

## 房價之不對稱均衡調整： 門檻誤差修正模型應用

蔡怡純\* 陳明吉\*\*

論文收件日期：100年8月9日  
論文接受日期：101年12月10日

### 摘 要

在房價時間序列的變動中，有一個實務上常見但文獻上少有討論的現象是，房價追漲不追跌或所謂房價抗跌的情況，此特性若存在則隱含著，傳統的房價誤差修正模型中，所估計的單一均衡調整係數，將無法適當捕捉房價向上與向下之不對稱動態調整，因此引發了本研究分析房價調整速度不對稱之動機。本文首先解釋房價均衡調整之非線性現象可能是來自於不動產投資的兩個特性，其一為市場交易者之非理性，另一則為市場流動性在景氣與不景氣下的變化。續而，本研究使用線性與非線性整合分析觀察，是否房價對均衡狀態的調整有上下不對稱的情況，最後，本文使用門檻共整合及不對稱門檻誤差修正模型，發現房價的修正的確是存在向上與向下整合差異的情況，且其向上修正速度顯著比向下修正快速，驗證房價有追漲不追跌，即抗跌的現象存在。

關鍵詞：不對稱、共整合、房價、門檻模型、誤差修正模型

---

\* 副教授，國立高雄大學金融管理學系。TEL：(07) 5919767，E-mail：ictsai@nuk.edu.tw。

\*\* 聯絡作者；教授，國立中山大學財務管理系，TEL：(07) 5252000#4826，E-mail：mcchen@finance.nsysu.edu.tw。

# Asymmetric Adjustment of House Prices: An Application of Threshold Error Correction Model

I-Chun Tsai\*, Ming-Chi Chen\*\*

## Abstract

A house price behavior that few studies discussed is over-reaction in upturn but under-reaction in downturn. This phenomenon will cause an incorrect estimation of error correction term in traditional linear error correction term model. Therefore, it is important to analyze asymmetric adjustment of house prices. Our study first uses behavioral theory and illiquidity characteristics to explain the asymmetric adjustment. We estimate both traditional and threshold error correction model, and compare the coefficients of the error correction terms. We have a more significant error correction term in threshold model and indeed house price is asymmetrically adjustment. House price tend to overreact in upturn and underreact in downturn.

**Keywords:** Asymmetric, Cointegration, Error Correction Model, House Prices, Threshold Model

---

\* Associate Professor, Department of Finance, National University of Kaohsiung, Taiwan, TEL: +886-7-5919767, E-mail: ictsai@nuk.edu.tw.

\*\* Corresponding Author; Professor, Department of Finance, National Sun Yet-sen University, TEL: +886-7-5252000#4826, E-mail: mcchen@finance.nsysu.edu.tw.

## 一、前 言

由於各國不動產市場的歷史價格波動都很劇烈，所以過去有相當多的文獻在探討房價波動問題，其中一種分析模式即為建立房價模型去解釋，而模型內的基本因素則是包含與房市供給及需求相關的變數，如：人口、所得、利率等。在這類多變量模型的設定特性方面，較早期多是使用線性共整合建構下的誤差修正模型（error correction model）去解釋房價的短期動態，近期則開始以非線性模型捕捉其波動，譬如：Hall et al.（1997）、Roche（2001）或是陳明吉與蔡怡純（2007）建構房價理論模型，使用狀態轉變（regime-switching）誤差修正模型，以捕捉房價的動態，說明不動產市場存在景氣循環現象。然而，由於房價本身相對於這些解釋因素的波動更為劇烈，故而亦有文獻專注於捕捉房價的巨幅波動，使用房價單變量模型，如：蔡怡純與陳明吉（2007）、Crawford and Fratantoni（2003）、Miles（2008）等使用ARCH與GARCH類之模型分析，但房價的波動及其波動的特性仍然難以充分的被捕捉與描述。

例如，在房價時間序列的變動中，有一個波動特性是與其他資產不同但少有文獻探討的，那就是房價常出現向上與向下波動幅度的不一致，這在實務上的觀察就是所謂的「追漲不追跌」的現象，也由於如此，投資者常認為不動產及其相關、衍生資產市場是風險較低的市場，這種抗跌特性的存在與否決定該不動產市場是否具有投資上的優勢。然而，如此重要的波動特性在文獻上卻少有著墨，而且僅有的幾篇文獻亦僅用單變量模型去解釋，如：蔡怡純與陳明吉（2008）使用T-GARCH（threshold GARCH model）模型，提出證據說明不動產價格的向下與向上波動之不對稱性，以此證明房價有抗跌的現象。而國外的文獻，Tsai and Chen（2009）也分析了英國過去五十年不動產市場的抗跌性（defensiveness），此研究使用了GJR-GARCH模型，發現英國房價波動並不對稱，也就是同樣有抗跌性。但同樣的模型用以捕捉股價指數的動態卻是得到相反的結果，過去的研究，如：Koutmos（1998）以不對稱門檻自我迴歸GARCH模型（asymmetric autoregressive threshold GARCH model）分析九大工業化國家股市報酬率的不對稱性，其他們發現當股市報酬為負時（壞消息），股市的調整速度較快，反之，當股市報酬為正時（好消息），股市的調整速度較慢。這樣的證券負報酬與波動性之間的關係，在理論上已有完整的詮釋，Black（1976）認為是由於公司未預期的股價下跌會使得該公司負債權益比上升，導致公司財務風險增加進而使股價波動更加劇烈，所以造成了當前一期的訊息為負向影響時，本期股價報酬的波動性會提高，使股價報酬風險加劇，

因此也稱此現象為槓桿效果 (leverage effect)。但與此效果相較，Tsai and Chen (2009) 所研究的不動產市場呈現的即為反向槓桿效果。蔡怡純與陳明吉 (2012) 認為股價與房價不同的波動行為 (槓桿與反向槓桿效果) 可能會使得股市與房市之間的均衡關係，存在不對稱的修正動態。而房市如此特殊的波動現象是否造成與其他總體變數之間的關係有不對稱的情況卻少有文獻解釋。

本研究認為房價向上與向下變動不一致的現象可能源自於不動產投資的兩項特性，其中第一種特性為市場交易者之非理性。Shefrin and Statman (1985) 提出論點說明交易者在投資時存在處置效應 (disposition effect)，他們傾向於實現利得而非損失，所以當投資處於虧損情況時，投資人會傾向於選擇繼續持有該資產。這樣的投資心理偏誤違反學者對交易者理性行為的假設，卻漸漸地在實證上被證實，如：Odean (1998) 證明，投資人對於面臨損失證券的持有期間是高於面臨利得證券的持有期間的，但在股市中的現象也會同樣存在於不動產市場中嗎？事實上，由於不動產有投資與消費雙重特性，在投資者沒有套利空間時，可以不賣而選擇出租房地產，所以處置效應可能會比股市中的更為顯著存在，如：Genesove and Mayer (2001) 檢視了1990年代波士頓市中心不動產市場的交易資料，結果的確發現處置效應是存在的，不動產的賣方較不願意實現資本損失，所以會使這些房產的銷售期間拉長。基於上述的交易者之非理性，當房價是較之前成交價下跌時即可能出現處置效應，亦即屋主會惜售，所以房價就較不易向下修正，產生了房價的向下僵固性。

另一特性則為市場流動性在景氣與不景氣下的變化：不動產不像股票是在公開、集中的市場上交易，其是實體資產且非有集中交易的平台，故買賣雙方搜尋時間長，且交易手續也花時間，因此相較於其他資產，不動產市場的流動性不佳是交易者在投資時一項很大的顧慮。然而根據上述描述的處置效應，這項投資缺點尤其會在房市下跌時顯露，因為在房市前景看好、房價看漲時，不動產的交易量被投資的熱潮帶動，屋主又樂於出售房產，以實現利得，所以市場的流動性尚可；而在景氣不佳、房價看跌時，投資錢潮一退，屋主又惜售，交易量便會急劇下降。由於市場流動性會在房市景氣與不景氣下變化，使得房價指數在景氣佳時，因為流動性的上升、交易量的增加，造成了成交價格得以迅速的反應市況，進而指數會快速的調整的現象，反之，當房市景氣下滑時，市場流動性下降、交易量萎縮、銷售期間拖長造成房產未成交，故而沒有及時撮合的新成交價反應資訊，所以會有房價指數修正速度過慢的情況。

在行為財務學如火如荼的發展之下，以前假設市場是效率、交易者是理性的情

況下所使用的實證模型，也應該做適度的修正，以求更完整描述市場的特性。而國內不動產市場是否也有交易者行為不理性的可能呢？陳明吉與曾琬婷（2008）發現國內不動產市場投資者的確有從眾行為，其主要是在市場價格上漲時，個別區域報酬率有齊漲的從眾行為情況，而下跌時從眾行為的結論則較不一致，個別區域報酬率並沒有一致的情況，該文推論國內不動產市場的確有從眾行為及追漲不追跌的情況。既然如國內外文獻所提及，交易者在面對房價下修和上揚的態度是不一樣的，那麼該市場的流動性在價格看漲和看跌應該也不相同，進而在這樣市場中撮合的房價其行為當然亦有差異。本研究因此推論房價向上和向下修正的行為應是不相同、不對稱的。

過去研究房價與其影響因素之文獻，其研究方法主要使用Engle and Granger（1987）或Johansen（1988, 1991）與Johansen and Juselius（1990）之共整合以及誤差修正模型等線性檢定法，其考慮的變數朝向均衡狀態修正行為是隨著各種市場條件一致的，即結論僅是「有」或「沒有」變數間的共整合，而沒有存在變數可能在某些情況下「有」整合，某些情況下「沒有」整合的描述空間。若是使用的資料期間及對應下的市場條件有所差異，就有可能造成同樣的變數，不同期間的研究結論差異甚大的情況，由陳明吉與蔡怡純（2007）、Hall et al.（1997）、Roche（2001）的研究，可發現，房價與其他變數的整合在不同時間的確是存在轉變的情況。本文欲深入探討，這樣的轉變是否與房價向上、向下波動行為差異有關。所以檢測房價與其他變數的整合是否會因為不同市場條件而有不同表現，其整合關係是非線性的，例如：房市好的時候有共整合，房市不好的時候沒有共整合。另外，過去的研究只假設誤差修正項（error correction term）的調整方式是“對稱的”，亦即不論均衡誤差是正的或負的，誤差修正項的調整係數都是一樣的，所以，不論房市處於上漲或下跌狀態，房價的調整速度都是相同的，然而房價的歷史資料顯示與前文所論述，在房市上漲或下跌狀態可能有不同的調整方式，所以本研究同樣採取不對稱門檻誤差修正模型以觀察台北地區房價的修正速度是否在資料期間內有變化。

所以本文的分析主要有下列三點，第一，建構房價模型，估計傳統共整合及誤差修正模型，根據估計殘差及係數檢定觀察房價與變數的長期關係和短期修正是否是非線性的；第二，這樣的非線性關係是否與房價向上、向下修正之不對稱相關。但是在這個部份，本文是以主觀評估的方式測試房價非線性修正與上下修正差異的關連性，客觀依據為何呢？所以在第三部份，本研究將先以Hansen and Seo（2002）的方法來檢定房價整合關係是否具有門檻效果，再檢驗整合關係的最適門檻為何，是否符合本文的論述及討論房價在門檻值上下修正時，調整速度是否有差

異，是否具有向下抗跌性。藉此研究，本文希冀所達到的貢獻為觀察、解釋、驗證國內房價的行為，讓投資人、學者、主管機關更為了解該市場的特性。

本研究共分為五個部份，除第一部份前言外，第二部份介紹本文理論模型與研究方法，第三部份為資料說明與討論，第四部份為實證結果分析，而最後一部份則為結論與建議。

## 二、理論模型與研究方法

### (一) 理論模型

首先本文參考Whitehead (1971) 和Bowden (1980)，建構一個典型的住宅市場供需模型，其中，某一地區第t期新增之住宅需求 (HD) 可以寫成家庭所得 (Y)、住宅服務價格 (Phs) 及家戶數 (HHN) 等因素的函數，其中住宅服務價格會受到利率 (r) 和住宅價格 (HP) 的影響。所以住宅需求函數可以寫成：

$$HD_t = f(HP_t, Y_t, HHN_t, r_t) \dots\dots\dots (1)$$

而住宅供給 (HS) 除了也會受到住宅價格 (HP) 的影響外，建築成本 (CC) 同樣也會影響住宅供給，所以住宅供給函數可以寫成：

$$HS_t = g(HP_t, CC_t) \dots\dots\dots (2)$$

當我們欲觀察住宅市場的長期均衡時，就假設：

$$HD_t = HS_t \dots\dots\dots (3)$$

根據上式得以導出均衡的住宅價格，其可以寫為下列函數的型態：

$$HP_t = F(Y_t, CC_t, HHN_t, r_t) \dots\dots\dots (4)$$

而在國內不動產市場的研究中，Chen and Patel (2002) 認為國內房市景氣的大幅循環變動均與投資需求有關，而這部份的投資熱潮與外匯解除管制、寬鬆的貨幣政策相關，其會造成股票與不動產市場相互的炒作行為。蔡怡純與陳明吉 (2004) 同樣證實國內台北地區住宅價格偏離均衡水準的修正會受到總體市場貨幣供給量的影響。故為完整觀察影響住宅價格的因子及其長期趨勢，本研究根據上述研究亦加入貨幣供給量 (M2) 及股價指數 (SP)，房價函數修正如下：

$$HP_t = F(Y_t, CC_t, HHN_t, r_t, SP_t, M2_t) \dots\dots\dots (5)$$

本文將根據上述的房價函數，以線性和非線性的共整合及誤差修正模型探討房價向上和向下的誤差修正是否是對稱的，以觀察房市是否存在追漲不追跌的抗跌現象。

## (二) 研究方法

首先本研究將先使用傳統不考慮整合關係會變動的共整合檢定 (cointegration test)。Engle and Granger (1987) 首先提出線性整合測試，其認為，如果多個非定態時間序列的線性組合為定態 (stationary)，則這些時間序列之間具有共整合關係，亦即，兩序列有共同的時間趨勢，所以可視為存在長期的均衡關係。若共整合檢定證明上述變數在樣本期間內具有長期均衡，則誤差修正模型就得以用來估計房價之於長期均衡的修正動態。不過由於Engle and Granger (1987) 所提出的共整合檢定無法檢驗整合向量的數量，所以Johansen (1988, 1991) 提出最大似然檢定法以改善此缺失，因此本研究在此部份採用了Johansen (1988, 1991) 的共整合檢定方式。

但根據Genesove and Mayer (2001) 的研究結果，不動產市場是存在處置效應的，亦即，不動產的賣方較不願意實現資本損失，所以當房價下跌時，會使這些房產的銷售期間拉長，市場的流動性變差、房價也較不容易向下修正，產生了房價的向下僵固性。若房價在向上與向下修正是不一致的，則傳統線性整合模型就無法適切的分析，而其估計的整合殘差 (誤差修正項) 的係數也不會是固定常數，所以本研究將進行誤差修正模型的調整係數穩定度檢測。

如前文所述，國內外文獻已證明，交易者在面對房價下修和上揚的態度是不一樣的，進而在這樣市場中撮合的房價其行為當然亦有差異。本研究因此推論房價向上和向下修正的行為應是不相同、不對稱的。續而，若誤差修正模型的係數經檢測非為固定常數，則依照本文推論，有可能是由於房價向上、向下修正的不同特性，故而，本文將續使用不對稱誤差修正模型 (Granger and Lee, 1989)，其為門檻誤差修正模型的一種特例，即殘差門檻設為零，可用以判斷房價向上修正 (殘差為負) 及向下修正 (殘差為正) 時，誤差修正係數是否有差異，且其模型估計的配適度是否較不設門檻的誤差修正模型高。

然而上述，本文是以主觀評估的方式測試房價非線性修正與上下修正差異的關連性，其客觀依據又為何呢？所以最後，本研究將以Hansen and Seo (2002) 的方法來檢驗整合關係中的門檻效果並估計門檻誤差修正模型，以檢定整合關係的最適門檻為何，是否符合本文的論述，及討論房價在門檻值上下修正時，調整速度是否有差異，是否具有向下抗跌性。

首先為驗證是否房價與其他變數之間的整合為非線性的、存在門檻效果的，本文以Hansen and Seo (2002) 提出的lagrange multiplier test (LM test) 檢定門檻效果

的存在與否。門檻檢定之虛無假說為與對立假說分別為： $H_0$ ：不存在門檻效果，變數間為線性共整合； $H_1$ ：存在門檻效果，變數間為門檻共整合。

檢定模型簡述如下：令 $x_t$ 為一個變數向量，內含 $p$ 個時間序列，向量內的變數都是 $I(1)$ ，它們之間的整合關係為一個參數向量 $\beta$ ，令誤差修正項為 $w_t(\beta) = \beta'x_t$ ，則線性的向量誤差修正模型（vector error correction model, VECM）描述如下：

$$\Delta x_t = A'X_{t-1}(\beta) + u_t, \dots\dots\dots (6)$$

在假定 $(\beta, \gamma)$ 已知的情況下，虛無假說下的模型即為上述(6)式，而於對立假說下的模型為下式：

$$\Delta x_t = A'_1X_{t-1}(\beta) d_{it}(\beta, \gamma) + A'_2X_{t-1}(\beta, \gamma) + u_t, \dots\dots\dots (7)$$

Hansen and Seo (2002) 所提出的檢定方式是以LM統計量直接進行兩模型的檢定力比較，然於一般情況下 $(\beta, \gamma)$ 通常未知，而在參數 $(\beta, \gamma)$ 未知下，可利用虛無假設 $H_0$ 計算參數 $\beta$ 的點估計，但是無法估計參數 $\beta$ 。Hansen and Seo (2002) 延伸 Davies (1987) 的方法估計，以SupLM作為檢定統計量，如下：

$$\text{SupLM} = \sup_{\gamma_L < \gamma < \gamma_U} \tilde{LM}(\beta, \gamma). \dots\dots\dots (8)$$

其中 $\tilde{\beta}$ 為線型整合模型估計之整合向量， $(\gamma_L, \gamma_U)$ 為門檻值之上下界區間，檢定統計量門檻值均以拔靴法（bootstrapping）求得。

若檢驗結果發現房價與其他變數之間的整合關係具有門檻效果，本文即可以門檻向量自我迴歸（threshold VAR）模型來估計，該模型可討論多個變數之間的動態關係是不對稱與非線性的，基於其概念在經濟與財務資料中的實用性，自計量學者提出該類模型以來，已被廣泛的使用。然而，若要討論到非定態時間序列之間的長期整合，將門檻向量自我迴歸套用在誤差修正模型時，就會遇到許多問題，問題都源自於兩個參數的動態，其一是共整合向量，其二是門檻值。針對這樣的難題，Hansen and Seo (2002) 提出有效的解決方式，可同時估計這兩個參數，故此方式所估計的模型配適度也會比其他使用兩階段分別估計參數的方法好。為同步求取房價誤差修正模型的整合向量和修正門檻，本研究亦使用Hansen and Seo (2002) 的方法估計，模型簡介如下：

同樣假設上述式(6)中的線性向量誤差修正模型：

$$\Delta x_t = A'X_{t-1}(\beta) + u_t, \dots\dots\dots (9)$$

變數定義都如式 (6)，其中：

$$X_{t-1}(\beta) = \begin{pmatrix} 1 \\ w_{t-1}(\beta) \\ \Delta x_{t-1} \\ \Delta x_{t-2} \\ \vdots \\ \Delta x_{t-1} \end{pmatrix}$$

將上述的模型延伸為兩種狀態 (two regime) 的門檻共整合 (threshold cointegration) 誤差修正模型則為：

$$\Delta x_t = \begin{cases} A_1' X_{t-1}(\beta) + u_t & \text{if } w_{t-1}(\beta) \leq \gamma, \\ A_2' X_{t-1}(\beta) + u_t & \text{if } w_{t-1}(\beta) > \gamma, \end{cases} \dots\dots\dots (10)$$

其中  $\gamma$  為門檻參數，上述亦可改寫如下：

$$\Delta x_t = A_1' X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) + A_2' X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t, \dots\dots\dots (11)$$

其中：

$$d_{1t}(\beta, \gamma) = 1(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma),$$

$$d_{2t}(\beta, \gamma) = 1(w_{t-1}(\beta) > \gamma)$$

而  $1(\cdot)$  為指標函數 (indicator function)

假設模型的殘差  $u_t$  符合 i.i.d. 常態 (Gaussian) 分配，Hansen and Seo (2002) 提出可以用最大似法 (maximum likelihood method) 來估計上述模型的參數。

概似函數可整理如下：

$$L_n(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma) = -\frac{n}{2} \log|\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma)' \Sigma^{-1} u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma), \dots\dots\dots (12)$$

其中， $u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma) = \Delta x_t - A_1' X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) - A_2' X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma)$

經由求取概似函數： $L_n(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma)$  的最大值，我們可以找出估計參數：

$(\hat{A}_1, \hat{A}_2, \hat{\Sigma}, \hat{\beta}, \hat{\gamma})$ 。

若估計結果說明房價與長期相關變數之間的整合殘差門檻接近零，則驗證本文的推論，表示房價確實存在向上、向下的整合差異。

### 三、資料分析

本文所使用的變數資料包含台北地區的住宅價格、台北地區的經常性所得、建築成本、台北地區的家戶數、利率、股價指數與貨幣供給等。資料期間由1973年第二季至2010年第四季，資料來源詳述於附表1。以下將本研究使用的變數之時間序列圖則列於圖1。在檢定變數間的長期均衡關係之前，我們必須先檢定變數是否為定態，如果變數非定態、具有單根，則即可使用共整合模型去檢定房價與各變數之線性均衡是否存在，及使用門檻共整合模型去檢定房價與各變數之非線性均衡是否存在。於此，我們首先採用傳統的單根檢定方法Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定<sup>1</sup>，檢定結果列在下表1。由表1中可以看到，本研究所使用的變數（住宅價格、所得、建築成本、家戶數、利率、股價指數、貨幣供給）之時間序列資料，皆為I(1)之數列，亦即，在單根檢定中，原始時間數列檢定統計量都無法顯著的拒絕具有單根的虛無假設，但這些變數經過一次的差分後，其檢定的統計量都呈現顯著拒絕含有單根之虛無假設的結果。

表1 資料之單根檢定

變數	HP	PY	CC	HHN	r	SP	M2
原始數列							
ADF檢定統計量	3.0677 (0.9995)	0.9097 (0.9025)	2.1186 (0.9919)	0.9510 (0.9088)	-1.4534 (0.1360)	1.0061 (0.9168)	5.9159 (1.0000)
Lag length	1	1	1	6	1	0	1
一次差分後數列							
ADF檢定統計量	-4.9485 (0.0000)	-2.4499 (0.0143)	-8.4611 (0.0000)	-1.8617 (0.0599)	-8.0076 (0.0000)	-12.8569 (0.0000)	-2.1684 (0.0294)
Lag length	2	0	1	6	0	0	1

註：1. 上述變數代號分別用以表示：房價（HP），恆常所得（PY），建築成本（CC），家戶數（HHN），利率（r），股價指數（SP），貨幣供給量（M2）。所有變數除了利率外均取過自然對數。

2. 括號內為根據Mackinnon（1996）之*p*-value。

<sup>1</sup> 檢定結果不因模型中是否加入截距項與線性趨勢（linear trend）有所不同，故僅列出一種，表1中之檢定統計量為使用不含截距項與線性趨勢模型估計而得，另外，檢定模型最適期數的選擇則依照SC最小之準則。

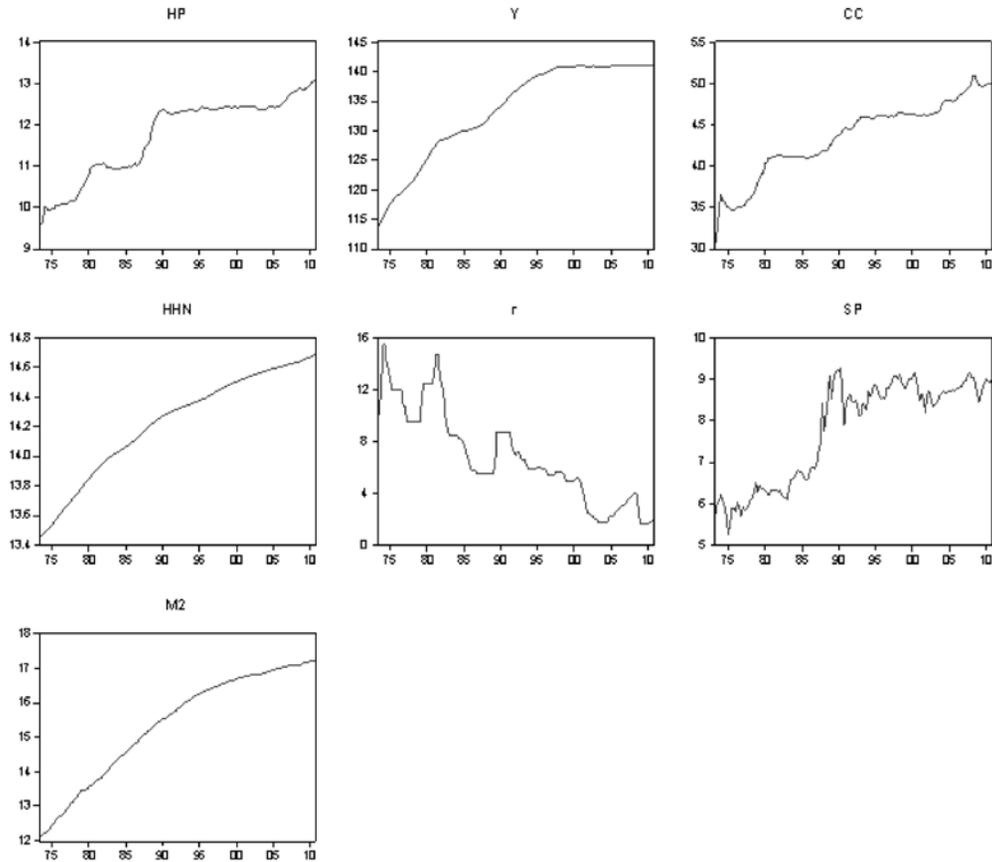


圖1 資料之時間序列圖

註：圖形使用變數代號說明如下：HP代表房價、Y代表所得、CC代表建築成本、HHN代表家戶數、r代表利率、SP代表股價指數、M2代表貨幣供給額；所有變數除了利率外均取過自然對數。

#### 四、實證分析

由於表1已確立住宅價格與其他變數都是同階次的非定態時間數列，於是在此部份本文分析房價與相關變數的線性及非線性長期關係和短期動態調整。以下分成三個小節說明實證結果。

### (一) 房價的長期均衡是否為非線性

首先本文檢定變數之間是否存在整合關係，此關係可產生定態的時間數列。若存在即表示各變數間有長期的均衡關係，我們即可從此一線性組合（長期均衡關係）中，得到殘差項，稱為誤差修正項。下表2列出採用Johansen（1988,1991）的共整合檢定的結果。

表2 Johansen共整合檢定結果

$H_0$ ：共整合向量的個數	Trace 統計量	<i>p</i> -value
0	157.1016	0.0002
1	104.4029	0.0111
2	60.4841	0.2208
$H_0$ ：共整合向量的個數	Maximum-Eigenvalue 統計量	<i>p</i> -value
0	52.6988	0.0090
1	43.9188	0.0176
2	24.0953	0.4486

由表2中可看到，房價與相關變數間是存在整合關係的，因為不具有共整合向量的虛無假設可顯著的被拒絕，而且這些變數之間的整合關係可能不只一個，因為只有唯一一個共整合向量的虛無假設也是被拒絕的<sup>2</sup>。根據Engle and Granger（1987），若共整合檢定證明變數具有長期均衡，則在短期，變數會朝向均衡修正，所以誤差修正模型就得以用來估計房價之於長期均衡的修正動態。在表3中，本文列出只根據上述共整合關係（向量）所得到的誤差修正模型之估計結果，其中為考慮變數對房價的落遲影響，除了整合殘差項外，模型尚包含這些長期相關變數之前的短期變動及房價變動的落差項。結果說明，房價在短期的確會隨著長期均衡關係修正，因為誤差修正項（ $W_t$ ）的係數， $a_1$ ，是顯著為負值的。但本研究根據Genesove and Mayer（2001）提出的房市處置效應，推論不動產市場因為交易者的不理性、市場流動性的改變會使房價在下跌時較有僵固性。若房價在向上與向下修正是不一致的，則其之於長期均衡的調整可能會變動，所以表3中的誤差修正項的

2 由於可能有兩個共整合向量，本文在表3和表4的估計時，使用配適度較高的整合向量，以估計誤差修正模型，Elbourne（2008）也得到多個共整合向量的結果，但卻未使用多個共整合向量。而本文用以衡量整合向量的配適度為向量的誤差平方和（sum of squared errors）。

係數可能不會是固定常數，所以本研究將進行誤差修正模型的調整係數穩定度檢測。本文使用Ploberger et al. (1989) 所提出的，檢定模型參數是否有結構性轉變的方法：Recursive-Estimates tests，將模型的殘差及OLS模型所預估的殘差值分佈，繪在圖形中。當殘差值超出其二倍的標準差時，這些期間內就很可能存在模型估計係數的結構性轉變，檢定結果繪於圖2中，可以發現1987年至1988年間，殘差值都很明顯的超出預期範圍，因而推估模型係數的確不為常數，房價朝向均衡的修正會有變動的情況。

表3 誤差修正模型之估計結果

誤差修正模型：

$$\Delta HP_t = a_0 + a_1 w_{t-1} + a_2 \Delta HP_{t-1} + a_3 \Delta Y_{t-1} + a_4 \Delta r_{t-1} + a_5 \Delta SP_{t-1} + a_6 \Delta HHN_{t-1} + a_7 \Delta M2_{t-1} + a_8 \Delta CC_{t-1} + \varepsilon_t$$

係數	估計值	標準差	t統計量	p-value
a <sub>0</sub>	0.00	0.01	0.10	0.92
a <sub>1</sub>	-0.04	0.01	-4.46	0.00
a <sub>2</sub>	0.09	0.08	1.13	0.26
a <sub>3</sub>	0.56	0.32	1.76	0.08
a <sub>4</sub>	-0.02	0.01	-2.59	0.01
a <sub>5</sub>	0.03	0.02	1.57	0.12
a <sub>6</sub>	2.17	1.40	1.55	0.12
a <sub>7</sub>	-0.47	0.19	-2.47	0.01
a <sub>8</sub>	0.64	0.14	4.70	0.00
Adj-R <sup>2</sup>	0.3752	AIC	-3.2925	
Log likelihood	252.6473	SC	-3.1102	

註：1. 變數代號說明如下：HP代表房價、w為誤差修正項、Y代表所得、r代表利率、SP代表股價指數、HHN代表家戶數、M2代表貨幣供給額、CC代表建築成本。所有變數除了利率和誤差修正項外，均取過自然對數。

2. 誤差修正項 (w<sub>t</sub>) 序列之求取是依共整合檢定所得之共整合向量殘差，亦即為：  
 $w_t = HP_t + 8.45Y_t + 1.21r_t - 1.37SP_t + 6.38HHN_t - 2.73M2_t - 15.06CC_t + 0.15t - 117.15$   
 其中t為時間趨勢項。此共整合向量為誤差平方和較小的向量，其為2.0854，其他次低的向量的誤差平方和為38.0485。

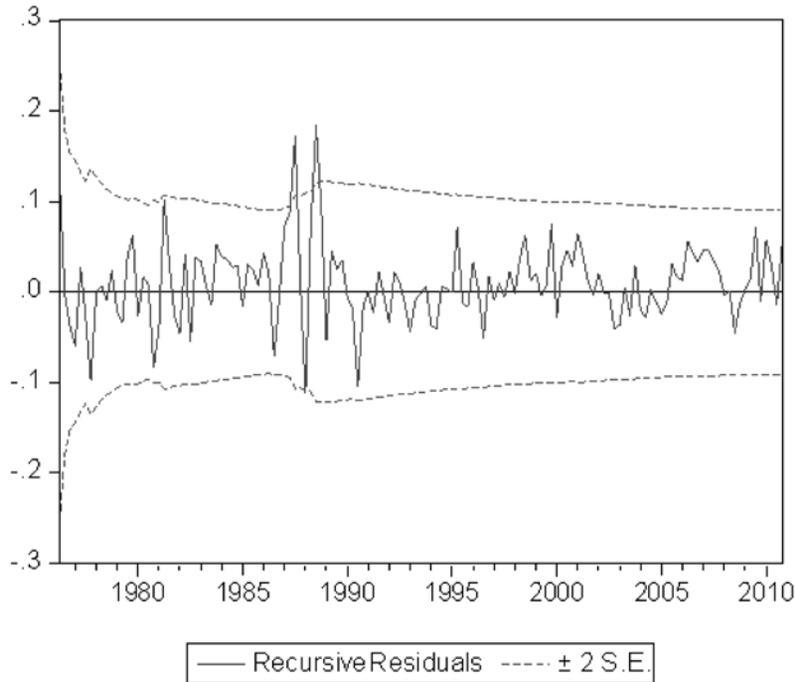


圖2 誤差修正項係數的穩定度檢定 (Recursive-Estimates tests)

## (二) 房價的非線性修正是否與修正方向有關

由於，國內外文獻已證明，交易者在面對房價下修和上揚的態度是不一樣的，進而在這樣市場中撮合的房價其行為當然亦有差異。所以上一節中，發現誤差修正項係數不為常數，本研究認為有可能是因為房價向上和向下修正的行為差異所造成。因而，本文此部份，續使用不對稱誤差修正模型 (Granger and Lee, 1989)，將房價對殘差修正變化的門檻設為零，可用以判斷房價向上修正 (殘差為負) 及向下修正 (殘差為正) 時，誤差修正係數是否有差異，藉以評估房價的非線性修正是否與修正方向有關。檢定結果如下表4。

由上述不對稱的誤差修正模型中可以發現，誤差修正項的係數會隨著殘差為正值或負值而變化，當上一期殘差為負，亦即，房價低於均衡水準時，當期房價應向上修正，以使當期殘差絕對值 (與均衡的誤差) 變小，在此情況下，房價趨向均衡水準的調整速度是殘差的0.05倍，由於  $p$ -value 為 0.00，表示此房價修正行為十分顯著。反之當上一期殘差為正值，亦即，房價高於均衡水準時，當期房價應向下修正，以使當期殘差絕對值 (與均衡的誤差) 變小，在此情況下，房價趨向均衡水準的調整速度則是 0.02 倍，且其不顯著。由這樣的結果看來，似乎房價向上修正較向

表4 不對稱誤差修正模型之估計結果

不對稱誤差修正模型：

$$\Delta HP_t = a_0 + a_1^- w_{t-1}^- + a_1^+ w_{t-1}^+ + a_2 \Delta HP_{t-1} + a_3 \Delta Y_{t-1} + a_4 \Delta r_{t-1} + a_5 \Delta SP_{t-1} + a_6 \Delta HHN_{t-1} + a_7 \Delta M2_{t-1} + a_8 \Delta CC_{t-1} + \varepsilon_t$$

係數	估計值	標準差	t統計量	P-value
$a_0$	0.00	0.01	0.42	0.67
$a_1^-$	-0.05	0.02	-3.46	0.00
$a_1^+$	-0.02	0.01	-1.14	0.26
$a_2$	0.09	0.08	1.07	0.29
$a_3$	0.34	0.31	1.11	0.27
$a_4$	-0.03	0.01	-3.61	0.00
$a_5$	0.05	0.02	2.80	0.01
$a_6$	1.57	1.38	1.13	0.26
$a_7$	-0.37	0.18	-2.02	0.05
$a_8$	0.51	0.15	3.32	0.00
Adj-R <sup>2</sup>	0.2735	AIC	-3.3885	
Log likelihood	258.3225	SC	-3.1751	

註：1. 變數代號說明如下：HP代表房價、W代表房價向上修正（殘差為負）、w代表房價向下修正（殘差為正）、Y代表所得、r代表利率、SP代表股價指數、HHN代表家戶數、M2代表貨幣供給額、CC代表建築成本。所有變數除了利率和誤差修正項外，均取過自然對數。

2. 誤差修正項（ $w_t$ ）序列之求取是依共整合檢定所得之共整合向量殘差，亦即為：  
 $w_t = HP_t + 8.45Y_t + 1.21r_t - 1.37SP_t + 6.38HHN_t - 2.73M2_t - 15.06CC_t + 0.15t - 117.15$ 。  
 其中t為時間趨勢項。此共整合向量為誤差平方和較小的向量，其為2.0854，其他次低的向量的誤差平方和為38.0485。

下修正顯著且速度快。但Balke and Fomby（1997）提出如果誤差的修正會視衝擊的方向而定的話，則傳統的共整合檢定可能會誤判變數的均衡關係。而且上述，本文是以主觀評估的方式測試房價非線性修正與上下修正差異的關連性，其客觀依據又為何呢？所以下一節，本研究將以Hansen and Seo（2002）的方法來檢驗模型是否具有門檻效果且估計門檻誤差修正模型，以檢定整合關係的最適門檻為何，是否符合本文的論述，及討論房價在門檻值上下修正時，調整速度是否有差異，是否具有向下抗跌性。

(三) 房價整合的門檻值與不對稱誤差修正

首先以Hansen and Seo (2002) 提出的LM檢定門檻效果的存在與否，檢定的結果如下表5：

表5 門檻檢定

SupLM 統計量	25.8764
p-value	0.012

表5的結果驗證了門檻效果是十分顯著的存在於房價與其他變數之間的整合關係中。故以下本文以Hansen and Seo (2002) 的方法來估計門檻誤差修正模型，首先進行門檻共整合模型的估計，估計結果，得到的共整合向量及整合殘差如下：

$$HP_t + 0.11*Y_t + 0.04*r_t + 0.30*SP_t + 0.16*HHN_t + 0.12*M2_t + 0.84*CC_t = W_t$$

而門檻誤差修正模型中估計的門檻為-0.0058，十分接近0，表示房價朝向均衡的修正很接近是與殘差的正負值相關，此結果表示房價的修正可分為兩種情況，其一為向上修正，因為此時的殘差 $w_t \leq -0.0058$ ，所以房價：

$$HP_t \leq 0.11*Y_t + 0.04*r_t + 0.30*SP_t + 0.16*HHN_t + 0.12*M2_t + 0.84*CC_t$$

第二種情況則為向下修正 ( $w_t > 0$ 時) 或些微向上修正 ( $-0.02 < w_t < 0$ 時)，因為此時房價：

$$HP_t > 0.11*Y_t + 0.04*r_t + 0.30*SP_t + 0.16*HHN_t + 0.12*M2_t + 0.84*CC_t$$

而這兩種狀態的門檻誤差修正模型估計係數如下：

表6 門檻誤差修正模型之估計結果

$$\Delta HP_t = a_0 + a_1 w_{t-1} + a_2 \Delta HP_{t-1} + a_3 \Delta Y_{t-1} + a_4 \Delta r_{t-1} + a_5 \Delta SP_{t-1} + a_6 \Delta HHN_{t-1} + a_7 \Delta M2_{t-1} + a_8 \Delta CC_{t-1} + \varepsilon_t$$

且  $w_t \leq -0.0058$

係數	估計值	標準差	t統計量	p-value
$a_0$	0.00	0.00	0.97	0.34
$a_1$	-0.09	0.04	-2.40	0.02
$a_2$	0.31	0.28	1.09	0.28
$a_3$	-0.05	0.01	-6.42	0.00
$a_4$	0.10	0.03	3.40	0.00
$a_5$	2.59	1.02	2.53	0.01
$a_6$	-0.73	0.16	-4.44	0.00
$a_7$	1.10	0.10	10.94	0.00
$a_8$	0.00	0.00	-0.97	0.34

表6 門檻誤差修正模型之估計結果（續）

$$\Delta HP_t = a_0 + a_1 w_{t-1} + a_2 \Delta HP_{t-1} + a_3 \Delta Y_{t-1} + a_4 \Delta r_{t-1} + a_5 \Delta SP_{t-1} + a_6 \Delta HHN_{t-1} + a_7 \Delta M2_{t-1} + a_8 \Delta CC_{t-1} + \varepsilon_t$$

且  $w_t > -0.0058$

係數	估計值	標準差	t統計量	p-value
$a_0$	0.00	0.00	0.20	0.84
$a_1$	-0.04	0.05	-0.74	0.46
$a_2$	0.67	0.35	1.92	0.06
$a_3$	0.00	0.01	-0.33	0.74
$a_4$	0.05	0.02	2.47	0.01
$a_5$	1.81	1.26	1.44	0.15
$a_6$	-0.24	0.23	-1.07	0.28
$a_7$	0.35	0.20	1.73	0.09
$a_8$	0.00	0.00	0.20	0.84

註：1. 變數代號說明如下：HP代表房價、w為誤差修正項、Y代表所得、r代表利率、SP代表股價指數、HHN代表家戶數、M2代表貨幣供給額、CC代表建築成本。所有變數除了利率和誤差修正項外，均取過自然對數。

2. 共整合殘差序列中最接近於門檻值的兩個數值分別為0.0114和-0.0059，由此可以看出門檻值十分接近0，而且在0和-0.0058中並無數值，但由於門檻誤差修正模型之門檻是內生決定，序列中並無0的值，故而門檻不會落在0的數值上。

上述結果表示在第一種情況下，房價會顯著的修正，因為誤差修正項的估計值為-0.09，且十分顯著，而在第二種情況下，房價不會顯著的修正，因為誤差修正項的係數不顯著。表示房價存在向上修正比向下修正顯著且快速的情況。為使我們更容易判讀上述估計的結果、其經濟意義，本文於圖3中繪出模型估計出的共整合殘差序列，及將殘差低於門檻值（-0.0058），亦即房價是向上修正的期間也一併繪出。

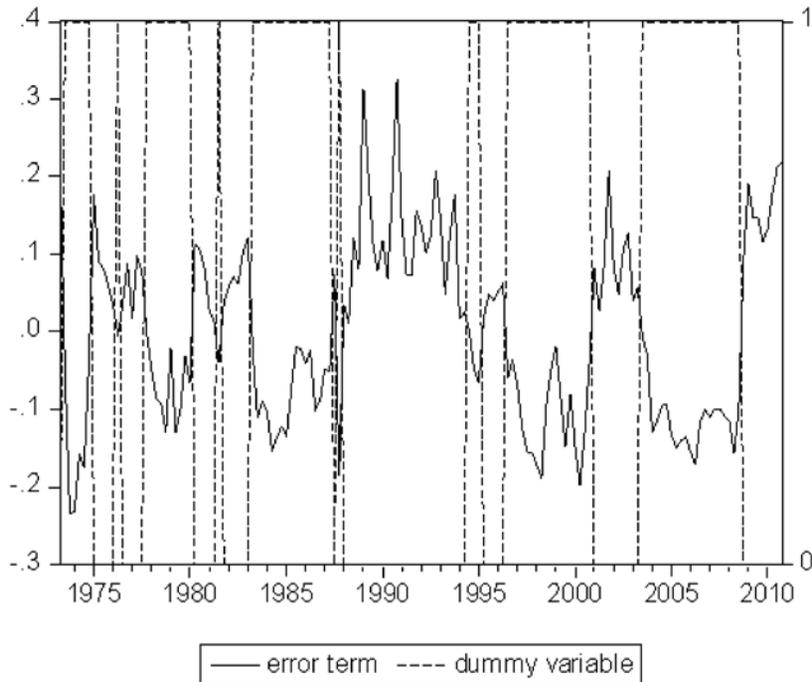


圖3 共整合殘差與房價呈向上修正期間的虛擬變數

在圖3中虛擬變數為1的期間，房價是顯著的朝向均衡修正，修正速度為上一期殘差的0.09倍，當虛擬變數為0的期間，表示房價是向下修正的（ $w_{t-1} > 0$ 時），或些微向上修正（ $-0.0058 < w_{t-1} < 0$ 時），在這些情況下，修正係數較不顯著而且僅為殘差的0.04倍。若是我們把每一期房價對於上期殘差的修正部份根據殘差的大小、修正速度算出，可以更清楚看到房價往均衡修正的動態，茲將此修正幅度繪於圖4。

由圖4中可以看到，整體而言房價向上和向下修正的差異性，首先向上修正幅度較大，再而速度方面，因為向上時斜率絕對值比較大（線較陡），所以修正速度會較快。若由圖3和圖4的比較可以看到不對稱的誤差修正係數會如何影響房價的修正結果，在圖3中，這段時間關乎房市的衝擊並沒有很明顯的方向頻率的差異性，因為房價低於均衡和高於均衡的時間並沒有差距；此外，在樣本期間兩種方向的殘差幅度也沒有太大的差別，房價報酬率高於均衡和低於均衡水準的誤差都約0.3，反觀，因為房價對誤差的修正係數不同，所以因這些殘差所引起的修正卻有很明顯的上下差異。向上超過0.020，向下不到-0.015。

最後，圖4的結果是展現出房價這一段期間隨均衡的修正、變動，所以若我們以單變量僅看房價時，房價的變動會較容易呈現向上波動比向下波動較大的波動不

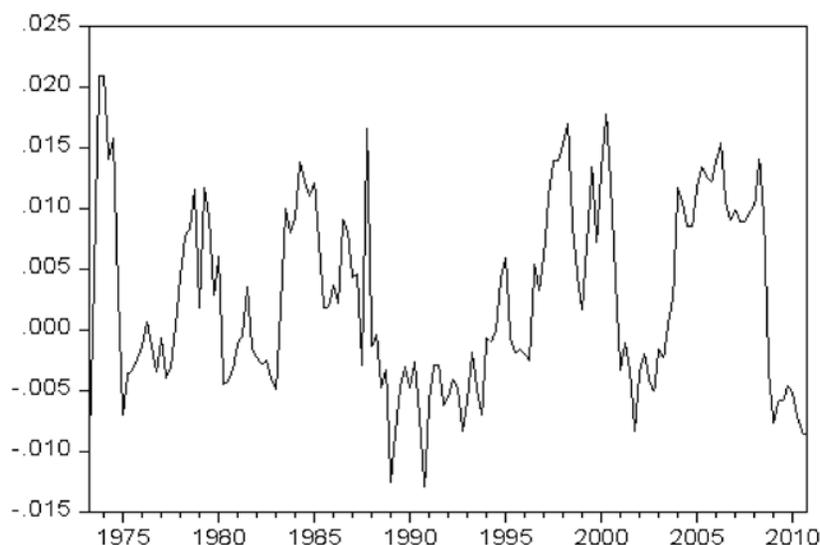


圖4 誤差修正幅度

對稱性，這也可能說明何以在股市中常得到槓桿效果，但之前對於房價研究的文獻卻得到反向槓桿效果的情況。

## 五、結 論

過去一直有相當多的文獻在探討房價波動問題，試圖建立模型捕捉房價，但在房價的時間序列變動中，有一個現象是較少有文獻探討的，那就是房價向上與向下的波動不一致，也就是不動產市場所謂的「追漲不追跌」的現象。本研究認為此現象可以從該市場交易者不理性與其對市場流動性的影響來解釋。

Genesove and Mayer (2001) 驗證在不動產市場中存在Shefrin and Statman (1985) 所描述的處置效應，基於這樣的不理性行為，在房價下跌時，屋主會惜售，且使市場流動性變差，所以房價就較不易向下修正，產生了向下僵固性。既然交易者在面對房價下修和上揚的態度是不一樣的，那麼該市場的流動性在價格看漲和看跌應該也不相同，進而在這樣市場中撮合的房價其行為當然亦有差異。本研究因此推論房價向上和向下修正的行為應是不相同、不對稱的。

在實證結果中，本文發現傳統共整合及誤差修正模型中誤差修正係數是不穩定的，說明房價與變數的長期關係和短期修正可能是非線性的，續而，本研究發現這

樣的非線性關係與房價向上、向下修正之不對稱相關，而且也發現房價與變數之間的整合關係，存在門檻效果。最後使用門檻共整合模型，得到接近0的門檻值，而且房價的上下整合的確是不對稱，房價的向上修正是顯著且快速，但向下並沒有如此，實證結果支持了房價有追漲不追跌的情況。我們並發現在市場沒有特殊的景氣差異時，房價向上變動的幅度會高於向下變動的，所以預期若僅以單變量觀察房價走勢時，房價的變動會較容易呈現向上波動比向下波動較大的波動不對稱性，這也可能說明何以在股市中常得到槓桿效果，但之前對於房價研究的文獻卻得到反向槓桿效果的情況。但是反過來說，若使用其他區域的資料，發現房價並不具有抗跌的現象時，也可能無法觀察到房價與其他變數之間的門檻整合關係。

由於本文基於房市交易者的不理性行為及市場流動性的不對稱變化，推論房價可能會存在不對稱均衡調整，也得以驗證台北地區的房價的確有此現象，所以在實務上，若無法觀察到交易者的損失規避行為或市場流動性的不對稱現象，就也有可能不存在房價的抗跌和不對稱的修正動態，建議後續研究可比較多個不同特性的房市，以觀察房價行為在這些市場中的差異。

附表1 資料來源

使用變數	資料來源
台北地區的住宅價格 ( $HP$ )	政治大學台灣房地產研究中心，平均每坪預售住宅價格
台北地區的家戶經常性所得 ( $Y$ )	台北市與新北市統計要覽，年資料插補成季資料而得
利率 ( $r$ )	台灣經濟新報資料庫，台灣擔保融通利率
台灣集中市場加權股價指數 ( $SP$ )	台灣經濟新報資料庫
台北地區的家戶數 ( $HHN$ )	台北市與新北市統計要覽
貨幣供給 ( $M2$ )	台灣經濟新報資料庫
建築成本 ( $CC$ )	台北市統計要覽，營造工程物價指數

## 參考文獻

- 陳明吉、蔡怡純，2007，房價蛛網與投資人行為，經濟論文，第 35 卷第 3 期，頁 315-344。
- 陳明吉、曾婉婷，2008，台灣不動產市場從眾行為之檢視，管理與系統，第 15 卷第 4 期，頁 591-615。
- 蔡怡純、陳明吉，2004，台北地區住宅市場結構性轉變與價格均衡調整，都市與計劃，第 31 卷第 4 期，頁 365-390。
- 蔡怡純、陳明吉，2007，台北地區不動產價格波動與蛛網理論，台灣土地研究，第 10 卷第 2 期，頁 1-12。
- 蔡怡純、陳明吉，2008，台北地區不動產價格波動之不對稱性探討，住宅學報，第 17 卷第 2 期，頁 1-11。
- 蔡怡純、陳明吉，2012，房價指數與股價指數的波動性差異及不對稱相關：門檻波動性與共整合模型實證分析，財務金融學刊，已接受。
- Balke, N. S. and T. B. Fomby, 1997, Threshold Cointegration, *International Economic Review*, 38, pp.627-645.
- Black, F., 1976, Studies of Stock Price Volatility Changes, *Proceeding of the 1976 Meetings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association*, pp.177-181.
- Bowden, J., 1980, Family Mydidae, In *Catalogue of the Diptera of the Afrotropical Region*, Crosskey, R. W. (ed.), British Museum (Natural History), London, pp. 325-333.
- Chen, M. C. and K. Patel, 2002, An Empirical Analysis of Determination of House Prices in the Taipei Area, *Taiwan Economic Review*, 30(4), pp. 563-595.
- Crawford, G. and M. Fratantoni, 2003, Assessing the Forecasting Performance of Regime-Switching, ARIMA and GARCH Models of House Prices, *Real Estate Economics*, 31(2), pp. 223-243.
- Davies, R. B., 1987, Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative, *Biometrika*, 74, pp. 33-43.
- Elbourne, A., 2008, The UK Housing Market and the Monetary Policy Transmission Mechanism: An SVAR Approach, *Journal of Housing Economics*, 17, pp. 65-87.
- Engle, R. and C.W. J. Granger, 1987, Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrics*, 55, pp. 251-276.

- Genesove, D. and C. Mayer, 2001, Loss Aversion and Seller Behavior: Evidence from the Housing Market, *Quarterly Journal of Economics*, 116, pp. 1233-1260.
- Granger, C. W. J. and T. -H. Lee, 1989, Investigation of Reproduction, Sales and Inventory Relationships Using Multicointegration and Non-symmetric Error Correction Models, *Journal of Applied Econometrics*, 4, pp. 145-159.
- Hall, S., Z. Psaradakis, and M. Sola, 1997, Switching Error-Correction Models of House Prices in the United Kingdom, *Economic Modelling*, 14(4), pp. 517-527.
- Hansen, B. E. and B. Seo, 2002, Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models, *Journal of Econometrics*, 110, pp. 293-318.
- Johansen, S., 1988, Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- Johansen, S., 1991, Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.
- Johansen, S. and K. Juselius, 1990, Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin Economics and Statistics*, 52(2), pp. 169-210.
- Koutmos, G., 1998, Asymmetries in the Conditional Mean and the Conditional Variance: Evidence from Nine Stock Markets, *Journal of Economics and Business*, 50, pp. 277-290.
- Miles, W., 2008, Boom-Bust Cycles and the Forecasting Performance of Linear and Non-Linear Models of House Prices, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 36, pp. 249-264.
- Odean, T., 1998, Volume, Volatility, Price, and Profit When All Traders Are above Average, *Journal of Finance*, 53, pp. 1887-1934.
- Ploberger, W., W. Kramer, and K. Kontrus, 1989, A New Test for Structural Stability in the Linear Regression Model, *Journal of Econometrics*, 40, pp. 307-318.
- Roche, M. J., 2001, The Rise in House Prices in Dublin: Bubble, Fad or Just Fundamentals, *Economic Modelling*, 18(2), pp. 281-295.
- Shefrin, H. and M. Statman, 1985, The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers too Long: Theory and Evidence, *Journal of Finance*, 40, pp. 777-791.
- Tsai, I-C. and M. -C. Chen, 2009, Asymmetric Volatility of House Prices in the UK, *Property Management*, 27(2), pp. 80-90.
- Whitehead, C., 1971, A Model of the UK Housing Market, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 33(44), pp. 245-266.