

台灣不動產市場從眾行為之檢視

An Examination of Herding Behavior in the Taiwan Real Estate Market

陳明吉¹ Ming-Chi Chen
國立中山大學財務管理學系

曾琬婷² Wan-Ting Tseng
靜宜大學企業管理學系

¹Department of Finance, National Sun Yat-sen University and ²Department of Business Administration, Providence University

(Received February 7, 2007; Final Version October 11, 2007)

摘要：本研究旨在檢視國內不動產市場投資者是否有從眾行為之現象，以及從眾行為與不動產市場狀態之間的關係。本文以不動產三個次市場：預售屋、成屋與土地三市場進行實證分析。實證結果的確發現有從眾行為，也就是當市場價格上漲時，預售屋市場個別區域報酬率有齊漲的從眾行為情況，但各市場價格下跌時，從眾行為結論則較不一致。其次，不動產次市場中的預售屋與成屋市場都有遞延的從眾行為，而成屋市場有較強的遞延現象可能是因為資訊比預售屋市場更為封閉。最後，從不動產價格波動與從眾行為之因果檢定，指出從眾行為無法促進不動產市場之效率，但從市場交易量與從眾行為之因果檢定，可確認不動產市場投資者有追隨群體之現象。

關鍵詞：從眾行為、不動產、CSSD模型、CSAD模型、因果關係

Abstract : The paper examines herding behavior of the Taiwan real estate market and whether herding behavior affects market condition. Three types of the real estate market, including pre-sale housing, existing housing and land markets, are empirically tested. Our results suggest when markets boom, evidence of herding behavior is found in the pre-sale housing market. However, when markets are

* 作者感謝國科會對本研究之補助 (計劃編號為NSC94-2415-H-110 -008)

sluggish, existences of herding behavior are not conclusive in these three markets. Herding behavior is lagged in the real estate market due to information insufficient, especially in the existing housing market. The Granger causality test indicates herding and price volatility are related, implying herding is not able to make market more efficient. Transaction volume Granger causes herding, reconfirming that investors are sensitive to price changes in the markets.

Keywords : Herding, Real Estate, CSAD Model, CSSD Model, Causality

1. 前言

效率市場假說乃是構成傳統財務理論的主要假說，但如今卻發現在現實的資本市場中，這樣的假說卻一再地受到質疑。最主要原因在於投資者並非全為理性，再者，若投資人全為理性，但也可能受限於外部因素，例如資訊不對稱，以致決策產生偏差。在不動產市場中，資訊不對稱之現象更是常見，由於買賣雙方的資訊並不完整，買賣雙方通常會透過仲介商來進行交易，真正擁有資訊的仲介商卻可能使得買賣雙方都遭受損失；再加上不動產市場上買賣雙方議價能力薄弱，尤其是買方，也因此造成不動產市場存在反應不足、流動性不佳等等的限制，市場要迅速調整到均衡價格幾乎是不可能的。若從投資者的心態上的兩個極端點，去解釋促使市場偏離基本面的行為，其產生的可能原因一為過度自信，另一則為信心不足。過度自信，投資者往往過於相信自己的決策以及對資訊的判讀能力，反而造成市場流入許多雜訊，真正反映基本面的資訊卻隱而不現；信心不足，投資者拋棄自己之看法，轉而跟隨大部分人的投資策略，此乃學者所稱的從眾行為，跟隨群體的行為，不僅會使得許多資訊無法立即反映到市場，更會使得單一資訊有過度反應的現象。

對不動產市場而言，當不動產的景氣持續上升時，投資人會主觀的認定景氣在短期內不會衰退，而不斷地投資不動產，使得不動產價格持續飆漲，就如同不動產景氣循環中的上升階段，通常上升幅度都會超出應有的水平，再加上台灣民眾擁有一窩蜂的投資熱，更增加了不動產價格的上升，也支持了過度反應的論點，因此我們有理由認為台灣不動產市場存在從眾 (herding) 行為，而這就是本文主要的探討主題。再者，若不動產市場若確實存在行為財務理論中的從眾行為效果，那麼此行為財務理論的從眾行為與不動產市場狀態關係是如何呢？假如我們藉由觀察不動產市場價格波動、報酬率狀況與成交量大小與從眾行為關係，此結果應有助於投資人以及不動產管理公司對於投資於台灣不動產市場與資產管理有另一層面的觀察與考量。

因此為了解台灣不動產市場上是否存在從眾行為以及與不動產市場的狀態關係，本研究檢視台灣三個不動產次市場是否存在從眾行為。過去有不少研究從市場價格或交易數量建立從眾

行為指標，但由於不動產市場本身特性與資料限制，本研究參考 Christie and Huang (1995)與 Chang, Cheng and Khorana (2000)所建立的以報酬率離散程度來推論從眾行為，分析台灣不動產的三個次市場，包括預售屋、成屋與土地三類型市場，是否存有從眾行為。另外由此三個次市場的比較檢視，也可瞭解在不同不動產市場下，三個市場的從眾行為是否有差異。

因此本研究利用兩個文獻建立的從眾指標，檢視國內不動產市場是否有從眾現象發生。若存在從眾行為效果，從眾行為對於市場的影響又如何？本文就不動產市場報酬率、價格波動、成交量波動作為不動產市場現況的代理變數，以檢驗從眾行為對於不動產市場狀態之影響為何。本文共分為六部份，除第一部份前言外，第二部份討論有關之行為財務文獻，第三部份闡述本研究探討的議題，第四部份為研究設計，包括從眾行為指標討論、假說定義與資料說明，第五部份為實證結果分析，而最後一部份則為結論。

2. 文獻探討

2.1 行為財務與從眾行為

從 1985 年 De Bondt and Thaler 發表《股票市場過度反應了嗎》一文之後，諸多學者紛紛發表他們有關行為財務的研究成果。一方面，對現代金融理論的缺陷進行了實證分析，發現在金融市場上人們存在諸多的行為認知偏差；另一方面，廣泛吸取心理學、社會學、人類學，尤其是行為決策研究的成果，重新解釋了金融市場上的異常現象。行為財務學從心理學和行為認知學的角度對投資者理性決策偏差的原因做了闡釋，認為投資決策過程實際上是投資者計算風險與收益的過程，因此決策結果必然會受到投資者心理認知偏差的影響。而這些常見的投資者心理認識偏差現象主要有過度自信、過度反應或反應不足以及損失厭惡等等（參考周賓鳳等，民 91）。

依照 Devenow and Welch (1996) 的彙整，行為財務理論中從眾行為的產生原因，可歸納出外部性利益 (payoff externalities)，名譽聲望和代理人問題，以及資訊瀑布流 (information cascades) 三種因素。外部性利益，包含了市場流動性及資訊取得。就流動性來說，無論資訊交易者或非資訊交易者，在深度夠、流動性佳的市場裡交易，會有較高的利益，此流動性效果會促使大多數投資者在同一個市場裡面交易。名譽聲望和代理人問題，乃針對機構投資者及基金經理人出發，即使是佔有主流地位的代理商，也會發生理性從眾行為，因他們的管理績效，乃基於相對比較之基礎，而非絕對。瀑布流可以解釋目前全球針對不正確決策進行從眾的行為，投資者會拋棄自己所擁有的內部資訊，跟隨前手操作，即使前手的決策沒有資訊存在。目前有關從眾行為之研究，主要可區分為金融商品及交易者種類兩種。金融商品之研究，仍以股市研究為大宗，主要研究股市是否存在齊漲齊跌之現象。其他商品的研究，也是著重於金融商品之研究，如債

券、期貨與選擇權等，不動產商品研究則是相當稀少。

2.2 從眾行為與市場狀態

文獻上對於從眾行為與代表市場狀況指標間的關係，多是以探討從眾行為對價格波動性的影響，以及前期報酬率對從眾行為的影響力。實證結果也趨於一致，認為從眾行為不僅沒有引發價格波動，且有促進價格效率的可能性。然而，文獻上的研究對象，多是股票型基金，及其他以身份別分類的機構法人。其實證結果是否適用在不動產市場則不得而知。Wermers (1999) 認為機構從眾有縮小價格波動性，亦即促進價格的調整過程。他認為機構法人為理性交易者，從眾的發生，乃針對基本面因素或者是散戶的不理性出發，因此，從眾反倒促使價格趨近基本面。一般說來，機構投資者的持有量及交易量大，對市場的影響甚鉅，且其蒐集資訊能力強，可選擇跟隨最有利的，因而有追漲殺跌的可能性。文獻上亦多針對從眾對價格波動性的影響進行探討。然而，多數實證結果，都沒有發現促成價格異常波動的現象 (Jones *et al.*, 1999; Bowe and Domuta, 2004)。以前期報酬水準對從眾行為的影響來說，過往文獻多認為前期報酬越高，從眾行為越強，故推論從眾乃伴隨正向回饋交易¹產生。因追漲殺跌的投資策略，本身不具資訊意涵，故學者將正向回饋交易與不理性的從眾畫上等號。多數文獻也證實，多存在有正向回饋跡象 (De Long *et al.*, 1990; Nofsinger and Sias, 1999; Iihara *et al.*, 2001)。

2.3 不動產行為財務

有關不動產行為財務之文獻並不多見，國外可見之文獻包括有：Northcraft and Neale (1987) 研究不動產仲介商如何利用制式計算不動產價格，導致了定錨效應 (anchoring)。而 Baddeley (2005) 以房價季資料以及個人銀行借貸、違約以及買賣不動產資料為樣本，建立經濟需求模型以及動態從眾模型，透過理論與實證方式去檢視為何英國房屋市場的需求存在高度不確定性，並探討英國房屋市場是否存在類似從眾、泡沫以及瘋狂行為等因素而加劇了英國房屋市場需求的變動性。另 Wong (2001) 認為泰國在金融風暴前會發生如此驚人的經濟成長，不僅是因為對不動產需求大增而且主要是因為投資者對於市場未來太過樂觀所導致。Wong 指出過度的供給與價格泡沫往往是市場崩盤的前奏曲。作者利用簡單的供給與需求模型加上抉擇、損失規避、從眾行為、政府政策...等等現象加以假設與衍生推導，解釋了許多造成不動產價格泡沫化的現象以及本質。然而以上文獻並非直接與不動產市場從眾行為有關，在國內文獻方面，同樣雖有關於不動產行為財務之研究，但卻未發現有從眾行為方面之分析，因此激起本研究探討行為財務中從眾行為之動機。

¹ 所謂正向回饋交易是指在市場價格上漲的前提下，積極搶進的行為，當市場上某部分的投資者，同時有這樣的舉動，則從眾現象油然而生。

3. 研究議題

由前面文獻回顧探討可知，多數文獻支持金融投資市場存在行為財務現象，國外不動產市場也的確存有行為財務所建議的情況，而台灣不動市場是否同樣有行為財務中的從眾行為嗎？若有，那從眾行為與不動產市場的狀態關係又是如何？以下討論這兩個議題。

3.1 從眾行為是否存在不動產市場

台灣的不動產市場從民國 60 年至今房價會有三次的大幅循環變動，第一與第二次分別發生在民國 60 年初與 60 年底，各上漲約一倍，而特別是第三次在民國 70 年底，房價暴漲了三倍。從長期軌跡來檢視，房價呈現一個長期上漲與循環變動的現象 (Chen and Patel, 2002；蔡怡純、陳明吉，民 93；陳明吉、蔡怡純，民 96)。過去幾次價格變動激烈，特別是 1987~1989 年房價大幅上漲，已有不少的文獻證明國內房價存在泡沫，譬如林祖嘉與林素菁(民 84)實證台北市的預售屋市場與成屋可能存在泡沫現象；而楊宗憲、張金鶚 (民 89) 也提及台灣從 1987 年開始由於經濟景氣的上升，價格泡沫佔市價的比重也隨之上揚，到 1989 年達到最高點。由過去實際的房價變化與文獻可瞭解到，國內房價在景氣時大幅上漲，而不景氣時，價格平穩，抗跌性仍高，即使景氣衰退，仍有持續性的高價，再加上下跌速度與幅度較為平緩，故本文認為台灣不動產市場應存在行為財務所謂之從眾行為。但因不動產投資金額過於龐大，應存在追高，跌價惜售心態。

3.2 從眾行為與市場狀態之關係

由於市場上價格與交易量的變化是從眾行為的指標，有從眾行為市場上的價格與交易數量就會改變，然價格與數量的改變會反向影響從眾行為嗎？以下我們分別從價格波動幅度、報酬率的高低以及交易量的變動三個角度來討論。

首先在價格波動方面，如文獻回顧所討論，金融市場實證結果多認為從眾行為不僅沒有引發價格波動，且有促進價格效率的可能性，此外從眾行為常伴隨正向回饋交易。但這些並非不動產市場研究結果。在不動產市場，是否從眾行為會促進即促進價格的調整，投資者是否追漲殺跌都可進行檢視。在台灣不動產資料中，並無法明確區分投資人特性為機構法人或者為一般投資者。若可將不動產區分為投資者與投機者，依據投資與投機行為以及不動產特性而論，由於不動產投資金額頗大，投資者乃基於理性預期，資產投資分配的考量，亦著眼在市場的長遠走勢，故有促使市場價格偏向基本面的作用。至於投機者，其投資以短期獲利為目的，會在短期之內搶進搶出，賺取市場上下波動的價差。因此，預期他們的從眾會促使價格波動性提高。價格波動性對從眾行為的影響來說，由於價格波動提高，表示潛在獲利幅度增加，故投機者會有從眾增強的情況，希望能追隨資訊內涵交易者，以獲取高度利益。

其次在報酬率方面，以從眾行為對不動產投資報酬的影響來說，投機者憑藉著高度資訊蒐集及判讀能力，其從眾行為應與後期報酬呈現正相關，亦即可使獲利性變佳。一般投資大眾固然交易動機與投機者同，但在欠缺資訊內涵的情況下，從眾與後期報酬的關係，不見得會像投機者一樣，有顯著的正向影響；即使一般投資有跟隨投機者的行為，但因時機上的差異，很可能買在高點或賣在低點，結果變成幫投機者抬轎，以致出現認賠殺出的窘境。另一方面，以前期報酬水準對從眾行為的影響來說，過往文獻多認為前期報酬越高，從眾行為越強，故推論從眾乃伴隨正向回饋交易產生。因追漲殺跌的投資策略，本身不具資訊意涵，故學者將正向回饋交易與不理性的從眾畫上等號。

最後在交易量方面，若不動產市場確實存在從眾行為，在一窩蜂搶購或者搶賣的行為下，必定使得交易頻繁，將導致交易量波動增加。有關交易量波動對於從眾行為之影響，可從鬱金香狂熱、價格泡沫得到衍生推理。不動產不斷飆高之價格，多由不斷轉手買賣而來。根據加成定價理論，每轉手一次，便加成一次，最後將導致市場價格脫離實質價格。若不動產市場多存在投機者，會在短期之內搶進搶出，交易量波動增加，導致市價脫離真實價格，加劇從眾行為之發生。

4. 研究設計

4.1 從眾行為衡量指標

4.1.1 從眾行為衡量指標討論

研究從眾行為的模型，可分成兩大主流，一是以交易量或交易人數的資料為主體，觀察投資者在一段期間內，針對某種金融商品群體買進或者賣出的行為，是否顯著大於平常的水準，常見有 LSV 指標。LSV 指標以量推論從眾的模型，首見於 Lakonishok *et al.* (1992) 的 LSV 指標。作者利用美國共同基金的資料，採當季買進股票的基金經理人數佔當時進場交易經理人之總人數，來衡量從眾行為。並探討與股票過去績效、股票公司規模、經理人控管資金等之間的關係。由於不動產市場之資料特性，需要獲得買賣雙方之交易資料，故不適用於本文。

另一則是以報酬為主體，觀察金融商品的報酬，是否符合理性預期，若有逼近市場整體或產業投資組合報酬的趨勢，則推斷投資者有跟隨市場或產業的從眾行為。其立論根據是，當從眾行為發生時，投資人會壓抑對股價的理性預期，並放棄自身持有的資訊，轉而與市場或產業觀點一致，追逐其走勢進行投資。換句話說，依照理性資本資產定價模式來預測報酬率時，報酬率的離散程度會隨市場報酬的絕對值增加而增加。然而，當市場存在從眾行為時，證券報酬偏離市場報酬的程度不會太大，也就是市場報酬平均的橫斷面標準差會下降。所以就股票報酬的離散程度方面，從眾行為與理性資本資產定價模式彼此的預測會有所差異。這類指標有 CSSD

(Cross-Sectional Standard Deviation of Return, Christie and Huang, 1995)、CSAD (Cross-Sectional Absolute Deviation, Chang *et al.*, 2000) 模型，然 CSSD 與 CSAD 模型本適用於股市及基金分析，本文首次嘗試將該模型用於不動產市場之從眾行為分析，但畢竟不動產市場與股市投資特性並不完全相同。以房市為例，購屋者置屋自我使用目的往往大於投資目的，投資目的與效用為其附加價值，其投資特性與股票投資大為不同，此乃本文研究限制。

因此本文採用 CSAD 與 CSSD 兩模型衡量不動產市場上是否存在從眾行為，確定市場存在從眾行為後，本研究接著利用向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression Model, VAR Model)，檢測從眾行為與不動產市場狀態間的因果關係。

4.1.2 從眾行為衡量指標建立

4.1.2.1 CSSD

是以報酬率離散程度來推論從眾行為，如公式 1 所示。他們利用市場報酬率偏離程度計算所得之離散度或橫斷面標準差，來解釋股票報酬和市場大盤的差價，作為判斷從眾行為的基準。根據 CSSD 模型，本文修正適用於不動產市場的從眾行為模型如下：

$$\text{CSSD 模型： } \text{CSSD}_t = \alpha_1 + \beta^L D_t^L + \beta^U D_t^U + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

其中， $\text{CSSD}_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (R_{i,t} - R_{m,t})^2}{N-1}}$ 為第 t 季不動產投資組合報酬率的橫斷面標準差。

α_1 ，為常數項

D_t^L ， D_t^U 為虛擬變數

β^L ， β^U 為迴歸係數

$R_{i,t}$ ，第 i 個行政區不動產投資在時間 t 的報酬率。

$R_{m,t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_{i,t}$ ，整體不動產市場投資組合在時間 t 的報酬率。

N ，行政區區域數。

ε_{1t} ，為殘差項

虛擬變數 D_t^L 用於分析市場處於下跌階段是否有從眾行為，其設計為首先假設 $R_{m,t}$ 為常態機率分配，當 $R_{m,t}$ 落在機率分配的劇烈下跌（常態分配左側）某個機率值以下時（譬如 1%、5%、10%等），則 $D_t^L=1$ ；否則為 0。虛擬變數 D_t^U 用於分析市場處於上漲階段是否有從眾行為，若 $R_{m,t}$ 落在機率分配的劇烈上漲（常態分配右側）某個機率值以上時，則 $D_t^U=1$ ；否則為 0。我們可以觀察對應的迴歸係數 β^L 與 β^U 是否顯著而得知是否有從眾行為。

本研究想要了解當市場發生劇烈變動時，市場投資組合報酬的橫斷面標準差(即房屋市場報酬離散程度)會產生如何的變化。由理性定價模式來看，當股票市場投資人完全依據自己所擁有之資訊內容進行交易時，不論市場行情如何， β^L 與 β^U 都將為正值。反之，若股票市場上發生從眾現象時，投資人將抑制自己對各股資訊內含的期望預期報酬，而使各股報酬趨於市場整體報酬相近，此時 β^L 與 β^U 則為負值。簡而言之，當虛擬變數的迴歸係數顯著為負時，代表當市場處於該劇烈變動區間時，市場報酬率離散程度會有減少的現象，表示存在從眾行為。透過不同劇烈波動範圍(機率值)的測試，本研究找出使 $CSSD_t$ 的迴歸係數 β^L 與 β^U 是否顯著，由此判斷當 $CSSD$ 值落在此範圍時是否有從眾行為²。

4.1.2.2 CSAD

由於 $CSSD$ 中當 β^L 與 β^U 之值為正時，亦不能以此斷定該市場無任何從眾的現象，只能說該市場在極端波動時，並無找到股票報酬間存在從眾現象之實證，故Chang *et al.* (2000) 秉持著類似的概念，發展出CSAD模型，如公式2式所示，將原先的橫斷面標準差，替換成橫斷面報酬差距，並取絕對值。迴歸模型則採用非線性的方式，觀察平方項對從眾行為的影響。單一市場報酬與全體市場報酬之離散程度，是否存在依理性資本資產定價模式理論所推論的正向關係，或是依照從眾行為假說下所推論出的負向關係。也就是說，若係數為負，代表市場價格大幅波動時，從眾行為更加突顯，與 $CSSD$ 模型有相同的解釋效果。

如同 $CSSD$ 模型，我們將CSAD模型修正為不動產適用模型如下：

$$CSAD \text{ 整體模型(A)}: CSAD_t = \alpha_2 + \gamma_1 |R_{m,t}| + \gamma_2 [R_{m,t}]^2 + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

$$CSAD \text{ 上漲模型(B)}: CSAD_r^{up} = \alpha_3 + \gamma_3 |R_{m,t}^{up}| + \gamma_4 [R_{m,t}^{up}]^2 + \varepsilon_{3t} \quad (3)$$

$$CSAD \text{ 下跌模型(C)}: CSAD_r^{down} = \alpha_4 + \gamma_5 |R_{m,t}^{down}| + \gamma_6 [R_{m,t}^{down}]^2 + \varepsilon_{4t} \quad (4)$$

其中， $CSAD_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |R_{i,t} - R_{m,t}|$

$\alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ ，為常數項

² $CSSD$ 模型的基本假設為，股票市場參與者在市場價格劇烈波動的情況下，會因為理性或非理性的因素，抑制自己對股票合理價格的預測，並傾向放棄自身的資訊而追隨整體市場的波動方向進行投資決策，最後將使得各股的漲跌波動與整體市場趨於一致。因此，當股票市場發生從眾行為時，所計算出來的 $CSSD$ 值將小於股票市場未發生從眾行為的 $CSSD$ 正常值。反之，若市場上不存在從眾行為，所得到的 $CSSD$ 值將會大於全部研究期間之平均值。

$\gamma_1 \sim \gamma_6$ 為迴歸係數

$R_{i,t}$ ，第 i 個行政區不動產投資在時間 t 的報酬率。

$$R_{m,t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_{i,t}, \text{ 整體不動產市場投資組合在時間 } t \text{ 的報酬率。}$$

N ，行政區區域數。

$\varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t}$ ，為殘差項

整體模型為 CSAD 對整段期間的不動產市場報酬 $R_{m,t}$ 進行迴歸。而上漲與下跌模型中的 Up (down) 表示在第 t 季不動產市場報酬率 $R_{m,t}$ 為上漲 (下跌)，上漲模型是以 CSAD 與當 $R_{m,t}$ 為正值時 (上漲的 $R_{m,t}$ ，以 $R_{m,t}^{up}$ 表示) 進行迴歸，下跌模型是以 CSAD 與當 $R_{m,t}$ 為負值時 (下跌 $R_{m,t}$ ，以 $R_{m,t}^{down}$ 表示) 進行迴歸。而根據理性資本資產定價模式，相等權重市場報酬率與離散程度指標間應存在正向的線性關係，即市場報酬率越高，離散程度指標越高。但若市場存在從眾現象時，則應該會造成非線性關係，即市場報酬率平方值越高，離散程度指標越低。故當市場在上漲時，3 式的非線性迴歸係數 γ_4 為負且顯著，代表市場存在從眾行為現象；同理，若 4 式的非線性迴歸係數 γ_6 為負且顯著，代表市場在下跌時，存在從眾現象。

4.2 假說定義與實證測試

4.2.1 從眾行為存在不動產市場之假說

本研究第一個討論的議題為從眾行為存在不動產市場，因此這個假說為在不動產市場中，市場投資人有從眾行為。但是由於不動產追漲抗跌的特性，當不動產市場價格上漲時，市場投資人有從眾行為，在下跌時，市場投資人應無從眾行為。

在 CSSD 模型方面，測試從眾行為存在不動產市場之方式，為公式 1 之 β^L 與 β^U 為負值並顯著時，表示市場存在從眾行為；而 β^L 與 β^U 為正值並顯著時，代表市場不存在從眾行為現象。另一方面，在 CSAD 模型方面，測試從眾行為存在不動產市場之方式為，觀察公式 2 至 4 的非線性迴歸係數 γ_2 、 γ_4 與 γ_6 ，當他們是負且顯著，代表市場有從眾行為現象，當他們是正且顯著，代表市場無從眾行為現象。

4.2.2 從眾行為與不動產市場狀態指標因果關係檢定

在檢定結果確定研究樣本具有從眾行為後，我們進一步探討從眾行為與不動產市場狀態指標之關係。根據第三部分的討論，我們選擇價格波動幅度、報酬率水準以及交易量的變動三個變數代表市場有關投資績效的狀態指標，分析從眾行為與此三個指標變數是否有因果關係，虛

無假說為不存在因果關係，我們的因果關係假說測試有三組：

- 1-1 從眾行為影響不動產價格波動
- 1-2 不動產價格波動影響從眾行為
- 2-1 從眾行為影響報酬率水準
- 2-2 報酬率水準影響從眾行為
- 3-1 從眾行為影響交易量波動
- 3-2 交易量波動影響從眾行為

我們利用 Granger (1969) 因果模型，檢測不動產市場從眾行為與價格波動、交易量波動以及報酬率間是否具有因果關係。若從眾行為領先價格波動性且為正向關係，表示從眾行為有促成價格異常波動的現象；若是負向關係，表示從眾行為將會減少價格波動，有促進價格效率之功能。相反地，若是從眾行為落後價格波動性，則表示價格波動性的大小，亦為影響從眾行為之因素之一。再者，從從眾行為與報酬率水準的關係中，若從眾行為顯著落後報酬率水準，隱含有交易回饋性存在。最後，同理可測試從眾行為與成交量的關係，若從眾行為領先成交量波動，則可說從眾行為會造成投資大眾的買賣屋行為，加劇交易行為。根據 Granger (1969)，本研究之 VAR 模型如下：

$$\begin{aligned}
 CSAD_t &= a_5 + \sum_{j=1}^k b_{1j} CSAD_{t-j} + \sum_{j=1}^k c_{1j} CSSD_{t-j} + \sum_{j=1}^k d_{1j} Rm_{t-j} + \sum_{j=1}^k e_{1j} Rs_{t-j} + \varepsilon_{5t} \\
 CSSD_t &= a_6 + \sum_{j=1}^k b_{2j} CSAD_{t-j} + \sum_{j=1}^k c_{2j} CSSD_{t-j} + \sum_{j=1}^k d_{2j} Rm_{t-j} + \sum_{j=1}^k e_{2j} Rs_{t-j} + \varepsilon_{6t} \\
 Rm_t &= a_7 + \sum_{j=1}^k b_{3j} CSAD_{t-j} + \sum_{j=1}^k c_{3j} CSSD_{t-j} + \sum_{j=1}^k d_{3j} Rm_{t-j} + \sum_{j=1}^k e_{3j} Rs_{t-j} + \varepsilon_{7t} \\
 Rs_t &= a_8 + \sum_{j=1}^k b_{4j} CSAD_{t-j} + \sum_{j=1}^k c_{4j} CSSD_{t-j} + \sum_{j=1}^k d_{4j} Rm_{t-j} + \sum_{j=1}^k e_{4j} Rs_{t-j} + \varepsilon_{8t} \quad (5)
 \end{aligned}$$

其中

$\alpha_5, \alpha_6, \alpha_7, \alpha_8$ ，為常數項

CSAD，我們選擇之從眾行為指標³

CSSD，如前述為不動產投資組合報酬率的標準差，可代表價格波動

Rm_{tj} ，是報酬率，以不動產整體市場報酬率作代表

Rs_{tj} ，是交易量波動，以市場不動產移轉登記面積之變動作代表。

$\varepsilon_{5t}, \varepsilon_{6t}, \varepsilon_{7t}, \varepsilon_{8t}$ ，為殘差項

³ 由於後面的實證，CSAD為當期比較有效的從眾行為指標，故此我們以CSAD作為指標。

4.3 樣本選取與來源

目前在台灣不動產方面可以實證運用的資料共有三類，包括預售屋住宅、成屋住宅與土地三個次市場。不動產市場是以預售屋住宅與成屋住宅佔市場主要比例，是故可以代表房屋市場主要變化，而土地市場為全台之土地調查，同樣具代表性。預售屋相對於成屋與土地而言，是個具領先指標的市場，因為其資訊較為流通，而且迅速。成屋的比例雖然最高，但資訊封閉，而價格變化受於預售屋影響很大。至於土地市場由於交易量很小，且多是依據房地分離估價方法所推估出的土地價格，因此受到房屋價格之影響。此三個資料為目前市場具有代表性的資料，但然仍存有資料限制，譬如三者樣本長短不一。另外由此三個市場的比較檢視，也可發現，在不同不動產次市場下，三個市場從眾行爲是否有差別，差別可能在這裡。

本研究需的資料為包括橫斷面與縱斷面的 panel 資料，資料內容詳述如下：

4.3.1 預售屋資料

預售屋採用內政部營建署之「住宅資訊系統之整合與規劃研究」(民 88) 中的台北縣市預售住宅價格季指數，此季指數的涵蓋期間為 1972Q2 至 1999Q1，我們採用同樣方式收集編制其資料至 2003Q2。此資料係收集期刊上刊登之預售住宅個案所列出二樓以上每坪之平均單價，由於這些資料所列出屬性有限，無法以特徵價格法固定品質，但仍鑑於個案之異質性，其計算方式仍試圖加以調整，以加權平均方法計算，調整了不同樓層高度建築成本之不同所產生之差異，並且將台北市分為四區，東區(松山、中山、信義、大安)，西區(中正、大同、萬華)，南區(文山、南港、內湖)，北區(士林、北投)，每區本身行政區價格較為接近，而分區之間價格則有明顯差異。而台北縣分為三區，縣轄市(板橋、新店、永和、中和、土城、三重、新莊、蘆洲)，鎮(汐止、瑞芳、三峽、樹林、鶯歌、淡水)，鄉(萬里、金山、深坑、石碇、平溪、雙溪、貢寮、坪林、烏來、泰山、林口、五股、八里、三芝、石門)，此三區縣轄市有較高房價，鎮房價其次，而鄉房價最低。此資料的優點是樣本涵蓋期間長，樣本數多，缺點是在資料異質性上調整有限。由於資料實際上是在 1988 年開始有如此分區，故我們所採用的資料期間為 1988 至 2003。

4.3.2 成屋資料

此資料包括 1972~1998 台北市、台北縣、台中市及高雄市(四縣市)成屋市場年資料，來自內政部營建署之「住宅資訊系統之整合與規劃研究」(張金鶚，民 88)⁴中四縣市的年價格季指數，利用特徵價格法，並加入張金鶚(民 84)的實證成果，編制台北市、台北縣、台中市及高雄市從民國 60 年至 88 年第 1 季的住宅價格指數。另外尚有 1992~2004 四縣市成屋市場季資料，為信義房價指數，同樣使用特徵價格法編制。自 1991 第三季到 2004 年第三季共 53 筆資料。這些資料中，其中樣本標的以 1972~1998 年之四縣市成屋市場年資料為涵蓋期間最長之樣本期間，可

⁴ 此研究採用仲介公司所提供的成屋成交資料以及主計處住宅狀況的調查價格資料。

避免受到特定不動產市場景氣影響而造成結果偏誤，但因為只能獲取年資料，樣本數稍感不足。在 1992~2004 年的四縣市成屋市場中是屬於季資料，樣本數較為足夠，但因期間是近十年來的成屋市場資料，恐受到不動產景氣低迷影響且忽略不動產狂熱階段，但本文仍保留此部份實證。因上述兩期間房價指數之編輯，並非來自同一機構調查，計算標準亦有所不同。但根據本文衡量從眾行為之研究方法，認為該研究方法主要著重於資料橫斷面處理，因此為得到更長期間之觀察，本文將 1992~2004 年四縣市季資料換算為年資料，再合併兩房價指數為 1972~2004 四縣市成屋市場年資料。

4.3.3 地價資料

內政部自八十二年七月起針對臺北市、高雄市及臺灣省各縣（市）和福建省金門縣、連江縣所轄鄉、鎮、市、區之都市土地，採平均區段地價面積加權法編製指數，以斐氏公式編算而得⁵，分別於每年元月十五日及七月十五日定期發布，共有二十三個地區。由於 1993~2005 地價樣本為半年資料，樣本數略嫌不足且所橫跨期間特殊，但因其交易標的為地價而非房價且其可細分為全省 22 縣市之地價指數資料。故本文認為有必要保持地價實證結果。

5. 實證分析

5.1 從眾行為衡量

在實證分析中，我們利用分區資料進行 CSSD 與 CSAD 模型分析。在預售屋部分為避免大台北地區的綜合分析會影響其個別區域之分析結果，因此再將大台北地區之資料區分為台北市與台北縣各自分析。另外由於不動產市場流動性差，可能存在資訊落後造成從眾行為落後現象，我們也測試其落後多期之狀況。在季資料方面（預售屋及 1992-2004 四縣市成屋），因此測試落後四期，年資料本研究測試落後兩期（四縣市成屋：1998-2003 與 1972-2004），而半年的地價資料測試落後四期。

我們首先以 CSSD 測試不動產市場是否存有從眾行為，如前所述，我們觀察公式 1 的 β^L 與 β^U 值，當他們的迴歸係數顯著為負時，分別代表市場在上漲與下跌時有從眾行為。但他們的迴歸係數顯著為正時，代表市場無從眾行為。其次我們再進一步以 CSAD 測試，區分市場為整體，上漲，下跌三個階段，觀察公式 2 至 4 的非線性迴歸係數 γ_2 、 γ_4 與 γ_6 ，當他們是負且顯著，

⁵ 內政部地政司出版歷年台閩地區都市地價指數，此資料調查住宅區、商業區、工業區三種使用分區內所選出之中價位區段之區段地價，根據區段地價分別計算各使用分區之平均區段地價。以都市計畫使用分區相同之地價區段，按其區段地價之高低，劃分為高、中、低三個區段地價等級，於各個區段地價等級中選一區段界線穩定性高之中價位區段作為查價區段，並依據地價調查估計規則規定估計區段地價，再用各個區段地價等級面積予以加權平均，得出各該使用分區之平均區段地價。

代表市場有從眾行為現象，當他們是正且顯著，代表市場無從眾行為現象。

5.1.1 預售屋市場分析

5.1.1.1 CSSD 測試

(1) 大台北整體地區預售屋分析

在 CSSD 實證中，本研究分別探討 1%~ 25% 各個劇烈波動區間，分析結果整理於表 1。分別選取預售屋市場正負報酬極端值樣本進行迴歸的情況下，當選取的範圍為 5% 時， β^L 與 β^U 分別為 -0.0047 與 0.0633；選取範圍為 10% 時， β^L 與 β^U 分別為 0.0144 與 0.0476；選取範圍為 15% 時， β^L 與 β^U 分別為 0.0059 與 0.0345。其餘波動區間 β^L 與 β^U 也全為正值。由此結果可知，當預售屋市場行情處於任何波動的狀況下， β^L 與 β^U 大都呈現正值的反應，此即顯示出市場投資人雖然在市場行情極端波動的情況下，然而並未因此抑制自己對預售屋投資報酬的看法，使得區域性房價指數仍遠離全體房價指數的報酬，使得此時 CSSD 值增加。 β^U 在所有波動區間均為正值且在信賴水準 0.01 下顯著，意味在市場劇烈上漲時，市場並無從眾行為。

(2) 台北市與台北縣預售屋市場個別分析

表 2 及 3 在分別選取預售屋市場正負報酬極端值樣本進行迴歸的情況下，當選取的範圍為 5% 時，台北市 β^L 與 β^U 分別為 0.0621 與 0.0637，且在信心水準 10% 下檢定為顯著，亦即表示台北市的預售屋市場在市場劇烈上漲或下跌階段，皆無從眾行為；台北縣 β^L 與 β^U 分別為 0.0275 與 0.0467，惟檢定結果並不顯著，但由 β^L 與 β^U 皆為正值看來，代表台北縣預售屋市場可能亦無從眾行為。其餘波動區間 β^L 與 β^U 也全為正值。甚至在台北市的上漲區間，除了劇烈波動 5% 以外，其他的波動區間都在 1% 的信賴水準下，顯著無從眾行為。台北縣上漲區間時，亦可得到與台北市相同的結論，顯著無從眾行為；台北縣下跌區間， β^L 皆為正值，代表可能無從眾行為，但檢定結果並不顯著。由此可知，市場劇烈上漲與下跌並不會造成從眾現象。

5.1.1.2 CSAD 測試

(1) 大台北整體地區預售屋分析

由表 4 可以看出，當整體考量 (Model A) 而不區分當季報酬率為上漲或下跌，迴歸係數 α 值為 0.0405、 γ_1 為 0.2818 與 γ_2 為 0.0766 均為正值，且截距項係數在信賴水準 1% 下為顯著； γ_1 則是在信賴水準 10% 下為顯著； γ_2 為正值但檢定結果並不顯著，意味著整體市場可能無從眾行為，但檢定結果並不明顯。當考量季報酬率為上漲 (Model B) 時， γ_3 之係數值為 0.2371 與 γ_4 之係數值為 0.2177 為一正值。以 γ_4 為一正值看來，表示在上漲行情時，市場投資人持有較保守的態度，使個別區域預售屋市場報酬率的變動遠離整體市場報酬率，惟檢定結果並不顯著。推論在市場上漲時，投資人並無發生從眾行為。考慮季報酬率為下跌 (Model C) 時，迴歸係數 α 值為 0.0366、 γ_5 為 0.5208 與 γ_6 為 -3.1065。 γ_6 為負值，但不顯著，意味著在市場下跌時，市場可

表1 1988~2003季大台北地區 CSSD

市場壓力	α_1	β^L	β^J	R^2
1%定義劇烈波動	0.0404 *** (3.2903)	0.0171 (1.2564)	0.0371 *** (2.7386)	0.1534
5%定義劇烈波動	0.0619 *** (15.4399)	-0.0047 (-0.2712)	0.0633 *** (3.6259)	0.1899
10%定義劇烈波動	0.0586 *** (13.9203)	0.0144 (1.1395)	0.0476 *** (3.7669)	0.2052
15%定義劇烈波動	0.0587 *** (12.5822)	0.0059 (0.5303)	0.0345 *** (3.1082)	0.1449
20%定義劇烈波動	0.0582 *** (11.3623)	0.0049 (0.4775)	0.0282 *** (2.7562)	0.1183
25%定義劇烈波動	0.0586 *** (10.3676)	0.0007 (0.0748)	0.0239 ** (2.4418)	0.1034

括弧內數值為t值，****表示在信賴水準1%下為顯著；***表示在信賴水準5%下顯著；**表示在信賴水準10%下顯著。

表4 1988~2003季大台北地區 CSAD

	α_2	γ_1	γ_2	R^2
Model A	0.0405 *** (9.901)	0.2818 * (1.728)	0.0766 (0.114)	0.2933
Model B	0.0428 *** (7.282)	0.2371 (1.159)	0.2177 (0.268)	0.3709
Model C	0.0366 *** (4.618)	0.5208 (0.725)	-3.1065 (-0.274)	0.0784

表中所列迴歸模型，Model A 為不分上漲區間或下跌區間之結果，共計60季；Model B 為上漲區間之結果，計33季；Model C 下跌區間之結果，計27季。

表2 1988~2003季台北市 CSSD

市場壓力	α_1	β^L	β^J	R^2
5%定義劇烈波動	0.0907 *** (11.8094)	0.0621 * (1.8552)	0.0637 * (1.9011)	0.1052
10%定義劇烈波動	0.0881 *** (11.0000)	0.0183 (0.7607)	0.0713 *** (2.9694)	0.1364
15%定義劇烈波動	0.0872 *** (10.1915)	0.0045 (0.2201)	0.0608 *** (2.9814)	0.1362
20%定義劇烈波動	0.0847 *** (9.1941)	0.0056 (0.3054)	0.0561 *** (3.0462)	0.1429
25%定義劇烈波動	0.0808 *** (7.9593)	0.0133 (0.7541)	0.0518 *** (2.9451)	0.1328

*因1%定義劇烈波動，虛擬變數全為0，因此無法進行迴歸分析。

表5 1988~2003季台北市 CSAD

	α_2	γ_1	γ_2	R^2
Model A	0.0231 *** (3.913)	0.7997 * (3.920)	-3.0534 *** (-3.042)	0.2351
Model B	0.0266 *** (3.197)	0.8030 *** (2.921)	-3.2149 ** (-2.558)	0.2181
Model C	0.0339 *** (3.666)	-0.4943 (-0.907)	12.9533 ** (2.128)	0.4275

表中所列迴歸模型，Model A 為不分上漲區間或下跌區間之結果，共計60季；Model B 為上漲區間之結果，計35季；Model C 下跌區間之結果，計25季。

表3 1988~2003季台北縣 CSSD

市場壓力	α_1	β^L	β^J	R^2
5%定義劇烈波動	0.0706 *** (9.7147)	0.0275 (0.8695)	0.0467 (1.4750)	0.0469
10%定義劇烈波動	0.0609 *** (9.1411)	0.0445 ** (2.2256)	0.0893 *** (4.4661)	0.2873
15%定義劇烈波動	0.0566 *** (8.1777)	0.0331 ** (2.0113)	0.0847 *** (5.1412)	0.3270
20%定義劇烈波動	0.0539 *** (6.9381)	0.0315 ** (2.0279)	0.0707 *** (4.5553)	0.2748
25%定義劇烈波動	0.0494 *** (5.7402)	0.0349 ** (2.3416)	0.0646 *** (4.3346)	0.2568

*因1%定義劇烈波動，虛擬變數全為0，因此無法進行迴歸分析。

表6 1988~2003季台北縣 CSAD

	α_2	γ_1	γ_2	R^2
Model A	0.0263 *** (4.841)	0.4427 *** (3.075)	-0.5322 (-1.384)	0.2763
Model B	0.0279 *** (3.229)	0.4529 ** (2.180)	-0.5624 (-1.062)	0.3014
Model C	0.0166 ** (2.088)	1.2074 ** (2.562)	-10.5756 * (-1.946)	0.2575

表中所列迴歸模型，Model A 為不分上漲區間或下跌區間之結果，共計60季；Model B 為上漲區間之結果，計32季；Model C 下跌區間之結果，計28季。

能有從眾行為。為此，本文提出了兩個可能性，第一是從眾行為有延遲性，因為不動產的投資特性，屬於長期、高額以及流動性差之商品，當期可能無法反應或完全反應，導致大台北地區在當其無法顯著看出其從眾行為現象。第二是因為此部分資料是大台北地區聯合分析，可能會產生相互抵銷之效果，因此在底下的分析中我們又將大台北地區的資料拆開檢視從眾效果。

(2) 台北市與台北縣預售屋市場個別分析

由表 5 與表 6，可以發現當整體考量 (Model A) 而不區分當季報酬率為上漲或下跌，台北市 Model A 之係數 α 值為 0.0231、 γ_1 為 0.7997 與 γ_2 為 -3.0534，且 γ_2 為負值，且截距項係數與 γ_2 在信賴水準 1% 下為顯著，意味著台北市預售屋市場總體而言應存在有從眾行為，且檢定結果相當顯著。而台北縣之 Model A α 值為 0.0263， γ_1 為 0.4427，係數有 1% 的顯著水準， γ_2 為 -0.5322，雖不顯著，但仍意味著台北縣可能存在有從眾行為。當考量季報酬率為上漲 (Model B) 時，台北市 γ_3 值為 0.803、 γ_4 -3.2149；台北縣 γ_3 值則為 0.4529、 γ_4 為 -0.5624，但台北市之 γ_4 值有 5% 的顯著水準，台北縣則為負值但檢定不顯著。由 γ_4 為一負值，可見台北市與台北縣在預售屋市場上漲時，投資人發生從眾行為現象。季報酬率為下跌 (Model C) 時，台北市迴歸係數 α 值為 0.0339、 γ_5 為 -0.4943 與 γ_6 為 12.9533，且 γ_6 在檢定水準 5% 下，為顯著；台北縣迴歸係數 α 值為 0.0166、 γ_5 為 1.2074 與 γ_6 為 -10.5756，且 γ_6 在檢定水準 10% 下，為顯著。因此在下行情時，台北市與台北縣出現了迥異之情況。在台北市，下行情時， γ_6 為正值且顯著，表示台北市預售屋投資人，在下行情時顯著不具有從眾行為。在台北縣，因為 γ_6 為負值，表示台北縣預售屋市場在下行情時發生從眾行為。

5.1.1.3 從眾行為延遲性測試⁶

因為不動產的投資特性，屬於長期、高額、流動性差以及資訊封閉之商品，因此我們特別檢驗從眾行為是否有落後的情況。在 CSSD 方面，雖然在當期檢驗不出市場有從眾行為，但發現大台北地區與台北市從眾行為有落後一期現象，甚至大台北地區有落後兩期的情況(請參最後之整理表 15)，但在 CSAD 方面，卻沒有發現從眾行為有落後情況。

5.1.1.4 比較分析

綜而言之，台北市預售屋市場在市場行情上漲時存在有顯著地從眾行為，市場行情下跌時則顯著不存在從眾行為；台北縣預售屋市場在市場行情上漲時可能存在從眾行為，市場行情下跌時則顯著存在從眾行為。而從眾現象遞延效果也得到了驗證，大台北地區與台北市預售屋之從眾行為有落後一期與兩期的現象，

台北市預售屋市場的表現較符合一般投資假設，在房價上漲時，有顯著性的從眾行為發

⁶ 由於落後測試共需測試數百個模型，礙於篇幅，因此部分實證結果的呈現省略。

生；在房價下跌時，顯著性的不存在從眾行爲。上漲從眾足以說明為何台北市房價在 1987~1994 存在持續走高現象。另外，本文實證結果也間接證明台北市的預售屋市場在 1990 年初存在泡沫現象 (周世賢，民 83)，在 1989 年後景氣濟景氣逐步衰退，但價格泡沫佔市價的比重仍維持在一個相對高的水準，至 1994 年以後，比重才開始下滑。應是房價下跌時，存在惜售心理，抑制了下跌的從眾行爲，使得房價不至於馬上迅速下跌而產生泡沫破裂。台北縣的預售屋市場表現與一般假設較爲不同，在預售屋價格上漲與下跌階段皆存在從眾行爲，但下跌階段更爲顯著。會造成台北市與台北縣出現迥異情況的原因可能是因爲台北市住宅供給與供需彈性相對於台北縣要來的小 (彭建文、張金鶚，民 89)，因此在房價下跌時台北縣的反應也就要比台北市來的快速，導致發生從眾現象。

5.1.2 成屋市場分析：台北市、台北縣、台中市及高雄市

5.1.2.1 CSSD 測試

由表 7 至 9 可看出在分別選取房屋市場正負報酬極端值樣本進行迴歸的情況下，當選取的範圍爲 5%時，不管在哪各區間，其 β^u 之值全爲正值，表示在任何區間，四縣市成屋市場在劇烈上漲階段，應無從眾行爲。 β^l 代表市場強烈下跌壓力，在 1972~1998 年，劇烈下跌 5%時 β^l 爲 0.014，表示處在市場劇烈下跌壓力時，可能無從眾行爲。但放寬市場壓力顯著水準爲 10%， β^l 爲負值，即可能發生從眾行爲。在 1992~2004 年，劇烈下跌 1%與 5%時 β^l 爲負值，表示處在市場劇烈下跌壓力時，可能存在從眾行爲。但放寬市場壓力爲顯著水準 10%， β^u 爲正值，可能沒有從眾行爲。一般假設多認爲不動產在市場有強大下跌壓力時，應沒有從眾行爲，因爲不動產投資應存在下跌惜售。從實證結果也得到類似之結論，處於 1972~1998 年不動產景氣佳時，當房價劇烈下跌時，仍不見從眾行爲發生。但當處於 1992~2004 年不動產景氣看壞時，當房價劇烈下跌時仍是會發生從眾殺跌行爲。

5.1.2.2 CSAD 測試

表 10-12 分別整理出 1972~1998 年年資料、1992~2004 年季資料以及合併 1972~2004 年年資料之四縣市成屋市場實證結果。由表可以發現整體考量 (Model A)，1972~1998 年年資料 Model A 之係數 α 值爲 0.0349、 γ_1 爲 0.2688 與 γ_2 爲 -0.4300，且 γ_2 爲負值；1992~2004 年季資料之 Model A α 值爲 0.0176、 γ_1 爲 0.0220 與 γ_2 爲 0.7559；合併年資料 Model A 之 α 值爲 0.0282， γ_1 爲 0.1855 與 γ_2 爲 0.0091。其結果表示 1972~1998 年之成屋市場應有從眾行爲，惟檢定結果並不顯著。而 1992~2004 年之成屋市場可能沒有從眾行爲，但檢定結果也不顯著。當考量季報酬率爲上漲 (Model B) 時，1972~1998 年 γ_3 值爲 0.2805、 γ_4 爲 -0.6126；1992~2004 年 γ_3 值則爲 -0.2720、 γ_4 爲 8.6092，；1972~2004 年 γ_3 值則爲 0.2038、 γ_4 爲 -0.0790，但檢定結果都不顯著。但由 1972~1998 年與 1972~2004 年合併資料之 γ_4 爲負值看來，成屋市場

表 7 1972~1998 年四縣市 CSSD

市場壓力	α_1	β^L	β^H	R^2
5%定義劇烈波動	0.0625 *** (7.7762)	0.0140 (0.3413)	0.0590 (1.4418)	0.0826
10%定義劇烈波動	0.0635 *** (7.3665)	-0.0024 (-0.0799)	0.0253 (0.8291)	0.0287
15%定義劇烈波動	0.0658 *** (6.8622)	-0.0080 (-0.3462)	0.0039 (0.1676)	0.0072
20%定義劇烈波動	0.0620 *** (6.2470)	-0.0039 (-0.1869)	0.021 (1.0076)	0.0475
25%定義劇烈波動	0.0609 *** (5.7518)	-0.0074 (-0.4023)	0.0277 (1.4304)	0.1064

*括弧內數值為t值，***表示在信賴水準1%下為顯著；**表示在信賴水準5%下顯著；*表示在信賴水準10%下顯著。

*因1%定義劇烈波動，虛擬變數全為0，因此無法進行迴歸分析。

表 8 1992~2004 季四縣市 CSSD

市場壓力	α_1	β^L	β^H	R^2
1%定義劇烈波動	0.0251 *** (14.5049)	-0.0032 (-0.2501)	0.0129 (1.0246)	0.0215
5%定義劇烈波動	0.0251 *** (14.6668)	-0.0100 (-1.1476)	0.0151 * (1.7241)	0.0802
10%定義劇烈波動	0.0243 *** (12.9727)	0.0063 (1.0706)	0.0042 (0.7089)	0.0287
15%定義劇烈波動	0.0240 *** (11.8820)	0.0053 (1.0882)	0.0036 (0.7499)	0.0287
20%定義劇烈波動	0.0243 *** (11.1219)	0.0031 (0.6772)	0.0021 (0.4748)	0.0109
25%定義劇烈波動	0.0251 *** (10.5222)	0.0008 (0.1849)	0.0001 (0.0159)	0.0007

表 9 合併 1972~2004 年四縣市 CSSD

市場壓力	α_1	β^L	β^H	R^2
5%定義劇烈波動	0.0492 *** (7.2117)	0.0272 (0.7045)	0.0723 * (1.8716)	0.1156
10%定義劇烈波動	0.0508 *** (6.6075)	-0.0035 (-0.1432)	0.0189 *** (0.7778)	0.0213
15%定義劇烈波動	0.0479 *** (6.0454)	-0.0063 (-0.3345)	0.0351 * (1.8728)	0.1169
20%定義劇烈波動	0.0417 *** (5.5892)	0.0041 (0.2574)	0.0542 *** (3.4269)	0.2859
25%定義劇烈波動	0.0359 *** (5.1294)	0.0034 (0.2776)	0.0640 *** (5.1682)	0.4900

*因1%定義劇烈波動，虛擬變數全為0，因此無法進行迴歸分析。

表 10 1972~1998 年四縣市 CSAD

	α_2	γ_1	γ_2	R^2
Model A	0.0349 *** (3.087)	0.2688 (1.064)	-0.4300 (-0.459)	0.1358
Model B	0.0236 *** (2.951)	0.2805 (1.151)	-0.6126 (-0.595)	0.2216
Model C	0.0464 ** (2.512)	0.1718 (0.471)	0.1496 (0.117)	0.0757

表中所列迴歸模型，Model A 為不分上漲區間或下跌區間之結果，共計27年；Model B 為上漲區間之結果，計17年；Model C 下跌區間之結果，計10年。

表 11 1992~2004 季四縣市 CSAD

	α_2	γ_1	γ_2	R^2
Model A	0.0176 *** (5.601)	0.0220 (0.077)	0.7559 (0.144)	0.0118
Model B	0.0173 *** (5.107)	-0.2720 (-0.741)	8.6092 (1.203)	0.1471
Model C	0.0207 ** (3.580)	-0.0341 (-0.072)	-0.2647 (-0.033)	0.0057

表中所列迴歸模型，Model A 為不分上漲區間或下跌區間之結果，共計54季；Model B 為上漲區間之結果，計26季；Model C 下跌區間之結果，計28季。

表 12 合併 1972~2004 年四縣市 CSAD

	α_2	γ_1	γ_2	R^2
Model A	0.0282 *** (3.018)	0.1855 (0.823)	0.0091 (0.011)	0.1644
Model B	0.0342 *** (2.128)	0.2038 (0.594)	-0.0790 (-0.065)	0.1274
Model C	0.0258 *** (4.629)	-0.0940 (-0.520)	1.0181 (1.288)	0.4082

表中所列迴歸模型，Model A 為不分上漲區間或下跌區間之結果，共計33年；Model B 為上漲區間之結果，計20年；Model C 下跌區間之結果，計13年。

在上漲時可能有從眾行爲。但 1992~2004 年之 γ_4 爲一正值，代表在該期間成屋市場上漲階段可能沒有從眾行爲。季報酬率爲下跌 (Model C) 時，1972~1998 年迴歸係數 α 值爲 0.0464、 γ_5 爲 0.1718 與 γ_6 爲 0.1496；1992~2004 年迴歸係數 α 值爲 0.0207、 γ_5 爲 -0.0341 與 γ_6 爲 -0.2647；1972~2004 年迴歸係數 α 值爲 0.0258、 γ_5 爲 -0.0940 與 γ_6 爲 1.0181。由 1972~1998 年與合併 1972~2004 之 γ_6 爲正值看來，顯示在成屋市場發生下跌行情時，投資人並沒有從眾行爲。在 1992~2004 年時，下跌行情下， γ_6 爲負值，各區域之報酬趨向與整體市場報酬率接近的程度會更加嚴重，代表在此區間從眾行爲可能造成齊跌現象。簡而言之，在 1972~1998 年以及 1972~2004 年兩區間，成屋市場在市場行情上漲時存有從眾行爲，市場行情下跌時則不存有從眾行爲；在 1992~2004 年區間，成屋市場在市場行情上漲時不存有從眾行爲，市場行情下跌時則存有從眾行爲。

5.1.2.3 從眾行爲延遲性測試

落後一期與兩期的測試下，有發現從眾行爲現象，爲落後一期 1972-2004 四縣市之上漲階段 (CSAD)，另外 1992-2004 四縣市成屋也發現落後兩季有顯著的從眾行爲 (CSSD)。然而卻發現較多模型中的迴歸係數有正卻顯著的情況，此一方面意味成屋市場較沒有從眾行爲，但也似乎意味著成屋市場資訊更爲封閉，投資人有從眾但較慢的情況。

5.1.2.4 比較分析

成屋市場實證結果雖然都不顯著，但由其正負號，仍可參考瞭解是否有從眾行爲之可能性。若不論合併資料之誤差性，1972~1998 年以及合併 1972~2004 年兩期間，實證表現較符合一般的成屋市場的投資假設，在房價上漲時，有從眾行爲發生；在下跌時，則可能會產生惜售心態導致下跌時不存在殺跌情況。而 1992~2004 年檢定結果則明顯與一般假設不同，上漲不從眾，下跌則從眾。推論其可能原因，在 1992~2004 期間不動產表現疲弱，且成屋市場在 1994 年以後，價格泡沫佔市價比重已開始下滑(楊宗憲、張金鵬，民 89)，故即使此時上漲與下跌區間仍各佔一半 (上漲區間 26 季，下跌區間 28 季)，但下跌幅度要比上漲幅度要來的深，投資人對不動產也失去投資信心。因此在上漲時，投資人可能裹足不前，導致不存在從眾行爲；在下跌時，除受到市場影響，再加上其他考量因素(如:未來經濟成長)，故導致可能存在殺跌情況。

5.1.3 地價指數分析

5.1.3.1 CSSD 實證結果

由表 13 可看出在分別選取土地市場正負報酬極端值樣本進行迴歸的情況下，當選取的範圍爲 5%時， β^u 之值爲正值，表示在市場激烈上漲壓力下，土地市場顯著地無從眾行爲。 β^l 代表市場強烈下跌壓力，在劇烈下跌顯著水準 5%、10%及 15%的控制下， β^l 皆爲負值，

表示處在市場劇烈下跌壓力時，可能有從眾行為，但不顯著。雖一般假設多認為不動產在市場有強大下跌壓力時，應無從眾行為，因為不動產投資會下跌惜售。但根據上述所推論，整個不動產投資環境不佳，導致上漲當期投資人追高意願不高；下跌時，面對繼續持有或認賠殺出，投資人可能會選擇後者，故導致下跌階段產生從眾現象。

5.1.3.2 CSAD 實證結果

當期地價指數從眾行為實證結果整理於表 14。由表可以發現整體考量 (Model A) 之係數 α 值為 0.0117、 γ_1 為 0.0287 與 γ_2 為 7.9559。當考量市場報酬率為上漲 (Model B) 時， γ_3 值為 0.4646、 γ_4 為 0.4429，檢定結果都不顯著；報酬率為下跌 (Model C) 時，迴歸係數 α 值為 0.0082、 γ_5 為 0.6390 與 γ_6 為 -14.9570。表示 1993~2005 年之土地市場整體無從眾行為，上漲階段亦無從眾行為，下跌階段則已經接近 10% 的顯著有從眾行為。上述檢定結果都不顯著。其實證結果雖然都不顯著，但由其符號方向，仍可得知存有從眾行為之可能性。地價指數之檢定期間為 1993~2005 年，如前面不動產投資所述，在該期間不動產表現疲弱，雖然上漲與下跌區間各佔一半 (上漲區間 12 筆; 下跌區間 14 筆)，但下跌幅度要比上漲幅度要來的深，投資人對不動產也失去投資信心，因此在上漲時，投資人可能裹足不前；在下跌時，地價已接近 10% 顯著存在從眾行為現象。

對於地價指數不存在從眾行為之解釋，可能是因為地價資料並不是市場資料，而地價之決定常受到政府政策之影響，另外資料時間長度不足、樣本期間適逢景氣低迷時期或投資人較少進行土地投資都是可能原因。

5.1.3.3 從眾行為延遲性測試

在落後到四期 CSSD 實證結果發現，市場上漲顯著地不會造成從眾行為，可見市場上漲

表 13 1993~2005 半年地價指數 CSSD

市場壓力	α_1	β^L	β^J	R^2
5%定義劇烈波動	0.0219 *** (10.1480)	-0.0078 (-0.7217)	0.0215 * (1.9946)	0.1673
10%定義劇烈波動	0.0212 *** (9.5898)	-0.0021 (-0.2694)	0.0179 ** (2.3403)	0.1984
15%定義劇烈波動	0.0198 *** (8.9563)	-0.0006 (-0.1123)	0.0176 *** (3.3923)	0.3439
20%定義劇烈波動	0.0178 *** (10.1252)	0.0018 (0.4998)	0.0223 *** (6.2069)	0.6322
25%定義劇烈波動	0.0165 *** (10.6383)	0.0027 (0.9596)	0.0230 *** (8.1522)	0.7497

*括弧內數值為t值，****表示在信賴水準1%下為顯著；***表示在信賴水準5%下顯著；**表示在信賴水準10%下顯著。

*因1%定義劇烈波動，虛擬變數全為0，因此無法進行迴歸分析。

表 14 1993~2005 半年地價指數 CSAD

	α_2	γ_1	γ_2	R^2
Model A	0.0117 *** (4.929)	0.0287 (0.096)	7.9559 (1.094)	0.4402
	α_3	γ_3	γ_4	R^2
Model B	0.0107 *** (3.759)	0.4646 (1.155)	0.4429 (0.047)	0.7225
	α_4	γ_5	γ_6	R^2
Model C	0.0082 *** (3.391)	0.6390 * (2.040)	-14.9570 (-1.790)	0.3001

表中所列迴歸模型，Model A 為不分上漲區間或下跌區間之結果，共計26筆；Model B 為上漲區間之結果，計12筆；Model C 下跌區間之結果，計14筆，各模型迴歸式如下：

表 15 衡量從眾行為整理

CSSD		當期				落後一期				落後二期				落後三期				落後四期			
資料年度	行政區域	D	D	U	U	D	D	U	U	D	D	U	U	D	D	U	U	D	D	U	U
		5%	10%	5%	10%	5%	10%	5%	10%	5%	10%	5%	10%	5%	10%	5%	10%	5%	10%	5%	10%
1988~2003	大台北地區預售屋(季)			*	*	†	†	†	†					†	†	*					
1988~2003	台北市預售屋(季)	*		*	*	†	†														
1988~2003	台北縣預售屋(季)		*		*											*					
1972~1998	4縣市成屋(年)							*	*			*	*							*	
1992~2004	4縣市成屋(季)			*		*				†											
1972~2004	合併4縣市成屋(年)			*				*	*			*	*								
1993~2005	地價指數22個縣市(半年)			*	*			*				*	*							*	

CSAD		當期			落後一期			落後二期			落後三期			落後四期		
資料年度	行政區域	A _t	B _t	C _t	A _{t-1}	B _{t-1}	C _{t-1}	A _{t-2}	B _{t-2}	C _{t-2}	A _{t-3}	B _{t-3}	C _{t-3}	A _{t-4}	B _{t-4}	C _{t-4}
1988~2003	大台北地區預售屋(季)				*											
1988~2003	台北市預售屋(季)	†	†	*							*			*	*	
1988~2003	台北縣預售屋(季)			†	*				*						*	
1972~1998	4縣市成屋(年)					*										
1992~2004	4縣市成屋(季)															
1972~2004	合併4縣市成屋(年)						†									
1993~2005	地價指數22個縣市(半年)															

1. †代表在信心水準10%下，有從眾行為現象

2. *代表在信心水準10%下，無從眾行為現象

3. A_t指不區分市場上漲或下跌；B_t則是指市場報酬率為上漲階段；C_t則指市場報酬率為下跌階段，t為當期，t-1為落後一期。

4. D與U分別指佔全部市場報酬率下跌與上漲，5%、10%指佔全部市場報酬率上漲前5%、10%，代表當期市場上漲與下跌壓力

壓力對從眾行為無太大影響，而市場下跌也沒有造成從眾行為發生的證據。落後的 CSAD 檢定中，整體而言不存在從眾行為。

5.1.4 三市場比較分析

一般認為上漲階段存在從眾行為，而下跌階段則不存在從眾行為，由表 15 三個次市場從眾行為之整理比較得知，預售屋市場(大台北與台北市)有從眾行為情況，而且落後的情況多達兩季，此從眾行為可能因為不動產本身特性，造成投資人從眾行為有落後的現象。若區分上漲下跌之從眾，台北市與四縣市在上漲階段有發現顯著存在從眾行為，但下跌階段則無發現顯著從眾。而在成屋市場與土地市場方面，在上漲與下跌都沒有發現有從眾行為的情況。從樣本期間來看，大台北地區預售屋以及合併四縣市成屋資料橫跨不動產景氣繁榮以及衰退期，檢定結果較具代表性。因此由實證結果可以得知不動產市場有顯著從眾行為，而且是上漲階段，但市場下跌階段則較沒有顯著從眾情況，此表示投資人有追漲，但下跌時可能有惜售心態。

而土地市場方面，上漲階段無顯著從眾行為，而下跌階段投資人可能從眾，但不顯著，落後測試有同樣情況。整體來說，土地市場沒有明顯從眾情況，此有可能是因為地價資料並非市場資料，地價受到政府政策之影響，以及資料時間長度不足等。

從這些分析發現，三個市場中主要是預售屋市場有檢定出從眾行為，當期(季)與落後測試都得到從眾行為的證據，其主要原因應是預售屋市場的資訊最為透明，市場上資訊流通最廣也最快，而中古屋的交易掌握在個別仲介手中，不透明且不流通，個別消費者難以知道中古屋交易資訊，雖然有從眾行為的證據，但只有在落後一期(年)與兩期(年)發現。而地價方面資料，土地在市場的交易數量相當低，資訊也難以流通，很難顯現從眾現象。

其次，預售屋價格為定價，建商對同業價格的調整反應通常相當迅速，而中古屋為成交價，個別消費者在資訊不完全情況下，資訊無法反映至價格調整，而地價資料是政府評估作為稅基之資料，非市場資料，無法反映出市場動態，故顯現不出從眾行為。

5.2 從眾行為與市場狀態

為觀察從眾行為對於不動產狀態之影響或者不動產狀態是否影響從眾行為，我們選擇三個代表不動產市場狀態的指標，包含了不動產價格波動性、報酬率水準、以及交易量波動。從下表 16 的 Granger 因果檢定⁷可檢定各區域從眾行為指標與此三個市場狀態指標是否具有因果關係。我們可以發現大台北地區價格波動與從眾行為因果雙向回饋關係 (feedback)；市

⁷ 由於VAR模型的內生變數須為定態，故在將從眾指標、價格波動性、報酬水準及交易量波動等變數代入模型之前，須先經過單根檢定的動作。而檢定結果所有變數為I(0)，也就是資料都不存在單根現象，為定態序列。

表 16 Granger Causality 檢定結果

地區	虛無假設	F 統計值	P-value
大台北地區	從眾行為對價格波動不具有因果關係	3.1228	0.0340**
	價格波動對從眾行為不具有因果關係	3.0859	0.0355**
台北市	從眾行為對報酬率水準不具有因果關係	1.2094	0.3160
	報酬率水準對從眾行為不具有因果關係	0.1496	0.9295
	從眾行為對交易量波動不具有因果關係	0.2283	0.8761
	交易量波動對從眾行為不具有因果關係	2.6854	0.0602**
	從眾行為對價格波動不具有因果關係	0.7651	0.5533
	價格波動對從眾行為不具有因果關係	0.3535	0.8403
	從眾行為對報酬率水準不具有因果關係	0.5045	0.7326
	報酬率水準對從眾行為不具有因果關係	0.8826	0.4817
	從眾行為對交易量波動不具有因果關係	5.8619	0.0010***
	交易量波動對從眾行為不具有因果關係	3.6212	0.0636**
台北縣	從眾行為對價格波動不具有因果關係	2.0022	0.0970*
	價格波動對從眾行為不具有因果關係	2.1588	0.0760*
	從眾行為對報酬率水準不具有因果關係	0.2604	0.9322
	報酬率水準對從眾行為不具有因果關係	0.3983	0.8473
	從眾行為對交易量波動不具有因果關係	1.2897	0.2928
	交易量波動對從眾行為不具有因果關係	2.5737	0.0458**

註：我們以 AIC (Akaike Information Criterion) 和 SIC (Schwarz Information Criterion) 等指標選取最適落後期數，在大樣本時 ($N > 100$) 採用 SIC 指標，小樣本時則採用 AIC 指標判斷。

場報酬率水準與從眾行為變數相互獨立；交易量波動影響從眾行為指標。在台北市交易量波動與從眾行為有因果雙向回饋關係。在台北縣價格波動與從眾行為因果雙向回饋關係；交易量波動領先於從眾行為指標。由此可知交易量波動顯著領先從眾行為指標或與之互為因果關係；價格波動與從眾行為指標相互為因果關係；市場報酬率水準與從眾行為間不具因果關係。

在前述金融市場的研究中從眾行為多沒有引發價格波動，但不動產市場確有造成價格波動的現象，這可能因為不動產市場價格資訊封閉，使得從眾行為無法促進不動產市場之效率；而金融市場中的前期市場報酬率也被證實存有正向回饋跡象，但未在台灣不動產市場發現；然從市場交易量影響從眾行為的情況，卻可證實不動產市場投資者的確有從眾之現象。

6. 結論

本文選定大台北地區預售屋市場、台北縣市、台中市、高雄市成屋市場以及全台 22 省地價指數等不動產商品作為主要研究對象。實證結論可歸納的首先是，以當期測試，國內預售屋市場在市場上漲時確實存在個別區域報酬率齊漲從眾行為的證據，但各市場下跌階段則

結論則不一致，當市場處於下跌階段時，台北縣預售市場檢定結果為存在從眾行爲，台北市預售屋則是顯著不存在從眾行爲。而土地市場並沒有發現從眾行爲的證據，這應該主要是地價資料並不是市場資料，而地價之決定常受到政府政策之影響，另外資料時間長度不足、樣本期間適逢景氣低迷時期或投資人較少進行土地投資可能都是其原因。

其次，不動產市場從眾現象的確有遞延發生情況。在從眾行爲是否有落後的測試中，上漲階段之從眾行爲存在兩種現象：當期反應並遞延到下期；當期不反應，遞延至下期反應。而下跌階段之從眾行爲則較無一致性之結論，在大台北地區與台北市預售屋有遞延一至二期顯著的上漲從眾行爲。成屋也發現有延遲一至兩年的從眾行爲現象，可能是成屋市場資訊比預售屋更爲封閉，投資人有從眾但較慢的情況。

最後，從眾行爲會促進市場價格與交易量波動增加，可能由於不動產市場價格資訊的封閉，使得從眾行爲無法促進不動產市場之效率。然從市場交易量影響從眾行爲的情況，再次證實不動產市場投資者的確有從眾之現象。

財務有關時間序列資料的頻率與觀察值多是相當豐富的，因此金融市場的從眾行爲多能得到證實，然不動產的時間序列資料卻頻率低且觀察值少。從台灣可以取得到有限的不動產資料發現，雖然不是本文分析的三個不動產次市場都有非常強烈的從眾行爲，但市場的確有從眾行爲現象，而且是上漲階段比較能被證實。這個研究結果可以呼應蔡怡純、陳明吉(民98)指出台北地區不動產價格波動上漲與下跌有不對稱變動，上漲時的波動較大，而下跌時的波動較小，也就是不動產價格有抗跌的特性。然而要在不動產市場能有更強的是否有從眾行爲結論，有待未來能有更長與更可信賴的不動產資料可供運用。

參考文獻

- 林祖嘉、林素菁，「台灣地區住宅價格的泡沫現象」，台灣經濟學會年會論文集，台北：台灣經濟學會，民國84年，295-313頁。
- 周世賢，「臺北市不動產泡沫現象之研究」，國立臺灣大學商學研究所未出版碩士論文，民國83年。
- 周賓鳳、池祥萱、周冠男、龔怡霖，「行爲財務學--文獻回顧與展望」，證券市場發展季刊，第十四卷第二期，民國91年，1-47頁。
- 陳明吉、蔡怡純，「房價蛛網與投資人行爲」，經濟論文，第三十五卷第三期，民國96年，315-344頁。
- 蔡怡純、陳明吉，「住宅市場結構性轉變與價格均衡調整」，都市與計畫，第三十一卷第四期，民國93年，365-390頁。

蔡怡純、陳明吉，「台北地區不動產價格波動之不對稱性探討」，住宅學報，民國 98 年，將刊登。

彭建文、張金鶚，「預期景氣與宣告效果對房地產景氣影響之研究」，管理學報，第十七卷第二期，民國 89 年，343-368 頁。

張金鶚，台灣地區住宅價格指數之研究，行政院經濟建設委員會委託研究，民國 84 年。

張金鶚，住宅資訊系統之整合與規劃研究，內政部營建署委託研究，民國 88 年。

楊宗憲、張金鶚，「台北市成屋價格泡沫之多少？」，中華民國住宅學會第九屆年會論文集，屏東：中華民國住宅學會，民國 89 年，15-29 頁。

歷年台閩地區都市地價指數，內政部地政司。

Baddeley, M., "Housing Bubbles, Herdings and Frenzies: Evidence from British Housing Markets," *CEPP Working Paper*, University of Cambridge, 2005.

Bowe, M. and Domuta, D., "Investor Herding During Financial Crisis: A Clinical Study of the Jakarta Stock Exchange," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 12, No. 4, 2004, pp. 387-418.

Chang, E. C., Cheng, J. W., and Khorana, A., "An Examination of Herding Behaviour in Equity Markets: An International Perspective," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 24, No. 10, 2000, pp. 1651-1679.

Chen, M. C. and Patel, K., "An Empirical Analysis of Determination of House Prices in the Taipei Area," *Taiwan Economic Review*, Vol. 30, No. 4, 2002, pp. 563-595.

Christie, W. G. and Huang, R. D., "Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herding Around the Market?" *Financial Analysts Journal*, Vol. 51, No. 4, 1995, pp. 31-37.

De Bondt, W. F. and Thaler, R., "Does the Stock Market Overreact?" *The Journal of Finance*, Vol. 40, No. 3, 1985, pp. 793-805.

De Long, J. B., Shleifer, A., Summer, L. H., and Waldmann, R. J., "Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation," *The Journal of Finance*, Vol. 45, No. 2, 1990, pp. 379-395.

Devenow, A. and Welch, I., "Rational Herding in Financial Economics," *European Economic Review*, Vol. 40, Iss. 3-5, 1996, pp. 603-615.

Granger, C. W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods," *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, 1969, pp. 424-438.

Iihara, Y., Kato, H. K., and Tokunaga, T., "Investors' Herding on the Tokyo Stock Exchange," *International of Review of Finance*, Vol. 2, Iss. 1-2, 2001, pp. 71-98.

Jones, S. L., Lee, D., and Weis, E., "Herding and Feedback Trading by Different Types of

- Institutions and the Effects on Stock Price,” *Working Paper*, University of Indiana, 1999.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., and Vishny, R. W., “The Impact of Institutional Trading on Stock Prices,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 32, No. 1, 1992, pp. 23-43.
- Nofsinger, J. R. and Sias, R. W., “Herding and Feedback Trading by Institutional and Individual Investors,” *The Journal of Finance*, Vol. 54, No. 6, 1999, pp. 2263-2295.
- Northcraft, G. B. and Neale, M. A., “Experts, Amateurs, and Real Estate: An Anchoring-and-Adjustment Perspective on Property Pricing Decisions,” *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, Vol. 39, No. 1, 1987, pp. 84-97.
- Wermers, R., “Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices,” *The Journal of Finance*, Vol. 54, No. 2, 1999, pp. 581-622.
- Wong, K. Y., “Housing Market Bubbles and the Currency Crisis: The Case of Thailand,” *The Japanese Economic Review*, Vol. 52, No. 4, 2001, pp. 382-404.