

學術論著

住宅屬性對空屋形成機率影響之研究—以台北市為例*

Formation of Vacant Housing Units in Relation to Their Characteristics – The Case of Taipei City

林韋宏** 彭建文*** 林子欽****

Wei-Hung Lin**, Chien-Wen Peng***, Tzu-Chin Lin****

摘要

以往文獻大多假設所有住宅單位為同質，忽略了不同類型住宅的差異，本研究提出異質性、遷移性、以及投資性三觀點，探討各不同地區間住宅屬性對空屋形成機率的可能影響，並依據2000年戶口與住宅普查資料，選取台北市空屋水準最高的中山區、最低的內湖區、以及最接近平均空屋水準的士林區進行實證分析，Logit模型的實證結果顯示，住宅屬性愈異於一般典型住宅、使用者容易遷移、以及受投資者偏好的住宅，其空屋形成機率將較高，例如中山區、士林區具異質性的高樓層建築及豪宅，中山區具異質性、遷移性、投資性的小套房，內湖區具異質性的低樓層建築，空屋形成機率特別高，此結果除印證住宅屬性與空屋形成機率間的關係外，也指出特定地區中較容易形成空屋的住宅類型。

關鍵字：住宅屬性、空屋形成機率、異質性、羅吉特模型

ABSTRACT

Most housing market literature assumes that all housing units are identical and ignores difference among them. This article suggests heterogeneity, mobility and investment will influence the probability of formation of vacant housing units. Using year 2000 census data, Chungshan, Neihu and Shinlin districts of Taipei City, respectively with the highest, lowest and average vacancy rate in the City are examined and compared. The results of a binary logit model show that vacancy would be more likely to be observed on a house whose characteristics differ from ordinary ones, whose owner is liable to move and that is favored by investors. It is found that the high-rise buildings and luxurious houses in Chungshan and Shinlin districts, the en-suites in Chungshan district and low buildings in Neihu district have a higher probability of being vacant. These empirical findings suggest a close relationship between observed housing vacancy and housing characteristics in a spatial context.

Keyword: Characteristics of Houses, Vacant Probability, Heterogeneity, Logit Model.

(本文於2003年5月26日收稿，2003年12月11日審查通過，實際出版日期2004年3月)

- * 感謝國科會研究計畫NSC91-2415-H-305-010之財務協助，並感謝兩位匿名評審所提供之修正意見。
- ** 台北大學地政系碩士。Master, Department of Land Economics and Administration, National Taipei University, Taipei, Taiwan, Republic of China.
- *** 台北大學地政系助理教授。E-mail: cwpeng@mail.ntpu.edu.tw, Assistant Professor, Department of Land Economics and Administration, National Taipei University, Taipei, Taiwan, Republic of China.
- **** 台北大學地政系助理教授。E-mail: tclin@mail.ntpu.edu.tw, Assistant Professor, Department of Land Economics and Administration, National Taipei University, Taipei, Taiwan, Republic of China.

一、前言

在過去的文獻中，無論是研究空屋率與租金的關係(Hendershott, 1995; Tse and MacGregor, 1999)，或是探討自然空屋率水準的影響因素(Gabriel and Nothaft, 1988, 2001)，均將所有住宅視為擁有相同屬性的單位。但實際上，無論是家戶、區位、價格和建築類型等屬性的差異，皆會使各式住宅單位間產生明顯的異質性，而不同社經背景的民眾亦有不同的住宅需求，住宅屬性的差異則會影響到民眾使用或投資的意願。因此，為瞭解住宅異質性對於住宅市場供需分析的影響，需要更詳細的個體住宅資料以輔助相關市場參與者訂定各項決策。

就市場面來看，由於自然空屋率無法直接觀察，故市場參與者相當關心實際空屋率的高低，通常直接以實際空屋率來反映住宅市場供需不均衡的狀況，但就經濟面來看，實際空屋率與自然空屋率之間的差額才是造成市場價格調整的觸媒，故實際空屋率也可視為是短期沿著自然空屋率震盪的循環性現象。由於過去文獻在探討相關經濟變數(例如租金、人口、住宅存量變動率、遷移率等變數)對於空屋率的影響時，大多假設住宅為同質，忽略不同住宅次市場間的住宅屬性差異，以及衍生對於自然空屋率的影響，故本文中將針對個別住宅的屬性差異(分為異質性、遷移性與投資性)是否影響其空屋形成機率進行討論，期能建立不同地區空屋率差異的個體基礎(micro-foundation)，此做法相較以往文獻，不論在資料層級或是分析角度的完整性上均更為深入，對於不同次市場間存在不同自然空屋率也較能完整解釋。

Haurin (1988) 以搜索理論為基礎，實證結果發現異質性越高的住宅，需求者出價範圍將較廣，供給者也不易訂定售價範圍，使得住宅較不易成交而銷售期間拉長。Jud and Frew (1990) 利用自然空屋率理論，並參考Haurin (1988)的理論假設，認為不同類型住宅可能會有不同的空屋率型態，實證結果發現非典型住宅比例較高的市場，其自然空屋率也較高。彭建文(1994)利用住宅屬性與家戶屬性資料進行實證，結果顯示當住宅屬性與一般住宅差異程度越高，或是所有權人的持有動機非屬於正常換屋需求，則空屋機率將越高。

因過去個別空屋屬性資料不足，國內相關研究如彭建文(1994)、巫慶盈(2002)只能使用替代資料來探討住宅屬性對空屋形成機率的影響。彭建文(1994)使用信義房屋公司提供之23,491筆資料，但該資料僅包含在市場上流通的空屋，這導致未市場上出售或出租的潛在空屋被忽略，實證結果無法說明全體住宅空屋形成的機率。巫慶盈(2002)使用台灣省自來水公司一般用水抽樣資料進行台南市的實證，但樣本數僅295筆略嫌不足，容易形成實證資料的偏誤。

本文中將使用2000年住宅普查資料進行實證分析，因為住宅普查資料具備上述兩種替代資料所缺乏的優點，第一，普查包括台閩境內的所有住宅，故在市場上等待交易與未在市場出租或出售的住宅資訊皆包括在內，是目前最可靠的資料來源。第二，以2000年普查為例，台北市約一百萬筆資料，台北縣則約有一百四十萬筆資料，故普查資料不會有樣本不足的問題。

由上述文獻發現，具有異質性的住宅單位，銷售時間與空屋形成機率確實會隨之變化。其次，過去的研究並未將區域間的住宅市場特性納入一併探討，忽略了各地區次市場之間的差異。第三，由於過去正式的住宅市場調查缺乏住宅屬性資料，國內並未有研究利用較嚴謹的資料進行實證，但因2000年戶口與住宅普查資料的更新，加入連結住宅財產檔的住宅資料，本文可加以利用以加強實證結果的可信度。有鑑於此，本研究將重新檢視影響個別住宅單位空屋機率的住宅屬性，並以二項Logit模型進行實證，期能在市場分析方面，提供住宅開發者與投資者做為

產品定位與空屋風險評估之依據；在住宅政策方面，提供政府做為解決高空屋率問題的參考。

本文分為六節，第二節探討國內影響空屋形成機率的住宅屬性，第三節為研究設計，第四節是資料分析，第五節是實證分析，第六節是結論與建議。

二、影響空屋形成機率的住宅屬性

住宅屬性可區分為住宅家戶屬性與住宅本身屬性兩部分，所謂家戶屬性包含性別、年齡、教育程度、職業、人口數、家戶型態、以及持屋動機等，而本身屬性則包含住宅價格、區位、建築構造、總樓層數、樓層別、住宅空間配置、屋齡、以及面積等。由於住宅普查所連結的住宅財產檔皆為住宅自身的屬性資料，故本文將以討論住宅本身屬性對於空屋形成機率的影響為主。此外，除過去文獻所提出異質性對於空屋形成機率之影響外，本文中將加入遷移性和投資性對於空屋形成機率影響之討論。本文認為住宅的異質性增加會使得交易搜尋所需的時間增加，遷移性增加則會使得家戶搬遷流動的可能性提高，兩者的增加均會使得自然空屋率上升，屬於一種摩擦性空屋(frictional vacancy)。至於投資性增加則會使得實際空屋率提高，因其會使得閒置以等待資本利得的空屋增加，但不會直接影響市場正常運作所需的自然空屋率。

以下茲就可能影響空屋形成機率的異質性、遷移性和投資性三個原因進行各住宅屬性的分析。

(一) 異質性

在過去討論影響空屋形成機率的文獻中，Haurin(1988)和Jud and Frew(1990)提出一個重要的觀點，「住宅單位的異質性影響空屋率水準」。所謂的異質性，Haurin(1988)以平房式住宅為例，利用房間數分佈作為分組標準，把實證資料分為三組，分別為擁有最多典型住宅的第一組(三房住宅單位佔73.8%)、相較具異質性(Heterogeneity)的第二組(三房住宅單位僅佔51.1%)與第三組(三房住宅單位僅佔45.2%)，實證結果顯示異質性最高的第三組具有最長的銷售期間與最高的空屋率。Jud and Frew(1990)則將條件與一般住宅差異較大的住宅單位視為非典型(Atypicality)住宅，並持與Haurin(1988)相同之論點，但上述兩者均未對住宅的異質性做出明確的定義。

本文依據上述文獻的闡述，將典型住宅定義為住宅市場上的最普及的住宅類型，亦即該住宅屬性的數量在住宅市場上佔有相對多數，數目的普及有助供需雙方之間的定價行為，因此需求者的出價容易落入供給者的定價範圍內，空屋形成機率自然降低，相反的，非典型住宅在市場上為相對少數，供需雙方定價不易，需求者的出價也不易落入供給者的定價範圍內，空屋形成機率也將較高。

在區位屬性方面，一般住宅要求交通方便、生活機能一應俱全，相反的地處偏僻、民生不便利的地區將難以吸引住戶進駐，故當區位條件低於一般水準，越具異質性，空屋形成機率將越高。在建築構造屬性方面，目前國內住宅構造以鋼筋混凝土建築最常見，台北市約佔2%，台北縣約47%，其次則以加強磚造建築與木石磚造(磚石造)建築數目較多，相較於住宅市場上較普及的建築構造，其他種類的非典型建築構造較具異質性，空屋形成機率應會較高。

就總樓層數的屬性而言，由於法令的限制，使住宅市場上的總樓層數有朝某些高度集中的趨勢，例如法令規定六樓以上的集合住宅需加設電梯設施(註1)，故建商為避開增加成本的電梯設施，泰半會興建五層建築，甚或跳過六樓直接興建七樓建築(註2)，以增加銷售住宅單位抵銷

營建成本的增加，加上多數的加強磚造建築與磚石造建築為四層建築，故四樓與五樓建築為目前住宅市場中佔多數的建物，空屋形成機率相較其他樓層高度的建築應該是最低的。相較四樓與五樓等中高樓層建築，高樓層建築多集中於十二層建築，因為法令規定鋼骨與鋼筋混凝土建築除內政部特准，僅能建至35公尺(約十二層)，未實施容積管制地區亦僅能建至十二層註3)，故十二樓建築成為高樓層建築中最普及的建物，超過十二層的建築高度，空屋形成機率或許會再升高。

就面積而言，目前住宅市場內住宅空間配置，以房間數做區分大致可分為套房、兩房、三房和豪宅，由於國內多核心家庭或三代同堂的居住型態，因此擁有三房配置的建物比較普及，空屋形成機率亦應該較低。此外，因為台灣地區地狹人稠，大面積住宅單位在都市地區價值不菲，導致此類住宅的需求族群通常是社會上少數的富有階級，異質性較高、替代性較其他面積住宅為弱，故其空屋形成機率較一般住宅高。

(二) 遷移性

除異質性可能引起空屋形成機率的變化外，自然空屋率理論提供另一個可能的觀點。自然空屋率理論說明住宅市場為使遷移住戶能較迅速獲得住宅服務，住宅供給者必須保留部分的空屋，來滿足此類需求。Rosen and Smith(1983)及Guasch and Marshall(1985)遵循此項說法，認為若是市場上遷移行為增加時，空屋準備數必須跟著增加，加上住宅市場的資訊封閉性，遷移戶不易搜尋到喜好的住宅，會造成該地區的空屋率升高。因此，若住宅具有易使家戶容易遷移的特性，則其空屋形成機率將會較高，反之亦然。

在區位方面，彭建文(1994)認為遷移率較高的地區，通常有兩個原因，第一，發展快速的地區，就業機會較多，就短期而言，將吸引人口遷入，減低空屋率，但就長期而言，預期人口遷入率大的地區，住宅供給量也會增加，使空屋率上升。第二，相對發展緩慢或衰退的地區，人口遷出率較大，使舊有住宅無人使用，使空屋率增加(註4)。

面積屬性方面，相較兩房或三房住宅的使用者，小面積的套房住宅，使用者多為暫時性使用者，如在外求職或求學者、單身或是新婚夫妻，其共同特徵為人數少，生活空間小，但待人數增多或暫時性行為消失，小面積住宅使用者就必須移轉到不同的住宅單位，故小面積的住宅單位，雖有其需求，卻因使用者遷移頻繁，可能造成空屋形成機率較高，

(三) 投資性

就住宅投資面來看，由於國內租賃住宅市場規模相對狹小，租金水準亦不高，投資者害怕租賃糾紛，多將投資標的空置等待增值，就算投資者將其出租收取租金，由於租賃住宅的住戶遷移率高於自有住宅，故若住宅容易成為投資的標的，其空屋形成機率也會升高，而彭建文(1994)以台灣地區平均房價漲幅為資料，實證發現預期資本利得的確對空屋率有正面的影響。

就住宅價格而言，林祖嘉等人(1994)的空屋率影響因素模型實證結果發現，當期房價越高，空屋成本也將跟著增加，住宅單位所有人會盡量加以利用，使空屋形成機率降低，反之當期價格越低，空屋成本也將跟著降低，住宅所有人也將比較不在意空屋的損失，使空屋形成機率升高，亦即空屋形成機率與住宅單位價格呈現反向變動(註5)。但若是由強烈的投資需求所引起的房價上漲，投資目的的閒置空屋會使空屋形成機率上升，反之若價格的上漲為實際的住宅消費

需求所引起，住宅單位的使用會使空屋形成機率下降。

就投資者的觀點而言，屋齡越老的住宅單位，折舊程度高、增值性低，相較於新建住宅，越不可能成為投資的標的，減低形成空屋的機率，反之屋齡越小的住宅單位，較容易形成投資標的，故空屋形成機率也較高。就面積而言，由於套房住宅面積小，符合暫時性遷移者的偏好，故容易出租，且總價低也使其容易出售，小面積的套房住宅成為受投資者歡迎的住宅投資標的。

基於上述討論，本文對影響空屋形成機率的住宅屬性假說如下：

1. 當住宅單位較一般住宅具有異質性的住宅屬性，由於成交量相對較少，需求者的出價將不易落入供給者的定價範圍，將造成空屋期間拉長，空屋形成機率增加，反之亦然。例如四、五層建築佔住宅市場的多數，三層以下建築相對較少，空屋形成機率也因此較高。
2. 遷移行為增加將造成空屋準備數量需跟著增加，當住宅屬性有易引起住戶遷移的特性，則其空屋形成機率也將升高，反之亦然。例如小面積的住宅單位因使用者人數少、方便遷移，因此空屋形成機率較高。
3. 當住宅屬性使住宅單位易形成投資標的，無論投資者將住宅單位空置等待增值，或將其出租賺取收益，其空屋形成機率都將升高。例如投資者偏好投資屋齡較小的住宅單位，故其空屋形成機率應會較高。

三、研究設計

本研究就住宅屬性的異質面、遷移面和投資面三觀點設立影響空屋形成機率的假說，並以二項Logit模型進行實證，為瞭解實證模型的相關檢定、迴歸結果解釋與變數選取方式，故本節將介紹Logit方法及解釋自變數的分類理由。

(一) Logit方法說明

由於住宅單位是否形成空屋為二項選擇(binary choice)，故採用二項Logit模型加以分析。(陳鵬升,1998; Gujarati, 2003)。假設第*P_i*個住宅單位形成空屋的機率，並可以logistic的累積密度函數*F(χ_iβ)*來表示，其中為第*i*個住宅單位形成空屋機率的相關變數，為行向量。 χ_i 為 χ_i 的轉置，為列向量。 β 為需估計的係數，為行向量。*P_i*的定義如下式。

$$P_i = P_r(I_* \chi_i \beta) = \frac{\exp(\chi_i \beta)}{1 + \exp(\chi_i \beta)} = \frac{1}{1 + \exp(-\chi_i \beta)}$$

I_* 為門檻值，假設其發生具有logistic的累積密度函數，若 $I_* \chi_i \beta$ ，則該住宅單位會形成空屋，以上即為Logit模型。

其中，

$$\chi_i = \begin{matrix} 1 \\ \chi_{i1} \\ \chi_{i2} \\ \vdots \\ \chi_{in} \end{matrix}, \beta = \begin{matrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_n \end{matrix}, \chi_i \beta = \beta_0 + \beta_1 \chi_{i1} + \dots + \beta_n \chi_{in}$$

Logit模型係數校估之統計特性主要包括檢定係數值是否不為零及模型的適合度。前者以概似比統計量及漸近 t 作檢定，後者則以概似比指標及正確預測率來衡量(曹勝雄等，1997)。當樣本數很大時， $-2\ln\lambda$ 之數值會趨近於自由度為 k 之卡方分配(Chi-Square Distribution)，此值即為概似比統計量(Likelihood Ratio Statistics)。經查卡方分配表後可判斷吾人測定之模型是否顯著優於所有係數皆為零之概似函數的對數值，亦檢定是否所有係數均顯著不為零之虛無假設。漸近 t 檢定(Asymptotic test)和Wald統計量檢定(Wald statistic test)亦是對每一變數之係數值作檢定。

β_i 值可反映每個變數的統計顯著程度， $\text{Exp}(\beta)$ 值則可判斷當變數變動一單位時，其事件發生機率比事件未發生機率比值(賭倍比；odds)的變動。例如當變數的係數值為正，則「形成空屋的機率比不形成空屋機率的比值」增加了 $\text{Exp}(\beta)$ 倍(大於1)，即賭倍比增加，也表示該住宅單位形成空屋的機率增加；反之當變數的係數值為負，則「形成空屋的機率比不形成空屋機率的比值」僅增加了 $\text{Exp}(\beta)$ 倍(小於1)，即賭倍比減少，也表示該住宅單位將形成空屋的機率減少。故係數 β_i 值的正負號可判斷住宅屬性對空屋形成機率的正負向影響，而 $\text{Exp}(\beta)$ 值則可看出住宅屬性對空屋形成機率的影響程度。

概似比指標(ρ^2)為檢定模型適合度指標(Goodness of Fit)，在Logit模型中， ρ^2 之意義相當於迴歸分析中之 R^2 值，其為反映將模型常數項去除之後，其他所有係數在解釋能力方面之貢獻。若其值愈接近1，表模型之解釋能力愈強。計算正確預測率的方法為將每一個樣本的資料代入logit模型中，若該樣本實際為空屋，則計算出來的機率大於或等0.5(預測為空屋)，則表示預測成功，若小於0.5(預測為非空屋)則表示預測失敗。另一方面，若該樣本實際上為非空屋，則計算出來的機率大於或等0.5(預測為空屋)，則表示預測失敗，若小於0.5(預測為非空屋)則表示預測成功。最後再將預測成功的比例計算出來，此即正確預測率。

(二) 變數的選取

2000年戶口與住宅普查財產檔可分為住宅檔與戶口檔，本文使用SAS軟體擷取住宅檔中「住宅是否使用」的欄位，但住宅單位若是無人使用的空屋，普查人員亦無法進行調查，故該住宅的戶口檔無任何資料，導致本文僅能實證住宅本身屬性對空屋形成機率的影響，而未能包含家戶屬性。2000年戶口與住宅普查報告中連結住宅財產檔的住宅資料，包括住宅構造別、總樓層數、完工年份、以及總樓地板面積，加上原有的座落區域別資料，共有五項住宅屬性。

本文雖有三個假說，但並非每個住宅屬性皆能反映其內容，因為除了異質性的有無是依照數量的多寡判斷，亦即住宅屬性是否異於典型住宅外，每棟住宅的屬性資料皆能界定外，遷移性和投資性並非以此標準區分，且僅在某些特殊住宅屬性可發現。故在住宅屬性資料的虛擬變數設定中，將以異質性假說為分類標準，以一般性住宅做為空屋形成機率的比較基準，依照假說，其餘具異質性的住宅應該空屋形成機率較高，預期符號為正，但因為某些變數遷移性或投資性特別顯著，且正負向影響程度不一，導致實證係數符號可能會有所改變。

首先，就住宅構造別而言，普查資料中住宅構造住宅屬性共分十八種，但扣除數目極少的預鑄混凝土造建築(台北市2筆，台北縣7筆)和不能居住的冷氣機與升降機設施後，本文依建材種類將其區分為六類，鋼骨類建築(鋼骨造、鋼骨混凝土造、鋼骨鋼筋混凝土造)、鋼筋混凝土建築、加強磚造建築、鋼鐵規格建築、木石磚造類建築(石造、卵石混凝土造、雜木以外、雜木、磚石造)及土竹造建築(竹造、土磚混合造、純土造)。因鋼筋混凝土建築為國內住宅市場內最普

及的建築構造，因此以其為比較標準。

其次，就總樓層數來看，由於法令與建築構造的限制，使的住宅總樓層數有住四、五、七、十二層集中的趨勢，本文依其特性將其分為五類，低樓層建築(三層以下)、無電梯公寓(四、五層)、有電梯公寓且符合住宅區高度限制六、七層、尚未實施容積管制前之大樓(八至十二層)及高層大樓(十三層以上)。因四、五層無電梯公寓為住宅市場內數量最多的建物，因此以其為比較標準。

再來就完工年份來看，經過預售屋、新成屋銷售時期後，尚未銷售出去的餘屋或未被投資者使用的住宅單位將形成空屋，繼續在中古屋市場求售或求租，而各地區對新屋消費需求有所差異，故可能導致新屋的空屋形成機率變化較不穩定，彭建文(1994)實證結果顯示十年內的住宅空屋形成機率遞減，相較其他時期變化較大，故本文參考其屋齡十年內的虛擬變數設定，分為兩年內、二至五年及六至十年，其餘則以十年為期間分為四類，十一至二十年、二十一至三十年、三十一至四十年和四十一年以上。因為十一至二十年的住宅數量居多，且不似成屋市場初期易有餘屋、或住宅老舊時期因品質不良而無人居住，故其使用狀況較為穩定，本文以其為比較標準。但屋齡較老的住宅單位不具投資性，所有人多為住宅消費使用，空屋形成機率減低，導致預期符號變成無法確定。

最後，就總樓地板面積而言，本文以房間數為區隔標準將其分為五類，套房十五坪以下、兩房(十五至二十五坪)、三房(二十五坪至四十坪)四房或更多(四十至六十坪)和豪宅(六十坪以上)。其中三房住宅為最適合國內家庭型態的配置方式，因此以其為比較標準。而小面積的住宅單位，因為同時符合遷移性與投資性的假說，其空屋形成機率很可能較他住宅屬性為高。(參見表一)。

四、資料分析

本研究的資料係採2000年台閩地區戶口及住宅普查台北市的資料，但由於台北市有十二個行政區，本文挑選三行政區作為實證研究標的，並以空屋率高低為挑選標準，分別是空屋率最高的中山區(19.39%)，空屋率最低的內湖區(8.89%)，以及空屋率最接近台北市平均水準的士林區(11.64%)，此三行政區除了空屋率水準的不同外，住宅市場的特性也有所差異，實證結果可互相比較以瞭解造成空屋水準差異的原因。

中山區位於台北盆地中央，處於台北市的中心位置，由於擁有地利之便，早期便受到注目而開發，隨著都市的發展，區內大樓林立，是台北市內重要的商業區。由1990與2000年的戶口與住宅普查觀察，中山區十年來住宅存量的變化率為0.72%，人口的變化率為-7.27%，顯示該區的住宅市場呈現萎縮下滑的局面。而內湖區位於台北市東部，早期由於位處市郊，大部分地區並未開發，但也因為該區自然景觀多未受破壞，且鄰近信義計畫區，交通漸趨便利，故形成目前台北市內最受歡迎的住宅區。普查資料顯示，內湖區十年來住宅存量的變化率為29.71%，人口的變化率為45.56%，更佐證內湖區住宅市場需求的增加。此外，士林區位於台北市北部，為台北市面積最大之行政區，由於開發極早，社區住宅老舊，離市中心過遠，導致部分地區住宅市場並不熱絡。但其中天母商圈外使機關林立，發展快速，儼然形成士林區最熱鬧的地區。觀察住宅存量與人口的變化率，分別為12.64%和13.56%，介於中山區與內湖區之間，故雖然士林區鄰里之間發展並不均衡，但就住宅市場發展程度整體而言，仍屬繼續發展中。

表一 虛擬變數定義表

變數符號	預期符號	變數定義
住宅構造別	+	BUILD1 = 1為鋼骨類建築
	+	BUILD2 = 1為加強磚造建築
	+	BUILD3 = 1為鋼鐵規格建築
	+	BUILD4 = 1為木石磚造建築
	+	BUILD5 = 1為土竹造建築
		若BUILD1.2.3.4.5 = 0，則為鋼筋混凝土建築
總樓層數	+	TFLOOR1 = 1為3層以下
	+	TFLOOR2 = 1為6至7層
	+	TFLOOR3 = 1為8至12層
	+	TFLOOR4 = 1為13層以上
		若TFLOOR1.2.3.4 = 0，則為4至5層建築
完工年份	+	YEAR1 = 1為2年內
	+	YEAR2 = 1為3至5年
	+	YEAR3 = 1為6至10年
	?	YEAR4 = 1為21至30年
	?	YEAR5 = 1為31至40年
	?	YEAR6 = 1為41年以上
		若YEAR1.2.3.4.5.6 = 0，則為11至20年之建築
總樓地板面積	+	SIZE1 = 1為15坪以下
	+	SIZE2 = 1為15至25坪
	+	SIZE3 = 1為40至60坪
	+	SIZE4 = 1為60坪以上
		若SIZE1.2.3.4 = 0，則為25坪至40坪建築

+ 為預期具異質性的住宅屬性，故符號預期為正。

? 為預期具異質性與具投資性的住宅屬性，故符號不確定。

表二 住宅建築構造統計表

	中山區			內湖區			士林區		
	總數	比例	空屋率	總數	比例	空屋率	總數	比例	空屋率
鋼骨類	8	0.01%	0.00%	121	0.13%	8.26%	82	0.08%	12.20%
鋼筋混凝土	79691	80.94%	18.65%	85706	95.50%	7.59%	79619	76.75%	10.40%
加強磚造	15828	16.08%	8.82%	1627	1.81%	7.38%	18668	17.99%	7.95%
鋼鐵規格	149	0.15%	12.08%	180	0.20%	15.56%	291	0.28%	12.71%
木石磚造	2656	2.70%	10.24%	1870	2.08%	7.54%	4796	4.62%	7.92%
土竹造	120	0.12%	4.17%	243	0.27%	6.58%	285	0.27%	8.07%

由於普查資料提供的住宅屬性種類有限，本文僅能就住宅構造、總樓層數、屋齡和面積與三行政區進行交叉統計分析。

就表二中三行政區的住宅構造屬性分佈來看，三行政區一致顯示鋼筋混凝土造建築是住宅市場中存量最多的建築構造，更是建商的推案主流，相對的此種建築構造的所佔的空屋量亦高居榜首，除此之外，鋼筋混凝土建築比例的多寡最多為內湖區，其次為中山區，最少為士林區，可能因為鋼筋混凝土建築技術相較加強磚造建築和木石磚造建築較為進步，故開發較晚的內湖區大量採用此類建材。而鋼骨類建築與鋼鐵規格建築所佔比例極小，也許與其建築技術較新穎、建材較昂貴，或有特殊需求才會興建的原因有關。在空屋率方面，中山區鋼筋混凝土造建築的空屋率最高(18.65%)，而內湖區與士林區則是鋼鐵規格建築空屋率最高(15.56%；12.71%)。

就表三中三行政區住宅總樓層數分佈來看，三行政區顯示最多的建築高度類型皆為四至五層建築，但除中山區外，此類建築空屋數亦佔多數。此外，相較於內湖區和士林區，中山區四至五層建築比例較低，但八層以上建物較多(30.72%)，可能與其商業發展鼎盛，土地較為集約使用有關，而士林區三層建築比率最高則可能與其開發較早，且位居台北市郊區，土地價值較低，因此土地使用強度較低。三行政區空屋率最高的建築高度類型是八至十二層建築與十三層以上的建築，中山區尤其嚴重，空屋率均達20%以上。

就表四中三行政區住宅完工年數分佈來看，十一至二十年的建築與二十一至三十年的建築佔多數(註6)。中山區和士林區十年內的住宅僅佔總住宅存量一成左右，且三十一年至四十年內的總空屋比率各為14.69%和12.22%，與內湖區相比，十年內的住宅比例約佔25%，三十一年至四十年內2.58%，顯示中山區與士林區的開發較早，而內湖區為目前正在蓬勃發展的區域。在空屋率方面，三行政區的住宅市場均顯現一致的情況，十年內的住宅空屋率高、使用率低，而空屋率最高的中山區此情況尤其嚴重，顯示該區新屋需求並不強烈，空屋率最低的內湖區此種情況相對較輕微，可能顯示新建物的供需狀態影響空屋率的變動甚大。

就表五中三行政區總樓地板面積分佈來看，二十五至四十坪的三房建築比例最高，可見其為最受市場歡迎的住宅單位形式。士林區四十坪以上的建築所佔比例(17.34%)較中山區(12.81%)、內湖區(8.76%)高，顯示士林區的土地因位於市郊而價值較低，可興建較多大面積的豪宅。在空屋率方面，十五坪以下的套房與六十坪以上的豪宅，空屋率分居一、二，且數量相對較少，顯示小面積或大面積的住宅單位都因具數量或使用性質的異質性，而易形成空屋。除此之外，中山區小面積住宅單位數量多且具高空屋率、低使用率的特性，很可能與其商業機能較為發達，住戶遷移率高有關係。

表三 住宅總樓層數統計表

	中山區			內湖區			士林區		
	總數	比例	空屋率	總數	比例	空屋率	總數	比例	空屋率
3層以下	12791	12.99%	10.16%	6493	7.23%	10.21%	25307	24.39%	8.48%
4至5層	36161	36.73%	10.34%	56136	62.55%	6.11%	54074	52.12%	8.46%
6至7層	19249	19.55%	17.61%	7885	8.79%	7.88%	14190	13.68%	13.22%
8至12層	20463	20.78%	28.19%	11351	12.65%	11.03%	7477	7.21%	14.70%
13層以上	9790	9.94%	24.11%	7882	8.78%	10.81%	2693	2.60%	19.31%

表四 住宅完工年數統計表

	中山區			內湖區			士林區		
	總數	比例	空屋率	總數	比例	空屋率	總數	比例	空屋率
2年內	912	0.93%	32.35%	1426	1.59%	9.89%	538	0.52%	17.47%
3至5年	3696	3.75%	29.98%	7939	8.85%	13.73%	2562	2.47%	24.79%
6至10年	6766	6.87%	20.07%	13889	15.48%	11.04%	5651	5.45%	16.28%
11至20年	35758	36.32%	17.96%	49307	54.94%	5.88%	35571	34.29%	9.97%
21至30年	33026	33.54%	17.53%	13820	15.40%	6.82%	44021	42.43%	8.70%
31至40年	14464	14.69%	8.35%	2315	2.58%	6.70%	12672	12.22%	8.07%
41年內	3832	3.89%	9.79%	1051	1.17%	5.23%	2726	2.63%	6.31%

表五 住宅總樓地板面積統計表

	中山區			內湖區			士林區		
	總數	比例	空屋率	總數	比例	空屋率	總數	比例	空屋率
15坪以下	20851	21.18%	36.47%	5199	5.79%	17.73%	6184	5.96%	19.18%
15至25坪	26130	26.54%	13.70%	29349	32.70%	7.25%	27663	26.67%	9.31%
25至40坪	38857	39.47%	9.78%	47333	52.74%	6.38%	51909	50.04%	8.33%
40至60坪	9758	9.91%	11.74%	6024	6.71%	8.89%	13048	12.58%	11.11%
60坪以上	2858	2.90%	14.73%	1842	2.05%	11.51%	4937	4.76%	13.81%

五、實證分析

本研究利用SAS統計套裝軟體，以二項Logit模型測試各類住宅屬性對空屋形成機率的影響(註7)，實證結果顯示中山區、內湖區和士林區的Logit迴歸模型相關檢定均相當顯著。

(一) 中山區

就建築構造方面而言，中山區的木石磚造建築、土竹造建築兩變數統計結果顯著，但係數均為負號，表示與鋼筋混凝土建築相較，這兩種建築類型不易形成空屋，觀察兩者賭倍比的數值，發現木石磚造建築空屋機率較鋼筋混凝土建築減少28.6%，而賭倍比最低的土竹造建築，空屋機率更減少了76.2%。在總樓層數方面，與四至五層建築比較，中山區所有變數皆呈現正向且顯著的結果，與預期相同。觀察賭倍比的大小，發現當中山區內的建物樓層數越高，空屋形成機率將由增加9.4%，上升為增加92.2%，顯示樓層數越高，空屋形成機率也將越高。

完工年數方面，與十一至二十年的建築相比，中山區除YEAR3變數不顯著外，其他變數皆顯著。按建物新舊的順序排列，空屋機率賭倍比是呈現下降趨勢，其中屋齡三十一年以上的建築，空屋形成機率比十一至二十年的住宅還低，而四十一年後的建築的空屋機率較三十一年至四十年的建築稍微升高。此外，就建築面積方面來看，中山區所有變數皆顯著，且係數值皆成正向，與預期相同，表示與二十五至四十坪的三房建築比較，其他面積的住宅單位空屋機率皆較高，其中十五坪以下的住宅單位賭倍比為4.324，顯示小坪數的套房空屋機率增加332.4%，十

五至四十坪的住宅單位賭倍率為1.648，表空屋機率增加64.8%，至四十至六十坪的住宅單位賭倍比為1.136，表空屋機率僅增加13.6%，趨勢逐漸降低，但超過六十坪以上的豪宅時，空屋機率將會再增加為64.9%。

(二) 內湖區

內湖區建築構造的住宅屬性變數，與鋼筋混凝土建築相較並不存在統計上的顯著關係。就總樓層數方面來看，內湖區顯著的變數僅有TFLOOR1和TFLOOR4，TFLOOR1的賭倍比為1.907，表示與四至五層建築相比，三層以下的建物空屋形成機率增加90.7%，TFLOOR4的賭倍比為1.149，表示十三層以上建築比四至五層建築空屋形成機率增加14.9%。

完工年數方面，與十一至二十年的建築相比，內湖區除YEAR4變數不顯著外，其他變數皆顯著。觀察十年內的住宅，空屋機率較大者為三至五年的建築，空屋機率增加107.3%，其次為六至十年的建築，空屋機率增加64%，最後是兩年內的建築，空屋機率增加47.9%。而三十一年後的建築，與十一至二十年的建築相比則不易形成空屋，其中三十一年至四十年後的建築賭倍比為0.587的空屋機率較四十一年後的建築(賭倍比為0.452)為高。此外，就建築面積方面來看，內湖區所有變數皆顯著，且係數值皆成正向，與預期相同，表示與二十五至四十坪的三房建築比較，其他高度的建築空屋機率皆較高，其中小坪數的套房空屋機率最高，增加了151.8%，十五至四十坪的住宅單位賭倍率為1.184，表空屋機率增加18.4%，四十至六十坪的住宅空屋機率逐漸變低，僅增加15.5%，但超過六十坪以上的豪宅時，空屋機率將會再增加為38.6%。

(三) 士林區

就建築構造來看，士林區的鋼骨類建築、加強磚造建築、木石磚造建築三變數統計結果顯著，但係數為負號，表示與鋼筋混凝土建築相較，這三種建築類型是不易形成空屋的，加強磚造建築空屋形成機率減少17.7%，木石磚造建築減少23.9%，而賭倍比最大的鋼骨類建築，空屋機率則減低了46.5%。總樓層數方面，與四至五層建築比較，士林區變數皆呈現正向且顯著的結果，與預期相同，觀察賭倍比大小，發現其空屋形成機率依大小排序為十三層以上建築賭倍比為1.751)、六至七層建築(賭倍比為1.452)、八至十二層建築(賭倍比為1.302)、三層以下建築賭倍比為1.096)。

完工年數方面，與十一至二十年的建築相比，士林區所有變數皆呈現顯著，其中十年內的建築，空屋機率較大者為三至五年的建築，增加了93.2%，其次為兩年內，空屋機率增加56.3%，最後是六至十年，空屋機率增加42.4%。而二十一年後的建築，則隨著屋齡越老，空屋形成機率由減少12.2%、減少13.9%至減少35.7%。此外，就建築面積來看，士林區所有變數皆顯著，且係數值皆成正向，與預期相同，表示與二十五至四十坪的三房建築比較，其他高度的建築空屋機率皆較高，其中小坪數的套房空屋機率增加157.3%，增加最多，十五至四十坪的住宅單位空屋機率增加29.3%，至四十至六十坪的住宅空屋機率逐漸變低，但超過六十坪以上的豪宅時，空屋機率將會再增加為61.4%。

(四) 三區比較

建築構造方面，和鋼筋混凝土建築相較，所有顯著的變數均呈現為較不易形成空屋的結果，與異質性的預期假說相反，其中中山區的土竹造建築和士林區的鋼骨類建築，空屋形成機率是

最低的。建築構造為非典型的住宅單位，並不如先前預期般空屋形成機率較高，可能的原因如下，在木石磚造建築、土竹造建築方面，建築技術較落後，多為過去所建造、屋齡較老，並不被投資者所喜愛，亦即為不具投資性的住宅類型，而且因為建材限制導致樓層高度較低，因此土地的低度使用可能令此類建築多分佈在衰敗或未發展的區位，故使用者可能因為居住當地已久存有深厚的地方情感，或因就業機會不佳導致收入微薄，而未能搬離此類住宅，但因為缺乏相關資料，無法作更進一步的分析。在鋼骨類建築方面，雖此類建築技術新穎建材價格昂貴，但因其防震效果卓越，在九二一地震後，金字塔頂端的消費者趨之若鶩，可能因此使空屋形成機率減低。

在總樓層數方面，與四至五層建築比較，三行政區其他樓層的住宅單位皆易形成空屋，驗證了異質性的假說。中山區與士林區實證結果顯現出總樓層數越高，空屋形成機率越大，但內湖區卻出現了相反的情況，三層以下的建築空屋機率比十三層以下的建築更易形成空屋，顯示該區低樓層建築比較不受青睞。而內湖區TFLOOR4的賭倍比為1.149，雖表示十三層以上建築比四至五層建築易形成空屋，但空屋機率卻比中山區(賭倍比為1.922)和士林區(賭倍比為1.751)的高樓層建築低出許多，這也表示在內湖區要推出低樓層建築的話，不如考慮推出高樓層建築的可能性。另外中山區八至十二層與十三層以上的建物，賭倍比分別為1.786與1.922，總數比例為30.72%，均較內湖區與士林區高，因此八層以上建物的高空屋率很可能是造成中山區空屋水準最高的原因之一，這亦顯示中山區高樓層建築需求明顯低於供給的警訊。

完工年數方面，與十一至二十年的建築相比，三行政區呈現類似的趨勢，十年內的住宅易形成空屋，與異質性、投資性假說相符合，而二十一年後的建築空屋機率則漸小，顯示屋齡越大，則越不具投資價值，亦表示住宅投資性的空屋影響力是高過住宅的異質性。其中內湖區、士林區兩年內的建築比三至五年的建築相較空屋形成機率降低，可能是因為近兩年內的住宅消費需求攀升的關係。而中山區四十一年以上的建築，空屋形成機率比三十一年至四十年的建築略高，可能是因為該區下濾現象較它區嚴重(註8)，造成較多屋齡老且品質低落的住宅單位。除此之外，中山區和士林區十年內的住宅數僅佔總住宅存量的一成左右，但十一年至三十年的住宅比例逾七成，雖然十年內住宅空屋形成機率高，但空屋數量相較之下，十一年至三十年的住宅將形成較多空屋，較容易影響到住宅價格的調整，而且這種新建物供給低迷的情況持續下去，區域住宅老舊的問題將在未來不斷浮現，故政府應促進中古屋市場的交易，並刺激老舊建物的汰換重建。

建築面積方面，與二十五至四十坪的三房建築比較，三行政區均呈現相當一致的實證結果，驗證異質性假說，十五坪以下小面積的套房最容易形成空屋，其次是六十坪以上大面積的豪宅，其中三行政區套房住宅賭倍比均超過2.5的水準，證實異質性、遷移性、投資性三者兼具的小面積住宅，空屋形成機率的確高於其他住宅屬性，這也顯示個體投資者或建商在進行此類住宅的投資或開發動作前，必須更小心評估區位及其他條件的優劣性，以避免高空屋形成機率形成的風險。而中山區十五坪以下的建築賭倍比更高達4.324，加上該區十五坪以下的建築所佔比例高達21.18%，顯示中山區的套房住宅高空屋率，是造成該區高空屋水準的主要原因之一，或許政府可以設立套房住宅的租賃系統，加強小面積住宅的使用。另外政府應注意十五至四十坪之間的建物數量佔大多數，相對空屋亦佔多數，代表該種住宅的數量變化對市場價格的影響較大，是解決空屋過多問題的重點。

表六 空屋形成機率Logit模型迴歸結果

	中山區			內湖區			士林區		
	估計值	Wald值	Sig	估計值	Wald值	Sig	估計值	Wald值	Sig
截距項	-2.4901	(8785.03)	***	-2.8852	(14978.67)	***	-2.4596	(11215.85)	***
BUILD1	-9.1485	(0.01)		-0.4546	(1.86)		-0.6263	(3.32)	*
BUILD2	0.0559	(0.90)		-0.1595	(1.36)		-0.1945	(13.25)	***
BUILD3	-0.1114	(0.18)		0.1744	(0.64)		-0.0528	(0.08)	
BUILD4	-0.3372	(13.31)	***	-0.1813	(1.75)		-0.2732	(12.45)	***
BUILD5	-1.4359	(9.58)	***	-0.1438	(0.25)		-0.2115	(0.87)	
TFLOOR1	0.0901	(4.19)	**	0.6456	(103.45)	***	0.0915	(3.66)	*
TFLOOR2	0.3895	(186.66)	***	-0.0331	(0.43)		0.3726	(141.61)	***
TFLOOR3	0.58	(424.62)	***	0.0448	(0.80)		0.2638	(40.23)	***
TFLOOR4	0.6533	(357.19)	***	0.1385	(6.97)	***	0.56	(91.68)	***
YEAR1	0.6334	(68.99)	***	0.3911	(15.75)	***	0.4467	(14.58)	***
YEAR2	0.2682	(43.23)	***	0.7289	(212.25)	***	0.6584	(138.71)	***
YEAR3	0.0343	(0.97)		0.4945	(117.01)	***	0.3532	(68.01)	***
YEAR4	0.0876	(15.49)	***	0.0312	(0.60)		-0.1298	(23.35)	***
YEAR5	-0.4248	(49.44)	***	-0.5335	(16.54)	***	-0.1491	(8.46)	***
YEAR6	-0.3891	(23.14)	***	-0.7933	(19.61)	***	-0.4411	(22.89)	***
SIZE1	1.4642	(3645.42)	***	0.9234	(457.93)	***	0.945	(616.73)	***
SIZE2	0.4994	(381.66)	***	0.1690	(31.69)	***	0.2568	(87.89)	***
SIZE3	0.1278	(12.28)	***	0.1440	(8.04)	***	0.1864	(31.21)	***
SIZE4	0.5002	(77.93)	***	0.3261	(17.05)	***	0.4789	(104.99)	***
正確預測率	83.2%			92.4%			90.2%		
ρ^2	0.91			0.97			0.97		
-2 log L	80943.178			46852.761			65016.517		

* 表係數在10%的顯著水準下，顯著異於0。

** 表係數在5%的顯著水準下，顯著異於0。

*** 表係數在1%的顯著水準下，顯著異於0。

$X^2_{(19,1\%)} = 36.1908$ ，均小於-2 log L，表示三行政區方程式拒絕各參數為0的虛無假設。通常 $\rho^2 > 0.2$ 即表示該模型配適度良好。

表七 空屋形成機率賭倍比(odds ratio)表

解釋變數	中山區		內湖區		士林區	
			Exp(β)			
BUILD1	—		—		0.535	(0.349)
BUILD2	—		—		0.823	(0.451)
BUILD3	—		—		—	
BUILD4	0.714	(0.417)	—		0.761	(0.432)
BUILD5	0.238	(0.192)	—		—	
TFLOOR1	1.094	(0.522)	1.907	(0.656)	1.096	(0.523)
TFLOOR2	1.476	(0.596)	—		1.452	(0.592)
TFLOOR3	1.786	(0.641)	—		1.302	(0.566)
TFLOOR4	1.922	(0.658)	1.149	(0.535)	1.751	(0.636)
YEAR1	1.884	(0.653)	1.479	(0.597)	1.563	(0.61)
YEAR2	1.308	(0.567)	2.073	(0.675)	1.932	(0.659)
YEAR3	—		1.64	(0.621)	1.424	(0.587)
YEAR4	1.092	(0.522)	—		0.878	(0.468)
YEAR5	0.654	(0.395)	0.587	(0.37)	0.861	(0.463)
YEAR6	0.678	(0.404)	0.452	(0.311)	0.643	(0.391)
SIZE1	4.324	(0.812)	2.518	(0.716)	2.573	(0.72)
SIZE2	1.648	(0.622)	1.184	(0.542)	1.293	(0.564)
SIZE3	1.136	(0.532)	1.155	(0.536)	1.205	(0.546)
SIZE4	1.649	(0.622)	1.386	(0.581)	1.614	(0.617)

註1：— 表示該變數迴歸結果不顯著

註2：括號內的數值為邊際效果(marginal effect)，代表自變數變動一單位時，空屋形成機率變動的百分比。

六、結論與建議

以往文獻大多假設所有住宅單位為同質，忽略了不同類型住宅的差異，本研究提出異質性、遷移性、以及投資性三觀點，探討各不同地區間住宅屬性對空屋形成機率的可能影響，並依據2000年戶口與住宅普查資料，選取台北市空屋水準最高的中山區、最低的內湖區、以及最接近平均空屋水準的士林區進行實證分析，在建立二項Logit模型進行實證，本文獲得以下幾個結論：

第一，在異質性的假說方面，本文認為住宅屬性若異於一般住宅，空屋形成機率將較大。實證結果顯示，除了建築構造的住宅屬性與屋齡較大的建築外，其他具異質性的變數空屋形成機率的確較大。例如中山區八層以上的高樓層建築與十五坪以下的小套房住宅，內湖區三層以下的低樓層建築，除此之外前兩種住宅屬性佔中山區住宅存量不小的比例，此可能是造成中山區空屋率水準最高的主因，內湖區則是除了後者，其他住宅屬性的空屋形成機率皆較中山區、士林區低，可能顯示各住宅屬性的需求平均且較他區強烈，故空屋水準最低。

第二，遷移性的假說，本文援用自然空屋率的相關討論，認為越易引起家戶遷移的住宅屬性，將增加住宅單位的空屋形成機率，實證變數中僅有十五坪以下的小套房住宅符合遷移性假

說的描述，而三行政區該住宅屬性的實證結果也如預期般的顯著，顯示小面積住宅使用者的遷移特性，的確可能會讓擁有此項住宅屬性的住宅單位空屋形成機率升高。

第三，投資性假說方面，本文則是認為越受歡迎的住宅不動產投資標的，可能越容易引起空屋的形成。住宅屬性中最具投資性的小面積住宅，在三行政區中均一致呈現高賭倍率的結果，印證此項假設。另外，中山區、士林區的木石磚造建築、中山區的土竹造建築和三區屋齡較大的建築由於較不易引起投資者的興趣，故可能導致空屋形成機率低於一般住宅，造成其異質性的假說未被證實，此可能隱含投資性對空屋形成機率的影響大於異質性的影響。

第四，實證中發現中山區內具異質性的高樓層建築、豪宅，具異質性、遷移性、投資性的小套房，士林區內具異質性的高樓層建築、豪宅，內湖區內具異質性的低樓層建築，空屋形成機率特別高。因此在特定地區中，市場參與者應特別留意此類住宅空屋風險相較一般住宅高出許多，投資或開發需特別考量，或進行更嚴謹的市場分析動作，以將相關風險減至最低。除此之外，三行政區十一年至三十年的住宅單位與十五至四十坪之間的建物，雖空屋形成機率不是最高，但在住宅市場中數量龐大，空屋所佔比例最多。不論是個體面的建商投資決策，或是總體面的政府住宅資源分配上均應特別加以注意。

在後續研究建議方面，本文雖利用戶口與住宅普查最可靠的個體住戶資料進行實證，但住宅財產檔內所包含的住宅屬性仍不夠完善，導致仍有若干重要空屋屬性未能探討或進行嚴謹的研究實證，故資料的更新與完整，仍會是此類研究最大的限制。另外，典型住宅應該在時間與地區上該有所區隔，但由於本文橫斷面資料的限制，及實證地區典型住宅屬性多為相同，並未進行典型住宅的區隔，在往後的研究中需特別注意資料是否能支援典型住宅的區隔。而由於以往文獻並沒有針對住宅屬性的特性分類進行理論性的研究，亦沒有系統性的實證結果可提供做為影響符號之判斷依據，故要判斷住宅屬性是否具有遷移性或投資性等特性的確相當困難，而其他空屋屬性是否也能支持本文的論點，以及尋找住宅屬性的異質性、遷移性和投資性等性質的更有系統的分類方法，更是未來的研究重點。

註 釋

- 註 1：建築技術規則第五十五條第一項：「六層以上之建築物，至少應設置一座以上之升降機(電梯)通達避難層。」
- 註 2：建築技術規則第二十三條：「住宅區建築物之高度不得超過二十一公尺及七層樓。」
- 註 3：建築技術規則第二十四條：「未實施容積管制地區建築物高度不得超過三十六公尺及十二層樓。」
- 註 4：上述說法固然有道理，但在實證上卻有其困難。首先，我們無法明確定義地區開發的程度，因其會影響該地區各層面的表現，如人口、住宅數量、價格等因素，造成沒有一個標準地區可供相互比較，第二，由於各地區條件不同，長期與短期的期間難以定義，短期是一年還是三年，長期是五年還是二十年，均未能有相關資料佐證。第三，本文缺乏時間性資料，所以無法直接回答長短期間區位特性對空屋率形成差異的影響。
- 註 5：彭建文(1994)與林祖嘉等人(1994)所得結論似有不同。其實彭建文(1994)以預期投資利得與供需觀點切入，實證變數為1987年至1989年台灣地區平均房價漲幅率。林祖嘉等人(1994)以空屋成本的觀念切入，實證變數為1981年至1989年台灣地區23縣市的每坪住宅單價住宅。因切入觀點與選擇變數不同，造成實證結果不同，最後結果則端視預期投資利得與空屋成本兩者效果強弱而定，兩者說法並不互相衝突。
- 註 6：為求實證方程式的一致與方便比較各區的結果，統計結果雖有不同，方程式中仍將三區的典型住宅設定為11至20年。
- 註 7：若將各行政區的資料放在同一條迴歸式，並將不同區位以設定虛擬變數方式處理，雖可知道不同區位對於空屋形成機率的影響，但此種處理方式，隱含在不同地區中各項住宅屬性對於空屋形成機率的影響相同，此將使得住宅構造別、總樓層數、完工年份和總樓地板面積住宅屬性的空屋形成機率無法比較。本文曾嘗試將各行政區的資料放在同一條迴歸式，但實證結果並不理想，故暫時將此部分予以保留，而著重於不同地區實證結果的比較。
- 註 8：下瀘為有關住宅單位逐漸衰退，而被低收入組群所承續直到不可居而被放棄或改建的一種住宅市場現象。因此，高價位住宅存量的增加將導致高收入家庭移向更能滿足他們所希望的新住宅，而空出的住宅則可供下一層收入組群使用。如此，每一收入組群將可遷移到適合他們的住宅階譜，而空出來最低階住宅將形成空屋面臨被拆毀重建的命運。資料來源：內政部營建署<http://www.cpami.gov.tw/kch/kch4/k3.htm>

參考文獻

巫慶盈

2002 《台南市空屋現象之觀察與分析》碩士論文，國立成功大學都市計畫研究所。

林祖嘉、張金鶚、彭建文

1994 <台灣地區空屋率與房價調整之均衡分析>《八十二年度經濟學門專題計畫研究成果發表會論文集》85-106。

曹勝雄、曾國雄、張德儀

1997 <旅行業組織購買選擇行為之研究 - 羅吉特模式之應用>《管理與系統》，4(2):127-146。

陳鵬升

1998 《社區居民為地方公共財捐獻意願的探討 - 以新增設一所國民中學為例》碩士論文，國立成功大學都市計畫研究所。

彭建文

1994 《台灣地區空屋率之研究》碩士論文，國立政治大學地政學系。

Gabrief, S. A. & F. E. Nothaft

1988 "Rental Housing Market and the Natural Vacancy Rate", *Journal of the American Real Estate & Urban Economics Association*, 16(4):419-429.

Gabrief, S. A. & F. E. Nothaft

2001 "Rental Housing Market, the Incidence and Duration of Vacancy and the Natural Vacancy Rate", *Journal of Urban Economics*, 49(1):403-419.

Guasch, J. L. & R.C. Marshall

1985 An Analysis of Vacancy Pattern in the Rental Housing Market, *Journal of Urban Economics*, 17:208-229.

Gujarati, D. N.

2003 *Basic Econometrics*, International Editions, McGraw-Hill

Haurin, D.

1988 "The Duration of Marketing Time of Residential Housing", *AREUEA Journal*, 16:396-410.

Hendershott, P. H.

1995 "Real Effective Rent Determination: Evidence from the Sydney Office Market", *Journal of Property Research*, 12:127-135.

Jud, G. D. & J. R. Frew

1990 "Atypicality and the Natural Vacancy Rate Hypothesis", *Journal of the American Real Estate & Urban Economics Association*, 18(3):294-301.

Rosen, K. T. & L. B. Smith

1983 "The Price-Adjustment Process for Rental Housing and Natural Vacancy Rate", *American Economic Review*, 73(4):779-786.

Tse, Y. C. R., & B. D. MacGregor

1999 "Housing Vacancy and Rental Adjustment: Evidence from Hong Kong", *Urban Studies*, 36(10):1769-1782.