

Do Asymmetric Causal Relationships Exist between Macroeconomic Variables and Housing Returns in Taiwan?

Kuan-Min Wang

Department of Finance, Overseas Chinese University, Taiwan

Yuan-Ming Lee

Department of Finance, Southern Taiwan University, Taiwan

Chien-Chiang Lee

Department of Finance, National Sun Yat-sen University, Taiwan

This study uses the unexpected stock return as the threshold variable to proxy for the business cycle and construct the threshold vector error correction model (TVECM) to examine whether an asymmetric causal relationship exists between the housing return and four macroeconomic variables, namely, inflation, the interest rate change, the stock return, and industrial production in Taiwan. First, the cointegration analysis shows that there is a stable relationship between the housing price and macroeconomic variables. Secondly, the TVECM results show that, during an expansion, all four macroeconomic variables have an insignificant effect on the housing return. However, during a recession, inflation has a positive effect and the interest rate change a negative effect on the housing return. Nevertheless, the effect of industrial production on the housing return is insignificant. Finally, our results support the asymmetric causality between the housing return and these four macroeconomic variables. Our conclusions also prove that an effective inflation hedge exists, that reflects the monetary shock and stock market haven of Taiwan's housing investment.

Keywords: housing return, macroeconomic shock, TVECM model, business cycle, unexpected stock return

JEL classification: C32, E30, E44, G12, R33

台灣總體經濟變數與房價報酬之間是否存在不對稱的因果關係？

王冠閔*

僑光科技大學財務金融系

李源明

南臺科技大學財務金融系

李建強

國立中山大學財務管理學系

本文利用門檻向量誤差修正模型 (threshold vector error correction model; TVECM) 實證檢驗通貨膨脹率、利率變動率、股市報酬、與工業產出成長率等台灣地區總體經濟變數與房價報酬之間是否存在不對稱的因果關係？由共整合分析結果顯示，4 個總體經濟變數與房價之間存在穩定的長期均衡關係，進一步建立 TVECM，利用非預期股價報酬作為門檻變數，藉以反應景氣循環的變化，實證結果顯示，景氣好時，總體變數對房價報酬無顯著的影響；不同地，在景氣差時，通貨膨脹率與股市報酬對房價報酬為正向的影響，利率變動對房價報酬為負向的影響，而工業產出成長對房價報酬的影響不顯著；因此支持台灣總體經濟變數與房價報酬之間存在不對稱的因果關係。由前述結果可表示，景氣差時，投資房市可以對抗通貨膨脹，股市表現可帶動房市的成長，而房市更可有效地反應貨幣政策的衝擊。因此，投資人與政府當局必須關注總體經濟與景氣循環對房地產市場具有不對稱的反應效果，才能有利於房市投資或相關政策的執行。

關鍵詞：房價報酬、總體經濟衝擊、門檻向量誤差修正模型、景氣循環、非預期股價報酬

JEL 分類代號：C32, E30, E44, G12, R33

投稿日：2010 年 12 月 27 日，修訂：2011 年 4 月 18 日，接受日：2011 年 10 月 24 日。

*聯繫作者：王冠閔，僑光科技大學財務金融系，台中市僑光路 100 號，電話：04-27016855 轉 2171，E-mail: wkminn@ocu.edu.tw。

1 前言

總體經濟的變化對於房地產的影響是全面性的，在不同的景氣訊息下，總體經濟的變動對房地產價格可能存在不同的影響，而房價報酬、總體經濟與景氣循環之間的互動關係，更是學術界與實務界深感興趣的重要議題。例如，房價報酬是否可以規避（或對抗）通貨膨脹？產出成長是否會刺激房地產的價格？景氣循環與房地產市場之間的連動關係為何？貨幣政策對房價報酬的影響為何？針對上述各項相關議題的討論，現有文獻大多針對美國或日本的房地產市場為研究對象，但是以台灣房地產市場為研究對象的分析，至今則相對匱乏。

關於總體變數影響房地產市場及房價報酬的討論中，He and Ng (1994) 分析市場與經濟基本面之間的連動性時，發現總體經濟對房地產市場有相當大的影響效果，若是忽略了部份總體經濟變數的影響力，則對房地產市場的估計與分析可能產生偏誤。本文根據相關文獻歸納出 4 個總體經濟變數，¹ 包括物價指數、利率、工業生產指數與股價指數等，來分析總體經濟變數對我國房價報酬的影響。² 本文與現有文獻研究方法之差異在於，本研究建構非線性門檻向量自我迴歸模型 (threshold vector correction model; TVECM)，並採用非預期的股價報酬變化作為門檻變數，³ 將之視為代表景氣循環的因子，分析在景氣循環的不對稱訊息下，如何影響房價報酬與相關總體經濟變數之間的關係。

本文研究目的在探討消費者物價指數、利率、工業生產指數、以及股價指數等 4 個總體變數 (包括 *CPI*、*R*、*IP*、*SI*) 對房價 (*HPI*) 的影響，主要探討的內容包括：(1) 4 個總體變數與房價之間是否存在長期共整合 (cointegration) 關係？(2) 短期的偏離調整是否為非線性？(3) 當非線性關係存在時，我們依據門檻模型檢驗在不同的景氣體制 (regime) 下，房價報酬是否可規避通貨膨脹？貨幣政策對房價報酬的影響為何？產出成長是否可帶動房價報酬成長？以及股市與房市之間是反向變動還是正向變動的關係？

在總體經濟環境中，景氣循環 (經濟成長或衰退現象) 的變化與房地產市場的熱絡或蕭條有著密切的關連，一般來說，穩定的經濟成長可以帶動房地產市場的成長。然而，McCue and Kling (1994) 及 Ling and Naranjo (1997) 指出，

¹關於總體變數與房價關係的相關文獻討論，詳見本文第 2 節。

²由於國內不動產證券化仍然在初步發展階段，尚無法完全反應區域房地產市場的動態與相關總體變數之關係，因此，本文採用我國房價指數一窺房價報酬與總體經濟變數之關係。

³本文根據 Huang *et al.* (2005) 的設定模式，對非預期的股價報酬變化進行設定及推估，詳見第 3 節的說明。

景氣循環中，非預期的產出成長可能導致房價報酬的減少，這是因為當產出具有正向成長時，在未來往往會伴隨著明顯的通貨膨脹，而央行為了平穩物價，往往採取緊縮的貨幣政策，如提高利率，因而加重房貸成本與預期物價的上升，可能造成房價報酬的下降。另外，若投資人發現投資股市的報酬超過房價報酬，投資人可能將原先打算投入房地產的資金轉投入股市，將使得房價報酬因而下降。

另外，投資房地產時，通貨膨脹是一個重要的影響變數，通貨膨脹會造成幣值貶低，實質購買力下降。Ewing and Payne (2005) 認為，通貨膨脹會影響廠商的利潤以及家計單位的購買力，預期的通貨膨脹將會影響放款人的實質報酬與借款人的實質成本，影響對廠商與家計單位的預算平衡；而非預期的通貨膨脹，引發價格改變的不確定性與波動，可能限制或改變總體經濟的行為。Stokes and Neuburger (1998) 實證結果發現，通貨膨脹影響債券的價格與報酬，而 McCue and Kling (1994) 及 Ling and Naranjo (1997) 認為非預期的通貨膨脹是影響房地產的重要因素之一。

此外，Jensen *et al.* (1996)、Thorbecke (1997) 及 Ewing (2001) 等文獻認為貨幣政策的執行會影響資產市場。貨幣政策影響到利率水準與總需求，利率的改變會影響放款人的實質報酬與借款人的實質成本，如房貸利率也會受到影響，Ling and Naranjo (1997) 以美國不動產投資信託 (real estate investment trust；簡稱 REITs) 為研究對象，認為短期利率的改變會影響 REITs 的報酬，因此當利率增加時，房貸成本增加，可能影響投資人投資房地產的意願，而使房價報酬下跌。

經由上述的說明可知，房地產價格可能受到總體經濟變數的影響而改變，另外，總體經濟變數除直接影響房地產市場外，景氣循環亦可能影響到房地產市場的景氣。景氣的波動由眾多因素與各種環境交互影響而形成，如果能找尋出可代表景氣循環的變數，在研究房地產市場中則是相當重要的議題。張金鵝 (2003) 指出，影響房地產景氣好壞的成因大致分成下列幾項：包括金融貨幣因素、房地產本身特性、門檻需求理論、蛛網理論、房地產業活動時間的落差等，而上述的各項因素過去均有眾多文獻討論。然而應該如何找到合適且足以反應台灣景氣循環的影響因子，文獻發現金融市場的變化可以充分反應台灣的景氣轉變，例如：陳隆祺、李文雄 (1998) 指出，台灣股價為房價的領先指標，股價相對於其他金融變數，股票對房價有最高的解釋能力。相關的文獻應用，包括 Domian and Louton (1997)、Sarantis (2001)、Henry *et al.* (2004) 及 Huang *et al.* (2005) 等，均採用股價報酬、經濟成長或油價波動作為景氣循環的替代變數，

以反映整體景氣變化的程度。聶建中、鄭佳音 (2000) 則是將非線性的概念加入共整合模型來分析探討台北市、台北縣、台中市與高雄市的房價與股價之關係，實證指出各區域房價與股價間不具長期關係，唯台中市房價與股價有顯著的相關。因此，本文利用台灣股市對外在經濟環境變化具有敏銳變動的特性，來反應出台灣的景氣循環條件的狀況。意即在不同的景氣期間，分析長期與短期間，通貨膨脹、產出成長、利率變動、以及股價報酬 (包括 ΔCPI 、 ΔIP 、 ΔR 、 ΔSI) 等總體變數，對於台灣房地產市場的影響、並展現房價報酬 (ΔHPI) 不對稱性的動態變化，以及短期調整的互動過程。

本文的實證結果顯示，房價指數與消費者物價指數、利率、工業生產指數、以及股價指數等 4 個總體變數之間存在長期的共整合關係 (對數取自然對數)，在長期下，消費者物價指數與利率對房價指數的影響為正，而股價指數與工業生產指數對房價指數的影響為負向。另外，我們發現房價指數與總體變數之間，短期的調整過程存在非線性的關係，因此利用非預期股市報酬作為門檻變數建構 TVECM，我們發現當落遲 4 期的非預期的股票報酬大於門檻值時，對房價報酬只存在長期偏離調整 (弱外生性) 的特性，表示景氣好的期間，變數之間只會往長期均衡調整；而當股票報酬小於門檻值時，4 個總體變數中，除工業生產指數以外，其他 3 個變數對房價報酬均存在強外生性的影響，隱含在景氣不佳的期間，投資房市可以對抗通貨膨脹，股市發展可以帶動房市成長，而房價報酬可有效反應貨幣政策的衝擊，但產出成長無法顯著地影響房價報酬。

總結而言，本文包括下列的具體貢獻：(1) 在研究動機上，本文首先檢測出我國房價報酬與相關總體經濟變數之間存在不對稱的動態調整關係；(2) 我們發現線性模型 VECM 無法衡量相關總體變數與景氣變動對本國房價報酬的真實效應，但非線性模型 TVECM 可解決此一缺點；(3) 我們利用非預期股價報酬代表景氣循環的因子，發現台灣房價變動落後非預期股價報酬約 4 個月，為本文一重要發現，表示房市景氣具有時間落遲的現象；(4) 景氣好時，房市與總體經濟變數只存在長期均衡的偏離調整，而景氣不佳時，投資房市可對抗通貨膨脹，此一結果，對本國房地產是否可對抗通貨膨脹，提出新的發現。

本文研究的內容共分為 5 節，第一節緒論，說明研究動機與目的。第二節為文獻探討，針對國內、外探討房地產與總體經濟關係的相關文獻，進行回顧與說明。第三節為研究方法與實證模型。第四節說明資料來源與實證結果，報告檢定結果並加以分析。最後一節為結論，對本文的研究結果做總結。

2 房價與總體經濟的關係討論

近年來國內、外對於房地產市場與總體經濟關係的研究相當豐富，在國外文獻方面，早期 Grebler and Mittelbach (1979) 檢視房價的決定因素為經常性所得，季節變動與過去房價水準。Summers (1981) 研究指出通貨膨脹會增加房地產需求，但卻使股市債券市場衰退，而低通貨膨脹與低利率有利股市和債券市場的活絡，但卻使房地產市場蕭條。Kau and Keenan (1981) 指出利率的提高，減低消費貸款能力，減緩房地產需求。Kent (1984) 以多元迴歸分析家庭可支配所得是決定房價之重要因素。Peiser and Smith (1985) 指出提高利率通常伴隨高通貨膨脹而使房地產需求增加。Harris (1989) 研究 1970s 美國資料認為名目利率上升扮演預期通貨膨脹造成房價預期上漲。Liu *et al.* (1990) 利用 CAPM 模式測試認為房地產市場與股票市場為不同之區隔市場，具有不同之風險溢酬、推翻二個市場整合之假說。Reichert (1990) 以多元迴歸分析美國地區房價發現人口變動，就業率，抵押利率，經常所得，建築成本，季節性有顯著關係，除了抵押利率為負向關係外其餘皆為正向關係。

由前述國外文獻之結論可知看法相當分歧，有的認為利率與房價具正向關係 (Harris, 1989; Peiser and Smith, 1985; Summers, 1981)，也有的認為利率與房價具反向關係 (Kau and Keenan, 1981; Reichert, 1990)，而對於股市與房地產市場之關係，有的認為是負向關係 (Summers, 1981)。

另一方面，在討論 REITs 與總體經濟的關係，以及不動產投資風險管理的相關議題中，早期包括 Chen *et al.* (1986)，McCue and Kling (1994)，Thorbecke (1997)，Chen *et al.* (1997, 1998)，Ewing and Payne (2005) 等人，均指出金融資產報酬與總體經濟變數之間存在顯著的相關性，對於房地產與 REITs 研究重點，主要集中在相關總體變數的認定與房地產或 REITs 價格的決定和評價 (例如 Brueggeman *et al.*, 1992; Chandrashekar, 1999; Chen *et al.*, 1997, 1998; Ling and Naranjo, 1997; Peterson and Hsieh, 1997)。McCue and Kling (1994) 採用未受限的向量自我迴歸 (VAR) 模型，探討物價、名目短期利率、產出、以及投資等總體經濟變數對 REITs 報酬的影響。而 Karolyi and Sanders (1998) 指出，除物價、名目短期利率、產出、以及投資之外，倒帳風險貼水 (default risk premium) 也是影響 REITs 報酬的重要因素之一。Jensen *et al.* (1996) 則進一步加入貨幣政策衝擊以及景氣循環因子，分析對 REITs 報酬的影響。

在不動產與通貨膨脹之間的實證研究，大多以美國為分析對象。針對 REITs

的研究，Chatrath and Liang (1998) 分析美國不同型式 REITs 與消費者物價指數 (CPI)、國庫券利率之關係，檢驗 REITs 是否可對抗通貨膨脹，結果發現 CPI 和 REITs 存在長期共整合關係，REITs 報酬可以對抗通貨膨脹。Lu and So (2001) 檢驗美國 REITs 報酬、實質產出、貨幣政策與通貨膨脹之間的關係，利用 VECM 檢驗 REITs 是否能對抗通貨膨脹，使用 REITs 報酬、CPI、聯邦基金利率、工業生產指數等 4 個變數，實證結果顯示，通貨膨脹與 REITs 報酬不存在直接的因果關係，Lu and So (2001) 認為，先期文獻發現 REITs 與通貨膨脹之間反向的關係，可能純粹反應 REITs 與其他總體變數之間的相關性。

Glascocock *et al.* (2002) 利用 VECM，使用 CPI、REITs 報酬、聯邦基金利率、工業生產指數等四個變數，檢測在經濟實質生產活動、貨幣政策等變數影響下，REITs 是否可以對抗預期與非預期的通貨膨脹。研究發現，REITs 報酬與預期和非預期通貨膨脹不存在直接的影響，REITs 報酬與通貨膨脹之間負相關，僅是反應貨幣政策的衝擊。Ewing and Payne (2005) 利用一般化衝擊反應分析 (generalized impulse response analysis)，檢測 1980~2000 年間，REITs 報酬和總體經濟變數之間的關係，使用的總體經濟變數包括：貨幣政策變數、違約風險貼水 (default risk premium)、實質產出成長率和通貨膨脹，結果發現，聯邦基金利率和違約風險貼水的變動是影響 REITs 報酬的重要因素；另外，貨幣政策變數、實質成長率和通貨膨脹會導致較低的預期報酬，而違約風險貼水則會導致較高的預期報酬。

國內針對房地產市場研究的文獻，則大多集中在房地產價格、景氣循環、與總體經濟之間的分析。在景氣循環的觀點上，張金鶚、賴碧瑩 (1990) 分析房地產景氣與 GDP 成長率、M2 年增率、消費者物價指數與股市報酬之間的關係，將本國房地產景氣循環分為三個時期，1972~1975 年、1975~1984 年、與 1984~1990 年。實證結果發現，GDP 成長率、M2 年增率與房地產景氣變動方向一致，股價報酬在 1972~1975、1984~1990 兩時期與房地產景氣變化方向相同，但 1975~1984 年間變動方向較不一致。消費者物價指數變動率在 1975~1975、1975~1984 年間與景氣的變動方向一致，在 1984~1990 時期變動方向較不一致。林秋瑾等 (1996) 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，房地產業是火車頭工業的說法並不成立。簡智崇等 (2008) 也發現房價指數會影響台灣的總體經濟變數，房價報酬會影響價值型股票的風險溢酬與總合消費，因此房價報酬可以預測相關類型的股票報酬。

分析房地產與總體經濟變數之間的長期關係是否穩定，林恩從等 (1997)

利用共整合檢定，探討房地產與金融變數之間的關係，利用林秋瑾等 (1996) 建構的房地產綜合景氣指標為基準，實證結果顯示房地產價格與擔保放款利率、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整合關係。彭建文等 (1998) 加入生產時間落差的影响，探討房地產景氣與生產時間落差的關係，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。

針對國內不同區域的分析，陳隆祺、李文雄 (1998) 採用 1985 年 1 月至 1997 年 10 月，共 544 筆月資料進行分析台灣區房價，包括台北市房價，高雄市房價與台灣區發行量加權股價及利率之互動關係，採用聯立方程模型與向量自我迴歸模型加以分析，發現股價與房價呈現正的顯著相關且互相回饋，而利率對股價是負的顯著關係，但對房價卻是正向關係，利率調升後幾個月，股價隨即下跌，但房價卻仍繼續上揚達一年以上。該研究再將其分割時間為三個階段，所得到結論仍相同，經由預測殘差分解則發現股價對利率、房價有較高的解釋能力，但房價則幾乎不能解釋股價，也就是房價漲、股價一定上揚，但股價上揚，房價則不一定上揚，在領先程度方面，利率、股價都是房價的領先指標。林祖嘉等 (1998) 以台北市、高雄市以及台灣省 1971 年~1993 年的房價年資料來分析三者間的互動因果關係，實證結果顯示台北為台灣省的領先指標，且與高雄市間是互為因果的關係存在。彭建文、張金鶚 (2000) 利用共整合檢定與 VECM，檢視總體經濟變數對台灣各縣市房地產景氣的影響，發現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，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，顯示消化空餘屋可解決房地產市場長期不景氣現象。另外，台北縣預售屋房價消除均衡誤差的速度較台北市快，台北市和台北縣預售屋房價與其他變數間，短期時差關係並不明顯。

最近針對台灣房價報酬與總體變數關係之研究，Wang *et al.* (2008) 利用通貨膨脹率為門檻變數，利用門檻 VECM 檢測台灣房價報酬對抗通膨的效力，發現當通貨膨脹率大於 0.83% 時，房價報酬可以對抗通膨；反之則不行。Fang *et al.* (2008) 則利用 GARCH 模型檢測台灣房價報酬對抗預期與非預期通膨的效力，結果發現台灣房價報酬無法對抗預期與非預期通膨，主要原因是市場存在不對稱的槓桿效果。Nguyen Thi and Wang (2010) 研究房價報酬與總體經濟變數之間的關係與內生性結構改變的影響。實證結果發現，國內生產總值的增長會影響到通貨膨脹，但不會影響房價報酬，當考量結構改變的趨勢，發現台灣房價報酬無法對抗通膨。Wang (2010) 進一步擴展 Fang *et al.* (2008) 的研究，利用

GARCH 模型檢驗台灣與四個都會區：台北市、新北市、台中市與高雄市等地房價報酬是否可能對抗非預期通膨，實證結果發現台北市與台中市房價報酬無法對抗非預期通膨，但新北市與高雄市可以對抗部份的非預期通膨，原因是新北市與高雄市存在好消息大於壞消息的槓桿效果。

上述文獻的探討，不論是國內、外的研究，關於房地產景氣影響因素、房價報酬與總體經濟變數之關係，除 Wang *et al.* (2008) 之外，均只假設對稱（或線性）的模型進行討論，對於房地產市場可能受到不對稱訊息（或非線性）的影響等方面的研究成果較為欠缺。特別是對於本國房地產價格與總體經濟關係從未有文獻對此作深入探討，本文考慮本國的產出水準，股價、貨幣政策、以及物價的影響，並以非預期股市報酬作為代表景氣循環的門檻變數，建構出不對稱 TVECM，以探討總體經濟變數對房地產市場的影響，對本國房地產市場的研究提出新的實證結果。

3 實證模型與研究方法

3.1 模型的建立

彙總前述相關文獻的結論，我們可以瞭解下列幾種總體變數會影響到房價報酬，包括下列四項：

- (1) 物價：為了平穩物價，往往採取緊縮的貨幣政策，可能造成房價報酬的下降，如 Summers (1981)。但也有文獻發現影響是正負向不定，如張金鶚、賴碧瑩 (1990)。相似的結論，物價對 REITs 除了正向或負向的影響之外，也有文獻認為其影響效果有不確定性，如 Lu and So (2001) 及 Glascock *et al.* (2002) 等。
- (2) 股價：文獻支持股市與房市具有長期共整合關係，股價對房價報酬是正向的影響，如陳隆祺、李文雄 (1998)；但也有其他文獻的論點是不確定的，如張金鶚、賴碧瑩 (1990)。
- (3) 利率：當短期利率增加時，會使房價報酬下跌，如 Kau and Keenan (1981)、Reichert (1990)、林恩從等 (1997) 等。而利率對 REITs 也有負向的影響，詳見 Ewing and Payne (2005)。
- (4) 產出：當產出成長或所得提高，會造成房價報酬的上升，如林秋瑾等 (1996) 及張金鶚、賴碧瑩 (1990) 等。

在前述文獻的基礎下，本文建立影響房價指數 (*HPI*) 的總體相關變數，

包含：消費者物價指數 (CPI)、股票指數 (SI)、(名目) 利率 (R)、以及工業生產指數 (IP) 等 4 個變數，基期為 2001 年，所有變數均取自然對數。本文設定房價指數的函數型態如下：

$$HPI_t = F(CPI_t, SI_t, R_t, IP_t), \quad (1)$$

為了反映時間變動過程中 4 個變數對房價的影響，我們對 (1) 式進行全微分，可得：

$$\begin{aligned} \Delta HPI_t &= \frac{\partial F}{\partial CPI} \Delta CPI_t + \frac{\partial F}{\partial SI} \Delta SI_t + \frac{\partial F}{\partial R} \Delta R_t + \frac{\partial F}{\partial IP} \Delta IP_t \\ &= \phi_1 \Delta CPI_t + \phi_2 \Delta SI_t + \phi_3 \Delta R_t + \phi_4 \Delta IP_t. \end{aligned} \quad (2)$$

根據國內、外相關文獻的實證發現，消費者物價指數 (CPI)、股票指數 (SI)、利率 (R)、以及工業生產指數 (IP)，對於房價 (HPI) 的影響並無一定的結論，但根據 (2) 式，我們可以進行以下各項的假設檢定，了解台灣房地產與總體經濟變數之間的關係：(1) 當 ϕ_1 為正時，表示房價報酬可以對抗通貨膨脹，反之則否。(2) 當 ϕ_2 為正時，代表股市成長可帶動房市成長，兩市場為正向變動關係；而 ϕ_2 為負時，代表股市與房市存在反向變動關係。(3) 當 ϕ_3 為負時，代表調降利率可活絡房市，擴張貨幣政策可促進房市的發展，調升利率 (緊縮貨幣政策) 可抑制房市的發展；若 ϕ_3 為正時，貨幣政策對房地產市場的影響可能有限或無效。(4) 當 ϕ_4 為正時，代表產出成長可促進房市發展，反之則否。由於本文同時進行長期與短期的分析，因此總體經濟變數對房地產的影響，在長期與短期下也可能存在差異。⁴

為何不對稱訊息或景氣循環會使得總體經濟變數與房價產生不對稱的因果關係？景氣循環其實就是一種經濟波動的現象，Henry *et al.* (2004) 認為在不同的景氣條件下，經濟體的實質經濟活動會反應景氣的衰退與繁榮而存在不對稱反應，連帶的也會使得總體經濟變數之間的關係存在不對稱因果關係。經濟理論上名目變數受到實質變數的直接影響，因此在探討總體經濟與房價報酬之間的關係時，對於不對稱關係的存在當然要考量在內，若設立模型時忽略了變數之間不對稱性所反應出的非線性關係，而只用線性模型進行變數之間相關性的探討，如此一來將會得到偏誤的結論，而統計方法可以客觀的檢驗此現象是否存在。

⁴本文的 (1) 式及 (2) 式的縮減式模型估計，是為了避免變數存在內生性的問題，我們利用向量誤差修正模型進行估計。

我們首先假設 q_t 為景氣循環的門檻變數，可以將房價報酬與總體變數之間的關係，劃分成景氣好與景氣差等二種體制。在模型的實際運作中，我們採用遲延 (delay) d 期的 q_{t-d} 為門檻變數，並藉以檢定非線性模型是否存在，此優點可進一步得知房市落後總體變數景氣的時間，以及驗證房市與總體變數之間具有非線性的關係，依據 Tong (1978) 非線性的門檻模型可設定如下：

$$\begin{aligned} \Delta HPI_t = & (\phi_{11}\Delta CPI_t + \phi_{12}\Delta SI_t + \phi_{13}\Delta R_t + \phi_{14}\Delta IP_t)I[q_{t-d} > \gamma] \\ & + (\phi_{21}\Delta CPI_t + \phi_{22}\Delta SI_t + \phi_{23}\Delta R_t + \phi_{24}\Delta IP_t)[1 - I(q_{t-d} > \gamma)], \end{aligned} \quad (3)$$

(3) 式中， ϕ_{ij} 代表 i 體制的第 j 個參數， $i=1, 2$ ， $j=1, 2, 3, 4$ 。 d 為門檻變數之最適的遲延期數， γ 是最適的門檻值， $I[q_{t-d} > \gamma]$ 表示景氣好時期的指標變數，表示當 $q_{t-d} > \gamma$ 時， $I[\cdot]=1$ ，我們稱為上體制 (upper regime)；而 $[1 - I(q_{t-d} > \gamma)]$ 表示景氣差時期，稱為下體制 (lower regime)。在不同體制下，總體變數對房價的影響可能不相同。

以往分析房地產相關議題的文獻，多數以線性迴歸模型為主要的分析架構，因此對於房地產市場可能具不對稱調整的研究，則較為欠缺。本文利用非線性的計量方法，建立不對稱的門檻模型，對於房地產可否對抗通膨、對於貨幣政策的衝擊、對於產出成長以及股市的影響，提出多面向的解釋。

3.2 門檻向量自我迴歸模型

Tong (1978) 及 Tong and Lim (1980) 發展門檻自我迴歸 (threshold autoregressive; TAR) 模型，模型中不同體制主要透過門檻變數 (threshold variable) 與搜尋出之最適門檻值，劃分門檻變數大於門檻值與小於 (等於) 門檻值兩體制，TAR 模型採用反覆搜尋 (grid search) 的方式來找到最適門檻值。反覆搜尋的概念是藉由找到最小的誤差平方和 (sum square of error; SSE) 尋找可能的結構改變點。⁵

傳統單變量門檻自我迴歸模型並無法將變數間的動態效果考量在模型內，因此多變量模型分析時，必須以門檻向量自我迴歸 (threshold vector autoregressive model; TVAR) 模型進行估計。TVAR 模型是將 Tong (1978) 的 TAR 模型擴展至 VAR 模型，TVAR 模型設定如下 (兩體制為例)：

⁵ 台灣的 TAR 相關研究包括，李建強 (2006) 引進門檻迴歸模型，以通貨膨脹率作為門檻變數，探討台灣地區在不同通膨率門檻值下，金融發展對經濟成長的影響效果有何不同。沈中華、陳建福 (2004) 則採用不對稱門檻共整合模型，探討上海及深圳股市之間長期不對稱的均衡關係，並且分析 B 股開放政策對大陸股市的影響。

$$Z_t = (A_1 + \sum_{i=1}^p \Phi_{1,i} Z_{t-i}) I(q_{t-d} > \gamma) + (A_2 + \sum_{i=1}^p \Phi_{2,i} Z_{t-i}) (1 - I(q_{t-d} > \gamma)) + \varepsilon_t, \quad (4)$$

其中 Z_t 為模型內生變數矩陣， Φ 為估計係數矩陣， p 為解釋變數的落遲 (lag) 期數， q_{t-d} 為門檻變數， d 為門檻變數的遲延 (delay) 期數， γ 為門檻值，誤差項 $\varepsilon \sim iid$ ，且 $E(\varepsilon_t | \Omega_{t-1}) = 0$ ， $E(\varepsilon_t^2 | \Omega_{t-1}) = \sigma^2$ ，而 Ω_{t-1} 為前一期的訊息集合， $I(\cdot)$ 為體制的指標函數，我們設定 $I(q_{t-d} > \gamma) = 1$ ，反之 $I(q_{t-d} \leq \gamma) = 0$ 。

在進行 TVAR 模型估計前，須先確定式 (4) 的門檻效果是否存在，虛無假設為線性 VAR 模型，而對立假設為非線性 VAR 模型。可利用 Tsay (1998) 進行模型線性檢定：假設有一個資料組合 $\{Y_t, X_t, q_t\}$ ， $t=1, 2, \dots, n$ ，其中， $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})'$ 為 k 維度的時間序列， $X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{pt})'$ 為 p 維度的外生解釋變數， p 為解釋變數的落遲期數， q_t 為門檻變數， d 為門檻變數的遲延期數，且在 p, d 為已知。在檢定 Y_t 是否為非線性之目的下，模型架構為：

$$Y_t' = \Pi_t' \Phi + \varepsilon_t', \quad t = h+1, \dots, n, \quad (5)$$

其中 $h = \max(p, d)$ ， $\Pi_t = (1, Y_{t-1}', \dots, Y_{t-p}', X_{t-1}', \dots, X_{t-p}')$ 具有 $pk + pv + 1$ 維度的迴歸式， Φ 為係數矩陣。若是 Y_t 為線性的虛無假設成立，式 (5) 的估計是有效的，否則將有所偏誤。將門檻變數由小而大排列，並定義第 i 小的元素為 $q(i)$ ，令 $t(i)$ 為 $q(i)$ 的時間指數，與依門檻變數由小至大重新排列而成的排序自迴歸 (arranged autoregression; ARR) 為：

$$Y_{t(i)+d}' = \Pi_{t(i)+d}' \Phi + \varepsilon_{t(i)+d}', \quad i = 1, \dots, n-h. \quad (6)$$

Tsay 利用遞迴最小平方法 (recursive least squares method; RLS) 獲得 ARR 的預測殘差，進而以標準化預測殘差建構檢定統計量。而預測殘差及標準化殘差分別為：

$$\begin{aligned} \hat{\varepsilon}_{t(m+1)+d} &= Y_{t(m+1)+d} - \hat{\Phi}_m' \Pi_{t(m+1)+d}, \\ \hat{\eta}_{t(m+1)+d} &= \hat{\varepsilon}_{t(m+1)+d} / [1 + \Pi_{t(m+1)+d}' V_m \Pi_{t(m+1)+d}]^{1/2}, \\ V_m &= [\sum_i^m \Pi_{t(i)+d}' \Pi_{t(i)+d}]^{-1}, \end{aligned} \quad (7)$$

遞迴殘差為：

$$\hat{\eta}_{t(l)+d} = \Pi_{t(l)+d}' \Psi + w_{t(l)}', \quad l = m_0 + 1, \dots, n-h. \quad (8)$$

Tsay 採用 $C(d)$ 檢定統計量來檢定是否呈現非線性特徵，其虛無假設

$H_0: \Psi = 0$ ，表示 Y_t 為線性；對立假設 $H_1: \Psi \neq 0$ ，表示 Y_t 為非線性，服從自由度為 $k \times (pk + pv + 1)$ 的卡方分配：

$$C(d) = [n - h - m_0 - (pk + pv + 1)] \times \{\ln[\det(S_0)] - \ln[\det(S_1)]\}, \quad (9)$$

$$S_0 = 1 / (n - h - m_0) \sum_{l=m_0+1}^{n-h} \hat{\eta}_{t(l)+d} \hat{\eta}'_{t(l)+d},$$

$$S_1 = 1 / (n - h - m_0) \sum_{l=m_0+1}^{n-h} \hat{w}_{t(l)+d} \hat{w}'_{t(l)+d}, \quad (10)$$

當 $C(d)$ 統計量拒絕線性虛無假設，則表示模型存在門檻效果（非線性）。

則下一步即是求得遲延期數 d 及門檻值 γ 兩參數。透過以下的程序介紹如何進行估計門檻模型：

假設解釋變數之落遲期數 p 及體制數均已知，門檻變數 q_{t-d} ，若以兩體制為例，模型可表示如下：

$$Y_t = \begin{cases} \Pi'_t \Phi_1 + \sum_1^{1/2} a_t & \text{如果 } q_{t-d} > \gamma \\ \Pi'_t \Phi_2 + \sum_2^{1/2} a_t & \text{如果 } q_{t-d} \leq \gamma \end{cases} \quad (11)$$

若給定 γ 及 d ，則上式可視為兩條獨立的線性迴歸，可求得 Φ_i 與 Σ ：

$$\hat{\Phi}_i(\gamma, d) = \left(\sum_t^{(i)} \Pi_t \Pi'_t \right)^{-1} \left(\sum_t^{(i)} \Pi_t Y'_t \right), \quad (12)$$

$$\hat{\Sigma}_i(\gamma, d) = \sum_t^{(i)} (Y_t - \Pi'_t \hat{\Phi}_i^*) (Y_t - \Pi'_t \hat{\Phi}_i^*)' / (n_i - k),$$

$\sum_t^{(i)}$ 為每一個體制內觀察值加總， $\Phi_i^* = \hat{\Phi}_i(\gamma, d)$ ， n_i 為 i 體制內的樣本數， k 是 X_t 的維度且滿足 $k < n$ 。

殘差平方和定義為：

$$S(\gamma, d) = S_1(\gamma, d) + S_2(\gamma, d), \quad S_i(\gamma, d) = \text{trace}[(n_i - k) \hat{\Sigma}_i(\gamma, d)], \quad (13)$$

γ 及 d 的最適化條件為 $\arg \min_{\gamma, d} S(\gamma, d)$ ， $1 \leq d \leq d_0$ 且 $\gamma \in R_0$ 。當獲得了最適門檻值 (γ) 與遲延期數 (d)，即可建構出最適的多變量門檻模型。

另一方面，由於變數之間亦可能具長期共整合關係，因此當檢驗出長期關係是穩定時，本文將另行利用 TVECM 進行估計，TVECM 相對於 TVAR 模型，只差異在式 (4) 中，也包括短期偏離調整的誤差修正項 (error correction term; ECT)，以進行短期失衡的調整。因此式 (4) 可改寫如下：

$$Z_t = (A_1 + \sum_{k=1}^p \Phi_{1,k} Z_{t-k} + \omega_1 ECT_{t-1}) I(q_{t-d} > \gamma) + (A_2 + \sum_{k=1}^p \Phi_{2,k} Z_{t-k} + \omega_2 ECT_{t-1}) (1 - I(q_{t-d} > \gamma)) + \varepsilon_t, \quad (14)$$

上式中， $Z_t = (\Delta HPI_t, \Delta CPI_t, \Delta SI_t, \Delta R_t, \Delta IP_t)^T$ 為內生變數矩陣，體制 $i=1, 2$ ， $k=1 \sim p$ 為變數之落遲期數， $A_i = (a_i^{\Delta HPI}, a_i^{\Delta CPI}, a_i^{\Delta SI}, a_i^{\Delta R}, a_i^{\Delta IP})^T$ 為常數矩陣， $\Phi_{i,k} = []_{5 \times 5}$ ，為估計係數矩陣， $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^{\Delta HPI}, \varepsilon_t^{\Delta CPI}, \varepsilon_t^{\Delta SI}, \varepsilon_t^{\Delta R}, \varepsilon_t^{\Delta IP})^T$ 為殘差矩陣。 $\omega_i = (\omega_i^{\Delta HPI}, \omega_i^{\Delta CPI}, \omega_i^{\Delta SI}, \omega_i^{\Delta R}, \omega_i^{\Delta IP})^T$ 分別為體制 i 之前一期長期誤差修正項 (ECT) 的估計參數矩陣，即調整係數矩陣。由於我們主要分析總體經濟變數對房價報酬的影響，因此 (14) 式可進一步展開如下：

$$\Delta HPI_t = \begin{cases} a_1^{\Delta HPI} + \sum_{k=1}^p \Phi_{11k} \Delta HPI_{t-k} + \sum_{k=1}^p \Phi_{12k} \Delta CPI_{t-k} + \sum_{k=1}^p \Phi_{13k} \Delta SI_{t-k} \\ + \sum_{k=1}^p \Phi_{14k} \Delta R_{t-p} + \sum_{k=1}^p \Phi_{15k} \Delta IP_{t-k} + \omega_1^{\Delta HPI} ECT_{t-1} + \varepsilon_{1t}^{\Delta HPI}, & q_{t-d} > \gamma \\ a_2^{\Delta HPI} + \sum_{k=1}^p \Phi_{21k} \Delta HPI_{t-k} + \sum_{k=1}^p \Phi_{22k} \Delta CPI_{t-k} + \sum_{k=1}^p \Phi_{23k} \Delta SI_{t-k} \\ + \sum_{k=1}^p \Phi_{24k} \Delta R_{t-k} + \sum_{k=1}^p \Phi_{25k} \Delta IP_{t-1} + \omega_2^{\Delta HPI} ECT_{t-1} + \varepsilon_{2t}^{\Delta HPI}, & q_{t-d} \leq \gamma \end{cases}, \quad (15)$$

其中 (15) 式的 $\sum_{k=1}^p \Phi_{ijk}$ ， $i=1, 2$ ； $j=1, \dots, 5$ ，表示體制 i 第 j 個解釋變數並有 $k=1 \sim p$ 期落遲的係數， ECT_{t-1} 為前一期的長期均衡誤差，即誤差修正項：

$$ECT_{t-1} = HPI_{t-1} - \rho_1 - \rho_2 CPI_{t-1} - \rho_3 SI_{t-1} - \rho_4 R_{t-1} - \rho_5 IP_{t-1}, \quad (16)$$

上式的 $\rho_i (i=0, \dots, 5)$ 為共整合方程式參數，為了確認短期動態影響的因果關係，我們利用 Wald 檢定，檢驗短期之間的 4 個總體變數的變動對房市報酬的影響，即強外生性檢定。根據 (15) 式的多變量 TVECM，在上體制時，因果關係檢定虛無假設為 $H_0: \Phi_{1j} = 0$ ， $j=2, \dots, 5$ ，此表示總體變數的衝擊不影響房市報酬，拒絕此虛無假設表示總體變數的衝擊會影響房市報酬；在下體制時，因果關係檢定虛無假設則為 $H_0: \Phi_{2j} = 0$ ， $j=2, \dots, 5$ 。另外，由係數和 $\sum \Phi_{1j}$ ($\sum \Phi_{2j}$)，可判斷出短期動態調整過程中，上 (下) 體制內的總體變數對於房價報酬的個別影響為正向或是負向。

此外，我們可透過上、下兩體制的誤差修正項的調整係數 $\omega_1^{\Delta HPI}$ 、 $\omega_2^{\Delta HPI}$ 是否顯著，判斷總體變數對房價是否存在短期偏離調整的特性，當調整係數

$\omega_1^{\Delta PHI}$ 、 $\omega_2^{\Delta PHI}$ 顯著時，總體變數對房價具有弱外生性 (weak exogenous)。由因果關係檢定及落遲參數值，我們可檢驗不同體制下，長期與短期，台灣總體變數的衝擊對房價報酬的影響。⁶

4 實證結果

4.1 資料說明

本文使用月資料，使用的變數資料包括：台灣信義房價指數 (Sinyi housing index of Taiwan) (HPI)、消費者物價指數 (2001=100) (CPI)、央行重貼現率 (i)、工業生產指數 (2001=100) (IP)、以及台灣加權股價指數 (SI)。研究期間為 1991 年 7 月至 2006 年 6 月，共計 180 筆樣本，信義房價指數資料取自台灣信義房屋仲介公司公佈的房價指數，消費者物價指數 (CPI)、央行重貼現率 (i)、工業生產指數 (IP)、以及台灣加權股價指數 (SI) 取自台灣行政院主計處總體經濟統計資料庫。另外，我們設定貨幣政策的影響因子-利率為 $R = (1+i)$ ，進行模型的估計與檢定時，所有變數均取自然對數。⁷

圖 1 分別為房價指數(HPI)、消費者物價指數 (CPI)、股價指數 (SI)、利率 (R)、以及工業生產指數 (IP) 等 5 個變數的走勢圖 (取自然對數值)。由 5 個變數的走勢可發現，從 1991 至 2002 年之間，房價基本上呈現下跌走勢，2002 至 2006 年間則呈現上揚。其他 4 個總體變數，消費者物價指數與工業生產指數呈上升趨勢。利率走勢大致呈現下跌，2000 年之前的走勢較為平穩，2000 年以後利率下跌的趨勢較之前為快速。綜合來說，2000 以前房價指數與利率之間大致呈同方向且下跌趨勢，2000 之後則呈上升現象，二者方向較為一致。而消費者物價指數、股價指數、以及工業生產指數在 2000 年以前與房價指數大致呈現反向的走勢，而在 2000 之後則呈同向且上升。因此我們發現，在長期與短

⁶“強外生性檢定”及“弱外生性檢定”的意義可參考附錄一的說明。

⁷本文使用「重貼現率」的理由是，重貼現率變動，在一定程度上反映了中央銀行的政策意向，因而具有一種貨幣政策宣告作用，因此重貼現率，常為中央銀行控制通貨的手段之一。預測市場利率的可能變動，重貼現率，常是最好的先行指針。另一方面，本文將利率採用 $(1+i)$ 方式，是套用複利的計算本利和公式而來，例如：

$$A = P \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\left(1 + \frac{i}{n} \right)^n \right] = P \left[\lim_{x \rightarrow 0} (1+x)^{1/x} \right] = Pe$$

A ：本利和、 P ：本金、 i ：利率、 e 是自然對數。令 $P=1$ ，取自然對數後， $\log(e^i) = i \log(e) \cong i$ 。 $\log(1+i)$ 是近似 i 。如此一來利率變數，就能夠與其他 (報酬) 變數作相同的轉換方式，便於文字上的說明，將 $(1+i)$ 取對數，再經一階差分後，即可得到近似的變動 (或稱成長) 率。

期，4 個總體變數與房價之間的走勢與變動並非固定同向，可能隨時間改變而產生不同的影響效果。另外，我們也發現以資料初步觀察，4 個總體變數中以股價指數的變動頻繁最高，波動也較為激烈，而且股價指數的趨勢變化似乎有領先房價的現象。

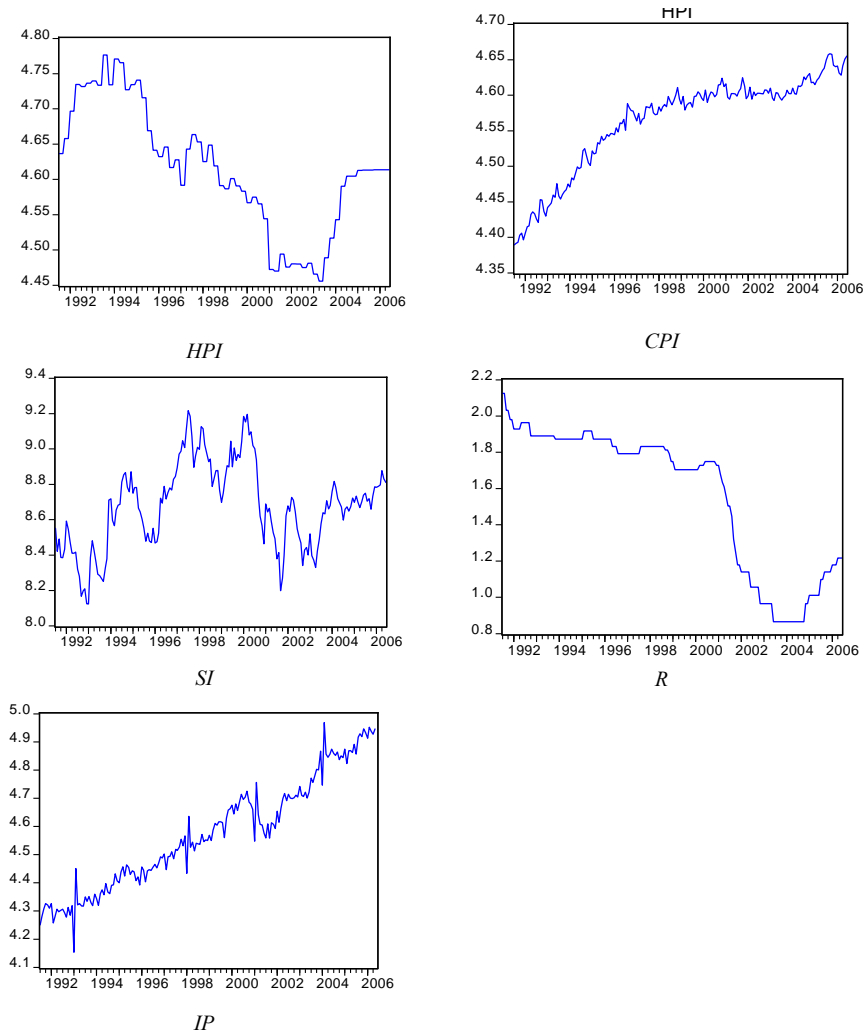


圖 1：HPI 房價、CPI 消費者物價指數、SI 股價指數、R 重貼現率與 IP 工業生產指數的時間趨勢圖（取對數值）

表 1 的敘述統計量報告實證變數的變動率（或報酬）的平均值與標準差（變數自然對數後取差分），在平均值方面，5 個變數中房價與利率平均變動率為

負值，此表示在本文研究期間內，房價報酬並未增加，由利率的表現可看出，央行大都持續寬鬆的貨幣政策。另外，消費者物價指數、股價指數、以及工業生產指數均呈現正向的成長，以工業生產成長最大。在標準差方面，由於標準差代表各市場的風險，依風險的角度來說明，5 個變數中以股市的風險最大，而物價變動的風險最小，由圖 1 與表 1 來看，股市波動大且領先其他總體變數，充分反應出景氣變化的訊息。

表 1：變數的基本統計量

變數	平均值	標準差
ΔHPI 房價指數變動率	-0.012	1.409
ΔCPI 消費者物價指數變動率	0.146	0.909
ΔSI 股票加權指數變動率	0.156	8.329
ΔR 利率變動率	-0.510	2.629
ΔIP 工業生產指數變動率	0.390	5.151

註：基期為 2001 年，原始變數取對數值再取差分。

4.2 實證結果

本文實證步驟中，首先進行單根檢定，確定變數之間的恆定性，當所有變數具 I(1) 特徵時，再利用 Johanson (1988) 共整合檢定法，檢驗房價、消費者物價、利率、股價、與工業產出等 5 個變數之間是否存在長期共整合關係。當共整合關係存在時，我們進行線性檢定，當拒絕線性假設時，我們進一步估計非線性 TVECM，探討短期的偏離調整，進行因果關係檢定。

表 2 報告 5 個變數水準項與一次差分項 ADF 單根檢定結果，ADF 單根檢定迴歸式中，我們同時使用包括常數項與常數項加上時間趨勢二種迴歸式進行檢定，根據 AIC (Akaike information criterion) 準則選取最適落遲期數。⁸ 最後檢定結果發現所有變數均為 I(1)。在變數水準項均為 I(1) 且一次差分項為 I(0) 下，我們進行檢定房價與 4 個總體變數是否存在共整合關係，共整合檢定虛無假設定如下：

$$H^*(\theta): \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta' y_{t-1} + \rho_0) + \alpha_{\perp} \varepsilon_0, \quad (17)$$

(17) 式中， y_t 為內生變數， y_t 是外生變數， θ 為共整合向量個數， α_{\perp} 為一固

⁸有關落後期數對單根檢定的影響，詳見黃柏農 (1993)。

定趨勢 (deterministic) 項，確保 $\alpha' \alpha_{\perp} = 0$ ，另外 $\Pi = \alpha\beta'$ 為共整合向量。我們利用 Johanson (1988) 檢定法中 Trace 與 Maximum-特徵根值 (eigenvalue-簡稱 λ) 二種檢定統計量進行檢定。為了檢定 r 個共整合關係，我們可以循序由 $r=0$ 至 $r=k-1$ 進行檢測。Trace 檢定的虛無假設是至多 r 個共整合向量，即 $\text{Rank}(\Pi) \leq r$ ，對立假設是 k 個共整合關係， k 是內生變數的個數。 $r=0, 1, \dots, k-1$ 。在 r 個共整合關係的虛無假設下，Trace 統計量為：

$$LR_{\text{trace}}(r|k) = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (18)$$

Maximum-特徵根值統計量的虛無假設是 r 個共整合向量，對立假設是 $r+1$ 個共整合關係，統計量為：

$$LR_{\text{max}}(r|r+1) = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1}), \quad (19)$$

T 是觀察值個數，由矩陣 Π ，可以估計出特徵根估計值 $\hat{\lambda}_i$ 以及 r ，當 r 被估計出時， LR_{trace} 與 LR_{max} 檢定統計量可進一步被計算出來進行檢定。

表 2：ADF 單根檢定

水準項	一次差分項				
	變數	常數項	常數項+時間趨勢	常數項	常數項+時間趨勢
HPI	-1.06 [0]	-1.35 [0]	ΔHPI	-13.27** [0]	-13.23** [0]
CPI	-2.73 [8]	-2.60 [8]	ΔCPI	-12.27** [7]	-6.91** [7]
SI	-2.31 [7]	-2.37 [7]	ΔSI	-5.88** [6]	-5.90** [6]
R	-1.26 [3]	-2.52 [3]	ΔR	-5.09** [2]	-5.07** [2]
IP	0.26 [13]	-2.50 [13]	ΔIP	-6.49** [13]	-6.47** [13]

註：所有變數均取自然對數，ADF 單根檢定迴歸式中，使用包括常數項與常數項加上時間趨勢二種迴歸式進行檢定，我們根據 AIC 準則選取最適落遲 (Lag) 期數，[.] 內為最適落遲期數，** 表示顯著於 5% 的水準。二種迴歸式下，5% 臨界值分別為 -2.87 及 -3.43 (參閱 MacKinnon, 1996)。

表 3 報告共整合檢定的結果，在 5% 水準下， LR_{trace} 檢定結果顯示存在 2 個共整合向量，而 LR_{max} 檢定顯示存在 1 個共整合關係，因此我們採較嚴謹的作法，考慮第一個共整合向量，此長期關係表示如下：⁹

⁹ 本文選擇最大落遲期數 (p) 為 12 期，根據 AIC 準則，共整合檢定最適落遲期數 (p) 設定為 4 期。另一方面，由於另一長期均衡關係式與理論預期不合，因此我們僅考量第一個長期關係。

$$\text{HPI}_t = -13.5 + 7.26\text{CPI}_t - 1.06\text{SI}_t + 0.55\text{R}_t - 1.44\text{IP}_t$$

p-值 (0.00) (0.00) (0.00) (0.00) (0.00) , (20)

由 (20) 式可知，消費者物價與利率對房價的影響為正，但股價與工業生產指數對房價的影響為負。此結果表示，長期而言消費者物價與房價變動呈同方向變動，而股市與房地產市場之間為反向變動關係，工業生產成長無法明顯地帶動房價上升；另外，對於政府的貨幣政策對房市的衝擊；當央行利率改變時，房價與利率同方向的改變，此發現不同理論的觀點，但我們根據圖 1 與表 1 的發現，擴張性的貨幣政策使得借款成本減少，但對房價的影響並不明顯；另外，由常數項估計值可知，平均而言房價是呈下跌的，可以進一步與表 1 的結果相互應。比較各總體變數對房價的長期係數（彈性）值的大小，房價對消費者物價的價格彈性最大，而以利率的最小，顯示出本國房價受到物價指數的影響大於貨幣政策的效果，可部份解釋為何利率與房價呈同向變動的原因，此發現與陳隆祺、李文雄 (1998) 一致。

表 3：共整合檢定 (5 個變數)

虛無假設	對立假設	統計值	5%臨界值
<i>LR_{trace}</i> 檢定			
$\tau = 0$	$\tau > 0$	94.7**	69.8
$\tau \leq 1$	$\tau > 1$	54.3**	47.8
$\tau \leq 2$	$\tau > 2$	29.3	29.7
$\tau \leq 3$	$\tau > 3$	12.9	15.4
$\tau \leq 4$	$\tau > 4$	3.70	3.84
<i>LR_{max}</i> 檢定			
$\tau = 0$	$\tau = 1$	40.3**	33.8
$\tau = 1$	$\tau = 2$	25.0	27.5
$\tau = 2$	$\tau = 3$	16.4	21.1
$\tau = 3$	$\tau = 4$	9.24	14.2
$\tau = 4$	$\tau = 5$	3.70	3.84

註：共整合檢定向量自我迴歸模型的最適落遲期數，由 LR 檢定統計量決定，**表示顯著於 5% 的水準。

由於房價與總體變數之間存在共整合關係，因此建構向量誤差修正模型進行因果關係檢定時，我們加入誤差修正項的影響，分析短期失衡的偏離調整，

進一步確認變數間的動態影響。¹⁰ 另外，為了瞭解房價與總體變數之間是否存在非線性的關係，首先必須對模型進行線性檢定，以確認本文實證模型的最適架構。在線性檢定的過程中，本文所遵循的是 Tsay (1998) 線性檢定模式，其中虛無假設為線性 VECM，而對立假設為非線性 TVECM。

在進行線性檢定時，門檻變數的選擇是一個重要問題，由於房地產市場一般具有景氣好與景氣不佳的階段，且具有落後一般金融市場景氣的現象。¹¹ 根據表 1 與圖 1 的結果，本文依循 Huang *et al.* (2005) 的作法，延伸其油價衝擊對經濟活動的影響的模式，將股市波動作為景氣變化的門檻變數，轉移到探討本文的議題；另一方面，最近針對台灣房市與股市之間的研究，簡智崇等 (2008) 發現二者之間存在互動關係。股市是經濟的櫥窗，而股價的變化不但可以反映對未來經濟前景的預期，也能將非預期到的正、負向衝擊迅速地反映在總體變數上，因此如 Domian and Louton (1997) 及 Sarantis (2001) 將股價報酬作為景氣循環的替代變數，以反映整體經濟景氣變化的程度，而本文更進一步認為，預期股價報酬可能事先被市場知悉而預作反應，因此選擇非預期的股票報酬以凸顯經濟體景氣變化的缺口，此景氣訊息可以有效地反應出房地產市場景氣的變化。¹²

根據 Huang *et al.* (2005) 的設定模式，先行估計股價報酬之 AR(12)-GARCH(1,1) 模型之後，再取得該模型標準化殘差數列作為 TVECM 的門檻變數，但檢定過程中，因為股價報酬方程式之 (G)ARCH 特性並不顯著，因此模型只採用 AR(12) 模型，我們特別加入各月份的虛擬變數 (D_j , $j=1..12$)，以消除月資料內的季節性干擾，提高模型本身的配適程度，故模型設定如下：

$$\begin{aligned}\Delta SI_t &= \sum_{j=1}^{12} \Phi_j D_j + \sum_{j=1}^{12} \phi_j \Delta SI_{t-j} + \varepsilon_{st} \\ \Rightarrow q_t = \varepsilon_{st} &= \Delta SI_t - \sum_{j=1}^{12} \Phi_j D_j - \sum_{j=1}^{12} \phi_j \Delta SI_{t-j},\end{aligned}\quad (21)$$

根據式 (21)，我們選取使模型存在非線性的門檻變數 (非預期股價報酬變化)：

¹⁰ 本文進一步進行弱生性檢定，以確認各個解釋變數與門檻變數的弱外生性，其結果報告在附錄二的附表 1。

¹¹ 由於考慮景氣循環的影響，因此本文不採用傳統方式以誤差修正項作為 TVECM 門檻變數。但在時間序列分析時，常用遲延 d 期的變數當成門檻變數，由於門檻變數必須為外生變數，因此本文先設定先以非預期的股票報酬當成門檻變數，再經由弱外生性檢定來確認門檻變數的外生性。

¹² 雖然文獻多利用經濟成長的波動代替景氣循環當成門檻變數，但本文因月資料的使用以 IP 替代所得變數，但 IP 成長特性無法完全反應出經濟成長的波動，本文以非預期股票報酬當成門檻變數的原因，一是股價資料頻率較高，反應經濟訊息較 IP 為快且多元，另一則已有相當多的文獻利用非預期股票報酬當成門檻變數，反應景氣循環。

ε_{st-d}) 及相對應的門檻值。本文以 ε_{st-d} 數列作為 TVECM 的門檻變數，藉以區分出正、負向衝擊的體制。從另外的觀點，景氣擴張期間往往出現許多的正向衝擊，而在景氣衰退期間也往往充斥許多的負面衝擊，這就是為何正、負向衝擊也能彰顯出景氣循環的理由。正向、負向衝擊體制正隱含著景氣循環的擴張或衰退，展現景氣循環的另一種模式。¹³

表 4 報告線性檢定的結果，由檢定統計量卡方 (chi-squared) 檢定的 p-value，當門檻變數 $q_{t-d} = \varepsilon_{st-d}$ 的遲延期數為 4 期時 ($d=4$)，模型的檢定結果顯著拒絕線性模型的假設 (模型選擇採用顯著水準最高)，確認實證模型應具備非線性的架構，此隱含前 4 期股價變動的動能 (報酬)，可反應出房價與總體變數之間存在非線性的調整，因此僅利用線性結構進行檢測，可能有所偏誤。

表 4：線性檢定結果 (χ^2 檢定的 p-value)

$d \backslash p$		p			
		1	2	3	4
d	1	0.06	0.02	0.09	0.15
	2		0.82	0.89	0.99
	3			0.24	0.16
	4				0.01

註：本表數字為檢定統計量 χ^2 檢定的 p-value，以非預期的股價報酬變化作為門檻變數捕捉景氣的變化， P 是向量自我迴歸模型的落遲期數， d 為門檻變數的遲延 (delay) 期數，模型選擇採用顯著水準最高。本表檢定結果是對應本文中 p13 式 (9) 之 $C(d)$ 卡方檢定後的結果，其中包括有不同的條件設定 ($p=1\sim 4$, $d=1\sim 4$)。其中， d 只出現在線性檢定，以及非線性的門檻模型之門檻變數的參數設定。本表的門檻遲延期數 (d)，與迴歸模型解釋變數的落遲期數 (p)，可對應式 (6)-(10) 以及式 (14)。

根據表 4 的檢定結果，我們透過門檻變數 ε_{st-4} 將體制區分為景氣擴張期間與景氣衰退期間等兩種體制，當 ε_{st-4} 大於門檻值時稱為上體制，小於 (或等於) 門檻值時稱為下體制。我們根據 (15) 式的設定，估計雙體制的 TVECM，並在不同體制下進行因果關係檢定，以瞭解總體經濟對房價報酬的影響。本文利用門檻向量迴歸的意義，主要是找出影響變數之間的不同架構，本文想藉由

¹³ (21) 式的殘差項，是去除季節性後之非預期的股價報酬變化，再加以遲延 d 期， ε_{st-d} 就是用來作為 TVECM 模型的門檻變數，藉以區分出正、負向衝擊的體制。並非透過 (21) 式來選取非線性的殘差項。本文透過此一選取得過程，可以找到一個使模型具有非線性特質的門檻變數 (去除季節性後之非預期股價報酬變化： ε_{st-d}) 與相對應的門檻值。中間選取過程，主要是透過格點搜尋 (grid search) 的方式進行，可以藉此得到多次估計結果，本文參照 Weise (1999)，從多次估計結果中，挑選最小的殘差共變異矩陣之行列式值 (determinant of residual covariance) 作為最適門檻值。

TVECM 的估計結果來展現，總體經濟變數對房價報酬的影響。¹⁴

表 5 報告 TVECM 因果關係檢定結果，模型解釋變數之最適落遲期數為 $p=4$ 以及門檻變數的遲延期數為 $d=4$ ，最適的門檻值 $=-4.5602\%$ ，根據式 (15)，當 $\varepsilon_{st-4} > -4.5602\%$ 時為景氣擴張時期，稱為上體制，而當 $\varepsilon_{st-4} \leq -4.5602\%$ ，為景氣衰退的時期，稱為下體制。我們利用 Wald 係數聯合檢定，總體經濟變數對房市報酬是否具強外生性（短期效果），虛無假設為 $\Phi_j(L)=0$ ， $j=2, \dots, 5$ ；以及弱外生性（長期失衡的偏離調整），虛無假設為 $\omega_i=0$ 。強外生性與弱外生性假設檢定，主要檢測 4 個總體變數對房價報酬是否存在短期的落後影響與長期均衡的偏離調整。表 5 的結果顯示，在上體制；因為無法拒絕虛無假設 $\Phi_{12}=0$ 、 $\Phi_{13}=0$ 、 $\Phi_{14}=0$ 、以及 $\Phi_{15}=0$ ，表示通貨膨脹率、台灣股市報酬率、利率、以及工業生產指數成長率無法直接影響房價報酬，此 4 個總體變數對房價報酬均不存在強外生性的效果。另外，拒絕 $H_0: \omega_1^{AIP1}=0$ 且係數值為負 (-0.154)，表示雖然通貨膨脹率、台灣股市報酬率、利率、以及工業生產指數成長率在短期無法直接影響房價報酬，但透過誤差修正調整機制的穩定調整（短期失衡調整至長期均衡的過程），4 個變數仍可間接影響房價報酬，此即為弱外生性的效果。在下體制；因為拒絕 $H_0: \Phi_{22}=0$ 以及 $H_0: \Phi_{23}=0$ 且影響係數值為正（分別為 1.66 和 0.22），通貨膨脹與股市報酬對房價報酬的影響顯著為正向，表示通貨膨脹與股市報酬增加會造成房價報酬增加；拒絕 $H_0: \Phi_{24}=0$ 且影響係數值為負，利率變動對房價報酬的影響為負向，表示央行提高利率會使房價報酬減少；不拒絕 $H_0: \Phi_{25}=0$ 且影響係數值為正，工業產出成長對房價報酬的影響為正向但不顯著。最後由於無法拒絕 $H_0: \omega_2^{AIP1}=0$ ，表示通貨膨脹率、台灣股市報酬率、利率、以及工業生產指數成長率無法透過誤差修正機制的調整影響房價報酬，4 個總體變數對房價報酬弱外生性效果並不存在。

由上述的實證結果可以發現，由落遲期數為 $p=4$ 及遲延期數 $d=4$ ，顯示房價落後總體經濟約 4 期，因此不論是政府政策的執行或投資以對抗通膨的觀點，房市反應總體經濟的影響，約 4 個月後效果方能呈現，而房市景氣的循環大致亦落後股市 4 個月。此一發現、對於投資人、購屋者以及政府對於房地產景氣掌握和投資策略、資產配置，均可提供參考。另一方面，由 TVECM 估計結果，我們發現股市非預期報酬的波動訊息變化，使得總體經濟變數對房地產有不同的影響，非預期股票報酬大於門檻值時，此為房地產景氣時期，4 個總體變數的變動均不會影響房市報酬，市場處於自動調整及自我回復的階段，此

¹⁴門檻檢定等相關之穩健性分析，參閱附錄三之附表 2 與附表 3。

表示在景氣擴張時期，短期內不論是貨幣政策或股市等相關訊息均不影響房地產市場；但當非預期股票報酬小於門檻值時，此為景氣衰退時期，投資房市可對抗通貨膨脹，股市與房地產市場存在反向變動關係，而此時政府若採取寬鬆的貨幣政策，可幫助房地產市場的復甦。因此，在景氣衰退時期，當政府對房地產市場進行干預時，市場不存在自動調整及自我回復的功能，長期偏離調整機制不復存在。

表 5：非線性模型因果關係檢定

TVECM (落遲期數=4)	上體制			下體制		
	Wald 檢定	係數和	$\sum \Phi_1$	Wald 檢定	係數和	$\sum \Phi_2$
強外生性檢定						
$H_0: \Phi_{i2} = 0$	1.40	(0.85)	-0.10	15.64**	(0.00)	1.66
$H_0: \Phi_{i3} = 0$	1.38	(0.85)	0.03	9.81**	(0.04)	0.22
$H_0: \Phi_{i4} = 0$	7.49	(0.11)	-0.24	10.40**	(0.03)	-0.35
$H_0: \Phi_{i5} = 0$	7.69	(0.10)	-0.32	6.62	(0.16)	-0.01
弱外生性檢定						
			誤差修			誤差修
			正係數			正係數
$H_0: \omega_i^{MPI} = 0$	6.63**	(0.01)	-0.154	0.65	(0.41)	-0.08

註：Wald 係數檢定是利用 χ^2 檢定， $H_0: \Phi_i = 0$ 的強外生性檢定，自由度為 4；而 $H_0: \omega_i^{MPI} = 0$ 為弱外生性檢定。**表示 5% 顯著水準，() 內為 p 值。

另外，由估計門檻值小於 0 來看，對於房地產市場而言，只要當非預期股票報酬大於 -4.5602%，便足夠預期未來 4 個月後房地產景氣將好轉，而當非預期股票報酬小（等）於 -4.5602%，預期未來 4 個月後房地產景氣將變差，此一結果，對於投資人資產配置（如股市與房地產市）與政府房市政策的執行，有相當大的參考價值。

為了比較非線性模型的估計結果優於線性模型，我們同時估計線性 VECM，表 6 報告線性 VECM 的估計，4 個總體經濟變數中，只有利率對房地產市場存在外生性的影響，由係數聯合檢定可知，寬鬆貨幣政策有助於房市成長，而其他總體變數則透過長期均衡的偏離調整影響房價報酬，存在弱外生性；另外，調整係數 (-017) 相當接近表 5 中 TVECM 上體制的調整係數 (-015)。我們比較表 5 與表 6 的結果，線性的估計結果只能顯示出貨幣政策執行的效果不彰，以及無法彰顯房地產可以對抗通膨的特性。另外，非線性模型的結果也展現出線性模型釋出的訊息，即台灣房地產市場與總體變數之間存在蛛網理論

的價格調整機制，短期可能存在調整不足或過度調整的現象，致使長期水準項的相互關係與短期變數之間的動能調整方向可能不會一致，如表 5 下體制中利率變動對房價報酬的影響。最後，我們將 4 個總體變數變動對房價報酬影響方向，彙整於表 7。¹⁵

表 6：線性模型因果關係檢定

VECM (落遲期數=4)	Wald 檢定		係數和 $\sum \Phi$
強外生性檢定			
$H_0: \Phi_2 = 0$	2.71	(0.61)	0.08
$H_0: \Phi_3 = 0$	5.07	(0.28)	0.04
$H_0: \Phi_4 = 0$	12.17**	(0.02)	-0.26
$H_0: \Phi_5 = 0$	7.29	(0.12)	-0.27
弱外生性檢定			誤差修正係數
$H_0: \omega_i^{\Delta HPI} = 0$	15.22**	(0.00)	-0.17

註：Wald 係數檢定是利用 χ^2 檢定， $H_0: \Phi = 0$ 的強外生性檢定，自由度為 4；而 $H_0: \omega_i^{\Delta HPI} = 0$ 則為弱外生性檢定，自由度為 1。**表示顯著於 5% 的水準，() 內為 p 值。

表 7：因果關係檢定結果 (影響方向) 彙總

非線性模型	
門檻變數：股價變動率， $p = 4$ 、 $d = 4$ ，門檻值 = -4.5602%	
上體制 股價走高期間 (股價變動率高)	下體制 股價走跌期間 (股價變動率低)
$\Delta CPI \overset{-x}{\rightarrow} \Delta HPI$	$\Delta CPI \overset{+}{\rightarrow} \Delta HPI$
$\Delta SI \overset{-x}{\rightarrow} \Delta HPI$	$\Delta SI \overset{+}{\rightarrow} \Delta HPI$
$\Delta R \overset{-x}{\rightarrow} \Delta HPI$	$\Delta R \overset{-}{\rightarrow} \Delta HPI$
$\Delta IP \overset{-x}{\rightarrow} \Delta HPI$	$\Delta IP \overset{-x}{\rightarrow} \Delta HPI$
線性模型	
$\Delta CPI \overset{-x}{\rightarrow} \Delta HPI$	
$\Delta SI \overset{-x}{\rightarrow} \Delta HPI$	
$\Delta R \overset{-}{\rightarrow} \Delta HPI$	
$\Delta IP \overset{-x}{\rightarrow} \Delta HPI$	

註： $A \overset{+}{\rightarrow} B$ 表示存在 A 正向影響 B 的因果關係， $A \overset{-}{\rightarrow} B$ 表示存在 A 負向影響 B 的因果關係。 $A \overset{-x}{\rightarrow} B$ 表示 A 不影響 B。P 是向量自我迴歸模型的落遲期數，d 為門檻變數的落遲期數，非線性模型以非預期的股價報酬變化作為景氣變化的門檻變數。

¹⁵ 對抗通膨的定義是物價上漲率 (通貨膨脹率) 增加時，房價報酬可以完全 (或部份) 反應物價上漲，此時投資房市可以完全 (或部份) 對抗通膨，因果關係為 $\Delta CPI \rightarrow \Delta HPI$ 。相關文獻如 Wang *et al.* (2008)、Fang *et al.* (2008)、Nguyen Thi and Wang (2010)、及 Wang (2010) 等均有相關說明。

比較本文與文獻的實證結果，我們發現台灣總體經濟景氣領先房地產景氣，此結論與林秋瑾等 (1996) 的發現一致。對於總體變數對房價報酬的影響，通貨膨脹對房價報酬的影響為正向，與 Chatrath and Liang (1998) 的結果相同，但與張金鵠、賴碧瑩 (1990)、Lu and So (2001) 及 Glascock *et al.* (2002) 的發現不同。短期時利率變動對房價報酬為負向，相同的發現如 Kau and Keenan (1981)、Reichert (1990)、林恩從等 (1997)、及 Ewing and Payne (2005) 等。對於股市報酬的影響，認為股市與房市具長期有共整合關係，短期股市報酬對房價報酬是正向的影響，相同發現如陳隆祺、李文雄 (1998)。文獻發現與本文不同之原因，可能是忽略不對稱的效果，以及研究期間、樣本國家、考慮的總體變數不同等因素所致。

5 結論

本文旨在檢定台灣地區 1991 年 7 月至 2006 年 6 月間，消費者物價、利率、股價、與工業生產指數等 4 個總體經濟變數與台灣地區房價指數之間是否存在不對稱的因果關係的。共整合檢定結果，檢測出消費者物價、利率、股價、工業生產指數與台灣房價指數之間存在長期的共整合關係。針對傳統文獻利用線性模型可能忽略經濟景氣變化的影響，可能因而導致偏誤的結果，我們參考 Huang *et al.* (2005) 的做法，以非預期股票報酬為門檻變數，建構雙體制的 TVECM。實證結果發現，在上體制（門檻變數大於門檻值）；通貨膨脹、股價報酬、利率變數、以及工業產出成長對於房市報酬不存在強外生性效果，僅存在長期失衡偏離調整的弱外生性效果，而在下體制（門檻變數小於（或等於）門檻值）；通貨膨脹、股價報酬、以及利率變數對房價報酬存在強外生性效果，其中通貨膨脹與利率變動對房價報酬為正向的影響，而股市報酬對房價報酬為負向的影響，但長期失衡的短期調整的弱外生效果不存在。上述的結果證明台灣總體經濟變數與房價指數之間存在不對稱的因果關係。

本文實證結果的重要發現包括；(1) 房價落後總體經濟大致約 4 個月，提供政府貨幣政策的執行或投資人投資對抗通膨的時間上考量。(2) 股市非預期報酬的變化，可展現出總體經濟變數與房地產之間所具有的不對稱門檻效果，非預期股票報酬大於門檻值時，房市在長期下存在自動調整及自我回復的特性，但在短期內，貨幣政策的衝擊或股市變動均不會影響到房地產市場，而當非預期股票報酬小於門檻值時，投資房市可對抗通貨膨脹，股市與房地產市場之間存在反向變動的關係，而此時政府若採取寬鬆的貨幣政策，可幫助房地產

市場的復甦。

本文相對其他文獻有下列幾項特色；(1) 在研究動機上，首先利用非線性的模型探討總體經濟變數對台灣房市的議題，(2) 研究方法上，不同於過去文獻使用的模型，如線性的 VAR 及 VECM 等方法，只關注變數對稱的關係，忽略不對稱關係的影響。本文的發現提供政府在調整房地產政策時，對房市需求特性，或一般大眾在資金成本的決定、評估投資房地產、以及資產組合分配方向策略的擬定等方面，應特別注意房價報酬與總體經濟之間具不對稱的調整機制。本文實證結果，實務上，提供一般大眾購屋考量，投資人、銀行與政府相關單位各種策略的評估與擬定；學術上，我們考慮相關房地產文獻至今未嘗試的方法與模型，可以提供多面向的發現。

附錄一：“強外生性檢定”及“弱外生性檢定”的意義

依據經濟計量分析的目的—統計推論 (估計與檢定)、預測與政策分析，經濟變數對模型中欲估計之參數的外生性有三種統計上的定義，分別為弱外生 (weak exogeneity)、強外生 (strong exogeneity) 與超外生 (super exogeneity)。Ericsson *et al.* (1998) 指出一個變數是否外生 (exogenous)，決定於該變數被視為給定時 (taken as given)，是否不會對統計分析的目的損失資訊 (losing information) 的情形。一般而言，大部分的實證研究，在精簡原則 (parsimony) 下，很少將所有的經濟變數同時納入一個計量模型內討論，多半依循 LSE 的方法 (London school of economics method)，將實證模型從一般化模型縮減至特定化模型 (from general to specific) 來進行分析。然而經濟計量模型的設定並不一定等於資料產生過程 (data generation process)，加上經濟變數對欲估計之參數的外生性假設不同，將影響模型的設定與參數的估計結果，故在實證研究時，若能透過檢定，判斷變數對估計參數的外生與否，將有助於簡化模型的設立、降低計算的成本，並使經濟體系參數不具變異的變數 (invariants) 獨立出來，俾利政策分析及模擬。

基本上，若分析的目的在估計結構模型 (了解目前情況)，解釋變數應滿足弱外生條件，若其目的僅為了預測 (預知未來情況)，則解釋變數應滿足強外生條件。茲以 x 、 y 、 z 三變數及方程式 Eq1: $y_t = a_0 + b_0x_t + c_0z_t$ 為例來說明在統計定義上，對參數 b_0 而言，變數 x 在解釋變數 y 之方程式中外生性與檢定的作法。弱外生性檢定的作法為，若滿足條件 (1) 當期 y 不影響當期 x ，條件 (2) x 與 y 不同時受另一變數 z 的影響，及條件 (3) 解釋 y 統計過程 (statistical

process) 的參數，不影響解釋 x 的參數三項條件，就隱含變數 x 對變數 y 具有弱外生性。其檢定步驟可分為，第 (1) 步驟：就變數 x ，以方程式 Eq1 的外生變數及本身的落後項為工具變數，估計邊際模型 $x_t = a_1 + b_1 x_{t-1} + c_1 z_t + d_1 z_{t-1} + v_t$ ；第 (2) 步驟：將邊際模型之估計殘差 (v_t) 加至方程式 Eq1 內為新解釋變數，並重新進行估計，若殘差項 (v_t) 的估計係數具顯著性，則拒絕變數 x 對變數 y 為弱外生性的假設。此方法即本文利用誤差修正模型檢測的方法。強外生性檢定的作法為，若滿足條件 (1) 變數 x 對變數 y 為弱外生性，及條件 (2) 變數 y 對變數 x 不具 Granger 因果關係，則隱含變數 x 對變數 y 為強外生性。其檢定步驟可分為：第 (1) 步驟：先進行變數 x 對變數 y 之弱外生性檢定，確認變數 x 對變數 y 具弱外生性，第 (2) 步驟：變數 y 對變數 x 之 Granger 因果關係檢定。

附錄二：弱外生性檢定

我們參照李建強 (2006) 所進行之 Engle *et al.* (1983) 的弱生性檢定，以確認各個解釋變數與門檻變數的弱外生性，其結果報告在附表 1。檢定結果發現「利率變動」、「工業生產變動」以及「門檻變數 (未預期的股價報酬)」存在弱外生性，可為被解釋變數與門檻變數。雖然解釋變數中之「物價變動」與「股價報酬」不具弱外生性，因此與房價報酬之間具有雙向相互影響。由於本文所採用的估計模型為 TVECM，並非單一方程式的模型架構，因此這些變數間所具有的交互影響仍可作為房價報酬之解釋變數。即進行 TVECM 模型估計時，無須事前區別變數的內生性或外生性，故本文之結論仍屬穩健。

附表 1：弱外生性檢定

變數	ΔCPI	ΔSI	ΔR	ΔIP	$\Delta SI^{unexpect}$
F 統計量	20.09**	108.71**	0.19	0.33	1.7
	(0.00)	(0.00)	(0.66)	(0.56)	(0.19)

註：“()”為 p-值。 $\Delta SI^{unexpect}$ 為未預期的股價報酬 (率)，為門檻變數。

附錄三：門檻檢定

本文參照 Hansen (1996) 的模式後，取得檢定過程所需之相關統計量，完成單體制對照雙體制的檢定，並再度進行雙體制對照三體制之檢定，由門檻檢定結果，可確認本文之 TVECM 模型以雙體制 (單一門檻) 的設定最為合適。門檻

檢定結果如附表 2。

附表 2：門檻檢定

	(LM) 統計量	Bootstrap p-值
H ₀ : 單體制	2.983**	0.01
H ₁ : 雙體制 (單一門檻)		
H ₀ : 雙體制 (單一門檻)	1.156	0.21
H ₁ : 三體制 (雙重門檻)		

註：**表示 5%的顯著水準。

另外圖 1 可看出，*HPI* 可能存在離群值 (outlier) 或結構改變 (structural break)，上述因素可能影響實證結果。但我們考量保留原資料的特性進行估計，因為進行門檻估計時，*HPI* 會由資料屬性的不同，經由模型選擇存在結構改變不同 regime，此即為分析門檻模型的用意所在；另外，*IP* 可能存在季節性，考量季節調整後可能失資料原有特殊性，也可能影響估計結果，因而不先行季節調整。由於一般常見的結構改變，是以時間軸所表現的模型變化，而本文所採用的 TVECM，則由時間軸改為某一特定變數 (門檻變數) 為軸向時的模型改變，兩者都可以展現非線性模型的特徵，兩者的差異只是軸向的不同，而門檻模型更能透過門檻變數與門檻值顯現更多的經濟意涵。所以具有結構改變，並不會對本文結果有所影響。

不過，為了驗證離群值 (outlier) 可能存在的影響，本文進一步檢測離群值對於建構門檻模型的影響程度，故刪除 3 筆數值最高 (1993 年 07, 08, 09 月) 與 3 筆數值最低 (2003 年 04, 05, 06 月) 的 *HPI* 值，若加計差分後，則一共刪除 8 筆資料，其他變數在相同期間的資料也一併刪除，再重新進行門檻效果的檢定。由附表 3 的檢定結果發現，雙體制的 TVECM 模型仍然較為適用於本文的研究，門檻值雖然有略有變動，但與刪除離群值前之結果比較，其差異並不大，不會改變本文的論點，由此可見本文的門檻模型的結果具有相當程度的穩健性。

附表 3：刪除離群值之門檻檢定

	(LM) 統計量	Bootstrap p-值
H ₀ : 單體制	2.784**	0.01
H ₁ : 雙體制 (單一門檻)		
H ₀ : 雙體制 (單一門檻)	1.245	0.15
H ₁ : 三體制 (雙重門檻)		

註：**表示 5%的顯著水準。

參考文獻

- 李建強 (2006), 金融發展、經濟成長與通膨的門檻效果, 《台灣經濟預測與政策》, 36, 77-113。
- 沈中華、陳建福 (2004), B 股開放政策對中國大陸股票市場效率性有影響嗎? 不對稱門檻共整合模型的應用, 《財務金融學刊》, 11, 89-119。
- 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》, 7, 35-56。
- 林恩從、林秋瑾、張金鶚 (1997), 臺灣房地產景氣與金融變數長期關係之研究, 《中國財務學刊》, 4, 75-91。
- 林祖嘉、林素菁、謝文盛 (1998), 台灣地區房價波動因果關係之研究, 《台灣經濟學會年會論文集》, 345-368。
- 柏婉貞、黃柏農 (2008), 外匯現貨市場日內買/賣報價非線性行為之研究, 《財務金融學刊》, 16, 183-207。
- 張金鶚 (2003), 《房地產投資與市場分析-理論與實務-中篇:房地產市場分析》, 華泰文化事業公司。
- 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》, 61, 333-411。
- 陳隆麒、李文雄 (1998), 臺灣地區房價、股價、利率互動關係之研究—聯立方程式與向量自我迴歸模型之應用, 《中國財務學刊》, 5, 51-71。
- 彭建文、張金鶚 (2000), 預期景氣與宣告效果對房地產景氣之影響, 《管理學報》, 17, 343-368。
- 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, 409-429。
- 黃柏農 (1993), 滯留期數與移動平均項次對 ADF 與 PP 單根檢定法之影響使用 Monte Carlo 模擬分析, 《經濟論文》, 21, 117-149。
- 簡智崇、許耀文、荷世平 (2008), 房價能否預測股票報酬?, 《經濟論文》, 36, 89-139。
- 聶建中、鄭佳音 (2000), 台灣地區股價與房價之線性及非線性互動關係, 《台灣土地金融季刊》, 37, 29-46。
- Brueggeman, W. B., A. H. Chen, and T. G. Thibodeau, (1992), "Some Additional Evidence on the Performance of Commingled Real Estate Investment Funds: 1972-1991," *Journal of Real Estate Research*, 7, 433-448.

- Chandrashekar, V., (1999), "Time-Series Properties and Diversification Benefits of REIT Returns," *Journal of Real Estate Research*, 17, 91-112.
- Chatrath, A. and Y. Liang, (1998), "REITs and Inflation: A Long-Run Perspective," *Journal of Real Estate Research*, 16, 311-326.
- Chen, N. F., R. Roll, and S. A. Ross, (1986), "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business*, 59, 383-403.
- Chen, S. J., C. H. Hsieh, and B. D. Jordan, (1997), "Real Estate and the Arbitrage Pricing Theory: Macrovariables vs. Derived Factors," *Real Estate Economics*, 25, 506-523.
- Chen, S. J., C. Hsieh, T. W. Vines, and S. N. Chiou, (1998), "Macroeconomic Variables, Firm-Specific Variables and Returns to REITs," *Journal of Real Estate Research*, 16, 269-278.
- Domian, D. L. and D. A. Louton, (1997), "A Threshold Autoregressive Analysis of Stock Returns and Real Economic Activity," *International Review of Economics and Finance*, 6, 167-179.
- Engle, R. F., D. F. Hendry, and J. F. Richard, (1983), "Exogeneity," *Econometrica*, 51, 277-304.
- Ericsson, N. R., D. F. Hendry, and G. E. Mizon, (1998), "Exogeneity, Cointegration, and Economic Policy Analysis," *International Finance Discussion Papers*, No. 616.
- Ewing, B. T. and J. E. Payne, (2005), "The Response of Real Estate Investment Trust Returns to Macroeconomic Shocks," *Journal of Business Research*, 58, 293-300.
- Ewing, B. T., (2001), "Monetary Policy and Stock Returns," *Bulletin of Economic Research*, 53, 73-79.
- Fang, W. S., K. M. Wang, and T. B. Nguyen Thi, (2008), "Is Real Estate Really an Inflation Hedge? Evidence from Taiwan," *Asian Economic Journal*, 22, 209-224.
- Glascok, J., C. Lu, and R. W. So, (2002), "REIT Returns and Inflation: Perverse or Reverse Causality Effects?" *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 24, 301-317.
- Grebler, L. and F. G. Mittelbach, (1979), *The Inflation of Housing Prices, Its Extent, Causes, and Consequences*. Lexington Books. Toronto: D.C. Heath and

Company.

- Hansen, B. E., (1996), "Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified under the Null Hypothesis," *Econometrica*, 64, 413-430.
- Harris, J. C., (1989), "The Effect of Real Rates of Interest on Housing Prices," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2, 47-60.
- He, J. and L. K. Ng, (1994), "Economic Forces, Fundamental Variables, and Equity Returns," *Journal of Business*, 67, 599-609.
- Henry, O. T., N. Olekalns, and J. Thong, (2004), "Do Stock Market Returns Predict Changes to Output? Evidence from a Nonlinear Panel Data Model," *Empirical Economics*, 29, 527-540.
- Huang, B. N., M. J. Hwang, and H. P. Peng, (2005), "The Asymmetry of the Impact of Oil Price Shocks on Economic Activities: An Application of the Multivariate Threshold Model," *Energy Economics*, 27, 455-476.
- Jensen, G. R., J. M. Mercer, and R. T. Johnson, (1996), "Business Conditions, Monetary Policy, and Expected Security Returns," *Journal of Financial Economics*, 40, 213-237.
- Johansen, S., (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Karolyi, G. A. and A. B. Sanders, (1998), "The Variation of Economic Risk Premiums in Real Estate Returns," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17, 245-262.
- Kau, J. B. and D. C. Keenan, (1981), "On the Theory of Interest Rates, Consumer Durables, and the Demand for Housing," *Journal of Urban Economics*, 10, 183-200.
- Kent, R. J., (1984), "Housing Tenure Choice: Evidence from Time Series," *Journal of Urban Economics*, 15, 195-209.
- Ling, D. C. and A. Naranjo, (1997), "Economic Risk Factors and Commercial Real Estate Returns," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14, 283-307.
- Liu, C. H., T. V. Grissom, and D. J. Hartzell, (1990), "The Impact of Market Imperfections on Real Estate Returns and Optimal Investor Portfolios," *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 18, 453-478.
- Lu, C. and R. So, (2001), "The Relationship between REITs Returns and Inflation:

- A Vector Error Correction Approach,” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 16, 103-115.
- MacKinnon, J. G., (1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests,” *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- McCue, T. E. and J. L. Kling, (1994), “Real Estate Returns and the Macroeconomy: Some Empirical Evidence from Real Estate Investment Trust Data, 1972-1991,” *Journal of Real Estate Research*, 9, 277-287.
- Nguyen Thi, T. B. and K. M. Wang, (2010), “Causality between Housing Returns, Inflation and Economic Growth with Endogenous Breaks,” *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 8, 93-113.
- Peiser, R. B. and L. B. Smith, (1985), “Home Ownership Returns, Tenure Choice and Inflation,” *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 13, 343-360.
- Peterson, J. D. and C. H. Hsieh, (1997), “Do Common Risk Factors in The Returns on Stocks and Bonds Explain Returns on REITs?” *Real Estate Economics*, 25, 321-345.
- Reichert, A. K., (1990), “The Impact of Interest Rates, Income, and Employment upon Regional Housing Prices,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 3, 373-391.
- Sarantis, N., (2001), “Nonlinearities, Cyclical Behaviour and Predictability in Stock Markets: International Evidence,” *International Journal of Forecasting*, 17, 459-482.
- Stokes, H. H. and H. M. Neuburger, (1998), *New Methods in Financial Modeling: Explorations and Applications*, Westport, CT: Quorum Books.
- Summers, L. H., (1981), “Inflation, the Stock Market, and Owner-Occupied Housing,” *American Economic Review*, 71, 429-434.
- Thorbecke, W., (1997), “On Stock Market Returns and Monetary Policy,” *Journal of Finance*, 52, 635-654.
- Tong, H. and K. S. Lim, (1980), “Threshold Autoregressions, Limit Cycles, and Data,” *Journal of the Royal Statistical Society*, 42, 245-292.
- Tong, H., (1978), “On a Threshold Model,” In: Chen, C. H. (ed.), *Pattern Recognition and Signal Processing*, Amsterdam: Sijthoff & Noordhoff, 101-141.

- Tsay, R. S., (1998), "Testing and Modeling Multivariate Threshold Models," *Journal of the American Statistical Association*, 93, 1188-1202.
- Wang, K. M., (2010), "Are Real Estate Inflation Hedges Affected by Risk Asymmetry in Taiwan Metropolitan Areas?" *Transformations in Business & Economics*, 9, 160-170.
- Wang, K. M., Y. M. Lee, and T. B. Nguyen Thi, (2008), "Asymmetric Inflation Hedge of Housing Return: A Non-linear Vector Error Correction Approach," *International Real Estate Review*, 11, 65-82.
- Weise, C. L., (1999), "The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach", *Journal of Money Credit and Banking*, 31, 85-108.