

自有住宅市場均衡空屋率分析—以台北縣市為例*

彭建文**

論文收件日期：九十三年十月十五日

論文接受日期：九十四年五月十九日

摘 要

爲能瞭解國內空屋率持續大幅上升，但房價卻調整緩慢的現象，本文中嘗試運用自然空屋率理論來探討自有住宅市場中房價與空屋率的關係，並透過台北市與台北縣1980-2001年的資料估算使房價變動爲零的均衡空屋率。實證結果發現，空屋率與房價變動率之間有顯著的反向關係，但就台北市而言，以當期空屋率對實質住宅單價變動率影響的模型較佳，而台北縣則以前期空屋率對名目住宅總價變動率的影響模型較佳，顯示出台北市與台北縣住宅市場在運作上有明顯的差異。本文推估台北市的均衡空屋率值在12.61%到14.03%之間，台北縣的均衡空屋率值在20.56%到22.72%之間，我們可發現不論台北市與台北縣的均衡空屋率均明顯偏高，且與實際空屋率的高峰值差距不大，此可能是造成兩縣市長期房價漲多跌少，房價調整緩慢的原因。至於自有住宅市場的高均衡空屋率，可能與有相當數量的空屋做爲第二屋使用或暫時閒置，並未在市場參與運作有關。

關鍵詞：房價變動率、空屋率、自然空屋率、均衡空屋率

* 感謝國科會研究計畫NSC91-2415-H-305-010之財務協助，並感謝兩位匿名審查委員所提供之寶貴意見，惟文中如有任何疏漏之處，由作者自行負責。

** 國立台北大學不動產與城鄉環境系副教授。Associate Professor, Department of Real Estate and Built Environment, National Taipei University, Taipei, Taiwan, Republic of China.

Equilibrium Vacancy Rate of Owner-Occupied Housing Market - The Examples of Taipei City and Taipei County*

Chien-Wen Peng**

Abstract

This paper applied natural vacancy rate theory in rental housing market to clarify the sluggish adjustment process of housing prices to vacancy rate in Taiwan's owner occupied housing market. The empirical results revealed that vacancy rate had very significant negative effect on the change of housing prices. According to the fitness of the model, the current vacancy rate to the real change of housing prices and the lagged vacancy rate to the nominal change of housing total prices is the best model for Taipei City and Taipei County, respectively. It means that the housing market structures of Taipei City and Taipei County are quite different. The estimated equilibrium vacancy rates are about 12.61 to 14.03 percent in Taipei City and 20.56 to 22.72 percent in Taipei County. Both equilibrium vacancy rates are extraordinary high and very close to the peak value of actual vacancy rates. These findings can explain the slow adjustment process in Taiwan's owner occupied housing market quite well.

Keywords: Change of Housing Price, Vacancy Rate, Natural Vacancy Rate, Equilibrium Vacancy Rate

一、前言

由於住宅具有異質性與不可移動性，加以住宅資訊的不充足，導致交易雙方均必須花費相當的時間與成本方能尋得適當的住宅，故住宅市場中有相當數量的空屋存在可說是一常態。Blank and Winnick(1953)首先將勞工市場中工資會受就業率高低影響的觀念應用於出租住宅市場中，提出自然空屋率(natural vacancy rate)的觀念，認為空屋率會影響租金變動，且不同類型的租賃不動產亦有不同的調整關係。Smith(1974)更將自然空屋率明確定義為，「屋主考慮空屋持有成本、搜尋成本、需求變動、以及換約成本後，無實質誘因去調整住宅租金狀態下的空屋率，此時出租住宅市場處於長期均衡狀態，不會有超額需求或超額供給產生。」亦即不會導致出租市場租金價格變動的均衡空屋率(equilibrium vacancy rate)。

在自然空屋率理論中，將住宅的超額供給或超額需求定義為自然空屋率與實質空屋率之差額，此差額又稱為空屋隙(vacancy gap)。當實質空屋率等於自然空屋率，此時實質租金變動等於零，新建數量剛好補足因折舊或毀壞之住宅。若出租住宅市場有超額需求存在時，會使得實質空屋率低於自然空屋率，此時屋主會調高租金水準，而租金上漲將導致新建及現有存量改建增加，進而使超額需求減少。反之，當出租住宅市場有超額供給存在時，實質空屋率會高於自然空屋率，此時屋主將調降租金水準，並導致新建數量之減少或轉用。自從自然空屋率理論提出以後，目前已被學者廣泛運用於出租住宅市場與辦公室市場中租金與空屋率關係之調整，並獲得相當不錯的映證。(Rosen and Smith, 1983; Gabriel and Nothaft, 1988; Reece, 1988; Wheaton and Torto, 1988; Hendershott and Haurin, 1988; Jud and Frew, 1990; Voith and Crone, 1988; Sivitanides, 1997; Tse and MacGregor, 1999) 然而，自然空屋率理論是否適用於自有住宅市場的房價與空屋率調整？進而求出自有住宅市場運作所需的自然空屋率？則是一個尚未被完整討論的課題。

若以一般已開發國家住宅市場5%的合理空屋率來看，台灣在1980年、1990年兩次住宅普查時的空屋水準已明顯偏高到13%左右。不過，房價並未因為高空屋率而有明顯下降趨勢，尤其台灣最大規模的房地產景氣還出現1987到1990年之間。在2000年住宅普查時，台灣空屋數為123萬戶，空屋率為17.6%，平均空屋率由以往平均13%的水準上升至約18%的水準，增加幅度為32.3%，空屋數的增加幅度更高達81.6%。我們觀察到台灣房地產市場在1990年的景氣高峰後，確實漸漸進入不景氣階段，但房價調整速度相當緩慢，一直到1997年亞洲金融風暴之後才有較顯著的下跌。此種空屋率持續大幅上升^{註1}，而房價卻調整緩慢的現象，背後確實存在許多

值得深入探討的課題。

台灣住宅市場以自有市場為主，自有率高達85%，租賃市場所佔比例僅約8%，受限於空屋資料缺乏下，有關自然空屋率之研究並不多見。林祖嘉等(1994)將自然空屋率定義為「住宅市場中為因應遷徙、交易搜尋所需的市場摩差性空屋水準」，也就是住宅市場合理運作所需的必要空屋率，該文推算國內在1981-1989年間的平均自然空屋率僅有4.59%，並未較一般已開發國家的合理空屋水準為高。陳樹衡等(1995)應用人工智慧領域的遺傳規畫法重新估計國內自然空屋率，結果發現其估計值與林祖嘉等(1994)一文相近，但是自然空屋率高峰期的出現則有所不同，可能是結構性變遷所造成。到底是林祖嘉等(1994)所估算的自然空屋率偏低？還是自然空屋率理論不適用於自有住宅市場房價與空屋率的調整？顯然有必要進一步加以澄清。

本文認為實際空屋率反映的是住宅市場供需不均衡的狀況，在供過於求下，房價應會向下調整，除非維持住宅市場正常運作所需的自然空屋率非常高。其次，目前有關於自然空屋率的文獻主要運用於出租住宅與辦公室市場，藉由空屋率與租金的調整關係來推估自然空屋率，在此所謂的自然空屋率是基於市場均衡概念所推算的一種均衡空屋率，此與林祖嘉等(1994)所推估為因應市場正常運作所需的摩擦性空屋率(frictional vacancy rate)，兩者有相當程度的差異^{註2}。第三、出租住宅市場中僅有住宅服務的消費性需求，在自有住宅市場中則同時兼具有消費性與投資性需求，故房價與空屋率的關係可能較租金與空屋率的關係更為複雜。第四、自有住宅市場中必須考量並非所有的空屋均在市場流通，亦即若第二屋或暫時閒置的住宅比例很高，此時房價與空屋率的調整關係可能必須重新加以評估。

有鑑於自然空屋率理論在自有住宅市場中房價與空屋率調整的運用仍相當有限，且出租住宅市場與自有住宅市場的運作上有相當大的差異存在，故本文中將均衡空屋率定義為「屋主在權衡本身對住宅的消費或投資需求、空屋持有成本、以及房價波動性後，暫時不會直接影響房價變動的空屋比例」，將嘗試針對自然空屋率

註1. Wang and Zhou(2000)曾以賽局理論分析超額空屋呈現持續性之現象，認為由於空地無法產生收益，故開發者將傾向掌握任何可能開發機會去開發空地，然而在空地之開發過程中，每一位開發者均必須面對其他競爭者之競爭，市場總供給量為每一個別開發者供給量之加總，此種相互競爭之狀況往往造成開發者提供較市場需求為多之供給，而面對未來的不確定性，開發者通常不願降低租金水準以消化空屋，此使得超額空屋呈現持續性之現象。

註2. 在出租住宅市場中自然空屋率與均衡空屋率兩者的概念相同，但在自有住宅市場中自然空屋率往往被界定為市場正常運作所需的摩擦性空屋率，此與房價的調整沒有直接的關係，由於本文中主要探討房價變動率與空屋率間之關係，故捨棄自然空屋率一詞而採用均衡空屋率。

理論於自有住宅市場的運用進行探討，並以台灣自有住宅市場為主要的實證範圍，期能澄清台灣住宅市場中房價與空屋率的調整關係，並提出自然空屋率理論與實證的修正建議。

以下本文分為五節，第二節是自然空屋率文獻的回顧與影響因素分析，第三節是理論模型的建構，第四節是資料說明與實證分析，第五節是結論與建議。

二、文獻回顧

過去有關自然空屋率的研究，主要以出租住宅市場與辦公室市場為研究對象。Rosen and Smith(1983)是最早有系統探討自然空屋率的文獻，該文以組成資料(pooling data)對美國17個城市作實證研究，證實空屋率及營運費用變動率對租金調整有相當顯著的影響，並發現自然空屋率會隨城市不同而有差異^{註3}，該文認為實質空屋率的差異所反映的與其說是各城市住宅市場緊縮程度的不同，不如說是各城市的自然空屋率不同所造成。該文最大的缺點在於模型過度簡化，且實際在求各城市自然空屋率時，僅採個別城市1969-1980年的時間序列資料，其時間僅12年，故樣本數相當少。

Gabriel and Nothhaft(1988)觀察到住宅出租市場中空屋率與實質租金雙雙上揚而違反價格調整機能運作的不合理現象，運用新的空屋普查資料取代私人資料來分析住宅出租市場的租金調整機能，文中將自然空屋率分內生及外生自然空屋率兩模型，以組成資料去推估1981-85年間，美國16個城市的自然空屋率^{註4}，其結果仍支持傳統空屋率會顯著影響租金調整之觀點，而自然空屋率會隨著地區之不同而改變(Seattle 3.9%~ Houston 12.1%)，但營運成本的係數相當小且不顯著。該文的缺點在於未清楚說明內生與外生模型間之關係為何？

Reece(1988)以三個過去時期為研究期間，並利用斷電電錶(disconnected electric meter)戶數作為空屋替代資料，文中以名目物價變動率取代Rosen and Smith(1983)模型中的名目營運成本變動率，其結果證實空屋率對租金調整有顯著影響，但以電錶資料所得之自然空屋率較低^{註5}，且該文的三個實證結果中，有兩個地區顯

註3. 該文發現各城市的自然空屋率差異相當大，例如Cleveland 5.6%~ Milwaukee 23.2%，平均自然空屋率為11.45%。

註4. 該文發現外生、內生平均自然空屋率分別為7.57%、9.51%，兩模型所求得之平均自然空屋率間相差1.94%，但文中並未提出合理之解釋。

註5. 就洛杉磯而言，Rosen and Smith(1983)所推估的自然空屋率為7.6%，而Reece所推估值為5.2%。

示空屋率會影響實質租金變動而非名目租金。Jud and Frew(1990)結合自然空屋率理論以及Haurin(1988)的特定居住單位的自然空屋率決定於他們的非典型(atypicality)之論點，以1988-89年個別公寓租金的抽樣資料加以實證分析，其結果證實特定型態公寓的租金調整與前期空屋率呈反向變動，並推估出6.5%的自然空屋率，且公寓特性愈是異於一般典型住宅，其自然空屋率也就愈高。

Voith and Crone(1988)認為自然空屋率除受不同地區與不同時間的影響外，亦應將總體經濟變數變動所產生之衝擊(shock)加以考量(如失業率或利率變動)，文中採1979-87年美國17個城市的半年資料，並分中心商業區(CBD)及郊區進行實證分析。其結果發現於推估期間，自然空屋率上升約7%，且2/3的漲幅集中於在1981-1982年之間，其推論可能與1981年所頒佈之稅法(Tax Act)有關。另外，發展較快速之地區其自然空屋率也較高，發展較緩慢之地區其自然空屋率則較低，而實質空屋率與自然空屋率之間並沒有明顯的關係存在，此結果可能與其模型過於簡化及所估計期間過短有關。該文最大之特點是將非預期總體變數變動納入考量，且未採用一般自然空屋率理論以價格變動求取自然空屋率，僅利用自我迴歸(autoregressive)方式，以空屋率與時間虛擬變數求取自然空屋率。

Sivitanides(1997)認為傳統的辦公室租金調整理論均假設自然空屋率保持不變，該文則將傳統不變的自然空屋率假設加以改進與延伸，其實證結果發現改進後的模型在解釋1980-1988年的辦公室市場確實有較佳的效果，自然空屋率會因時間與市場本質的不同而有差異。Tse and MacGregor(1999)認為傳統的租金調整方式最大的問題在於均衡的租金與空屋率無法同時調整，該本文依據調適預期(adaptive expectation)建立租金調整的兩方程式模型，並以香港1980-1996年的資料進行實證，結果發現新修正的模型明顯較傳統單一模型為佳，但通貨膨脹率與利率對於實質租金調整率之影響呈現中性(neutral)。

Gabriel and Nothaft(2001)使用1987-1996年美國主要都會區之組成資料，探討出租住宅市場之空屋發生頻率(vacancy incidence)與空屋期間於價格調整機制之重要性，其結果發現空屋期間會因不同都會區之居住成本與住宅存量之異質性而有所不同，空屋發生頻率會隨都會區間人口遷移率、國宅多寡、以及人口成長率之不同而有差異，該文實證發現租金變動率會受到實質空屋發生頻率、實質空屋期間與兩者均衡水準間之差額的影響。

除住宅出租市場自然空屋率的研究外，Wheaton and Torto(1988)首先將自然空屋率理論運用於辦公室出租市場的研究，並實證發現超額空屋率每增加1%則實質租金將下降2.3%，將近是Reece(1988)及Gabriel and Nothaft(1988)對出租住宅

研究結果的二倍。另外，該文與前述文獻最大不同處在於，前述文獻均假設自然空屋率在推估期間保持固定，僅隨地區而有所不同，而於此文中認為自然空屋率會隨時間呈線性變化。Hendershott and Haurin(1988)曾以相同時間與城市針對辦公室市場進行研究，並與Voith and Crone(1988)、Gbriel and Nothaft(1988)所推估的自然空屋率結果相比較，結果發現辦公室市場與出租住宅市場間之自然空屋率間並沒有太大的相關，可能與樣本數過少有關。但是，本文認為最大的原因可能在於兩者對自然空屋率的定義不同，因為Voith and Crone(1988)並非從價格均衡的角度求取自然空屋率。Grenadier(1995)認為影響辦公室市場自然空屋率的因素可分為地區性因素與總體經濟因素，所謂地區性因素主要指該地區產業結構、就業成長、人口組成、以及土地使用管制，而總體經濟因素包括經濟景氣、利率、以及通貨膨脹率，但該文發現地區性因素對於自然空屋率的影響力遠較總體經濟因素為大。

根據上述文獻之探討可知，第一，空屋率對租金調整之影響方式及顯著與否仍有爭議，例如空屋率影響的是實質租金變動或是名目租金變動？租金變動是受到當期租金或是前期租金的影響？據此推算之自然空屋率亦因模型之設定及資料不同而有差距。第二、各城市之經濟結構不同，空屋率影響租金變化率的強度也有所變化，故自然空屋率會隨地區不同而有差異。第三，自然空屋率除有地區的差異外，可能會隨時間而有所變動，因為當經濟結構改變與房地產景氣劇烈波動時，假設自然空屋率不會隨時間趨勢變動而呈現固定，似乎並不合理。第四、現有文獻大多僅考慮到實質空屋率與自然空屋率間差額對租金調整之影響，並未考慮到租金與空屋率間之相互影響，而房價與空屋率間之關係是否如同租金與空屋率間之關係亦應加以檢視。最後，各文獻研究僅注重辦公室市場與出租住宅市場，對於空屋率影響自有住宅市場的討論付之闕如，我們認為不論是出租住宅或辦公室均可能因為租賃契約的限制，使得租金無法隨時因應市場供需變化而迅速調整，故多選擇落後一期的空屋率進行實證分析，但自有住宅市場由於無租賃契約的限制，此時房價與空屋率的調整是否會更有效率？亦應加以檢視。

三、理論模型

若以存量－流量模型來分析住宅市場，假設住宅存量在短期是固定的，在對住宅的供給與需求交互作用下，將決定住宅價格水準及短期的空屋存量。Rosen and Smith(1983)認為價格調整機能是價格對住宅超額供給或超額需求之反應，短期空

屋率之變化可反映住宅供給及需求影響因素之改變，而名目租金調整率(R^*)有相當部份是由長期(或自然)空屋率(V^n)與短期空屋率(V)之差額以及名目營運成本變動率(E^*)所共同決定，而將出租住宅市場之租金調整模式設定如(1)式：

$$R_t^* = f(V_t^n - V_t, E_t^*) \dots\dots\dots (1)$$

為估計自然空屋率，通常將短期空屋率以前一期空屋率替代，由於自然空屋率不會隨時間改變而為一個固定值，故可將自然空屋率與截距項相結合，並將(1)式表達為(2)式。若假設(2)式的最佳模式為不含截距項，則可求得 $V^n = b_0/b_1$ ^{註6}。

$$R_t^* = b_0 - b_1 V_{t-1} + b_2 E_t^* + u_{t1} \dots\dots\dots (2)$$

Reece(1988)以名目物價變動率取代Rosen and Smith(1983)模型中的名目營運成本變動率，結果發現空屋率對租金調整有顯著影響，但以電錶資料所得之自然空屋率較低，且該文的三個實證結果中，有兩個地區顯示空屋率會影響實質租金變動而非名目租金。Sivitanides(1997)認為自然空屋率為屋主追求最大預期利潤而保留之最適空屋存量，會受到需求預期與空屋邊際持有成本的影響，其所建立的模型如(3)、(4)兩式，其中， $V_t^n = \alpha + X_{t-m}$ ， X_{t-m} 代表影響自然空屋率的相關變數，主要包括市場潛在需求量、就業人口成長率、新建數量、以及空屋變動率，其中市場潛在需求量與就業成長率對於自然空屋率之影響為正，至於新建數量與空屋變動率對於自然空屋率之影響則為負，但是自然空屋率會受到這些變數當期、前一期、或是前幾期的影響，則必須透過實證分析才能加以確認。

$$R_t^* = (\alpha + X_{t-m}) - V_{t-m} \dots\dots\dots (3)$$

$$R_t^* = c_0 + c_1 X_{t-m} - c_2 V_{t-m} + u_{t2} \dots\dots\dots (4)$$

Tse and MacGregor(1999)認為當期的租金變動率會受到前期租金變動率(R_{t-1}^*)的影響，故依據調適模型建立兩方程式的租金調整模型，將租金與空屋率調整關係設定如(5)式，而 $V^n = d_0/d_1$ 。

$$R_t^* = d_0 + d_1 V_{t-m} - d_2 R_{t-1}^* + u_{t3} \dots\dots\dots (5)$$

註6. 此種作法是將一般迴歸式中原來截距項的效果全部歸諸於自然空屋率，以便於求取自然空屋率。若就其經濟涵義來看，截距項通常反映迴歸式中無法完全藉由所設定自變數傳達的效果，在自然空屋率理論中認為房價變動率主要受到自然空屋率與實際空屋率差額的影響，背後隱含其他影響住宅供給與需求相關變數的影響已被充分反映，此時截距項的值將會相當小，甚至為0，故自然空屋率可以 $V^n = b_0/b_1$ 求取。不過，上述作法固然可據以求算自然空屋率，但並無法更深入瞭解影響自然空屋率的因素，未來應可針對此部分進行檢討與改善。

本文認為，雖然出租住宅市場僅有單純的消費動機，而在自有住宅市場中同時包含消費與投資動機，故自有住宅市場均衡空屋率的組成因素可能較為複雜，其數值也可能較高，但不論是出租住宅市場或是自有住宅市場，供需失衡終究會反映於價格調整上，此應是自由競爭市場的一個基本通則，故只要自然空屋率與實際空屋率之差額能反映住宅市場供需不均衡的程度，應可將租金變動率與空屋率的調整關係運用於房價變動率與空屋率的調整關係上^{註7}。

由於過去並未有文獻針對自有住宅市場的均衡空屋率進行分析，故本文中根據上述的模型將租金變動率(R^*)改為房價變動率(P^*)，所謂的房價變動率則分別以名目與實質的住宅單價與住宅總價變動率來進行各種可能的測試，並同時考量其他變數的可能組合。首先，本文先直接測試自然空屋率與實際空屋率差額對於房價變動率的影響，而暫時不考量其他變數的影響，將上述(4)式修正為(6)式，而代表當期或前幾期空屋率對於房價變動率的影響，在實證過程中m主要以0與1進行測試。

$$P_t^* = e_0 - e_1 V_{t-m} + u_{t4} \dots\dots\dots (6)$$

其次，為能瞭解預期因素對房價變動率的影響，故參考Tse and MacGregor (1999)之作法，在(6)式中加入前期房價變動率(P_{t-1}^*)的影響，而改寫為(7)式：

$$P_t^* = f_0 - f_1 V_{t-m} + f_2 P_{t-1}^* + u_{t5} \dots\dots\dots (7)$$

最後，Sivitanides (1997)認為應將影響自然空屋率的因素直接加入房價調整方程式中，而以前述(4)式進行實證，本文認為此可能會抵銷空屋率反映住宅供需不均衡程度的功能，故不應在房價變動率模型中加入太多其他的變數。由於不論台北市或台北縣在1993年之後的房價與空屋率波動趨勢均與之前不同，本文認為此可能與政府宣告各縣市全面實施容積管制有關，在簡化模型並突顯空屋率影響的考量下，本文中僅以反映政府宣告各縣市全面實施容積管制的虛擬變數(SCT)加以測試^{註8}，故將(4)直接改寫為(8)式：

註7. 以往文獻大多分析租金變動率與空屋率之關係，而自有住宅市場中房價與空屋率的討論則非常少見，本文認為空屋率與房價資料的取得困難是最大限制。因為不論要探討租金與空屋率或是房價與空屋率的調整關係，均需要長期的空屋率與租金或房價的時間序列資料。由於自有住宅市場的空屋率調查必須花費相當龐大的時間與成本，大多透過每十年一次的住宅普查或不定期的專案住宅抽樣調查方能取得資料，故不易獲得每年的空屋率變化資料。其次，在出租住宅市場中僅有單純住宅服務(housing service)的消費，但在自有住宅市場中則同時包含住宅服務的消費與住宅單元(housing unit)的投資，亦即自有住宅市場供需的因素較為複雜，此時實際空屋率與自然空屋率的差額是否能充分反映住宅市場供需失衡的程度？是否還需考量其他的影響變數？亦是一個必須斟酌的問題。

$$P_t^* = g_0 - g_1 V_{t-m} + g_2 P_{t-1}^* + g_3 SC_t + u_{t5} \dots\dots\dots (8)$$

四、資料與實證分析

(一) 資料與現況分析

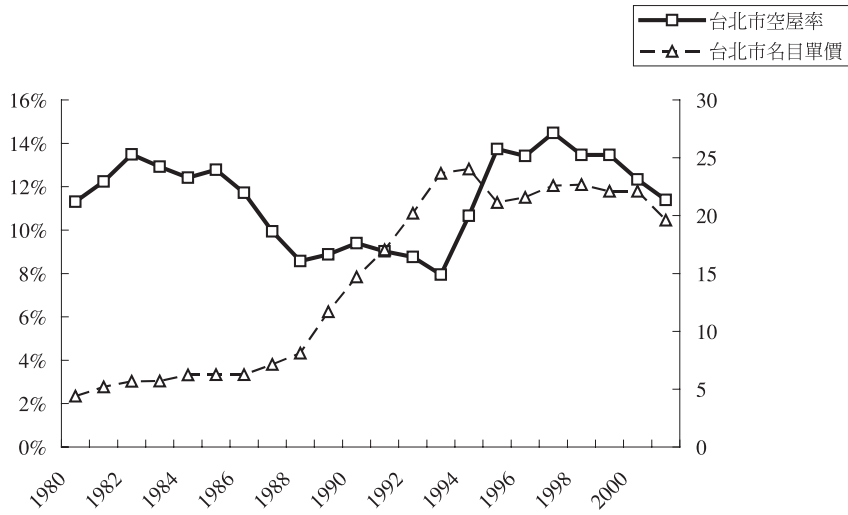
由於本文目的在測試過去出租住宅市場中相關自然空屋率模型於自有住宅市場的應用，為避免實證分析過於繁雜，本文中將以台北市與台北縣1980到2001年的年資料進行實證分析。在資料來源方面，空屋率資料主要依據彭建文與張金鶚(1995)之方法，利用三次住宅普查資料與台電用電不足底度戶數資料加以推估^{註9}。房價資料部分，由於目前台灣仍缺乏一長期的房價資料，本文中1980到1992年的房價採用行政院主計處住宅抽樣調查資料，至於1992年以後部分則採取內政部所出版的房地產交易價格簡訊為準，而為避免極值可能造成的偏差，本文中各縣市的房價不論是總價或單價均為中位數。

從圖一與圖二台北市房價與空屋率的波動趨勢來看，我們可發現房價在1980到1994年之間大致呈現上漲的趨勢，而1988年到1993年之間上漲更是明顯，其中1989、1990年時漲幅均超過20%以上，但在1994年之後則呈現和緩下跌趨勢，下跌幅度約在10%左右。空屋率與房價大致呈現反向變動關係，但在1997年之後兩者關係似乎呈現同向下跌，與之前趨勢明顯不同。

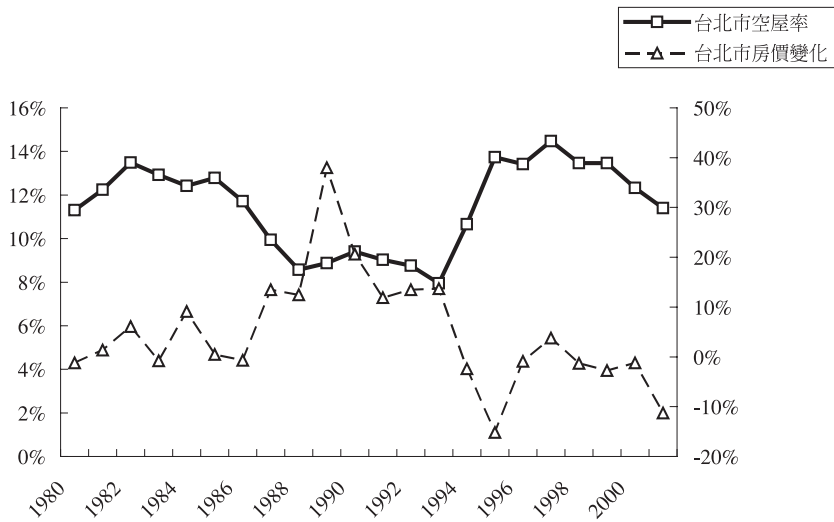
從圖三與圖四台北縣房價與空屋率的波動趨勢來看，除1990年之外，1980到1996年之間大致呈現上漲的趨勢，但不同年間的漲幅有相當大的差異，在1988、1989、1991年三年的漲幅均超過20%以上，在1994年之後則呈現下跌趨勢，不過下跌幅度並不大，僅有在2001年跌幅才超過10%。我們可發現在1994年之前空屋率與房價大致呈現反向變動關係，之後兩者關係似乎呈現同向變動，故房價與空屋率的關係有待進一步加以釐清。

註8. 由於全面實施容積管制最早宣告於1990年2月，在考量建商必要的申請建照與興建時間下，本文將1992年以前設定為0，1992年之後設定為1的方式進行測試。

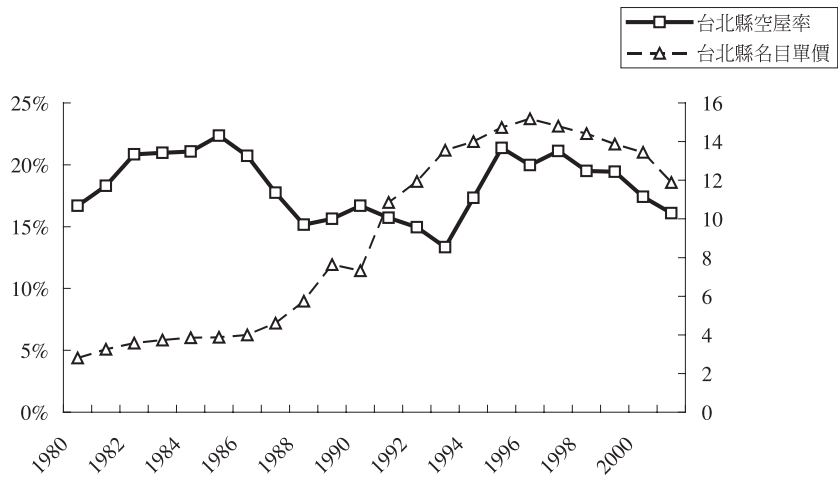
註9. 1980、1990、2000年三次住宅普查時，空屋數分別為479,839、674,317、1,228,798戶，而同時期台電用電不足底度戶數資料分別為470,670、606,858、1,243,744戶，兩者之差距在1980、2000年時不到2%，在1990年時約為10%，故以台電用電不足底度戶數資料來推估空屋數應有相當高的可信度。



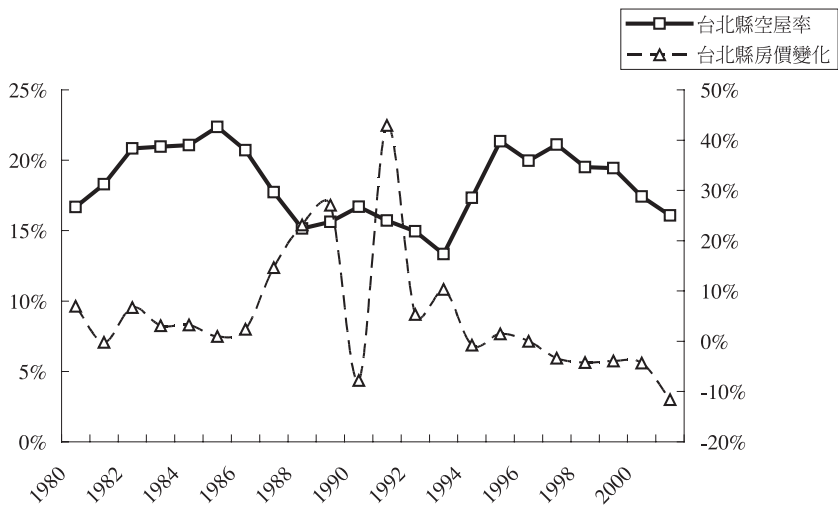
圖一 台北市住宅單價與空屋率



圖二 台北市房價變動率與空屋率



圖三 台北縣住宅單價與空屋率



圖四 台北縣房價變動率與空屋率

(二) 實證結果分析

為能瞭解房價變動率與空屋率的各種可能關係，本文中首先依據(6)式，分別以名目住宅總價、實質住宅總價、名目住宅單價、實質住宅單價計算房價的變動率^{註10}，並分別以當期空屋率與前期空屋率進行測試^{註11}。

就表一、表二台北市房價變動率與空屋率的實證結果來看，我們可發現在所測試的八個模型中，檢視模型配釋度的F值均達到5%以上的顯著水準，且從DW值可發現，各模型均無明顯自我相關現象。所有模型的解釋能力均在20%以上，其中以當期空屋率對實質單價變動率影響模型的解釋能力43.35%為最高。另外，不論當期空屋率或前期空屋率對於房價變動率均有顯著的負向影響，且均達到5%以上的顯著水準。

就表三、表四台北縣房價變動率與空屋率的實證結果來看，我們可發現在所測試的八個模型中，前期空屋率對名目單價變動率與實質單價變動率兩個模型的F值未達10%的顯著水準，表示該兩模型的配適度不佳，其解釋能力也明顯偏低。至於其他六個模型的配適度則均達到5%以上的顯著水準，也無明顯自我相關現象，而就模型的解釋能力來看，各模型的解釋能力均在10%以上，不論當期空屋率或前期

註10. 理論上而言，由於各地區的住宅類型與品質差異很大，以住宅單價來衡量不同地區的房價較為客觀合理。然而，在實證過程中，若採用住宅總價做為應變數，並在自變數上加入住宅面積此項變數，由於住宅總價與住宅面積具有高度相關，加以住宅屬於組合性商品而無法切割消費，此將使得房價模型的解釋能力大幅提昇，此也是為何大多數文獻進行特徵價格法時多採用住宅總價的原因。本文在實證中同時採用住宅總價變動率與住宅單價變動率進行空屋率與房價調整關係之驗證，主要是因為過去並沒有文獻進行過類似的探討，加以台北市與台北縣在住宅單價上確實有相當明顯的差異，並可能反映在消費者購屋時所關注的價格焦點不同上，為能釐清兩地區房價與空屋率調整關係的差異，本文中同時針對住宅總價與住宅單價進行可能的測試。

註11. 本文所使用的資料為時間序列資料，經以E-VIEW軟體進行單根檢定，發現除台北縣房價變動率外，其他變數可能具有輕微的非穩定性，本文暫時不採取時間序列方法進行實證分析，主要因為：一、現行國外進行自然空屋率的推算時，大多直接以一般迴歸方式進行空屋率與房價變動率關係之分析，未按此程序可能無法推算出自然空屋率。二、本研究採用年資料，樣本數較為不足，運用時間數列方法時通常會針對相關變數取差分或討論變數間的時間落差關係，此會使得原本已不足樣本數更顯得侷限，相關變數的檢定值將會很敏感而不易歸納出一致性的結論。三、本文實證結果尚稱良好，也能合理解釋台北縣市房價變動率與空屋率的互動關係，雖然部分變間可能具有輕微的非穩定性，但應無嚴重的假性迴歸問題存在。因此，本文暫時先採取一般自然空屋率文獻普遍採用的迴歸分析方法進行實證，待未來資料較為完整且小樣本的時間數列方法發展較為成熟時，再進行不同方法間的實證結果比較。

表一 台北市住宅單價變動率與空屋率

變數	台北市			
	名 目		實 質	
截距項	0.559*** (4.47)	0.5074*** (3.77)	0.4908*** (4.44)	0.3972*** (3.12)
V_t	-0.0417*** (-3.88)		-0.0383*** (-4.04)	
V_{t-1}		-0.0372*** (-3.22)		-0.0301** (-2.76)
Adjusted R ²	0.4129	0.3183	0.4335	0.2487
F value	15.07***	10.34***	16.3***	7.62**
D.W.	1.24	1.24	1.41	1.24
V^n	13.41	13.64	12.81	13.2

附註：括號內為t值。

*、**、***分別代表係數在10%、5%、1%的顯著水準下，顯著異於0。

表二 台北市住宅總價變動率與空屋率

變數	台北市			
	名 目		實 質	
截距項	0.5667*** (3.23)	0.5248*** (2.9)	0.4994*** (3.05)	0.4147** (2.37)
V_t	-0.043*** (-2.86)		-0.0396*** (-2.81)	
V_{t-1}		-0.0393** (-2.53)		-0.0322** (-2.14)
Adjusted R ²	0.2634	0.2122	0.2568	0.2487
F value	8.15***	6.39**	7.91***	4.6**
D.W.	1.87	1.68	1.87	1.59
V^n	13.18	13.35	12.61	12.88

附註：同表一。

表三 台北縣住宅單價變動率與空屋率

變數	台北縣			
	名 目		實 質	
截距項	0.5069** (2.49)	0.4186* (1.95)	0.41428** (2.17)	0.2633 (1.28)
V_t	-0.0233** (-2.12)		-0.0198* (-1.92)	
V_{t-1}		-0.0185 (-1.59)		-0.0116 (-1.05)
Adjusted R ²	0.1486	0.0716	0.1187	0.0049
F value	4.49**	2.54	3.69*	1.1
D.W.	1.85	1.82	2.01	1.94
V^n	21.76	22.63	20.92	22.7

附註：同表一。

表四 台北縣住宅總價變動率與空屋率

變數	台北縣			
	名 目		實 質	
截距項	0.5936** (2.65)	0.7187*** (3.44)	0.49561** (2.46)	0.5506** (2.79)
V_t	-0.02781** (-2.3)		-0.0241** (-2.21)	
V_{t-1}		-0.0346*** (-3.07)		-0.0271** (-2.54)
Adjusted R ²	0.1771	0.2961	0.1633	0.2146
F value	5.3**	9.42***	4.9**	6.47**
D.W.	1.18	1.25	1.26	1.21
V^n	21.34	20.77	20.56	20.32

附註：同表一。

空屋率對於房價變動率均有顯著的負向影響，且均達到10%以上的顯著水準，其中以前期空屋率對名目總價變動率模型的解釋能力29.61%為最高。

整體來看，台北市單價變動率模型較總價變動率模型為佳，而實質房價變動率模型也較名目房價變動率模型為佳。此外，當期空屋率對於房價變動率的影響也較前期空屋率的影響明顯。至於台北縣的情況則明顯與台北市不同，台北縣總價變動率模型較單價變動率模型為佳，而名目房價變動率模型也較實質價變動率模型為佳，前期空屋率對於房價變動率的影響也較當期空屋率的影響明顯。此外，就我們所關心的均衡空屋率來看，所計算出的台北市均衡空屋率值在12.61%到13.64%之間。台北縣的均衡空屋率值在20.56%到21.76%之間。我們大致可看出，名目房價變動率所估計的均衡空屋率較實質房價變動率為高，兩者差距約0.5%，但住宅總價變動率與住宅單價變動率所估計出的均衡空屋率差距不大。

在瞭解空屋率與房價變動率之關係後，我們進一步檢視(7)、(8)兩式，分析加入前期房價變動率與實施容積管制兩變數的影響，從表五的實證結果可發現，實施容積管制對於房價變動率有顯著的負向影響，且不論台北市或台北縣的模型在解釋能力上均有提高，台北市模型的解釋力由43.35%增加為51.58%，台北縣的解釋能力更由29.61%增加為68.19%，但前期房價變動率的影響則均不顯著^{註12}。此外，據此所計算的均衡空屋率也較高，台北市為14.03%，台北縣則為22.72%。綜合上述各模型所計算出的均衡空屋率來看，我們可發現不論台北市與台北縣的均衡空屋率均明顯偏高。

(三) 實證結果之討論

根據上述實證結果，我們可發現台北縣的均衡空屋率明顯高於台北市的均衡空屋率，但不論是台北市或台北縣的均衡空屋率均明顯偏高，與實際空屋率的高峰值差距不大，此可能是造成兩縣市長期房價漲多跌少，房價調整緩慢的原因。我們認為，台北縣的均衡空屋率之所以遠高於台北市，可能有下列原因：第一、台北市房價水準較高，住宅的持有成本較高，使得其均衡空屋率較低。第二、台北縣的面積遠大於台北市，各鄉鎮之間的發展差異極大，住宅市場的異質程度較台北市為

註12. 理論上加入前期房價變動率與反映容積管制影響的虛擬變數後，模型的解釋能力也會不同，從表一至表四的實證結果可發現，當期空屋率對北市實質住宅單價變動率模式較佳，而前期空屋率對北縣名目住宅總價變動率模式較佳，而在加入前期房價變動率與反映容積管制影響的虛擬變數後，上述模式的結果仍較其他變數的組合為佳，然在考量文章的篇幅限制下，本文中僅列出表五的結果。

表五 台北市與台北縣住宅價格變動率與空屋率

截距項	台北市(實質單價變動率)			台北縣(名目總價變動率)		
		0.4908*** (4.44)	0.4769*** (4.66)	0.4348*** (2.9)	0.7187*** (3.44)	0.9087*** (6.23)
V_t	-0.0383*** (-4.04)	-0.034*** (-3.77)	-0.0309** (-2.55)			
V_{t-1}				-0.0346*** (-3.07)	-0.04*** (-5.23)	-0.04152*** (-4.01)
P_{t-1}^*	-		0.0909 (0.39)			-0.04135 (-0.23)
SC_t	-	-0.0744* (-2.06)	-0.0708* (-1.86)		-0.1892*** (-4.9)	-0.1938*** (-4.34)
Adj. R ²	0.4335	0.5158	0.492	0.2961	0.6819	0.6642
F Value	16.3***	11.65***	7.46***	9.42***	22.43***	14.18***
D.W.	1.41	1.78	1.9	1.25	2.12	2.01
V^n	12.81	14.03	14.07	20.77	22.72	22.71

附註：同表一。

大，加以其住宅仲介公司的分佈密度低於台北市，不動產買賣雙方必須花費較長時間去搜尋才能達成交易，此將使其均衡空屋率較高。第三、台北縣的發展成熟度較台北市為低，尚未開發空地甚多，故其住宅供給彈性與需求彈性均較台北市為大，此將使其均衡空屋率較高。

至於為何兩縣市的均衡空屋率與其實際空屋率的高峰值差距不大？與一般人所認為自有住宅市場的均衡空屋率應較出租住宅市場為低的印象不同？我們認為自有住宅市場的空屋中同時包含在市場與不在市場兩部分。理論上在探討空屋率對於房價變動的影響時，應將不在市場的空屋扣除，但在實務上卻不易加以清楚區分，與出租住宅市場中的空屋大多在市場中參與運作不同，這些不在市場中的空屋會使均衡空屋率提高，但卻不會直接對房價產生影響。我們從實證結果可看出，不論當期或前期空屋率的提高均會使得房價下跌，但在高空屋率下，房價下跌幅度卻相當有限且緩慢，此可能是有相當數量的空屋做為第二屋使用或暫時閒置，並未在市場參與運作有關，亦即真正參與市場運作的空屋並未如預期般多。至於為何有這麼多的

空屋不在市場上參與運作？此可能是因為國人的所得提高，對於生活品質的要求也提升，故有較高的第二屋需求。此外，由於台北縣的房價明顯低於台北市，在空間上也屬於台北市的郊區，有較多的居住選擇，故第二屋的空間分佈可能以台北縣為主，使得台北縣的均衡空屋率較高。

此外，若將本文所推估的均衡空屋率與林祖嘉等(1994)、陳樹衡等(1995)等兩篇文章平均4.5%左右的自然空屋率相比較，可發現上述文獻所謂的自然空屋率是界定為使住宅市場正常運作所需的『摩擦性空屋率』，亦即為因應住宅市場人口遷徙與交易搜尋所必要的空屋率，此與本文中使市場供需均衡而房價調整為零的『均衡空屋率』，兩者在定義上並不同。實際空屋率與摩擦性空屋率差距大，房價並未隨之大幅調整，背後隱含目前未在市場上的空屋可能很多，而本文中的均衡空屋率則將未在市場中的空屋率加入考量，並發現台北市均衡空屋率值在12.61%到14.03%之間，台北縣的均衡空屋率值在20.56%到22.72%之間，兩者均與實際空屋率差距不大，此應較能合理解釋國內空屋率與房價調整緩慢的現象。

五、結 論

為能瞭解國內空屋率持續大幅上升，但房價卻調整緩慢的現象，本文中嘗試運用自然空屋率理論來探討自有住宅市場中房價與空屋率的關係，並透過台北市與台北縣1980-2001年的資料估算使房價變動為零的均衡空屋率。為能瞭解房價變動率與空屋率的各種可能關係，本文中分別以名目住宅總價、實質住宅總價、名目住宅單價、實質住宅單價計算房價的變動率，並分別以當期空屋率與前期空屋率進行測試。

實證結果發現，空屋率與房價變動之間有顯著的反向關係，但就台北市而言，單價變動率模型較總價變動率模型為佳，而實質房價變動率模型也較名目房價變動率模型為佳，當期空屋率對於房價變動率的影響也較前期空屋率的影響明顯。至於台北縣的情況則明顯與台北市不同，台北縣總價變動率模型較單價變動率模型為佳，而名目房價變動率模型也較實質價變動率模型為佳，前期空屋率對於房價變動率的影響也較當期空屋率的影響明顯，上述結果顯示出台北市與台北縣住宅市場在運作上有明顯的差異。此外，就加入反映容積管制的虛擬變數與前期房價變動率的模型來看，實施容積管制對於房價變動率有顯著的負向影響，且不論台北市或台北縣的模型在解釋能力上均有提高，但前期房價變動率的影響則均不顯著。

就均衡空屋率來看，所計算出的台北市均衡空屋率值在12.61%到14.03%之間。台北縣的均衡空屋率值在20.56%到22.72%之間。我們可發現不論台北市與台北縣的均衡空屋率均明顯偏高，與實際空屋率的高峰值差距不大，此可能是造成兩縣市長期房價漲多跌少，房價調整緩慢的原因。我們認為，台北縣的均衡空屋率之所以遠高於台北市，可能是因為台北縣住宅持有成本較低、住宅市場的異質程度較大、住宅仲介公司的分佈密度低、以及住宅供給彈性與需求彈性均較大，使得其均衡空屋率較台北市為高。此外，由於台北縣的房價明顯低於台北市，在空間上也屬於台北市的郊區，有較多的居住選擇，故第二屋的空間分佈可能以台北縣為主，此可能也是台北縣均衡空屋率較高的原因之一。

至於為何兩縣市的均衡空屋率與其實際空屋率的高峰值差距不大？與一般人所認為自有住宅市場的均衡空屋率應較出租住宅市場為低的印象不同？我們認為此可能是有相當數量的空屋做為第二屋使用或暫時閒置，並未在市場參與運作有關，亦即真正參與市場運作的空屋並未如預期般多。至於為何有這麼多的空屋不在市場上參與運作？此可能是因為國人的所得提高，對於生活品質的要求也提升，故有較高的第二屋需求所造成。

就後續研究部分，由於各地區的住宅次市場並不可能單獨運作，運作過程也可能有所差異，探討台北縣市住宅市場之間的相互調整關係與不同的住宅運作過程，應該是未來相當值得再深入討論的研究課題之一。其次，本文中假設自然空屋率為固定值，不會隨時間而改變，未來應可再針對此假設條件進行討論，而現行將一般迴歸式中原來截距項效果全部歸諸於自然空屋率的方法，也應有檢討與改進的空間。最後，本文所使用的資料為時間序列資料，由於受限於資料樣本數太少，加以現行時間序列方法中對於小樣本資料的處理方式尚未成熟，相關變數的檢定值會很敏感而不易歸納出一致性的結論，故本文暫時先採取一般自然空屋率文獻的迴歸分析方法進行實證，待未來小樣本的時間數列方法發展較為成熟時，應可再進行不同方法間的實證結果比較。

參考文獻

- 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選集，pp85-106。
陳樹衡、林祖嘉、葉家炫，(1995)，〈空屋率的模型選擇及其穩定性：遺傳規劃的

應用>，《住宅學報》，3，pp73-98。

- Blank, D. M. and Winnick, L. (1953), "The structure of the Housing Market", *Quarterly Journal of Economics*, 67: 181-203.
- Gabrief, S. A. and Nothaft, F. E. (1988), "Rental Housing Market and the natural Vacancy Rate", *Journal of the American Real Estate & Urban Economics Association*, 16: 4, 419-429.
- Grenadier, S. R. (1995), "Local and National Determinants of Office Vacancies", *Journal of Urban Economics*, 37: 57-71.
- Hendershott, P. H. and Haurin, D. R. (1988), "Adjustment in the Real Estate Market", *AREUEA Journal*, 16: 343-354.
- Jud, G. D. and Frew, J. R. (1990). "Atypicality and the Natural Vacancy Rate Hypothesis", *Journal of the American Real Estate & Urban economics Association*, 18: 3, 294-301.
- Reece, B. F. (1988), "The Price-Adjustment Process for Rental Housing: Some Further Evidence", *AREUEA Journal*, 16: 411-418.
- Rosen, K. T. and Smith L. B. (1983). "The Price-Adjustment Process for Rental Housing and Natural Vacancy Rate", *American Economic Review*, 73: 4, 779-786.
- Sivitanides, Petros S. (1997), "The Rent Adjustment Process and the Structural Vacancy Rate in the Commercial Real Estate Market", *Journal of Real Estate Research*, 13: 2, 195-209.
- Smith, L. B. (1974), "A Note on the Rent Adjustment Mechanism for Rental Housing", *American Economic Review*, 64: 478-481.
- Tse, Y. C. R. and MacGregor, B. D. (1999), "Housing Vacancy and Rental Adjustment: Evidence from Hong Kong", *Urban Studies*, 36: 10, 1769-1782.
- Voith, R. and Crone, T. (1988), "National Vacancy Rates and the Persistence of Shocks in U.S Office Market", *Journal of the American Real Estate & Urban Economics Association*, 16: 4, 437-458.
- Wang, K. and Zhou, Y. (2000), "Overbuilding: A Game-Theoretic Approach", *Real Estate Economics*, 28: 3, 493-522.

Wheaton, W. C. and Torto, R. G. (1988), "Vacancy Rate and the Future of Office Rent", *Journal of the American Real Estate & Urban Economics Association*, 16: 4, 430-436.