

總體經濟對房地產景氣影響之研究

彭建文^{*} 張金鶚^{**}

摘 要

本文以共積檢定與誤差修正模型檢視總體經濟變數對不同地區房地產景氣的影響，發現不論台北市或台北縣的預售屋房價與貨幣供給、空屋數、建照面積等變數均具有長期均衡關係存在，但在考量結構變遷下，預售屋房價與建照面積間之關係將會改變。其次，空屋數對於預售屋房價的影響彈性相對大於貨幣供給以及建照面積的影響，顯示要解決房地產市場長期不景氣還是要從消化空餘屋著手。至於相關變數對於台北市預售屋房價相對大於台北縣，則顯示兩不同次市場本質上的差異。最後，就誤差修正模型來看，台北縣預售屋房價消弭均衡誤差的速度較台北市為快，但不論台北市或台北縣預售屋房價與其他變數間的短期領先或落後關係並不明顯。另外，房地產市場自 1986-1990 年這一波房地產景氣後，已產生結構性的變遷，此可能是造成預售屋房價與其他變數間短期時差關係不顯著的原因。此也意味未來必須經常對影響房地產景氣的因素進行檢視，不可一味依據過去的趨勢做判斷，方不致擬定錯誤或危險的決策。

關鍵詞：房地產景氣、總體經濟變數、結構性變遷、共積

^{*} 政治大學地政系博士班學生

^{**} 政治大學地政系教授

壹、前言

自 1970 年以來，國內房地產市場歷經三次大規模的景氣波動，而且呈現一波比一波劇烈的現象。一般認為造成前兩次景氣波動的原因在於當時國內的房屋供給相對稀少，在國際石油危機所導致的投資與保值需求大增下，形成供不應求的景象。至於第三次景氣循環則是受到當時社會游資過多而相對投資管道有限，加以股票市場的蓬勃發展所形成。然而，過去國內這些有關房地產景氣原因的說法，大多缺乏房地產景氣理論建構與實證分析的支持，在近年國內經濟與社會結構的巨大改變下，實不足以預測未來房地產景氣的發展。

房地產景氣的劇烈波動不但影響房地產市場的健全發展，並會造成社會資源的誤置與浪費，故如何掌握房地產景氣循環的根本原因，並據以預測未來房地產市場的變化，對於政府的政策擬定、相關業者及購屋大眾的投資決策有相當重要的影響。Roulac (1996) 指出，由於一般人往往誤解房地產景氣循環的意涵，認為過去的趨勢將規則地持續到未來，一成不變地依據過去的經驗來擬定策略，其結果若不是制定危險的決策，也可能是次佳的決策。此意味房地產景氣波動是一動態的發展過程，若要掌握房地產景氣的未來走向，除依據過去的經驗來判斷外，尚須經常對影響房地產景氣的因素加以檢視，將短期衝擊 (shock) 與結構性變遷 (structure change) 加以區分，方不致做出錯誤的判斷。

Barras and Ferguson (1985) 認為，房地產市場乃同時受到許多不同循環週期因素的影響，這些因素有時相互抵銷，有時結合形成更大的力量，要正確瞭解房地產市場的動態性，必須先瞭解這些相互影響因素對於房地產供給與需求的影響。Barras (1994) 更進一步指出，房地產景氣的波動並非偶發而是有跡可尋，只有當強烈的經濟成長、房地產供給短缺、以及銀行信用擴張等特定因素組合下方會產生投機性的景氣復甦。上述文獻雖強調房地產景氣循環的產生，除受到房地產市場本身運作的影響外，尚受到總體經濟與金融市場的共同影響，但這些文獻大多著重於房地產景氣觀念或運作架構的建立，並未進行實證分析。

張金鵬、賴碧瑩 (1990) 曾探討影響房地產景氣的因素，並效法經建會編制景氣指標的方式，編制房地產景氣綜合指標、房地產景氣對策訊號、以及廠商經營意願調查。林秋瑾、王健安、張金鵬 (1996) 進一步探討房地產景氣與總體經濟景氣於時間上之領先或落後關係，發現總體經濟景氣領先房地產景氣，以往認為房地產業是火車頭工業的說法並不成立。另外，林恩從、林秋瑾、張金鵬 (1997) 利用共積方法，探討房地產景氣與金融變數間之關係，發現房

地產景氣與金融變數具有長期穩定關係存在，¹ 但該文並未建立兩者間互動的理論基礎。彭建文、張金鵬、林恩從 (1998) 探討房地產景氣與生產時間落差之關係，發現生產時間落差會因房地產景氣的變動而調整，但該文僅從建造執照面積與使用執照面積的變化來探討房地產景氣，並未考量總體經濟變數的影響。整體而言，過去國內有關房地產景氣之探討，不論在理論模型建構、實證方法運用、以及實證資料等方面，均有相當的改進空間。

本文所感興趣的課題是，在國內預售制度盛行下，房地產市場與總體經濟變數的關係為何？總體經濟變數對於不同地區房地產市場的影響是否不同？另外，自 1990 年以後，不論是房地產市場或是總體經濟、金融市場均有相當大的改變，此是否造成房地產市場的結構性變遷？上述問題的澄清，對於未來房地產景氣的掌握有相當大的助益。

由於台灣房地產市場是以預售市場為主軸的市場，故本文中將以預售屋房價反映房地產景氣，² 並利用單根檢定 (Unit Root Test)、共積檢定 (Cointegration) 及誤差調整模型 (Error Correction Model) 來探討總體變數與房地產景氣間的長、短期關係，以瞭解總體經濟變數對房地產景氣波動的影響。以下本文第二節將透過房地產景氣的波動歷程，建立房地產景氣循環模型，第三節是資料與現況分析，第四節是實證分析，最後是結論與建議。

貳、房地產景氣循環模型建立

一、房地產景氣波動之歷程

房地產景氣的波動可說是房地產市場供給與需求不均衡的結果，當房地產的需求大於供給，造成供不應求時，房地產市場將呈現景氣現象。反之，當供過於求時，房地產市場則呈現蕭條。然而，由於房地產本身具有許多異於一般商品的特性，加以房地產市場的發展具動態性，其供給與需求除決定於房地產市場本身條件外，尚受到總體經濟與金融市場的高度影響，如何將房地產景氣

¹ 該文所採用的房地產景氣是以林秋瑾、王健安、張金鵬 (1996) 所發展的房地產綜合景氣指標為基準，實證顯示其與擔保放款利率、三個月期定存利率、銀行同業拆放款利率等金融變數存在長期共積關係。

² 房地產景氣應以綜合指標或是單一指標反映，其實各有其不同的意涵，有關此方面的討論請參見張金鵬、賴碧瑩(1990)。本文選取預售屋房價來反映房地產景氣，乃因其為房地產景氣最具代表性的單一指標，其定義相當明確亦為社會大眾所認同。

循環現象予以模型化，一直是現行房地產相關研究中尚未發展成熟而具有相當潛力的領域。

誠如 Barras and Ferguson (1985) 所言，房地產景氣受到許多用的金融變數包括不同循環週期因素的影響，這些因素呈現不同的領先或落後時差關係，有時相互抵銷，有時結合形成更大的力量，只有當特定條件相互配合下，房地產市場方可能產生大規模的景氣波動。綜合以往相關研究，本文認為一個完整的房地產景氣循環包括以下幾個階段：(參見圖一)

(一)景氣衰退至谷底階段(E1 E2)

在房地產景氣衰退趨勢確定下，不但造成投資性購屋需求大幅減少，自住型購屋者亦延緩購屋，使得市場空屋大量增加，房價開始大幅下跌。此時建商在過度悲觀預期下大幅減少供給，建照面積處於相對的低水準，但由於需求面未獲得實質的支撐，故房地產市場短期仍處於向下探底的階段。其後，隨著經濟景氣的復甦，經濟活動開始擴張，使得所得與就業水準提高，對於財貨、勞務、空間、與貨幣的需求增加，政府的貨幣與財政政策亦同時呈現擴張，不過通貨膨脹在經濟景氣復甦的初期仍呈現溫和的局面，故貸款條件有利於購屋者購屋。此時房價由於已歷經大幅的調整，漸漸能為自住型購屋者所認同，但因市場空屋數量相當龐大，需要相當時日加以消化。

(二)景氣谷底至復甦階段(E2 E3)

當房地產景氣由谷底開始復甦，新建築的興建將進一步刺激經濟的擴張，引發更多的生產與就業，促使經濟景氣由復甦走向高峰階段，此時物價水準、貸款餘額、與利率開始升高。但在此房地產景氣復甦初期，由於建商短期所能增加的供給相當有限，在房地產景氣將持續上升的預期心理下，將促使投資性需求的增加，銷售活動開始熱絡，房價則因供不應求而開始上揚，市場空屋數量逐步消化，此將使得建商的利潤增加，對房地產景氣的看法趨於樂觀，少數能掌握景氣的建商積極展開購地動作，進而申請建照與推案，建照面積數量開始增加。

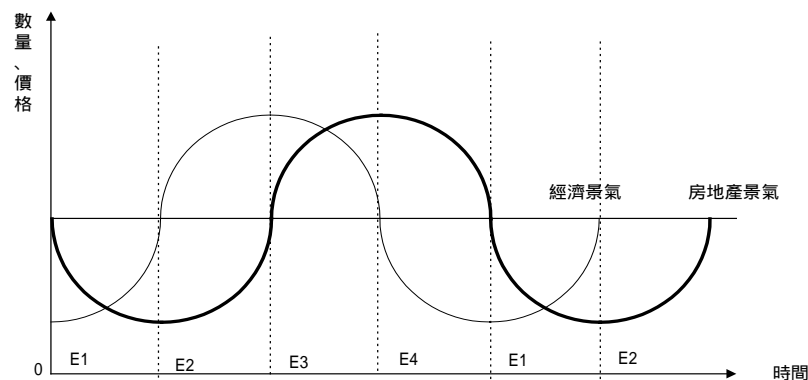
(三)景氣復甦至高峰階段(E3 E4)

房地產景氣的持續上升，不但引發強烈的投資性需求，自住型的購屋者亦紛紛提前購屋，市場空屋數量大幅減少，促使房價大幅上揚，建商普遍感受到景氣復甦的訊息，供給意願大增，建照面積將大量增加。當房地產景氣達到高峰的同時，預售屋房價與建照面積亦達到高峰，空屋數則處於相對的低水準。不過此時經濟景氣在廠商過度樂觀預期下，財貨與勞務

供給開始呈現供過於求的現象，同時政府為避免經濟景氣過熱而引發通貨膨脹，大幅緊縮貨幣供給，造成經濟活動削減，陸續完成的新建築出現閒置，經濟景氣明顯由高峰開始向下滑動。

(四) 景氣高峰至衰退階段(E4 E1)

經濟活動的蕭條，將使失業率增加，且通貨膨脹將降低家戶的實質所得，銀行開始緊縮信用，使得貸款利率不斷上升。在不易取得貸款下，購屋意願銳減，原先房價上漲趨勢呈現停滯。然而，在景氣階段所進行的投資計畫，由於短期調整不易，建照面積仍持續增加中，再加上政府政策執行的時間落差，限制空地貸款、選擇性信用管制、追查購屋資金來源...等一連串房地產市場降溫動作此時方才出現，造成投資性需求大幅減少，在供給遠超過需求下，房價開始呈現下跌，建商普遍面對銷售壓力而轉趨悲觀，但房地產景氣階段所興建的住宅卻於此時陸續完成，使用執照面積可能於此時達到高峰，空屋數明顯增加，蕭條期間的長短將視超額供給何時被消化而定。



圖一 經濟景氣與房地產景氣波動趨勢圖

二、經濟景氣與不同地區房地產景氣之關係

全國性的房地產景氣狀況雖反映房地產市場發展的大趨勢，但由於房地產市場具有相當強烈的地域性，在人口、區位、行政區特性、以及都市化程度...等條件不同下，不同地區房地產市場有著不同的供需條件，在有限的資金分配

與預期景氣作用下，彼此間存在既競爭又合作的關係。³ Voith and Crone (1988) 發現不同市場間的自然空屋率不論就其循環波動的頻率與幅度均不相同，代表不同市場間的內部性差異相當明顯 Pollakowski, Wachter and Lynford (1992) 認為以單一結構來探討所有的辦公室市場的供需關係並不恰當，該文並以辦公室市場的大小來替代都會區間結構性的差異，發現不同市場間的景氣階段並不相同。

由上述文獻探討可知，總體經濟變數對於不同地區房地產景氣的影響程度，將視總體經濟環境變化後影響房地產市場供需因素的相對變化而定。例如經濟成長將使家戶所得提高，增加房地產需求，貨幣供給的增加則會使銀行貸款條件較為有利，不論是購屋者或是建商均可獲得較低成本的資金來源，房地產的需求與供給將同時增加，至於供需的調整過程與調整程度，主要視該地區需求與供給彈性而定。

以本文所探討的台北市與台北縣房地產市場而言，本文預期總體經濟因素對於台北市預售屋房價的影響將大於台北縣預售屋房價，主要有下列理由：

- (一) 台北市是一政治與工商高度發展的地區，自主性極強，在可供再開發空地有限下，當經濟景氣繁榮帶動房地產市場景氣時，投資型購屋需求將迅速投入，助長房地產景氣上升的力道。當經濟景氣蕭條連帶使房地產市場不景氣時，雖然投資型購屋需求會減少，但由於投資條件相對較其他地區為佳，減少速度將較緩慢，加以自住型購屋需求相當穩定，使得房價呈現長期漲多跌少的局面。
- (二) 台北縣主要依附著台北市而發展，屬於一衛星都市，雖然人口眾多，但本身幅員廣大，有相當大的可供開發空間，此使得台北縣房地產市場的投資潛力較台北市為低。當經濟景氣繁榮時，投資型購屋者將優先選擇台北市或少數台北縣主要市中心進行投資，大多是當台北市房價飆漲到一定程度後，部份無力負擔高房價者才會轉向台北縣購屋，投資型購屋需求進入台北縣房地產市場，不論在時機與強度上均緩於台北市，相對房地產景氣的復甦力道將較弱，亦即台北縣房地產景氣對於總體經濟變化的反應相對較台北市為小。

³ 根據花敬群、張金鶚 (1999b) 的實證結果指出，台北市與台北縣之間的合作關係大於競爭關係，呈現齊漲齊跌的現象。

三、模型建立

從上述房地產景氣的波動歷程來看，空屋數可說是房地產市場供需不均衡的結果，房價則是引導房地產供需調整的主要指標，透過新建數量的存量-流量調整過程，可以消弭市場不均衡的狀況。本文認為，要建構房地產景氣循環的模型，應從房地產市場本身的供需面開始著手，因為總體經濟因素雖會影響房地產市場的發展，但其影響屬於間接性，必須透過許多階段的傳導方會對房地產市場供需造成影響，此過程中有相當的時間落差存在。

就需求面來看，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，實證結果發現貨幣供給與預期房價增值對於房價具有相當重要的影響，但是所得與家戶變動則出現不應有的負值。⁴ 林祖嘉、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、區位的影響，其實證發現所得、房價、區位對於住宅需求有顯著的正面影響，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。

為簡化起見，本文假設購屋需求主要受到房價(P)、所得(Y)、利率(r)以及預期景氣(G^e)的影響。⁵ 當所得增加或預期未來景氣轉好時，購屋需求將增加，而當房價或利率增加時，購屋需求將減少。

$$H^d = f(P, Y, r, G^e) \quad (1)$$

$$\frac{\partial H^d}{\partial P} \leq 0; \quad \frac{\partial H^d}{\partial Y} \geq 0; \quad \frac{\partial H^d}{\partial r} \leq 0; \quad \frac{\partial H^d}{\partial G^e} \geq 0$$

⁴ 此可能是因為所得與貨幣供給有高度相關所產生，根據該文第 62 頁的附表三，兩者相關係數高達 0.9341，此使得實證容易產生共線性。

⁵ 人口的成長或家庭結構的改變雖會影響一般人對房地產的需求，但此需求屬於較長期性，相對較為穩定而容易被預測。房地產景氣循環的產生往往肇因於非預期的需求成長，在生產具有時間落差存在下，形成供不應求的情況，進而帶動景氣的復甦與繁榮，為簡化模型，本文暫時不考慮人口或家戶的影響。

除房地產的需求不易正確預測外，房地產的生產具有時間落差，無法隨需求的變動而迅速調整亦是造成景氣波動的主要原因。⁶ 由於國內有預售制度的存在，建商於取得建造執照後即可展開銷售，供給面的調整相對於國外無預售屋的狀況下較有彈性，房地產市場的供給可區分為預售屋與成屋兩種。本文假設預售屋數量的多寡主要決定於建照面積數量(BP)，⁷ 成屋的供給則決定於市場空屋數量(VAC)的多寡，故房地產的供給，除受房價水準(P)影響外，⁸ 主要決定於現有空屋數以及當年核發建照面積的數量。不論是房價的上漲或是空屋數、新建數量的增加，均將使房地產的供給增加。

$$H^s = f(P, BP, VAC) \quad (2)$$

$$\frac{\partial H^s}{\partial P} \geq 0; \quad \frac{\partial H^s}{\partial BP} \geq 0; \quad \frac{\partial H^s}{\partial VAC} \geq 0;$$

當房地產市場處於均衡時，可求得房價函數。其中所得、預期景氣對於房價的影響為正，利率、空屋數、建照面積對房價的影響則為負。

$$P = f(Y, r, VAC, BP, G^e) \quad (3)$$

$$\frac{\partial P}{\partial Y} \geq 0; \quad \frac{\partial P}{\partial r} \leq 0; \quad \frac{\partial P}{\partial VAC} \leq 0; \quad \frac{\partial P}{\partial BP} \leq 0; \quad \frac{\partial P}{\partial G^e} \geq 0$$

由於購屋者所得的高低與經濟景氣(GDP)息息相關，至於銀行貸款條件是否有利於購屋者，則主要受到貨幣供給(M1b)多寡的影響，⁹ 必須在經濟景氣與貨幣供給兩者相互配合下，方能營造出投資性的購屋需求。¹⁰ 另外，依據國

⁶ 有關生產時間落差與房地產景氣間之關係探討，請參見彭建文、張金鶚、林恩從(1998)。

⁷ 依據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。

⁸ 理論上，土地價格與營造成本亦會影響房地產的供給，但兩者均屬引伸性需求，其長期波動趨勢與房價有密切相關，為簡化模型，本文暫不將其列入考量。

⁹ 吳森田(1994)指出銀行融資條件的良好與否必與貨幣的寬鬆呈直接而密切的關係，房價的波動較貨幣供給額波動落遲約一年，兩者具有同向的變動。

¹⁰ 由於租屋即可滿足居住的需求，因而即使購屋者的主要購屋目的是本身居住使用，仍多少帶有投資或保值的目的，只是投資時間長短的差異而已，唯有當投資性的需求大量增加時，方能帶動房地產市場的景氣。

內房地產市場的特性，本文假設購屋者的預期景氣主要受到房地產景氣判斷(Cy)與物價變化(CPI)的影響。

由於本文有關價格的變數均經過物價指數的調整，故在實證模型中將不再考量物價因素，亦即預售屋房價除受到房地產市場中建照面積數量、空屋數、房地產景氣判斷影響外，尚受到國內生產毛額、貨幣供給的影響。¹¹

其中，國內生產毛額、貨幣供給對於房價的影響為正，建照面積、空屋數對於房價影響為負。至於市場景氣判斷，將以設定虛擬變數方式處理，景氣時設定為 1，不景氣時設定為 0，以測試此段期間預售屋房價的變化究竟為短暫性的衝擊抑或結構性的變遷，若以房地產景氣期間設定為 1 的虛擬變數呈現正號且顯著，則代表是短暫性的衝擊，若不顯著則可能為結構性的變遷，此有待實證結果加以驗證。

$$P = f(BP, VAC, GDP, M1b, Cy) \quad (5)$$

$$\frac{\partial P}{\partial BP} \leq 0; \quad \frac{\partial P}{\partial VAC} \leq 0; \quad \frac{\partial P}{\partial GDP} \geq 0; \quad \frac{\partial P}{\partial M1b} \geq 0; \quad \frac{\partial P}{\partial Cy} = ?$$

參、資料與現況分析

一、資料來源

由於預售屋市場可說是國內最主要的房地產市場活動，預售屋價格對整體房地產市場的供需影響甚鉅，故本文中將以台北市預售屋房價(Pa)與台北縣預售屋房價(Pb)來反映房地產市場的景氣，瞭解不同地區房地產景氣間是否有明顯的差異，並分別探討其與總體經濟變數間之關係。

本文所使用的資料涵蓋 1981 年第一季到 1999 年第一季，共 73 筆季資料。在各變數的資料來源上，預售屋房價來自內政部營建署住宅資訊系統之整合與

¹¹ 由於股票與房地產可說是國人最主要的兩種投資工具，理論上股票市場的波動亦會影響房地產的需求，但根據林秋瑾、彭建文(1997)的研究發現，此兩市場在 1990 年以前有整合(integration)關係存在，意謂兩市場間具有高度的資產替代效果，無法藉由投資組合充分分散投資風險，但自 1990 年以後，此兩者關係已隨著兩市場的結構性改變而減弱，為模型簡化起見，本文中將暫不考量此變數。

規劃研究，¹² 空屋數則是以台電用電不足底度戶數資料替代，建照面積資料來自營建署「營建統計年報」，至於其他總體資料則來自教育部 EPS 工作站。

二、資料現況

(一)國內生產毛額與貨幣供給

國內生產毛額年增率在 1983 年第三季到 1984 年第三季期間有一波成長，漲幅超過 10%，在 1986 年第一季開始亦維持在兩位數的成長，並持續到 1987 年第三季後開始下滑，此後國內生產毛額年增率均在 10% 以下。貨幣供給額年增率在 1982 年第一季到 1984 年第四季前間大致維持在 10% 以上的成長，之後成長率小幅減緩，但自 1986 年第一季開始急遽擴張，每一季均維持在 20% 以上的年成長率，並在 1987 年中達到 51.54% 的年成長率高峰，此高成長率情形持續到 1989 年第一季以後開始急速下滑，其後貨幣供給年增率在 1991 年第三季到 1992 年第四季、1993 年第四季到 1995 年第一季、以及 1997 年第一季到第四季等期間均有短期間的上升，但幅度均在 20% 以下。

雖然國內生產毛額的波動幅度較貨幣供給為小，但其長期的波動趨勢與貨幣供給大致相同。就整體而言，1981 年開始到 1999 年第一季這段期間，國內生產毛額與貨幣供給的年增率或有幾次小幅的成長，但如 1986 年到 1989 年期間兩者同時大幅擴張的現象可說絕無僅有。(見圖二)

(二)預售屋房價

台北市預售屋房價年增率在 1984 年第到 1985 年初曾有小幅的上揚，並從 1987 年第一季開始大幅成長，一直延續至 1990 年中以後開始明顯下降，此段期間房價維持在 20% 以上的成長，尤其是在 1988 年底的年成長率高達 110.93%。我們可看出台北市預售屋房價的波動大致是落後於貨幣供給與國內生產毛額之後，但落後的期間，則隨時間的波動而有不同。另外，就長期來看，預售屋房價呈現漲多跌少的局面。(見圖二)

就台北縣預售屋房價年增率來看，台北縣預售屋房價的波動幅度較台北市

¹² 預售屋房價是由政大臺灣房地產研究中心依據預售屋個案資料計算而得，其資料來源為透明房訊、房屋市場、太聯房屋...等國內主要房地產雜誌，經過樓層的標準化處理（調整後個案單價=土地價格+建物價格*調整指數），計算出二樓以上平均單價，調整指數乃參照建築物建造標準及市場上集合住宅造價水準編制而成。詳細的資料來源與計算方法，請參見臺灣房地產研究中心(1999)，住宅資訊系統之整合與規劃之研究，第 68 頁與第 82-83 頁。

為小，且呈現波段性的變化，但最主要的景氣階段是在 1986 年第一季到 1990 年第二季之間，此段期間房價維持在 15% 以上的成長，尤其是在 1987 年底的年成長率高達 64.68%。我們可看出台北縣預售屋房價的波動與台北市大致相同，但與貨幣供給、國內生產毛額間的領先或落後關係並不明顯。(見圖三)

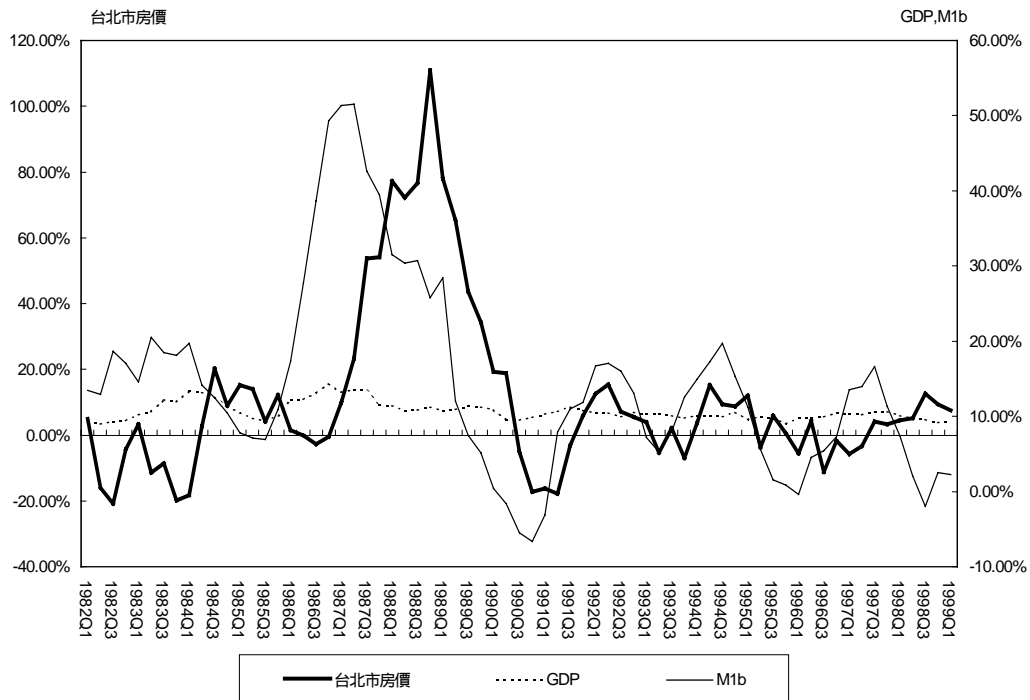
(三) 建照面積

在 1981 年到 1999 年這段期間，建照面積的年成長率有一次大幅的擴張(1991 年第一季到 1992 年第四季)，及一次小幅的擴張(1986 年第二季到 1987 年第三季)，¹³ 1986 年到 1987 年期間建照面積成長主要是受到當時房地產景氣的影響。此段期間建照面積的年成長率均維持在 10% 以上，而在 1987 年第一季成長率高達 42.04%，至於 1991 年到 1992 年期間的成長則主要受到政府即將全面實施容積管制造成搶建的影響，此段期間建照年成長率均維持在 20% 以上，而在 1992 年第二季的成長率甚至高達 140.28%。我們可看出在 1986 到 1990 年房地產景氣期間，建照面積的波動小於台北縣、市預售屋房價的波動，且似乎領先房價的波動，但在 1991 年後建照面積大幅增加期間，房價並未有明顯的波動。另外，建照面積與貨幣供給、國內生產毛額間的波動大致呈現同步，彼此領先或落後關係不明顯。(見圖四、圖五)

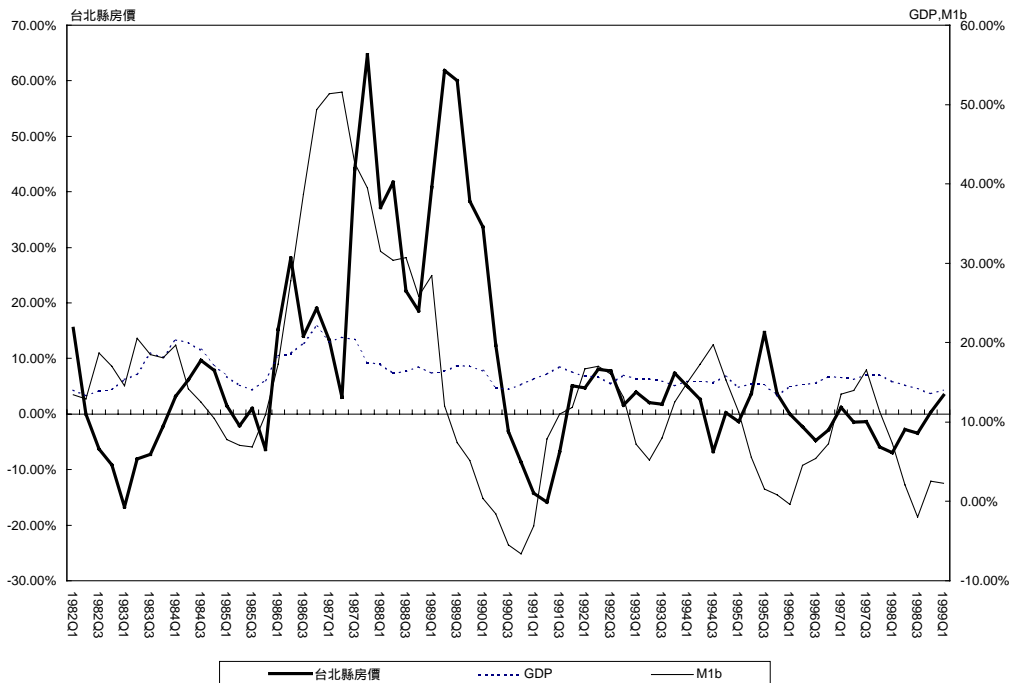
(五) 空屋數

相對於建照面積與預售屋房價的變化，空屋數的變化幅度較小。隨著房地產景氣的變化，建照面積與預售屋房價大致呈現相同的波動趨勢，空屋數的變化則與此兩者呈現相反的趨勢。當房地產景氣好時，空屋數大幅減少(1986 年第四季到 1989 年第三季)，當景氣不好時空屋數則大量增加。而受到容積管制搶建的影響，空屋數年成長率在 1994 年初開始大幅增加，約落後建照面積高峰階段約三年，此現象持續到 1996 年初，每季的年成長均維持在 10% 以上，但同時期房價則維持在相對穩定的狀態，並未因而大幅下跌。(見圖六)

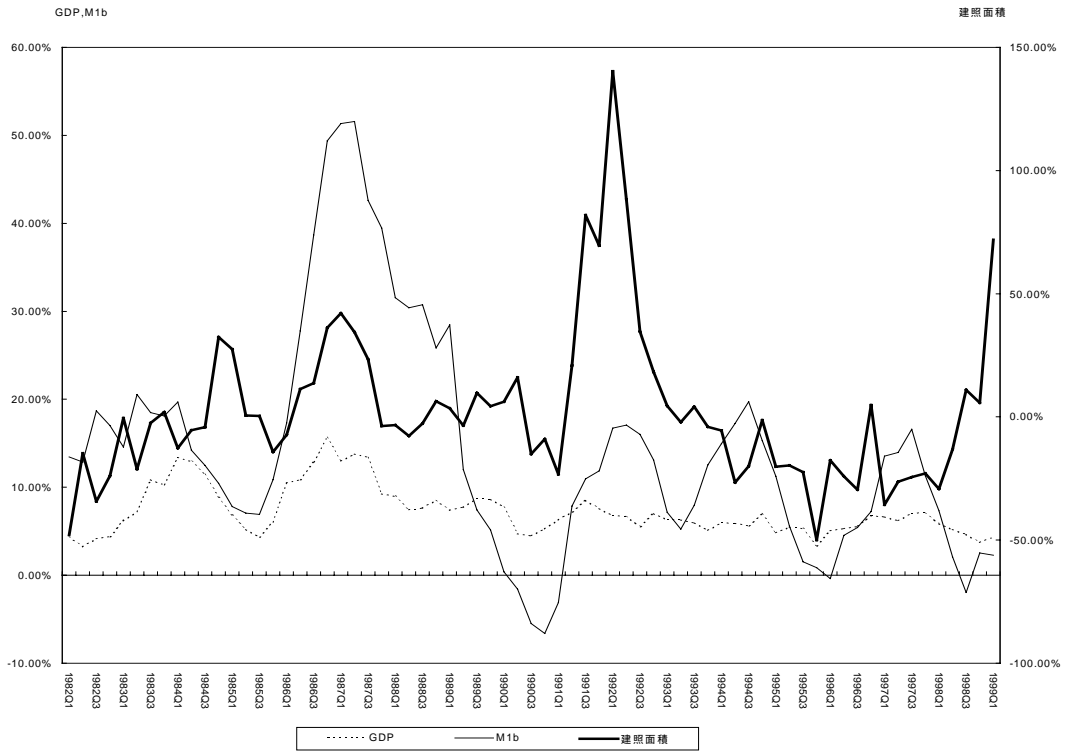
¹³ 建照面積 1984 年底到 1985 年初有一次小幅成長，但因僅維持兩季，故不予考量。



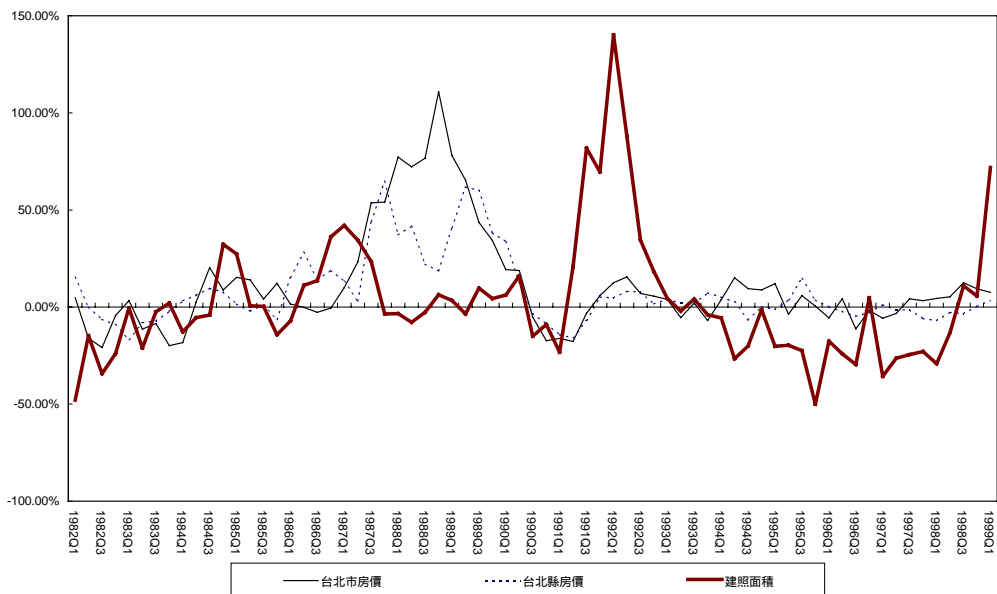
圖二 台北市預售屋房價、國內生產毛額、貨幣供給年增率波動趨勢



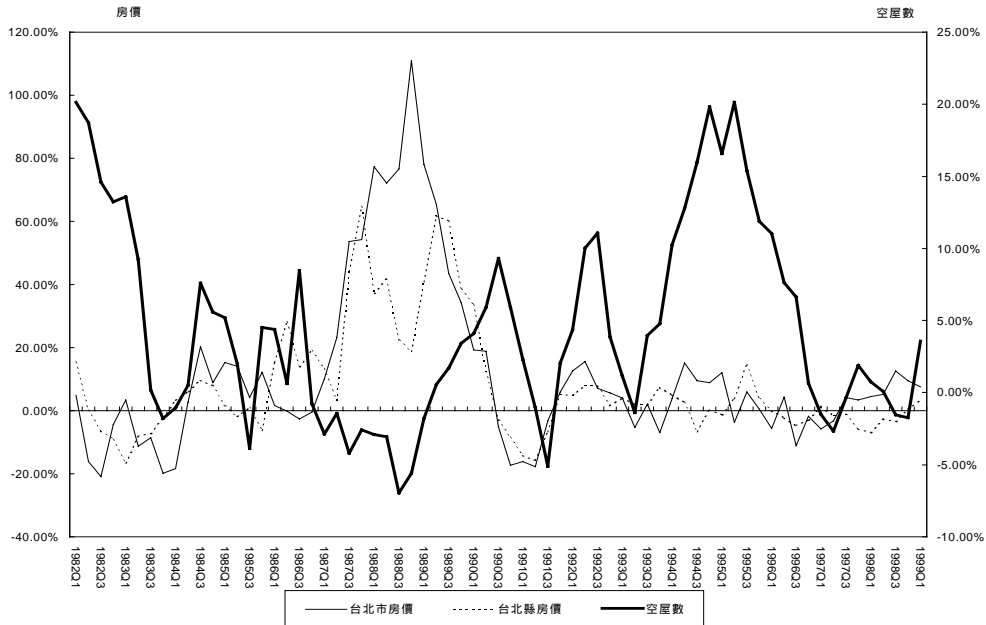
圖三 台北縣預售屋房價、國內生產毛額、貨幣供給年增率波動趨勢



圖四 國內生產毛額、貨幣供給、建照面積年增率波動趨勢



圖五 台北市、台北縣預售屋房價、建照面積年增率波動趨勢



圖六 台北市、台北縣預售屋房價、空屋數年增率波動趨勢

肆、實證分析

本文欲探討房地產景氣與總體經濟變數之關係，由於是時間數列資料，若以傳統迴歸分析方法進行估計與檢定，適用之先決條件為所探討的相關變數必須具備平穩 (stationary) 的特性，否則容易產生假性迴歸 (spurious regression) 的現象。¹⁴ 為避免此問題，本文先以單根檢定法檢定所研究的變數是否為平穩狀態，再以共積檢定分析彼此間是否具有長期穩定均衡關係。繼而，以誤差修正模型來檢視變數之短期動態關係。

一、單根檢定

本文之單根檢定同時採取 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 與 PP(Phillips-Perron)兩種檢定方法。表一為各項變數之原序列(level)與一階差分(first difference)之單根檢定結果，數據顯示變數之原序列，皆具有單根。變數

¹⁴ 針對此問題，傳統 Box-Jenkins 方式建議先對變數取差分，但此種作法常產生過度差分，進而扭曲變數間的關係，所估計的模型結果亦無法用來推估可能存在的長期穩定關係。

之一階差分，除 M1b 在 ADF 檢定位於臨界值邊緣，但通過 PP 檢定外，其餘變數不論是 ADF 或是 PP 檢定皆通過 5% 的顯著水準，拒絕各變數之一階差分具單根之虛無假設，亦即各變數之一階差分為穩定之序列，整合級次為 I(1)。¹⁵

表一： ADF 單根檢定

變數	水準值(Level)		一階差分(First Difference)	
	ADF	PP	ADF	PP
GDP	-2.45(6)	-1.67(4)	-4.65(5)*	-14.21(4)*
M1b	-1.89(5)	-1.99(4)	-2.47(4)	-6.33(4)*
BP	-1.23(3)	-1.23(4)	-6.09(2)*	-11.23(4)*
Pa	-0.88(0)	-0.95(4)	-7.36(0)*	-7.61(4)*
Pb	-0.56(0)	-1.10(4)	-4.03(0)*	-7.61(4)*
VAC	-1.04(3)	-0.80(4)	-5.80(2)*	-8.53(4)*

註： 1. ADF 為 Augmented Dickey-Fuller 統計檢定，模式中包括常數項，但不含時間趨勢，()內所列數字，為使數列為白噪音(white noise)過程之遞延階數。
 2. PP 為 Phillips-Perron 統計檢定，()內所列數字是為估計出正的長期變異數，所選擇的 bandwidth length 期數。
 3. "*"代表在 5%的顯著水準下棄卻單根之虛無假設。

二、共積檢定

由單根檢定得知本文所使用變數均為非穩定之時間數列，且其整合階次為 I(1)，故不能以傳統迴歸分析方法進行估計與檢定。本文運用 Johansen 的最大特性根檢定 (Lambda Max) 與跡 (Trace Test) 檢定驗視共積向量個數。而為瞭解房地產市場景氣判斷對於預售屋房價的影響為短暫的衝擊抑或造成結構性的變遷，本文以兩個不同的虛擬變數設定方式加以測試，在模型一中將 1987 年第一季到 1990 年第四季設定為 1，其餘時間設定為 0，在模型二中則將 1987 年以前設定為 0，1987 年以後設定為 1。¹⁶ 另外，因本文所使用的資料為季資料，為克服資料中的季節性因素，亦以季節虛擬變數處理。¹⁷

¹⁵ 由於 GDP 在進行單根檢定時呈現介於 I(0)與 I(1)間的不穩定狀況，為避免造成實證之偏差，在實證分析時以工業生產指數替代。

¹⁶ 有關虛擬變數之設置主要依據歷年房地產景氣之波動，詳參見張金鵬(1998)房地產投資與決策分析理論與實務，第 762-768 頁。

¹⁷ 一般通以 X11 處理季節性問題，但因 X11 將季節因素視為雜訊 (noise)，並假設此雜訊與資料中有用的訊息分離。此種假設可能嚴重扭曲資料的動態聯繫，因而本章採季節虛擬變數處理。

進行共積檢定前，須先決定變數向量自我迴歸模型中的滯延階數以及模式中是否具時間趨勢，本文的選擇標準為模型估計之殘差值不具序列相關以及異質變異等要件。在台北市預售屋房價部份，依據 Akaike Information Criterion (AIC)，最適滯延階次為 2，至於台北縣預售屋房價部份，其最適的滯延階次則為 3。在診斷檢定上，以 Ljung Box 的 Q 統計量及 Breusch 與 Goldfrey 之 LM 統計量來檢測模型之殘差項是否具有序列相關，同時以 Engle 之 Lagrange Multiplier 之來檢測估計之殘差值是否具有條件異質 (conditional heteroscedasticity) 之現象，此外亦對模型殘差分配是否呈現常態性進行檢定。

在決定滯延階數後，接著進行最大特定根檢定與跡檢定。本文在實證模型中同時包含國內生產毛額與貨幣供給等兩變數，但在實證過程中發現，若將兩者同時納入模型中，將產生符號不符理論預期的情形，若個別放入國內生產毛額或貨幣供給時，則可將符號不符的情形消除，顯示此兩變數間有相當高的共線性，經將兩實證結果比較後，本文決定暫時捨棄國內生產毛額，然此對於模型的解釋力並無太大影響。

由表二之數據顯示，在台北市預售屋房價部份，模型一中虛無假設 $H_0:r=0$ 與 $H_0:r=1$ 其統計量均通過 5% 的顯著水準，然而， $H_0:r=2$ 則未通過 5% 的顯著水準，顯示至多存在兩個共積向量，此時經濟意義並不明確，¹⁸ 但若採取 97.5% 的檢定值時，則僅得到一組共積關係。在模型二中，虛無假設 $H_0:r=0$ 其統計量均通過 5% 的顯著水準，然而， $H_0:r=1$ 則未通過 5% 的顯著水準，顯示至多存在一個共積向量，亦即彼此間存在穩定的長期關係。

理，但此處的季節虛擬變數與一般常用的虛擬變數不同，請參閱 Johansen and Juselius (1990)。

¹⁸ 若 α 為共積向量，則對於任何非奇異矩陣 A ， $B=A\alpha$ ，亦為共積向量，選擇不同的 A ，可任意改變新的共積向量 B 符號與大小，故當共積不為 1 時，此時經濟意義較不明確，必須做更進一步的確認工作。

表二：台北市預售屋房價之 Johansen 共積檢定

Ho: rank=r	95% Critical value		模型一		模型二	
	L-max	Trace	L-max	Trace	L-max	Trace
r=0	27.07	47.21	30.22*	64.57*	37.09*	61.17*
r=1	20.97	29.68	22.85*	34.34*	17.54	24.08
r=2	14.07	15.41	6.62	11.50	6.38	6.54
r=3	3.76	3.76	4.87	4.87	0.16	0.16

註：1. "*"代表在 5% 的顯著水準下棄卻單根之虛無假設。
 2. 臨界值見於 Osterwald-Lenum(1992)

至於台北縣預售屋房價部份，由表三之數據顯示，模型一中虛無假設 $H_0:r=0$ 的 L-max 統計量未通過 5% 的顯著水準，然而，trace 檢定量則通過 5% 的顯著水準，顯示至多存在一個共積向量。¹⁹ 在模型二中，虛無假設 $H_0:r=0$ 其統計量均通過 5% 的顯著水準，然而， $H_0:r=1$ 則未通過 5% 的顯著水準，顯示至多存在一個共積向量，亦即彼此間存在穩定的長期關係。

表三：台北縣預售屋房價之 Johansen 共積檢定

Ho: rank=r	95% Critical value		模型一		模型二	
	L-max	Trace	L-max	Trace	L-max	Trace
R=0	27.07	47.21	23.47	50.97*	28.11*	49.95*
R=1	20.97	29.68	17.55	27.50	14.82	21.84
R=2	14.07	15.41	6.49	9.95	6.83	7.02
R=3	3.76	3.76	3.46	3.46	0.19	0.19

註：同表二。

¹⁹ 此現象顯示在選擇變數之共積向量時，最大特徵根與跡檢定並不必然導致相同的結論，此乃因共積關係接近非恆定之邊界時，此兩檢定的檢力相當低，請參閱 Johansen(1991)。

就表四所估計出的共積向量來看，不論台北市或台北縣各變數的符號與理論預期相符，貨幣供給對預售屋房價的影響為正，空屋數與建照面積對預售屋房價的影響則為負。值得注意的是，在模型二中不論台北市或台北縣 BP_t 的係數值均未達到 10% 的顯著水準，但在模型一中則兩者均拒絕 BP_t 係數等於 0 的虛無假設，顯示在考量結構變遷下，預售屋房價與建照面積間之關係已有所改變，由顯著的負向關係轉變為不顯著，此意味未來在分析兩者間之關係時必須更加慎重，方不致造成偏誤。

由於本文中的變數多取對數，各變數的係數代表在其他狀況不變下對預售屋房價的影響彈性。我們可看出，不論是台北市或台北縣，空屋數對於預售屋房價的影響彈性相對大於貨幣供給，而貨幣供給的影響彈性又大於建照數量的影響，此結果顯示總體經濟雖對房地產景氣有顯著的影響，但要解決房地產市場長期不景氣還是要從消化空餘屋著手。另外，不論是貨幣供給、空屋數、以及建照面積對於台北市預售屋房價相對大於台北縣，充分顯示兩不同次市場本質上的差異。

表四 台北市與台北縣預售屋房價之共積方程式

變數	台北市 ($\ln Pa_t$)		台北縣 ($\ln Pb_t$)	
	模型一	模型二	模型一	模型二
$\ln M1b_t$	1.61 7.10(0.01)	1.04 12.01(0.00)	1.31 5.07(0.02)	0.87 10.69(0.00)
$\ln VAC_t$	-2.56 6.88(0.01)	-1.27 7.30(0.01)	-2.19 5.92(0.01)	-1.14 7.62(0.01)
$\ln BP_t$	-0.45 3.75(0.05)	-0.18 2.20(0.14)	-0.37 2.75(0.10)	-0.11 1.14(0.29)

註：係數下方為 LR test 之 χ^2 檢定值，括弧內為 p-value。

三、誤差修正模型

利用 Johansen 共積檢定法作共積分析時，MLE 除估計出共積向量與衝擊係數外，尚可估計短期調整係數及各種殘差檢定量。由於誤差修正項之係數代表均衡誤差對應變數調整之校正百分比，由此可以檢定其顯著性及瞭解調整速率。理論上，調整係數值為負，代表當期內生變數值高於其長期均衡值時，將

使得下一期該內生變數的變動率趨小。

就表五台北市預售屋房價之誤差修正模型來看，模型一中代表房地產景氣判斷的虛擬變數 Cy 係數值為 0.003， t 值為 0.13，符號雖為正，但未達顯著水準。在模型二中， Cy 的係數值為 0.08， t 值為 4.62，達到 1% 顯著水準。另外，不論是模型一或模型二，當台北市預售屋房價為應變數時，所估算之誤差調整值為均達到 1% 的顯著水準。顯示台北市預售屋房價在均衡誤差不為零時，有消弭均衡誤差之調整能力，但其他變數對於台北市預售屋房價短期調整的影響，並未達顯著水準，顯示變數間短期的領先或落後關係並不明顯。

從表六中可發現，當台北縣預售屋房價為應變數時，大致可獲得與台北市相同的結論，亦即當台北縣預售屋房價在均衡誤差不為零時，同樣有消弭均衡誤差之調整能力，且模型一中的 Cy 值未達顯著水準，但不論是模型一或模型二，滯延一期的空屋數對台北縣預售屋房價有顯著的正面影響，此點與理論預期不符，此可能是因為國內具公信力的空屋資訊長期缺乏，加以供給與需求雙方資訊嚴重不對稱，造成市場資訊混亂，使市場機制無法正常發揮的結果。

從上述實證結果可發現，經歷民國 75-79 年這一波房地產景氣後，不論是台北市或台北縣的預售屋房價均未回復到景氣復甦前的水準，該波景氣波動，對於台北市與台北縣房地產市場而言，並不是一個衝擊，而是造成其結構性的變遷，这也意味未來必須經常對影響房地產景氣的因素進行檢視，不可一味依據過去的趨勢做判斷，方不致擬定錯誤或危險的決策。至於造成兩縣市房地產市場產生結構性變遷的理由，是經濟與金融環境的改變？還是有其他的理由？則有待進一步的研究。

表五 台北市預售屋房價之誤差修正模型

變數	模型一	模型二
ECM_1	-0.159(-3.63)**	-0.224(-5.15)**
Constant	3.43(3.62)**	1.74(5.07)**
Pa_1	-0.055(-0.57)	-0.046(-0.52)
M1b_1	-0.133(0.54)	-0.108(-0.40)
VAC_1	-0.018(-0.06)	0.043(0.15)
BP_1	-0.039(-0.79)	-0.051(-1.06)
Cy	0.003(0.13)	0.08(4.62)**
SEA(1)	0.04(0.90)	0.04(0.86)
SEA(2)	0.02(0.3)	0.03(0.55)
SEA(3)	-0.01(-0.39)	-0.01(-0.26)
R^2	0.48	0.49
L-B(17)	240.68(0.48)	250.40(0.31)
LM(1)	13.36(0.65)	8.64(0.93)
LM(4)	9.35(0.90)	9.85(0.87)
Normality	3.37(0.91)	4.84(0.77)
ARCH(2)	0.056	0.035

註：1.L-B 為 Ljung-Box 統計量。

2.LM 為 Breusch-Goldfrey 之 LM 統計量。

3.ARCH(2) 為 Engle 之二階自相關條件異質檢定統計量，呈 $\chi^2(2)$ 分配。

4. R^2 為判定係數。

5. 上述診斷統計量，括弧內為其 P 值。

6. ** 為 1% 顯著

表六 台北縣預售屋房價之誤差修正模型

變數	模型一	模型二
ECM_1	-0.156(-3.20)**	-0.301(-5.40)**
Constant	2.91(3.18)**	2.08(5.35)**
Pb_1	0.051(0.47)	0.08(0.81)
Pb_2	-0.149(-1.43)	-0.106(-1.15)
M1b_1	0.093(0.42)	-0.128(-0.60)
M1b_2	0.241(1.08)	-0.06(-0.27)
VAC_1	0.706(2.87)**	0.813(3.62)**
VAC_2	0.177(0.67)	0.259(1.10)
BP_1	0.027(0.62)	0.016(0.39)
BP_2	0.01(0.23)	0.002(0.05)
Cy	0.004(0.18)	0.05(3.74)**
SEA(1)	0.03(0.58)	0.02(0.63)
SEA(2)	-0.04(-0.74)	-0.04(-0.85)
SEA(3)	-0.09(-2.16)*	-0.09(-2.34)*
R^2	0.47	0.47
L-B(17)	254.58(0.08)	252.33(0.09)
LM(1)	18.47(0.30)	10.41(0.84)
LM(4)	15.95(0.46)	16.50(0.42)
Normality	4.68(0.79)	6.41(0.06)
ARCH(3)	2.91	2.65

註：1. ARCH(3)為 Engle 之三階自相關條件異質檢定統計量，呈 $\chi^2(3)$ 分配。
2. 同表五。

伍、結論

房地產景氣循環的掌握，對於政府的政策擬定、相關業者及購屋大眾的投資決策相當重要。一個完整房地產景氣循環的探討，除考量房地產市本身的供需變化外，尚應將總體經濟變數納入考量，且將短期衝擊與長期結構性變遷加以區分，方不致造成決策之錯誤。

本文以共積檢定與誤差修正模型檢視總體經濟變數對不同地區房地產景氣的影響，發現不論台北市或台北縣的預售屋房價與貨幣供給、空屋數、建照面積等變數均具有長期均衡關係存在，此表示房地產景氣會因總體經濟變數與房地產市場本身供需變化而調整，但在考量結構變遷下，預售屋房價與建照面積間之關係已有所改變，此意味未來在分析兩者間之關係時必須更加慎重。另外，空屋數對於預售屋房價的影響彈性相對大於貨幣供給以及建照面積的影響，顯示要解決房地產市場長期不景氣還是要從消化空餘屋著手。至於相關變數對於台北市預售屋房價相對大於台北縣，則顯示兩不同次市場本質上的差異。

就誤差修正模型來看，台北縣預售屋房價消弭均衡誤差的速度較台北市為快，但不論台北市或台北縣預售屋房價與其他變數間的短期領先或落後關係並不明顯。另外，房地產市場自 1986-1990 年這一波房地產景氣後，已產生結構性的變遷，此可能是造成預售屋房價與其他變數間短期時差關係不顯著的原因。此也意味未來必須經常對影響房地產景氣的因素進行檢視，不可一味依據過去的趨勢做判斷，方不致擬定錯誤或危險的決策。

在後續研究方面，本文雖發現房地產市場已產生結構性變遷，但是對於造成結構變遷的理由則未探討，是經濟與金融環境的改變？還是有其他的理由？有待未來進一步研究。另外，由於共整合模型為線性模型，但景氣循環多存在不對稱之現象，未來應可以非線性模型，例如 Markov-Switching Model 處理。

參考文獻

- 1.林秋瑾、王健安、張金鶚(1996), 房地產景氣與總體經濟景氣於時間上領先、同時、落後關係之探討, 國科會人文及社會科學彙刊,第七卷,第一期, pp.35-56。
- 2.林秋瑾、彭建文(1997),台灣住宅與股票市場間區隔驗證之研究,亞太地區國家環境規劃、土地開發與管理國際學術研討會。
- 3.林恩從、林秋瑾、張金鶚(1997),台灣房地產景氣與金融變數長期關係之研究, 中國財務學刊, 第四卷第四期, pp75-91。
- 4.吳中書(1994),臺灣進口物價匯率轉嫁效果之探討,開放總體經濟論文集, pp43-61。
- 5.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,第二期,pp49-65。
- 6.吳致寧(1994),台灣長期購買力評價說之實證研究,開放總體經濟論文集, pp63-87。
- 7.花敬群、張金鶚(1999),住宅空間次市場價格比例與市場規模之關係,都市與計畫,第二十六卷,第一期, pp79-94。
- 8.張金鶚、賴碧瑩(1990),房地產景氣指標之建立與分析,國立政治大學學報,第六十一期, pp333-411。
- 9.彭建文、張金鶚、林恩從(1998),房地產景氣對生產時間落差之影響,經濟論文叢刊,26,4,pp409-429。
10. 臺灣房地產研究中心(1999),住宅資訊系統之整合與規劃研究,內政部營建署委託。
11. Barras, R and Ferguson, D.(1985), "A Spectral Analysis of Building Cycle in Britian" Environment and Planning A,17,1369-91.
12. Barras, R.(1994), "Property and the Economic Cycle: Cycles Revisited", Journal of Property Research,11,183-97.

13. Johansen, S.(1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
14. Johansen, S. K. Juselius(1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, pp.169-210.
15. Johansen, S.(1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Regression Models”, *Econometrica*, Vol. 59, pp.1551-80.
16. Osterwald-Lenum, M.(1992), “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, pp.461-72.
17. Pollakowski, H. O., S. M. Wachter and L. Lynford (1992), “ Did Office Market Size Matter in the 1980s? A Time-Series Cross-Sectional Analysis of Metropolitan Area Office Markets”, *Journal of American Real Estate and Urban Economics Association* , 20(2), 303-324.
18. Stephen E. Roulac (1996) “Real estate market cycles, transformation forces and structural change”, *The Journal of Real Estate Portfolio Management*,1-17.
19. Voith, R. D. and T. Crone(1988), “ National Vacancy Rates and the Persistence of Shocks in U. S. Office Markets”, *Journal of American Real Estate and Urban Economics Association* , 16, 443-458.