影響不動產市場之從眾行爲與總體經濟因素之研究*

林左裕**、程于芳***

摘　要

傳統財務理論假設市場爲效率市場，然相較於證券市場，不動產市場之資訊相對較不透明，效率亦相對較低，因此購屋者可能選擇忽視自身擁有之資訊，進而追隨人群的購屋決策，導致價量波動異常。以往文獻多藉價格波動性探討從眾行爲，但因從眾行爲之結果首先將反映於交易量之波動，故本研究擬藉交易量驗證台灣不動產市場之從眾行爲現象，並比較台灣三大都會區之住宅交易量受從眾行爲及總體經濟因素之影響。實證結果顯示，臺北市之住宅市場存在從眾行爲，臺中市與高雄市則較不顯著，原因可能與區域之產業發展、就業機會與住宅供需情形有關。而當該住宅市場存在從眾行爲時，當期交易量除受到從眾行爲影響，尚受到前期市場報酬率、經濟成長率、營建類股股價指數、租金年增率、營造工程物價指數正向影響；而與持有成本、購屋貸款利率，以及通貨膨脹呈反向變動。本文爲國內首篇針對不動產市場之交易量進行從眾行爲探討之研究，結果可提供給購屋者與投資者在決策實務上、以及政府於產業管理與制定政策時一有效參考。

---

* 本研究爲國科會補助研究案（NSC 99-2410-H-004-181）部分成果，謹致謝忱。

** 國立政治大學地政系教授，本文聯繫作者。電話：(02)29393091 ext. 50605，Email：tsoyulin@nccu.edu.tw。

*** 國泰建設股份有限公司營業部專員暨估價師。

DOI：10.3966/054696002014060095003

關鍵詞：不動產市場、從眾行爲、交易量波動、自我迴歸分配落遲模型

JEL 分類：D80, R21, R31

影響不動產市場之從眾行爲與總體經濟因素之研究

林左裕、程于芳

壹、前言

效率市場的理論經行爲財務實證研究後並不存在，Simon (1982) 提出了有限理性理論 (bounded rationality)，認爲人們並非全然理性，而是依據有限資訊與經驗法則 (rule of thumb) 進行決策。而行爲財務學中的從眾行爲 (herding behavior)，亦爲投資人無法理性運用自身資訊之結果，甚至忽略本身原有之訊息，使其決策行爲亦受到他人之影響，進而在特定時間內做出相同之投資決策，致其決策結果無法完全反應市場資訊，而造成市場價量之異常波動，此爲傳統效率市場與理性預期理論所無法合理解釋之現象，因此行爲財務學成爲近十幾年來廣泛討論之焦點。

從眾行爲主要實證對象大多以股票市場爲主，因交易資料取得較爲容易且公開。相對上不動產市場之從眾行爲研究因受限於交易資訊較不公開而少有著墨，不動產市場具效率偏低、資訊不對稱、產品異質性等特性，更提升了不動產市場交易中的不確定性，此種市場環境亦使投資人易於跟隨他人決策行爲。台灣不動產市場中普遍存在著價格上漲幅度超出其應有之水準（如租金）之情形，國內研究亦指出台灣的不動產市場確實存在價格泡沫之現象（張金鶚等，2009），且台灣不動產市場在景氣上升時常見投資熱潮，亦可能導致價格異常波動與群體買進現象，都足以顯示台灣不動產交易市場可能存在從眾行爲。

目前股票市場從眾行爲之驗證方法主要分爲從報酬變動推論從眾行爲，以及從交易

量變動推論從眾行爲兩大方法。台灣不動產市場於 2008 年總統大選前持續了許多的房市榮景，亦使許多購屋者認爲台灣不動產市場存在房價不跌的神話。陳明吉與曾琬婷（2008）應用報酬變動推論從眾行爲之實證結果顯示台灣不動產市場存在從眾行爲，但台灣對於應用交易量變動進行從眾行爲推估之研究闕如，因此是否因台灣不動產市場資訊較不透明，使得購屋者盲目跟從他人的決策行爲進而產生從眾行爲，造成提前購屋、勉強購屋進而揹負高額房貸等行爲產生，使得不動產市場中普遍存在了不理性的行動，則需實證探討。有鑑於此，本文擬從交易量之觀點探討國內住宅市場之從眾行爲，當市場存在從眾行爲，交易量將產生異於平常之現象，而從眾行爲爲跟隨他人決策而產生的交易情形，若能釐清交易量波動是否在交易者完全理性下之決策情形，或受到市場存在從眾行爲及其他總體經濟因素變動之影響，使交易者在行動前參考他人決策時能更加謹慎，避免因盲從而產生不理性的決策行爲，則爲本研究對實務應用之貢獻。

本研究共分爲五個部分，第二部分爲相關文獻探討、第三部分爲資料分析與實證模型建立，說明本研究使用之資料形式與定義、基本敘述統計及實證模型，第四部分爲實證結果與分析，第五部分爲結論與建議。

貳、文獻探討

一、從眾行為相關理論

傳統財務學建立在理性預期 (rational expectation) 理論上，而將其運用於資本市場中則爲「效率市場假說」，該假說定義在有效率的資本市場中，市場價格會充分反應所有的資訊；而投資人的交易決策則假設其能理性且有效率的反應市場資訊，但許多行爲財務學家在實證中發現效率市場並不存在。實證結果亦顯示投資人對於市場訊息反應有延

遲之現象，且資本市場存在超額報酬，因此資本市場並非理性預期假設中如此具有效率。

Simon (1982) 認爲經濟學家所謂的純理性決策與追求最大效用的決策方式並不存在，因此提出了「有限理性理論與滿意度 (satisficing)」，認爲市場中大部分的人都無法做出最適的決策，而是依據有限訊息並使用經驗法則來進行決策，也因人們往往無法做出最佳決策 (maximizing decision)，而會做出滿意決策 (satisficing decision)。行爲財務學中 Kahneman and Tverskey (1979) 提出了著名的展望理論 (prospect theory)，一則是認爲人們對於利得時則傾向風險規避，而損失時則成爲風險偏好者，大多不願意認賠出場，展望理論中表示當人們面臨獲利時大多不願意冒險，面對損失時卻有厭惡損失 (loss aversion) 的情形產生，對於等量的獲利與損失時，人們則更難以忍受損失，因此在進行投資決策時常有爲了避免後悔 (regret avoidance)，進而產生不理性的投資決策結果；二則是人們對於事情發生的機率會受到認知偏誤的影響，而此偏誤會使主觀機率與客觀機率產生偏離。Odean (1998) 分析投資者有賣出利得，但卻繼續持有損失的行爲，導因於過度自信與避免後悔，當一再獲利時，投資人過度自信情形加劇，交易將更加頻繁，使得市場交易量增加；心理學家 Wickens (1984) 發現人們在將接收之資訊和記憶比較進行決策的同時，容易因經驗法則造成主觀機率判斷偏誤，進而產生過度自信之情形，當投資人認爲自己擁有的資訊比別人多且好時，將造成資本市場上股價超漲超跌的現象，因投資人認爲目前的價格尚未反應其所擁有之資訊。

從眾行爲概念最早出現在 Keynes (1936)「The General Theory of Employment, Interest and Money」一書，書中並表示資產市場中的從眾行爲是人們面對不確定性問題，以及有限資訊時之反應。在不確定的世界中，不動產投資者進行決策判斷時將不僅考慮資產未來增值空間，同時也參考其他投資者對於其價值的判斷，因爲當他們認爲本身並未有擁充分資訊時，於進行決策前參考別人對於不動產的定價則相對較爲明智。Asch (1951) 運用了圖片線條研究人們如何受到他人影響，進而產生從眾行爲，研究計畫中除了受試者本人不知道計畫，其餘人皆知道計畫內容並且將答案故意說錯，此時研究結果發現有 37% 的受訪者放棄自己的選擇，進而追隨群體選擇了錯誤的判斷。上述思維經延續發展至現

今的從眾理論 (herding theory)，當別人的資訊被認爲更有價值時，人群將選擇忽略私人的訊息。Banerjee (1992) 認爲當自身擁有之訊息但非傾向進行該決策時，卻跟隨別人的決策進行相同之決策，即爲從眾行爲。

Bikchandani et al. (1992) 表示人類藉由學習他人行爲而傾向做出相同之決策，但決策結果並非一定正確，但模仿的效果也往往使得決策結果成爲潮流，因在不確定時，因爲人們相信他人可能擁有較多的信息，將傾向先觀察其他的投資者如何進行決策。而投資者對於自身資訊解讀的心態亦可分爲過度自信與信心不足，當過度自信時，人們對於自己所擁有的資訊與能力往往有高估的情形，使市場中充斥過多雜訊，其決策行爲將無法反應市場基本面之資訊；當信心不足時，人們將忽視本身擁有之資訊，轉而跟隨他人之投資決策，即產生了從眾行爲。Shiller (1984) 發現投資人的誤判常常具有群聚效果，因從眾行爲爲跟隨群體之決策行爲，使人們本身所擁有的資訊無法反應到市場，更使得單一資訊有過度反映的情形產生，市場價格則將偏離合理價格。

綜合上述概念， Devenow (1996) 將從眾行爲因素分成報酬外部性 (payoff externalities) 的從眾、聲譽風險與代理人的從眾 (reputational herding)、資訊瀑布流的從眾 (informational externalities: cascades) 三種。而 Wermers (1999) 則將從眾行爲產生因素分成聲譽風險、運用相同指標分析、資訊瀑布流，以及因偏好而產生從眾行爲之四種因素。結合 Devenow (1996)、Graham (1999)、Wermers (1999) 及 Bikhchandani and Sharma (2000) 等研究中之分類方式，從眾行爲之原因大致可分爲下述幾類：

(一)外部報酬的從眾

Devenow (1996) 首先提出了以銀行取款潮 (bank runs) 爲例說明外部報酬對投資人行爲的改變，因投資者間可參考彼此對於銀行存取款之情形，且當銀行終止長期投資計畫時，表示銀行將會有資金短缺之問題，進而產生了銀行提款潮。其餘尚有市場流動性 (liquidity in markets) 與資訊取得 (information acquisition) 影響外部報酬不同，就市場流動性而言，美國於 19 世紀尚有 250 個證券交易所，至今剩下不到十分之一，當市場交易

產生規模經濟、市場深度[1]足夠、流動性較佳時，無論是資訊擁有者或無資訊者皆能從此市場受惠 (Admati and Pfleiderer, 1988; Chowdhry and Nanda,1991)。就資訊取得而言，同一交易市場中，投資者進行決策時往往會參考前面投資者的投資決策，因此第一階段進行投資決策者往往會成爲後期投資之參考。

(二)聲譽風險與代理人的從衆

基金經理人會忽視自身的訊息，而追隨其他聲譽較佳之經理人意見，否則將遭受聲譽上的風險 (Scharfstein and Stein, 1990)。Graham (1999) 接續提出了從眾行爲的聲譽模型，表示隨著分析師的分析能力增加，其從眾行爲將減少；而分析師的聲譽越高，其爲了要保有現有之地位與薪資水準，其態度將較轉爲保守而選擇從眾，但聲譽較小的分析者則較可能運用其私人資訊採取相反之決策行爲；若市場中事先公開之資訊，將使得分析師的從眾行爲增加，因個別的分析師不太可能因私人的資訊而與公開資訊採相反的觀點，其投資決策行爲將受公開市場指標影響，增加其從眾行爲。因此從眾行爲存在與否亦會隨著市場指標變動而產生差異。

(三)資訊瀑布流的從衆

表示投資人將會參考先前投資者之決策行爲，來推論自身擁有之資訊合理與否。因此當市場中領先行動的投資者皆做出相同之決策，而跟隨者模仿前者決策之行爲，往往造成資訊如同瀑布般的向下匯集，資訊產生了滾雪球的效果，進而產生了從眾行爲 (Banerjee, 1992)。而不動產市場中所謂相同之決策，因擁有了合理的資訊而同時期買進或賣出，造成短時間不動產交易量遽增或遽減之狀況，即爲從眾行爲。

---

[1] 市場深度衡量方式爲一單位的價格變動，需有多少的成交量變動。當成交量變動大時，價格會有明顯的波動，則表示該市場深度不足。

(四)運用相同指標分析之從眾

Bikhchandani et al. (1992) 表示經理人會進行相同的決策，乃因其擁有相同的資訊，以及藉由相關的指標進行分析，進而得到相同之決策結果。

(五)偏好的從眾

有些機構會對於某些投資商品的特性有特殊的偏好或厭惡，例如流動性較低的投資商品或股票，進而產生投資行爲上的從眾 (Falkenstein, 1996)。

從上述從眾行爲之原因中可發現從眾行爲不僅存在於基金經理人，一般個別投資人亦存在從眾行爲。檢視上述各原因存在之對象，外部報酬是投資者蒐集資訊的前提，當有獲利的可能，投資者才願意蒐集資訊，因此爲了得到外部報酬而產生的從眾，皆存在於在一般投資人與機構代理人。而聲譽風險產生的從眾，則是代理人、分析師間較普遍存在的從眾因素，爲了追求聲譽與績效，他們選擇忽視自身之資訊，即使該資訊可能讓其脫穎而出，但對於聲譽相對較高之代理人，他們寧可選擇保守的從眾。資訊瀑布流的從眾，不僅出現於代理人間，對於資訊掌握較不齊全的個人投資者，更是此種情形下的從眾者，而機構投資者雖蒐集能力較強，但如前述的聲譽從眾問題，機構投資者往往會追隨專業的投資顧問或機構進行相同之決策，但其專業的投資顧問本身投資決策亦可能無法完全反應出資訊，因此資訊瀑布流下的從眾者，不僅個別投資人、代理人、機構皆有可能產生。而運用相同指標進而分析產生的從眾行爲亦存在於一般投資人與代理人間，因一般投資人於投資決策前，亦傾向參考公開經濟指標，如經濟成長率及利率等。而偏好的從眾則是購買商品類型的從眾，當市場眾投資者皆排斥購買的商品，轉賣不易，投資人購入時往往考慮再三，導致其流動性、價格及交易量偏低；反之，若是市場中極爲熱銷之產品，投資人則會一窩蜂的搶進，造成該產品交易量大增、價格波動超過其合理的漲跌範圍。但不論從眾行爲的產生因素爲上述何種類型，市場中存在從眾行爲的結果皆會造成市場價格波動異常，漲幅超出其合理範圍，以及市場中群買群賣，造成交易

量異常情形產生。

二、從衆行為衡量模型與實證結果

從眾行爲的研究模型可分爲兩大主要衡量方式，一是以報酬爲主體，觀察金融商品之報酬是否符合理性預期，另一則是以交易量推論是否存在從眾行爲。在應用報酬率推論從眾行爲之研究中，Christie and Huang (1995) 應用「橫斷面絕對標準差」(cross-sectional absolute deviation, CSSD) 模型，以及 Chang et al. (2000) 修正 CSSD 成爲「橫斷面報酬率標準差」(cross-sectional deviation of return, CSAD) 模型，運用橫斷面該股票報酬率與市場報酬率之差，再取絕對值進行離散程度判斷，並藉該模型判斷市場股票報酬離散程度與市場報酬間之關係，進行從眾行爲之推論。

而應用交易量推論從眾行爲之研究則是以交易量或交易人數資料爲主體，觀察投資者在一段時間內，是否有群體買進或賣出之情形，如 Lakonishok et al. (1992) 的 LSV 指標，LSV 指標概念在於探討不同機構投資人於不同期間中從眾行爲的情形，乃運用交易量的概念觀察投資者在一段期間內，是否針對某種金融商品有集體買進或賣出之情形，若有集體買進或買出之情形顯著大於平常之水準，則表示市場存在從眾行爲。

而從眾行爲是受到別人影響而引發的交易行爲，可謂爲模仿先前投資者決策後，放棄本身資訊，轉而跟隨他人進行相同之投資決策。因此 Baddeley (2005) 從交易決策及考量投資人心理層面之觀點出發，運用 Topol (1991) 認爲人的行爲在不確定的世界中會產生模仿、傳染效果，進而推論從眾行爲之觀點，嘗試運用於不動產市場，使用不動產交易資料並建立動態時間序列模型 (dynamic time series models)，分析不動產當期交易量與前期交易量，以及持有成本之關連性，進而推論該市場存在從眾行爲與否。而 Baddeley (2005) 因此指出英國在 1981 年至 2000 年不動產市場存在從眾行爲，價量存在著不穩定的波動，而不穩定的波動導因於從眾行爲、金融風暴以及價格泡沫化等因素。

由上述文獻可看出，目前國內外從眾行爲研究對象仍主要以股票市場爲對象，就不

動產市場而言，不論自住或投資，都存在從眾行爲，然不動產市場從眾行爲研究受限於不動產交易資料之特性，難以察覺相同商品是否有同時集體買進或賣出之現象，且不動產市場若存在報酬波動情形尚可能源自其他原因（如當時市場具超額供給等因素），因此無法完全採用 LSV 指標、動態從眾模型、CSSD 與 CSAD 模型，需再針對不動產市場交易資料之性質進行模型修正，目前國內外不動產市場從眾行爲驗證多由報酬觀點進行驗證，運用交易量或其他模型推論從眾行爲之研究則較少。Froot et al. (1992) 指出投資人獲得資訊後，並不會馬上反應在價格上，因此在許多期的交易中，價格往往在最後一期才會顯現出來，並反應出所擁有之資訊。因此投資人獲得資訊之後，首先反映於交易行爲之決策，如買進或賣出，於不動產市場中則是交易量之變動，如市場存在利多或利空消息造成交易量驟增或驟減。最近 Kouwenberg and Zwinkels (2010) 嘗試將住宅不動產之購買者區分爲「消費」及「投資」需求，再將「投資」需求者區分爲「基本面分析」及「技術面分析」者，藉此分類下之對交易量及報酬率進行分析，可初步了解住宅不動產市場之從眾行爲及泡沫程度，並指出藉「技術面分析」進行投資者之比例愈多，亦即從眾者愈多，市場之泡沫程度愈大，在金融風暴期間泡沫之破滅亦愈嚴重。

爲補足文獻中對不動產交易量產生影響之從眾行爲及其他總體因素之不足，本研究擬以台灣三大都會爲例，應用交易量之波動進行不動產市場從眾行爲之實證分析，期以所得結果提供給市場交易者、主管機關與政策制定者一有效參考。

參、資料說明與實證模型建立

一、實證模型建立

本研究先應用基本從眾模型探討該住宅市場是否存在從眾行爲，再以自我迴歸分配

落遲模型探討從眾行爲對交易量之影響，以及相關總體或個體經濟變數如何影響交易量波動，此二模型分述如下。

(一)基本從衆模型

本研究參考 Topol (1991) 提出人類行爲乃模仿、傳染效果之概念，將從眾行爲定義爲「交易前參考前期交易者決策情形而進行之行爲」，且 Bikchandani et al. (1992) 及 Banerjee (1992) 認爲從眾行爲爲忽略本身資訊轉而跟隨他人決策行爲之情形，而產生模仿的效果，即使自身訊息並非傾向進行該決策。並修正 Baddely (2005) 所提出之動態從眾行爲模型，其概念爲交易者於行動前會先理性參考未來每月將支付之房屋持有成本做爲購屋與否之依據，但除了理性的考量外，投資人尚會參考前期市場交易情形，當受到前期市場交易情形影響程度更甚於內心理性考量時，則市場存在從眾行爲。

因此，本研究應用前後期交易量關係推論他人的決策行爲是否存在模仿效果，而持有成本則爲決策者本身內心理性的考量，若內心理性考量與跟隨他人情形同時存在，並受內心理性影響程度小於他人決策行爲之影響時，則表示該市場存在從眾行爲。於模型結果顯示上則爲當期交易量受到前期交易量與當期持有成本顯著正向與負向相關，並且受到前期交易量影響程度大於持有成本時，則可推論該市場存在從眾行爲。

因此運用此概念下之從眾模型如下：

$$D_t = \alpha + \beta D_{t-1} + \gamma UC_t + 3m + 10m + \varepsilon_t \tag{1}$$

上式中 D_t 爲當期不動產交易量，D_{t-1} 爲前期不動產交易量，UC_t 則爲於 t 期進場將支付之不動產持有成本[2]，t 爲時間趨勢，而 $3m$ 與 $10m$ 則分別爲 3 月虛擬變數與 10 月虛

[2] 若 (1) 式中 UC_t 與 D_t 呈顯著負相關時，且 D_{t-1} 與 D_t 亦呈現顯著正向相關時，並且受到前期交易量之影響程度大於持有成本之影響時，表示內心理性決策結果雖與他人決策結果不符，仍受到他人資訊影響程度較多，表市場中存在從眾行爲。

擬變數，因台灣不動產市場傳統上存在所謂「329 檔期」與「光輝十月」檔期，致使不動產交易存在遞延現象。其中 329 檔期爲春節連續放假後主要的假期，加上春節國人民生消費增加，造成購屋需求遞延，而之後四月春假假期到來，投資人看屋時間增加，不動產市場的交易量因而增加。而光輝十月爲延續 928 教師節假日之檔期，由於國人多避免於農曆七月購屋，故延遲不動產之交易，而在十月檔期間，購屋者看屋時間較多、市場買氣較旺，尤其在台灣尚未實施週休二日前，此二檔期更加明顯，建商多因應市場習慣於此二檔期推案，使得市場供給增加，亦造成消費者等待新案推出，延遲購屋需求之情形[3]。

其中不動產持有成本 (UC_t) 則爲 Jorgenson (1963) 提出之概念，意爲購屋者除了考量房價水準外，仍需再考量未來持有不動產每月所需支付的成本，若持有成本越高，則表示購屋後每月負擔較多，因此不動產持有成本將伴隨不動產資本利得與租金收益而降低，但卻隨著貸款成本而提高。模型中不動產持有成本 (UC_t) 計算過程如下：

$$UC_t = \mu - p_t - \rho \tag{2}$$

其中，μ 是貸款利息成本，p 爲房價資本利得，ρ 則爲租金收益。本模型應用各地區歷年每月的房價資料乘上平均購屋面積進行各月份平均購屋價格試算，並運用平均貸款成數與各月份購屋貸款利率進行每月貸款利息成本 (μ) 計算，再扣除月資本利得與租金收益，得到購屋者於該月進場購屋時，未來每月將支付的持有成本費用。

[3] 類似的行銷行爲常見於百貨公司之周年慶或節日拍賣，多數消費者傾向遞延至此一時機再行消費。

(二)加入經濟變數之自我迴歸分配落遲模型

應用本模型可考量交易量受到當期或前期總體、個體經濟變數影響情形為何，不全然僅為當期變數對交易量產生影響，其表示情形如下：

$$D_t = \alpha + \sum_{i=0}^{T_i} \beta_i D_{t-1} + \gamma UC_t + \sum_{i=0}^{T_i} \gamma_i x_{t-i} + 3m + 10m + \varepsilon_t \tag{3}$$

上式中 D_t 為當期不動產交易量，D_{t-i} 則為前期不動產交易量，最大落遲至 T_i 期；而 x 則可為總體、個體經濟變數，並可同時放入該變數之當期與落遲期數列，其最大落遲期為 T_i 期，其中 UC_t 為持有成本。若本模型結果 UC_t 與 D_t 呈顯著負相關時，且 D_{t-1} 與 D_t 亦呈現顯著正向相關時，並且受到前期交易量之影響程度大於持有成本之影響時，則可推論市場存在從眾行為，並進一步應用 (3) 式探討當市場中存在從眾行為時，除了從眾行為為影響交易量之因素外，尚存在前期、當期總體經濟變數同時對交易量有顯著之影響，而各變數最適遞延期數則以運用 AIC (Akaike information criterion) 與 SC (Schwarz criterion) 作為評估模型配適度之依據，進而探討顯著總體經濟變數、交易量與從眾行為之關連性；若基本從眾模型結果顯示該地區並無從眾行為，加入其他總體經濟指標後，卻顯示該區存在從眾行為，則表示該區投資者存在參考該總體經濟指標後產生從眾的決策行為。

(三)相關模型檢定

本研究藉 Augmented Dicky-Fuller (ADF) 與 Phillips-Perron (PP) 單根檢定，了解各變數是否為定態，若非定態則需進行一階差分，當一階差分後可拒絕其存在單根之虛無假設，則表示該變數在差分後已為穩定，而穩定之變數才可再進行時間序列模型之估計。

而古典的迴歸模型中，估計時須符合下列基本假設，爲殘差必須符合無自我相關 (non-autocorrelation) 與變數應符合常態分配 (normality)，以及殘差需具同質變異 (homo-skedasticity)，且模型必須要考慮是否有結構性轉變、共線性等問題，因此針對上述基本假設，必須藉由下述檢定確定模型適宜與否。運用 Breusch-Godfrey Serial Correlation LM 檢定與 Durbin-Watson 檢驗殘差是否符合無自我相關；常態分配則運用 Jarque-Bera 統計量進行檢定；而殘差異質變異檢定則運用 White Test 檢驗。除符合上述基本假設外，再運用 CUSUM 檢定 (cumulative sum of the recursive residuals) 瞭解模型是否存在結構性轉變問題，若模型出現結構性轉變，則再運用 Chow 的結構性轉變檢定序列出現結構性轉變之時間點後，加入結構性轉變之虛擬變數後進行模型修正。

除通過上述相關模型基本檢定外，需運用 Ramsey RESET 檢定瞭解模型中是否忽略了重要之變數，或是放入了不重要之變數，而造成估計上之誤差；以及運用 F 檢定來進行迴歸模型的顯著性檢驗，針對模型的整體效果，亦即爲所選擇的解釋變數對被解釋變數的解釋力。當數個模型皆通過前述各種檢定時，再運用 AIC 與 SC 評估模型之配適度，AIC 或 SC 值越小則表示模型配適度越佳，依據此原則，限於篇幅本研究僅挑選各模型配適度最佳之結果進行分析說明。

二、資料說明

本段就從眾模型基本變數與總體經濟變數進行資料說明及初步的統計分析，以瞭解資料概況與選用之適宜性。

(一)不動產相關資料

不動產市場包含住宅市場與商用不動產市場，因商用不動產投資者相較於住宅投資者，專業程度較高；相對上住宅市場包含投資與自住需求，雖都具從眾行爲，且一般民眾對於資訊掌握與市場訊息解讀較無信心，因此較容易產生從眾行爲，故本研究以住宅

市場作爲主要研究對象。研究範圍爲臺北市、臺中市與高雄市三大都會區，其中臺北市住宅市場價格波動較大，各區域間特性差異大，因此本研究除了以臺北市整體交易資料進行分析外，並根據許淑媛與張金鶚（2008）對住宅次市場切割方式，將臺北市再細分爲臺北市市中心區（包含松山區、大安區與信義區）、臺北市市郊區（包含中正區、中山區與士林區）、臺北市郊外地區（大同區、萬華區、北投區、內湖區、南港區與文山區）進行分析。

本研究受限於樣本期間臺北市不動產交易資料筆數並未全部公開，以及若採用不動產買賣移轉登記件數做爲不動產交易量之依據，尚受限於不動產買賣後於 30 天內登記之規定，無法即時反應市場買賣資訊，並且資料時間較短。但本研究藉國內某大型仲介公司之交易資料，雖無法取得全臺北市眞實交易資料，但因該公司之不動產交易資料充足，故仍具代表性。其中臺北市資料期間爲 1998 年 1 月至 2008 年 12 月，共計 11 年，整理爲月資料後，計 132 次觀測資料，其中台北市原始有效交易量共 29,157 筆資料，再分爲臺北市中心、臺北市郊區與臺北市郊區外，分別爲 10,020 筆、6,038 筆與 13,099 筆成交筆數；然臺中市與高雄市限於原始資料之有限性，資料期間則爲 2004 年 1 月至 2008 年 12 月，分別爲 3,865 筆與 6,810 筆交易資料，共計 5 年，整理後成月資料後爲 60 次觀測資料。

(二)總體經濟變數

目前從眾行爲探討大多爲股票、基金等市場，對於不動產市場則少有著墨，因此爲了探討可能影響不動產市場從眾行爲或交易量之總體經濟因素時，仍需先探討影響不動產市場之總體經濟變數。Fortura and Kushner (1986) 指出預期通貨膨脹將使不動產需求量大增，市場交易量大增帶動房價上漲。Darrat and Glasock (1993) 檢視芝加哥地區不動產市場與總體經濟變數之關係，顯示貨幣供給額與利率領先不動產價格之變動。McCue and Kling (1994) 探討不動產實質報酬率與總體經濟變數之關係，研究顯示物價指數、名目利率影響不動產報酬率之變動，其中名目利率之影響力較明顯。

在國內探討影響不動產價格因素之研究中，陳明吉（1989）指出股價指數、通貨膨脹、房屋建築費用指數較具解釋力。林秋瑾與黃珮玲（1995）探討臺北市住宅價格與所得、物價、股價、貨幣供給額、利率、工資，以及匯率等總體經濟變數之關係，結果顯示總體經濟指標有領先住宅價格之情形。曾建穎等（2006）探討臺北地區租金與房價之關係，實證結果顯示租金與房價存在長期均衡關係，但短期情形，租金與房價顯著受其自身前期變動之影響，但租金與房價兩者間並無因果關係，與過去研究認爲房價領先租金之說法有所出入。

針對住宅需求因素之探討，吳森田（1994）則認爲住宅需求主要受到所得、房價、貨幣供給額、家戶數、預期增值、物價水準、家戶數之影響。彭建文與張金鶚（2000）認爲購屋需求受到房價、租金、所得及預期景氣之影響。而不動產市場與總體經濟市場之關連性，林秋瑾等（1996）探討房地產景氣與總體經濟景氣於時間上領先、同時、落後之關係，研究結果亦顯示房地產景氣落後總體經濟景氣。由上述文獻可推論，並非全爲當期之總體經濟變數影響該期住宅價格、需求及景氣，因總體經濟與房地產市場彼此呈現領先落後之關係，故考量總體經濟變數應不僅考慮當期之變數。

除此之外，國內研究結果顯示股價指數與不動產市場之關連性十分顯著，其中營建類股價與不動產市場之關係更甚於股價指數，江明宜（1997）更進一步對於營建類股價與其他總體經濟變數進行分析，結果顯示營建類股價變動領先空屋數、建築執照、土地買賣移轉登記件數（扣除建物買賣移轉登記件數）等變數。

不僅不動產交易資料與總體經濟變數當期、前後期可能有關連性，總體經濟變數之間亦有領先落後之關係，綜上所述，本研究挑選下述各總體經濟變數之當期、前後期變數探討其與不動產市場從眾行爲之關聯性。

1. 經濟成長率

經濟成長率爲一定期間國內生產毛額之年增率，當國內生產毛額提升時，則表示生活水準也相對提升。因此當經濟成長率提升時，社會環境較爲富裕，則國民將追求較高的居住品質，對於不動產市場需求增加。

2. 通貨膨脹

一般認知爲房價與通貨膨脹呈正向關係，當通貨膨脹增加但所得並未增加時，表消費者負擔能力降低，台灣雖存在購屋或購買黃金抵抗通貨膨脹之現象，但在過去十年，臺北市房價漲幅大幅超過通貨膨脹，但所得卻無明顯增加，若欲維持原有消費水準，則購買民生必需品費用增加，可能造成購屋能力下降，因此通貨膨脹與住宅市場交易量之關係仍有待實證探討。

3. 貨幣供給額

貨幣供給增加將使股票及不動產價格上漲。但貨幣供給額亦代表了國家通貨膨脹的壓力，因此貨幣供給額與通貨膨脹間可能存在共線性問題 (collinearity)，將擇一選取。

4. 租金年增率

租金應隨著住宅價格同向變動，但台灣租金調整速度不及住宅價格，但租金年增率若呈正成長，表不動產景氣較佳，租金調升後亦有其市場，也反應不動產市場之活絡。

5. 產業分類股價指數 --- 營造建材類

股市代表市場景氣的繁榮程度，而營建類股價則代表了不動產市場的景氣程度，當營建類股價上漲時，表示不動產市場較活絡。

6. 營造工程物價指數年增率

營造工程物價指數上漲時，表成本增加，進而推高不動產價格。

7. 購屋貸款利率

購屋貸款利率與不動產需求呈負相關，因利率調降時投資人購屋貸款成本降低，對於不動產需求將增加。

8. 核發建造執照樓地板面積

核發建造執照樓地板面積多寡代表不動產市場景氣好壞，核發建照多時代表建商看好市場景氣，但不動產市場供給有落遲情形，因此建照與景氣之關係亦有領先落後之情形。

在自變數間共線性之影響，本研究應用變異數膨脹因子 (variance inflation factor, VIF)[4] 將存在共線性之變數進行篩選，檢測結果之 VIF 值皆低於 2，顯示篩選後之總體經濟變數間不具有共線性問題。

因此本研究根據文獻選取購屋貸款利率 (IR)、產業分類股價指數（營造建材類）(DCSTOCK)、通貨膨脹 (CPIG)、營造工程物價指數年增率 (CCIG)、物價指數租金年增率 (CRIG)、核發建造執照樓地板面積 (DCLA)、經濟成長率 (ECO) 等總體經濟變數進行實證分析，而其資料形式除核發建造執照樓地板面積與經濟成長率爲季資料，其他皆爲月資料型式，並運用插補法將季資料轉換爲月資料之型式。

(三)基本敘述統計

本研究基本變數爲交易量、住宅持有成本[5]與住宅市場資本利得報酬率[6]，先對變數進行基本敘述統計，瞭解各區域資料概況。住宅持有成本之基本資料可參見表 1，交易量、

---

[4] VIF 值越大，共線性情形越明顯，若 VIF 大於 10，則表示變數間呈現高度共線性。因受限於篇幅，本文不再另列共線性分析之結果。

[5] 因本研究觀測值皆爲月資料，因此持有成本亦爲每月持有成本，持有成本計算方式如下：

持有成本＝A 貸款利息支出 —B 月租金收入 —C 月資本利得收入

A.貸款利息支出計算方式如下：

平均房屋單價（萬元/坪）×（平均購屋面積）＝平均購屋成本

（平均購屋成本）×（平均貸款成數）＝平均總貸款金額

（平均總貸款金額）×（貸款利率）＝貸款利息成本

B.月租金收入

月租金×（平均購屋面積）／10000＝萬元/月

C.月資本利得收入

月租本利得收入＝平均購屋成本（萬元/坪）×月資本利得率（同住宅市場報酬率）

[6] 本研究應用某大房仲公司交易資料中之住宅成交價格，剔除極端值後運用加權平均法進行各區每月平均房價試算，以各區首月平均房價爲基期 100，再將各月平均房價轉換

住宅持有成本與住宅市場資本利得報酬率如表 2 所示。

表 1　持有成本計算之相關資料來源

變數項目	資訊內容或期間	資料來源
整層出租住宅每坪租金		國泰房地產指數季報
國泰租金指數（台北市整層住宅）	2000Q2-2008	國泰房地產指數季報 97 年 Q2.3.4
標準租金單價	1998-1999	國泰房地產指數季報 94 年 Q2
平均居住面積	13 坪	96 年底（住宅資訊統計網）
平均家戶人口	3.29	2008 年台北市家庭收支調查
	42.77	13 * 3.29 = 42.77
平均購屋面積	35.02	需求動向季報 2009 上半年
房貸利率		五大銀行（台銀、合庫銀、土銀、華銀及一銀）新承做放款金額與利率統計表

資料來源：本研究整理。

如表 2 所示，在資料期間內三大都會區之交易量以臺北市最多，高雄市次之，臺中市在三都會區中則交易筆數較少，但由交易量標準差可知，臺北市交易量標準差爲 0.62，大於臺中市與高雄市，表示臺北市交易量波動較大，臺中市與高雄市則較爲平緩；住宅市場報酬率則以臺中市 0.63% 較高，臺北市住宅市場報酬率 0.24% 次之，但臺中市報酬率標準差 16.63% 亦高出臺北市 5.58% 甚多，其中報酬率尚受到原始住宅平均單價影響，臺北市雖報酬率較低，但單價較高，因此實際住宅價格增加部分未必低於報酬率較高但單價較低之臺中市，然而高雄市報酬率於序列中報酬率較無明顯波動，標準差僅爲 0.3%。「持有成本」概念爲貸款利息成本扣除房價增值及租金收益後之每月應付成本，計算所得正值爲支出，負值爲獲利，並運用各區平均購屋面積坪數進行購屋總成本試算，

爲指數，以指數的前後期差求取月資本利得率。

由表 2 可知，持有成本最低爲臺中市，表示消費者於臺中市購屋月負擔較低，但臺北市住宅持有成本卻低於高雄市，表示消費者於臺北市購屋雖每月所需負擔的房屋總價與貸款雖較高，但若考量臺北市租金收益與預期的資本利得較高，臺北市相較於高雄市月負擔則較低，也因高雄市住宅報酬率較低，租金收益也較低，持有成本也相對較高。造成上述區域間報酬率及持有成本差異之另一因素可能爲樣本期間之差異，但不影響對從眾行爲之探討。

臺北市三種分區中平均交易量則以郊區外最高，因本研究中定義之臺北市郊區外包含六個行政區（大同區、萬華區、北投區、內湖區、南港區與文山區），市中心與郊區外則僅涵蓋各三個行政區，但交易量標準差臺北市中心爲 0.49，遠低於郊區 0.77 與郊區外 0.71，表示臺北市中心交易量波動較穩定，郊區與郊區外則波動較大；市場報酬率則以市中心最高，郊區外次之，但報酬率波動則以郊區外最大，市中心報酬率變動較穩定；然而住宅持有成本值越大則購屋後每月需支付成本越高，如表 2 所示，市中心與郊區持有成本接近，但市中心標準差則較低，表示郊區雖平均持有成本高於市中心，但變動較大，但兩者皆高於郊區外之持有成本，表示於臺北市郊區外購屋，每月應負擔成本較少。

表 2　三大都會區住宅市場交易量、市場資本利得報酬率與持有成本敘述統計

變數	交易量（筆數）			住宅市場報酬率 (%)			持有成本（萬元）		
地區	臺北市	臺中市	高雄市	臺北市	臺中市	高雄市	臺北市	臺中市	高雄市
原始值	29,157	3,865	6,810	--	--	--	--	--	--
平均數	5.01	4.12	4.62	0.24	0.63	–0.01	–3.46	–9.09	–2.76
標準差	0.62	0.38	0.46	5.58	16.63	0.30	56.96	79.92	28.17
臺北市	市中心	郊區	郊區外	市中心	郊區	郊區外	市中心	郊區	郊區外
原始值	10,020	6,038	13,099	--	--	--	--	--	--
平均數	4.00	3.32	4.17	0.33	0.16	0.24	–6.75	–6.70	–7.89
標準差	0.49	0.77	0.71	7.32	9.68	12.14	98.07	106.72	126.93

資料來源：本研究整理。

註：台北市：1998-2008 年；台中市及高雄市：2004-2008 年。

肆、實證結果

一、單根檢定

本研究採 AD 及 PP 指標進行單根檢定，檢測其是否爲定態序列。由表 3 可知，臺北市、臺中市及高雄市之交易量、持有成本與住宅報酬率在顯著水準 1% 下，可拒絕序列存在單根之虛無假設，亦即交易量、持有成本、住宅報酬率皆爲定態序列，其原始序列可直接用於時間序列模型中。

表 4 爲臺北市市中心區、市郊區及市郊外地區三區之交易量、持有成本與住宅報酬率在顯著水準 1% 下，亦可拒絕序列存在單根之虛無假設，表示該序列皆爲定態時間序列。

表 3　三大都會區住宅市場單根檢定統計量表

地區	變數名稱	level		1st difference	
		ADF	PP	ADF	PP
臺北市	TP-D_t	−2.29	−5.78 ***	−4.06 ***	−28.74 ***
	TP-UC_t	−5.83 ***	−15.48 ***	−4.45 ***	−65.94 ***
	TP-CG_t	−6.61 ***	−17.6 ***	−4.68 ***	−77.22 ***
臺中市	TC-D_t	−5.64 ***	−5.66 ***	−9.96 ***	−32.51 ***
	TC-UC_t	−3.55 **	−42.95 ***	−4.79 ***	−84.69 ***
	TC-CG_t	−6.29 ***	−57.86 ***	−5.74 ***	−82.97 ***
高雄市	KH-D_t	−6.37 ***	−6.38 ***	−4.79 ***	−32.37 ***
	KH-UC_t	−4.55 ***	−15.61 ***	−4.34 ***	−64.93 ***
	KH-CG_t	−6.29 ***	−57.86 ***	−5.74 ***	−81.97 ***

資料來源：本研究整理。

註：***、**及*分別表示在 1%、5%、10% 下之顯著水準。

表 4　單根檢定統計量表 --- 臺北市分區

地區	變數名稱	level		1st difference	
		ADF	PP	ADF	PP
臺北市中心	TP_{dt}-D_t	–1.74	–7.51 ***	–5.19 ***	–62.97 ***
	TP_{dt}-UC_t	–5.41 ***	–16.03 **	–6.29 ***	–55.60 ***
	TP_{dt}-CG_t	–4.56 ***	–17.63 ***	–5.31 ***	–64.00 ***
臺北市郊區	TP_{sb}-D_t	–3.59 **	–6.98 **	–10.57 ***	–25.24 ***
	TP_{sb}-UC_t	–9.67 ***	–21.52 ***	–7.27 *	–111.10 ***
	TP_{sb}-CG_t	–10.59 ***	–23.43 ***	–6.40 *	–66.64 ***
臺北市郊外	TP_{osb}-D_t	–3.69 **	–7.49 ***	–9.09 *	–28.42 ***
	TP_{osb}-UC_t	–9.80 ***	–23.30 ***	–11.45 *	–159.50 ***
	TP_{osb}-CG_t	–5.23 ***	–27.85 ***	–7.88 *	–147.20 ***

資料來源：本研究整理。

註：***、**及*分別表示在 1%、5%、10% 下之顯著水準。

除了上述基本變數外，總體經濟變數單根檢定結果如表 5 所示，除營造建材類股價指數 (CSTOCK)、核發建造執造樓地板面積 (CLA) 無法拒絕存在單根之虛無假設，而一階差分 (1st difference) 後再進行單根檢定（見表 5），於顯著水準 10% 下，皆顯著拒絕存在單根之虛無假設，即爲一階定態 I(1)，表示可運用一階差分後之序列進行後續模型驗證，其餘總體經濟變數則於未差分前 (level) 即爲定態序列。

表 5　單根檢定統計量表 --- 總體經濟變數

總經變數名稱	level		1st difference	
	ADF	PP	ADF	PP
IR	–2.58 **	–3.59 ***	–1.75 *	–7.47 ***
CSTOCK	–1.12	–1.18	–7.47 ***	–7.36 ***
CPI	–1.74 *	–3.25 *	–3.30 *	–17.19 ***
CCIG	–2.32 **	–1.86 *	–4.40 ***	–3.86 ***
CRIG	–2.21 **	–1.89 *	–3.02 ***	–9.95 ***
CRIG	–0.65	–1.13	–3.40 *	–11.18 ***
CLA	–0.42	–0.78	–2.59 **	–4.07 ***
ECO	–2.25 **	–1.69 *	–2.27 **	–3.06 ***

資料來源：本研究整理。

註：***、**及*分別表示在 1%、5%、10% 下之顯著水準。

二、住宅市場基本從衆行為模型檢測結果

(一)三大都會區

臺北市、臺中市及高雄市三大都會區之基本從眾模型結果如表 6 所示，其中雖此三大都會區當期住宅市場交易量皆受到前期交易量顯著正相關影響，但僅臺北市整體尚受到持有成本顯著負相關影響，且受到前期交易量影響程度更甚於持有成本，因此僅可推論臺北市整體住宅市場中存在從眾行爲，臺中市與高雄市則無。導致此三都會區從眾行爲差異之原因可能爲臺北市爲集中全國資源之城市，在就業機會引導之下，住宅需求殷切，也引發相對上較高之投資性需求；相對上臺中市及高雄市較屬於地區性城市，住宅供給相對較爲充裕，因此購置住宅之從眾行爲較不明顯。

表 6　三大都會區基本從衆模型結果比較表

解釋變數＼地區	臺北市整體	臺中市	高雄市
	標準化係數	標準化係數	標準化係數
$D_{(t-1)}$	0.0657977 ***	0.1161973 ***	0.1197899 **
UCt_t	–0.0000004 **	0.0000002	–0.0001911
CG_t	0.3728573 *	–0.0222378	–24.0678922
Time Trend	0.0000121 ***	0.0000411 **	0.0000894 ***
Constant	0.8625455 ***	2.0325740 ***	2.6582064 ***
3 dummy	0.0454367 ***	0.0987083 ***	0.0930149 **
10 dummy	0.0186186 ***	0.0295972	0.0457840 *
Adj. R^2	0.89	0.66	0.76

資料來源：本研究整理。

註：***、**及*分別表示在 1%、5%、10% 下之顯著水準。

三大都會區於 3 月時，皆會呈現住宅市場交易量增加情形；但 10 月變數則僅有臺北市與高雄市交易量有顯著正相關，臺中市則不顯著，表示 10 月時臺北市與高雄市住宅交易量將增加，且三大都會區受到 3 月變數影響程度皆大於 10 月變數，表示於 3 月時交易量增加情形將大於 10 月份。而臺中市於 10 月份交易量增加較不顯著之原因可能是台中市之住宅供給相對需求較高，長期而言超額供給超過 20%，因此從眾行爲較不明顯。而 3 月之效應普遍比 10 月較高且顯著，可能顯示出農曆年終後民眾擁有較充裕之資金，在購置房產自住或投資較具財務上之能力，普遍建商亦大多於 329 檔期推案，造成市場供給增加，消費者等待新案推出，亦將造成消費者購屋行爲遞延。

(二)臺北市分區

由於全國資源多集中於臺北，就業機會及住宅需求下，在臺北市的購屋從眾行爲值得深入了解，因此再細分爲市中心、郊區與郊外進行探討，結果如表 7 所示。

表 7　臺北市分區基本從衆模型結果比較表

解釋變數＼地區	臺北市中心	臺北市郊區	臺北市郊外
	標準化係數	標準化係數	標準化係數
$D_{(t-1)}$	0.0822427 ***	0.0474414 ***	0.0289491 ***
UC_t	(dUC_t) −0.0000002 **	−0.0000003 ***	−0.0000001 **
$CG_{(t-1)}$	0.9164904 *	0.4092826 ***	−0.0174798
Time Trend	0.0000113 ***	0.0000163 ***	0.0000175 ***
Constant	0.9591818 ***	0.2144354 ***	2.1797172 ***
3 dummy	0.0643430 ***	0.0372980 ***	0.0393117 ***
10 dummy	0.0260873 ***	0.0164086 ***	0.0180088 ***
Adj. R^2	0.78	0.87	0.88

資料來源：本研究整理。

註：***、**及*分別表示在 1%、5%、10% 下之顯著水準。

臺北市中心、郊區與郊外地區於 10% 顯著水準時，當期交易量皆受到前期交易量與當期持有成本之顯著正向與負向影響，且各分區模型皆顯示各區住宅市場當期交易量受到前期交易量影響程度大於持有成本，表示於臺北市中心、郊區與郊外住宅市場皆存在從眾行爲。

其中持有成本之影響，僅臺北市中心並無顯著受到原始持有成本（UC_t）影響，而僅受到持有成本變動（dUC_t）之影響，表示臺北市中心購屋者進行決策前考量當期進場購屋相較於前期進場購屋，未來每月所需負擔成本之差異。而臺北市郊區與郊外地區之當期交易量對於原始持有成本（UC_t）或持有成本變動（dUC_t）兩種變數之從眾行爲模型結果皆爲顯著，再運用 AIC 值與 SC 值進行兩模型配適度比較，結果顯示運用原始持有成本（UC_t）之模型於郊區與郊外地區，其 AIC 值與 SC 值皆小於運用持有成本變動之模型，結果顯示於台北市郊區與郊外地區，不動產交易量受到原始持有成本之影響更爲顯著，表示台北市中心交易量受到成本變動之影響，而郊區與郊外地區則受到持有成本本

身之影響。

此外，臺北市三大分區於 10% 顯著水準下，皆受到 3 月與 10 月份顯著正相關，並且受到 3 月影響程度較大，表示於 3 月與 10 月時，臺北市中心、郊區與郊外之住宅市場交易量將高於其他月份，其中 3 月份增加情形相較 10 月亦較顯著，原因亦可能如上述，與農曆年後之資金充裕有關。

三、住宅市場之從眾行為與總體經濟因素之分析

本研究運用自我迴歸分配落遲模型，探討住宅市場交易量除受到從眾行爲之影響外，尚受到哪些總體與個體經濟變數之影響。表 7 爲臺北市整體、市中心、市郊與郊外之 ARDL 模型結果比較表，結果顯示上述地區之住宅市場皆存在從眾行爲，但影響各區住宅市場交易量之總體經濟變數則有落後期數與變數上之異同情形。

臺北市三大分區於 10% 顯著水準下，除臺北市郊外當期交易量與前期住宅市場報酬率 (CG_{t-1}) 不顯著相關，於市中心與市郊地區，其前期住宅市場報酬率皆與交易量呈顯著正相關，且由各地區之標準化係數可知，於臺北市中心與臺北市郊區除從眾行爲因素影響交易量外，前期市場報酬率爲影響當期交易量最主要之變數。由此結果也可看出在精華地段或就業機會愈多的地區，購置房產或投資之需求愈容易引發從眾行爲。

其中，當臺北市整體住宅市場存在從眾行爲時，除從眾行爲影響住宅市場交易量外，住宅市場交易量尚受到經濟成長率 (ECO_t)、營建類股股價指數 ($CSTOCK_t$)、以及購屋貸款利率 (IR_t) 之顯著影響，其中又以購屋貸款利率影響程度最明顯，呈顯著負相關，而經濟成長率與營建類股股價指數與當期交易量則呈現顯著正相關，其受經濟成長率影響程度亦大於營建類股股價指數。

表 8　臺北市 ARDL 模型結果比較表

臺北市整體		臺北市中心		臺北市郊區	臺北市郊外
解釋變數	標準化係數		標準化係數	標準化係數	標準化係數
$D_{(t-1)}$	0.0379401***		0.0439654*	0.0192727*	0.0289491***
UC_t	–0.0000004*	(dUC_t)	–0.0000002*	–0.0000002**	–0.0000001**
CG_{t-1}	(CG_t) 0.3360018		0.9244425*	0.3641212***	–0.0174798
Time Trend	0.0000348***		0.0000245***	0.0000327***	0.0000175**
Constant	1.7973609***		3.0219912***	1.3692491***	2.1797172***
3 dummy	0.0362819***		0.0489150***	0.0217866**	0.0393117***
10 dummy	0.0143465*		0.0224397 **	0.0131677	0.0180088**
ECO_t	0.0002454***	(t–1)	0.0004120***	0.0002586**	0.0001413*
$CSTOCK_t$	0.0000027**		0.0000032***	0.0000043***	–
IR_t	–0.0177782*		–0.0397448***	–0.0058465**	–0.0480443**
$IR_{(t-3)}$	0.0164083		0.0221559	–	(t–2) 0.0253809
$CRIG_t$	–	(t–2)	0.0115046	0.0138073**	0.0220669***
CPI_t	–		–0.0015117***	–	(t–2)–0.0013922 **
$CCIG_t$	–		–0.0000135	–	0.0000906 **
CHOW DUMMY	–		–	–0.0205984*	0.0531079 **
Adj. R^2	0.91		0.78	0.91	0.90

資料來源：本研究整理。

註：***、**及*分別表示在 1%、5%、10% 下之顯著水準。數據前有 ($t-n$) 之註解表該模型落後期數與左邊行所述之變數期數有所不同，該變數於該地區顯著期數則爲 ($t-n$) 期。

臺北市中心則以當期購屋貸款利率對當期住宅市場交易量之影響程度最大，其次爲消費者物價指數 (CPI_t)，兩者與當期交易量皆呈顯著負相關，其餘經濟成長率與營建類股股價指數與當期市場交易量呈現顯著正相關，並與前述臺北市整體之情形相同，受經濟成長率之影響程度大於營建類股股價指數。

臺北市郊區之當期交易量除亦受到從眾行爲、經濟成長率、營建類股股價指數與購屋貸款利率影響，此外，異於臺北市整體與臺北市中心地區，臺北市郊區與郊外之當期住宅市場交易量尚受到物價指數中之租金年增率 ($CRIG_t$) 之影響（5% 顯著正相關），且臺北市郊區之住宅市場交易量受到租金年增率正向影響程度最大，購屋貸款利率次之，其結果異於其他各區皆以當期購屋貸款利率爲影響當期交易量之主要因素，表示即使資金成本低，在非精華區的從眾行爲仍相較不顯著。。

臺北市郊外地區異於其他地區，於 5% 顯著水準時尚受到營造工程物價指數年增率 ($CCIG_t$) 之影響，呈現顯著正相關，當營造工程物價指數年增率增加時，則使得住宅市場交易量增加。但於郊外地區仍主要受到購屋貸款利率顯著負向影響，其次則爲租金年增率與交易量呈現顯著正相關，其餘依程度尚受到物價指數年增率負向影響與經濟成長率之正向影響，但異於其他地區的是，營建類股股價指數於臺北市郊外地區並不顯著影響當期交易量，可能顯示非精華地區的投資需求並不濃厚，從眾行爲亦較不顯著。

綜合上述，住宅當期交易量同時受到前期交易量與持有成本之正向與負向之影響時，顯示該住宅市場存在從眾行爲。另購屋貸款利率與經濟成長率於臺北市整體與臺北市三種分區中皆爲顯著影響交易量之變數，其中貸款利率爲購屋者成本面之考量，表示臺北市各區市場交易量多寡仍受資金成本影響；而經濟成長率亦正向影響住宅市場交易量；租金年增率於臺北市郊區與郊外地區皆顯著影響交易量，於臺北市中心則不顯著，表示此區購屋者較著重於房價保值或上漲之資本利得，較不注重房屋出租之租金收益；但於臺北市郊區與郊外購置住宅出租情形較普遍，因此購屋者於臺北市郊區與郊外地區購屋尚考量當期租金漲跌情形，於臺北市郊區更是主要影響當期交易量之因素。

伍、結論與建議

以往文獻應用報酬率或交易量波動情形判斷是否具有從眾行爲，而不動產市場出現交易量或報酬波動異常時，並非全然因市場從眾行爲所致，亦可能因市場供給量大增或價格大跌等因素，因此本研究同時從交易量與持有成本觀點進行住宅市場從眾行爲之驗證，且從眾行爲爲投資者內心理性考量與不理性跟隨他人行爲同時存在下，並最終選擇跟隨他人決策之行爲反應，研究結果證實以下幾點：

一、臺北市住宅市場存在從衆行為，臺中市與高雄市則較不明顯

運用交易量觀點進行從眾行爲驗證結果顯示，臺北市整體住宅市場當期交易量受到前期交易量與持有成本正向與反向之影響，並且受到前期交易量影響程度較大，顯示該市場消費者存在從眾行爲；而此結果於臺中市與高雄市並不顯著。再將臺北市細分爲市中心、郊區及郊外地區，雖內心理性考量的因素不同，但模型結果亦顯示上述三種地區住宅市場之購屋者皆存在從眾行爲，但此效應以市中心最高，其次依序爲郊區及郊外地區。這些結果皆可由該區域之住宅需求相對於供給獲得合理的解釋，即工商業愈發達、就業機會愈多、以及供給率較不足之區域，從眾行爲愈明顯。由民國 99 年底行政院主計

處調查之資料顯示，台中市之「空閒住宅率」[7]爲 26%，高雄市爲 20%，而台北市爲 13%[8]，可由此實際數據得到驗證。

二、台北市分區受住宅持有成本之影響

而臺北市郊區與郊外地區之當期交易量受原始持有成本 (UC_t) 本身之影響較爲顯著，而台北市中心交易量則受到成本變動 (dUC_t) 之影響。而持有成本本身涵蓋了平均房價、每月貸款利息成本、預期月資本利得與租金收益之影響，結果顯示了市中心交易量受到價格波動的影響，而郊區與郊外地區則是受到了價格本身之影響，而影響了不動產市場交易量之多寡。

三、參考公開市場經濟指標下而產生的從衆行為驗證

若基本從眾模型結果顯示該市場無存在從眾行爲，加入其他總體經濟變數後，模型結果顯示市場中卻存在從眾行爲，則可推論該總體經濟變數爲產生從眾行爲之因素，意爲購屋者參考該總體經濟變數後，使得從眾行爲檢驗變數同時顯著。但本研究將此概念運用於臺中市與高雄市，兩地區住宅市場驗證結果並無存在從眾行爲，但加入主要總體經濟變數後，從眾行爲仍不顯著，表示參考公開市場經濟指標下而產生的從眾行爲於臺中市與高雄市並不存在，此結果可能亦與區域之超額供給量有關，即過多的供給可能減

---

[7] 根據主計處「空閒住宅」之定義爲該住宅無人經常居住，且未供其他用途（如出租或待租等）之住宅，而「空閒住宅率」則爲「空閒住宅數/住宅數」。

[8] 儘管台北市之住宅空閒率爲 13%，但根據營建署之住宅資訊統計，台北市之住宅供給率僅約爲 95%，即供給不足下，仍有投資者持有空閒住宅，因此扣除既有之超額需求後，實際上台北市之空閒住宅率更低。

弱從眾行爲之效應。

四、除從衆行為影響交易量，前期報酬率亦使交易量增加

從眾行爲驗證變數顯著地區，表示該地區住宅市場存在從眾行爲，再進行其他變數與交易量之關連性探討，皆發現於從眾行爲驗證變數顯著之前提下，前期住宅市場報酬率皆顯著正向影響當期交易量，顯示當前期市場報酬率增加時，則當期住宅市場交易量將隨之增加，符合不動產市場亦存在「價先量行」之現象。

五、購屋貸款利率與通貨膨脹和交易量呈反向變動

購屋貸款利率爲主要的影響住宅市場交易量之變數，當當期購屋貸款利率下跌，表示購屋者負擔成本降低，當期交易量顯著增加；而通貨膨脹與交易量於臺北市分區中結果顯示，呈現顯著負相關，表示當通貨膨脹增加時，臺北市中心與郊外地區住宅市場存在交易量下跌情形，因此通貨膨脹與交易量呈現反向變動。

六、經濟成長率、營建類股股價指數、物價指數之租金年增率、營造工程物價指數，與交易量呈正向變動

經濟成長率爲於各區皆顯著正向影響交易量之變數，而營建類股指數、物價指數中之租金年增率與營造工程物價指數皆呈現顯著正向變動。其中經濟成長率與營建類股指

數爲景氣指標，而租金年增率則爲購屋者收益考量，預期收益增加，購屋者購屋意願相對提升，住宅市場交易量亦同步增加。

而營造工程物價指數則爲成本考量，表示住宅建造成本將增加，亦將使得住宅價格同步上漲，以及住宅開工與完工有時間落差情形，開工時營造成本增加，未來市場若無明顯變動，則表示銷售時將成本增加部分轉由消費者吸收，若營造工程物價指數年增率持續上漲，是否將產生有能力購屋者提前消費，進而使住宅市場交易量增加。

七、三月檔期效應對交易量增加之影響比十月檔期效應明顯

在三大都會區之三月檔期效應均爲顯著，且除了其係數皆高於十月效應外，台中市的十月效應則不顯著。此結果表示農曆年後的充裕資金引導交易量的效應較高；而區域內之超額供給則可能減弱此效應。

八、不同地區，受不同變數與變數期數之影響

臺北市不同地區雖皆受到購屋貸款利率、經濟成長率等重大經濟指標影響，但市中心與郊區仍受到營建類股股價指數之影響，而郊區與郊外則受到物價指數租金年增率之影響，表示影響交易量之總體經濟變數，仍受到地區發展程度不同之影響，地區特性不同時，購屋者進行決策前將參考的指標亦有所不同，其餘尚包括營造工程物價指數於郊外地區與當期交易量呈現顯著正相關，而通貨膨脹與當期交易量之關連性，模型結果顯示則爲負相關。而變數期數影響，尚有前一期經濟成長率對於臺北市中心住宅交易量有顯著正向影響，而前兩期通貨膨脹將使得臺北市郊外地區當期交易量下跌，結果顯示並非全爲當期變數對當期交易量有顯著影響。

綜合上述結論，從眾行爲乃跟隨他人決策結果下引發的行爲，本研究發現台灣三大都會區住宅市場交易量波動受到該區域市場之供需情形、從眾行爲效應程度、部分總體與個體變數所影響。在實務意涵上，當區域不動產市場受到從眾行爲影響時，購屋自住者或投資者在決策前參考上一期的交易結果時，應更加謹愼，以避免落入「追高殺低」的陷阱；而政府則應在總經情勢變動下所致不動產投資從眾行爲的初期，謹愼實施貨幣政策及財政政策之管制進行調節，避免泡沫程度擴大及經濟情況逆轉後，成爲引發金融風暴的導火線。

(收件日期爲民國 101 年 2 月 29 日，接受日期爲民國 102 年 3 月 13 日)

參考文獻

一、中文部分

江明宜，1997，「營建類股價及其影響因素波動關係之研究-誤差修正模型之應用」，政治大學地政研究所碩士論文。

吳森田，1994，「所得、貨幣與房價—近二十年來臺北地區的觀察」，住宅學報，2：49-65。

林秋瑾與黃珮玲，1995，「住宅價格與總體經濟變數關係之研究—以向量自我迴歸模式(VAR) 進行實證分析」，政治大學學報，71：143-159。

林秋瑾、王健安與張金鶚，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。

陳明吉，1989，「房地產價格及其變動因素之研究」，政治大學地政研究所碩士論文。

陳明吉與曾婉婷，2008，「台灣不動產市場從眾行爲之檢視」，管理與系統，15：591-615。

張金鶚、陳明吉、鄧筱蓉與楊智元，2009，「臺北市房價泡沫知多少？—房價、租金、所得之關係與狀態空間模型之應用」，住宅學報，18：1-22。

許淑媛與張金鶚，2008，「住宅個案價格分散之時空影響」，中華民國住宅學會第十八屆年會論文，台北：中華民國住宅學會。

彭建文與張金鶚，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。

曾建穎、張金鶚與花敬群，2006，「不同空間、時間住宅租金與其房價關聯性之研究－臺北地區之實證現象分析」，住宅學報，14：27-49。

二、英文部分

Admati, A. R. and P. Pfeiderer, 1988, "A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability," *Review of Financial Studies*, 1: 3-40

Asch, S. E., 1951, "Effects of Group Pressure upon the Modification and Distortion of Judgment," *Groups, Leadership and Men*, 222-236.

Baddeley, M. C., 2005, "Housing Bubbles, Herdings and Frenzies: Evidence from British Housing Markets," Cambridge Center for Economic and Public Policy, Cambridge.

Banerjee, A. V., 1992, "A Simple Model of Herd Behavior," *The Quarterly Journal of Economics*, 107: 790-817.

Bikchandani, S., D. Hirshleifer, and I. Welch, 1992, "A Theory of Fad, Fashion, Custom and Cultural Change as Informational Cascades," *Journal of Political Economy*, 100: 992-1026.

Bikhchandani, S. and S. Sharma, 2000, "Herd Behavior in Financial Markets: A Revies," *IMF Working Paper*, 47: 279-307.

Chang, E. C., J. W. Cheng, and A. Khorana, 2000, "An Examination of Herd Behavior in Equity Markets: An International Perspective," *Journal of Banking and Finance*, 24: 1651-1679.

Christie, W. G. and R. D. Huang, 1995, "Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herd around the Market?" *Financial Analysts Journal*, 51: 31-37.

Darrat, A. F. and J. L. Glasock, 1993, "On the Real Estate Market Efficiency," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 7: 55-72.

Devenow, A. and I. Welch, 1996, "Rational Herding in Financial Economics," *European Economic Review*, 40: 603-615.

Falkenstein, G., 1996, "Preferences for Stock Characteristics as Revealed by Mutual Fund Portfolio Holding," *Journal of Finance*, 51: 111-135.

Fortura, P. and J. Kushner, 1986, "Canadian Inter-city House Price Differentials," *Real Estate Economics*, 14: 525-536.

Froot, K. A., D. S. Scharfstein, and J. C. Steinet, 1992, "Herd on the Street: Informational

Inefficiencies in a Market with Short-term Speculation," *The Journal of Finance*, 47: 1461-1484.

Graham, J., 1999, "Herding among Investment Newsletters: Theory and Evidence," *Journal of Finance*, 54: 237-268.

Jorgenson, D. W., 1963, "Capital Theory and Investment Behavior," *American Economic Review*, 53: 247-257.

Kahneman, D. and A. Tversky, 1979, "Prospect theory: An Analysis of Decisions under Risk," *Economertrica*, 47: 313-327.

Keynes, J. M., 1936, *The General Theory of Interest, Employment and Money*, London: McMillan.

Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny, 1992, "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices," *Journal of Financial Economics*, 32: 23-43.

McCue, T. and J. Kling, 1994, "Real Estate Returns and the Macroeconomy: Some Empirical Evidence from Real Estate Investment Trust Data," *Journal of Real Estate Research*, 9: 277-287.

Odean, T., 1998, "Are Investors Reluctant to Realise Their Losses," *Journal of Finance*, 53: 1775-1798.

Ramsey, B., 1969, "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis," *Journal of the Royal Statistical Society*, *Series B*, 31: 350-371.

Scharfstein, S. and J. Stein, 1990, "Herd Behavior and Investment," *American Economic Review*, 80: 465-479.

Shiller, R. J., 1984, "Stock Prices and Social Dynamics," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2: 457-510.

Simon, H. A., 1982, *Models of Bounded Rationality: Behavioral Economics and Business Organization*, Cambridge, MA: The MIT Press.

Topol, R., 1991, "Bubbles and Volatility of Stock Prices: Effect of Mimetic Contagion," *The Economic Journal*, 101: 786-800.

Wermers, R., 1999, "Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices," *Journal of Finance*, 54: 581-622.

Wickens, D., 1984, *Engineering Psychology and Human Performance*, Colombus, Ohio: Charles E Merrill.

Factors of the Herding Behavior and Macro Economy on the Residential Real Estate Markets*

Tsoyu Calvin Lin** and Yu-Fang Cheng***

Abstract

The traditional financial theory assumes that the market is efficient, however, the real estate market is less efficient than the security market. Due to the lack of transparent information, home buyers can not react to market information rationally. They may choose to follow other peoples' decisions and lead to the herding behavior and price volatility or unusual transactions. Most previous studies employed the return and its deviation as the measurement of the herding behavior, however, the trading volume volatility is the indicator of herding behavior prior to return. This study thus intends to examine the trading volume in the residential real estate market to observe the herding behavior in Taiwan. Results show that the herding behavior of residential real estate market exists in Taipei City. In contrast, the effect on Taichung and Kaohsiung is not significant. Factors attributing to the different results may include the industry concentration, employment opportunity and the relative scarcity of housing supply in various regions. We also find that the transactions of herding behavior in the

---

* The authors are grateful to the financial support from the National Science Foundation (NSC 99-2410-H-004 -181) of Taiwan.

** Professor, Department of Land Economics, National ChengChi University. Corresponding Author. Tel: +886-2-29393091ext.50605 , Email: tsoyulin@nccu.edu.tw.

*** Officer and Appraiser, Cathay Real Estate Company, Taiwan.

DOI: 10.3966/054696002014060095003

residential real estate market may be affected by user cost of housing and previous market returns. Furthermore, some macroeconomic factors (i.e., economic growth rate, construction stocks index, change of housing rents and construction costs) impose positive impact on the housing transactions. On the contrary, mortgage interest rates and consumer price index have negative influence. This paper is the first study focusing the trading volume in the real estate market for the herding behavior in Taiwan. Results may provide precious lessons for homebuyers, investors, administrative authorities, and policy makers.

Keywords: Real Estate Market, Herding, Transaction Volatility, ARDL Model
JEL Classification: D80, R21, R31