

預期景氣與宣告效果對房地產景氣影響之研究

The Impact of Expectation and Preannouncement Effect on

Real Estate Cycles in Taiwan

彭建文 Chien-Wen Peng
國立政治大學地政系博士
Ph.D
Department of Land Economic
National Cheng-Chi University

張金鶚 Chin-Oh Chang
國立政治大學地政系教授
Professor
Department of Land Economic
National Cheng-Chi University

摘要:本文以存量-流量模型為基礎,探討市場參與者對景氣與政府政策的預期於房地產市場調整過程中所扮演的角色,獲得幾個重要而有趣的結論。首先,政府容積政策將改變的訊息若於執行前揭露,將有明顯的宣告效果產生,建商將無視於房地產市場的不景氣與節節高昇的空屋率而大量搶建,但建照面積的增加則會促使房價與租金下跌。其次,當預期資本利得愈高時,會使房價上漲,但租金卻會減少,因為屋主願意以相對較低的租金將房屋出租,並由長期的資本利得中獲得補償,此可解釋為何國內長期租金與房價比偏低的現象。另外,預期景氣對於新建數量的影響並不顯著,可能是因為以往房價的變化雖然是未來景氣的重要指標,但由於房地產投資生產時間長,建商必須面對來自總體、區域以及個案本身條件的影響,故不易從此單一變數反映出來。

關鍵詞: 房地產景氣、預期景氣、容積管制、宣告效果

ABSTRACT:This paper presents a simultaneous equation to examine how expectation of market participants and preannouncement of zoning control influence real estate cycles through three housing submarkets: rental market, sales market, and new construction market. One interesting finding is that, before the government announced a change in its zoning policy, builders constructed at maximum capacity despite fact that the real estate market was already depressed. Such construction only worsens the real estate market condition and extends the duration of depressed period. Another interesting finding is that the expected real estate cycles have different effects on rent and housing price. Although high capital gain expectations drive up the housing price, rent continues to decrease. A high vacancy rate, although decreasing the housing price, has little influence on construction starts.

Keywords: real estate cycles, expectation, preannouncement effect, zoning control

壹、前言

在整個經濟體系中，房地產市場可說是變動幅度相當大的部門之一。房地產景氣的劇烈波動不但妨礙房地產市場的健全發展，並會造成社會資源的嚴重誤置與浪費，故如何掌握房地產景氣波動的根本原因，並據以預測未來房地產市場的可能變化，對於政府的政策擬定、相關業者以及購屋大眾的投資決策相當重要。

長久以來，國內「房地產景氣七年一循環」〔註 1〕的說法一向相當盛行，此說法的背後雖無強而有力的理論予以支持，但從以往房地產景氣波動的週期來看，此說法大致能被接受。然而，從 1989 年的景氣高峰至今，房地產市場已歷經將近十年的不景氣，雖在政府政策偏多以及相關業者強力促銷下，至今仍未有明顯的證據證明房地產景氣已經開始復甦，甚至不少建商更預期房地產的不景氣仍將持續好幾年，此是否意味房地產市場已產生結構性的變遷？原因又為何？在這段不景氣的期間，空屋數不斷創新高，房價亦有小幅的下跌，但理論上應隨房地產不景氣而減少的建造執照面積（以下簡稱建照面積）卻突破歷史性的天量，此種矛盾現象反映何種訊息？對未來房地產市場調整機制有何影響？

房地產景氣可說是房地產市場供給與需求不均衡的結果，並反映於租金、房價、空屋率、與新建數量等重要指標的變化上。過去有相當多的文獻分別就需求面或供給面來探討影響房地產市場波動的因素，尤其是有關房租與房價的變動。就需求面因素而言，主要包括所得、人口等變數，或是透過使用成本的概念來探討稅賦或融資的影響。(DiPasquale & Wheaton 1992, 1994、Follain et al., 1992)。在供給面因素方面則包括土地成本與建築費用(Smith 1976、Follain 1979)，以及土地使用管制的影響 (Dowall & Landis 1982、Katz & Rosen 1987、Pollakowski & Wachter 1990、Malpezzi 1996)。

近來，許多文獻則將研究焦點轉向訊息不確定下，市場參與者之預期對市場調整的影響。Grenadier(1995)認為需求的不確定性、調整成本、以及生產時間落差等因素，是導致屋主在面對租屋需求的巨大改變時，仍不願調整進住率(occupancy levels)，建商在面對高空屋率下，依然增加供給的主要原因。Chinloy(1996)則認為市場參與者對租金、開發與再開發時機的預期是引發房地產景氣波動的因素，當參與者未預期租金將增加，使得建築開發產生高報酬，將會促使建商展開興建。簡而言之，房地產景氣除受上述實質面因素影響外，參與者的預期亦扮演重要的角色，兩者必須同時加以考量。

國內房地產市場與國外有許多不同的地方，預售制度的存在，使得建商可於取得建造執照後即展開銷售。在中國人「有土斯有財」的固有觀念下，房地產是一般人最重要、也最普遍的投資工具，住宅自有率高達 80%以上，

相形之下，租賃市場顯得較不發達。另外，從過去台灣房地產市場發展來看，政府對房地產市場進行高度的政策干預，而與國外不同的是，通常政府政策從宣告到執行常有相當長的時間落差存在，所謂的政策「宣告效果」(preannounce effect)〔註2〕相當明顯，在這些基本背景的差異下，台灣房地產市場的運作機制是否與國外不同？

由於房地產具有諸多異於一般商品的特性，可據以區分為許多不同屬性的次市場〔註3〕，次市場中任一要素發生改變，均可能對其他市場的運作產生衝擊，整個房地產市場是一個相關與互動的運作體系，若僅單獨就某一次市場的供給或需求進行探討，不但無法展現房地產市場實際運作的全貌，在實證上亦容易產生估計上的偏誤。故本文將以存量-流量模型(stock-flow model)為基礎，建立各次市場運作的方程式，並分別以二階段最小平方法(2SLS)與三階段最小平方法(3SLS)進行實證分析，探討影響台灣房地產市場景氣波動的因素，尤其是預期景氣與宣告效果的影響，藉以瞭解台灣房地產市場的動態調整過程，並澄清目前房地產市場的矛盾現象，以作為建商、購屋者以及政府決策的參考。

本文分為五節，第二節探討房地產市場的調整過程，第三節是理論模型的建立，第四節是資料來源與現況分析，第五節是實證結果分析，最後是結論。

貳、房地產市場的調整過程

由於房地產的生產具有時間落差，加以房地產的交易金額大、交易成本高，而租賃又常有契約的限制，使得房地產市場的供給者與需求者均無法隨市場狀況的變動而迅速調整其行為。在供需雙方調整均具有相當的時間落差下，供需的不均衡乃成為房地產市場的常態，進而造成房地產景氣的波動。

誠如前述，影響房地產供給與需求的因素相當多，在本文中簡單將之區分為客觀的能力與主觀的意願兩部份。就短期而言，由於影響供給與需求能力的因素相對較為穩定，故市場參與者對未來景氣與政府政策的預期將對市場調整將產生較大的影響。供需雙方將依據本身的預期決定是否參與市場運作以及參與的時機，此將影響到市場供給與需求力量的強弱，並展現於房地產景氣波動的幅度與週期上。以下本文將針對市場參與者的預期景氣以及政府政策時間落差所造成的宣告效果對房地產景氣之影響進行探討。

一、預期景氣

為使利潤最大化，市場參與者通常會依據過去市場的表現與本身的經驗對未來景氣作判斷。在過去趨勢將一成不變地延伸至未來的假設前提下，決策者常對市場做過度樂觀或悲觀的預期，使供需不均衡的情況更加嚴重，而

在整個房地產市場的運作體系下，任何一個次市場的變動均將會對其他的次市場產生影響，形成一個全面性的景氣波動。就國內的情況而言，房地產景氣與否最主要是從房價的漲跌為判斷依據，本文所關切的是，預期景氣對於不同次市場的參與者是否有不同的影響？而相較於房價，國內租金水準長期偏低，此是否與預期景氣有關？

就以往的文獻來看，預期的型態主要可分為外生預期 (exogenous expectation)、調適預期 (adaptive expectation)、以及理性預期 (rational expectation) 等三種。外生預期指市場參與者有堅定的信念認為，未來的市場景氣變化與總體經濟變數 (如利率、通貨膨脹率) 有關，且這些總體經濟變數並不會受到房地產市場短期波動的影響，在不考慮房地產市場本身的變化下，完全依據這些總體經濟因素進行預測，屬於一種極端的預期。理性預期則假設市場參與者具有完全的訊息，除非有未預期的衝擊 (shock) 產生，否則參與者所預期發生的情況均將一一驗證，但過去房地產市場相關的實證研究，如 Falk (1991)、Tegene & Kuchler (1993) 均拒絕理性預期的假設。調適預期指市場參與者的預期結構主要是由過去房地產市場的表現所組成，此意味過去的軌跡將持續到未來，雖然調適預期並非一種很好的預期方式，但 Case & Shiller (1988) 實證結果指出，實際市場中卻有相當多的人是依據此種方式進行預期。

由於房價的高低直接影響建商的投資利潤，且在國內房地產資訊有限下，過去房價的變化可說是預測景氣最重要的指標，故本文中主要探討調適預期的影響，並以過去房價的平均上漲率來代表預期景氣 (e_t) [註 4]。

$$e_t = \left(\frac{1}{m-1} \right) \frac{p_{t-1} - p_{t-m}}{p_{t-1}}, m > 1 \quad (1)$$

其中， m 為年數， p_{t-m} 為 $t-m$ 年的房價。

二、宣告效果

由於房地產市場與總體經濟、國家財富息息相關，故房地產市場的發展受到政府高度的關切，並常透過各種政策手段介入房地產市場的活動。本文所關切的是，當政府試圖以政策手段介入房地產市場的運作時，訊息宣告的時機是否會對市場造成不同的影響？亦即政策宣告後立即實施或延後實施，兩者對於市場的衝擊是否不同？當政府的政策提前宣告或被揭露時，市場參與者是否會提前反應而有明顯的宣告效果產生？又此效果屬於暫時性的衝擊還是結構性的變遷？不同次市場所受到的影響是否相同？

過去國外有許多文獻探討實施土地使用管制對於房地產市場的影響，例如 Hamilton (1978)、Frech & Lafferty (1984)、Schwartz et al., (1986)、Katz & Rosen (1987) 以及 Pollakowski & Wachter (1990)，發現實施土地使用管制會使現有房地產價值明顯增加。Knaap (1985)、Wallace (1988)、以及

White(1988)發現實施土地使用管制時，會使得未開發土地的價值明顯下跌。然而，依據 Thorson(1997)的實證結果發現，若政府的容積管制政策早已被建商所預期時，新建數量在短期並不會有明顯的變化，因為建商會透過各種方式逃避容積管制所造成的衝擊，容積管制的效果唯有在長期方得以顯現。雖然該文發現容積管制對新建數量的影響會有時間的落差存在，但並未考量實施容積管制是否會造成建商的搶建，而有所謂的「宣告效果」產生。

1990年正是國內第三次大規模房地產景氣從高峰開始衰退的起點，理論上而言，當房價開始下跌，新建數量應跟隨著減少，但由於政府即將全面實施容積管制的政策〔註5〕早為建商所得知，為逃避容積率的管制，建商、甚至地主本身開始大量搶建。從圖1歷年建造執照面積圖可明顯看出，建照面積自1990年底開始大量增加，並於1992、1993年達到歷史性的高峰，而後急速減少，直到1996年才開始有小幅的回升。

從圖2可看出，若無宣告效果存在，當政府實施容積管制時，將使得未開發土地的發展潛力受到限制，建商可開發容積將較未實施容積管制前減少，此相對會使得建商的土地成本提高，新建數量減少，第三象限中原有的新建數量線 C_0 將向 C_1 移動，而一旦新建數量減少，第四象限中住宅存量的增加速度將減緩，並使得第一象限中住宅服務市場的租金上漲，進而促使第二象限中住宅資產市場的房價提昇。然而，若本文所欲驗證的宣告效果存在，則在容積政策實施前將造成建商與地主的搶建，新建數量將會大量增加，使得第三象限中原先向 C_1 移動的 C_0 轉向 C_2 移動，第二象限的住宅存量也因而急速增加，第一象限中的住宅服務與第二象限中住宅資產則供給的增加而價格下跌。

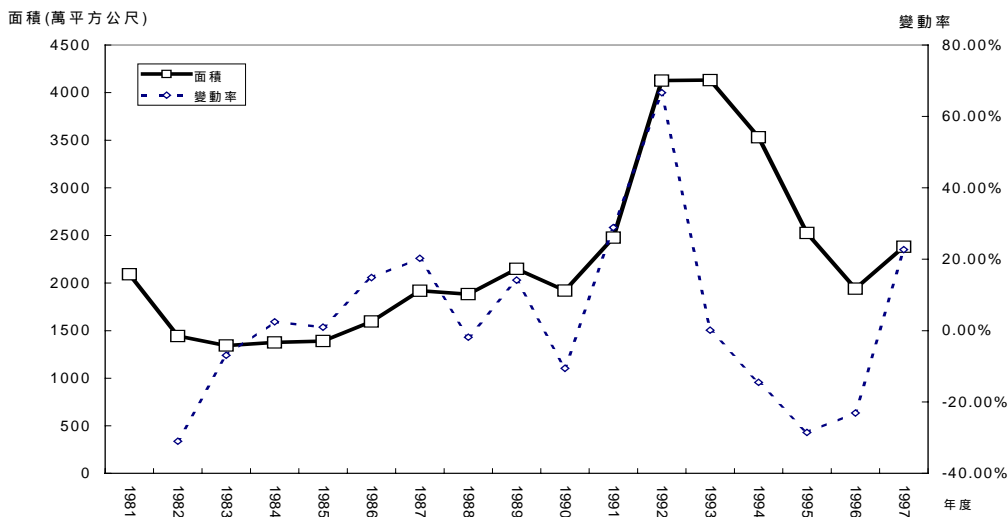


圖 1 歷年建造執照面積圖

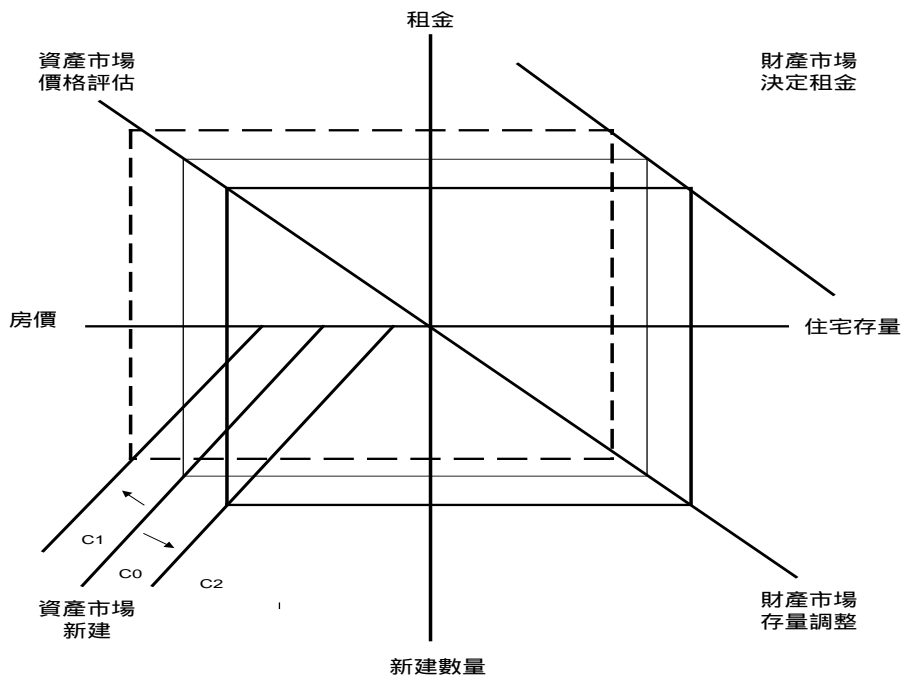


圖 2 宣告效果對財產市場與資產市場的影響

基於前述的說明，本文有下列的理論預期：

1. 市場參與者的預期在市場運作過程中扮演相當重要的角色，但就國內房地產市場結構而言，預期景氣對於不同次市場景氣之影響應有所不同。
2. 政府政策的提前宣告將會產生明顯的宣告效果，進而衝擊其他次市場的景氣波動。
3. 在未考量次市場間的關聯性下，直接以 OLS 進行個別市場的實證分析，將無法觀察次市場間的互動關係，並可能產生實證的偏誤。

參、模型建立

關於次市場的研究，Olsen(1969)將住宅市場區分為提供住宅服務(housing service)的財產市場(property market)與提供住宅存量(housing stock)的資產市場(capital market)。DiPasquale & Wheaton (1992、1994、1996)更利用存量-流量模型，說明財產市場與資產市場如何透過租金、房價、新建數量、以及存量等要素的變動而向均衡調整。Potepan(1996)為解釋不同地區房價與租金的差異，將上述兩個市場加上土地市場的討論，該文認

為屋主是住宅服務的供給者，同時是住宅資產的需求者，建商是住宅資產的供給者，同時是土地市場的需求者，這些次市場間的供需彼此相互連結，故其市場價格乃同時決定。

過去國內受限於資料的缺乏，有關次市場的探討相當少見，並主要著重於空間次市場的探討，目的在於比較次市場間的差異，對於次市場間的互動關係較少討論，例如：林祖嘉等(1993)探討空屋率與房價之調整關係，並估算各縣市的自然空屋率。林秋瑾(1996)以共積檢定分析次市場間價格的領先或落後關係。雖然，花敬群與張金鵬(1999a,b)分別從台北市成屋與預售屋市場，以及不同空間次市場(台北縣與台北市)的角度探討彼此間價格與數量的關係，但亦未以房地產生命週期的角度，將住宅使用、交易、以及存量-流量調整等幾個次市場加以整合，並將預期景氣與宣告效果等引起國內房地產市場景氣波動的重要因素納入考量，分別考量其對不同次市場所產生的不同衝擊。

為瞭解國內房地產市場的動態調整關係，本文所建立的模型類似 Potepan (1996) 所提次市場間互動的觀念，除住宅服務市場與住宅資產市場間價格的連結外，本文加上新建數量變動對於房地產市場調整的影響〔註 6〕，而為能針對國內房地產市場的特性，本文特別強調預期景氣與政策宣告效果對房地產景氣〔註 7〕的影響。

一、住宅使用-住宅服務市場

雖然在國人有土斯有財的固有觀念下，國內住宅租賃市場的發展較不發達，相較於房價水準而言，租金長期處於一相對的低水準，但由於每一家計單位都可能是潛在的購屋者或是租屋者，自有市場與租賃市場間應具有相當程度的替代性存在。理論上而言，住戶在做租買選擇時，將視租屋與購屋兩者間相對成本而定，當處於長期均衡狀態時，租金將等於購屋者的擁屋成本〔註 8〕，但影響家戶租買選擇的因素除購屋的交易成本與持有成本外，對於未來景氣的預期是重要原因之一。

就租屋需求而言，租賃市場所提供的是純粹的住宅服務，租金是消費住宅服務的價格。Potepan(1996)將租屋需求設為租金、所得、家戶成長、寧適性(amenity)、其他財貨價格的函數〔註 9〕。過去國內有關租金之研究並不多見，林祖嘉(1992)、林祖嘉與林素菁(1994)、林秋瑾(1996)、李如君(1997)主要偏向探討住宅屬性對於租金水準的影響，其實證結果均發現住宅本身屬性對於租金影響較大，至於外在的居住環境與公共設施的影響則不顯著。

為簡化起見，本文假設租屋需求主要受到租金(r)、所得(y)、家戶成長(n)等因素的影響。當租金水準愈高時，租屋需求將降低，而所得與家戶數的增加，則會使租屋需求增加。

$$R^d = R^d(r, y, n) \quad (2)$$

$$\frac{\partial R^d}{\partial r} \leq 0; \quad \frac{\partial R^d}{\partial y} \geq 0; \quad \frac{\partial R^d}{\partial n} \geq 0$$

就住宅服務的供給而言，Potepan(1996) 將租屋供給設為租金、房價、貸款利率、稅率、以及預期資本利得的函數〔註 10〕。由於國內各縣市地價稅與房屋稅的稅率均相同，本文假設住宅服務的供給者主要為空屋的持有者，其供給主要受到租金(r)、房價(p)、以及預期景氣(e)的影響。當租金增加時，屋主提供出租的意願將增加，故供給將會增加。而在租金不變的情況下，當房價上漲時，屋主的供給成本提高、利潤減少，供給亦將減少。至於預期景氣對於住宅服務的供給的影響，就短期而言，當預期景氣好轉，屋主的預期資本利得超過其持有成本與空屋的機會成本時，屋主為避免租賃糾紛而造成轉手的不易，通常不願將房屋出租，此時將導致租屋市場的供給減少。但就國內的情形而言，由於長期持有房地產有相當高的預期投資報酬，在此預期下，屋主將增加對住宅資產的需求，並於等待出售的過程中將空屋出租，此將增加住宅服務的供給。

$$R^s = R^s(r, p, e) \quad (3)$$

$$\frac{\partial R^s}{\partial r} \geq 0; \quad \frac{\partial R^s}{\partial p} \leq 0; \quad \frac{\partial R^s}{\partial e} \geq 0$$

根據上述(2)式與(3)式，以及各變數的理論預期，當住宅服務市場處於均衡時，可求得市場租金函數〔註 11〕。其中，房價、所得、家戶成長因會增加住宅服務需求，對於租金的影響為正，而預期景氣因會使得住宅服務的供給增加，故對租金的影響為負。

$$r = r(p_h, y, n, e) \quad (4)$$

$$\frac{\partial r}{\partial p_h} \geq 0; \quad \frac{\partial r}{\partial y} \geq 0; \quad \frac{\partial r}{\partial n} \geq 0; \quad \frac{\partial r}{\partial e} \leq 0$$

二、住宅交易-住宅資產市場

就購屋需求而言，除住宅產資產所提供的住宅服務外，購屋者尚可獲得房價增值的預期資產利得。Potepan(1996)認為住宅資產的需求者即是住宅服務的供給者，故兩者影響變數相同。但事實上，購屋的需求者是由不同動機的自住者(首次購屋者、換屋者、第二屋)與投資者(賺取租金收入的房東、賺取價差的投資客)所組成。雖然影響購屋需求的因素相當多，但是否能成為有效需求則主要決定於購屋能力與購屋的意願。

吳森田(1994)認為住宅需求主要受到所得、房價、貨幣供給、物價水準、家戶數、預期房價增值的影響〔註 12〕。林祖嘉與林素菁(1994)以房屋支出衡量住宅需求，認為住宅需求受到所得、房價、實質利率、以及區位的影響

〔註 13〕。依據上述文獻的理論分析與實證結果，本文假設購屋需求主要受到房價、租金、所得、以及預期景氣的影響〔註 14〕。當所得或租金增加時，購屋需求將增加，而當房價增加時，購屋需求將減少。另外，當預期未來景氣好時，購屋者的購屋意願將提高，購屋需求亦會增加。

$$H^d = H^d(p, r, y, e) \quad (5)$$

$$\frac{\partial H^d}{\partial p} \leq 0; \quad \frac{\partial H^d}{\partial r} \geq 0; \quad \frac{\partial H^d}{\partial y} \geq 0; \quad \frac{\partial H^d}{\partial e} \geq 0$$

租賃市場與成屋自有市場的交易標的均為已興建完成的新成屋或中古屋，房地產本身並無明顯的差異，而是依據擁屋者的意願決定出租或是出售，此將影響兩市場的供給量。吳森田(1994)、Potepan(1996)均認為住宅供給主要受到房價、地價、與建築費用的影響〔註 15〕。由於國內房地產市場有預售制度的存在，同一時間在市場出售的房地產可區分為成屋〔註 16〕與預售屋，對於欲購屋的家戶而言，兩者間具有相當程度的替代性。成屋的供給主要來自於換屋者、空屋的屋主、以及持有餘屋的建設公司，故住宅資產的供給，除受房價水準高低的影響外，主要決定於現有待售成屋量以及預售數量。

本文假設目前待售的成屋大部份其現況為空屋，而預售數量的多寡則決定於當年取得建造執照面積的數量(c)〔註 17〕，不論是房價的上漲或是空屋率、新建數量的增加，均將使住宅資產的供給增加，故住宅資產的供給函數如下：

$$H^s = H^s(p, v, c) \quad (6)$$

$$\frac{\partial H^s}{\partial p_h} \geq 0; \quad \frac{\partial H^s}{\partial v} \geq 0; \quad \frac{\partial H^s}{\partial c} \geq 0;$$

當住宅資產市場處於均衡時，可求得市場房價函數。其中租金、所得、預期景氣對於房價的影響為正，空屋率、新建數量對房價的影響則為負。綜合上述租金函數來看，房價與租金彼此間具有正向的關係，所得的提高則會同時使租金與房價提高，但預期景氣會促使房價提高，對於租金的影響則為負。

$$P = P(r, y, c, v, e) \quad (7)$$

$$\frac{\partial P}{\partial r} \geq 0; \quad \frac{\partial P}{\partial y} \geq 0; \quad \frac{\partial P}{\partial c} \leq 0; \quad \frac{\partial P}{\partial v} \leq 0; \quad \frac{\partial P}{\partial e} \geq 0$$

三、住宅存量與流量的調整

就長期而言，當住宅資產市場的供給與需求達到均衡時，可獲得一最適的住宅存量(es)。然就任一時點而言，房地產市場並非處於一均衡狀態，透過存量與流量的調整，當長期均衡住宅存量大於實際住宅存量，代表有超額的需求存在，將導致新建數量的增加，而當實際住宅存量大於均衡存量時，

代表有超額供給，新建在理論上將不發生。

$$\Delta s = c_t - \delta s = \gamma[es - s] - \delta s \quad (8)$$

$$c = \gamma[es - s] \geq 0$$

c 是每年的新建數量， δ 則是每年住宅存量的折損率。由於當不均衡發生時，市場必須經過一段時間方得以達到新的均衡， γ 代表向均衡調整的速度，新建數量可視為長期均衡住宅存量的函數。理論上來說，前述影響住宅服務、住宅資產供給與需求的因素均可能對長期均衡住宅存量有影響〔註 18〕，但為簡化起見，本文將新建數量視為是房價〔註 19〕、空屋率(v)、家戶成長量(n)、容積管制政策宣告(z)以及預期景氣(e)的函數〔註 20〕。當房價上漲、家戶成長量、實施容積管制以及預期景氣好時，將會使新建數量增加。反之，空屋率增加時，將會使新建數量減少。

$$c = c(p, v, n, z, e) \quad (9)$$

$$\frac{\partial c}{\partial p} \geq 0; \quad \frac{\partial c}{\partial v} \leq 0; \quad \frac{\partial c}{\partial n} \geq 0; \quad \frac{\partial c}{\partial z} \geq 0; \quad \frac{\partial c}{\partial e} \geq 0$$

本文所建立的房地產市場聯立方程式中，包括租金、房價、與新建數量等三條方程式，計有房租、房價、空屋率、新建數量、家戶所得、家戶成長、容積管制、以及預期景氣等變數，其中房租、房價與新建數量為內生變數，空屋率、家戶所得、家戶成長、容積管制、預期景氣等為外生變數。

$$r = \beta_{10} + \beta_{11}p + \beta_{12}y + \beta_{13}n + \beta_{14}e + \varepsilon_1$$

$$\beta_{10} = ?, \quad \beta_{11} \geq 0, \quad \beta_{12} \geq 0, \quad \beta_{13} \geq 0, \quad \beta_{14} \leq 0 \quad (10)$$

$$P = \beta_{20} + \beta_{21}r + \beta_{22}y + \beta_{23}c + \beta_{24}v + \beta_{25}e + \varepsilon_2$$

$$\beta_{20} = ?, \quad \beta_{21} \geq 0, \quad \beta_{22} \geq 0, \quad \beta_{23} \leq 0, \quad \beta_{24} \leq 0, \quad \beta_{25} \geq 0 \quad (11)$$

$$c = \beta_{30} + \beta_{31}p + \beta_{32}v + \beta_{33}n + \beta_{34}z + \beta_{35}e + \varepsilon_3$$

$$\beta_{30} = ?, \quad \beta_{31} \geq 0, \quad \beta_{32} \leq 0, \quad \beta_{33} \geq 0, \quad \beta_{34} \geq 0, \quad \beta_{35} \geq 0 \quad (12)$$

在(10)、(11)、(12)三聯立方程式中，位階條件(rank condition)與次數條件(order condition)都滿足，所以三條函數均可以被認定(identified)。

肆、資料與現況分析

本文所使用的資料同時包含台灣地區 22 縣市，自 1981 年至 1992 年的年資料，一共 264 筆〔註 21〕，各變數的平均值與標準差列於表 1。在各變數的資料來源上，房價採用張金鶚(1995a)所推估的各縣市標準房地產總價資料〔註 22〕，

租金則採用主計處住宅狀況調查報告中押租住宅之每月租金資料〔註 23〕。空屋率是依據彭建文、張金鶚(1995)利用台電用電不足底度戶資料推估所求得，住宅存量與建照面積資料分別來自營建署的「住宅資訊統計彙報」〔註 24〕以及「營建統計年報」〔註 25〕，至於家戶所得與家戶成長則來自經建會都市及住宅發展處的「都市及區域發展統計彙編」。另外，預期景氣本文以前一年的房價上漲率為替代〔註 26〕，容積管制則以設定虛擬變數方式處理，容積管制消息發佈開始至實際實施容積管制前設定為 1，其他時間則設定為 0〔註 27〕。

在表 1 中，我們可看到 1981 年至 1992 年間，台灣地區的平均房價水準呈現一長期上漲的趨勢，只是隨著景氣的波動，上漲幅度之大小有差異而已，但從房價的標準差來看，同一年間各縣市的房價仍有相當大的差異存在，此可反映不同區域市場間的價格分散程度。以往國內一般以房價的變動來判斷房地產市場的景氣，由代表預期景氣的前期房價上漲率來看，大致可瞭解兩者的確有相當高的相關。從圖 3 房價上漲率的波動趨勢中可發現，台灣房價自 1986 年開始大幅上漲，並於 1989 年達到高峰，漲幅高達 27.12%，而自 1991 年以後明顯下跌。而租金與房價亦同樣呈現長期上漲的局面，但相對於房價而言，租金對景氣的反應較不敏感，且落後房價而變動。

從歷年平均空屋率的來看，台灣地區空屋率約維持在 12.9% 15.8% 的高空屋率水準，但各年的變化幅度並不大。從圖 4 來看，空屋率的變化與房價的波動呈現明顯的相反趨勢。自 1989 年開始空屋率明顯增加，但在建照面積大量增加的 1991 至 1992 年間，空屋率並未明顯的增加，此可能是因為實施容積管制所導致的搶建房地產此時仍未興建完成之故。

從圖 5 來看，每年家戶成長量的變化幅度並不大，約在 2%-4.5% 之間，但其與房價變動有相當明顯的同向變動趨勢，顯示兩者間應有相當密切的關係存在，但自 1991 年以後，兩者間有明顯的反向變動趨勢，是否意味房地產市場已產生結構性的變遷，有待進一步的探討。

從歷年的平均家戶所得來看，我們可發現家戶所得呈現一長期增加的局面，並大致可明顯區分為兩個階段，在 1987 年以前，家戶所得每年增加的幅度相當有限，每年僅增加 1 2 萬元，但從 1987 年以後則達到每增加約 7 萬元的水準，1987 年正是第三次房地產景氣復甦的起點，所得水準的結構性變遷是否與房地產景氣有關值得再深入探討。另外，從圖 6 每年所得的變動幅度來看，家戶所得的變動趨勢與房價相同，但是在不景氣階段，房價的變動幅度小於所得的變動幅度，而在房地產景氣階段，房價的變動幅度則大於所得的變動幅度。

就歷年建照面積數量來看，1991 年同樣是相當關鍵的一年，建照面積由原本平均每年 60 85 萬平方公尺的水準增加至 1991 年的 118 萬平方公尺，而到 1992 年更達到 186 萬平方公尺的天量，可明顯看出建照面積數量隨景氣的波動而有增減，但是受到政府容積管制政策宣告的衝擊似乎更大。另外，從圖 7 來看，建照面積變動幅度遠較房價變動為大，且其變動似乎領先房價的變化，而在政府宣告

容積管制後，1991 年的建照面積增加幅度為 39%，而在 1992 年更高達 57%。

表 1 各變數基本統計：依年度區分(1981-1992)

年度	房價 (p) (萬元)	租金 (r) (元)	新建數量 (c) (萬 m^2)	空屋率 (v) (%)	家戶所得 (y) (萬元)	家戶數 (n) (萬戶)	預期景氣 (e) (%)	家戶成長量 (n) (萬戶)
1981	106.75 (35.80)	1980.27 (674.77)	90.26 (105.39)	14.61 (3.52)	28.52 (4.56)	17.62 (14.30)	8.45 (6.72)	0.59 (0.87)
1982	110.42 (34.28)	2344.55 (780.66)	65.50 (106.45)	15.80 (4.20)	29.73 (4.47)	18.26 (15.01)	4.43 (7.08)	0.65 (0.74)
1983	113.37 (33.10)	2486.14 (836.40)	60.80 (80.18)	15.36 (4.04)	31.73 (5.45)	18.74 (15.56)	3.25 (5.25)	0.48 (0.58)
1984	119.23 (36.95)	2486.36 (820.31)	62.48 (65.26)	15.46 (4.03)	34.44 (5.18)	19.21 (16.06)	4.82 (9.51)	0.46 (0.50)
1985	122.39 (36.62)	2647.27 (913.73)	63.03 (69.18)	15.39 (4.28)	35.23 (5.40)	19.72 (16.70)	4.12 (14.71)	0.52 (0.65)
1986	131.88 (40.46)	2806.36 (891.82)	72.38 (65.80)	15.11 (4.28)	37.55 (6.05)	20.31 (17.51)	8.04 (15.43)	0.58 (0.83)
1987	154.53 (51.67)	2931.36 (819.43)	87.01 (77.86)	14.13 (3.89)	40.40 (7.14)	21.03 (18.49)	16.64 (16.65)	0.72 (1.01)
1988	179.01 (62.02)	3073.18 (868.27)	85.37 (75.36)	12.90 (3.63)	44.95 (7.88)	21.75 (19.35)	17.22 (19.16)	0.73 (0.88)
1989	220.78 (85.89)	3572.73 (975.98)	88.36 (77.75)	13.08 (3.88)	51.69 (9.69)	22.42 (20.06)	27.12 (28.52)	0.66 (0.77)
1990	254.55 (94.44)	3826.05 (1094.62)	85.63 (85.21)	13.19 (4.12)	58.33 (10.50)	23.01 (20.71)	16.47 (24.17)	0.59 (0.72)
1991	303.69 (100.43)	4119.77 (1233.36)	118.76 (105.33)	13.42 (3.98)	65.80 (11.50)	23.61 (21.29)	24.30 (28.67)	0.60 (0.60)
1992	304.99 (112.05)	4303.77 (1299.26)	186.38 (147.55)	13.41 (4.09)	72.70 (12.68)	24.19 (21.69)	1.82 (19.36)	0.80 (1.10)

註：括弧內為標準差

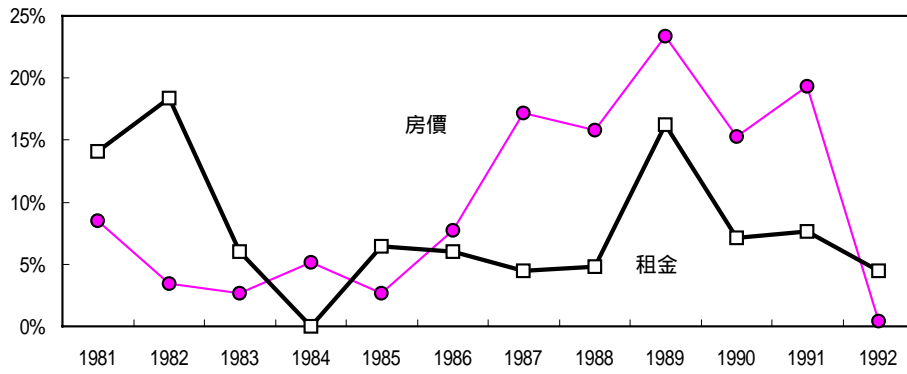


圖 3 歷年租金與房價波動趨勢圖

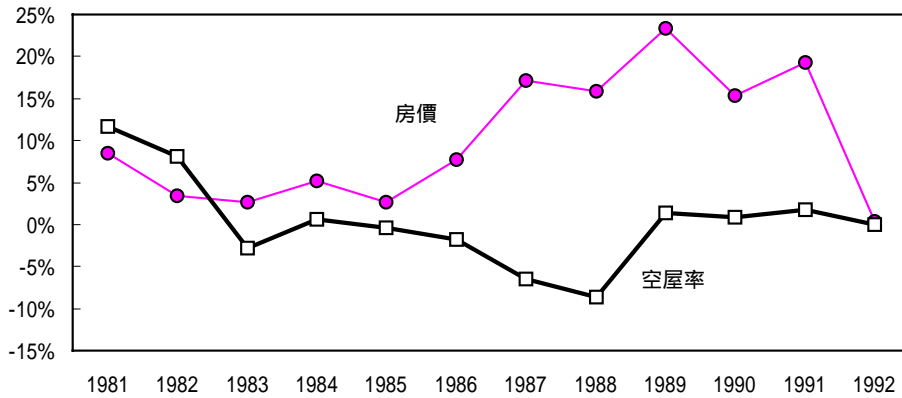


圖 4 歷年空屋率與房價波動趨勢圖

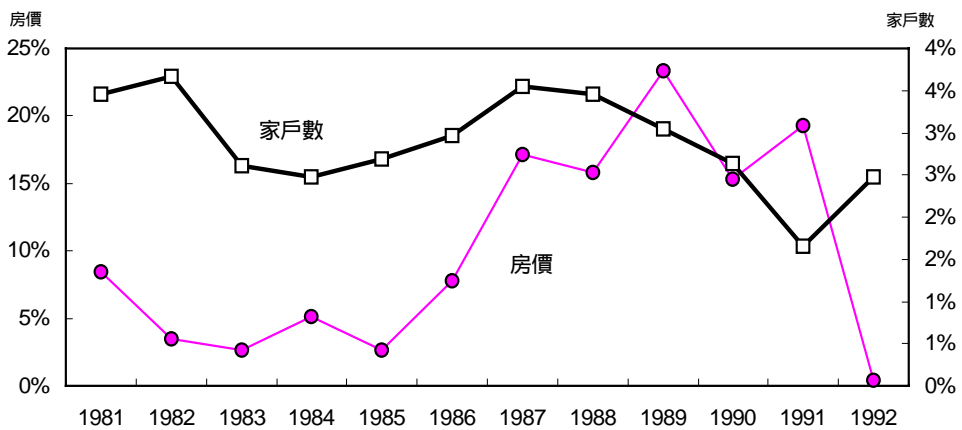


圖 5 歷年家戶數與房價波動趨勢圖

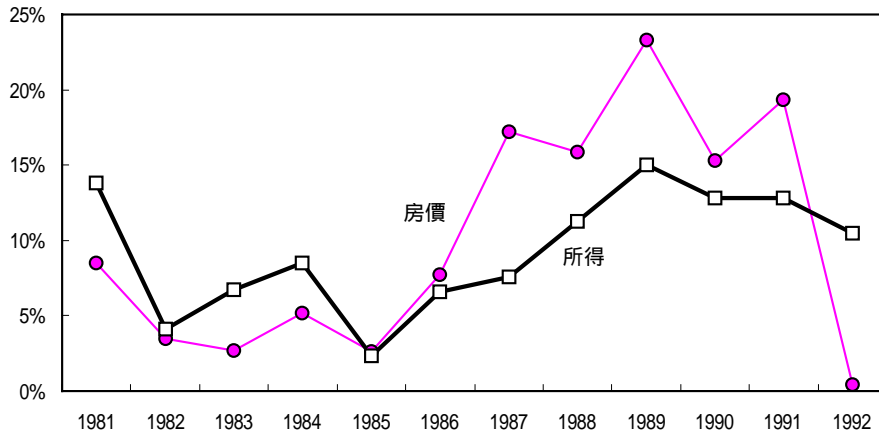


圖 6 歷年家戶所得與房價波動趨勢圖

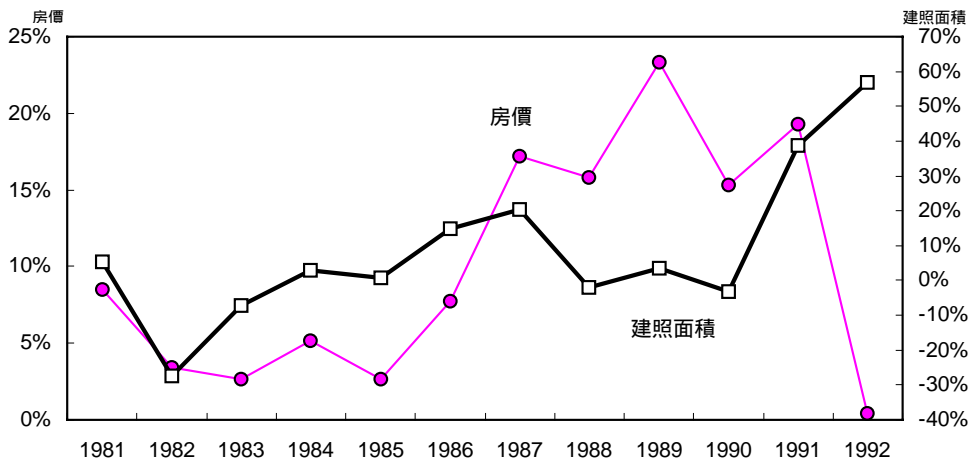


圖 7 歷年建照面積與房價波動趨勢圖

伍、實證分析

本文將時間序列資料及橫斷面資料合併(pooling)。並採用 SAS/STATISTICS 統計軟體，同時對(10)、(11)、(12)三條方程式以 2SL 與 3SLS 等方法進行實證分析，以便比較其可能差異〔註 28〕。

從表 2 的 2SLS 與 3SLS 結果來看，3SLS 的結果顯然較 2SLS 為佳，尤其是在 2SLS 的房價方程式中，新建數量與預期景氣雖然符號均正確，但卻不顯著，而在 3SLS 中，兩變數均顯著。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，故本文採取 3SLS 的結果進行分析〔註 29〕。

從表 2 的實證結果中，可發現幾個相當有趣的現象。就租金函數來看，房價、所得以及家戶成長量對於租金的影響為正向，且均達到 1% 的顯著水準〔註 30〕，代表當房價、家戶所得以及家戶成長增加時均會導致租金的上漲。預期景氣如同原先的預期，對於租金的影響是負的，且達到 1% 的顯著水準，代表當預期景氣愈好時，租金將愈低，此相當符合國內的實際現況。目前台灣的租金房價比長期偏低，租金的收入實不足以支應購屋所損失的利息〔註 31〕，意味在高資本利得的預期下，屋主願意以相對較低的租金將房屋出租，因為其目的不在賺取租金的收入，而僅在收取基本的房地產維護費用，短期租金與利息的價差損失，將於長期資本利得中獲得補償。

再就房價函數來看，模型中所有變數的符號均與原先預期相符合，其中租金、所得、與預期景氣對於房價有正向的影響，租金與所得的顯著水準達到 1% 以上，預期景氣亦達到 5% 以上的顯著水準，而空屋率與新建數量的增加則對房價有負向的影響，其中空屋率達到 1% 以上的顯著水準，新建數量亦達到 5% 以上的顯著水準。此意味當租金或所得提高，以及預期未來景氣好時，房價將隨之上漲。至於空屋率、新建數量的增加則將導致房價的下跌，由此可知，1990 年後房價之所以下跌，主要是因為容積管制政策的宣告造成新建數量大量增加，連帶空屋率節節高昇，使得市場嚴重的供過於求，加重不景氣的程度，並使以往「房地產景氣七年一循環」的說法被打破。

最後，就新建數量函數來看，房價、家戶成長量以及實施容積管制政策的宣告對於建照面積有正向的影響，三者均達到 1% 以上的顯著性水準。此意味當房價與家戶成長量增加時，建商會開始積極投資開發，並使建照面積也增加，而政府的全面實施容積管制政策的提前宣告，的確造成建商的大量搶建，使得建照面積增加，而從價格函數來看，建照面積的增加又將使得房價下跌，此也是造成房地產市場呈現動態、波動現象的主要原因。

再就空屋率與預期景氣兩變數來看，兩者的符號均與原先的預期不符，但兩者均未達到 10% 的顯著性水準，此意味空屋率與預期景氣對於建照面積並沒有顯著的影響。此結果若從國內的實際狀況來看，仍可獲得一合理的解釋。因為每當政府政府發佈空屋率的消息時〔註 32〕，建商在維護本身的利益前提下，往往提出反駁，認為實際空屋數量並未如政府所發佈的多，在此堅定的信念 (hard belief) 下，建商的興建數量未受空屋率的增加而減少就不足為奇。然而，從房價函數來看，空屋率對於房價有相當顯著的負向影響，此意味若建商不顧目前高空屋率的事實而仍繼續大量興建，僅會使得目前供過於求的情況更加嚴重，空屋率將不斷再創新高，並促使房價進一步下跌。目前房價未大幅下跌，主要是政府不斷從金融面來刺激需求的結果，但本文認為在供給者未有效調整其供給行為下，政府的政策僅有短期的效果，只會使得不景氣的期間加長，並改變以往景氣

循環的週期，無法真正促使房地產景氣的復甦。

至於預期景氣對建照面積未有顯著的影響，可能是因為建商對於未來景氣的預測與一般家戶不同，以往房價的變化雖然是未來景氣的重要指標，但由於房地產投資生產時間長，建商必須面對來自總體、區域以及個案本身條件的影響，故不易從此變數反映出來。事實上，就景氣循環理論而言，當景氣剛復甦之際，僅有少數能洞察先機的投資者能立即行動而獲利，其他投資者大都屬於風險趨避者，會採取觀望的態度，除非上升趨勢已相當確定，建商並不會對預期景氣產生立即的反應。

表 3 結構方程式以 2SLS 與 3SLS 之迴歸估計

變數	2SLS			3SLS		
	租金 (r)	房價 (p)	新建數量 (c)	租金 (r)	房價 (p)	新建數量 (c)
常數項	633.24** (5.72)	-17.59 (-1.30)	-9.29 (-0.48)	707.34** (6.40)	-30.0* (-2.23)	-6.30 (-0.32)
租金 (r)		0.03** (2.43)			0.04** (3.10)	
房價 (p)			0.21** (3.11)			0.20** (3.05)
前期房價 p_{t-1}	4.5** (5.36)			6.34** (7.69)		
新建數量 (c_t)		-0.16 (-1.60)			-0.22* (-2.30)	
空屋率 (v)		-3.89** (-3.81)	0.91 (0.85)		-3.31** (-3.40)	0.73 (0.68)
家戶所得 (y)	33.32** (7.67)	3.60** (5.84)		25.37** (5.92)	3.28** (5.39)	
家戶成長 (n)	511.20** (10.70)		70.24** (12.17)	511.94** (10.72)		70.39** (12.20)
宣告效果 (z)			47.99** (3.36)			49.26** (3.45)
預期景氣 (e)	-732.21** (-3.47)	30.25 (1.84)	-19.78 (-0.81)	-862.70** (-4.09)	33.91* (2.07)	-20.17 (-0.83)
\bar{R}^2	0.75	0.77	0.48	0.73		

附註：括弧內為 t 值。

*表係數在 5% 的顯著水準，顯著異於 0。

**表係數在 1% 的顯著水準下，顯著異於 0。

陸、結論

為能瞭解國內房地產市場的景氣波動原因與其動態調整過程，本文以存量-流量模型為基礎，探討市場參與者對景氣與政府政策的預期於市場調整過程中所扮演的角色，並建立房地產市場租金、房價與新建數量三者的聯立方程式，分別以 2SLS 與 3SLS 進行實證分析，獲得幾個重要而有趣的結論。

首先，本文發現當政府容積政策改變已為建商所預知時，建商將無視於房地產市場的不景氣而開始大量搶建，亦即有明顯的宣告效果產生，且節節高昇的空屋率，並未使建商減少其供給，但建照面積的增加則會促使房價與租金下跌。探究當前房地產市場的長期不景氣，政府未充分掌握房地產市場的景氣波動，並審慎評估政策的可能衝擊可說是問題的關鍵。以往「房地產七年景氣一循環」的說法被打破，主要是因為政府宣告實施容積管制的時機正處於房地產景氣開始走下坡的階段，加以執行時機的一再延緩，使得市場自我調整機制被破壞。從龐大的搶建數量來看，政府實施容積管制政策對於改進房地產品質的原意顯然沒有達成，倒是對房地產的不景氣造成較大的影響，此可印證在理性預期下，只有未被預期的政策才會發生效果。若政府日後真有必要再對房地產市場實施類似管制措施時，實應於事前進行謹慎的評估，並慎選實施的時機。

其次，實證結果顯示預期景氣對於不同次市場的影響並不相同，在國內房地產市場的特性下，當預期資本利得愈高時，會使房價上漲，但租金卻會減少，因為屋主願意以相對較低的租金將房屋出租，並由長期的資本利得中獲得補償。而綜合預期景氣與空屋率對房價與租金的影響，為何國內長期租金與房價比偏低，以及租金與房價趨勢間不一致的現象，亦可獲得一個較合理的解釋。至於預期景氣對新建數量未有顯著的影響，可能是因為以往房價的變化雖然是未來景氣的重要指標，但由於房地產投資生產時間長，建商必須面對來自總體、區域以及個案本身條件的影響，故不易從此單一變數反映出來。

由於本文的研究重點在於房地產本身次市場間的互動關係，加以所採用的是各縣市的組成資料，並未將總體因素納入考量。有鑑於房地產景氣受到總體經濟與金融市場的影響相當大，未來應可將總體經濟與金融變數納入房地產景氣的探討，並比較兩者結果的差異。另外，由於房地產市場具有強烈的異質性，如何建立一套理論架構來整合房地產市場在時間面與空間面的變異，不論對於房地學術或實務研究均有相當大的貢獻，並可使房地產市場一些混淆的現象獲得進一步的澄清，此是未來一個相當值得深入探討的研究課題。

註 解

- [註 1]: 自 1970 年以來，國內房地產市場歷經三次大規模景氣波動，其高峰分別為分別出現在 1973-74、1979-80、1987-89 年。詳見張金鶚 (1995b)pp.76-80。
- [註 2]: 宣告效果是指一項政策在實際執行前，因訊息的提前宣告或被揭露，而造成市場參與者預先對此項政策產生反應。宣告效果的衝擊將視當時政策訊息而定，可分為實施時機確定，但程度未確定，以及程度確定，但時機未確定，甚至時機或程度均未確定。
- [註 3]: Smith et al., (1988)認為房地產市場是由區位、權屬、類型、屋齡、品質與貸款等相互重疊的房地產次市場所構成。而依據花敬群、張金鶚(1997a,b)尚將房地產市場區分為成屋與預售屋，以及不同空間次市場(例如台北縣與台北市)。
- [註 4]: 應以什麼變數替代預期景氣較佳，學者間有許多不同的嘗試，例如吳森田(1994)、Case & Shiller(1988)、DiPasquale and Wheaton (1996)均採用過去房價平均上漲率，且實證結果相當顯著。花敬群、張金鶚(1999)以房地產景氣綜合指標代表預期景氣，實證結果發現預期景氣對於成屋價格影響並不顯著，但對於與售屋價格則有顯著的正面影響。Potepan(1996)則以人口的變動來替代，實證結果發現預期景氣對於租金的影響為負，但未達顯著水準，對於房價則有顯著的正面影響。本文認為，由於房地產市場具有強烈的區域性，綜合性的總體指標不足以反映個別縣市的預期景氣，而每年的人口變動幅度相當小，且人口增加未必有對應的購屋能力，故採取過去房價上漲率來替代。
- [註 5]: 就 1981-1992 年間，台灣地區實際共實施兩次的建築管制，前一次主要對非都市土地作管制，第二次則是對都市土地作管制。第一次建築管制時，各區域實施的時間並不一致，中部實施期間為 1979 年 7 月，東部地區為 1980 年 7 月，北部地區為 1983 年 3 月，南部地區則為 1984 年 3 月。至於第二次容積管制則由各縣市按其都市計畫狀況陸續實施，截至目前(1999 年)為止仍有許多縣市仍未全面實施，但政府即將實施容積管制的消息最早發佈於 1990 年 2 月下旬。另外，由於台北市早已全部實施容積管制，故第二次容積管制應對台北市應不產生影響。
- [註 6]: 本文未將土地市場納入考量，一方面是由於國內可開發空地相對有限，加以相關土地稅制的不健全，地價處於一長期上漲的局面，長期持有土地相對有利，故建商從取得土地到實際開發往往有相當長的時間落差存在，造成土地市場與其他次市場的短期調整關係並不明確。另一方面是因為國內長期地價資料的缺乏，尤其是本文所採用的是組成資料(pooling data)，要獲得各縣市從 1980 年以來的地價資料並無可能，本文三個次市場應足以反映國內房地產市場的結構，未將土地市場納入分析，對於實證結果的影響應該不大。
- [註 7]: 對於景氣應以單一指標(single)或是綜合性(aggregate)指標來反映較佳？學者間有不同的爭論。(參見蕭峰雄、洪慧燕 1992, pp.40-41) 同樣地，關於房地產景氣應以何種指標來反映，學者間亦有不同的見解，主張採綜合指標者認為房地產市場時差現象相當明顯，光是一項指標並無法反映全面性的房地產景氣，而主張採單一指標者，認為綜合性

指標不免把其組成的單一指標變動情形模糊化，所代表之意義並不清楚。(參見張金鶚 1995, pp. 61-63) 張金鶚 (1989、1995b) 曾仿效經建會編制總體經濟景氣的方式，編制房地產景氣綜合指標與房地產景氣對策訊號，但亦主張房地產景氣的分析，除針對房地產景氣綜合指標觀察外，亦應同時分析房地產各層面景氣以及重要基準循環單一指標所呈現的景氣狀況，方不致產生偏差。本文房地產景氣定義為租金、房價、建造執照面等房地產生命週期中各重要單一指標的變動。

〔註 8〕：就國內而言，擁屋成本除包括自備款的機會成本、購屋貸款的利息負擔外，每年尚需負擔地價稅與房屋稅，若為有管理的公寓或大廈，尚需負擔管理費以及相關維修費、折舊費。

〔註 9〕：該文預期租金對租屋需求的影響為負，所得、寧適性(以公共服務品質、犯罪率、空氣污染狀況、氣候等變數替代)、以及家戶成長的影響為正，至於其他財貨價格的影響則不確定。實證結果發現上述變數大致符合預期，其他財貨對於租金則有明顯的負面影響，但犯罪率與氣候則不顯著。

〔註 10〕：該文預期租金與預期資本利得對於租屋供給影響為正，房價、貸款利率、稅率等變數對於租屋供給為負，但實證結果顯示，貸款利率的符號與理論預期不符，但未達顯著水準，而預期資本利得雖符合理論預期，但不顯著。

〔註 11〕：Rosen & Smith(1983)認為租金的變動主要受到空屋率的影響，國內由於缺乏租賃市場空屋資料的統計，無法將租賃市場與自有市場的空屋率加以區分，故暫不考慮。

〔註 12〕：該文特別著重於所得與貨幣供給對於房價的影響，其實證結果發現貨幣供給對於房價有相當顯著的正面影響，但是所得則呈現不合理的負面影響，此可能是因為貨幣供給與所得間具有高度相關所造成(根據該文第 62 頁的附表三，所得與貨幣的相關係數高達 0.9341)。

〔註 13〕：該文實證發現所得、房價、區位對於住宅需求均有顯著的正面影響，至於利率對於住宅需求有顯著的正面影響則不符合理論預期，該文認為此可能與國內預售制度有關。

〔註 14〕：理論上而言，部份的總體變數亦可能對住宅需求產生影響，本文模型中未考量總體變數的主要原因有三：第一、本文所研究的重點在於房地產本身次市場間的互動關係。第二、本文所採用的是各縣市的組成資料，要將總體因素納入有其困難。第三、許多總體變數可能間接對模型中既有的變數產生影響，彼此有相當高的相關性，若再將之加入模型中，容易產生共線性，進而影響相關變數的符號與顯著性。

〔註 15〕：兩者實證的結果均顯示，地價對於房價有顯著的正面影響，建築成本對房價的影響則不顯著，但吳森田(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不顯著。

〔註 16〕：若嚴格將國內房地產市場依其產品類型加以區分，可分為仍在興建未取得使照的預售屋、已完工取得使照但仍未售出的新成屋(一般指屋齡在二年以內未曾使用的新屋，或稱為餘屋)，另一類則是已經使用過後而轉手的中古屋，本文中將新成屋與中古屋合稱為成屋。

〔註 17〕：依據目前公寓大廈管理條例第 45 條之規定，建商必須取得建造執照後方得開始銷售。另外，本文捨棄建造執照戶數而採用面積來衡量

預售屋的供給數量，主要是因為早期戶數定義並不明確，統計上有以住宅單元(housing unit)為一戶，也有以整個開發案或一整棟大樓為一戶的情形，且早期許多戶數資料是靠推估求得，據此計算新建數量往往容易產生嚴重的偏誤，詳請參閱張金鶚(1987)之討論。

- [註 18]: Thorson(1996)假設長期均衡住宅存量主要受到人口、實質所得、住宅存量、建築成本、貸款利率、地價、容積管制的影響。但 DiPasquale and Wheaton(1996) 則將長期住宅存量假設為房價的函數。
- [註 19]: 在國內由於有預售市場的存在，新建數量本應直接受到預售屋房價的影響，但各縣市的長期預售屋資料不易取得下，本文直接以成屋價格與預期景氣來替代。白金安、張金鶚(1996)指出，預售屋價格為成屋價格加上成屋持有成本減預售屋履約保證費用，加上預期景氣變動價差，故預售屋價格並非完全由預售市場的供需所決定，而是受到成屋價格與預期景氣的影響。
- [註 20]: 理論上，地價、建築成本、利率等變數對於新建數量亦有影響，但在資料缺乏下，本文暫不討論。而根據 Potepan(1996)的實證結果發現，建築成本僅對地價有顯著的影響，對於房價的影響並不顯著，而貸款利率不論對於房租或房價的影響均不顯著。花敬群、張金鶚(1999a)將新建數量設為預售屋房價、建築成本、預期景氣的函數，其實證結果發現房價對於新建數量有顯著的負面影響，其他變數則均不顯著。
- [註 21]: 本文資料期間僅達 1992 年乃是受限於各縣市空屋率、房價、以及租金等重要變數之長期資料欠缺所造成，本文所採用的資料可說是國內現階段可獲得相關資料的極限，但若此較短期的資料即可驗證本文的推論，相信日後資料更充足的情況下，更能支持本文的論點。
- [註 22]: 根據張金鶚(1995b)將標準房地產界定為在某特定時間、地區、類型，在房地產市場上成交的房地產中能普遍代表這些屬性的組合。
- [註 23]: 該調查自 1979 年開始調查，但於 1990 年適逢普查而停辦，並於 1993 年再度辦理，有關停辦年度之租金，本文按物價統計月報中居住類租金指數予以調整。
- [註 24]: 該彙報資料始自 1991 年，除該彙報外，住宅存量僅有 1980 與 1990 有住宅普查資料，期間缺漏之資料採用彭建文、張金鶚(1995)的方法，按當年度使用執照面積推估。
- [註 25]: 由於新竹市與嘉義市自 1982 年才升格為省轄市，1981 年的建照面積乃按兩年後的使照面積加以推估。
- [註 26]: 在本文實證時，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，故本文參考吳森田(1994)一文，採取極端短視的預期，將即將公式(1)中的 m 設為 2。
- [註 27]: 由於全面實施容積管制最早宣告於 1990 年 2 月，在考量建商必要的投資準備時間下，本文將各縣市自 1991 到 1992 年期間虛擬變數設為 1，其餘各年之虛擬變數設為 0。另外，由於台北市早已實施管制，故應不受此次容積管制宣告的影響。
- [註 28]: 對於實證之函數模式選擇，相關研究所採取的有線性模式(Linear

form)、半對數模式(semi-log form)、以及對數模式(log-log form)，一般多以模式對各項變數估計結果的配合度(goodness of fit)高低做為篩選準則，但先驗結果與相關研究並未能明確指出何種模式最為適當。例如：吳森田(1994)、Dipasquale & Wheaton(1994)均曾以上述三種模式分別進行實證，發現線性模式的解釋度較佳。而花敬群、張金鶚(1999a,b)則發現對數模式較佳。本文亦曾以上述幾種模式進行實證，結果發現不論是對數或半對數之結果均較線性模式為差，故本文採取線性模式的結果。另外，在理性的投資決策下，必需將兩段期間的價格水準平減此段期間的通貨膨脹方能獲得實質的投資報酬率，故一般在處理的時間序列資料時，通常會對有關價格資料以物價指數作調整。本文在實證過程中，亦曾嘗試將房價、租金、家戶所等等變數利用物價指數調整，但實證結果相當不理想，此可能與一般人對於名目價格(所得)與真實價格(所得)的觀念不清，在實際投資決策時僅以名目價格水準進行決策有關。

- [註 29]：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。但由於利用 3SLS 進行實證時，若結構方程式發生設定誤差，將影響估計的結果，且計算程序較為麻煩，一般實證時較偏好 2SLS，在 Potepan(1996)文中即僅採用 2SLS 進行實證。但亦許多學者主張應同時以 2SLS 與 3SLS 進行實證，再斟酌其差異進行討論，如林祖嘉等(1992)、花敬群、張金鶚(1999)，不過其實證分析大多傾向採用 3SLS 的結果。
- [註 30]：以台北縣市為例，一戶 500 萬元的房屋一年的租金收入大約是 18 萬(1.5 萬/月*12)，但以自備三成計算，150 萬元一年的機會利息損失為 10.5 萬(以利率 7%計算)，350 萬元貸款一年所需繳的貸款約為 38 萬元(以利率 9%本利均等攤還方式計算)，在不包括其他相關稅賦下，一年的損失即高達 30.5 萬元。
- [註 31]：理論上而言，不同次市場間的調整具有時差關係存在，但由於本文實證資料為年資料，資料的時差較長，故在理論模型中並未設定變數間的時差關係，僅於實證時加以測試，經本文反覆測試的結果發現，房價對於租金的影響以時差一期最能符合整體模式的配適度，此可能是因為屋主購屋後通常不會立即出租，而於出租時以前一期房價做為決定租金的依據有關。
- [註 32]：國內有關空屋率的調查僅見於 1980 與 1990 年的住宅普查，其他則無相關政府單位進行空屋率的統計。目前空屋率的訊息有多種版本，但從其調查與推估的方法來看，仍以彭建文、張金鶚(1995)利用台電不足底度戶數資料所推估的結果較具可信度，事實上 Reece(1988)亦曾利用電表資料做為空屋的替代變數。

參考文獻：

1. 白金安、張金鶚(1996),「預期景氣變動對預售屋與成屋價格差異影響之研究」,中國財務學刊,第3卷第2期,頁99-114。
2. 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,第2期,頁49-66。
3. 李如君(1997),「台北地區住宅租金水準之研究」,政治大學地政研究所碩士論文。
4. 林祖嘉(1992),「台灣地區房價與房租關係之研究」,台灣銀行季刊,第43卷第1期,頁347-371。
5. 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,頁85-106。
6. 林祖嘉(1994),「台灣地區住宅需求與租賃選擇之聯合估計」,政大學報,第68期,社會科學類,頁183-200。
7. 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,第2期,頁25-48。
8. 花敬群、張金鶚(1999a),「成屋市場與預售屋市場價格與數量關係之研究」,國科會人文及社會科學研究彙刊,第9卷第3期,頁494-504。
9. 花敬群、張金鶚(1999b),「住宅空間次市場價格比例與市場規模關係之研究」,都市與計畫,第26卷第1期,頁79-94。
10. 彭建文、張金鶚(1995),「台灣地區空屋現象與原因分析」,住宅學報,第3期,頁45-71。
11. 彭建文、張金鶚、林恩從(1998),「生產時間落差對房地產景氣之影響」,經濟論文叢刊,第26輯第4期,頁409-429。
12. 張金鶚(1989),「房地產景氣指標之研究」,行政院國家科學委員會
13. 張金鶚(1987),「台灣地區住宅投資長期與短期分析」,內政部營建署建築研究所籌備小組。
14. 張金鶚(1995a),「房地產價格指數之研究」,經建會委託研究計畫成果報告。
15. 張金鶚(1995b),「房地產景氣與總體經濟景氣關係之研究」,行政院國家科學委員會。
16. Case, K. and Shiller, R.(1988),“ The Behavior of Home Buyers in Boom and Post-Boom Markets ” New England Economic Review, November/December, pp.29-46.
17. Chinloy, P.(1996),“ Real Estate Cycles: Theory and Empirical Evidence ”, Journal of Housing Research, 7(2), pp.173-190.
18. DiPasquale, D. and Wheaton, W. C.(1992),“ The Cost of Capital, Tax Reform and the Future of the Rental Housing Market ”, Journal of Urban Economics, 31(3), pp.337-359.

19. DiPasquale, D. and Wheaton, W. C.(1994), “ Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices ” ,Journal of Urban Economics, 35(1), pp.1-27.
20. DiPasquale, D. and Wheaton, W. C.(1996), Urban Economics and Real Estate Markets , Prentice-Hall, Inc.
21. Dowall, D. E. and Landis, J. D.(1982), “ Land Use Control and Housing Costs: An Examination of San Francisco Bay Area Communities ” , AREUEA Journal , 10, pp.67-92.
22. Falk, B.(1991), “ Formally Testing the Present Value Model of Farmland Prices ” , American Journal of Agricultural Economics, 73, pp.1-10.
23. Frech,H. E. and Lafferty, R. N.(1984), “ The Effect of the California Coastal Commission on Housing Prices ” , Journal of Urban Economics , 16, pp.105-123.
24. Follain, J. R.(1979), “ The Price Elasticity of the Long Run Supply of New Housing Construction ” , Land Economics, 55, pp.190-199.
25. Follin, J. R., Hendershott, P. H. and D. C. Ling(1992), “ Real Estate Markets since 1980:What Role Have Tax Changes Played? ” , National Tax Journal, 45(3), pp.253-266.
26. Grenadier, S. R.(1995), “ The Persistence of Real Estate Cycles ” , Journal of Real Estate Finance and Economics, 10, pp.95-119.
27. Hamilton,B .(1978), “ Zoning and the Exercise of Monopoly Power ” ,Journal of Urban Economics, 5, pp.116-130.
28. Katz, L. and Rosen, K. T.(1987), “ The Interjurisdictional Effects of Growth Controls on Housing Prices ” , Journal of Law Economics, 30,pp.149-160.
29. Knaap, G. R.(1985), “ The Price Effects of Urban Growth Boundaries in Metropolitan Poland , Oregon ” , Land Economics, 61, pp.26-35.
30. Malpezzi, S.(1996), “ Housing Prices ,Externalities, and Regional in U.S. Metropolitan Areas ” , Journal of Housing Research, 7(2), pp.209-241.
31. Olsen, E. O.(1969), “ A Competitive Theory of the Housing Market ” , American Economic Review, 59, pp.612-622.
32. Pollakowski, H. O. and Wachter, S. M.(1990), “ The Effect of Land Use Constrains on Housing Prices ” , Land Economics,66(3), pp.315-324.
33. Potepan, M. J.(1996), “ Explaining Intermetropolitan Variation in Housing Prices, Rents and Land Prices ” , Real Estate Econmics, 24(2), pp.219-245.
34. Reece, B. F.(1988), “ The Price-Adjustment Process for Rental Housing: Some Further Evidence ” , AREUEA Journal,16 , pp.411-418.
35. Rosen,B. F. and Smith, L. B.(1983), “ The Price-Adjustment Process for Rental Housing and the Natural Vacancy Rate ” , The American Economic Review ,73 , pp.779-786.

36. Smith, B. A.(1976), “ The Supply of Urban Housing ” , Quarterly Journal of Economics, 90(3), pp.389-405.
37. Smith, L. B., Rosen, K. T. and Fallis, G. (1988), “ Recent Development on Economic Models of Housing Market ” , Journal of Economics Literature, 73, pp.779-786.
38. Schwartz, S., Zorn, P. M. and Hansen, D. E.(1986), “ Research Design Issues and Pitfalls in Growth Control Studies ” , Land Economics ,65, pp.223-233.
39. Thorson, J. A.(1997), “ The Effect of Zoning on Housing Construction ” , Journal of Housing Economics, 6,pp.81-91.
40. Tegene, A. and Kuchler, F.(1993), “ A Regression Test of the Present Value Model of US Farmland Prices ” , Journal of Agricultural Economics, 44(1),pp.135-143.
41. Wallace, N. E.(1988), “ The Market Effect of Zoning Undeveloped Land: Does Zoning Follow the Market? ” , Journal of Urban Economics, 23, pp.307-326.
42. White, J. R.(1988), “ Large Lot Zoning and Subdivision Costs: A Test ” , Journal of Urban Economics, 23, pp.370-384.