爭力的一部分，例如預售屋屋降價吸引大批購屋者搶購，因此競爭力亦包含影響本身的自身彈性之平方。此外，一市場類型的受衝擊力除了一部分來自其他市場類型屬性變動所造成的交叉彈性平方和外，市場類型本身影響自身占有率的能力也是受衝擊的一部分，比如預售屋漲價，使得購屋者轉而購買其他類型，因此受衝擊力亦包含自身彈性的平方。

因此在混合多項羅吉特模型中，在分析購屋者的選擇行為時，因考慮購屋者對方案變數的不同反應，方案變數之參數可設定為隨機的變數 $\beta$ ，不過對於同一個購屋者而言，其對市場類型的固有偏好度及對行銷變數的反應應為相同，亦即購屋者 $T_n$ 次市場類型選擇的情境中，其 $\beta$ 具有相同的數值。購屋者在第 $t$ 次觀測時間點時，感受到市場類型 $i$ 的第 $k$ 個屬性數值為 $x_{ikt}$ ，且以 $P_t(i)$ 表示購屋者在第 $t$ 次觀測時間點選擇市場類型 $i$ 的機率，則混合多項羅吉特模型下的個體及總體的自身彈性、交叉彈性如下：

個體自身彈性  $E_{x_{ikt}}^{P_t(i)}$ ：

$$E_{x_{ikt}}^{P_t(i)} = \frac{\partial P_t(i) / P_t(i)}{\partial x_{ikt} / x_{ikt}} = \left\{ \frac{\beta_k x_{ikt}}{P_t(i)} \right\} \left[ \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} P_t(i|\beta) (1 - P_t(i|\beta)) f(\beta) d\beta \right] \quad (12)$$

總體自身彈性  $\overline{E_{x_{ik}}^{P(i)}}$ ：

$$\overline{E_{x_{ik}}^{P(i)}} = \frac{\sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^{T_n} 1}{\sum_{n=1}^N T_n} \left\{ \frac{\beta_k x_{ikt}}{P_t(i)} \right\} \left[ \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} P_t(i|\beta) (1 - P_t(i|\beta)) f(\beta) d\beta \right] \quad (13)$$

個體交叉彈性  $E_{x_{njk}}^{P(i)}$ ：

$$E_{x_{njk}}^{P(i)} = \frac{\partial P_t(i) / P_t(i)}{\partial x_{jkt} / x_{jkt}} = \left\{ \frac{\beta_k x_{jkt}}{P_t(i)} \right\} \left[ \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} P_t(i|\beta) (1 - P_t(j|\beta)) f(\beta) d\beta \right] \quad (14)$$

總體交叉彈性  $\overline{E_{x_{jk}}^{P(i)}}$  :

$$\overline{E_{x_{jk}}^{P(i)}} = \frac{\sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^{T_n} 1}{\sum_{n=1}^N T_n} \left\{ \frac{\beta_k x_{jkt}}{P_t(i)} \right\} \left[ \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} P_t(i|\beta) (1 - P_t(i|\beta)) f(\beta) d\beta \right] \quad (15)$$

根據以上對彈性效果的定義，本研究分別從單價、面積、公設比以及屋齡等四個變數分別探討其總體自身彈性與總體交叉彈性，結果呈於下列各表。以表五為例，在4×4的表格中，可得知各項方案變數的總體自身彈性及總體交叉彈性。此外，本研究進一步計算各市場類型於各屬性之競爭力與受衝擊力。





## 第五節 資料說明

### 一、 樣本敘述統計分析

表一 模型變數說明

變數名稱	單位	衡量方法
區位	無	0 為台北市，1 為台北縣
購屋目的	無	0 為偏向自住者，1 為偏向投資者
市場類型	無	1 為預售屋，2 為新成屋，3 為中古屋
前屋居住年數	年	連續變數
屋齡	年	連續變數
面積	坪	連續變數
公設比	%	連續變數
總價	萬	連續變數
搜尋頻率	間/月	連續變數，搜尋頻率由搜尋間數以及搜尋時間兩變數計算而成，意涵為單位月裡所搜尋的房屋間數。
購屋者年齡	年	連續變數
受教育年數	年	受教育級距改成連續變數— 國小→6 年 國中→9 年 高中→12 年 大專→16 年 研究所以以上→20 年
家戶平均月所得	萬元	所得級距改成連續變數— 3 萬以內→1.5 萬 3 萬~6 萬→4.5 萬 6 萬~9 萬→7.5 萬 9 萬~12 萬→10.5 萬 12 萬~15 萬→13.5 萬 15 萬以上→18 萬

資料來源：整理自《住宅需求動向》2009 上半年及下半年新購置住宅者問卷

根據本研究所採用之 2009 年『住宅需求動向』調查中之新購置住宅者之問卷資料，問卷內容詳見附錄一。本研究經過資料整理後，在刪除購屋類型非預售屋、新成屋、中古屋以及拍賣屋之樣本，以及剔除無效樣本後，有效樣本為 1,544

筆，其中預售屋 181 筆、新成屋 461 筆、中古屋 865 筆、拍賣屋 37 筆，即有 11.72% 之受訪者選擇購買預售屋，29.86% 之受訪者選擇購買新成屋，56.02% 之受訪者選擇購買中古屋，而僅有 2.4% 之受訪者選擇購買拍賣屋。從樣本資料上顯示，超過半數之大台北地區之購屋者選擇購買中古屋，而從樣本資料中，亦可以發現僅有非常少數的受訪者選擇購買拍賣屋，因此本研究將選擇購買拍賣屋之樣本資料 37 筆刪除後，有效樣本為 1,507 筆。

表一為本研究所採用之變數說明表，而表二為連續變數之敘述統計表，本研究採用之自變數，包含了購屋者屬性變數與方案屬性變數，本研究預計透過這些變數，分析不同之購屋者於三種不動產市場類型間之選擇差異。

表二 連續變數敘述統計表

變數	樣本數	平均數	標準差	最小值	最大值
前屋居住年數	1271	13.70	9.49	0	50
屋齡	1402	12.20	11.60	0	83
面積	1489	35.22	15.37	1	153
公設比	1075	19.67	11.50	0	50
總價	1397	984.98	933.60	25	11534
搜尋頻率	1349	12.36	20.18	0	200
年齡	1416	41.73	10.57	25	88
受教育年數	1516	15.15	2.50	6	18
家戶平均月所得	1469	90504.26	44736.63	17280	175000

資料來源：整理自《住宅需求動向》2009 上半年及下半年新購置住宅者問卷

## 二、樣本交叉分析

表三為樣本之交叉統計分析表。在購屋目的變數部分，以投資為目的之購屋者購買預售屋之比率為 16.08%，高於自住目的之購屋者之比率 10.86%，但在新成屋與中古屋之部分，則投資者之比例低於自住者。

在性別的部分，從交叉分析表中可以發現，男性與女性對於三種市場類型之房屋之購買比率差異不大，因此從樣本中之分佈可知購屋者之性別屬性，對於市場類型間不動產之選擇，並無太大的不同。

在教育程度變數部分，僅國小畢業者，選擇預售屋之比例高於其他類型，而中學畢業者選擇預售屋之比例最低。在新成屋的部分，教育程度與購買新成屋之

比率似乎呈現正向之關係，教育程度愈高者，購買新成屋之比例愈高，表示教育程度愈高者，愈追求較佳之生活品質，因此購買新成屋之比率愈高。

而在家戶平均月所得之變數部分，除了在家戶平均月所得未滿 30,000 元者外，呈現家戶所得愈高，購買新成屋與預售屋之比例愈高之現象；而在中古屋之部分，則呈現相反之情況，家戶所得愈高者，購買中古屋之比例愈低，由此可知，家戶所得愈高者因負擔能力較佳，較能負擔總價較高之預售屋與新成屋，而家戶所得較低者，因負擔能力較低，因此選擇中古屋之比例較高。

表三 樣本交叉分析表

		預售屋		新成屋		中古屋		總計	
		次數	%	次數	%	次數	%	次數	%
購屋目的	投資	41	16.08%	69	27.06%	127	49.80%	255	100.00%
	自住	140	10.86%	392	30.41%	738	57.25%	1289	100.00%
性別	女性	82	12.08%	201	29.60%	384	56.55%	679	100.00%
	男性	90	11.41%	235	29.78%	441	55.89%	789	100.00%
教育程度	國小	6	24.00%	4	16.00%	14	56.00%	25	100.00%
	國中	4	7.14%	14	25.00%	36	64.29%	56	100.00%
	高中職	19	6.91%	68	24.73%	174	63.27%	275	100.00%
	大專	117	12.53%	283	30.30%	517	55.35%	934	100.00%
	研究所以上	29	12.83%	82	36.28%	113	50.00%	226	100.00%
家戶平均所得	未滿 30000	7	16.67%	4	9.52%	30	71.43%	42	100.00%
	30000~60000	34	8.61%	109	27.59%	244	61.77%	395	100.00%
	60000~90000	31	7.64%	113	27.83%	246	60.59%	406	100.00%
	90000~120000	34	11.45%	99	33.33%	157	52.86%	297	100.00%
	120000~150000	20	16.81%	36	30.25%	62	52.10%	119	100.00%
	150000 以上	43	20.48%	78	37.14%	86	40.95%	210	100.00%
年齡	35 歲以下	49	10.02%	136	27.81%	301	61.55%	489	100.00%
	36~50 歲	81	12.09%	200	29.85%	366	54.63%	670	100.00%
	51~65 歲	27	11.59%	70	30.04%	128	54.94%	233	100.00%
	65 歲以上	2	8.33%	10	41.67%	12	50.00%	24	100.00%

資料來源：整理自《住宅需求動向》2009 上半年與下半年新購置住宅者問卷

而在購屋者年齡的部分，從表三之交叉分析表中可發現，當購屋者年齡愈大時，購買新成屋之比例愈高，反之，購買中古屋之比例愈低。此結果可能與家戶之生命週期有關，年齡愈低之購屋者為首購族之機率較高，首購族負擔能力較差，

因此選擇總價較低之中古屋比率較高，而年齡愈大的購屋者為換屋族之機率較高，換屋族負擔能力較佳，因此選擇新成屋之比率較高。



## 第四章 實證分析

本章透過混合多項羅吉特模型，校估解釋變數對房價預期的影響。

### 第一節 實證變數定義

#### 一、 方案屬性

本研究探討各種不同市場類型之房屋對購屋者選擇之影響各市場類型的單價、面積、屋齡、公設比以及議價空間是研究者可觀察到的方案屬性，而各方案具有其特定的方案屬性數值，且僅以一個參數代表該屬性對效用函數的影響效果。當參數的性質符號為正時，表示效用函數的數值隨屬性數值的增大而增加，對方案被選擇的機率有正向的影響；反之參數性質符號為負時，屬性數值提高則會降低效用函數的數值，對方案被選擇的機率有負的影響。

##### (一) 截距項

方案被受訪者選擇的比例中，未能被可觀測屬性解釋的部分會反應在方案的常數上，視為完全不考慮任何可觀測屬性下，購屋者對該市場類型的固有偏好度 (intrinsic preference)。而本研究設定中古屋為基準類別，則模式中可被估計的截距項僅有預售屋、新成屋以及中古屋三者而已。

##### (二) 單價

對購屋者而言，單價代表者購屋者對於所購房屋之負擔能力，因此當單價愈高之產品，隱含著家戶須具備愈高之負擔能力，而愈高之負擔將降低購屋者之購屋機率，因此預期單價參數之性質符號為負，當單價愈低時，被購買之機率愈高。

##### (三) 面積

面積表示購屋者購屋後所擁有的產權，亦即購屋者購屋後可享受的空間範圍，因此在不考慮其他因素下，面積愈大之房屋將對購屋者產生愈大的效用，面積愈大之住宅對購屋者產生較高之知覺品質，因此面積愈大之房屋，被購買之機率愈高，故預期面積之參數其性質符號為正。

##### (四) 議價空間

議價空間及賣方之開價與買方最後的成交價間之價差，因此以一般的購屋經

驗而言，當議價空間愈大時，將增加購屋者之購屋機率，因此預期議價空間之參數其性質符號為正。

#### (五) 公設比

公設比表示購屋者所購房屋之公共設施部分面積所占購屋者總購屋面積之比例，因此公設比愈高者，隱含購屋者所取得之「實坪」愈小，將減少購屋者之購屋機率，因此預期公設比之參數性質符號為負。

## 二、購屋者屬性

購屋者特性在三個方案的效用函數上，具有不同的屬性數值，因此該屬性在方案中具有不同的參數。但由於三個方案的機率總和為 1，必須設定其中一方案為基準類，則同一購屋者特性所能估計的參數僅有兩個，本研究以中古屋為方案之基準類。本研究所採用的購屋者特性如下：

#### (一) 購屋目的

購屋者不同之購屋目的，將對不同市場類型住宅有不同之選擇機率，因此模型中定義自住型購屋者為 0，而投資型購屋者為 1。若以中古屋為基準類，設定購屋目的-預售屋、購屋目的-新成屋等代表購屋目的屬性，此兩屬性必須同時存在於模型中，或同時從模型中去除。

#### (二) 購屋者年齡

購屋者年齡係一連續變數，因此在模型中，若以中古屋為基準類，設定購屋者年齡-預售屋、購屋者年齡-新成屋等代表購屋者年齡屬性，此兩屬性必須同時存在於模型中，或同時從模型中去除。

#### (三) 接受教育年限

本研究將教育程度轉換為具有順序性的尺度變數，學歷為國小以下者，接受教育年限為 6 年，國中為 9 年，高中職為 12 年，大專畢業則為 16 年，研究所以上則設定為 18 年。若以中古屋為基準類，設定購屋者教育年限-預售屋、購屋者教育年限-新成屋、購屋者教育年限-中古屋等代表購屋者教育年數屬性，此兩屬性必須同時存在於模型中，或同時從模型中去除。

#### (四) 家戶平均月所得

問卷中的家戶平均月所得是一連續的區間，因此本研究取區間的中位數做為

模式分析的數值，視為一具有順序性的尺度變數。其中 17,280 代表 0~30,000，因為 17,280 為台灣地區之最低所得薪資水準；45,000 代表 30,000~60,000，75,000 代表 60,000~90,000，105,000 代表 90,000~120,000，135,000 代表 120,000~150,000，175,000<sup>7</sup> 代表 150,000 以上。若以中古屋為基準類，設定家戶所得-預售屋與家戶所得-新成屋等代表家戶平均月所得屬性，此兩屬性必須同時存在於模型中，或同時從模型中去除。

#### (五) 購屋搜尋頻率

問卷中有「購屋搜尋時間」以及「購屋搜尋間數」等問項，因此本研究將此兩指標進一步以「購屋搜尋間數/購屋搜尋時間」計算成「購屋搜尋頻率」，表示在一個單位時間(月)裡，購屋者所搜尋的房屋間數。因此若以中古屋為基準類，設定搜尋頻率-預售屋、搜尋頻率-新成屋等代表搜尋頻率屬性，此兩屬性必須同時存在於模型中，或同時從模型中去除。

#### (六) 前屋居住年數

購屋者之前屋居住年數為一連續變數，因此若以中古屋為基準類，設定前屋年數-預售屋、前屋年數-新成屋等代表前屋年數屬性，此兩屬性必須同時存在於模型中，或同時從模型中去除。

---

<sup>6</sup> 依現行勞動基本工資，台灣地區最低薪資為 17,280 元，因此採取 17,280 為本研究 0~30,000 圓級距之代表數值。

<sup>7</sup> 因問卷的最高級距為 150,000 以上，因此計算基準較組中點稍高而為 17.5 萬元，以此考量高所得者之影響。

## 第二節 混合多項羅吉特模型分析

混合多項羅吉特模型背後所假設的選擇行為模式，是認為個體對其可選擇的方案，在完全不考慮其他可觀測變數對選擇機率的影響下，對各方案具有不同程度的固定偏好度，或者每個個體對方案的屬性有不同程度的反應，此時可在模型中假定屬性的參數是可變動的隨機參數。

表四為混合多項羅吉特之實證結果，由參數部分可看出各屬性對選擇行為的影響。而方案間的機率比率在混合多項羅吉特模型中可寫為 $\frac{P_n(i)}{P_n(j)} = \exp(V_{ni} - V_{nj})$ ，則 $\log \frac{P_n(i)}{P_n(j)} = V_{ni} - V_{nj} = (\theta'Z_{ni} + \beta_i'X_n) - (\theta'Z_{nj} + \beta_j'X_n)$ ，其中 $Z_{ni}$ 為方案*i*的屬性， $X_n$ 為購屋者*n*的屬性，則稱 $\log \frac{P_n(i)}{P_n(j)}$ 為方案的對數勝算(log odds)，當對數勝算比愈高，則表示購屋者選擇市場類型*i*相對於選擇市場類型*j*的可能性愈高，其值等於方案*i*、*j*的可觀測效用之差，也等同於屬性及參數的線性組合之差，因此透過對數勝算比中的參數，可了解屬性對選擇行為的影響。如果以 pre、new 及 old 分別代表預售屋、新成屋及中古屋等三種市場類型，設定中古屋為模式分析的基準類，則可分別寫出預售屋相對中古屋、新成屋相對中古屋之對數勝算等式，將表四之係數以英文代號，表示如下：

$$\begin{aligned} \log \frac{P_n(\text{pre})}{P_n(\text{old})} &= -21.22 + 0.06\text{sqire} - 0.10\text{price} - 0.29\text{bargain} + 0.02\text{ratio} \\ &\quad + 0.96\text{prepur} + 0.10\text{preage} + 0.63\text{preedu} + 0.00\text{preinc} \\ &\quad + 0.39\text{prusch} + 0.13\text{preyear} \\ \log \frac{P_n(\text{new})}{P_n(\text{old})} &= -13.67 + 0.06\text{sqire} - 0.10\text{price} - 0.29\text{bargain} + 0.02\text{ratio} \\ &\quad + 0.40\text{newpur} + 0.04\text{newage} + 0.47\text{newedu} + 0.00\text{newinc} \\ &\quad + 0.30\text{newsch} + 0.00\text{newloc} \end{aligned}$$

以下根據上述兩條對數勝算比中的參數數值，依序解釋各屬性對方案選擇的影響：

表四為混合多項羅吉特模型之結果， $\rho^2$ 為 0.56722，表示模型之配適度尚可，且 $-2\ln L^*$ 為 866.1804，大於 26.2962，通過 LR 檢定，拒絕須無假設，顯示模型在統計上有顯著的差異。



表四 混合多項羅吉特模型之結果

解釋變數		屬性參數值				
變數	係數	標準差	勝算比	p 值		
截距項	預售屋	-21.2218	1.936877	-10.957	0.0000	***
	新成屋	-13.6731	2.60088	-5.257	0.0000	***
方案屬性	面積	0.058083	0.00906	6.411	0.0000	***
	單價	-0.10317	0.007583	-13.606	0.0000	***
	議價空間	-0.28615	1.905571	-0.15	0.8806	
	公設比	0.02116	0.012726	1.663	0.0964	*
購屋目的	預售屋	0.95976	0.370154	2.593	0.0095	***
	新成屋	0.40335	0.48284	0.835	0.4035	
年齡	預售屋	0.096147	0.019225	5.001	0.0000	***
	新成屋	0.036832	0.029682	1.241	0.2146	
教育年限	預售屋	0.627781	0.084571	7.423	0.0000	***
	新成屋	0.47393	0.105324	4.5	0.0000	***
所得	預售屋	3.21E-05	4.26E-06	7.524	0.0000	***
	新成屋	1.73E-05	6.24E-06	2.769	0.0056	***
搜尋頻率	預售屋	0.394997	0.121001	3.264	0.0011	***
	新成屋	0.304573	0.196022	1.554	0.1202	
居住年數	預售屋	0.133915	1.95E-02	6.882	0.0000	***
	新成屋	4.34E-02	3.09E-02	1.406	0.1598	
LL(0)			-657.9409			
LL( $\beta$ )			-353.3960			
$\rho^2$			0.56722			
$-2\ln L^*$			866.1804			
$X^2_{16,0.05}$			26.2962			

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% 的顯著水準下顯著。

2. LL( $\beta$ ) 為對數概似函數值，LL(0) 為僅含常數項的對數概似函數值，模型配適度  $\rho^2 = 1 - [LL(\beta) / LL(0)]$ 。

3. 「勝算比」係以樣本平均數計算，可分析當某選擇方案中某連續性屬性值變動 1% 時，影響模型中所有方案被選擇機率的個別變動百分比。

## 一、 方案屬性

從表四之混合多項羅吉特模型之結果顯示，單價的係數為負，印證當單價提高時，將降低購屋者之購屋機率，而面積與屋齡之係數符號為正，此二變數之結果符合預期。然議價空間之性質符號為負，與預期並不相符，但此變數並不顯著。而公設比變數，其係數符號為正，顯示當公設比愈高時，將增加購屋者之購屋機率，此與預期並不相符，探究其原因，可能在於本研究之樣本均為於 2009 年購屋之購屋者，隨著時代的演進，現代的購屋者較過去的購屋者更加注重「生活品

質」，除了自身的居住單元之外，亦重視社區整體的效用，因此有完善公共設施之房屋，將較受購屋者之青睞，因此產生公設比愈高，購屋者購屋機率愈高之結果。

## 二、購屋者屬性

### (一) 購屋目的

若固定其他變數情況下，我們將購屋目的屬性代入 1 代表投資目的，帶入 0 代表自住目的，則將投資及自住的對數勝算相減，可得出投資目的相對於自住購屋目的的對數勝算比。

將購屋目的屬性代入混合多項羅吉特模型結果中，則  $\log \frac{\frac{P_n(pre)}{P_n(old)}|_{pur=1}}{\frac{P_n(pre)}{P_n(old)}|_{pur=0}} = -0.96$ ，因此  $\frac{P_n(pre)}{P_n(old)}|_{pur=1} = 2.59 \frac{P_n(pre)}{P_n(old)}|_{pur=0}$ ，表示購屋目的為投資之購屋者選擇購買預售屋之機率為中古屋之 2.59 倍。而雖然新成屋與中古屋的部分並未顯著，但投資購屋目的之購屋者購買拍賣屋之機率，於預售屋與新成屋之部分均為自住者之 0.84 倍。

### (二) 購屋者年齡

由於購屋者年齡為連續變數，因此在其他觀測屬性固定的情況下，分別將對數勝算中的年齡屬性代入  $x$  即  $x+1$ ，可得到對數勝算比如下：

將年齡屬性帶入混合多項羅吉特模型結果中，則  $\log \frac{\frac{P_n(pre)}{P_n(old)}|_{x+1}}{\frac{P_n(pre)}{P_n(old)}|_x} = 0.096$ ，則  $\frac{P_n(pre)}{P_n(old)}|_{x+1} = 5 \frac{P_n(pre)}{P_n(old)}|_x$ ，表示當年齡增加 1 單位時，購屋者選擇預售屋之機率相對於中古屋之機率比率是原先的 5 倍。

而在新成屋的部分則不顯著，由上述之結果顯示，若固定其他參數屬性，相對於中古屋而言，當購屋者的年齡愈增長，則愈傾向於選擇預售屋，顯示年紀愈長的購屋者，愈能承擔預售屋之知覺風險，並追求預售屋較高知覺品質。

### (三) 購屋者受教育年數

購屋者受教育年數的對數勝算比計算方式如同年齡屬性的計算方式，由表四之對數勝算比中顯示，當受教育年限提高 1 年時，購屋者買預售屋之機率比率為原先為購買中古屋之 7.42 倍，而購買新成屋之機率比率為原先購買中古屋之 4.5 倍。因此顯示購屋者之受教育年數愈多時，選擇預售屋之機率最高，其次為新成屋，而中古屋再次之。

#### (四) 家戶平均月所得

購屋者家戶平均月所得的對數勝算比計算方式如同年齡屬性的計算方式，因此由表四之對數勝算比中顯示，當家戶平均月所得提高 1 單位時，購屋者買預售屋之機率比率為原先購買中古屋之 7.52 倍，而購買新成屋之機率比率為原先購買中古屋之 2.77 倍。因此顯示購屋者之家戶平均月所得增加時，選擇預售屋之機率最高，其次為新成屋，而中古屋最低，此結果與一般經濟直覺相同，因為預售屋之價格最昂貴，新成屋次之，而中古屋又次之，因此家戶平均月所得愈高之家戶，選擇購買預售屋之機率愈高，而選擇購買中古屋之機率愈低。

#### (五) 購屋搜尋頻率

購屋者之購屋搜尋頻率的對數勝算比計算方式如同年齡屬性的計算方式，因此由表四之對數勝算比中顯示，當購屋搜尋頻率提高 1 單位時，購屋者買預售屋之機率比率為原先購買中古屋之 3.26 倍，而新成屋之部分則不顯著。因此顯示購屋者之搜尋頻率增加時，購買預售屋之機率最高。結果顯示購買預售屋之購屋者，因預售屋尚無實體存在，購屋者為降低其購屋知覺風險，購買預售屋之購屋者，其搜尋之頻率高於其他市場類型。

#### (六) 前屋居住年數

購屋者前屋居住年數的對數勝算比計算方式如同年齡屬性的計算方式，由表四之對數勝算比中顯示，當前屋居住年數提高 1 單位時，購屋者買預售屋之機率比率為原先購買中古屋之 6.88 倍，而新成屋之部分則不顯著。因此顯示購屋者之前屋居住年數愈多時，選擇預售屋之機率最高。究其原因，前屋居住年數愈長者，累積之資金成本愈高，因此較有能力負擔房價較高之預售屋，因此選擇預售屋之機率較高。

### 第三節 彈性分析

#### (一) 單價彈性

根據彈性的定義，從表五價格彈性的部分，可得知若預售屋的單價若上漲 1%，自身的選擇機率將降低 2.76%，而新成屋及中古屋之選擇機率則分別增加 0.70% 以及 1.31%，顯示預售屋之價格變動，對中古屋之影響程度較高，對新成屋之影響較低；若新成屋之單價上漲 1%，自身的選擇機率將降低 1.65%，而預售屋與中古屋之選擇機率則分別增加 0.32%、1.29%，顯示新成屋之價格變動，對中古屋之影響差別較大，而對預售屋被選擇機率之影響程度較小；而若中古屋的單價若上漲 1%，自身的選擇機率將降低 1.79%，而預售屋以及新成屋之選擇機率則分別增加 0.32% 與 0.69%，顯示中古屋之價格變動，對其他市場類型的影響均較不大，而對預售屋之影響又小於對新成屋之影響。

表五 單價屬性彈性分析

單價變動	機率變動		
	預售屋	新成屋	中古屋
預售屋	-2.762	0.704	1.311
新成屋	0.321	-1.654	1.285
中古屋	0.319	0.694	-1.793

注 1：表格中的對角線數值為各市場類型的總體自身彈性，非對角線為總體交叉彈性。

2：由各列的數值可以算出各市場類型的競爭力。

3：由各行的數值可算出各市場類型的受衝擊力。

而由表六顯示，在其他條件不變的情況下，對於單價屬性，預售屋之競爭力是最高的，表示當預售屋之單價變動時，影響其他市場類型住宅之選擇機率最大；但是預售屋之受衝擊力也最高，表示當其他任一市場類型之單價變動時，購屋者於預售屋之選擇機率亦被影響最大。而中古屋之競爭力次之，表示中古屋之單價變動對其他市場類型被選擇之機率影響較大，但中古屋衝擊力最小，表示中古屋之被選擇機率較不受其他市場類型價格變動因素的影響，亦即，當其他市場類型住宅之單價上漲或下跌時，對購屋者是否選擇中古屋並無太大的影響。

因此，當單價屬性發生變動時，較不影響中古屋購屋者之選擇，但卻大幅影響預售屋購屋者之選擇。而花敬群、張金鵲(1993)認為，雖然新屋市場雖占整體不動產市場的少數，卻具領導市場價格的能力，帶動存量價格的波動，在價格彈性中也得到相同之結論。

表六 單價屬性對各市場類型之競爭力與受衝擊力

	預售屋	新成屋	中古屋
競爭力	7.833	3.713	6.585
受衝擊力	9.843	4.490	3.798

## (二) 面積彈性

根據彈性的定義，從表七面積彈性的部分，可得知若預售屋的面積若增加 1%，自身的選擇機率將增加 1.44%，而新成屋與中古屋之選擇機率則分別減少 0.60%、1.13%，顯示預售屋之面積變動，對中古屋之影響較大；若新成屋之面積增加 1%，自身的選擇機率將增加 1.40%，而預售屋與中古屋之選擇機率則分別減少 0.33% 以及 1.14%，顯示新成屋之面積變動，對中古屋之影響較大，對預售屋被選擇機率之影響較小；若中古屋的面積若增加 1%，自身的選擇機率將增加 0.54%，而預售屋、新成屋以及拍賣屋之選擇機率則分別減少 0.29%、以及 0.57%，顯示中古屋之面積變動，對其他市場類型的影響均不大，其中對預售屋之影響更是微乎其微。

表七 面積屬性彈性分析

面積變動	機率變動		
	預售屋	新成屋	中古屋
預售屋	1.437	-0.602	-1.125
新成屋	-0.325	1.404	-1.139
中古屋	-0.293	-0.573	0.539

注 1：表格中的對角線數值為各市場類型的總體自身彈性，非對角線為總體交叉彈性。

2：由各列的數值可以算出各市場類型的競爭力。

3：由各行的數值可算出各市場類型的受衝擊力。

由表八顯示，在其他條件不變的情況下，於面積屬性，三種市場類型住宅之競爭力相去不遠，其中以中古屋稍高，而預售屋稍低，即當預售屋之面積變動時，對於其他市場類型住宅被選擇之機率影響較小，反之，當中古屋之面積變動時，對於其他市場類型住宅被選擇的機率影響較大，顯示預售屋與其他市場類型住宅間之區隔性，其他市場類型之被選擇機率較不受預售屋面積變動之影響。而在受衝擊力的部分，中古屋於面積屬性之受衝擊力明顯低於其他市場類型，顯示當其他市場類型之面積屬性變動發生變動時，對於中古屋之衝擊最小，而預售屋是三種市場類型中衝擊最大的。因此，當面積屬性變動時，較不影響中古屋購屋者之選擇，但卻會影響預售屋購屋者之選擇。

表八 面積屬性對各市場類型之競爭力與受衝擊力

	預售屋	新成屋	中古屋
競爭力	2.256	2.662	2.853
受衝擊力	3.693	3.374	0.705

## (三) 公設比彈性

根據彈性的定義，從表九之公設比彈性的部分，可得知若當預售屋的公設比增加 1%，自身的選擇機率將增加 0.31%，而新成屋、中古屋之選擇機率則將分別減少 0.13%、0.18%，顯示預售屋之公設比變動，對中古屋之影響稍大，新成屋較小；若新成屋之公設比增加 1%，自身的選擇機率將增加 0.23%，而預售屋、中古屋之選擇機率則分別減少 0.05%、0.17%，顯示新成屋之公設比變動，對中古屋之影響較大，對新成屋之影響很小。

若中古屋的公設比若增加 1%，自身的選擇機率將增加 0.18%，而預售屋以及新成屋之選擇機率則分別減少 0.05%、0.13%，顯示當中古屋之公設比比率變動時，對其他市場類型的影響均不大。

表九 公設比屬性彈性分析

面積變動	機率變動		
	預售屋	新成屋	中古屋
預售屋	0.306	-0.134	-0.175
新成屋	-0.053	0.226	-0.173
中古屋	-0.053	-0.133	0.179

注 1：表格中的對角線數值為各市場類型的總體自身彈性，非對角線為總體交叉彈性。

2：由各列的數值可以算出各市場類型的競爭力。

3：由各行的數值可算出各市場類型的受衝擊力。

由表十顯示，在其他條件不變的情況下，對於公設比屬性，三種市場類型住宅之競爭力相去不遠，其中以新成屋稍低，而預售屋稍高，即當預售之公設比變動時，對於其他市場類型住宅被選擇之機率影響較大，反之，當新成屋之公設比變動時，對於其他市場類型住宅被選擇的機率影響較小。

表十 公設比屬性對各市場類型之競爭力與受衝擊力

	預售屋	新成屋	中古屋
競爭力	0.099	0.087	0.093
受衝擊力	0.142	0.084	0.053

## 第五章 結論與建議

### 第一節 結論

不動產產品具有耐久財之特性，因此房屋市場可分為一手市場與二手市場，一手市場可分為新成屋市場與預售屋市場；二手市場即為中古屋市場。因此，住宅依其生產階段到使用階段，可分為預售屋、新成屋以及中古屋等三種市場類型次市場。

預售屋、新成屋與中古屋，各有其優缺點：預售屋賣相佳，建材設備新穎、低頭期款，但無實體存在，財務風險較高，實體風險較高；新成屋則眼見為憑，屋況新，產權清楚，知覺品質最高；中古屋價格相對較低，且可知社區管理及鄰居狀況，但因經前手居住使用過，但實體風險與時間風險較高。因此，三種不動產市場類型因具有不同之風險與品質，這些差異將影響購屋者於不動產市場類型間之選擇，因此不同屬性之購屋者將於市場類型住宅間，產生不同之選擇機率。

本研究採用 2009 年內政部建築營建署「住宅需求動向調查」之資料，利用混合多項羅吉特模型探討在不同限制條件下，探討預售屋、新成屋、中古屋與拍賣屋之個體選擇行為。因為個體選擇模式中的混合多項羅吉特模型加入了對購屋者異質性的考量，因此每個購屋者對市場類型的固有偏好度、方案屬性的反應皆不相同，而此模式也因不具有 IIA 的條件，允許購屋者對影響選擇行為的因素有異質的反應，改進多項羅吉特須符合於 IIA 特性的限制，也改進了巢式羅吉特模型對包容值過度假設的限制。

在混合多項羅吉特模型中，發現不同購屋目的之購屋者，於不同市場類型住宅間之選擇有所差異，以投資為目的之購屋者購買預售屋之機率較自住者高，顯示投資客較偏好於知覺風險較高之預售屋，期待以高知覺風險換取高的報酬，而自住者則選擇中古之機率較高。而在購屋者年齡變數的部分，混合多項羅吉特模型結果顯示出當購屋者年齡愈增長時，選擇預售屋之機率高於中古屋。預售屋之交易因尚無實體存在，須特別注意定型化契約條款是否公平，購屋知覺風險較高，而年齡較高之購屋者，有較多之社會經驗，因此較能承擔知覺風險較高之預售屋。

而受教育年數愈高、家戶平均月所得愈高之購屋者，選擇預售屋之機率較高，新成屋次之，而中古屋愈低，顯示受教育年數愈高者，負擔能力愈高，因此，在相同單價的前提下，教育程度較高之購屋者選擇總價較高之預售屋與新成屋之機率較高。

以價格彈性觀之，實證結果顯示預售屋之競爭力最高，表示當預售屋之單價變動時，影響其他市場類型之被選擇機率較大，即其他市場類型受到預售屋價格變動之影響較大，但預售屋之受衝擊力亦最高，因此預售屋亦受到其他市場類型價格變動之影響。而中古屋之單價變動亦會影響其他市場類型被選擇之機率，但中古屋衝擊力最小，因此其他市場類型住宅之單價上漲或下跌，對中古屋無太大的影響。因此，當單價屬性發生變動時，較不影響中古屋購屋者之選擇，但卻大幅影響預售屋購屋者之選擇。





## 第二節 建議

透過本研究之分析，發現不同市場類型之住宅，將影響不同屬性購屋者之購屋選擇。近年來台北都會區之房價過度高漲，政府為抑制房價繼續飆漲，應抑制投資客之投資需求，而從本研究之實證結果中可發現，投資型購屋者較偏好購買預售屋，因此，建議政府應改善稅制，以降低預售屋於一年內移轉免課土地增值稅之投機性質，或以政策鼓勵建商以新成屋之方式銷售，減少以預售屋之方式銷售，以抑制投資客之投資需求，避免房價過度上漲。

而透過單價屬性的彈性分析，發現無論當預售屋或新成屋之單價上漲時，中古屋之被選擇機率漲幅均最高，而當中古屋價格上漲時，其他市場類型被選擇之機率卻無太大之變動，由此可知，當預售屋或新成屋價格上漲時，購屋者轉而選擇相對便宜之中古屋，然當中古屋價格上漲時，購屋者卻維持選擇中古屋。因此，在台北都會區預售屋與新成屋價格不斷高漲的情況下，購屋者轉而選擇中古屋，以降低其負擔能力，然台北都會區之中古屋因都市更新議題之發酵，使得中古屋亦因都市更新議題而隱含投機色彩，使價格亦不斷高漲，致即使願意退而求其次選擇中古屋之購屋者，亦承受沉重之房價負擔。

因此，相對於預售屋與中古屋，政府更應設法抑制中古屋之價格飆漲。因此建議政府重新審視都市更新的運作機制，以降低其投資與投機色彩，此外，政府亦應透過資料透明化之方式或加強政策宣導，讓民眾真正了解都市更新，而非被業者或報章雜誌之宣導而過度期待都市更新後之資產增值。

此外，本研究受限於資料之缺乏，無法討論購屋者其前屋之市場類型。購屋者受到過去居住經驗的影響，因此前屋之購買與居住經驗將影響購屋者此次之購屋決策，這部分有待更完整資料以供討論。且資料受限於不包含未選擇方案之相關資訊，因此，僅能以其他家戶之實際選擇結果，做為該家戶非選擇方案之住宅屬性變數，此為本研究之研究限制。

## 參考文獻

- 白金安、張金鶚，1996，「預期景氣變動對預售屋與成屋價格差異影響之研究」，『中國財務學刊』3(2)：99-114。
- 朱芳妮、張金鶚、陳淑美，2008，「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」，『都市與計畫』35(4)：pp339-359
- 林祖嘉、陳建良，2005，「租買選擇、貸款選擇、與世代組成：巢式 LOGIT 模型之應用」，『住宅學報』14(1)：pp1-20
- 李泓見、張金鶚、花敬群，2006，「台北都會區不同住宅類型價差之研究」，『台灣土地研究』9(1)：pp63-87
- 李奇勳，2007，「知覺風險對消費者知覺價值之形成所扮演角色之探討」，『管理學報』24(2)：pp167-190
- 花敬群、張金鶚，1993，「房地產投機行為之研究」，『經社法制論叢』11：pp327-359
- 周美伶、張金鶚，2005，「購屋搜尋期間影響因素之研究」，『管理評論』24(1)：pp133-150
- 周美伶、張金鶚，2005，「購屋者外部資訊搜尋管到選擇行為與搜尋期間之探討」，『住宅學報』14(2)，pp1-25
- 周美伶、張金鶚，2004，「預售屋、新成屋與中古屋住宅選擇行為之探討」，『中華民國住宅學會論文集』10，pp223-234
- 封德台、謝雅菱，2006，「製造來源國與品牌名稱對消費者購買意願影響之研究－以國際性服飾品牌為例」，『經營管理論叢』2(1)：pp47-63
- 陳彥仲，1997，「住宅選擇之程序性決策模式」，『住宅學報』5：pp37-49
- 袁淑湄，2003，「應用混合 Logit 模型探討台灣家戶住宅選擇之研究」，國立成功大學都市計畫研究所碩士論文。
- 張金鶚、王健安、陳憶茹，2008，「法拍屋折價之謎：市場競爭程度是否更能解

- 釋折價?」,『交大管理學報』28(2): pp1-39
- 張金鶚、范垂爐,1992,「房地產真實交易價格之研究」,『住宅學報』,1: pp75-97
- 張金鶚,2003,『房地產投資與市場分析理論與實務 上篇:房地產投資分析』初版,台北市:張金鶚出版:華泰總經銷。
- 張麗姬,1994,「從遠期契約何現貨的角度論預售屋和成屋的價格關係—以台北市為例」,『住宅學報』,2: pp67-85
- 梁進龍、陳政平,2009,「咖啡連鎖業之體驗行銷、知覺價值與購買意願關係研究」,『經營管理論叢』,5(1): pp1-11
- 游淑滿、曾明遜,2009,「預售屋代銷制度之演進與變遷」,『土地問題研究季刊』8(1): pp29-40
- 廖仲仁、張金鶚,2009,「景氣期間購屋市場機制選擇集拍賣市場折價效果之再檢視」,『住宅學報』18(1): pp1-21
- 薛立敏、陳綉里,1998,「住宅租擁選擇下家計消費支出之比較」,『住宅學報』7: pp21-40
- 簡淨珍、張金鶚、林秋瑾,2000,「以替代性觀點看住宅租賃與自有市場之關係」,『中華民國住宅學會第九屆年會論文集』
- 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』9(1): pp1-17
- Dodds, Willian B., Kent B. Monroe and Dhruv Grewal, 1991, “The Effects of Price, Brand and Store Information on Buyers’ Product Evaluations.” *Journal of Marketing Research*, 28(August), pp.307-319.
- Gotlieb, J. B.; Grewal, Dhruv and Brown, Stephen W., 1994, “Consumer satisfaction and perceived quality: Complementary or divergent constructs?” *Journal of Applied Psychology*. 9(6), pp875-885.
- Gwin C. R., Ong S. E., 2001, “Overcoming Adverse Selection in Buying an Existing Home.” *Journal of Property Investment & Finance*, 19(3), pp:283-395

- Henderson J. V. and Ioannides Y. M., 1983, “ A Model of Housing Tenure Choice.” ,  
The American Economic Review, 73(1), pp. 98-113,
- Judith Yates and Daniel F. Mackay, 2006, “Discrete Choice Modelling of Urban  
Housing Markets: A Critical Review and an Application.” Urban Studies, 43(3)  
559-581
- Kauko Tom, 2006, “Expressions of Housing Consumer Preferences: Proposition for  
a Research Agenda” , Housing, Theory and Society, 23(2), , pp92 – 108
- Mayer, C. J., 1995 “A Model of Negotiated Sales Applied to Real Estate Auctions,”  
Journal of Urban Economics. 38(1): 1-22.
- Mayer, C. J., 1998, “Assessing the Performance of Real Estate Auctions” , Real  
Estate Economics. 26(1): 41-66.
- McFadden, D., 1975 , “ The Revealed Preference of Government Bureaucracy:  
Theory.” , The Bell Journal of Economics, 6(2):410-416
- McFadden, D., Train, K. and Tye, WB., 1977, “An Application of Diagnostic Test  
for the Independence from Irrelevant Alternatives Property of the Multinomial  
Logit Model.” Transportation Research Record 637: 39-46
- McFadden, D., 2002, “Disaggregate Behavioral Travel Demand’ s Run Side: A  
30-Year Retrospective.”
- McFadden, D., and Train, K., 2000, “Mixed MNL Models for Discrete Response.”  
Journal of Applied Economics 15: 447-470
- Mulder, 1996, “Housing choice:Assumptions and approaches,” Neth. J. of Housing  
and the Built Environment, 11(3).
- Opoku R. A. and Alhassan G. Abdul-Muhmin, 2010, ” Housing preferences and  
attribute importance among low-income consumers in Saudi Arabia” , Habitat  
International 34, pp219-227
- Rust R. T, Inman J. J., Jia J. and Zahorik A., 1999, “What You Don’ t Know About  
Customer Perceived Quality: The Role of Customer Expectation Distributions.”

Marketing Science 1, pp77-92

Sweeney, Jillian C., Geoffrey N. Soutar, and Lester W. Johnson, 1999, "The Role of Perceived Risk in the Quality-Value Relationship: A Study in a Retail Environment" *Journal of Retailing*, 75 (1), 77-105.

Srebnik, Livingston, Gordon and King, 1995, "Housing Choice and Community Success for Individuals with Serious and Persistent Mental Illness," *Community Mental Health Journal*, 31(2)

Timmermans, Molin and Noortwijk, 2005, "The Geography of Opportunity. Race and Housing Choice in Metropolitan America," *Brookings Institution Press*.

Waldman Michael, 1996, "Durable Goods Pricing When Quality Matters," *The Journal of Business* 69;489~510

Wang D. and Si-ming Li, 2006, "Socio-economic differentials and stated housing preferences in Guangzhou, China", *Habitat International* 30 , pp305-326

Yong Tu and Judy Goldfinch, 1996, "A Two-stage Housing Choice Forecasting Model." *Urban Studies*, 33(3), pp517-537

Zeithaml, Valerie A., 1988, "Consumer Preceptions Of Price, Quality and Value: A Means-End Model and Synthesis of Evidence," *Journal of Marketing*, 52, pp2-22

## 附錄一、住宅需求動向調查問卷

核定機關：行政院主計處  
 核定文號：  
 實施日期：98年7月1日至7月31日  
 有效期間：

### 內政部營建署

98年住宅需求動向調查表  
 資料時期：98年1月1日至6月30日

1.依據統計法第20條規定「政府辦理統計時，被調查者無論為機關、團體或個人，均有據實詳盡報告之義務」。  
 2.本調查資料專供整體統計分析應用，個別資料絕對保密不作其他用途，請惠予合作，據實填報。

### A卷：住宅需求動向調查(已購置住宅者)

一、請問您此次購置住宅的管道方式為(可複選；個別地區樣本數足夠時僅問此題後結束作答)

1.  透過建商或代銷公司      2.  透過房屋仲介業者      3.  自行上網搜尋  
 4.  透過張貼或發送之小廣告      5.  透過親朋好友介紹      6.  其他\_\_\_\_\_ (請說明)

二、(一)請問您此次購置住宅的動機為 1.  首購自住 2.  換屋自住 3.  投資 4.  其他\_\_\_\_ (請說明)

(二)購置住宅的自住或投資程度為 1.  純粹自住 2.  偏向自住 3.  偏向投資 4.  純粹投資

(三)請問促使您此次購置住宅的最主要原因為 (單選)

首購自住或換屋自住者，請勾選下列選項			投資者，請勾選下列選項	
1. <input type="checkbox"/> 改善居住環境	2. <input type="checkbox"/> 子女因素	3. <input type="checkbox"/> 父母因素	1. <input type="checkbox"/> 賺取價差	2. <input type="checkbox"/> 出租經營
4. <input type="checkbox"/> 工作因素	5. <input type="checkbox"/> 結婚	6. <input type="checkbox"/> 休閒/養老	3. <input type="checkbox"/> 其他_____	
7. <input type="checkbox"/> 其他_____				

(四)請問您本次資金主要來源為(請依金額多寡選出主要來源、次要來源、再次要來源)

主要來源：\_\_\_\_\_； 次要來源：\_\_\_\_\_； 再次要來源：\_\_\_\_\_；

1. 自有儲蓄現金或存款      2. 金融機構貸款      3. 民間標會      4. 親友借貸  
 5. 父母資助      6. 投入股市(含基金)資金或獲利  
 7. 出售原有房地產      8. 其他\_\_\_\_\_ (請說明)

(五)請問您認為此次購置住宅後是否會對於日後一般生活支出造成壓力？ 1.  完全沒有壓力 2.  很小壓力 3.  部分有壓力 4.  很大壓力 5.  非常大壓力

三、(一)請問您購進此住宅之前居住的住宅為

1.  自有(含配偶)      2.  父母子女所有      3.  租用住宅  
 4.  配住      5.  其他\_\_\_\_\_ (請說明)

(二)又在上述住宅居住多久？\_\_\_\_\_年

四、(一)請問您購此住宅的地區為 \_\_\_\_\_ 縣(市) \_\_\_\_\_ 區(鄉鎮市)

(二)請問您購此住宅前的居住地區為 \_\_\_\_\_ 縣(市) \_\_\_\_\_ 區(鄉鎮市)

(三)請問您原先規劃最希望購置住宅的地區為 \_\_\_\_\_ 縣(市) \_\_\_\_\_ 區(鄉鎮市)

五、請問您本次購置住宅的市場類型為

1.  預售屋      2.  新成屋      3.  中古屋      4.  法/銀拍屋      5.  其他\_\_\_\_\_ (請說明)

六、(一)請問您本次購置住宅的類型為



(六)請問您(購置住宅主要決策者)的從業身分為

1.  雇主                      2.  自營作業者            3.  受僱用者(含政府、私人)  
4.  無酬家屬工作者    5.  其他\_\_\_\_\_

(七)請問您(購置住宅主要決策者)的職業

1.  民意代表、行政主管、企業主管及經理人員(民意代表及政府行政主管人員、企業負責人及主管人員、生產及作業經理人員、其他經理人員)  
2.  專業人員(物理學、數學研究人員及工程科學專業人員、生物及醫學專業人員、教師、會計師及商業專業人員、律師及法律專業人員、社會科學及有關專業人員、其他專業人員)  
3.  技術員及助理專業人員(物理、工程科學助理專業人員、生物科學及醫療助理專業人員、教學及有關助理專業人員、財務及商業服務助理專業人員、政府行政監督及企業業務監督人員、行政助理專業人員、海關、稅務及有關政府助理專業人員、其他助理專業人員)  
4.  事務工作人員(辦公室事務人員、顧客服務事務人員)  
5.  服務工作人員及售貨員(個人服務工作人員、保安服務工作人員、模特兒、售貨員及展售說明人員)  
6.  農、林、漁、牧工作人員  
7.  技術工及有關工作人員(採礦工、營建工、金屬、機具處理及製造有關工作者、精密儀器、手工藝、印刷及有關工作者、其他技術工及有關工作者)  
8.  機械設備操作工及組裝工(固定生產設備操作工、機械操作工、組裝工、駕駛員及移運設備操作工)  
9.  非技術工及體力工(小販及服務工、生產體力工、其他非技術工及體力工)  
10.  現役軍人  
11.  家管  
12.  無(含退休)  
13.  其他\_\_\_\_\_

十三、請問您家庭平均月收入為

1.  未滿30,000元            2.  30,000元~未滿60,000元    3.  60,000元~未滿90,000元  
4.  90,000元~未滿120,000元    5.  120,000元~未滿150,000元    6.  150,000元以上

**問卷到此結束，謝謝您接受訪問！**