

房價結構性改變影響因素分析 - 以台北市、台北縣房價為例*

彭建文** 林秋瑾*** 楊雅婷****

論文收件日期：九十三年十月十九日

論文接受日期：九十四年五月十九日

摘 要

以往文獻雖證實國內房價發生多次結構性改變，但卻未深入分析造成房價結構性改變之原因，本文中運用誤差修正模型與結構性改變虛擬變數來建構房價模型，並參考Wang(2000)所運用的衝擊反應分析來探討台北市與台北縣房價發生結構性改變之可能原因。實證結果顯示，台北市房價與貨幣供給、股價指數、以及建照面積存在一種共積關係，台北縣房價則與上述變數存在三種共積關係，不論台北市或台北縣，加入結構性改變的房價模型確實比未考量結構性改變的模型解釋力佳。此外，股價是導致房價結構性改變的最直接因素，貨幣供給額則為間接因素，相較於前兩項因素而言，建照面積對房價結構性改變影響則較不顯著。

關鍵詞：房價、結構性改變、誤差修正模型、衝擊反應分析。

* 感謝兩位匿名審查委員所提供之寶貴意見，使本文在結構與內涵上更加嚴謹與完善，惟文中如有任何疏漏之處，由作者自行負責。本文為國科會90年度專題研究計畫(NSC90-2415-H-237-001-)之部分研究成果，特此感謝。

** 台北大學不動產與城鄉環境系助理教授。E-mail: cwpeng@mail.ntpu.edu.tw

*** 政治大學地政系教授，E-mail: cclin@nccu.edu.tw

**** 台北大學不動產與城鄉環境系碩士。

An Analysis of Structural Changes in Housing Prices: Cases of Taipei City and Taipei County *

Chien-Wen Peng and Vickey C. C. Lin***
and Ya-Ting Yang******

Abstract

Although past studies showed that housing prices in Taiwan had experienced several structural changes, there was no detailed analysis of why these changes occurred. In this paper, we use the Error Correction Model (ECM) to construct a housing price model. We also employ impulse response analysis postulated by Wang (2000) to explain structural changes of housing prices in both Taipei City and Taipei County. Empirical results revealed that housing prices in both cities correlate with money supply, stock market index and the allowed floor areas specified by the building permit. In both cases, the housing price model that incorporates the three variables can better explain structure changes than do models that ignore these factors. Besides, while the performance of stock market has direct impacts on the structural changes of housing prices, money supply affects prices indirectly. The influence of the building permit is not significant.

Keywords: Housing Prices, Structural Changes, Error-Correction Model, Impulse Responses

一、前言

國內房地產市場自1970年代以來發生三次大規模的景氣波動，其高峰分別出現在1973至1974年、1979至1980年、以及1986至1989年，平均每七年一個循環。然

而，自1990年之後，房地產市場歷經漫長的不景氣，並打破以往『房地產景氣七年一循環』的說法，此意味國內房地產市場可能已發生結構性改變(structure change)，此時若未考慮此結構性改變的影響而直接進行房價分析或預測，其結果的可參考性與預測精確度將大打折扣。

過去有關房地產市場結構性改變的討論大多以房價波動為主要探討對象，例如林秋瑾(1996)、Chen(1998)、彭建文與張金鶚(2000)均指出國內房價在1986、1987年左右發生結構性改變，其中Chen(1998)更指出金融解放政策是導致房價發生結構性改變的主因，該項政策使得貨幣供給大幅增加，市場游資充斥，進而造成房價飆漲。林祖嘉(2000)探討亞洲金融風暴對住宅價格與住宅金融市場之衝擊，實證發現亞洲金融風暴確實使房價發生結構性改變，且兩者呈現明顯負向關係。不過，上述文獻皆以主觀方式認定結構性改變的時間點，且所採用的檢測方法亦存在只能檢測出單一結構性改變時點的缺失。

為改善以往結構性改變時點主觀認定與無法同時檢測多時點的問題，楊雅婷與彭建文(2003)採用Bai and Perron(1998)多次結構性改變檢測法來進行房價檢測^{註1}，實證結果顯示台北市與台北縣房價在1980年至2001年均發生三次結構性改變，其中台北市房價的結構改變時點約為1988年第2季、1994年第1季、1998年第4季，台北縣房價約為1988年第3季、1992年第3季、1998年第4季，此結果推翻過去此段期間房價僅發生一次結構性改變的結果，但該文獻僅檢測出台北市與台北縣房價結構改變次數與時點，並未針對造成三次結構性改變的原因進行討論與實證分析。

有鑑於以往房價相關文獻對於結構性變遷的考量仍有不足之處，本文擬透過誤差修正模型(error correction model, ECM)來建構房價模型，並參考Wang(2000)所運用的衝擊反應分析方式^{註2}，針對造成台北市與台北縣房價結構性改變的可能原因進行分析。

以下本文共分五節，第二節為研究方法之說明，第三節為變數資料之說明與房價模型建構，第四節為實證結果的呈現，第五節為本文的結論。

二、模型建構

房價是房地產市場供給與需求共同運作的結果，故要建構房價模型應從房地產

註1.Bai and Perron(1998)的多次結構性改變檢測法主要利用GAUSS套裝軟體進行相關統計分析。

註2.Wang(2000)是透過衝擊反應分析法來對房價結構性改變原因進行探討，以了解哪些變數當自身發生衝擊時，對房價造成的衝擊程度最大。

市場的供給與需求著手。過去國內外房價相關文獻均發現房地產市場的供給與需求確實會受到許多總體經濟因素影響而改變。例如林秋瑾與黃佩玲(1995)實證發現股價指數、物價指數、匯率、貨幣供給額、利率、工資等六變數皆可做為房價之領先指標；彭建文與張金鶚(2000)則指出空屋數、貨幣供給、建照面積與房價皆存在長期均衡關係，且空屋數對於預售屋房價的影響彈性相對大於貨幣供給與建照面積的影響。Meen(2000)與Jud and Winkler(2002)實證結果都指出利率與房價間具有顯著的負向關係，且後者更指出前期與當期股價上漲對當期房價增值有顯著的正向影響；Dokko et al.(1999)與Witkiewicz(2002)均將GDP放入房價模型中，前者又將利率、通貨膨脹率一同放入模型來解釋房價。我們可發現，雖然上述文獻均發現房價波動明顯受到總體經濟環境變動而改變，但在實證中所印證的影響變數則不盡相同。

就預售屋的需求面來看，理論上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^{註3}。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。

本文認為預售屋需求非屬於立即性的消費用途，其購買動機中具有相當高比例的投資需求，故會與股票市場的表現有相當高的關聯性。至於銀行貸款條件是否有利於購屋者，主要受到貨幣供給(M1b)多寡的影響^{註4}，而購屋者所得的高低則與經濟景氣(尤其是國內生產毛額)息息相關，但根據彭建文與張金鶚(2000)的實證發現國內生產毛額與貨幣供給具有相當高的共線性，捨棄國內生產毛額對於模型的解釋力並無太大的影響，故本文假設預售屋需求主要受到房價、貨幣供給、股價指數、以及預期景氣的影響^{註5}。當貨幣供給增加、股價指數上漲、以及預期未來景氣

註3. 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。

註4. 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。

註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。此外，本文中的相關價格變數均經過物價指數調整，故在實證模型中也不再考量物價變數。

轉好時，購屋需求將增加，而當房價上升時，則購屋需求將減少。

此外，就預售屋供給面來看，在現行房地產交易制度下，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，本文假設預售屋數量的多寡主要決定預售屋房價與建照面積數量^{註6}，不論是房價的上漲或是建照面積的增加，均將使預售屋的供給增加。當房地產市場處於均衡時，可求得房價函數。其中貨幣供給、股價指數、預期景氣對於房價的影響為正，建照面積對房價的影響則為負。

綜合上述分析，本文中以房價(X_1)、貨幣供給額(X_2)、股價指數(X_3)、建照面積(X_4)四個變數，加上楊雅婷與彭建文(2003)實證指出的台北市與台北縣房價結構性改變三個時點虛擬變數(DUM1, DUM2, DUM3)，以及誤差修正項(Z)共八個變數來建構誤差修正模型，此模型如下所示：

$$X_{1t} = \beta_0 + \beta_1 X_{2t} + \beta_2 X_{3t} + \beta_3 X_{4t} + Z_t \dots \dots \dots \text{長期均衡關係式}$$

誤差修正模型為：

$$X_{1t} = \alpha_1 + \lambda_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{2,i} X_{1t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{5,i} X_{4t-i} + DUM1 + DUM2 + DUM3 + \varepsilon_1$$

$$X_{2t} = \gamma_1 + \lambda_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1} \gamma_{2,i} X_{1t-i} + \sum_{i=1} \gamma_{5,i} X_{4t-i} + DUM1 + DUM2 + DUM3 + \varepsilon_2$$

$$X_{3t} = \rho_1 + \lambda_3 Z_{t-1} + \sum_{i=1} \rho_{2,i} X_{1t-i} + \sum_{i=1} \rho_{5,i} X_{4t-i} + DUM1 + DUM2 + DUM3 + \varepsilon_3$$

$$X_{4t} = \kappa_1 + \lambda_4 Z_{t-1} + \sum_{i=1} \kappa_{2,i} X_{1t-i} + \sum_{i=1} \kappa_{5,i} X_{4t-i} + DUM1 + DUM2 + DUM3 + \varepsilon_4$$

其中 α_i ， γ_i ， κ_i 為誤差修正模型的變數係數值，代表短期的動態調整， i 代表最適落後期數， ε_1 — ε_4 分別代表四種模型的誤差項。由模型中可看出變數當期變動受前一期誤差修正項、本身過去變動的自我相關項以及其他變數過去變動有關的因果關係項等因素影響。由於本文之焦點在於加入誤差修正項與結構性改變變數，是否會使房價模型解釋力提升，因此將不特別針對模型內變數間的短期變動關係進行探討。其內的誤差修正項使模型不會脫離均衡值，而 λ_i 代表長期誤差修正項的調整速度。

三、資料說明

本文所選的房價與其他變數資料含蓋 1981 年第 1 季至 2001 年第 4 季，共 84 筆資

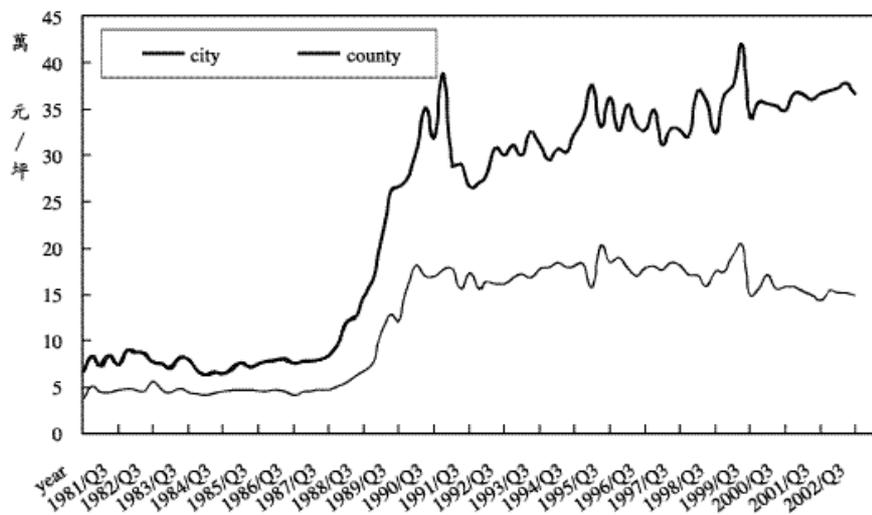
註6. 理論上，土地價格與營造成本亦會影響房地產的供給，但兩者均屬引伸性需求，其長期波動趨勢與房價有密切相關，為簡化模型，本文暫不將其列入考量。

料。其中房價為台北市與台北縣預售屋價格，資料來源為租售報導雜誌^{註7}。台灣地區住宅類建照面積資料來自營建署「營建統計年報」，台北縣住宅類房屋建築面積資料來自台北縣政府「台北縣統計要覽」，至於貨幣供給額與股價指數兩項總體經濟變數則來自教育部AREMOS資料庫，以下將先對所有變數的波動趨勢進行初步分析，以幫助瞭解進一步的實證結果。

1. 房價

選擇預售屋價格作為房價代表原因如下：一、國內預售屋價格的長期季資料較為完整；二、預售屋價格與成屋價格存在著長期均衡關係，且有領先成屋價格的趨勢^{註8}，故儘管預售屋價格無法像一般成屋取得真正成交價格，並進行住宅品質控制，但仍具有相當程度的代表性。

圖一為台北市與台北縣房價波動情形，以房價波動結構可發現兩縣市的房價波動趨勢類似，我們可看出兩縣市分別在1980 1989年、1994年 1995年、1997年 1998年左右的波動相對而言較為劇烈，尤其以1980 1989年的波動最顯著。



圖一 台北市與台北縣房價波動圖

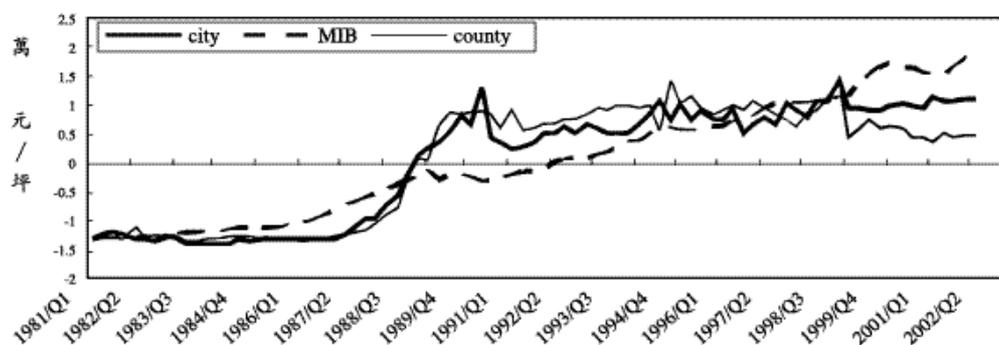
註7. 租售報導雜誌社為國內歷史悠久、最有規模的房地產預售個案調查公司，內政部建築研究所編印的「台灣房地產景氣動向季報」中有關房價資料有相當長的時間採用該雜誌的資料，由於該雜誌內的預售屋價格為推出個案每坪的單價，本文將當月所有推案單價取平均值求取台北市與台北縣房價月資料，再針對每三個月取平均值方式求算出季資料。

註8. 有關成屋價格與預售屋價格關係的討論，詳請參見林秋瑾(1998)。

2. 貨幣供給額

國內的貨幣供給額可分為三種，分別為M1a、M1b及M2^{註9}。過去進行貨幣供給額與房價分析的相關文獻中，對代表貨幣供給額指標者有M1b與M2兩種，如彭建文與張金鵬(2000)選擇用M1b，而林秋瑾與黃佩玲(1995)、Chen and Patel(2002)則選擇用M2，當然也獲致不同的結論看法。由於張炳耀(1993)等五人曾分別比較M1b與M2對房價的影響力，實證結果發現M1b較M2顯著，且M2包含定期存款，因而對房價影響力較小，故本文將選擇用M1b來代表貨幣供給額指標。

圖二為貨幣供給額與台北市、台北縣房價的波動關係，由圖中可看出貨幣供給額在1986—1989年上漲率較高，而至1990年開始回緩，但約從1991年又開始一波較高的上漲率，直至1997年較為緩和，而至1998年又開始一波漲幅。由貨幣供給額的波動較劇烈的時點與台北市、台北縣房價結構性改變時點相比較，除1986—1989年符合外，其他現象並無法從圖中加以判讀，故本文初步推論貨幣供給額雖可能造成房價發生結構性改變，但並非直接影響的主要因素。



圖二 台北市、台北縣房價與M1b標準化後之波動趨勢圖

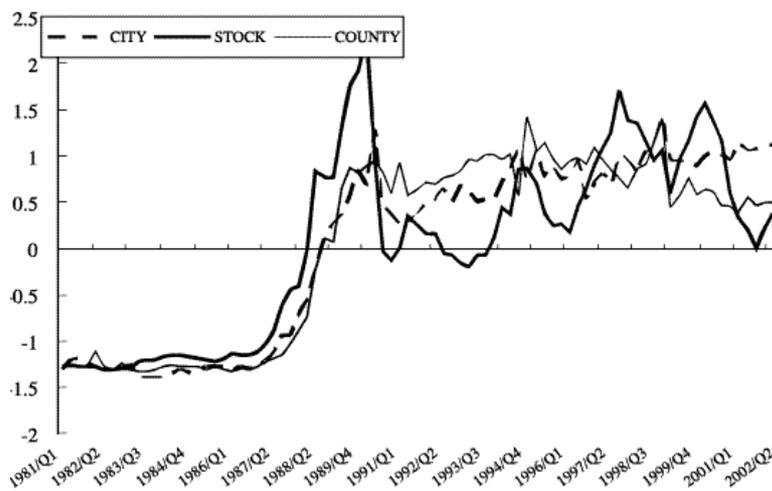
註9. M1a與M1b為狹義貨幣，M2為廣義貨幣。其中M1a為通貨淨額加上企業及個人所持有的支票存款及活期存款；M1b則是M1a加上企業及個人所持有的活期儲蓄存款；M2則是M1b與準貨幣的加總。準貨幣是指企業及個人在貨幣機構之定期存款(包括一般定存及可轉讓定期存單)、定期儲蓄存款、外匯存款(包括外匯活期存款、外匯定期存款及外幣定期存單)以及郵匯局自行吸收之郵政儲金總數(含劃撥儲金、存簿儲金及定期儲金)；自民國八十三年一月起尚包括企業及個人持有上列機構之附買回交易餘額與外國人持有之新台幣存款(含活期性及定期性)。

3. 股價

圖三為股價指數與台北市、台北縣房價之波動關係，由圖中可明顯看出股價指數自1987—1990年有一波強烈漲幅，1990年以後便開始下滑，之後至1993年第3季又開始另一波相對較小的漲幅，此波至1994年第3季開始下滑，而至1996—2000年又是一波大幅波動。股價這三波劇烈波動與台北市、台北縣房價之三次結構性改變期間不約而同，故本文由圖形初步判定股價變動與房價發生結構性改變有強烈正向關係。

4. 建造執照面積

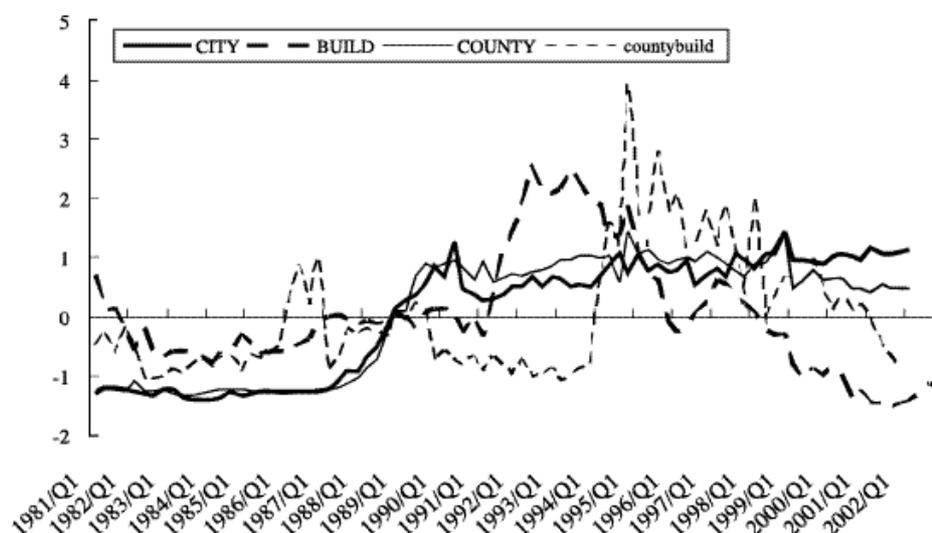
圖四為台北縣、市房價與建照面積標準化值之波動趨勢圖^{註10}，由圖中可看出台北市建照面積自1991年開始大幅上漲，1992年到1993年在高檔盤整，直自1993年後半年才開始降低；此外，約在1995年末期又開始一波漲幅，至1997年後半年一路下降。我們可看出1986年至1989年期間，建照面積波動幅度輕微，波動幅度遠較房價為小。在1992年至1993年台北市房價並不如建照面積的大幅波動，而建照面積在1997後半年開始減少，台北市房價則約於1998年下跌，故本文推測建照面積對造成



圖三 台北市、台北縣房價與股價非標準化後之波動趨勢圖

註10. 由於台北市住宅類建照面積缺乏季資料，本文中將以台灣地區住宅類建照面積替代之。

在台北縣方面，可於台北縣統計要覽內找到「住宅類新建樓地板面積」，此類目經過本文向台北縣政府查證後，得知即為代表已核准的建照面積，故本文將以此資料作為台北縣建照面積。



圖四 台北市、台北縣房價與建照面積標準化之趨勢圖

台北市房價結構性改變較不顯著。

此外，圖中亦可看出台北縣建照面積在 1986 年初至年尾有一波相對較大的漲幅，1987 年亦開始另一波小漲幅至 1989 年末停止，前波漲幅似乎有領先台北縣房價約自 1987 年上漲之趨勢；接著在 1994 年年年初開始一波大漲幅，此次波動大於台北縣房價同期間之波動幅度；此外建照面積自 1997 年劇烈波動後便開始下跌，圖中亦可看出建照面積似乎有領先台北縣房價在 1998 年之波動情形，故本文推測台北縣建照面積造成台北縣房價結構性改變相較於台北市來得顯著，但其正負向關係則不確定。

四、實證分析

本節主要是利用上一節所建構的誤差修正模型進行實證，藉由模型中虛擬變數解釋力的 T 檢定、因果關係檢定與衝擊反應分析來瞭解台北市與台北縣房價結構性改變的主要原因為何，在進行實證之前本文先進行單根檢定以讓所有變數資料呈現穩定狀態。

(一) 單根檢定

Perron (1989) 指出倘若變數確實有結構性改變而卻參考一般單根檢定法之檢定結果，則容易導致錯誤地接受單根之情況。因此本文所採用的單根檢定分為一般單

根檢定(Augmented Dickey-Fuller test, ADF test)與考量結構性改變的單根檢定(Perron, 1997)一同對變數做檢定。表一各變數之原始值(level)與一階差分(first difference)之單根檢定結果,在Perron(1997)之變數原始值檢定結果中,只有X₂的檢定結果顯示拒絕單根,但由於其結構性改變檢定結果不顯著,表示M1b應參考ADF具有單根之檢定結果為準。就一階差分後的檢定結果來看,所有變數皆顯示拒絕單根之情形,表示所有變數取一階差分後即呈現穩定,亦即I(1)狀態。

(二) 共積檢定

由上述單根檢定結果已知所有變數呈現一階穩定狀態,顯示可進一步探討變數間是否存在長期均衡關係,由於房價存在著結構性改變現象,故本文將加入結構性改變虛擬變數來進行共積檢定。表二呈現的台北市、台北縣共積檢定是經由殘差檢定(Ljung-Box test、LM test)顯示殘差項符合白噪音下的結果^{註11},共積檢定則是透過Lambda max test與Trace test來進行。

就台北市房價而言,結果顯示Trace test與Lambda max test在虛無假設為r=0

表一 單根檢定結果

	原始值(level)			一階差分	
	ADF	Perron(1997)		ADF	Perron(1997)
		單根檢定	結構性改變		
X1	-0.84(0)	-5.38(2)	-2.10*	-12.97*(0)	-15.23*(0)
X2	0.26(6)	-5.68*(12)	-1.26	-2.76*(5)	-8.15*(6)
X3	-1.76(0)	-4.31(12)	-1.58**	-7.18*(0)	-7.39*(0)
X4	-1.79(4)	-3.36(8)	-4.79*	-3.52*(3)	-6.02*(6)
X5	-2.24*(1)	-5.27(2)	-3.03*	-13.52*(0)	-10.04*(1)
X6	-1.39(0)	-4.55(12)	-3.00*	-11.42*(0)	-12.26*(0)

註：1.X1, X2, X3, X4, X5, X6分別代表台北市房價、貨幣供給額(M1b)、股價指數、台北市建照面積、台北縣建照面積、台北縣房價。

2.ADF單根檢定內包含常數項,但不含時間趨勢項。Perron(1997)單根檢定包含常數、時間趨勢以及結構性改變項。()內所列數字為使數列之殘差項符合白噪音所檢定出之最適落後期數。

3.*代表在5%顯著水準下拒絕虛無假設,**代表在1%顯著水準下拒絕虛無假設。

註11.台北市房價模型的落後期數為3時,模型殘差項符合白噪音。台北縣房價模型的落後期數為2時,模型殘差項符合白噪音。

表二 共積檢定結果

NULL	台北市		台北縣	
	Lmax	Trace	Lmax	Trace
r = 0	27.79*	34.72*	27.16*	46.74*
r = 1	8.22	10.93	11.32	19.59*
r = 2	2.7	2.71	7.73*	8.26*
r = 3	0.01	0.01	0.53	0.53

註：1.*代表在5%顯著水準下拒絕虛無假設。2.臨界值詳見於Osterwald-Lenum (1992)。

時，統計量均小於5%顯著水準之臨界值，顯示台北市房價、貨幣供給額、股價指數、以及建照面積存在一種共積關係^{註12}。就台北縣房價而言，虛無假設在r 0, r 1與r 2, Trace test統計量均拒絕5%顯著水準的臨界值，唯有當虛無假設為r 3時，統計量才小於5%顯著水準的臨界值，表示台北縣房價與貨幣供給額、股價指數、建照面積之間存在三種共積關係^{註13}。這說明了儘管房價與變數存在著結構性改變之現象，該現象可能短期內會使房價與總體經濟變數之關係產生變化，但該變化將可能隨著時間拉長而逐漸消失。

(三) 誤差修正模型

接下來透過誤差修正模型呈現出台北市與台北縣房價結構性改變是否顯著。由表三看出，台北市房價第一次與第三次結構性改變時點之統計值大於1%顯著水準之臨界值，而台北縣房價則是第一次結構性改變時點的統計值大於1%顯著水準的臨界值，意味考量結構性改變的房價模型解釋力應會更佳^{註14}。此實證結果不但再次

註12. 台北市房價與其他變數之共積關係為 $X1 = 0.476X2 + 0.564X3 + 0.205X4$ ，其中X1為台北市房價、X2為M1b、X3為股價指數、X4為台北市建照面積。

註13. 本文參考對房價影響最顯著的共積關係作為台北縣與其他變數之長期均衡關係，該關係式為 $X6 = 2.299X2 + 0.328X3 - 0.368X5$ ，其中X6為台北縣房價、X2為M1b、X3為股價指數、X5為台北縣建照面積。

註14. 一般時間數列模型較重視相關變數於時間面的領先或落後關係，特別是透過 Granger Causality進行因果關係檢定，相對較不強調模型本身的配適度。本文中台北市、台北縣的房價誤差修正模型的Adj R²分別為0.461、0.271，就時間序列模型而言，可說差強人意，本文認為此可能是因為在預售屋房價資料取得限制下，本文實證分析所採用的預售屋房價資料為表價而非實際成交價格，加以無法控制其住宅品質有關。

表三 房價誤差修正模型檢定結果

台北市			台北縣		
Variable	Coeff	T-Stat	Variable	Coeff	T-Stat
DX ₁ {1}	-0.529601695	-4.91058*	DX ₆ {1}	-0.388046508	-3.10128*
DX ₁ {2}	0.053595488	0.46397	DX ₆ {2}	-0.96993557	-0.80101
DX ₁ {3}	-0.023264507	-0.23434	DX ₂ {1}	-0.326212540	-0.86237
DX ₂ {1}	0.055068412	0.17317	DX ₂ {2}	0.124939776	0.29696
DX ₂ {2}	0.051094462	0.15343	DX ₃ {1}	0.196989544	2.40100*
DX ₂ {3}	0.544250440	1.57242	DX ₃ {2}	-0.044654084	-0.55365
DX ₃ {1}	0.401084150	6.23123*	DX ₅ {1}	-0.058068273	-1.50231**
DX ₃ {2}	0.139974742	1.86933**	DX ₅ {2}	-0.024878312	-0.59372
DX ₃ {3}	0.077104052	1.04734	DX ₂ {1}	0.770865007	1.98231*
DX ₄ {1}	0.012314700	0.19252	DX ₂ {2}	0.097167971	0.23348
DX ₄ {2}	0.032319639	0.52906	DX ₅ {1}	0.057715047	1.50349**
DX ₄ {3}	0.078822435	1.33874	Z	0.026758198	1.61843**
Z	0.327728194	4.21154*	D11	0.262261003	2.33685*
D1	0.225257180	2.75052*	D22	0.034228777	0.56259
D2	-0.025248930	-0.42082	D33	-0.072426987	-0.66764
D3	0.114708244	2.17885*			
Adjusted R ² = 0.461 L-B Q-Stat(14) = 0.03			Adjusted R ² = 0.271 L-B Q-Stat(16) = 0.57		
Normality Chi(8) = 0.04 D.W = 1.89			Normality Chi(8) = 0.07 D.W = 2.02		

註：1.X1, X2, X3, X4, X5, X6分別代表台北市房價、貨幣供給額、股價指數、台北市建照面積、台北縣建照面積、台北縣房價，所有變數前加D代表取一階差分。

2.D1, D2, D3為台北市三次結構性改變時點，D11, D22, D33為台北縣三次結構性改變時點。

3.* 代表在5%顯著水準下拒絕虛無假設，** 代表在1%顯著水準下拒絕虛無假設。

證實台北市與台北縣房價發生多次結構性改變的事實，亦說明了考慮結構性改變的房價模型確實較能有效地分析房價的波動。

此外，由於誤差項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。表三檢定結果顯示，當台北市房價為應變數時，估算之誤差調整值為 -0.5296 ，其 t 值則為 -4.9106 ，達到 1% 的顯著水準，而當台北縣房價為應變數時，估算之誤差調整值為 -0.388 ，其 t 值為 -3.101 ，亦達 1% 的顯著水準，顯示台北市、台北縣房價在均衡誤差不為零時，均有消弭均衡誤差之調整能力，且台北市的調整速度大於台北縣，所需調整時間較短，此大致能反映台北市房地產市場運作較台北縣為佳的現實狀況。

(四) 因果關係檢定

因果關係檢定是可以看出變數與變數之間的領先、落後關係，由表四據可知，台北市房價受到其自身與股價的落後期數顯著影響，台北市建照面積也受到其自身與北市房價的落後期數顯著影響，其他變數則只受到自身落後期數影響，這意味著股價有領先房價之趨勢，且房價亦有領先建照面積的趨勢。就台北縣房價而言，與台北市房價之實證結果稍有出入，北縣房價受其本身與股價的落後期數影響顯著，股價也受其本身、貨幣供給額與房價落後期數影響顯著，台北縣建照面積受其本身與北縣房價落後期數影響顯著。這顯示貨幣供給額有領先股價的趨勢，股價領先房價，受影響的房價會進而再去影響股價。此外，房價亦存在領先台北縣建照面積的趨勢，此結果與過去房價相關文獻指出貨幣供給額領先房價之結果有些差異^{註15}，其可能原因為資料期間範圍不同以及對資料處理過程之不同所致，但本文結果中 M1b 領先股價，股價領先房價，此亦可間接指出 M1b 領先房價之現象。

表四 因果關係檢定結果

台北市					台北縣				
DEP	DX ₁	DX ₂	DX ₃	DX ₄	DEP	DX ₆	DX ₂	DX ₃	DX ₅
DX ₁	9.2*	0.61	10.69*	0.54	DX ₂	0.48	3.91*	0.08	1.61
DX ₂	0.15	3.83*	0.8	0.69	DX ₃	2.97*	4.96*	2.84*	1.30
DX ₃	0.87	0.8	2.25*	1.13	DX ₅	3.39*	0.03	0.58	9.03*
DX ₄	5.12*	0.69	1.62**	1.48**	DX ₆	4.82*	0.39	2.94*	1.13

註：*代表在5%顯著水準下拒絕虛無假設，**代表在1%顯著水準下拒絕虛無假設。

註15. Chen(2002)指出M1b與股價均領先房價一期。

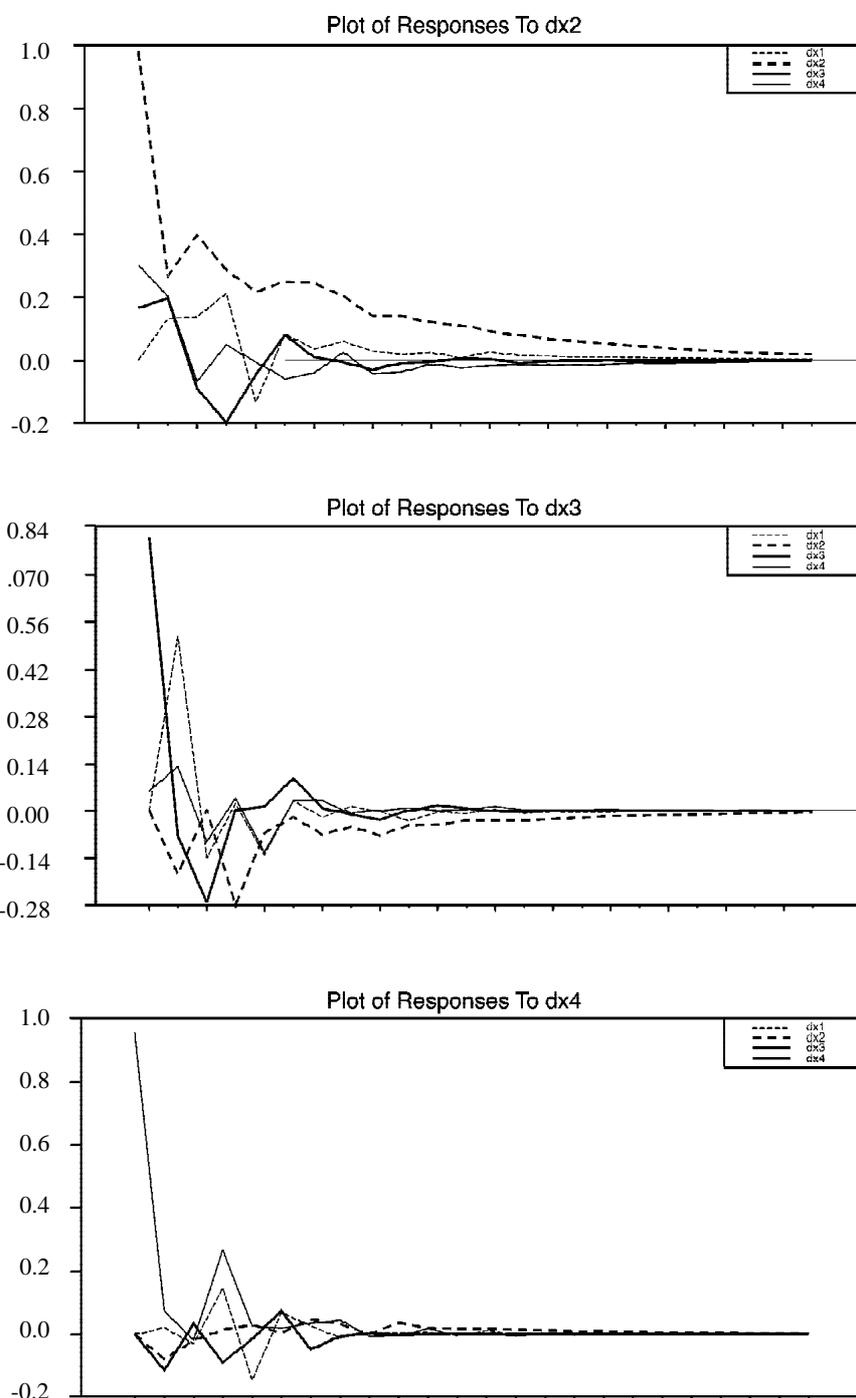
(五) 衝擊反應分析

衝擊反應分析圖觀察的重點主要著重於隨時間過程中，變數受衝擊後的反應型態，換言之，我們可由圖中看出某一變數的自發性干擾引起其他變數在時間過程中所產生的反應，亦可觀察某一變數受到其他變數的自發性干擾時，在時間過程中所產生的各種可能反應。因此，本文將透過衝擊反應分析來了解貨幣供給額、股價、建照面積發生變化時，何者對房價產生的衝擊效果最大。

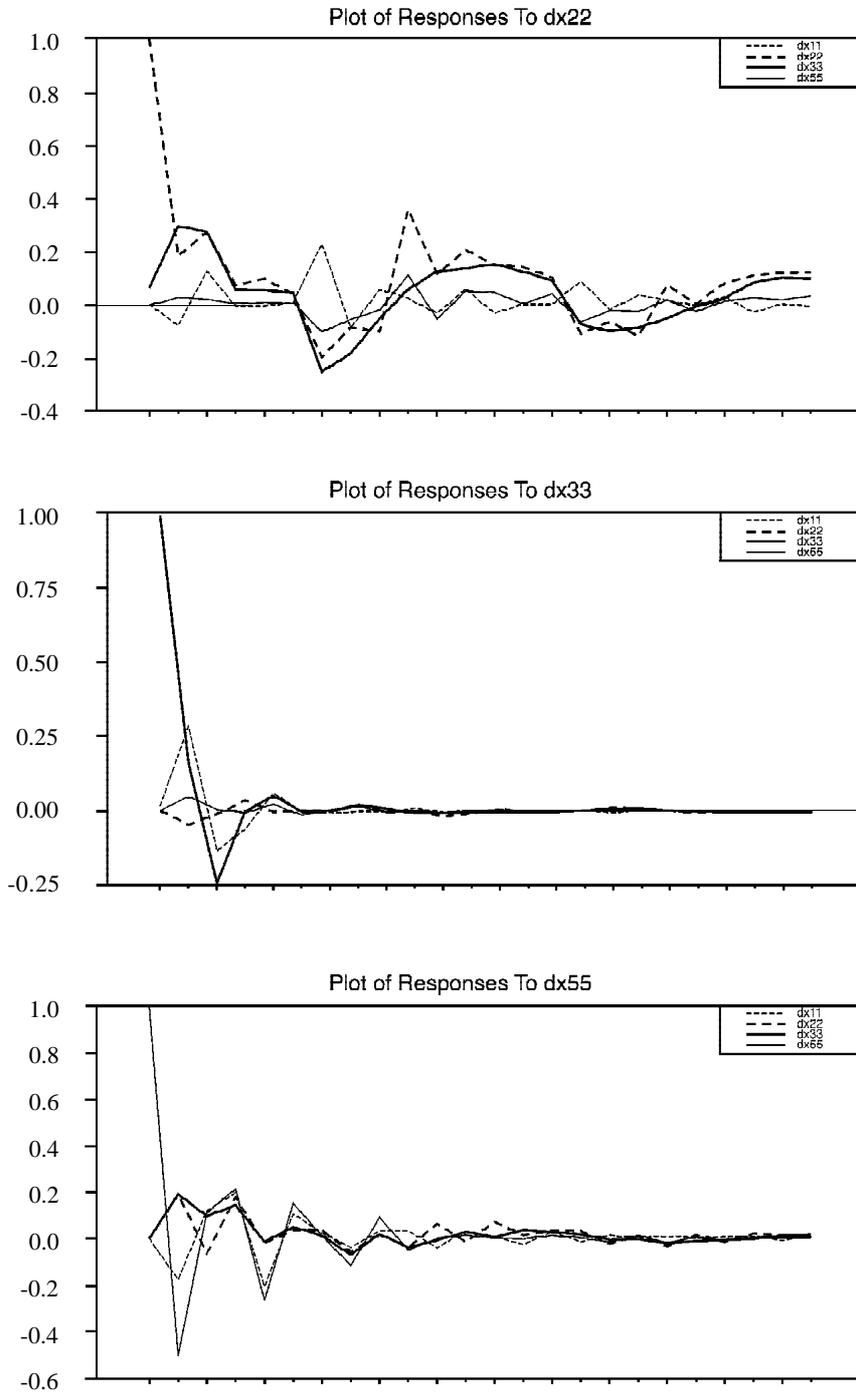
就台北市而言，圖五可看出當股價本身變動一單位標準差時，所引起後一期房價衝擊程度最大(約0.5標準差)，對貨幣供給額之衝擊次之，建照面積最小；貨幣供給額變動一單位標準差時，所引起同期的建照面積衝擊程度最大，股價次之，但對落後一期以後的股價與房價所造成的衝擊開始增加，此意味著股價有落後貨幣供給額一期之現象，房價則落後二期，且房價相對於股價而言所受到的衝擊較小。此外，建照面積對房價所造成的衝擊相對其他變數大，但若與股價、貨幣供給額相比較，則所造成的衝擊程度則相對較小，此似乎顯示房價結構性改變的主要原因並非建照面積。綜言之，在M1b、股價與建照面積變數中，造成房價發生結構性改變的主要原因為股價，其次為貨幣供給額，最後為建照面積。

就台北縣而言，圖六可看出股價變動一單位標準差時，對房價造成的衝擊最大，我們亦可看出股價領先房價之趨勢；貨幣供給額變動一單位標準差時，對股價造成最直接的衝擊，房價與建照面積則較小，但由圖中可看出該衝擊效果並未逐漸消失，這或許說明貨幣供給額所造成的衝擊是屬於長期性效果；再就台北縣建照面積變動而言，可看出房價有領先建照面積之勢，但引起房價、股價與貨幣供給額衝擊程度較小，此似乎說明了本文第二部分所推測的容積搶照事件，導致台北縣房價第二次結構性改變之現象不被證實。

綜合因果關係檢定與衝擊反應分析之結果，可知房價若發生結構性改變，最直接的原因為股價指數，而股價指數又受到貨幣供給額波動而產生衝擊。此外，由台北縣的實證結果顯示，貨幣供給額對其他變數所造成的衝擊屬長期效果，表示其對股價造成長期性衝擊，進而間接影響房價長期波動結構，以致造成房價結構性改變現象，故本文認為貨幣供給額雖間接影響房價，但亦可算是房價結構性改變的重要原因。再者，實證結果顯示建照面積並非房價結構性改變之顯著原因，此與本文先前假設相同，由於台北市早於1983年已公佈施行容積管制，故1991年擬全面實施容積管制後的容積搶建風潮，並未對台北市房價造成嚴重衝擊，台北縣房價雖受到容積搶建風潮影響，但比起股價與貨幣供給額而言，對房價之衝擊程度相對較小，且因果關係實證指出房價波動領先建照面積波動，故建照面積會導致房價發生結構性



圖五 台北市房價(dx1)與貨幣供給(dx2)、股價指數(dx3)、台北市建照面積(dx4)之衝擊反應分析圖



圖六 台北縣房價(dx11)與M1b(dx22)、股價指數(dx33)、台北縣建照面積(dx55)之衝擊反應分析圖

改變之證據更顯不足。

最後，為能更進一步確定何者才是引起台北市、台北縣房價產生三次結構性改變的主要原因，本文再利用Bai and Perron(1988)多次結構性改變檢測法針對股價、貨幣供給、建照面積測試其結構改變時間點，並整理如表五。就台北市房價而言，第一、二次結構改變主要受到股價指數與貨幣供給的同時影響，第三次結構改變主要受到股價指數的影響，至於台北市建照面積對於台北市房價的影響則不明顯。就台北縣房價而言，第一次結構改變主要受到股價指數與貨幣供給的同時影響，第二次結構改變主要受到股價指數的影響，第三次結構改變亦同時受到股價指數與貨幣供給的影響，台北縣建照面積對於台北縣房價的影響亦不明顯。整體來看，股價指數與貨幣供給均對台北市與台北縣的房價結構性改變有影響，但股價指數的影響力大於貨幣供給的影響力，至於建造執照面積的影響則為未預期般顯著。上述結果大致與本文原先各變數的因果關係檢定以及衝擊反映分析的結果相符。

表五 各變數結構改變時間點檢測結果

	第一次			第二次			第三次		
	高峰	CI-L	CI-U	高峰	CI-L	CI-U	高峰	CI-L	CI-U
X1	1988.2	1987.4	1988.3	1994.1	1993.3	1996.2	1998.1	1996.4	1998.4
X4	1983.4	1983.4	1985.4	1988.1	1986.3	1989.2	1993.4	1992.2	1995.1
X2	1987.2	NA	NA	1993.3	NA	NA	1998.3	NA	NA
X3	1988.1	1982.3	1988.2	1991.1	NA	NA	1996.2	NA	NA
X6	1988.3	1988.1	1988.4	1992.3	1991.3	1994.4	1998.4	1998.3	1999.2
X5	NA	NA	NA	1993.4	1989.4	1994.3	NA	NA	NA

註：CI-L代表信賴區間下限，CI-U代表信賴區間上限，NA表示無資料。

五、結 論

為改善過去文獻未以實證方式來分析造成房價結構性改變之原因，本文中運用誤差修正模型加上結構性改變虛擬變數來建構房價模型，並參考Wang(2000)所運用的衝擊反應分析來探討台北市與台北縣房價發生結構性改變之可能原因。在建構房價模型前，需先經過單根檢定過程以讓所有變數呈穩定狀態，本文同時採用ADF單根檢定與Perron(1997)考量結構性改變單根檢定法，Perron(1997)檢定結果指出只有M1b的結構性改變虛擬變數不顯著，故其單根檢定結果以ADF為主，無論參考

何種單根檢定結果，所有變數在取一階差分後便呈現 $I(1)$ 狀態。

由於在以誤差修正模型來建構房價模型前，須先檢定變數間是否存在共積關係，實證結果顯示台北市房價與其他變數間存在一種共積關係，台北縣房價則存在三種共積關係，因此兩縣市皆可直接加入誤差修正項來建構房價模型。房價模型實證結果顯示，台北市的第一次與第三次結構性改變虛擬變數呈現顯著，台北縣則是第一次結構性改變虛擬變數呈現顯著，由台北市檢測結果可證實台北市房價發生多次結構性改變的事實，亦說明了加入結構性改變的房價模型，確實比未考量結構性改變的模型解釋力佳。

就所建構的台北市、台北縣房價模型跑出的因果關係檢定與衝擊反應分析結果相似，實證結果均指出股價受到總體經濟因素影響後所產生的衝擊或結構性改變，將最直接影響台北市與台北縣房價發生衝擊或結構性改變，進而再影響到建照面積的結構波動；且台北縣房價因果關係結果更指出，股價顯著地受到貨幣供給額影響而發生衝擊或結構改變，衝擊反應分析結果亦指出貨幣供給額對其他變數所造成的衝擊屬於長期效果，表示其對股價造成長期性衝擊，進而間接影響房價長期波動結構，造成結構性改變現象。

另外，實證結果顯示建照面積並非房價結構性改變之顯著原因，這可能在於台北市早於1983年已公佈施行容積管制，故1991年擬全面實施容積管制後的容積搶建風潮，並未對台北市房價造成嚴重衝擊，此外台北縣房價雖受到容積搶建風潮影響，但比起股價與貨幣供給額而言，對房價之衝擊程度相對較小，且因果關係實證亦指出房價波動領先建照面積波動，故建照面積會導致房價發生結構性改變之證據更顯不足。

綜言之，倘若央行的貨幣政策或突發性事件(如亞洲金融風暴)導致國內貨幣供給額產生衝擊後，可投資的資金不穩定致使股價受到波擊，也由於股價可代表國內經濟景氣的領先指標，因此房地產市場參與者之心態將可能受影響而轉趨保守，或因為股票投資失利而遭受損失，進而降低對房地產的實質需求與投資意願，致使房價下跌甚或發生結構性改變。因此經由本文實證分析，可讓房地產市場分析者更了解房價在何種情況下容易發生結構性改變，倘若當發現國內貨幣供給額大幅波動，且隨後股價跟進時，則其對房價將可能產生延後衝擊，這表示該時點房價較不穩定，投資行為應減少以降低風險並提高報酬；此外，本文之分析結果亦可提高房地產相關政策之擬定者對房價發生結構性改變的認識，如此當未來政經環境發生類似事件時，政策擬定者得以事先藉由貨幣政策來干預市場，間接抑制房價發生結構性改變現象，進而穩定房價之波動。

在後續研究部分，本文中台北市與台北縣房價誤差修正模型的解釋能力並不算高，此可能是因為在預售屋房價資料取得限制下，本文實證分析所採用的預售屋房價資料為表價而非實際成交價格，加以無法控制其住宅品質有關，未來若有品質較佳的預售屋成交價格資料，應可針對此問題加以改善，進一步澄清房價與相關變數間的關係。此外，除台北市與台北縣外，其他縣市的房價亦可加以檢測。

參考文獻

- 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，pp49-66。
- 林秋瑾、黃佩玲(1995)，〈住宅價格與總體經濟變數關係之研究 - 以向量自我迴歸模式(VAR)進行實證〉，《政大學報》，第71期，pp143-160。
- 林秋瑾(1996)，〈台灣區域性住宅價格模式之建立〉，《政大地政學報》，第1卷第1期，pp29-49。
- 林秋瑾(1998)，〈預售屋與成屋價格關係之分析 - 市場效率之驗證〉，《管理學報》，第15卷第4期，pp643-664。
- 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，pp25-48。
- 林祖嘉(2000)，〈亞洲金融風暴對台灣住宅與住宅市場與住宅金融之影響與衝擊〉，《現代化研究》，第21卷，pp44-61。
- 彭建文、張金鶚(2000)，〈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》，第10卷第3期，pp171-186。
- 楊雅婷、彭建文(2003)，〈房價結構性改變之檢測 - 以台北縣、市房價為例〉，《台灣土地研究》，第6卷第2期，pp43-60。
- 張炳耀、林淑華、葉盛、鍾世靜、鄭麗玲(1993)，〈住宅價格變動原因之探討〉，《中央銀行季刊》，第15卷第4期，pp18-55。
- Bai, J. and Perron, P. (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, 66(1): 47-78.
- Chen, M-C(1998), "The Determination of House Prices in Taiwan: Long-run Equilibrium and Short-run Dynamics," Graduate School of Land Economy, Cambridge University, Unpublished Doctor Thesis.

- Chen, M-C and Patel, K. (2002), "An Empirical Analysis of Determination of Housing Prices in the Taipei Area," *Taiwan Economic Review*, 30(4): 563-595.
- Dokko, Y., Edelstein, R. H., Lacayo, A. J. and Lee, D. C. (1999), "Real Estate Income and Value Cycles: A Model of Market Dynamics," *Journal of Real Estate Research*, 18(1): 69-95.
- Jud, G. D. and Winkle, D. T. (2002), "The Dynamics of Metropolitan Housing Prices," *Journal of Real Estate Research*, 23(1/2): 29-45.
- Meen, G.(2000), "Housing Cycles and Efficiency", *Scottish Journal of Political Economy*, 47(2): 114-40.
- Osterwald-Lenum, M.(1992), "A Note with Fractiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: 461-472.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, 57: 1361-1401.
- Perron, P. (1997), "L'estimation de Modeles avec Changements Structurels Multiples," *Actualite Economique*, 73: 457-505.
- Wang, P.(2000), "Shock Persistence in Property and Related Markets," *Journal of Property Research*, 17(1): 1-21.
- Witkiewicz, W. (2002), "The Use of the HP-filter in Constructing Real Estate Cycle Indicators," *Journal of Real Estate Research*, 23(1/2): 65-87.