

學術論著

台灣地區空屋狀況變遷與原因分析*

An Analysis of High Housing Vacancy Rates in Taiwan

彭建文**

Chien-Wen Peng**

摘要

本研究透過台電用電不足底度戶數資料推估各縣市歷年的空屋率以彌補每十年一次住宅普查的不足，發現三次住宅普查時各縣市空屋率雖已明顯偏高，但大多並非該縣市空屋率的最高峰，且在過去二十年間各縣市空屋率均有相當明顯的波動趨勢。就房價與空屋率聯立模型的實證結果來看，房價是影響空屋率最重要的變數，但其對於空屋率的影響為負，且在1990年之後房價仍呈現穩定上升的趨勢，應不是造成1990年之後空屋率大幅上升的主因。遷徙率的相對影響力在1990年之後較家戶所得與住宅充裕度為低，且其水準值在1990年之後大致呈現小幅下降的趨勢，至於住宅異質性的水準值在1990年之後雖呈現上升，但其係數值與相對影響力相當小，故本文推測1991~2001年間國內住宅市場空屋率大幅上升的現象，並非由於自然空屋率上升所造成，家戶所得的增加使得其更有能力負擔住宅閒置成本或購置第二屋，加以政府宣告實施容積管制引發建商搶建，造成各縣市的住宅供給充裕度明顯上升，可能才是造成空屋率大幅上升的主因。

關鍵詞：空屋率、空屋數、自然空屋率

ABSTRACT

The study used 1980, 1990, and 2000 housing census data and under minimum use of electricity data of Taiwan Power Company to clarify the high vacancy rates phenomenon in Taiwan. We found that vacancy rates fluctuated dramatically during 1980 to 2001. Though vacancy rates were quiet high in three housing census, they still were not the peaks for most cities. The empirical results revealed that the determinants of vacancy rate by their relative influence were house price, household income, house stock to household ratio, mobility rate, lagged vacancy rate growth, and house price dispersion. Since the influence of house price was negative and mobility rate and house price dispersion did not increase during 1991 to 2001, which implied the growth of vacancy rates after 1990 were not caused by natural vacancy rate. The rise of household income makes household more affordable to hold a vacant house or a second home and the growth of housing stock to household ratio caused by zoning control announcement were the two main causes of high vacancy rates.

Key words: vacant house, vacancy rate, natural vacancy rate

(本文於2004年9月13日收稿，2005年4月16日審查通過，實際出版日期2005年4月)

* 感謝國科會研究計畫NSC91-2415-H-305-010之財務協助，並感謝兩位匿名審查委員與主編所提供之寶貴意見，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助理教授。Assistant Professor, Department of Real Estate and Built Environment, National Taipei University, Taipei, Taiwan, Republic of China.

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維持住宅市場正常與有效率運作所必須，一般稱之為自然空屋率(natural vacancy rate)。然而，在2000年住宅普查時，國內空屋數由1990年的67萬戶大幅增加到123萬戶(註1)，空屋率亦由13.29%攀升至17.6%的水準，顯示國內的空屋水準已遠高於住宅市場正常運作所需，背後所導致的資源誤置與浪費相當可觀。面對龐大的住宅資源閒置與浪費，就政府角度而言，如何透過住宅政策或是財稅政策促使這些非必要的空屋再利用？可說是政府刻不容緩的課題，因為此不但可使有限的住宅資源重新配置，提升整體住宅的使用效率，也可協助出租住宅市場健全發展，達到「住者適其屋」的目標。就私人投資經營而言，除可避免投資錯誤的區位與產品類型外，也可協助廠商更積極設計與興建符合市場需求的產品，提升整體的居住品質。

在政府提出任何解決高空屋率的政策前，必須先深入瞭解造成國內高空屋率的原因，才能真正對症下藥，治標也治本。我們可發現當前國內住宅市場中空屋數與空屋率均大幅上升的現象相較於1980年到1990年的情況明顯不同。就不同時期各縣市的空屋率差異來看，可發現1980年到1990年間各縣市的空屋率變化互有增減，基本上除花蓮縣(12.62%→16.66%)與澎湖縣(12.87%→16.17%)外，大致以都市化程度較高的縣市空屋率增加較多，例如嘉義市(13.2%→18.67%)、台中市(15.06%→19.69%)、基隆市(15.08%→19.53%)、高雄市(12.59%→16.18%)、以及台南市(14.77%→16.86%)等，其他縣市則大致呈現持平或小幅下降的趨勢。然而，在1990年到2000年間幾乎所有縣市的空屋率均呈現上升，但上述在1980到1990年間空屋率上升較多的縣市，在1990到2000年間空屋率的增加幅度反而呈現穩定或小幅下跌，而在1980到1990年間空屋率變化呈現持平或減少的縣市，在1990到2000年期間卻大幅上升，例如台東縣(8.95%→18.7%)、雲林縣(8.62%→18.2%)、苗栗縣(7.12%→15.6%)、桃園縣(15.09%→23.2%)、屏東縣(7.99%→16%)、以及新竹縣(7.33%→14.8%)。上述現象顯示國內住宅市場在過去十年來有相當大幅度的改變，以往影響空屋率的因素有必要再加以深入檢視，而造成不同縣市空屋狀況差異的原因為何？亦應加以探討。

就目前國外文獻對空屋率的討論而言，Blank and Winnick(1953)首先提出出租住宅市場的價格調整理論，認為就一特定區域而言，空屋率是解釋住宅服務價格(租金)變動的主要變數，兩者呈反向變動，且不同型式的建築物會有不同的租金調整特性。自從上述觀點被提出以來，空屋率的相關研究就引起廣泛的迴響。不過，探討空屋率影響因素的文獻並不多見，Rosen and Smith(1983)、Gabriel and Nothaft(1988)、Jud and Frew(1990)曾間接探討影響自然空屋率之因素，不過他們均集中於出租住宅市場的探討，而影響自然空屋率的因素與影響實際空屋率因素也不盡相同。Struyk(1988)曾對同樣面臨高空屋率問題的約旦，利用空屋抽樣調查來探討造成高空屋的原因，發現造成約旦高空屋率的原因並不單純，除投機因素外，尚包括空屋定義以及不當的住宅政策等因素(註2)，但該文中亦缺乏嚴謹的實證分析。Gabriel and Nothaft(2001)認為必須考量空屋發生頻率與空屋期間對於租金的影響，該文使用1987~1996年美國主要都會區之組成資料，實證發現租金變動率會受到實質空屋發生頻率與其均衡水準之差額以及實質空屋期間與其均衡水準之差額的影響，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。

在空屋率資料缺乏的情況下，國內有關空屋的文獻相當少，而且大都偏向於普查空屋現象之分析以及空屋資訊之強調與建立，雖亦有部份文獻對於高空屋率現象提出解釋，例如行政院經建會(1985)、李瑞麟、陳蓓如(1993)，但這些文獻均缺乏實證之分析。彭建文、張金鶚(1995)將空屋率設定為房價、租金、遷徙率、房價分散程度、預期資本利得、預期都市發展潛力、房價負擔能力、建築管制與否、以及前期空屋率的函數，實證發現除房價分散程度未達顯著水準外，其他變數對於空屋率的影響均相當顯著且符合理論預期，模型的解釋能力高達93%，但由於前期空屋率的係數值高達0.9以上，代表前期空屋率佔絕大多數的解釋力，對於國內高空屋率現象的澄清仍有相當程度的迷思存在。此外，該文並未考量空屋率可能亦會同時影響其他相關變數，僅以一條迴歸式進行實證，可能會造成估計上的偏誤。

為能解決單一迴歸式可能產生的估計偏誤問題，林祖嘉等(1994)建立住宅市場均衡模型來分析空屋率與房價間之關係，並以聯立方程式進行實證分析，發現空屋率會受到房價、遷徙率、房價分散程度、以及前期空屋率的影響，房價則會受到當期空屋率、家戶數、家戶可支配所得、以及前期空屋率的影響。雖然，該文的整體解釋能力相當不錯，相關變數符號也大致符合理論預期，但該文無法清楚解釋其實證結果中為何當期空屋率對於房價的影響為正向，而前期空屋率對於房價的影響為負向，且仍無法解決彭建文、張金鶚(1995)一文中過度倚賴以前期空屋率來解釋當期空屋率的問題。林祖嘉(2002)利用Heckman二階段估計法探討餘屋的影響因素，發現推案量、推案城市、市場狀況、餘屋型態、以及預售方式等變數都是影響餘屋的顯著因素，但由於餘屋僅是龐大空屋中的一部分，故這些影響餘屋的因素未必能直接應用於國內高空屋率現象的解釋。

由於目前國內空屋資訊僅見於每十年一次的住宅普查，我們無法瞭解在三次普查期間空屋狀況的變遷，以及影響空屋率的因素是否發生改變？若直接據以擬定相關政策或投資決策可能產生錯誤，為能針對上述問題加以探討與澄清，本研究首先深入分析台電用電不足底度戶數資料與三次住宅普查的差異性(註3)，進而據以推估各縣市歷年的空屋率，彌補現行國內空屋資料的不足。其次，本文將嘗試修正彭建文、張金鶚(1995)所建立的空屋率影響模型，並參考林祖嘉等(1994)改以房價與空屋率聯立模型方式探討影響空屋率因素的變化，期能瞭解造成各縣市空屋狀況差異的原因，並針對不同空屋原因提出具體可行的建議。

以下本文第二節探討三次住宅普查的空屋調查資料，並輔以本文利用台電用電不足底度戶數資料所推估之各縣市歷年空屋率結果進行分析，第三節分析國內住宅市場高空屋率之原因，並建構空屋率與房價的聯立模型，第四節為資料與實證分析，最後為結論與建議。

二、空屋狀況變遷分析

(一) 三次住宅普查分析

從表一我們可發現，台灣地區整體空屋率在1980年時為13.09%，1990年為13.29%，並未有太大的改變，但到2000年時則大幅增加4.31個百分點，達到17.6%的高水準。若就不同期間各縣市的空屋率水準值來看，在1980年時，以台中縣的空屋率(17.43%)為最高，其次依序為台北縣(16.68%)、宜蘭縣(15.67%)桃園縣(16.65%)、基隆市(15.08%)、以及台中市(15.06%)等縣市，這些高空屋率的縣市均分佈在北部地區與中部地區，其他縣市的空屋率均在15%以下，其中以苗栗

表一 三次住宅普查空屋資料統計

	1980年		1990年		2000年		1980~1990年	1990~2000年
	空屋數 (戶)	空屋率 (%)	空屋數 (戶)	空屋率 (%)	空屋數 (戶)	空屋率 (%)	空屋率增減 (%)	空屋率增減 (%)
台灣地區	479839	13.09	674317	13.29	1228798	17.6	0.2	4.31
北部地區	219241	14.47	320683	13.85	564266	17.6	-0.62	3.75
台北市	54873	11.31	71007	9.4	101102	12.2	-1.91	2.8
基隆市	10607	15.08	19056	19.53	35443	23.8	4.45	4.27
新竹市	8387	14.79	12871	15.42	25528	20	0.63	4.58
台北縣	88551	16.68	144354	16.7	221531	17.4	0.02	0.7
宜蘭縣	13772	15.67	17963	16.61	30750	21.9	0.94	5.29
桃園縣	36519	16.65	49833	15.09	132426	23.2	-1.56	8.11
新竹縣	6532	10.06	5599	7.33	17486	14.8	-2.73	7.47
中部地區	121605	13.12	149933	12.83	310504	18.9	-0.29	6.07
台中市	18551	15.06	41385	19.69	101916	26	4.63	6.31
苗栗縣	7458	7.72	7838	7.12	22449	15.6	-0.6	8.48
台中縣	38098	17.43	34287	11.9	66985	16.2	-5.53	4.3
彰化縣	32676	14.11	38810	14	61701	17.2	-0.11	3.2
南投縣	12214	11.78	13731	11.33	23645	16.1	-0.45	4.77
雲林縣	12608	8.24	13882	8.62	33808	18.2	0.38	9.58
南部地區	124657	11.36	183635	12.73	316315	16.2	1.37	3.47
嘉義市	6556	13.2	12125	18.67	18384	20.4	5.47	1.73
台南市	16526	14.77	29698	16.86	47197	19.1	2.09	2.24
高雄市	30118	12.59	57868	16.18	82275	16.5	3.59	0.32
嘉義縣	12540	11.03	14628	11.29	23251	15.3	0.26	4.01
台南縣	19598	9.92	22413	9.6	44502	13.9	-0.32	4.3
高雄縣	22594	11.36	27456	10.48	55518	15.2	-0.88	4.72
屏東縣	14257	8.52	15652	7.99	39899	16	-0.53	8.01
澎湖縣	2436	12.87	3795	16.17	5289	20.6	3.3	4.43
東部地區	14336	11.36	20066	13.58	37713	21	2.22	7.42
台東縣	5277	9.69	5271	8.95	12757	18.7	-0.74	9.75
花蓮縣	9059	12.62	14795	16.66	24956	22.5	4.04	5.84

資料來源：本研究整理自1980、1990、2000年台閩地區戶口及住宅普查報告。

縣(7.72%)、屏東縣(8.52%)、台東縣(9.69%)、以及台南縣(9.92%)等縣市的空屋率較低，此也是少數幾個空屋率在10%以下的縣市。

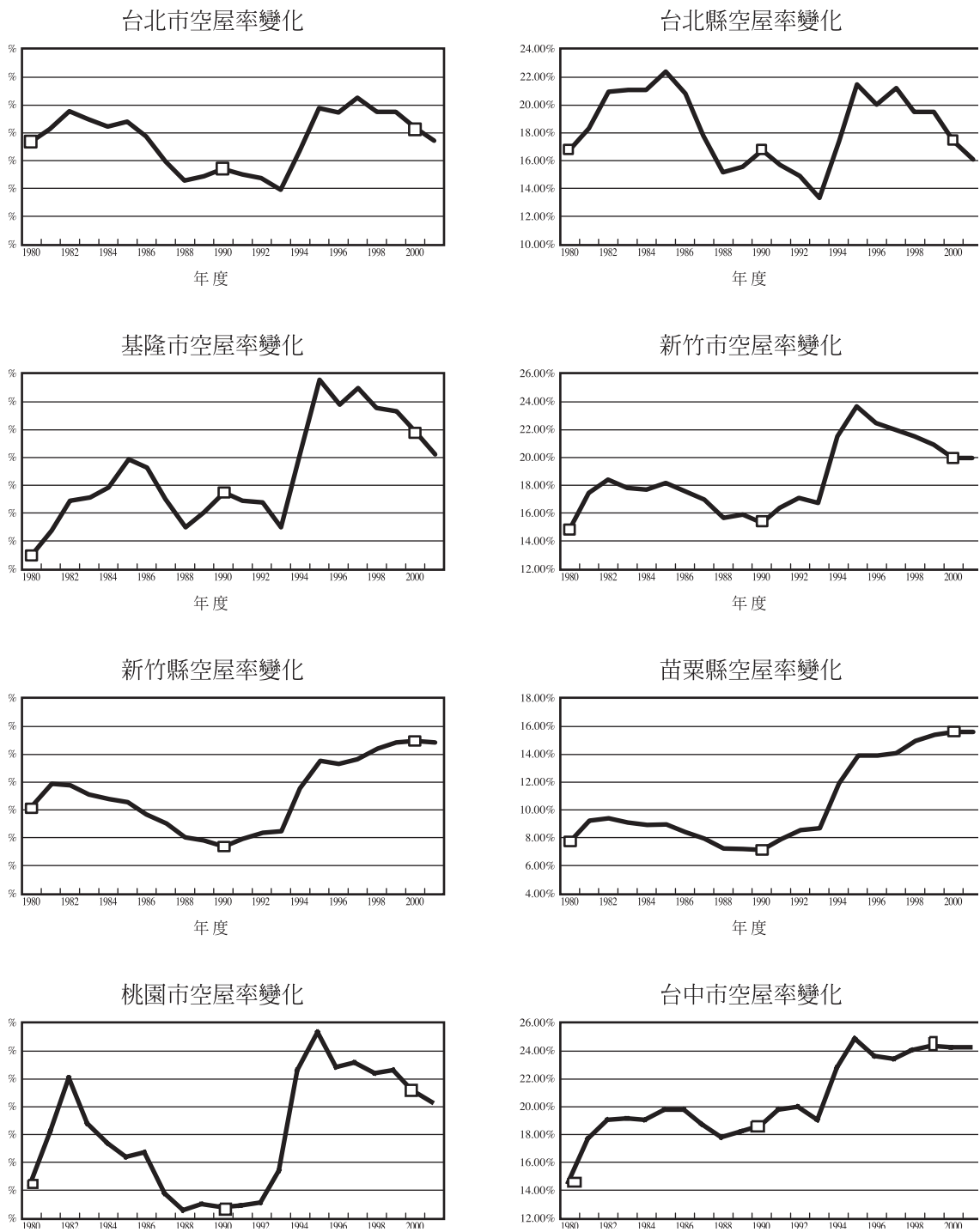
在1990年時，雖然台灣地區整體空屋率相較於1980年僅上升0.2個百分點，但是不同縣市間的空屋率變化卻相當明顯，我們可發現台中市(19.69%)取代台中縣(11.9%)成為空屋率最高的縣市，也是中部地區唯一空屋率超過15%的縣市，而台中縣的空屋率則大幅降低，兩縣市間的消長相當明顯，但中部地區其他縣市的空屋率則大致呈現持平。我們亦可發現在1980年時高空屋率的縣市主要集中在北部地區，這些縣市的空屋率在1990年時依然處於高水準，且我們約略可看到台北市(9.4%)與台北縣(16.7%)、新竹市(15.42%)與新竹縣(7.33%)之間的空屋率呈現消長。此外，原本空屋率較低的南部與東部地區縣市在此時期則大幅上升，尤其是台南市(14.77%→16.86%)、嘉義市(13.2%→18.67%)、花蓮縣(12.62%→16.66%)、高雄市(12.59%→16.18%)、以及澎湖縣(12.87%→16.17%)等縣市的上升幅度相當明顯，且空屋率均超過15%。在2000年時，台灣地區整體空屋率相較1990年上升4.31個百分點，許多縣市的空屋率超過20%的水準，例如台中市(26%)、基隆市(23.8%)、桃園縣(23.2%)、花蓮縣(22.5%)、嘉義市(20.4%)、澎湖縣(20.6%)等縣市，且已經沒有任何一個縣市的空屋率低於10%，而空屋率在15%以下的縣市也僅有台北市(12.2%)、台南縣(13.9%)以及新竹縣(14.8%)，所有縣市的空屋率均處於相當高的水準。

再就不同期間各縣市的空屋率變化來看，在1980年到1990年間各縣市的空屋率變化互有增減，基本上除花蓮縣(12.62%→16.66%)與澎湖縣(12.87%→16.17%)外，大致以都市化程度較高的縣市空屋率增加較多，例如嘉義市(13.2%→18.67%)、台中市(15.06%→19.69%)、基隆市(15.08%→19.53%)、高雄市(12.59%→16.18%)、以及台南市(14.77%→16.86%)等，其他縣市則大致呈現持平或小幅下降的趨勢，其中以台中縣(17.43%→11.9%)減少最多，新竹縣(10.06%→7.33%)與台北市(11.31%→9.4%)次之。然而，在1990年到2000年期間所有縣市的空屋率均呈現上升，但上述在1980到1990年空屋率上升較多的縣市，在1990到2000年期間空屋率的增加幅度反而呈現穩定或小幅下降，而在1980到1990年空屋率變化呈現減少的縣市，在1990到2000年期間卻大幅上升，例如台東縣(8.95%→18.7%)、雲林縣(8.62%→18.2%)、苗栗縣(7.12%→15.6%)、桃園縣(15.09%→23.2%)、屏東縣(7.99%→16%)、以及新竹縣(7.33%→14.8%)。

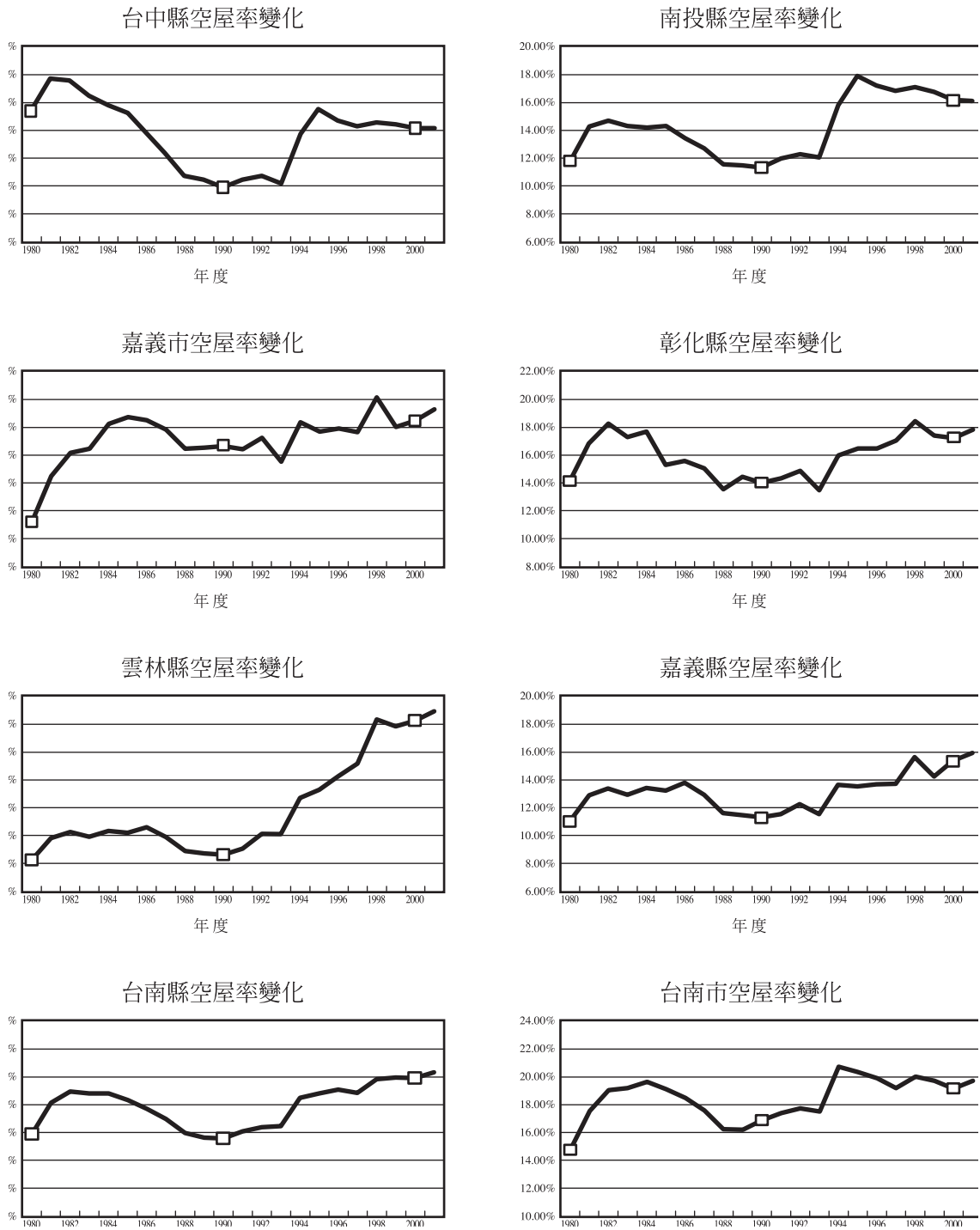
綜合1980年、1990年、以及2000年住宅普查的空屋率來看，我們大致可將各縣市的空屋率變化歸納成三種類型：高空屋率且一路攀升型，包括宜蘭縣、基隆市、新竹市、台中市、嘉義市、台南市、花蓮縣、以及澎湖縣等八個縣市。1990年到2000年間大幅上升型，包括1980年到1990年間呈現持平，之後大幅上升的苗栗縣、彰化縣、雲林縣、南投縣、嘉義縣、台南縣、屏東縣、台東縣、高雄縣等九個縣市，以及1980年到1990年間呈現下滑，之後大幅上升的台北市、桃園縣、新竹縣、以及台中縣等四個縣市。例外型：包括20年間僅有不到1個百分點變動的台北縣，以及1990年以前明顯上升，但1990年以後呈現持穩的高雄市。

(二) 各縣市歷年空屋率推估值分析

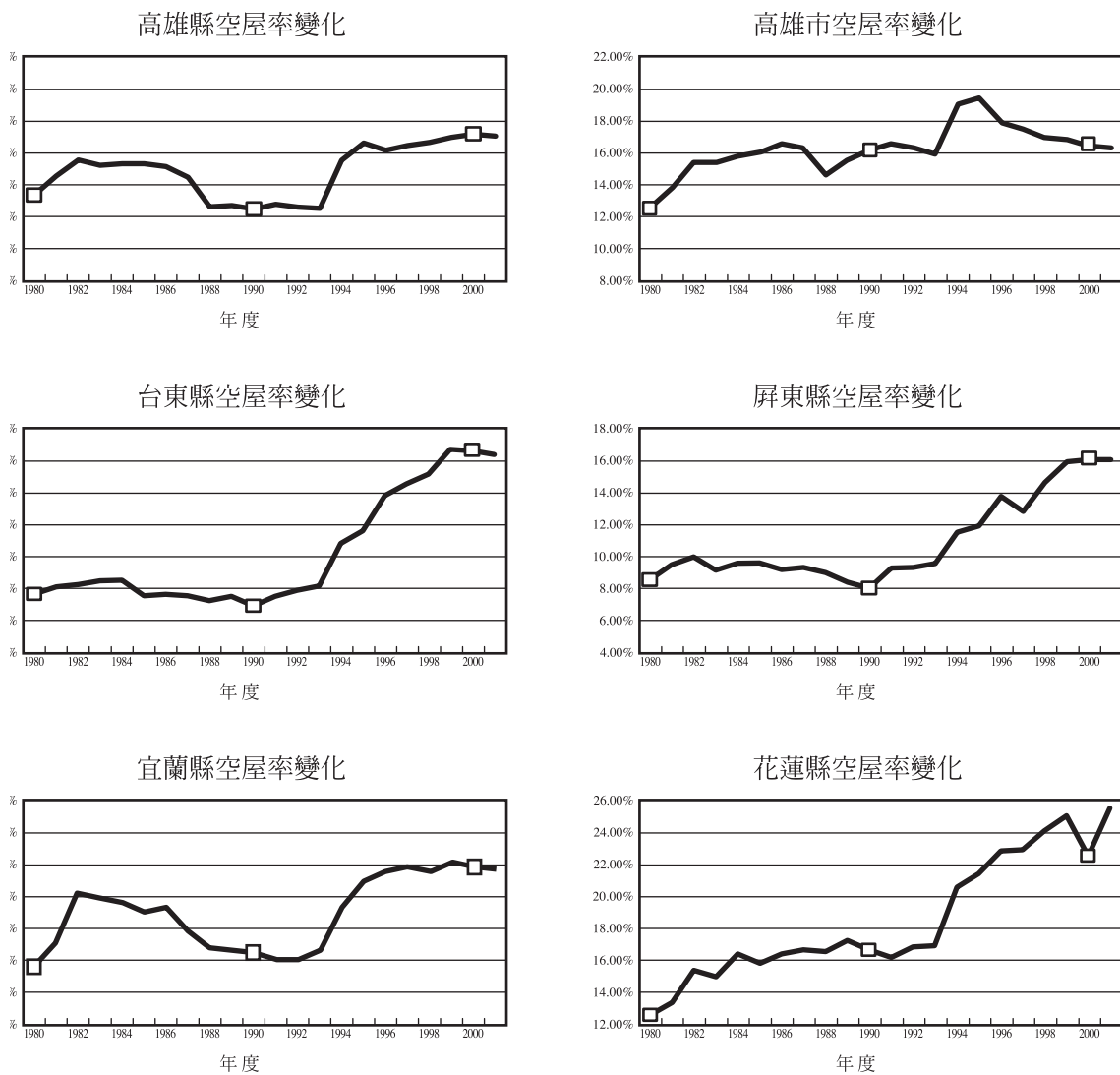
本文以三次住宅普查的空屋率資料為主，透過台電用電不足底度資料與各縣市住宅存量資料的輔助來推估各縣市歷年的空屋率(註4)。由圖一中我們可發現各縣市在三次住宅普查時空屋率已明顯偏高，但除宜蘭縣、新竹縣、苗栗縣、嘉義縣、台南縣、高雄縣、屏東縣、以及台東縣等八個縣市外，三次住宅普查大多非該縣市的空屋率最高點。其次，各縣市空屋率在三次普



圖一 各縣市歷年空屋率波動圖－以台電用電不足底度戶數資料推估



圖一 各縣市歷年空屋率波動圖－以台電用電不足底度戶數資料推估



圖一 各縣市歷年空屋率波動圖－以台電用電不足底度戶數資料推估(續)

查期間均有相當明顯的波動趨勢，就1980到2001年來看，各縣市空屋率大致出現兩次的高峰，分別為1982年到1985年期間與1994年到1998年期間，空屋率的谷底則出現在1988年到1993年期間，我們大致可看出空屋率與房地產景氣呈現反向變動，即房地產景氣好時空屋率下降，景氣不佳時則空屋率上升(註5)。再來，國內住宅市場在1990年之後開始緩慢步入不景氣，而各縣市空屋率也明顯上升，我們可看出有部分縣市的空屋率在1990年到2001年期間呈現一路攀升，例如新竹縣、苗栗縣、台南縣、高雄縣、屏東縣、台東縣等六個縣市。不過，也有部分縣市的空屋率在1994年到1998年達到高峰後，就開始呈現下降，例如台北市、台北縣、基隆市、桃園縣、新竹市、以及高雄市等六個縣市，其他縣市則在1994年到1998年高峰之後呈現持平或小幅下降趨勢，例如台中市、台中縣、南投縣、以及台南市。上述現象可反映各縣市住宅市場供需不均衡的調整期間與調整速度有相當程度的差異。

整體來看，都市化程度較高的縣市不論在空屋率水準或是空屋率波動幅度上普遍較都市化程度低的縣市為高，例如南部地區都市化程度較高的嘉義市、台南市、以及高雄市，其空屋率皆較嘉義縣、台南縣、以及高雄縣為高，而北部地區除台北市之外，都市化程度較高的台北縣、桃園縣、以及新竹市，其空屋率波動趨勢亦較宜蘭縣、新竹縣、以及苗栗縣來的明顯，此是否意味在都市化程度較高的縣市中建商與投資人有較高的房價增值預期，導致投資人寧願讓住宅空置而待價而沽，建商有過度樂觀預期而供過於求？抑或是都市的人口屬性較為多元化、住宅的異質性亦較高，導致交易搜尋時間較長，使得自然空屋率較高？至於屏東縣、台東縣、花蓮縣、以及雲林縣等非高度都市化的縣市，其空屋率於1990年以後呈現急遽上升現象，而各縣市在1994年以後的空屋率亦呈現不同程度的上揚型態，此是否是因為政府於1992年宣佈全面實施容積管制，進而導致建商積極搶建所造成(註6)？上述的原因推測均需要進一步加以檢視。

三、空屋率模型設定

本文除澄清過去以來國內住宅市場的空屋率變化情況外，另一目的在於分析影響國內住宅市場高空屋率的因素。本文發現不同都市化程度的縣市間有相當不同的空屋率變化趨勢，若將都市化程度對於住宅市場的影響予以具體化，則可表現在房價與租金水準較高、人口成長較快、家戶所得較高、預期未來房價增值較高、住宅異質性較大、以及人口遷徙率較高等變數上。

本文在設定空屋率函數時，並不直接從供給函數與需求函數之差額著手，主要是因為將供給量減去需求量所得僅是目前在市場上的空屋，而根據彭建文、張金鶚(1994)一文，住宅市場的空屋區分為目前在市場上的空屋(包括建商已興建完成但仍未售出的餘屋、一般民眾透過不動產仲介或自行出售的住宅)以及目前不在市場上的空屋(包括長期投資或保值動機而持有的空屋、或因工作、休閒、或其他用途而持有的第二屋)。基於上述的觀察與分析，並參考林祖嘉等(1994)的空屋率模型設定方式，本文將空屋率設定為自然空屋率(V_t^n)與其他空屋率影響因素的函數，其中自然空屋率界定為因應遷徙及交易搜尋所需要的市場摩擦性空屋水準，主要受到遷徙率(M_t)及住宅異質性(D_t)的影響(註7)。

$$V_t^n = a_0 + a_1 M_t + a_2 D_t, \quad a_1, a_2 > 0 \dots\dots\dots (1)$$

$a_1 > 0$ ，主要是因為住宅市場屬於高度異質市場，住宅資訊相當不充分，當家戶的遷徙率增加時，不確定的住宅需求也會增加，市場正常運作所需的空屋準備數量亦會隨之增加，此將使得空屋率上升。(Rosen and Smith, 1983、Guasch and Marshall, 1985、彭建文、張金鶚，1995、Gabriel and Nothaft, 2001) $a_2 > 0$ ，表示當住宅異質性愈大時，住宅交易雙方的預期搜尋利得也會增加，交易雙方將願意花更多時間去搜尋，使得銷售期間拉長，形成空屋的機率也較大，自然空屋率也會上升。(Haurin, 1988、Jud and Frew, 1990、Gabriel and Nothaft, 2001)至於其他空屋率影響因素方面，主要包括房價(P_t)、所得(Y_t)、住宅供給充裕度(S_t)、以及前期空屋率變化(VC_{t-1})等變數的影響(註8)。

$$V_t = V_t^n + b_1 P_t + b_2 S_t + b_3 Y_t + b_4 VC_{t-1}, b_1 = ?, b_2, b_3, b_4 > 0 \dots\dots\dots (2)$$

其中自然空屋率對當期空屋率(V_t)的影響是直接的，所以設定其係數為1。 $b_1 = ?$ 表示當期房價對於空屋率具有多種可能的影響。當其他條件不變時，房價上升會使住宅供給增加而需求減少，此時在市場上銷售的住宅，其成交機率將會降低，空屋期間也會變長，空屋率可能會上升。然而，就住宅使用面來看，房價上升會使得租屋需求增加，屋主也會因為持有成本較高而加強空屋的利用，此將使得住宅的閒置機率降低，空屋期間也會變短，因而空屋率較低。(彭建文、張金鶚，1995、林祖嘉等，1994)由於目前國內空屋資料並無法針對不同空屋形成原因類型加以區分，故房價對於空屋率的影響方向，將視上述兩種可能影響方式的綜合結果而定。 $b_2 > 0$ ，表示當一個都市的住宅供給愈充裕時，空屋率亦會較高。通常在都市成長較快速的地區，由於建商的投資興建意願較高，故其住宅供給超過住宅需求的機率也遠較都市成長緩慢地區為大，使得空屋率上升(註9)。(彭建文、張金鶚，1995)

$b_3 > 0$ ，表示當家戶所得愈高，將住宅閒置或持有第二屋的可能性愈高，將使得空屋率上升。過去有關家戶所得對於空屋率的影響並未有文獻深入討論，林祖嘉等(1994)認為所得對於空屋率的影響是間接的，亦即所得會先影響房價，再透過房價來影響空屋率。然而，本文認為在國人的所得已達到相當水準，對於生活品質的要求也大幅提高下，不論是為投資或是休閒等動機，持有第二屋的能力與機率均會大幅上升，故所得亦會對空屋率產生直接影響，當家戶的所得水準普遍上升時，整體空屋率也會隨之提高。至於前期空屋率對於當期空屋率的影響，過去文獻大多以空屋的存量調整觀點分析，並發現國內空屋率的調整非常緩慢，因為前期空屋率的影響係數高達0.9以上。(彭建文、張金鶚，1995、林祖嘉等，1994)為能瞭解前期空屋率對於當期空屋的影響，但同時能避免過度倚賴前期空屋率解釋當期空屋率而形成自我迴歸現象，本文中改採前期空屋率變化替代前期空屋率，並預期 $b_4 > 0$ ，表示前期空屋率若是上升，該空屋增加量並無法在短期內被市場消化，並對於當期空屋率有正面的影響。若將(1)式代入(2)式，可得到(3)式。

$$V_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \alpha_2 M_t + \alpha_3 D_t + \alpha_4 S_t + \alpha_5 Y_t + \alpha_6 VC_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (3)$$

其中 $\alpha_1 = ? \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6 > 0$

至於房價函數方面，由於房價是住宅需求與住宅供給交互作用的結果，房價函數會同時受到住宅需求與住宅供給因素的影響。本文假設住宅需求會受到房價(P_t)、所得(Y_t)、家戶數量(N_t)、租金(R_t)、以及預期增值(E_t)的影響(註10)。

$$Q_t^d = c_0 + c_1 P_t + c_2 Y_t + c_3 N_t + c_4 R_t + c_5 E_t, \quad c_1 < 0, c_2, c_3, c_4, c_5 > 0 \quad (4)$$

其中 $c_1 < 0$ ，表示當房價上升時，會造成許多家戶的購屋負擔能力不足，進而降低住宅需求。(吳森田，1994、林祖嘉、林素菁，1994、林祖嘉等，1994、彭建文、張金鶚，2000a、彭建文，2004、Potepan, 1996) $c_2 < 0$ ，表示所得增加會提升家戶購屋能力，並增加購屋需求。(吳森田，1994、林祖嘉、林素菁，1994、林祖嘉等，1994、彭建文、張金鶚，2000a、彭建文，2004) $c_3 < 0$ ，表示當家戶數量增加時，住宅需求也會隨之增加。(吳森田，1994、林祖嘉等，1994) $c_4 < 0$ ，表示租金上升時，家戶可能轉租為買，使購屋需求增加。(彭建文、張金鶚，2000a、彭建文，2004、Potepan, 1996)至於，表示當預期景氣復甦時，家戶購屋意願會提高，進而增加購屋需求。(吳森田，1994、彭建文、張金鶚，2000a、彭建文，2004、Potepan, 1996)

由於住宅供給同時包括建商的新屋與之後轉手交易的中古屋，本文假設住宅供給會受到房價(P_t)、空屋率(V_t)、以及預期景氣的影響(註11)，且建商的景氣預期主要依據前期空屋率變化(VC_{t-1})進行判斷(註12)，

$$Q_t^s = d_0 + d_1 P_t + d_2 V_t + d_3 VC_{t-1}, \quad d_1, d_2 > 0, d_3 < 0 \quad (5)$$

其中 $d_1 > 0$ ，表示當房價上升時，會使建商供給意願增加，進而增加住宅供給需求。(吳森田，1994、林祖嘉等，1994、彭建文、張金鶚，2000a、彭建文，2004、Potepan, 1996)，主要是因為空屋率可衡量住宅市場供需不均衡的程度，不論是建商未銷售的餘屋或中古屋均將反映於空屋率，當空屋率愈高時，市場的供給量也會增加。(林祖嘉等，1994、彭建文、張金鶚，2000a、彭建文，2004) $d_3 > 0$ ，表示當前期空屋率相較其上一期上升時，建商預期不斷上升的空屋率將會使未來房價下跌，此將影響其供給意願，進而使住宅供給減少。為取得房價函數，可將(4)，(5)加以整理得到下列(6)式：

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 V_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 N_t + \beta_4 R_t + \beta_5 E_t + \beta_6 VC_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

其中 $\beta_1 < 0$ ， $\beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6 > 0$ 表示空屋率上升會增加住宅供給，故對於房價有負向影響，所得、家戶數、租金上升則會增加住宅需求，故對房價有正向影響。當家戶預期景氣時會增加住宅需求，但當前期空屋率變化增加時，建商預期未來房地產市場將不景氣，將導致住宅供給減少，故前期空屋率變化與房價呈現正向變動。由於在(3)，(6)兩聯立方程式中，位階條件(rank condition)及次數條件(order condition)都滿足，所以兩條函數均可被認定(identified)。

四、資料與實證分析

(一) 資料來源與分析

本文以1980年到2001年台灣地區22縣市為實證範圍(註13)，所需資料包括空屋率、房價、租金、遷徙率、所得、家戶數、住宅異質性、住宅存量、以及預期景氣等變數。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。在房價資料部分，由於目前國內仍缺乏長期的房價資料，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(註14)，而為避免極值可能造成的偏差，本文中各縣市的房價均為每坪單價中位數，至於1992年以後部分則採取內政部所出版的房地產交易

價格簡訊資料以指數方式予以銜接。租金資料部分，1980到1992年的租金同樣採用行政院主計處住宅抽樣調查資料，至於1992年以後部分則以各縣市的租金指數予以調整。家戶數與家戶可支配所得資料來自於中華民國家庭收支調查報告，遷徙率採內政部編印之「中華民國台閩地區人口統計」中的遷徙率為準。住宅異質性以各縣市住宅總價的標準差替代，預期景氣則以前一年的房價上漲率替代(註15)。住宅存量資料則以三次住宅普查資料為基準，三次住宅普查間的各年度住宅存量則依據彭建文、張金鶚(1995)的方法，以歷年使用執照戶數的比例予以推估(註16)，而為反映貨幣在不同時間點的真實購買力，在實證時上述房價、租金、所得、預期景氣等變數均以2001年為基準，以物價指數進行平減。

各變數的平均值與標準差列於表二與表三，由於我們同時使用22縣市1980到2001年的資料，故可分別列出以年度與以縣市區分的平均值與標準差。在表二的空屋率變化趨勢當中，可發現兩次房地產大漲時(1980與1988-1989)，都出現空屋率達到最低的比例(12.65%與12.96%)，之後就出現空屋率上升的情況。到2001年時，國內空屋率已超過18.24%的高水準。在房屋每坪單價(V_t)方面，全台灣地區以1995年的12.55萬最高，而最近幾年已出現明顯下降的趨勢，到2001年時已降到每坪9.99萬元的水準，而隨著房價的上下波動，不同縣市房價標準差也隨著上下變動，反映住宅異質性(D_t)的房屋總價分散程度也隨著每坪單價上升而上升，而當每坪單價下跌時，房屋總價的分散程度也隨之下跌。

就平均租金水準(R_t)來看，租金隨時間呈現穩定增加的趨勢，但並未如房價有明顯的上下波動，直到2001年因總體經濟景氣不佳才有小幅的下降。至於在平均家戶所得(Y_t)方面，基本上是呈現逐年上升的趨勢，唯一的例外是2001年，當年由於GDP成長率是負的，使得家戶的平均收入也略低於上一年。在家庭戶數(N_t)方面，則呈現穩定且緩慢的增加。在遷徙率(M_t)方面，最近10年大約都維持在10%左右，唯最近二年也出現略為下降的趨勢。就預期景氣(E_t)來看，預期增值與房地產市場景氣有相當明顯的關係，尤其是1990到1993年期間，預期增值均超過30%以上，但在1997年開始則連續出現負值，但幅度均在5%以內。

最後，就住宅供給充裕度來看，除1980與1981年時住宅充裕度低於100%外，其他年度住宅存量均高於家戶數量，但1982年到1992年間住宅充裕度均在100%到102%之間，呈現穩定的趨勢，而從1993年開始超過102%，並於1995、1996年達到105%的高水準，之後雖有逐步下降至102.8%，但於2000年時再度達到105.64%的高峰。我們可發現歷年住宅充裕度的比例約在96%到105%之間，但各縣市的空屋率都大於10%，此可能是因為家戶數的統計是以戶籍為主，而空屋數的統計則是以實際居住使用為主，可能發生住宅雖有家戶設籍，但實際上並未居住或是屬於第二屋而形成低度利用的情況，或是一戶住宅同時有好幾個家戶設籍或是根本沒有人設戶籍的情況(註17)，此也使得住宅充裕度僅代表概略性的住宅供需狀況，大致呈現住宅充裕度較低(高)時，空屋率也會較低(高)的趨勢，但卻無法直接以其數值計算空屋率的高低。

至於各縣市的平均空屋率(V_t)方面，表三顯示以台中市的21.86%最高，基隆市(20.98%)與桃園縣(20.22)分居第二、三名；而以苗栗縣(10.51%)、雲林縣(10.63%)與屏東縣(10.9%)等三個農業縣的空屋率最低。平均每坪單價(P_t)則以台北市的13.99萬元遙遙領先第二、三名的台南市(8.89萬元)與新竹市(8.79萬元)；最低的則是台東縣(5.28萬元)與嘉義縣(5.62萬元)。平均租金水準(R_t)亦以台北市的9.41千元遙遙領先第二、三名的台南市(5.47千元)與台北縣(5.36千元)；最低的則是台東縣(2.63千元)與屏東縣(2.91千元)。在家戶遷徙率(M_t)方面，以台南市(15.49%)最高，台北

表二 各變數基本統計：依年度區分

	空屋率 ($V_t, \%$)	房價 (P_t , 萬元/坪)	租金 (R_t , 千元/戶)	遷徙率 ($M_t, \%$)	住宅異質性 (Dt , 萬元)	家戶所得 (Y_t , 萬)	家戶數 (N_t , 千)	預期增值 ($E_t, \%$)	住宅供給充裕度 ($S_t, \%$)
1980	12.65 (2.91)	2.46 (0.73)	1.74 (0.54)	13.24 (4.61)	60.09 (17.59)	21.49 (3.61)	182.75 (130.05)	12.22 (7.63)	96.31 (13.82)
1981	14.59 (3.47)	2.68 (0.86)	1.98 (0.67)	11.47 (4.03)	67.03 (25.63)	24.42 (3.75)	190.37 (138.54)	13.64 (8.64)	97.47 (13.63)
1982	15.81 (4.17)	2.74 (0.91)	2.34 (0.78)	12.07 (3.95)	65.65 (25.41)	25.47 (3.68)	179.31 (146.66)	8.73 (11.16)	101.05 (5.5)
1983	15.39 (4.02)	2.76 (0.93)	2.49 (0.84)	11.20 (3.70)	70.90 (21.24)	27.18 (4.50)	185.60 (154.13)	2.59 (9.59)	100.88 (5.29)
1984	15.52 (4.03)	2.88 (1.0)	2.49 (0.82)	11.31 (3.51)	59.67 (27.25)	29.50 (4.26)	189.88 (158.06)	0.57 (5.73)	101.25 (4.92)
1985	15.45 (4.28)	2.95 (0.94)	2.65 (0.91)	11.22 (3.56)	61.07 (27.37)	30.25 (4.48)	193.93 (161.84)	5.09 (10.47)	101.85 (4.86)
1986	15.15 (4.24)	3.11 (0.96)	2.81 (0.89)	11.57 (4.20)	83.20 (40.19)	32.19 (4.97)	200.24 (170.82)	3.81 (12.20)	101.79 (4.68)
1987	14.18 (3.86)	3.51 (1.10)	2.93 (0.82)	11.41 (3.58)	93.92 (39.20)	34.55 (5.81)	206.93 (180.43)	5.91 (11.61)	101.67 (4.72)
1988	12.96 (3.64)	4.10 (1.30)	3.07 (0.87)	11.36 (3.12)	106.25 (37.68)	38.16 (6.43)	214.24 (189.70)	13.25 (8.38)	101.42 (4.85)
1989	13.12 (3.88)	5.61 (1.85)	3.57 (0.98)	10.84 (2.53)	159.09 (59.13)	43.64 (7.50)	221.54 (197.65)	16.88 (9.98)	100.99 (5.06)
1990	13.16 (4.13)	7.19 (2.44)	3.83 (1.09)	10.92 (2.68)	187.95 (82.99)	48.50 (8.13)	227.45 (203.75)	37.65 (17.33)	101.1 (5.47)
1991	13.43 (3.95)	9.24 (2.50)	4.12 (1.23)	9.94 (2.29)	281.40 (90.45)	54.78 (8.92)	233.50 (209.79)	30.3 (27.24)	100.89 (5.41)
1992	13.67 (3.94)	11.71 (2.67)	4.3 (1.30)	10.35 (2.40)	335.08 (109.31)	59.93 (9.75)	239.28 (214.07)	33.31 (28.09)	101.16 (5.38)
1993	13.32 (3.76)	12.01 (3.19)	5.25 (2.29)	10.61 (2.51)	354.52 (142.24)	68.30 (10.62)	245.24 (218.25)	30.36 (30.03)	102.49 (6.3)
1994	16.65 (4.60)	12.39 (3.18)	5.47 (2.36)	10.83 (2.57)	383.77 (184.12)	71.77 (12.25)	251.96 (222.82)	2.33 (7.46)	104.22 (8.21)
1995	18.07 (5.15)	12.55 (2.54)	5.66 (2.42)	10.87 (2.65)	359.88 (145.83)	77.08 (12.65)	259.37 (228.31)	3.62 (8.03)	105.42 (10.05)
1996	17.82 (4.53)	12.36 (2.62)	5.85 (2.46)	10.42 (2.40)	376.61 (164.53)	77.58 (12.07)	267.41 (234.23)	2.25 (6.58)	105.2 (11.11)
1997	17.92 (4.61)	12.21 (2.83)	5.95 (2.50)	10.83 (2.57)	369.45 (159.97)	80.89 (13.11)	276.29 (242.51)	-1.41 (4.69)	104.2 (11.45)
1998	18.35 (4.20)	11.73 (3.01)	6.03 (2.53)	10.87 (2.70)	396.41 (197.35)	81.22 (14.66)	283.94 (249.44)	-1.34 (5.97)	103.31 (11.78)
1999	18.31 (4.27)	11.33 (3.01)	6.05 (2.53)	9.37 (2.07)	300.74 (109.96)	83.18 (14.37)	290.71 (255.73)	-4.20 (5.47)	102.8 (11.72)
2000	18.19 (3.56)	10.93 (3.20)	6.74 (2.70)	8.91 (1.75)	318.08 (114.04)	83.90 (14.58)	298.24 (262.97)	-3.44 (6.22)	105.64 (9.19)
2001	18.24 (3.73)	9.99 (2.90)	6.32 (2.71)	9.67 (2.44)	274.21 (92.93)	80.84 (15.84)	298.45 (274.60)	-4.03 (4.46)	104.16 (8.56)
平均	15.61 (4.43)	7.57 (4.67)	4.16 (2.35)	10.86 (3.13)	216.59 (165.99)	53.4 (24.76)	23.42 (20.58)	9.47 (18.17)	102.1 (8.47)

附註：括弧內為各年度22個縣市的標準差。

表三 各變數基本統計：依縣市區分

	空屋率 (V_t ,%)	房價 (P_t ,萬元/坪)	租金 (R_t ,千元/戶)	遷徙率 (M_t ,%)	住宅異質性 (Dt ,萬元)	家戶所得 (Y_t ,萬)	家戶數 (N_t ,千)	預期增值 (E_t ,%)	住宅供給充裕度 (S_t ,%)
台北市	11.47 (2.01)	13.99 (7.81)	9.41 (5.10)	15.01 (3.85)	315.05 (233.49)	76.11 (35.74)	759.78 (109.37)	9.92 (12.16)	94.08 (3.47)
高雄市	16.24 (1.50)	7.11 (3.0)	4.84 (1.64)	14.77 (2.31)	293.33 (215.25)	60.39 (27.07)	377.99 (71.71)	6.08 (11.21)	97.04 (3.52)
基隆市	20.98 (3.58)	6.93 (3.80)	4.11 (1.59)	12.71 (1.41)	170.56 (142.75)	57.06 (23.69)	95.89 (17.83)	9.08 (13.39)	110.3 (6.59)
新竹市	18.55 (2.53)	8.79 (5.43)	4.16 (1.46)	12.19 (0.88)	259.82 (200.73)	63.30 (28.08)	83.29 (16.84)	11.38 (23.56)	109.59 (6.07)
台中市	21.86 (3.21)	6.51 (2.58)	5.26 (1.72)	14.60 (1.31)	222.87 (106.55)	64.12 (27.02)	210.60 (56.63)	5.82 (18.43)	112.71 (14.69)
嘉義市	19.12 (1.84)	7.93 (4.43)	3.99 (1.43)	12.7 (1.01)	294.0 (213.22)	54.19 (23.97)	65.59 (9.27)	8.12 (15.70)	103.04 (5.06)
台南市	18.43 (1.53)	8.89 (5.02)	5.47 (2.40)	15.49 (2.38)	276.80 (182.29)	54.08 (22.41)	176.84 (34.24)	7.75 (16.06)	98.73 (4.36)
宜蘭縣	19.07 (2.27)	6.88 (4.35)	3.05 (0.86)	9.08 (0.75)	205.30 (166.66)	50.55 (23.25)	105.06 (15.86)	11.29 (21.37)	108.62 (2.47)
台北縣	18.29 (2.56)	8.75 (4.91)	5.36 (1.43)	14.47 (2.98)	197.61 (138.25)	58.83 (23.61)	808.20 (19.86)	9.76 (13.39)	104.49 (6.95)
桃園縣	20.22 (4.08)	8.34 (5.70)	4.48 (2.42)	12.08 (1.56)	279.47 (215.59)	58.43 (27.79)	340.89 (92.62)	12.37 (16.35)	103.16 (5.84)
新竹縣	11.04 (2.54)	6.48 (4.12)	3.26 (1.41)	8.37 (1.15)	147.24 (95.61)	58.34 (28.37)	90.07 (19.24)	9.98 (17.36)	94.14 (13.64)
苗栗縣	10.51 (3.15)	6.59 (4.22)	2.93 (1.60)	7.68 (0.73)	175.81 (122.14)	52.45 (22.68)	118.09 (16.63)	10.16 (23.85)	100.73 (3.55)
台中縣	15.74 (2.40)	7.02 (4.04)	4.96 (2.55)	9.74 (1.08)	190.99 (137.60)	53.90 (23.36)	294.49 (65.28)	8.43 (14.73)	108.51 (4.56)
南投縣	14.26 (2.16)	7.03 (4.71)	3.38 (1.24)	8.18 (0.46)	174.79 (106.78)	49.18 (21.26)	118.44 (27.38)	9.61 (9.91)	98.43 (2.03)
彰化縣	15.95 (1.57)	6.86 (4.10)	4.44 (1.93)	7.71 (0.76)	276.31 (255.15)	49.28 (20.64)	264.13 (34.65)	8.99 (18.03)	108.74 (2.03)
雲林縣	10.63 (2.71)	6.54 (4.42)	3.64 (1.47)	7.20 (0.55)	223.79 (170.91)	42.0 (19.81)	173.55 (16.19)	10.23 (21.71)	102.76 (8.83)
嘉義縣	13.14 (1.38)	5.62 (3.64)	3.15 (1.28)	7.43 (0.78)	137.14 (99.39)	41.14 (17.69)	134.70 (15.9)	10.26 (21.71)	100.8 (9.68)
台南縣	11.96 (1.54)	6.15 (3.57)	3.10 (1.30)	8.88 (0.64)	166.28 (104.17)	45.37 (20.16)	255.08 (44.17)	9.25 (16.10)	97.43 (2.6)
高雄縣	12.88 (1.69)	6.98 (4.42)	3.40 (1.41)	10.92 (0.97)	150.65 (95.63)	47.19 (19.61)	282.93 (57.93)	10.24 (16.39)	92.94 (6.08)
屏東縣	10.90 (2.66)	5.95 (3.88)	2.91 (1.00)	8.21 (0.49)	147.69 (106.46)	48.59 (22.54)	208.53 (26.16)	10.47 (29.28)	100.37 (3.77)
台東縣	12.25 (3.55)	5.28 (3.23)	2.63 (0.98)	10.41 (0.82)	115.98 (73.60)	41.46 (16.58)	63.96 (4.98)	9.54 (18.93)	96.41 (2.18)
花蓮縣	18.48 (3.83)	6.64 (3.86)	3.69 (1.18)	11.43 (0.94)	187.12 (114.54)	48.84 (22.15)	88.15 (10.90)	9.68 (18.91)	103.93 (1.88)
平均	15.61 (4.43)	7.57 (4.67)	4.16 (2.35)	10.86 (3.13)	216.59 (165.99)	53.4 (24.76)	23.42 (20.58)	9.47 (18.17)	102.1 (8.47)

附註：括弧內為各縣市22年來的標準差。

市(15.01%)與高雄市(14.77%)次之；最低的是雲林縣的7.20%與嘉義縣的7.43%。在反映住宅異質性(D_i)的房屋總價分散程度方面，以台北市最高(315.05萬元)，高雄市次之(293.33萬元)；而台東縣(115.98萬元)及嘉義縣(137.14萬元)最低。

在家戶所得(Y_i)方面，也是以台北市(76.11萬元)遙遙領先第二名的台中市(64.12萬元)；家戶所得最低的是嘉義縣的41.14萬元與台東縣的41.46萬元，兩縣市的家戶所得只有台北市的53.92%。在家戶數(N_i)方面，以台北縣(808.20千戶)與台北市(759.78千戶)最多，而以台東縣(63.96千戶)與嘉義市(65.59千戶)最少。就各縣市住宅充裕度來看，以台中市(112.71%)為最高，其次依序為基隆市(110.3%)、新竹市(109.59%)、彰化縣(108.74%)、宜蘭縣(108.62%)、台中縣(108.51%)等縣市，至於住宅充裕度較低的縣市則有台北市(94.08%)、新竹縣(94.14%)、高雄縣(92.94%)、以及台東縣(96.41%)。就各縣市的平均預期增值來看，以桃園縣的12.37%為最高，而台中市的5.82%為最低，幾個都市化程度較高的縣市的預期增值也偏低，例如高雄市(6.08%)、台南市(7.75%)、嘉義市(8.12%)，此可能與近年跌幅較大有關。幾個以農業為主的縣市其預期增值均在10%左右，但是其標準差相當大，例如苗栗縣、宜蘭縣、雲林縣、以及屏東縣等縣市的標準差超過20%，遠較其平均值為高。

(二) 實證結果分析

本文同時採用2SLS及3SLS方法對前述(3)、(6)兩式進行聯立體系的迴歸估計，而為能瞭解影響空屋率因素隨時間變化之情況，我們將資料分成1980~1990年、1991~2001年、以及1980~2001年三部分，並比較空屋率影響因素之差異。由於3SLS是將所有結構方式同時加以估計，所估計的參數相較於2SLS應更具一致性，而本文的實證結果也發現3SLS的結果較2SLS的結果更符合理論預期，在篇幅考量下以下本文僅呈現3SLS的結果(註18)。

從表四各縣市1980~1990年的實證結果可發現，房價函數與空屋率函數之聯立體系加權 R^2 為0.7817，整體模型的配適程度相當良好。在空屋率函數方面，各變數的符號大致符合預期，且除住宅異質性(D_i)僅達到5%的顯著水準外，其他各變數均達到1%以上的顯著水準。

其中房價對於空屋率的影響為負(-1.591)，顯示當房價上升時，屋主因持有成本增加而提高住宅使用率的負向效果，將大於供給增加而需求減少的正向效果，故空屋率會降低。其他變數如遷徙率(M_i)與住宅異質性(D_i)、家戶所得(Y_i)、住宅供給充裕度(S_i)、前期空屋率變化(VC_{i-1})等變數對空屋率則如預期對於空屋率有正向影響。在房價函數中，除空屋率僅達到10%的顯著水準外，其他各變數之係數符號均符合原先的預期，而且每一係數都達到1%以上的顯著水準。

就各縣市1991~2001年的實證結果來看，聯立體系加權 R^2 為0.5719，略較1980~1990年的0.7817為低。我們比較各變數在1980~1990年與1991年至2001年的變化可發現，雖然變數的符號大致均符合理論預期，但除在房價函數中家戶數(N_i)的顯著程度由1%降為10%外，各變數的係數值也有相當程度的差異。由於國內住宅市場在1990年之後受到總體經濟轉型、金融市場大幅開放、以及政府全面實施容積管制等事件的衝擊(註19)，為能反映兩段時間可能的結構差異，我們以設定虛擬變數(Z_i)的方式加以驗證，將各縣市1980到1990年設定為0，而將1991年到2001年設定為1。從各縣市1980~2001年的實證結果可發現，聯立體系之加權 R^2 為0.7468，整體模型的解釋能力大致良好。就各變數來看，除在房價函數中的常數項僅達到20%的顯著水準外，其他各變數之係數符號均符合原先的預期，而且每一係數值均達到1%以上的顯著水準。

表四 結構方程式之迴歸估計

期間 變數	1980-1990		1991-2001		1980-2001	
	房價 (P_t)	空屋率 (V_t)	房價 (P_t)	空屋率 (V_t)	房價 (P_t)	空屋率 (V_t)
常數項	-3.2002*** (-6.56)	-46.893*** (-13.07)	4.1362*** (4.15)	-7.9104** (-2.43)	-0.61539 (-1.24)	-19.538*** (-9.06)
空屋率(V_t)	-0.04956* (-1.79)	-	-0.0995* (-1.75)	-	-0.0951*** (-2.92)	-
房價(P_t)	-	-1.591*** (-4.22)	-	-0.9314*** (-5.52)	-	-0.5341*** (-4.26)
租金(R_t)	0.312*** (2.66)	-	0.5769*** (6.59)	-	0.603*** (8366)	-
遷徙率(M_t)	-	0.7939*** (12.83)	-	0.6851*** (7.09)	-	0.5437*** (11.15)
住宅異質性 (D_t)	-	0.0144** (2.18)	-	0.0038** (2.13)	-	0.0059*** (3.53)
家戶所得(Y_t)	0.155*** (12.77)	0.193*** (3.49)	0.7198*** (4.51)	0.1321*** (5.29)	0.0911*** (9.11)	0.1111*** (5.22)
家戶數(N_t)	0.0229*** (3.69)	-	0.0123* (1.76)	-	0.01669*** (3.85)	-
預期增值(E_t)	1.3898** (2.51)	-	4.835*** (6.42)	-	4.7066*** (8.89)	-
住宅供給 充裕度(S_t)	-	49.5871*** (14.45)	-	16.6779*** (5.87)	-	24.9719*** (11.28)
前期空屋率 變化(VC_{t-1})	0.3045*** (3.91)	0.8656*** (4.92)	0.3499*** (3.36)	0.4618*** (2.78)	0.3282*** (4.63)	0.671*** (5.90)
結構改變(Z_t)	-	-	-	-	2.9260*** (9.84)	-
加權 R^2	0.7817		0.5538		0.7468	
觀察值	197		241		439	

附註：(a) 有***、**、與*之係數，分別表示在1%、5%、與10%的顯著水準下，該係數值顯著的異於0。

(b) 括弧內為t值。

從表五空屋率影響因素的標準化係數值來看，我們可發現不論在1980~1990年、1991~2001年、或是1980~2001年三個時期，房價一直是影響空屋率最重要的因素，而房價的上漲將抑制空屋率的上升，至於其他變數的影響力則隨時間有所不同。在1980~1990年間，以房價的影響力(-0.9835)為最大，其他依序為遷徙率(0.6601)、住宅供給充裕度(0.5989)、以及家戶所得(0.5328)等三個變數，三者均遠高於前期空屋率變化(0.2542)與住宅異質性(0.2149)的影響。在1991~2001年間，仍以房價的影響力(-0.6822)為最大，但所得的相對影響力(0.4142)明顯上升，而遷徙率(0.3713)與住宅供給充裕度(0.3418)的相對影響力則呈現下降，至於前期空屋率變化(0.1419)與住宅異質性(0.121)的相對影響力則保持不變。另就整個1980~2001年來看，仍以房價的影響力-0.5476為最高，其次依序為家戶所得(0.5065)、住宅充裕程度(0.4288)、遷徙率(0.3597)、住宅異質性(0.2207)、前期空屋率變化(0.1979)。

綜合表五各變數的相對影響力來看，房價可說是影響空屋率最重要的變數，但其對於空屋率的影響為負，且在1990年之後房價仍呈現穩定上升的趨勢，直到1997年之後才呈現小幅下跌，故應不是造成1990年之後空屋率大幅上升的主因。再就直接影響自然空屋率的遷徙率與住宅異質性等兩變數來看，遷徙率的相對影響力在1990年之後較家戶所得與住宅充裕度為低，且其水準值在1990年之後大致呈現小幅下降的趨勢，至於房價分散程度的水準值在1990年之後雖然呈現上升，但其係數值相當小且相對影響力是所有影響變數中最小的，故本文推測1991~2001年間國內住宅市場空屋率大幅上升的現象，並非由於自然空屋率上升所造成，家戶所得的增加使得家戶更有能力負擔住宅閒置成本(註20)，以及因為政府宣告實施容積管制引發建商搶建，造成住宅供給充裕度明顯上升，此兩者可能才是造成空屋率大幅上升的主因。

若以本文結果與以往空屋率相關文獻做比較，本文在實證資料的時間長度、資料的完整性、實證模式、以及實證變數選取上均有相當程度的改善。就實證資料的時間性而言，以往文獻的實證資料僅到達1991年，本文將實證資料延伸至2001年，除增加資料實證的樣本數外，也可進一步瞭解1991年之後國內住宅市場中的高空屋率現象、以及衍生對於住宅市場發展的影響。就空屋率資料的完整性而言，林祖嘉(2002)僅探討餘屋，花敬群(2001)以空屋數探討住宅市場的調整，本文認為以空屋率替代空屋數較佳，因為空屋率是空屋數相對於住宅存量的比例，以空屋的絕對量進行分析可能會產生偏誤。就實證模式的改善而言，本文認為空屋率與房價具有相互的影響，進而採取房價與空屋率的聯立模型進行實證分析，此相較於彭建文、張金鶚(1995)以單一迴歸式來分析空屋率的影響因素，不但將變數間的直接與間接影響更進一步釐清外，也避免潛在共線性問題的發生，應更具有說服力。此外，就實證變數與結果的而言，相較於林祖嘉等

表五 空屋率影響因素之標準化係數值

解釋變數	1980~1990	1991~2001	1980~2001
房價(P_t)	-0.9835	-0.6822	-0.5476
遷徙率(M_t)	0.6601	0.3713	0.3597
住宅異質性(D_t)	0.2149	0.1210	0.2207
家戶所得(Y_t)	0.5328	0.4142	0.5065
住宅供給充裕度(S_t)	0.5989	0.3418	0.4288
前期空屋率變化(VC_{t-1})	0.2542	0.1419	0.1979

(1994)，彭建文、張金鵬(1995)過度倚賴以前期空屋率來解釋當期空屋率，造成其他變數的影響顯得微不足道，使我們對於空屋率實質內涵的瞭解較為有限。本文中所選擇的實證變數選取較具有理論基礎與合理性，例如將所得與住宅充裕度納入空屋率影響因素，並以前期空屋率變化取代前期空屋率，實證結果發現上述變數不但符合理論預期，也均相當顯著，顯示本文實證結果有相當良好的解釋能力。

依據本文的實證結果，我們再針對前述各縣市的空屋率狀況進行檢視，首先，台北市的都市化程度最高，但空屋率較相對偏低，平均空屋率僅有11.47%，遠低於全國平均值15.61%，雖然台北市歷年的平均家戶所得(76.11萬)與遷徙率(15.01%)均遠較各縣市平均家戶所得(53.4萬)與平均遷徙率(10.86%)為高，但是其房價水準(13.99萬)亦遠高於平均值(7.57萬)，而住宅供給充裕度(94.08%)則遠低於平均值(102.1%)，故使得台北市的空屋率較低。緊鄰台北市的台北縣，雖然其房價(8.75萬)亦較平均值為高，但是偏高幅度遠較台北市為小，其他諸如遷徙率(14.47%)、家戶所得(58.83%)以及住宅供給充裕度(104.49%)則均遠較平均值為高，故其平均空屋水準(18.29%)明顯較台北市為高。此外，就台北縣的空屋率變化來看，雖然台北縣平均家戶所得呈現穩定增加，但由於遷徙率與住宅供給充裕度在1990年後卻呈現遞減，在促使空屋率增加與減少的力量相互抵銷後，台北縣的空屋率雖仍偏高，但卻相當穩定。

至於其他都市化程度相當高而空屋率也偏高的縣市，如台中市、基隆市、嘉義市、台南市、新竹市、以及桃園縣等縣市，我們可發現除台中市與基隆市外，其他縣市的平均房價均較各縣市的平均值為高，台中市不論在平均遷徙率(14.6%)、平均家戶所得(64.12%)、住宅供給充裕度(112.71%)均明顯較各縣市平均值為高，新竹市與基隆市的情況也大致與台中市相似。至於台南市、嘉義市、以及桃園縣，除其平均遷徙率、平均家戶所得、以及住宅供給充裕度均較平均值略高外，這些縣市的房價分散程度亦明顯較平均值(216.58萬)為高，例如台南市為286.8萬、嘉義市為294萬、以及桃園縣為279.47萬。此外，就高雄市來看，其空屋率大約僅在全國平均值左右，平均遷徙率(14.77%)與家戶所得(60.39萬)均較平均值為高，但住宅供給充裕度(97.04%)則明顯較平均值為低，房價水準亦僅在平均值左右，故其空屋率遠較一般省轄市都市為低。

此外，就非高度都市化而平均空屋率明顯偏高的宜蘭縣(19.07%)與花蓮縣(18.48%)來看，我們可發現此兩縣市的家戶所得均低於各縣市平均值，遷徙率分別為9.08%、11.43%，亦未如一般人想像高，僅在各縣市平均值(10.86%)附近，但是其房價較平均值為低，其住宅供給充裕度分別為108.62%、103.93%，明顯較平均值(102.1%)為高。至於其他以農業為主的縣市，例如台東縣、雲林縣、苗栗縣、屏東縣、以及新竹縣等縣市，雖然其平均房價較低使得空屋成本也較低，但由於家戶所得、遷徙率、住宅供給充裕度均較平均值為低，故其空屋水準明顯較都市化程度高的縣市為低。而這些縣市的空屋率在1990年之後大幅上升，主要是因為此段期間家戶所得增加與住宅供給充裕度均大幅增加所致。

五、結論

目前國內空屋數與空屋率均大幅上升的現象相較於1980年到1990年的情況明顯不同，意味國內住宅市場在過去十年來有相當大的結構性改變。由於目前國內空屋資訊僅見於每十年一次的住宅普查，我們無法瞭解在三次普查期間空屋狀況的變遷，以及影響空屋率的因素是否發生改變？為能針對上述問題加以探討與澄清，本研究透過台電用電不足底度戶數資料推估各縣市

歷年的空屋率，並修正彭建文、張金鶚(1994)所建立的空屋率影響模型，改以房價與空屋率聯立模型方式探討影響空屋率因素的變化，實證結果得到一些有趣的發現。

首先，本文發現在過去二十年間各縣市空屋率均有相當明顯的波動趨勢，三次住宅普查時各縣市空屋率雖已明顯偏高，但大多並非該縣市空屋率的最高峰。其次，影響空屋率因素雖然與過去相近，但是變數間相對影響力卻有明顯改變。就各變數的相對影響力來看，在1980~1990年間，除房價的影響力-0.9835為最大外，依序為遷徙率、住宅供給充裕度、家戶所得、前期空屋率變化、以及住宅異質性。在1991~2001年間，仍以房價的影響力為最大，但家戶所得的相對影響力明顯上升，而遷徙率與住宅供給充裕度的相對影響力則呈現下降，至於前期空屋率變化與住宅異質性的相對影響力則保持不變。另就整個1980~2001年來看，房價的影響力為最高，其次為家戶所得，其他依序為住宅充裕程度、遷徙率、住宅異質性、前期空屋率變化。我們可發現房價是影響空屋率最重要的變數，但其對於空屋率的影響為負，且在1990年之後房價仍呈現穩定上升的趨勢，直到1997年之後才呈現小幅下跌，故應不是造成1990年之後空屋率大幅上升的主因。

第三、由於張金鶚(2000)利用建物第一次登記資料所推估1999年底的建商餘屋數為53,631戶，林祖嘉(2000)利用建設公司財務報表所推估1999年的建商餘屋數為42,918戶，而透過土地銀行往來建商問卷資料所推估的餘屋數為180,992，這些數據均遠低於2000年住宅普查的123萬戶空屋，顯示餘屋數量大約僅佔全體空屋數的3.5%到14.7%之間，而依據張金鶚(1999)針對台北市、台北縣、台中市、高雄市等四縣市的餘屋數與空屋數調查，發現餘屋數佔空屋數的比例分別為3%、10%、7%、9%，故即使張金鶚(2000)與林祖嘉(2000)所估計的餘屋數可能略微偏低，但應該也不會太高，因為餘屋僅是空屋的一種類型，主要為建商所持有，在建商本身公司的財務周轉考量上，本來就無法持有太多的餘屋，否則將會發生財務危機，我們可推論大部分的空屋仍屬於一般民眾所持有。由於遷徙率與住宅異質性的實際值與影響力在研究期間並沒有大幅度的改變，故本文推測1991~2001年間國內住宅市場空屋率大幅上升的現象，並非由於自然空屋率上升所造成，家戶所得的增加使得家戶更有能力負擔住宅閒置成本或購置第二屋，以及因為政府宣告實施容積管制引發建商搶建，造成住宅供給充裕度明顯上升，此兩者可能才是造成空屋率大幅上升的主因。

針對上述結果，我們建議政府未來在實施相關建築管制時必須審慎評估實施的時機，充分考量該政策與房地產市場景氣的關係，避免因為政策的擬定與執行時間落差而對房地產市場產生過大衝擊。相關建築業者在推案前亦應深入而全面性的進行市場分析與預測，確實瞭解消費者的住宅需求與市場整體供給狀況再進行推案，如此不但可提升整體住宅品質，也可避免淪入搶建的數量迷思，進而造成政府、業者、以及民眾三者全盤皆輸的局面。此外，面對逐漸增加的第二屋，不論是為投資或是休閒使用，政府應積極透過不動產相關稅制的改革來提高其持有成本，促使有限的住宅資源更有效率地配置與利用。

註 釋

- 註 1：依行政院普查處之定義，空屋為當家宅在普查時刻無人居住者，但居住人因特殊緊急事故外出未返，無遷居之意思者，不視為空閒住宅，此定義應能充分反映國內真實的住宅使用狀況。
- 註 2：該文認為老舊不堪使用之空屋，實際上已無法參與住宅市場之運作，因此不應列入空屋之計算，否則將產生高估。另外，在投資管道缺乏而持有空屋相對有利的前提下，租金管制與過度保護房客等政策，將導致一般人寧願將住宅閒置而不願出租。
- 註 3：所謂台電用電不足底度戶數資料是指，非營業用的一般單相低壓電表用電度數不超過20度者，通常一般家庭在正常居住的情況下，大約4天其用電量就會超過底度。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。
- 註 4：由於內容篇幅的限制，加以本文著重於空屋率影響因素的探討，故有關住宅普查空屋率與台電用電不足底度資料的詳細推估方法與過程，請參見彭建文(1994)第39-42頁。
- 註 5：本文中有關空屋率與房地產景氣循環關係呈現反向關係的推論，主要是以過去國內整體房地產市場三次大規模的景氣波動來判斷，所謂的三次大規模景氣波動其高峰約出現在1973~1974年、1979~1980年、1987~1989年，除1973~1974年未在本研究的時間範圍內，以此對照大多數縣市的空屋率變化，可發現兩者約略呈現反向變動。
- 註 6：政府即將針對都市土地全面實施容積管制的消息，最早揭露於1990年2月下旬，由於實施容積管制前後的可開發容積差距相當大，加以非別由各縣市按其都市計畫狀況陸續實施，故造成建商紛紛搶建，產生相當大的宣告效果，詳可參見彭建文與張金鶚(2000a)。
- 註 7：花敬群(2001)認為若將住宅自有率的提高視為小規模住宅供給者的增加，這類供給者對資產閒置的財務壓力較住宅開發商為低，但對於資產增值的預期較高，故自有率的提高將使得整體供給者搜尋理想買方的成本提高與時間延長，進而使得自然空屋率上升，實際空屋率也會隨之上升。由於該文僅以空屋數而非空屋率進行實證，故有關自有率對於自然空屋率或實際空屋率的影響，本文暫時持較保留的看法。
- 註 8：評論人之一建議空屋率函數中納入容積管制此項變數，並以虛擬變數(dummy variables)方式進行測試，本文中未將其納入的原因，主要是因為本文的空屋率模式中已有住宅供給充裕度此項變數，此項變數是以住宅存量除以家戶數來衡量。從表二的住宅供給充裕度的基本統計中可發現，容積管制所造成的搶建效果已明顯反映於該幾年住宅存量的增加上，進而造成供給充裕度的比例明顯上升，例如住宅供給充裕度在1992年之前大多維持在99%到101%之間，但在1993年時上升為102.49%、1994年時為104.22%、1995年時為105.42%、1996年時為105.2，直到1997年開始才逐漸下降為104.2%，1998年為103.31%、1999年為102.8%。為避免共線性問題，故本文暫不再加入容積管制此項變數。
- 註 9：彭建文、張金鶚(1995)以住宅存量成長率與家戶數量成長率之比值來衡量不同都市的發展潛力，實證結果發現預期都市發展潛力對於空屋率具有顯著的正向影響。本文認為住宅

存量成長率與家戶數量成長率均屬於流量概念，可能會受到某些年度基期較低而產生劇烈的波動，故本文中改以住宅存量與家戶數量之比例來替代，此不但可反映該都市的住宅供給充裕度，也可避免上述指標衡量失真的問題。

- 註10：理論上而言，部份的總體變數，例如利率水準、經濟成長、貨幣供給等變數亦可能對住宅需求產生影響，但由於本文所採用的是各縣市的組成資料，要將上述總體因素納入有其困難，加以許多總體變數可能間接對模型中既有的房地產市場變數產生影響，若再將之加入模型中，容易產生共線性而影響相關變數的符號與顯著性，例如吳森田(1994)考量貨幣供給，林祖嘉、林素菁(1994)考量實質利率，Potepan(1996)考量貸款利率與稅率，但其實證結果均不顯著，故本文中僅暫時將上述總體經濟變數予以忽略。
- 註11：事實上，影響住宅供給的因素尚包括生產要素價格，例如土地成本、營建成本等因素，例如吳森田(1994)、Potepan(1996)兩者實證的結果均顯示地價對於房價有顯著的正面影響，但建築成本對房價的影響則不顯著。不過，當吳森田(1994)將地價與家戶增加量共同納入模型時，則地價對於房價的影響也不顯著。由於各縣市長期的地價與營建成本資料無法取得，本文暫時將地價與營建成本等素忽略。此外，彭建文(2004)將住宅存量列為影響住宅供給的變數之一，但該文實證發現住宅存量影響不大且與所得具有共線性，故在實證中予以排除，本文中亦暫時不將其納入考量。
- 註12：本文中前期空屋率變化是以來衡量，主要反映前一期空屋率的變動狀況。本文假設建商主要依據前期空屋率的變化而非直接以房價變化來判斷，主要是因為相對於一般民眾，建商掌握更多空屋數量的資訊，而空屋數量的變化可據以預測未來房價的變化。
- 註13：由於澎湖縣在1989年以後的房價資料無法取得，故將其排除於實證分析之外。
- 註14：該抽樣調查自1979年開始每年進行調查，但於1990年時適逢住宅普查而開始停辦，之後雖曾於1993年再度辦理，但之後因經費有限未再辦理。本文1980年到1992年的主要依據抽樣調查中住宅購買年資料計算而得。
- 註15：本文曾分別以過去一年、二年、三年、四年的平均房價上漲率做為預期景氣的替代變數進行測試，結果發現四者的差異相當小，不會影響本文的結論。為避免取過多的時差造成觀察值大量減少，故採取極端短視的預期。
- 註16：內政部營建署所編印的「住宅資訊統計彙報」雖有住宅存量資料，但該資料是以前一次住宅普查的住宅存量為基礎，加上每年住宅使用執照戶數減去拆除執照戶數來推估各年的住宅存量。不過，此方法於住宅普查年所推估的住宅存量與實際普查的住宅存量有相當程度的差距。
- 註17：以台北市為例，因為台北市學童所享受的教育資源明顯較台北縣為佳，許多台北縣的居民可能會將其戶籍遷到台北市的親戚或朋友家，造成戶籍數虛增，住宅供給充裕度較低的情況。至於農業為主的縣市，則可能發生人口已搬遷到外地，但仍保留其舊居，或是因為有部分休閒住宅，造成住宅供給充裕度高，但空屋率也偏高的情況。
- 註18：2SLS與3SLS兩者差異在於2SLS僅估計單一結構方程式，對於模型中其他方程式的設定不予考慮。若要就整個模型之所有結構方程式同時加以估計，使參數估計式獲得一致性，必需採用3SLS。不過3SLS的前兩階段就是2SLS，在第一階段中以OLS估計模型之約縮係數(reduced coefficient)，再以OLS方法估計每一結構方程式之結構係數，而於第三階段利

用結構方程式誤差項(由第二階段迴歸的殘差項估計)的共變異數矩陣將模型所有結構係數再以一般化最小平方法(GLS)加以估計。

註19：有關總體經濟、金融市場、以及全面實施容積管制對於房地產市場景氣的影響分析，請參見彭建文、張金鶚(2000b)一文。

註20：本文認為除暫時閒置以等待未來增值的空屋外，第二屋可能也扮演相當重要的角色。所謂的第二屋是指自用住宅以外，以休閒或養生為目的而購置的第二戶住宅，由於第二屋僅在少數假日使用，故也可能會因低度利用而被列為空屋。

參考文獻

行政院經建會都住處

1985 《台灣地區住宅存量與住宅狀況研究》。

李瑞麟、陳蓓如

1993 〈台灣空屋資源浪費與利用初探〉《都市與計畫》，22(1)，23-42。

花敬群

2001 〈自有率、空屋數量與住宅市場調整〉《住宅學報》，10(2)，127-137。

吳森田

1994 〈所得、貨幣與房價-近二十年台北地區的觀察〉《住宅學報》，2，49-66。

林祖嘉、林素菁

1994 〈台灣地區住宅需求價格彈性與所得彈性之估計〉《住宅學報》，2，25-48。

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〉《國科會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。

林祖嘉

2000 《台灣地區空屋與餘屋問題及對策之研究》，土地銀行委託研究計畫。

林祖嘉

2002 〈台灣地區餘屋存量影響因素之分析〉《住宅學報》，11(1)，23-34。

彭建文

1994 《台灣地區空屋率之研究》碩士論文，政治大學地政研究所。

彭建文、張金鶚

1995 〈台灣地區空屋現象與原因分析〉《住宅學報》，3，45-71。

彭建文、張金鶚

2000a 〈預期景氣與宣告效果對房地產景氣之影響〉《管理學報》，17(2)，343-368。

彭建文、張金鶚

2000b 〈總體經濟對房地產景氣之影響〉《國科會人文及社會科學研究彙刊》，10(3)，171-186。

彭建文

2004 〈台灣出租住宅市場與自有住宅市場價格調整之研究〉《都市與計畫》31(4)，391-412。

張金鶚

1999 《住宅資訊系統之整合與規劃之研究》，內政部營建署委託研究計畫。

張金鶚

2000 《桃園縣、新竹縣(市)、台中縣、台南市、高雄縣等六縣市空(餘)屋之資料分析研究》，內政部營建署委託研究計畫。

Blank, D. M. and Winnick, L.

1953 "The Structure of the Housing Market," *Quarterly Journal of Economics*. 67: 181-208.

Gabriel, S. A. and Nothaft, F. E.

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

Gabriel, S. A. and Nothaft, F. E.

- 2001 "Rental Housing Markets, the Incidence and Duration of Vacancy and the Natural Vacancy Rate," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics*. 49(1), 121-149

Guasch, L. and Marshall, C.

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

Haurin, D.

- 1988 "The Duration of Marketing Time of Residential Housing," *Journal of the American Real Estate & Urban Economics Association*. 16(4), 396-410.

Jud, D., and Frew, R.

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

Potepan, M. J.

- 1996 "Explaining Intermetropolitan Variation in Housing Prices, Rents and Land Prices," *Real Estate Economics*. 24(2), 219-245.

Rosen, T. and Smith, B.

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

Struyk, R. J.

- 1988 "Understanding High Housing Vacancy Rates in a Developing Country: Jordan," *Journal of Developing Areas*. 22(3), 373-380.