臺大管理論叢 2013/6
第 23 卷 第 2 期 1-28
DOI: 10.6226/NTURM2013.JUN.R10018

購屋者投資機率預測模型之探討

A Prediction Model for Housing Investment Probability

邱于修／鴻鑫不動產仲介經紀有限公司不動產經紀人
Yu-Shiou Chiou, Real Estate Agent, Hong-sin Real Estate Agency Limited Corporation

周美伶／桃園創新技術學院環境科技與管理系助理教授
Mei-Ling Chou, Assistant Professor, Department of Environmental Technology and Management, Taoyuan Innovation Institute of Technology

張金鶚／政治大學地政系教授
Chin-Oh Chang, Professor, Department of Land Economics, National Chengchi University

Received 2010/4, Final revision received 2011/6

摘 要

本文採用「住宅需求動向調查」2006Q4 至 2007Q3 之已購屋者問卷，以二元羅吉特模型之機率預測模型，分析投資者與自住者在住宅屬性、購屋搜尋行為與購屋者屬性之差異，並探討不同機率界限下，預測可信度最高之最適機率界限值。實證結果顯示，購買區位在中心都市、高單價、小面積產品、預售屋、中古屋與法 / 銀拍屋之購屋者，其為投資目的機率較高。此外，投資者具有搜尋時間短、年齡較長、男性、無固定職業及家庭平均月收入較高等特徵。本文運用貝氏定理得出當機率界限值為 0.7 時，模型預測可信度最高 (投資者達 72.22%，自住者達 80.06%)。以 2007Q4 的資料作樣本外驗證，投資者預測可信度為 65.52%，自住者預測可信度為 84.51%。最後，模擬不同權重下，應貸而未貸以及違約與提前清償的誤差，對於金融機構個別可能造成的損失，模擬結果同樣顯示 0.7 為損失最少的機率界限值。

【關鍵字】購屋行為、購屋投資者、預測機率模型

Abstract

This study investigates the government-conducted “Housing Demand Survey” from 2006Q4 to 2007Q3 to establish a binary logit model to analyze the housing attributes, search behaviors, and investors and owner-occupiers’ personal characteristics for financial institutions prediction in determining house buyer motivation and reducing the loss incurred when payment is not advanced or is defaulted. The empirical results show that the locations, prices, sizes, and types of houses are the dominant factors affecting investment probability. Investors tend to select houses located downtown with high unit prices and small in size. They also tend to buy pre-sale, resold, and auction houses. The individual attributes of buyers, such as gender, age, occupation, and income, also play an important role in investment decisions. The proposed model has the highest prediction accuracy when the probability cutoff point is 0.7 and the investors’ hit rate is 65.52 % in contrast to the owner-occupiers’ 84.51%, as indicated by the out-sample test. This study also determines that financial institutions incur the least loss with a cutoff point of 0.7 under different weights, when payment is not advanced or is defaulted.

【Keywords】homebuyer’s behavior, housing investor, probability prediction model

臺灣大學學術期刊資料庫

壹、前言

住宅兼具消費及投資雙重之功能，若以消費與投資功能來劃分購屋族群，可簡單區分自住型購屋者 (以下簡稱自住者) 與投資型購屋者 (以下簡稱投資者)。自住者以供自己居住使用之消費性目的為主；投資者則以收取租金或賺取價差為主要購屋目的。依據內政部營建署「住宅需求動向調查」之資料，投資者購屋動機以賺取價差與出租經營兩類為主，不論是轉售或出租均會影響住宅市場的供給。在全國五大都會區 (註 1) 的部分，2002 年第二季的投資者僅 5.2%，而近兩年都維持在 20% 上下，其中 2007 年第一季為最高點，達 23.2%；在台北市的部分，相同的期間之內，增加幅度更大，近兩年也都維持在 20% 以上，且其中有三季達 30% 以上，顯見投資者有逐年成長的趨勢 (見圖 1)，其在住宅市場扮演著越來越重要的角色，所產生之影響也越趨明顯。

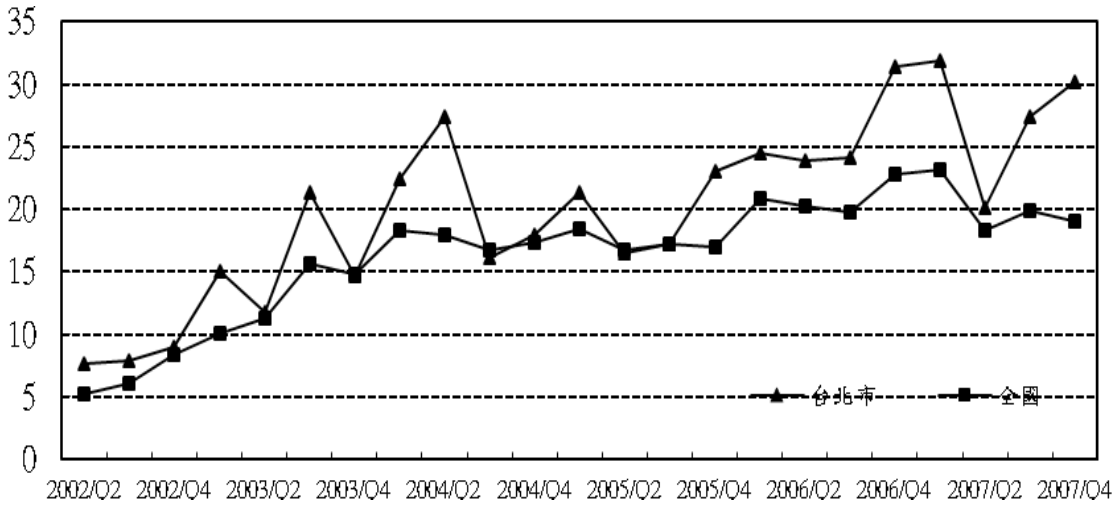


圖 1 歷年投資者之成長趨勢圖

資料來源：住宅需求動向調查 (2002Q2 至 2007Q4)

回顧國內外與購屋動機相關之研究，多數以探討租擁選擇、決策過程或還款行為為主，並藉此間接或直接推論可能之投資者特徵 (Philips, Rosenblatt, & Vanderhoff, 1996; 劉展宏、張金鶚，2001；Fang, 2005)。自住者為滿足最基本的居住需求，即使出現財務問題，仍會盡力以維護所有權為前提，較少出現短期的提前清償 (Prepayment) 或違約情況出現。與自住者相較，投資者以賺取最大利潤為前提，以短期出售或賺取價差為主要投資方式，當達到停利點時，可能出現提前清償；或是因持有成本過高出現財務危機，而出現違約 (Default) 行為，故投資者提前清償及違約機率較高 (Quigley

註 1　內政部營建署之「住宅需求動向調查」主要針對五大都會區進行調查，包括台北市、台北縣、桃竹縣市、台中縣市與高雄縣市。

臺灣土地學術期刊資料庫

& Robert, 1991; 劉代洋、李馨蘋，1994)。此現象將使金融業者發生資金流量與利息收益不確定的風險 (Philips et al., 1996)，顯見投資者特性之研究有其必要性。

特別是近來持續高漲的房價，讓各界擔心市場有過熱之虞 (張金鶚、陳明吉、鄧筱蓉、楊智元，2009)，而金融機構業者在美國爆發次級房貸風暴，以及消費者債務清理條例通過後所產生之「債清效應」，使得業者對於放貸業務越來越謹慎 (註 [2])，其中，尤以高投資性之小套房貸款緊縮狀況最為明顯。但是，僅用產品來判定是否為投資者可能產生偏誤，並對欲購買小套房之自住者並不公平，業者也會損失利息收入，導致逆選擇 (註 [3]) (Adverse Selection) 情事發生。只是，購屋者因考量稅賦、個人隱私或為了拉大議價空間等等因素，其購屋動機並不容易探查得知，大多僅能從言談之間猜測購屋者之購屋動機，且各家金融機構對於投資者並沒有統一的定義 (註 [4])，更顯出投資者行為之研究有其必要性。

綜上所述，本文為國內少見同時涵蓋住宅屬性、購屋搜尋行為與個人屬性，來實證投資者之購屋特徵的研究。本文建立機率預測模型，預測某購屋者成為投資者之機率，並探討在不同機率界限 (Cutoff Point) 下之預測準確率及可信度，找出最適機率界限值，以提高本模型之預測準確率及可信度，並探討金融機構在不同經營方針下之較適機率界限值，兼具理論與實務之貢獻。本文架構除第一部份前言外，第二部分是相關文獻回顧，第三部分是資料說明、實證模型與變數選取，第四部分是實證結果分析，第五部分是機率界限探討與預模型之驗證，最後是本文結論。

貳、文獻探討

過去關於住宅市場之購屋決策研究，包括生命週期與住宅供需之關係、租擁選擇、REITs 的投資分析與住宅貸款清償行為等等，主要是透過住宅特徵或是購屋者屬性去預測購屋動機，有助於本文選取適當之住宅特徵與購屋者屬性變數置入實證模型中。

註 [2] 依據債務清理條例之規定，對於非法人之住宅貸款者，在無法清償時，可以依據消費者債務清理條例規定，要求主要房貸銀行進行協商、聲請更生減債或破產清算。目前主要房貸銀行為因應債務人之協商要求，所研擬之對策主要為對有擔保的房貸部分，原則上是依原條件履約，若債務人一時經濟有困難，給予利息減免，或是延長利息寬限期。另外，整個房貸償還的期間，也可協商延長到剩餘年限的一倍。因此，「債清效應」使得銀行為避免債務人依循債務清理條例，要求協商、聲請更生減債或破產清算可能帶來的損失，提高風險趨避程度，採用以確保債權為優先的授信政策，進而使得放款轉趨保守。

註 [3] 指當銀行無法分辨低風險借款者與高風險借款者時，當逆選擇問題發生時，高風險借款者反較低風險借款者容易貸到款，會使得低風險借款者退出借款市場，而只剩高風險借款者。

註 [4] 以華南銀行為例，借款人身上同時有三件以上房貸時就要注意，合作金庫則是兩件以上就要注意，土地銀行是「多」件以上要注意，因而銀行界也流傳：「華三煎、合兩煎、土多煎」的說法，來暗諷各家對投資客的規範差異很大（陳怡慈，2008）。而關於住宅投機與投資的區分，也缺乏明確的文獻支持，一般多以持有時間來判斷，若短時間內移轉，可以將該次視為投機。但多短的持有時間屬於投機？也缺乏相關研究界定，加上問卷中缺乏「持有時間」之問項，因此，本文難以區分該次購買為投資或投機，僅能依據購屋者所自認之購屋目的區分為自住與投資兩類進行實證。關於投資者與投機者在住宅投資行為上之差異，有待後續研究討論。

臺灣博碩士論文知識加值系統

特別是租擁選擇或住宅貸款清償行為之研究，有直接提到或間接推論投資者的特徵，更有助於投資者特徵變數之選取。因此，本文透過回顧住宅購買決策與清償行為之相關文獻，以建立本文之實證模型與變數。

住宅租擁選擇之研究中，發現所得、家庭生命週期是影響購屋者是否購屋的主要因素。Henderson 與 Ioannides (1983) 將購屋區分為自住與投資兩種動機，前者是為了擁有所有權，後者是為了出租，且兩者互為消長。模型推論所得來源會同時影響住宅消費與投資行為。而 Haurin (1991) 發現戶長所得隨時間的變動率與擁屋率有負向關係。Davidoff (2001) 則指出住宅成本與所得對租擁選擇有交互影響。Brown、Schwann 與 Scott (2008) 的研究中也同樣證實所得會影響投資意願，而職業與年齡反應個人投資成本與所得累積情況，進而影響投資意願，故本文將所得、年齡與職業同時列入實證模型中。本文較 Brown et al. (2008) 之研究增加以轉售為主要投資方式的投資者，並探討住宅屬性對投資機率之影響。

除前述可能影響因素外，風險偏好可能會影響投資意願。依據郭敏華、郭迺鋒、邱耀初與范秉航 (2005) 對台灣股票投資人的研究，發現國內女性投資人樂觀態度與自信態度普遍低於男性，且 Bliss 與 Potter (2002) 以及 Eckel 與 Grossman (2002) 也發現女性基金經理人較傾向風險趨避。在住宅投資上，Brown et al. (2008) 研究卻發現澳洲女性較男性成為出租住宅投資者的機率較高，但作者未找到可解釋之原因，而台灣也缺乏相關研究探討性別對住宅投資的影響，故有必要將性別也列入實證模型加以探討，藉以釐清是否與國外出租住宅或股票投資之研究結果之異同。而投資者因非自住，決策所需考量因素應較簡化而有較短的搜尋期間。周美伶與張金鶚 (2005) 運用存活分析法實證結果也證實，自住者之搜尋期間為投資者之 1.15 倍，顯示搜尋期間也可作為判斷購屋動機之變數之一。

除購屋者屬性外，實務上，銀行在判定貸款成數時，會以風險控管的角度考慮產品的變現性，且住宅屬性 (如坪數、價格等等) 較易被觀察，因此，銀行事前以相關屬性判斷是否為投資者，抑或由事後的還款行為來判斷。劉代洋與李馨蘋 (1994) 加入購屋動機為解釋變數，實證結果顯示當抵押品為非自用住宅時即可能為投機或投資。而政府長期對需求面之調查「住宅需求動向調查」，更發現投資者為求容易高價轉售或出租的情況下，在購屋之住宅屬性甚或區位，傾向選擇購入或持有成本較低，以及容易出租或轉售產品，顯示所購住宅屬性可能對投資機率造成影響。但該調查缺乏不同產品類型、市場類型、區位等因素對投資機率影響之分析與投資機率預測。故本文將變數區分為三大類，包含所購買住宅之屬性、購屋搜尋行為及購屋者屬性，透過二元羅吉特模型 (Binary Logit Model)，針對投資者之住宅屬性、搜尋行為與個人特徵進行分析，以補足目前國內關於投資者特性研究之不足，並建立機率預測模型，與機率界限值之模擬分析，以提供金融機構實務上經營之建議。

臺灣土地金融學術期刊授權使用

參、資料說明、實證模型與變數選取

一、資料說明與實證模型

本文使用之問卷資料來源為行政院經濟建設委員會、財團法人台灣不動產資訊中心、與政大台灣房地產研究中心所共同研究調查製作的「住宅需求動向調查」資料。研究對象為針對土地銀行、台灣銀行等 16 家本國銀行，於 2006Q4 至 2007Q3 核准辦理購屋貸款的新貸款客戶。研究地區為台北市、台北縣、桃竹地區、台中縣市、高雄縣市等五大地區。並依據行政院主計處之統計地區標準分類 (註 [5])，將非都會區地區，即非中心都市亦非衛星市鎮地區剔除，由於該地區樣本數少，為避免成為極端值 (Outlier)，影響模型之預測能力，予以刪除，並採用「住宅需求動向調查」之標準剔除無效樣本後 (註 [6])，有效樣本為 2,084 筆。

二、實證模型

本文之因變數 (Dependent Variable) 為購屋動機，區分為自住與投資，屬於類別變數 (Categorical Variable) 而非連續變數 (Continuous Variable)，因此不適用線性迴歸模型，應使用二元羅吉特模型 (Binary Logit Model) 加以分析。

假設 $y_i = 1$ 表第 i 個觀察值為投資型購屋者

$y_i = 0$ 表第 i 個觀察值為自住型購屋者

當有 k 個自變數（Independent Variable）時，則第 i 個觀察值成為投資型購屋者之機率為：

$$p_i = \frac{e^{\alpha} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{ki}}{1 + e^{\alpha} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{ki}} \qquad \text{（式 1）}$$

那麼，事件的發生比 (The Odds of Experiencing an Event)，簡稱為賭倍比：

$$\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \alpha + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{ki} \qquad \text{（式 2）}$$

註 [5] 都會區係指在同一區域內，由一個或一個以上之中心都市為核心，連結與此中心都市在社會、經濟上合為一體之市、鎮、鄉 (稱為衛星市鎮) 所共同組成之地區，且其區內人口總數達三十萬人以上。

註 [6] 「住宅需求動向調查」為季調查資料，係透過銀行體系每季以定點留置問卷進行，請求各分行邀請所有新申請房貸者接受問卷調查，但並非所有的受訪者皆於本季購屋，研判可能因為單純資金需求而申貸。因此在進行問項分析前，會透過購買年與購買月之問項，先剔除不屬於當季的樣本資料。然而在購屋過程中，由決定購屋、過戶到貸款，一般都有時間落差，且購買預售屋者可能在數年前即已簽約，因此，該調查以下列條件進行有效樣本的判定：1. 購屋時間在當季及上一季的樣本均視為有效樣本；2. 購屋類型為預售屋，且購屋期間在三年以內者視為有效樣本。

臺灣大學圖書館

其中，$pi = P(y_i = 1 \mid x_{1i}, x_{2i}, ..., x_{ki})$ 為在給予特定自變數時，事件之發生機率，在本文可以分為三大類，包含所購買住宅之屬性、購屋搜尋行為及購屋者屬性。

三、變數選取與處理

（一）依變數

問卷問題為：「請問您貸款購屋之目的為：1. 純粹自住；2. 偏向自住；3. 偏向投資；4. 純粹投資。」針對純粹自住與偏向自住，以及純粹投資與偏向投資進行 T 檢定與卡方檢定，檢定資料間的差異。檢定結果顯示實證時可簡化變數並無不妥，即將填答純粹自住或偏向自住者歸為「自住者」，將填答偏向投資或純粹投資歸類為「投資者」，為虛擬變數 (註 [7])。

（二）自變數

1. 區位

區位在房地產投資分析上，是影響房價的關鍵因素。以目前台北都會區都市發展程度來看，位於市中心交通可及性較高而且生活機能較為充足，Chua 與 Hung (2001) 指出距離 CBD 越近，運輸成本較低、運輸工具可及性高以及通車時間較短，因此對於房價有正面影響。本文依據行政院主計處之統計地區標準分類，中心都市包含台北市、中壢市、桃園市、新竹市、台中市及高雄市，因為已刪除非都會區樣本，故其餘皆為衛星市鎮。推測中心都市之住宅出租或轉售較為容易、轉手性亦較好，屬於投資型產品。設虛擬變數，以衛星市鎮為參照組，預期符號為正。

2. 單價

購屋者進行購屋決策時，會考量所購買住宅是否符合其效用。參考特徵價格相關研究 (林祖嘉、馬毓駿，2007；李春長、童作君，2010)，住宅品質構成因素，包含了住宅外在之交通便利性、公共設施、路寬、臨街條件等等，以及住宅本身之建材、屋齡、樓層數、面積、建物結構、用途等等。這些因素所構成的各類住宅之差異，最終會反映在住宅價格高低上。而價格與品質之關係，依據「不動產估價技術規則」之相關規定，房價與品質應為正向關係。

因此，以該地區之中位數單價為準，高於該地區單價中位數者為高單價，其餘為

註 [7] 本文採用 T 檢定與卡方檢定結果，純粹自住與偏向自住在 10% 信賴區間下，僅區位有差異，其餘均無明顯差異。檢定結果分別為：區位 (χ^2 值 = 2.09*)、單價 (χ^2 值 = 6.29)、產品類型 (χ^2 值 = 1.53)、市場類型 (χ^2 值 = 1.69)、搜尋期間 (t 值 = 1.12)、搜尋間數 (t 值 = -0.78)、年齡 (t 值 = -0.57)、性別 (χ^2 值 = 0.09)、職業 (χ^2 值 = 3.04)、家庭月收入 (t 值 = 1.34)。而純粹投資與偏向投資在前述屬性上，在 10% 信賴區間下，均無明顯差異。檢定結果分別為：區位 (χ^2 值 = 7.47)、單價 (χ^2 值 = 0.37)、產品類型 (χ^2 值 = 5.85)、市場類型 (χ^2 值 = 3.39)、搜尋期間 (t 值 = 2.34)、搜尋間數 (t 值 = -1.06)、年齡 (t 值 = 0.68)、性別 (χ^2 值 = 0.04)、職業 (χ^2 值 = 13.26)、家庭月收入 (t 值 = -1.98)。故本文將純粹自住與偏向自住劃歸為自住者，以及純粹投資與偏向投資劃分為投資者。

臺灣大學土地經濟研究中心

低單價。其中台北市單價中位數為 30 萬元 / 坪、台北縣單價中位數為 18 萬元 / 坪、桃竹地區單價中位數為 12 萬元 / 坪、台中及高雄地區之單價中位數皆為 11 萬元 / 坪。高於地區單價之產品，隱含品質較佳，出租或轉手機率也較高，屬於投資型產品。以高單價產品為參照組，設虛擬變數，預期符號為負。

3. 產品類型

除以區位、價格來劃分產品外，本文更以面積大小作產品分類。二十坪以下為小面積產品，隱含為套房產品；二十坪至六十坪為中面積產品，這樣的面積較適合一般小家庭之需求與預算，即俗稱之主流典型產品；六十坪以上則為大面積產品。依據內政部之統計資料，2006 年至 2007 年平均家戶人數為三人左右，故中面積之典型產品較符合一般家戶需求。而建商推出套房產品總是訴求「低總價」、「低自備款」、「易轉手」、「高投資報酬率」，套房產品的主要購屋者可能多以投資為主，至於大面積之產品，總價高、需求對象有限，投資機率可能較低。故設虛擬變數，以中面積產品為參照組，小面積產品預期符號為正，大面積產品預期符號為負，三類型之投資發生機率，由大至小，依序為小面積、中面積、大面積。

4. 市場類型

假設投資者面對擁有相似住宅建材、格局、面積、外在環境等條件之預售屋、新成屋、中古屋或法 / 銀拍屋時，若投資者選擇購買預售屋，且在完工交屋前轉售，因此屬訂屋契約之移轉行為，無增值稅、所得稅 (花敬群、張金鶚，1993) 及契稅 (註 [8]) 之負擔，所以交易成本較低，但須承擔無法順利在交屋前轉售，以及完工後產品不如預期之風險，其投資機率應僅高於新成屋。而新成屋價格相對較高，使得投資者之持有成本較其他三類產品增加，且縮小轉售獲利空間，進而降低投資新成屋發生機率。而與類似條件之新成屋相比，中古屋之總價相對較低，投資者投入成本低，可選擇在裝修後增價出售，也可在景氣狀態不明時，先出租收取租金，以待景氣好轉後出售，其投資機率應次於法 / 銀拍屋。法 / 銀拍屋較市價便宜，但投標流程複雜、屋況較差甚至無法確定屋況、標後糾紛多及資金調度需充足等因素，容易造成自住者對於拍賣屋望之卻步 (張梅音、鍾陳佳，2002)，所以投資發生機率高於其他類型。市場類型設虛擬變數，以新成屋為參照組，預期符號均為正，且市場類型投資發生機率，依序為法 / 銀拍屋、中古屋、預售屋、新成屋。

5. 搜尋時間與搜尋間數

周美伶與張金鶚 (2005) 運用存活分析法實證結果顯示，自住者之搜尋期間為投資者之 1.15 倍，其原因是在購屋者為理性經濟人的假設下，自住者購屋主要供自己或家

註 [8] 契稅條例第 14 條規定：「有下列情形之一者，免徵契稅……五、建築物於建造完成前，其興建中之建築工程讓與他人繼續建造未完工部分，因而變更起造人名義為受讓人，並以該受讓人為起造人名義取得使用執照。」

臺灣大學學術期刊資訊庫

戶居住使用，住宅服務水準高低切身相關。自住者追求的是住宅總體服務水準最大，期待住宅符合個別家戶所有成員共同需求，加上遷移成本之存在，使得自住者決策錯誤之購後失調情形將大於投資者；而投資者追求的是資本利得最大，期待住宅符合市場可接受之普遍需求，且不需協調家戶所有成員之需求，僅期待在持有或轉手之間獲利，顯示對於同一間住宅，自住者將有較多的搜尋效益，故自住者之搜尋期間應較投資者長，此預期符號為負。

6. 年齡

房地產昂貴性，需要時間累積足夠資金，且以家戶生命周期看來，早年須滿足家庭自住的需求，晚年才有多餘的資金作投資，因此，此變數之預期符號為正。

7. 性別

依據 Brown et al. (2008) 對澳洲之研究，顯示女性較傾向投資，但未能提出合理解釋。依據郭敏華等人 (2005) 對台灣股票投資人的研究，發現國內女性投資人樂觀態度與自信態度普遍低於男性，且 Bliss 與 Potter (2002) 以及 Eckel 與 Grossman (2002) 也發現女性基金經理人較傾向風險趨避。國內住宅資訊公開程度不如國外，加上購屋投資金額龐大，相對可能有較高的投資風險，進而降低女性投資意願。因此，本文採用該調查受訪者 (主要購屋決策者) 之性別，設虛擬變數，以男性為參照組，預期符號依舊為負。

8. 職業

將問卷中有固定職業收入之軍公教、民間機構及其他，歸為有固定職業者，而家管、自由業及無業者，並非一定無職業收入，但具有職業收入不固定之特性，歸為無固定職業收入者，設虛擬變數。值得注意的是，此處之無固定職業者均為已購屋者問卷之受訪者，故不同於一般無經濟能力之無業者，推測無固定職業隱含為專業投資者。房地產之投資需要耗費相當的時間與精力，進行搜尋與投資管理，依據 Brown et al. (2008) 之研究，無固定職業者有較多時間、精力從事房地產投資，設虛擬變數，以無固定職業者為參照組，預期符號為負。

9. 家庭平均月收入

此變數在問卷中為級距式問法，若單以原始問項 (1 至 6) 無法判斷所得增加幅度對投資機率所造成的影響，故本文以組中點為試算依據，改成連續變數。家庭平均月收入與購屋動機的關係，因房地產具有昂貴性，不同於一般的小額投資工具，房地產投資進入門檻高，需要資金積累到一定的程度才能投資，預期符號為正。

茲將變數名稱、代號、說明及預期符號整理如下表 1：

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1 自變數預期符號表

	變數名稱	代號	說明	預期符號
住宅屬性	區位	LOC1 LOC2	中心都市 = 1 衛星市鎮 = 0 (參照組)	+
	單價	UP1 UP2	低單價 = 1 高單價 = 0 (參照組)	-
	產品類型	SQ1	小面積 = 1 中面積 = 0 (參照組)	+
		SQ2	大面積 = 1 中面積 = 0 (參照組)	-
	市場類型	MA1	預售屋 = 1 新成屋 = 0 (參照組)	+
		MA2	中古屋 = 1 新成屋 = 0 (參照組)	+
		MA3	法 / 銀拍屋 = 1 新成屋 = 0 (參照組)	+
搜尋行為	搜尋時間	F1	連續變數	-
	搜尋間數	F2	連續變數	-
購屋者屬性	年齡	YE	連續變數	+
	性別	SE1 SE2	女性 = 1 男性 = 0 (參照組)	-
	職業	JO1 JO2	有固定職業 = 1 無固定職業 = 0 (參照組)	-
	家庭平均月收入	IN	連續變數	+

四、敘述統計

有效樣本為 2,084 筆，其中投資者有 425 筆 (20.39%)，自住者有 1,659 筆 (79.61%)。表 2 為連續性變數之敘述統計，其中，每一變數之 t 檢定結果顯示投資者及自住者在搜尋時間、搜尋間數、年齡、家庭平均月收入上均具有顯著差異。搜尋時間方面，投資者之平均搜尋時間 (4.69 月) 短於自住者 (5.75 月)。搜尋間數方面，投資者之平均搜尋間數 (7.63 間) 少於自住者 (9.12 間)。年齡方面，投資者之平均年齡 (40.08 歲) 大於自住者 (36.75 歲)。家庭平均月收入方面，投資者之家庭平均月收入 (9.65 萬) 高於自住者 (7.82 萬)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2 連續自變數敘述統計分析表

變數名稱		全部樣本	投資者	自住者	t 檢定 (註 [9])
搜尋時間（月）	平均數	5.53	4.69	5.75	t = -4.26***
	標準差	5.17	4.36	5.33	-
搜尋間數（間）	平均數	8.81	7.63	9.12	t = -3.29***
	標準差	10.77	7.29	11.47	-
年齡（歲）	平均數	37.43	40.08	36.75	t = 7.11***
	標準差	8.14	8.81	7.81	-
家庭平均月收入（萬元）	平均數	8.19	9.65	7.82	t = 7.89***
	標準差	3.97	4.39	3.76	-

註：「*」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，未標示表示不顯著。

表 3 為類別變數之敘述統計結果，在 5% 的顯著水準下，不論是投資者或自住者在單價、產品類型、市場類型、性別與職業上具有顯著差異，但區位僅投資者有顯著差異。區位方面，投資者購買在中心都市之產品較多，佔 61.18%。自住者購買中心都市與衛星市鎮之比例相近，均為五成。單價方面，投資者較多購買高單價產品，佔 55.29%；自住者以購買低單價產品為主，佔 53.71%。產品類型方面，小面積產品以投資者購買比例較高，佔 17.88%；大面積產品以自住者購買比例較高，佔 12.78%。市場類型方面，投資者購買中古屋比例較高 (53.41%)，自住者則購買新成屋比例較高 (46.35%)，此外，購買中古屋、預售屋或法 / 銀拍屋之投資者比例均高於自住者。性別方面，投資者為男性比例高於女性，佔 62.12%。職業方面，不論投資或自住均以有固定職業為主，但無固定職業者之投資者比例佔 32.23%，明顯高於自住者之 12.46%。

表 3 類別自變數次數分配表

變數名稱	類別名稱	全部樣本	投資者	自住者
區位	中心都市	52.54%	61.18%	50.33%
	衛星市鎮	47.46%	38.82%	49.67%
	χ^2 值 (註 [10])	11.60***	19.72***	2.73*
單價	高單價	48.13%	55.29%	46.29%
	低單價	51.87%	44.71%	53.71%
	χ^2 值	27.26***	1.23*	39.93***

註 [9] 此處之 t 檢定為檢定該連續變數，在投資者及自住者間是否具有統計上之顯著差異。

註 [10] 此處之卡方檢定為檢定該類別變數，就投資者及自住者而言，在不同類別上是否有達到統計上之顯著性水準。

臺灣人文社會學術期刊資料庫

產品類型	小面積	10.94%	17.88%	9.16%
	中面積	76.68%	71.29%	78.06%
	大面積	12.38%	10.82%	12.78%
	χ^2 值	3338.15***	462.35***	2897.23***
市場類型	預售屋	9.79%	10.59%	9.58%
	新成屋	43.57%	32.71%	46.35%
	中古屋	45.20%	53.41%	43.10%
	法 / 銀拍屋	1.44%	3.29%	0.96%
	χ^2 值	1775.69***	333.40***	1518.49***
性別	男	57.49%	62.12%	56.30%
	女	42.51%	37.88%	43.70%
	χ^2 值	83.24***	36.33***	52.27***
職業	無固定職業	16.14%	32.23%	12.46%
	有固定職業	83.86%	67.77%	87.54%
	χ^2 值	1564.82***	80.31***	1565.44***

註：「*」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，未標示表示不顯著。

肆、實證結果與分析

本文以二元羅吉特模型建立投資者之機率預測模型。模型配適度方面，由表 4 之實證結果可以得知，本預測模型之和諧對為 73.4%，模型配適度只含截距項的模式為 3900.27，而同時包含截距項及解釋變數之模式為 3452.35，則 HL 指標值為 9.55，對應自由度為 8 的卡方值，其 P 值為 0.2983，表示模型配適度良好。

在多元共線性 (Multi-Collinearity) 診斷方面，由表 4 可以看出，全部自變數之容忍度皆大於 0.4，即各個自變數之間並無存在多元共線性問題 (註 [11])。顯著性檢定方面，在 5% 的顯著水準下，除了「產品類型」的大面積變數與「搜尋間數」外，其餘變數皆達統計檢定上之顯著水準，且對依變數之影響，皆與預期符號相符。

在所購住宅屬性部分，購買中心都市住宅者，其是投資者的發生機率會是自住者發生機率的 1.24 倍。可能原因為中心都市就業機會多，生活機能健全，因此投資者要出租或是轉售均較為容易。價格部分，購買高單價產品者，其是自住者的發生機率為投資者的 0.71 倍，隱含高單價產品代表其各方面條件較佳，如區位良好、屋齡較新等等，則轉手較容易，租金也較高，較適合作為投資型產品。

註 [11] 本文利用容忍度（Tolerance，$1-R^2_{xk}$）來判斷自變數間的多元共線性。其中 R^2_{xk} 為 x_k 作為依變數時與其他自變數之間的確定係數，當 R^2_{xk} 很高時，容忍度便很低，表示相應自變數與其他自變數之間存在高度相關，即存在多元共線性。判斷準則部分，Mendard (1995) 提出容忍度小於 0.2 代表多元共線性存在，而容忍度小於 0.1 時，代表多元共線性嚴重；又 Allison (1999) 則提出容忍度小於 0.4 即應視為多元共線性存在。本文採取較為嚴謹之作法，以 Allison 之標準作為準則。

臺灣期刊資料庫

面積部分，整體來說，投資發生機率由高至低依序為小面積產品、中面積產品、大面積產品。其中，小面積產品 (套房產品) 係數為正，表示購買套房之購屋者，其是投資者的發生機率為自住者的 2.72 倍，反應出套房產品因購入門檻低，且不符合一般家庭居住需求，所以容易成為投資型產品。大面積產品係數為負，但係數不顯著，顯示購買大面積或中面積產品之購屋者，其為自住或投資之機率沒有顯著差異，且係數為負數，可能與大面積產品因為購入門檻高、需求市場小，短時間內轉售或出租較困難，而較不容易成為投資標的有關。

市場類型部分，整體來說，不同市場類型之投資發生機率依序為法 / 銀拍屋、中古屋、預售屋、新成屋。與新成屋相較之下，其中，預售屋之投資發生機率為自住的 1.51 倍；中古屋投資發生機率為自住的 2.01 倍；法 / 銀拍屋投資發生機率為自住的 7.52 倍。此結果與預期符號相符，顯示與新成屋相較之下，類似條件之預售屋、中古屋或法 / 銀拍屋，因購入門檻或交易成本較低，賺取價差之可能性較高，故較易成為投資標的。

搜尋行為變數之搜尋時間及搜尋間數係數均為負，但搜尋間數不顯著。此結果顯示，購屋搜尋時間較長者，自住發生機率較高，且每增加搜尋一個月，投資發生機率是自住者的 0.97 倍。此結果驗證了周美伶與張金鶚 (2005) 運用存活分析法實證結果顯示，自住者之搜尋期間會較投資者來的長。

在購屋者屬性上，購屋者之年齡係數為正，表示年齡越大，成為投資者之機率較大，且每增加一歲，其為投資者的發生機率為自住者的 1.03 倍。蓋房地產投資較其他投資標的昂貴許多，而投資所需資金需要年齡的累積，此結果與國外研究相符。性別部分，女性係數為負，表示女性成為投資者之發生機率為自住者的 0.77 倍，此結果與澳洲之研究結果不同。但符合郭敏華等人 (2005) 對台灣股票女性投資人樂觀態度與自信態度普遍低於男性之研究結果，且 Bliss 與 Potter (2002) 以及 Eckel 與 Grossman (2002) 也發現女性基金經理人較傾向風險趨避之結果相呼應。可能與國內住宅資訊公開程度較低，加上購屋投資金額龐大，相對有較高的投資風險，進而降低女性投資意願。

職業部分，有固定職業者之係數為負，表示有固定職業者之投資發生機率為自住的 0.35 倍，與國外研究相符。此結果隱含國內有固定職業者，可能因房地產投資耗時耗力，交易成本高，不易以房地產為投資標的，無固定職業者才有時間、精力挑選好產品、看準適當之時機進出場。因此無固定職業者實際上隱含其為「專業投資者」之可能。

家戶所得部分，家庭平均月收入較高者係數為正，表示家庭平均月收入越高，成為投資型購屋者之機率越大，且家庭平均月收入每增加一萬元，其為投資者之發生機率為自住的 1.11 倍，可能與房地產投資較其他投資標的昂貴許多，因此家庭平均月收

臺灣土地金融期刊資料庫

入較高之家庭較有能力投資有關。

表 4 自變數參數估計表

變數名稱			參數估值	Wald 值	容忍度	Odds Ratio
	截距項		-2.7526***	106.9988	-	-
	區位		0.2121***	5.8055	0.9836	1.236
	單價		-0.3413***	14.5458	0.9442	0.711
產品屬性	產品類型	小面積	1.0009***	56.5863	0.9755	2.721
		大面積	-0.0811	0.3195	0.9121	0.922
		預售屋	0.4087***	8.8131	0.8759	1.505
	市場類型	中古屋	0.6956***	48.4087	0.8227	2.005
		法 / 銀拍屋	2.0186 ***	49.5704	0.9679	7.523
搜尋行為	搜尋時間		-0.0351***	12.6062	0.8997	0.965
	搜尋間數		-0.0026	0.3856	0.9123	0.997
購屋者屬性	年齡		0.0284 ***	26.8090	0.8896	1.029
	性別	女性	-0.2791***	9.5702	0.9709	0.756
	職業	有固定職業	-1.0389 ***	104.0938	0.9531	0.354
	家庭平均月收入		0.1020 ***	83.6490	0.8647	1.107
樣本數				2,084		
AIC (Intercept and covariates)			3452.35	Likelihood Ratio		473.92***
Percent Concordant (協調對)			73.4	Score		495.05***
Goodness-of-Fit Test (x^2)			9.55	Wald		408.08***

註：「*」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，未標示表示不顯著。

伍、最適機率界限值與預測模型之驗證

一、模型預測準確率與可信度

除瞭解投資者之特徵外，使用者更關心的就是模型預測準確率與可信度，因此以下將探討各個機率界限值下之模型預測準確率與可信度，找出模型在何種機率界限值下，擁有最高預測準確率或最大預測可信度。

首先，使用 SAS 的 PROC LOGISTIC 程序運用刀切法 (註 [12]) (Jacknife Method)，可以得到在不同機率界限 (註 [13]) 下之預測歸類情形 (參見表 5)，並可計算出模型預測

註 [12] 其計算方法為，在原始資料中省略一筆觀察值，然後執行 logistic 迴歸模型，計算這一省略觀察值的預測機率，並根據測量值和預測值進行分類。重複上述過程 n 次 (n 為樣本大小)。即一次省略一個觀察值，直至每個案例都得到分類 (王濟川、郭志剛，2004)。

註 [13] 「機率界限 (Cutoff Point)」是指如果一個觀測值的預測事件發生機率大於機率界限，就將其界定為預測事件發生，否則就作為預測事件不發生。應用在本文時，表示當一個觀測值的預測事件發生機率大於機率界限，即推測其為投資者，反之，推測其為自住者。所以，一個觀測值是

臺灣博碩士論文知識資料庫

準確率與可信度。

在預測準確率之計算公式如下：

投資者預測準確率 (註 [14]) = 正確預測投資者發生的案例數 / 投資者樣本總數。例如機率界限 0.50 時，敏感度 = 46/425 = 10.82% (參見表 5)。

自住者預測準確率 (註 [15]) = 正確預測自住者發生的案例數 / 自住者樣本總數。例如機率界限 0.50 時，指定度 = 1619/1659 = 97.59% (參見表 5)。

依據表 5 之各個機率界限下的預測歸類情形，可以繪製出圖 2。由圖 2 可以看出，敏感度及指定度曲線交叉在機率界限為 0.20 時，投資者預測準確率為 66.35%，自住者預測準確率為 66.61%，此時模型整體之預測準確率最高，即敏感度和指定度加總為最高。

表 5 各個機率界限下之預測歸類情形

機率界限	預測正確		預測不正確		預測準確率		預測可信度	
	投資者 (%)	自住者 (%)	投資者 (%)	自住者 (%)	投資者 (%)	自住者 (%)	投資者 (%)	自住者 (%)
0.05	422	84	1575	3	99.30	5.10	21.13	96.55
0.10	390	439	1220	35	91.80	26.50	24.22	92.62
0.15	335	817	842	90	78.80	49.20	28.46	90.08
0.20	282	1105	554	143	66.35	66.61	33.73	88.54
0.25	219	1317	342	206	51.50	79.40	39.04	86.47
0.30	178	1425	234	247	41.90	85.90	43.20	85.23
0.35	130	1498	161	295	30.60	90.30	44.67	83.55
0.40	92	1547	112	333	21.60	93.20	45.10	82.29
0.45	65	1585	74	360	15.30	95.50	46.76	81.49
0.50	46	1619	40	379	10.82	97.59	50.00	81.25
0.55	36	1635	24	389	8.50	98.60	60.00	80.78
0.60	26	1645	14	399	6.10	99.20	65.00	80.48
0.65	16	1649	10	409	3.80	99.40	61.54	80.13
0.70	13	1654	5	412	3.10	99.70	72.22	80.06
0.75	5	1655	4	420	1.20	99.80	55.56	79.76
0.80	2	1657	2	423	0.50	99.90	50.00	79.66

否被界定為預測事件發生，有賴於機率界限的確定。通常，大多採用 0.5 作為機率界限，但 Neter、Kutner、Nachtsheim 與 Wasserman (1999) 則認為以 0.5 作為機率界限必須符合以下兩要件：

1. 事件不發生 (y = o) 機率和發生 (y = 1) 機率的比例須相當；
2. 錯誤預測事件為不發生 (y = 0) 及發生 (y = 1) 所付出的成本必須接近，否則以 0.5 當作機率界限將是錯誤預測方法。

註 [14] 即敏感度（Sensitivity）= 正確預測事件發生的案例數 / 觀測事件發生的總數。

註 [15] 即指定度（Specificity）= 正確預測事件未發生的案例數 / 觀測事件未發生的總數。

臺灣大學博碩士論文知識庫

0.85	1	1658	1	424	0.20	99.90	50.00	79.63
0.90	0	1659	0	425	0.00	100.00	-	79.61
0.95	0	1659	0	425	0.00	100.00	-	79.61
1.00	0	1659	0	425	0.00	100.00	-	79.61

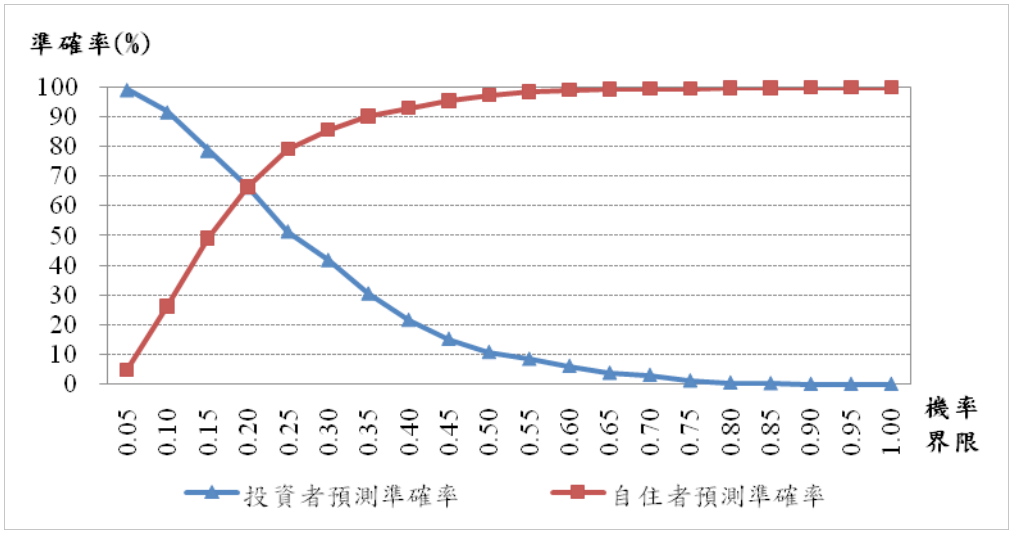


圖 2 各個機率界限下之投資者及自住者預測準確率曲線

又 Swinburne (2005) 提到，貝氏定理 (Bayesian Theorem) 對於修正敏感度及指定度是一個有效的工具。因此接著運用貝氏定理，進一步求算投資者預測可信度 (Positive Predictivity) 及自住者預測可信度 (Negative Predictivity) (註 [16])。

式 3 為條件機率式 (註 [17])，代表在預測為投資者事件發生的條件下，實際是投資者事件發生的機率。其中，PI 為預測其為投資者之筆數，有 86 筆；RI 為實際為投資者之筆數，有 425 筆；$RI_1 \cap PI_2$ 為預測其為投資者，且正確是投資者，有 46 筆 (參見表 6)。由式 3 可以計算出當某一筆購屋者樣本，被模型預測為投資者，它有 50.00% 的機率為真正的投資者，因此機率界限 0.5 時，投資者預測可信度為 50.00%。

投資者預測可信度 $= P(RI_1 \cap PI_2 \mid PI)$ （式 3）

$$= \frac{P(RI_1 \cap PI_2)}{P(PI)}$$

註 [16] Positive Predictivity 及 Negative Predictivity 指標通常運用在醫學領域，翻譯為「陽性預測能力」及「陰性預測能力」，本文為增加易讀性，根據其求算目的，將前者命名為「投資者預測可信度」，後者則為「自住者預測可信度」。

註 [17] $P(B \mid A)$ 代表在事件 A 發生的條件下，事件 B 發生的機率。

臺灣期刊論文線期刊資料庫

$$= \frac{0.02}{0.04} \text{(參見表 7)} = 50.00\%$$

式 4 當中，PO 為預測其為自住者之筆數，有 1,998 筆；RO 為實際為自住者之筆數，有 1,695 筆；$RO_1 \cap PO_2$ 為預測其為自住者，且確實為自住者，有 1,619 筆。(參見表 6) 透過式 4 計算當某一筆購屋者樣本，被模型預測為自住者，它有 81.25% 的機率可能為真正的自住者，因此機率界限 0.5 時，自住者預測可信度為 81.25%。

自住者預測可信度 $= P(PO_1 \cap PO_2 \mid PO)$ （式 4）

$$= \frac{P(RO_1 \cap PO_2)}{P(PO)}$$

$$= \frac{0.78}{0.96} \text{(參見表 7)} = 81.25\%$$

表 6 機率界限 0.5 之分類表

		實際歸類 (R)		
		投資者 (I_1)	自住者 (O_1)	
預測歸類 (P)	投資者 (I_2)	$(RI_1 \cap PI_2)$ = 46 筆	$(RO_1 \cap PI_2)$ = 40 筆	PI = 86 筆
	自住者 (O_2)	$(RI_1 \cap PO_2)$ = 379 筆	$(RO_1 \cap PO_2)$ = 1,619 筆	PO = 1,998 筆
		RI = 425 筆	RO = 1,659 筆	合計 = 2,084 筆

表 7 機率界限 0.5 之聯合機率分配表

		實際歸類 (R)		
		投資者 (I_1)	自住者 (O_1)	
預測歸類 (P)	投資者 (I_2)	$P(RI_1 \cap PI_2)$ = 46/2084 = 0.02	$P(RO_1 \cap PI_2)$ = 40/2084 = 0.02	P(PI) = $P(RI_1 \cap PI_2)$ + $P(RO_1 \cap PI_2)$ = 0.04
	自住者 (O_2)	$P(RI_1 \cap PO_2)$ = 379/2084 = 0.18	$P(RO_1 \cap PO_2)$ = 1619/2084 = 0.78	P(PO) = $P(RI_1 \cap PO_2)$ + $P(RO_1 \cap PO_2)$ = 0.96
		$P(RI)$ = $P(RI_1 \cap PI_2)$ + $P(RI_1 \cap PO_2)$ = 0.20	P(RO) = $P(RO_1 \cap PI_2)$ + $P(RO_1 \cap PO_2)$ = 0.80	1

下圖 3 為投資者及自住者預測可信度曲線圖，兩者並無交叉點，找不到兩個相同預測可信度之點，但我們可以找出在機率界限為 0.70 時，使得投資者預測可信度為最

臺灣大學學術期刊資料庫

高點 (72.22%)，此時的自住者預測可信度亦達到 80.06%，因此此點為最佳之點。

綜上所述，可以發現預測準確率和預測可信度的差異在於分母的不同。以投資者來說，前者是投資者樣本數，為一固定常數；後者則是所有本模型預測為投資者的情形，包含預測正確及不正確的樣本數。因此，後者較能貼近描述本模型之預測能力，後續將以預測可信度指標作為討論對象。

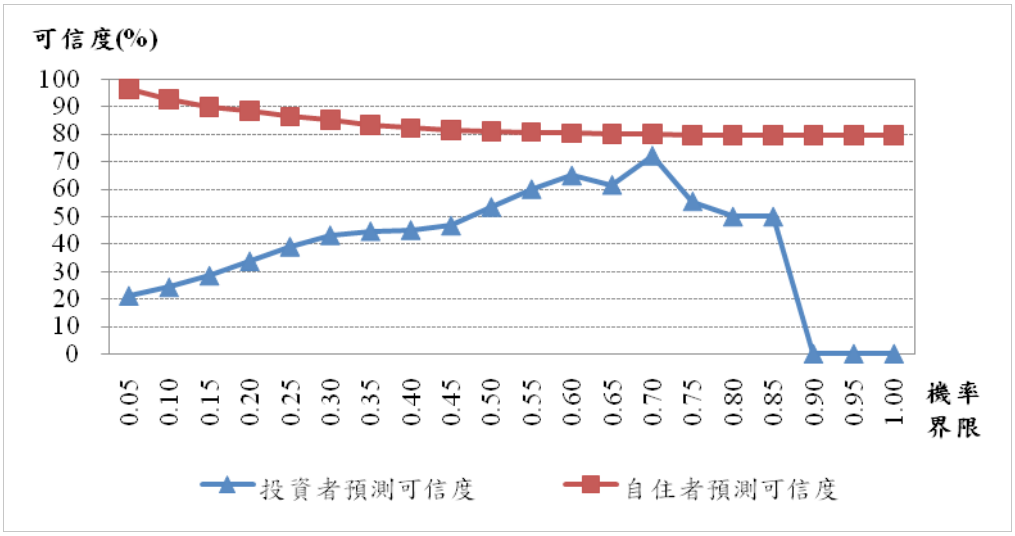


圖 3 各個機率界限下之投資者及自住者預測可信度曲線

二、樣本外資料驗證

為了解本文所建立購屋者機率預測模型之命中率 (Hit-Rate)，接著將使用樣本外資料作驗證。

（一）資料說明

本文使用「住宅需求動向調查」2007Q4 的資料進行驗證，採用與該調查採用相同之樣本篩選標準，剔除無效樣本後，共 952 筆有效樣本，其中投資者有 162 筆 (17.02%)，自住者有 790 筆 (82.98%)。

（二）驗證結果

由前述模型預測準確度與可信度的模擬分析可知，本文之購屋者機率預測模型於機率界限定在 0.70 時，模型的配適度最高。因此，本文於樣本外資料驗證時，亦採用 0.70 作為機率界限。由下表 8 可以看出樣本外資料代入購屋者機率預測模型時，資料的歸類情形。其中，投資者被正確歸類的有 19 筆，被不正確歸類則有 143 筆；自住者被正確歸類的有 780 筆，被不正確歸類則有 10 筆。

臺灣大學 期刊資料庫

表 8 機率界限 0.70 時的命中率

實際歸類 \ 預測歸類	投資者	自住者
投資者	19(筆)	143(筆)
自住者	10(筆)	780(筆)

接著，並可進而計算出投資者及自住者之預測可信度：

$$\text{投資者預測可信度} = \frac{\text{預測正確之投資者(筆)}}{\text{預測正確之投資者(筆)} + \text{實際為自住者但預測為投資者(筆)}}$$

$$= \frac{19}{19+10} = 65.52\%$$

$$\text{自住者預測可信度} = \frac{\text{預測正確之自住者(筆)}}{\text{預測正確之自住者(筆)} + \text{實際為投資者但預測為自住者(筆)}}$$

$$= \frac{780}{780+143} = 84.51\%$$

由上述計算結果可知，投資者預測可信度達 65.52%，自住者預測可信度則達 84.51%。

三、金融機構於不同經營策略下的運用

金融機構應該如何運用本投資者機率預測模型呢？以穩健經營的角度觀之，金融機構應極小化「實際為投資者但預測為自住者」之誤差，該誤差將導致金融機構錯放貸給投資者，造成提前清償或違約損失的增加；由自住者預測可信度簡式 (註 [18]) 可以得知，當極小化「實際為投資者但預測為自住者」之誤差時，同時也會是自住者預測可信度最高之機率界限值，在這個情況下是以 0.05 作為機率界限值最適當。

但以利潤極大化的角度觀之，則金融機構應極小化「實際為自住者但預測為投資者」之誤差，該誤差起因係為金融機構錯將自住者視為投資者，而給予較差之貸款條件，如較低之貸款成數、較高之貸款利率，可能使得自住者轉往別家銀行貸款，造成應貸而未貸之利潤減損及逆選擇問題。由投資者預測可信度簡式 (註 [19]) 可以得知，當極小化「實際為自住者但預測為投資者」之誤差時，同時也會是投資者預測可信度最高之機率界限值，在這個情況下也是以 0.70 作為機率界限值最適當，故最「高」預測

註 [18] 自住者預測可信度 = 預測正確之自住者 (筆) ÷ (預測正確之自住者 (筆)+ 實際為投資者但預測為自住者 (筆))

註 [19] 投資者預測可信度 = 預測正確之投資者 (筆) ÷ (預測正確之投資者 (筆)+ 實際為自住者但預測為投資者 (筆))

臺灣大學學術期刊資料庫

可信度之機率界限值不見得是最「適」機率界限值，宜視該金融機構之經營方針而定之。

然而，上述推論是假設兩種損失是相同的，但實際上兩種損失應該是不同的。可惜的是，目前並沒有相關統計數據或是經驗值可供參考，所以本文以模擬的方式，觀察不同預測誤差對於金融機構所造成的損失。由表 9 可以看到，當機率界限定在 0.70 的時候，使用本機率預測模型會有 27.78% 的機率，誤將自住者歸類成投資者，此時會造成應貸而未貸的損失；另一方面，會有 19.94% 的機率，誤將投資者歸類成自住者，此時會造成違約及提前清償的損失。假設兩者的損失為 1：2，即應貸而未貸會造成 100 元損失，違約或提前清償會造成 200 元損失 (註 [20])，因此當同時各預測錯誤一筆時所造成的總損失為 67.66 元。而當兩者的損失為 1：3 時，同時各預測錯誤一筆時所造成的總損失為 87.60 元。從表 9 也可以發現，即便是給予兩種損失不同權重之後，還是將機率界限定在 0.70 時的預測誤差所造成的損失為最小。

表 9 賦予兩種損失不同權重計算所造成之總損失

機率界限	應貸而未貸的誤差 (註 [21])	違約及提前清償的誤差 (註 [22])	應貸而未貸的損失	違約及提前清償的損失	應貸而未貸的損失	違約及提前清償的損失
			1	2	1	3
			總損失		總損失	
0.05	78.87%	3.45%	85.76		89.21	
0.10	75.78%	7.38%	90.54		97.93	
0.15	71.54%	9.92%	91.38		101.31	
0.20	66.27%	11.46%	89.18		100.64	
0.25	60.96%	13.53%	88.01		101.54	
0.30	56.80%	14.77%	86.34		101.11	
0.35	55.33%	16.45%	88.23		104.69	
0.40	54.90%	17.71%	90.33		108.04	
0.45	53.24%	18.51%	90.26		108.76	
0.50	46.51%	18.97%	84.45		103.42	
0.55	40.00%	19.22%	78.44		97.66	
0.60	35.00%	19.52%	74.04		93.56	
0.65	38.46%	19.87%	78.21		98.08	

註 [20] 本文假設應貸而未貸的損失小於違約及提前清償的損失，其主要原因在於，對於金融機構而言，若判斷錯誤造成應貸而未貸，頂多損失利息收益，且這筆資金同樣可以作其他的放貸。但是，如果因為判斷錯誤造成違約或提前清償發生，金融機構除損失利息外，特別是違約，還需承擔擔保品可能不足以足額清償債務與處理費用的風險。

註 [21] 實際上是自住者，被預測歸類為投資者。

註 [22] 實際上是投資者，被預測歸類為自住者。

臺灣博碩士論文知識資料庫

0.70	27.78%	19.94%	67.66	87.60
0.75	44.44%	20.24%	84.93	105.17
0.80	50.00%	20.34%	90.67	111.01
0.85	-	20.37%	-	-
0.90	-	20.39%	-	-
0.95	-	20.39%	-	-

陸、結論

投資者對促進房市交易活絡有相當之助益，但投資者之還款行為相較於自住者是較為不穩定的，加上房貸業務為金融機構重要資金收入來源，不管是提前清償或是違約皆非金融機構所樂見，若控管不當可能造成經營風險。以往文獻多著重投資者個人特徵，但缺乏相關實證同時分析國內投資者之住宅屬性與個人特徵，更遑論投資機率的預測。本文採用「住宅需求動向調查」之資料，建立投資預測機率之二元羅吉特模型，分析不同購屋動機在購買住宅屬性、搜尋行為與購屋者屬性之差異，藉以補足國內在住宅投資者研究上之缺口，更期望能提供一較為客觀之投資者機率預測模型，供金融機構作為放款評估準則，消極面可降低行政費用、呆帳損失，積極面可提高其獲利能力，穩定金融市場，使得本文同時具有學術與實務上之價值。

本文實證結果顯示投資者和自住者在所購買之住宅屬性、搜尋行為及購屋者屬性上，的確是有所差異。中心都市、高單價、小面積產品之產品，以及預售屋、中古屋與法 / 銀拍賣屋，易成為投資者之購買標的。本文更進一步發現不同市場類型之投資發生機率，依序為法 / 銀拍屋、中古屋、預售屋、新成屋。投資者也具有搜尋時間短、年齡較長、男性、無固定職業及家庭平均月收入較高之特性，顯示住宅投資還是受到搜尋成本、財富累積程度與風險偏好的影響，故銀行現行主要以產品特性來判定投資者之方式，容易會造成誤判的情況。

其次，運用貝氏定理求出當機率界限值為 0.70 時，投資者預測可信度為 72.22%，自住者預測可信度為 80.06%。並且也使用 2007Q4 的資料作樣本外驗證，投資者預測可信度達 65.52%，自住者預測可信度則達 84.51%。而以穩健經營的角度來看，金融機構應極小化「實際為投資者但預測為自住者」之誤差，以降低提前清償或違約損失的損失，在這個情況下是以 0.05 作為機率界限值最適當。但以利潤極大化的角度來看，應極小化「實際為自住者但預測為投資者」之誤差，以降低應貸給自住者而未貸之利潤減損及逆選擇問題，在這個情況下應以 0.70 作為機率界限值最適當。故最「高」預測準確度之機率界限值不見得是最「適」機率界限值，宜視該金融機構之經營方針而定之。

本文另賦予兩種損失不同權重，模擬估計兩種預測誤差對於金融機構可能造成的

臺灣大學學術期刊資訊庫

損失，以求盡量符合兩種損失並不相同之實際情況。結果發現，即便是給予兩種損失不同權重之後，還是將機率界限定在 0.70 時的預測誤差所造成的損失為最小。而在預測出貸款購屋者成為投資者之機率後，未來可進一步估算市場上之投資者進場比例，以提供作產、官、學界及廣大的投資大眾，用以判斷市場景氣的重要參考指標。

臺灣大學學術期刊資料庫

A Prediction Model for Housing Investment Probability

Yu-Shiou Chiou, Real Estate Agent, Hong-sin Real Estate Agency Limited Corporation

Mei-Ling Chou, Assistant Professor, Department of Environmental Technology and Management, Taoyuan Innovation Institute of Technology

Chin-Oh Chang, Professor, Department of Land Economics, National Chengchi University

Objective

In capital investment, real estate is considered to be consumption and investment simultaneously. According to the "Housing Demand Survey," the investment ratio of major cities in Taiwan is around 20% from 2007 to present. The effect of investors in the real estate market in Taiwan is growing. Compared to homebuyers who purchase real estate to satisfy basic living needs, investors who want to make profits from real estate are more likely to go into short-term prepayment or default. To avoid the loss related to these short-term prepayment and default, financial institutions created strict loan eligibility criteria for investors. However, because it is very difficult to numerically determine the real motivation of house buyers, these financial institutions use housing attributes like unit size to distinguish homebuyers from investors. This loan eligibility criterion becomes unfair for homebuyers looking for small unit size housing. At the same time, financial institutions are also facing managerial risks from uncertainties in capital flows and profits. This study investigates on a binary logit model to assist financial institutions in determining house buyer motivation and reducing the loss incurred when payment is not advanced or is defaulted.

Approach

This study applies three research approaches. First, the binary logit model was established to analyze the housing attributes, search behaviors, and investors and owner-occupiers' personal characteristics based on the government-conducted "Housing Demand Survey" from 2006Q4 to 2007Q3. The dependent variable in our model was motivation which was a dummy variable. Based on previous researches on housing tenure choice, search behavior and stock investment behavior, we identified and used housing attributes, search behaviors, and personal characteristics as the independent variables in this model.

Housing attributes are external observations including locations, unit prices, housing types, and production types, and are criteria considered into loan eligibility applications. The location, housing types, and production types are the dummy variables. Location includes the major city and its satellite towns, with the satellite town as the reference. Housing types refer to pre-sale, new-built, second-hand, and auction houses, with the new-built house as

臺灣大學學術期刊資料庫

reference. Production types are broken down into small unit size (below 66 m^2), medium unit size (66 m^2 to 198 m^2), and large unit size house (above 198 m^2), using medium unit size house as reference. Our model refers to Chou and Chang (2005) study in search duration and the numbers of visiting house to account for search behavior variables.

Furthermore, recently housing tenure choice researches show that the income and family life cycle are the most important factors on the tenure choice. Haurin (1991) found that the variance of the head of household's income had negative relationship with the house owning ratio. The researches on stock behavior showed that female tended to be more conservative in investment (Bliss & Potter, 2002; Eckel & Grossman, 2002; Kuo et al., 2005). Brown et al. (2008) also found that the income affected the investment choice directly, and occupation and age affected the choice indirectly. According to the Bliss and Potter (2002) and Eckel and Grossman (2002) researches, female tended to be the investor more than male. So, we used the age, sex, occupation and monthly income of the family in our model as the personal characteristics of investors. We discussed all kinds of investors who transfered a house in the short-term and rent out a house in the long-term. We also discussed the housing attributes effects in investment choice. All of them made this paper different from Brown et al. (2008) study.

Because Swinburne (2005) pointed out that the Bayesian Theorem was an effective tool to correct the sensitivity and specificity, our model used the jacknife method of SAS and Bayesian theorem to determine the highest model prediction reliability of different probability limits. Finally, an out-sample test of 2007Q4 data was used to simulate the model's hit rate and the financial institutions' loss when payment was not advanced or was defaulted under different weights.

Findings

The percent concordant is 73.4 %; the HL value is 9.55, and $\chi^2(8)$ is 0.2983 which show the model fit well. And all the variables' tolerance values are greater than 0.4 which show the variables are no multi-collinearity. The research results provide three findings. First, the empirical results show that the housing attributes, search behavior, and investors and owner-occupiers' personal characteristics differ significantly. Housing attributes such as, location, price, size, and type of house are the dominant factors affecting investment probability. Investors tend to select houses located downtown with high unit prices and small unit size; additionally, investors are likely to buy pre-sale, resold, and auction houses.

臺灣大學學術期刊資料庫

The search time of investors is shorter than that of buyers. Individual attributes of buyers such as gender, age, occupation and income also contribute significantly to the investment decision. The results indicated that buyers who are older, male, self-employed, and with higher family income tend to buy as investors. The results also show that financial institutions that determine the eligibility criteria for loan applications only using housing attributes might incur losses.

Secondly, we use the Bayesian Theorem to test the prediction accuracy of the proposed model. The results show that the model has the highest prediction accuracy when the probability cutoff point is 0.7 and the investors' prediction accuracy (positive predictivity) is 65.52 % in contrast to the owner-occupiers' (negative predictivity) 84.51 %. Furthermore, when the probability cutoff point is 0.7, the investors' hit rate is 65.52 % in contrast to the owner-occupiers' 84.51 %, as indicate by the out-sample test.

If financial institutions are more conservative they would minimize the error of positive predictivity to reduce the loss of pre-payment and default; thus the cut-off point should be 0.5. On the other way, to maximize returns, the financial institutions should minimize the error of homebuyers' predictivity to reduce the loss of adverse selection. Then the cut-off point should be 0.7. The question should be which cut-off point the most beneficial for the financial institutions is. Finally, this study also determined that financial institutions incur the least loss with a cutoff point of 0.7 under different weights, when payment is not advanced or is defaulted.

Research Implications

Because the questionnaires lack the item "holding duration", it is difficult to distinguish the homebuyers from the investors. Empirical research on buyer behavior and relationship between transfer time and opportunistic behavior are also lacking. Also, this study focuses solely on the motivation of home buyers, who are regarded as consumption or investment in this research. The difference between investor and buyer characteristics should be discussed in future research.

Contribution

This paper has both academic and practical value and contributes to existing housing investment research. The higher impersonal prediction model is provided to assist financial institutions in determining eligibility criteria for loan applications. Loan eligibility criteria can reduce administrative expenses and bad debt losses and improve the profitability of financial institutions, actively stabilizing the financial market.

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

王濟川、郭志剛，2004，二版，Logistic 迴歸模型－方法及應用，台北：五南。(Wang, Ji-Chuan, & Kuo, Jr-Gang. 2004. ***Logistic regression models***: ***Methods and application*** (2nd ed.). Taipei, TW: Wu-Nan.)

李春長、童作君，2010，「住宅特徵價格模型之多層次分析」，經濟論文叢刊，38 卷 2 期：頁 289-325。(Lee, Chun-Chang, & Ton, Tso-Chun. 2010. Multilevel analysis of a housing hedonic price model. ***Taiwan Economic Review***, 38 (2): 289-325.)

林祖嘉、馬毓駿，2007，「特徵方程式大量估價法在台灣不動產市場之應用」，住宅學報，16 卷 2 期：頁 1-22。(Lin, Chu-Chia, & Ma, Yu-Chun. 2007. An application of mass appraisal and the hedonic equation in the real estate market in Taiwan. ***Journal of Housing Studies***, 16 (2): 1-22.)

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 卷 1 期：頁 133-150。(Chou, Mei-Ling, & Chang, Chin-Oh. 2005. Influential factors of home buyers' search duration. ***Management Review***, 24 (1): 133-150.)

花敬群、張金鶚，1993，「房地產投機行為之研究」，經社法制論叢，11 卷：頁 327-359。(Hua, Ching-Chun, & Chang, Chin-Oh. 1993. A study on real estate speculative behavior. ***Socioeconomic Law and Institution Review***, 11: 327-359.)

張金鶚、陳明吉、鄧筱蓉、楊智元，2009，「台北市房價泡沫知多少？—房價 VS. 租金、房價 VS. 所得」，住宅學報，18 卷 2 期：頁 1-22。(Chang, Chin-Oh, Chen, Ming-Chi, Teng, Hsiao-Jung, & Yang, Chih-Yuan. 2009. Is there a housing bubble in Taipei? Housing price vs. rent and housing price vs. income. ***Journal of Housing Studies***, 18 (2): 1-22.)

張梅音、鍾陳佳，2002，「住宅法拍屋屋屬性與拍定價格關係之研究—以台中市 12 樓以下集合住宅為例」，土地問題研究季刊，1 卷 2 期：頁 12-20。(Chang, Mei-Ying, & Chung, Chen-Chia. 2002. The study on the relationship between attributes of residence in legal auction and the bid price. ***Land Issues Research Quarterly***, 1 (2): 12-20.)

郭敏華、郭迺鋒、邱耀初、范秉航，2005，「性別與投資行為：以台灣投票投資人為例」，財務金融學刊，13 卷 2 期：頁 1-28。(Kuo, Min-Hua, Kuo, Nai-Fong, Chiu, Yao-Chu, & Fan, Ping-Hang. 2005. Gender and investment behavior: On Taiwanese individual investors. ***Journal of Financial Studies***, 13 (2): 1-28.)

陳怡慈，2008，「投資客長啥樣？銀行：像萬花筒」，中國時報，6 月 5 日，B1 版。(Chen, Yi-Tsz. 2008. What do the real estate speculators look like? Bank says: They just look like kaleidoscopes. ***Chinatimes***, June 5th: B1.)

臺灣大學圖書館期刊資料庫

劉代洋、李馨蘋，1994，「購屋貸款與家戶社經特色之實證研究－以台中都會區為例」，管理科學學報，11 卷 1 期：頁 109-127。(Liu, Day-Yang, & Lee, Shin-Ping. 1994. An empirical study of mortgage lending and household's socioeconomic characteristics: A case study on Taichung megalopolis. ***Journal of Management Science***, 11 (1): 109-127.)

劉展宏、張金鶚，2001，「購屋貸款提前清償行為之研究」，住宅學報，10 卷 1 期：頁 29-49。(Liu, Jan-Hong, & Chang, Chin-Oh. 2001. Mortgage borrowers' prepayment behavior in Taiwan. ***Journal of Housing Studies***, 10 (1): 29-49.)

Allison, P. D. 1999. ***Logistic regression using the SAS system: Theory and application***. Cary, NC: SAS Institute Inc.

Bliss, T., & Potter, M. 2002. Mutual fund managers: Does gender matter? ***Journal of Business & Economic Studies***, 8 (1): 1-23.

Brown, R. M., Schwann, G., & Scott, C. 2008. Personal residential real estate investment in Australia: Investor characteristics and investment parameters. ***Real Estate Economics***, 36 (1): 139-173.

Chua, K. W., & Hung, C. T. 2001. Developer's good will as significant influence on apartment unit prices. ***The Appraisal Journal***, 69 (1): 26-30.

Davidoff, T. 2001. ***Labor income, housing prices and homeownership***. Working paper, Department of Economics, MIT.

Eckel, C. C., & Grossman, P. J. 2002. Sex differences and statistical stereotyping in attitudes toward financial risk. ***Evolution and Human Behavior***, 23 (1): 281-295.

Fang, Y. 2005. ***Consumption along the life cycle: How different is housing?*** Working paper no. 635, Reserve Bank of Minneapolis.

Haurin, D. R.1991. Income variability, homeownership, and housing demand. ***Journal of Housing Economics***, 1 (1): 60-74.

Henderson, J. V., & Ioannides, Y. M. 1983. A model of housing tenure choice. ***American Economic Review***, 53 (1): 98-113.

Mendard, S. 1995. ***Applied logistic regression analysis***. Thousand Oaks, CA: Sage Publication.

Neter, J., Kutner, M. H., Nachtsheim, C. J., & Wasserman, W. 1999. ***Applied linear statistical models*** (4th ed.). Boston, MA: McGraw-Hill.

Philips, R. A., Rosenblatt, E., & Vanderhoff, J. H. 1996. The probability of fixed-rate and adjustable-rate mortgage termination. ***The Journal of Real Estate Finance and Economics***, 13 (2): 95-104.

臺灣大學學術期刊資料庫

Quigley, J. M., & Robert, R. V. 1991. Defaults on mortgage obligations and capital requirements for U. S. savings institutions-a policy perspective. ***Journal of Public Economics***, 44 (3): 353-369.

Swinburne, R. 2005. ***Bayes's theorem***. New York, NY: Oxford University Press.

臺灣大學學術期刊資料庫

作者簡介

邱于修

國立政治大學地政系碩士，鴻鑫不動產仲介經紀有限公司不動產經紀人，專長於不動產投資。

周美伶

國立政治大學地政系博士，私立桃園創新技術學院環境科技與管理系專任助理教授，專長於住宅政策與市場分析、不動產相關法令、消費者行為。其著作發表於國內期刊：管理學報、住宅學報、都市與計劃等。

*** 張金鶚**

美國賓夕法尼亞大學都市及區域計畫博士，國立政治大學地政系特聘教授，專長於土地及住宅政策、房地產投資、都市經濟。其著作發表於國外期刊：Urban Studies, Housing Studies, International Real Estate, Journal of Property Research 及國內期刊：經濟論文叢刊，經濟論文，管理學報，中國財務學刊、臺大管理論叢等。

* E-mail: jachang@nccu.edu.tw

臺灣大學學術期刊資料庫