

# 台北市中古屋價格與法拍屋拍定價格非對稱 價格調整行為之研究

## A Study on Asymmetric Price Adjustment for the Housing Prices and Auction Prices in Taipei

江淑玲<sup>1</sup> Shu-Ling Chiang 蔡明憲<sup>2</sup> Ming-Shann Tsai 張金鶚<sup>3</sup> Chin-Oh Chang  
國立高雄師範大學事業經營學系 國立暨南國際大學財務金融學系 國立政治大學地政學系

<sup>1</sup>Department of Business Management, National Kaohsiung Normal University,

<sup>2</sup>Department of Banking and Finance, National Chi-Nan University, and <sup>3</sup>Department  
of Land Economics, National Chengchi University

(Received December 3, 2008; Final Version August 19, 2009)

**摘要：**中古屋與法拍屋市場交易的房屋性質相近，家戶因自住與投資需求而在二手成屋市場的買賣行為，將影響此兩市場的供給與需求，進而改變兩市場的房屋均衡價格，所以二者間應存在相關性。目前台灣關於房價的研究少見納入法拍屋市場的議題，本文因此針對兩市場的關係進行探討。台灣房地產市場的價格具多變性且存在結構性轉變，據此，傳統誤差修正模型將無法合理描繪出中古屋價格與法拍屋拍定價格的價格調整行為與領先落後關係，為合理與完整分析此兩變數非線性價格調整行為，本研究以 Hansen and Seo (2002) 的門檻誤差修正模型進行此議題的探討。由結果發現，中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數間的確具有長期均衡關係，且門檻誤差修正模型的解釋能力相較於傳統誤差修正模型為佳，因此門檻誤差修正模型的估計結果應能提供更具參考性的資訊。在門檻值前後，變數對於誤差修正的調整速度的確有所不同，變數之間的領先及落後關係亦有所差異。以文中代表性狀態的估計結果推論，這兩市場的價格應互為領先落後的關係。但不論在哪個門檻階段，皆呈現法拍屋拍定價格指數的調整速度高於房屋價格指數的調整速度，故推論其可能原因為投資客對資訊快速反應的買賣行為，使得法拍

---

本文之通訊作者為江淑玲，e-mail: gl352503@nknku.edu.tw。

作者感謝兩位匿名評審對本文提出的諸多指正與建議，僅此致謝。文中任何錯誤，當由作者負責。

屋市場進行誤差修正是較有效率的。

**關鍵字：**共整合、門檻效果、法拍屋、中古屋價格

**Abstract:** Because the traded houses in the housing market are similar to that in the court auctioned housing market, the household's living and investing demand for the houses will simultaneously affect the supply and demand of houses in these two markets, and then that leads to changes in the housing equilibrium prices. Based on this viewpoint, one may infer that the housing prices in these two markets are correlated. However, few researchers investigate the housing market taking the court auctioned housing market into account. This article, thus, intends to analyze the relationship between housing prices and auctioned housing prices. Some housing studies demonstrated that Taiwan's housing market have the changeable property and structural change. Using the tradition error correction model may not reasonably explain Taiwan's housing price behaviors. In order to more appropriately analyze the nonlinear relationship between housing prices and auctioned housing prices, this study analyzes Taipei's housing market by using Hansen and Seo (2002) threshold model. Since Hansen and Seo's model can estimate the unknown threshold level, we first use this model to directly estimate the threshold level, and then to discuss whether the adjustment behaviors and relationships of these two variables are the same in different disequilibrium regimes. According to the results, one can find that the long-term relationship exists between the housing prices and auctioned housing prices. The price behavior can be better explained by the threshold model than by the traditional error correction model. At the different threshold regimes, the adjustment speeds and lead-lag relationship are different. Because the typical regime in our study is the main situation that the error-correction of these two variables occurs, we conclude that these two markets have two-way lead-lag relationship. Moreover, the adjustment speed for the error correction is faster in the auctioned housing market than that in the housing market. The reason, which leads to efficient price-adjustment in the auctioned housing market, may be the investors behavior of fast responding to the market information.

**Keywords:** Cointegration, Threshold Effect, Court Auction Properties, Housing Prices

## 1. 前言

房地產市場之發展可帶動各行各業的發展，並進一步影響國家整體經濟的成長，因此瞭解

與分析房地產市場具有一定程度的重要性。一般而言，中古屋與法拍屋市場皆為二手成屋買賣的主要交易市場，因此，對不動產業者、投資者、自住需求者與金融機構而言，分析與預測中古屋價格與法拍屋拍定價格二者間的關係與變動，將有助於瞭解二手成屋市場的供需狀況與房地產市場胃納的能力。具體而言，了解這二個市場的關係，將有助不動產業者對未來新屋的建設數量與未來去化能力的預估，也有助購屋者對自住之成屋買賣的決策考量。對投資人而言，其可衡量在不動產市場進行投資決策時，投資組合是否達到一定的報酬水準與一定程度分散風險之目的。以金融機構角度來看，此議題的研究應有益於不動產抵押貸款與房屋抵押貸款風險控管之分析，舉例而言，在房價高時，房貸借款人為提早實現資本利得 (Capital gain)，其提前清償的機率將會增加；相反的，在房市低迷時，若抵押的房屋市價低於抵押貸款的未清償餘額之現值，則房貸借款人違約是相對有利的，因而其做出違約決定之機率將會提高。在 Azevedo-Pereira *et al.* (2003), Hilliard *et al.* (1998) 與 Kau *et al.* (1990; 1992) 的文獻中利用實際資料進行驗證，發現房價確實為影響借款人提前清償與違約之重要因素。因此，對於中古屋市場與法拍屋市場二者間價格的關係，是相當值得深入探討的議題。

近年來，國內法拍屋市場越來越受到投資者與自住需求者的青睞與重視。過去在法拍屋市場，由於拍賣房屋的法院公告訊息、價格資訊與房屋狀況的資料透明度相當不足，造成有興趣參與的購屋者與投資者在資訊取得上具有一定的困難度。現在因網路資訊的發達，以及提供相關資訊與服務的專業網站與公司日益增加，使得越來越多人由市場潛在的參與者轉而成為實際的交易者。目前法拍屋市場成交量日益成長，拍定金額由民國 81 年時的 182 億元，成長到民國 93 年時的 2,187.6 億元，增加了十二倍之多。另外，法拍屋拍定案件佔建物買賣移轉登記件數之比例也由民國 81 年時的 0.98%，成長到民國 93 年時的 11.42%，也增加了將近十二倍。可預期的，法拍屋市場未來在不動產市場將扮演更重要的角色，且增加對中古屋市場的影響力。

關於國內現有法拍屋的議題，已有諸多學者進行拍賣機制的相關研究。江婷 (民94) 將國內法拍屋的拍賣機制與國外不動產拍賣制度進行比較，同時也分析國內不同房屋拍賣市場 (如：金拍屋與銀拍屋的拍賣市場) 之執行成效的差異，以釐清法拍屋執行成效不彰的可能因素。彭芳琪等 (民97) 進一步的以實證研究方式進行分析，其研究對象為以第一價位密封投標拍賣為拍賣方式的法拍屋市場及以英式拍賣作為拍賣方式的銀拍屋市場，作者探討造成市場機制差異的原因。由實證結果發現兩市場底價訂定的差異，是造成銀拍屋市場拍定價格低於法拍屋拍定價格的主要原因。再者，英式拍賣是以連續出價且公開競價的方式進行，競標者透過競價過程能隨即調整出價策略而再次出價，因此在拍定率及市場的價格收斂比率上均優於法拍屋市場。他們因而認為底價的訂定方式與拍賣機制的不同，的確會影響拍賣價格與執行的效率。對金融機構而言，在法拍程序前若能先對不動產擔保品進行分類並選擇適當處理方式，可以減輕銀行損失，因此邱國勳及張金鶚 (民92) 以台北地區法拍屋為研究範圍，採個案財務分析模擬法進行探討，

實證結果發現，銀行於法拍程序前，可先進行不良資產特徵屬性的分析評估，依據分析結果再決定是否進行法拍程序，若不採法拍程序，再考慮是否選擇委託拍賣方式或直接讓售給資產管理公司的處理方式，如此可以提升銀行處理不良資產的效率並減少其損失。

此外，亦有相當多學者研究影響法拍屋拍定價格的因素。林秋瑾與黃瓊瑩 (民 96) 利用特徵價格法之「參數與半參數電腦輔助大量估價 (CAMA) 模型」，探討台北市法拍屋與中古屋價格差異的因素。張梅英與鐘陳佳 (民 91) 以特徵價格理論分析住宅法拍屋之屬性與拍定價格關係，研究發現影響拍定價格的主要因素為法拍屬性的拍次、競標數與底價，而非一般住宅的屬性因素。張金鶚等 (民 97) 以市場競爭的角度探討法拍屋折價的原因。作者發現造成「透過一般仲介搜尋方式成交的房屋」與「法拍成交的房屋」價格差異的因素，主要為「市場機制」，市場價差幅度會以邊際斜率漸減的非線性曲線型態趨近市場價格；但超過 6 人以上時，折價縮小的效果就微幅降低了。由此可見，底價訂定與市場競爭程度應為造成法拍屋市場價格折價的重要原因。

目前國內的法拍市場平均需經過兩拍到三拍才會成交，使得法拍屋拍定價格往往較市場價格低廉，所以法拍屋遂為有經濟考量的購屋者很好的選擇，故法拍屋市場對房屋之供給將對中古屋市場的需求產生影響。再者，中古屋價格之高低亦會影響家戶對法拍屋之需求，當房屋市場景氣時，因房屋需求增加而導至中古屋價格上漲，此時，在比價的心理與賺取價差的套利動機下，將使法拍屋市場的需求增加而導致法拍屋的價格上漲；相對的，當中古屋價格下跌時，由於價差的減少與套利的誘因減弱，將使法拍屋市場的需求減少，進而造成法拍屋拍定價格下跌；同時，若因中古屋價格下跌而造成房屋貸款違約事件增加時，法拍屋市場的供給也會隨之增加，此亦將導至法拍屋拍定價格的下跌。由此可知，二者價格變化應呈正向的關係。Mayer (1995) 由實證結果發現，房地產市場興衰與否，關係著法拍屋拍定價格相對於市場價格的折價幅度，在市場熱絡時拍定價格的折價幅度比市場蕭條時拍定價格的折價幅度小。由此可見，法拍屋拍定價格將受中古屋價格影響。

此外，雖然國內法拍屋市場交易規模一向不大，但參與者大多以投資客為主，而目前國內中古屋市場，購屋者之買屋動機以投資需求為主的比例由民國 91 年第三季的 6% 增加至民國 96 年第一季的 22.8%，成長了將近四倍。由行為財務學派透過研究發現，一般的市場參與者會追隨具有較佳訊息與分析工具的投資人進行交易，因為一般的市場參與者會認為這些投資人擁有較豐富的訊息來源，且認為其交易行為背後必隱含某種重要資訊，因此在面對不確定性的市場交易時，一般的市場參與者常會有「從眾行為」(Herding Behaviors) 產生 (Samuelson, 1973; Shefrin and Statman, 1985)。在國內二手成屋市場中，參與者投資交易動機的比例日益增加，再加上中古屋市場的投資人可能存在「從眾行為」，故法拍屋市場交易狀況應該會影響中古屋市場參與者的買賣行為。綜而言之，法拍屋拍定價格可能受中古屋價格的影響，因而中古屋價格

變動可能領先法拍屋拍定價格的變動；另一方面，國內法拍屋市場規模雖不算龐大，但因法拍屋市場參與者多為擁有較充足市場訊息與知識之投資客，所以法拍屋市場的交易情況所發射之訊息，亦可能為中古屋市場的參與者所參考，進而影響中古屋市場的供需情況，故法拍屋市場的價格亦可能領先中古屋市場房價的變動。

從經濟理論上看，市場的供需狀況影響著市場均衡價格的水準，而供需又決定於市場買賣雙方對未來的預期。以房地產市場為例，市場供需看法雖然分歧，若對未來房地市場抱持樂觀預期的市場參與者佔大多數，房地產價格將上漲；反之，若對未來房地市場抱持悲觀預期的市場參與者佔大多數，則市場的價格將下跌。中古屋市場與法拍屋市場所交易的房屋性質皆為二手成屋。再者，由於民眾居住需求與投資客套利的動機下，其買賣的交易行為必會對中古屋市場與法拍屋市場的交易情況造成影響，基於前述考量，二者之間理論上應存在長期均衡關係。然而，即使兩價格間存在長期均衡的共整合關係，但當總體環境出現突發事件或政策改變時，兩市場價格可能會脫離均衡而造成短期失衡，影響失衡程度大小的因素，可能來自於利率水準、貨幣供給量、通貨膨脹率與國民所得水準等的影響，這些經濟因素對於總體經濟環境與房地產市場的影響，常常是牽一髮而動全身，影響過程相當複雜。舉例而言，當利率水準改變時，貨幣供給量也會產生影響，進而物價水準（或通貨膨脹率）也會有所改變，而房地產市場的景氣也會受到衝擊。目前國內已有諸多學者進行有關法拍屋拍賣機制之探討，以及影響法拍屋拍定價格因素之分析，且亦有相當多探討房價的文獻，但甚少針對法拍屋拍定價格與中古屋價格的關係進行研究。有鑑於此，本文以台北市法拍屋市場與中古屋市場為研究對象，進行兩市場長期均衡關係的分析，並討論是否存在失衡程度在某一門檻值前後，兩市場之價格調整行為及領先落後的關係，期能藉此對實際市場之狀況提供更完整與合理的解釋與分析。

由於房地產市場多變的特性，因此，對於住宅價格變動提供合理的解釋和趨勢的預測，一直是相當具挑戰性的議題。近年來學者提出許多新的計量經濟研究方法用來探討當變數（如：房價）大幅波動、非線性波動或者具結構性轉變時，模型參數如何被估計，並希望藉此能提高模型對變數的預測能力，目前文獻上常用的方法有時變係數（time-varying coefficient）法、馬可夫轉換模型（Markov-switching model）與門檻模型（threshold model）。進行房地產相關研究，納入房價大幅波動與房地產市場發生結構性轉變因素時，最常使用的是時變係數法及馬可夫轉換模型。由於資料高低波動或發生結構性變動以及政府政策的改變，變數和變數的均衡關係可能是與時俱變的，因此模型的參數可能非固定值（constant），如果利用假設其為常數的模型去估計，就會產生偏誤的結果。在時變係數法中，放寬了估計參數為固定值的假設以克服此問題。馬可夫轉換模型則是由樣本的估計結果回推結構性轉變的時點，此方法解決了古典迴歸分析中需外生給定結構性轉變時點的問題，並且由其估計的「轉變機率」來預測樣本外發生結構性轉變的可能性。而門檻模型是設定某一相關變數為門檻變數，探討在門檻變數的數值不同情況下

是否因變數關係改變而造成估計係數有所改變，在此模型中門檻變數的選定與文中所想要探討主題相關。

相關實證文獻上，Buckley and Ermisch (1982)、Meen (1990) 與 Nellis and Longbottom (1981) 建構模型估計英國的住宅價格，結果都發現估計係數是不固定的，不僅是數值甚至正負號都會變動。Brown *et al.* (1997)、Guirguis *et al.* (2005) 分別對英國與美國的房地產市場進行探討，作者放寬估計係數為常數的假設，使變數和變數之間的均衡關係可以是隨時間和其他因素改變的，結果亦發現此模型之預測能力相對於傳統固定參數之模型表現較佳。此外，Abelson *et al.* (2005) 與 Holly and Jones (1997) 利用誤差修正模型進行房價之研究，其發現在不同的經濟環境下確實使得市場由短期失衡調整至長期均衡的速度顯著不同。另外，Holly and Jones (1997) 與 Abelson *et al.* (2005) 發現在偏離大於長期均衡的情況下調整速度大於偏離小於長期均衡情況下的調整速度。由此可知，變數之間的關係與恢復長期均衡的速度，會因不同市場情況而有差異。

由於台灣房地產市場經歷過幾次結構性的轉變。如：在 1980 年代初期，因 1970 年代末期的能源危機造成了房價的上漲；在 1980 年代末期，由於台幣大幅升值、外匯管制解除及利率自由化等情況，資金大量流入國內，造成股票與房地產等資產價值的暴漲；1990 年初期政府擬全面實施容積率管制，建商因此大量搶建，造成執行期間房地產供給大幅增加，而使得房價大幅下跌。其後因農地開放自由買賣、亞洲金融風暴等因素，也可能對住宅市場造成重大的影響。觀察這些期間國內房地產價格大幅波動的現象，學者意識到這可能是結構性改變所造成。林秋瑾 (民 87)、彭建文 (民 89) 以及 Chen and Patel (2002) 使用考慮結構性轉變的單根檢定，發現國內住宅價格存在結構性轉變，另外，林祖嘉 (民 89)、賴碧瑩 (民 92) 和楊雅婷與彭建文 (民 92)，透過外生給定時點的虛擬變數也證實了國內住宅價格的確存在結構性轉變的現象。蔡怡純與陳明吉 (民 93) 針對台灣資料藉由馬可夫轉換模型進行估計，結果亦發現住宅價格修正的係數在趨於均衡和不趨向均衡的兩種狀態的確明顯不同。

綜合而言，由過去文獻可知，在不同的經濟環境下確實使得市場由短期失衡調整至長期均衡的速度顯著不同，此外，亦發現台灣房地產市場價格調整行為存在結構性轉變，因此傳統誤差修正模型具參數為固定值的假設，將無法完整捕捉實際的市場狀況與合理描繪出變數的價格調整行為。

在門檻存在與否的理論上，若失衡現象發生時，偏離程度大小會造成市場參與者心理對未來價格的預期有所不同，進而影響市場的交易情況，導致短期偏離恢復長期均衡關係的調整速度與方向有所不同。具體而言，當中古屋市場與法拍屋市場的價格偏離長期均衡關係超過一個門檻值水準時，可能因投資者套利空間的出現或自住型的購屋者比價的心理，造成市場參與者對價格預期的改變，進而影響參與者買賣房屋的誘因與決策，改變其中古屋或法拍屋市場的選擇，也因此改變市場的供需狀況而使得市場價格反應及調整機能產生改變。舉例而言，在一

般均衡情況下，保守投資者可能不願承擔法拍屋的點交風險，但若失衡的價差大到足以彌補其所承擔法拍屋點交風險的缺點時，民眾還是可能選擇在法拍屋市場購屋，故可能因法拍屋市場參與者增加進而影響此市場的價格行為。換言之，民眾因價差程度不同而在中古屋與法拍屋市場間抉擇會影響此兩市場的供需狀況。基於以上理由，本文藉由門檻誤差修正模型探討當發生短暫偏離均衡價格水準時，偏離程度大小在某一門檻值前後，兩市場調整回復長期均衡的速度與兩者間領先落後關係是否會有所不同。

由過去文獻的實證結果，吾人無法得知，當變數之間存在長期均衡關係時，不同的經濟環境所造成的短期偏離時，偏離程度要到達多少門檻水準才會造成市場價格反應及調整機能產生改變，而此門檻水準很難先驗得知，若由研究者主觀設定錯誤的門檻值，則易造成偏誤的估計結果。由於Hansen and Seo (2002) 的門檻誤差修正模型可估計未知的門檻值，亦可進一步探討當發生短暫偏離均衡價格水準時，是否因市場的多變性與發生結構性改變而存在不對稱之價格調整行為。因而，本文以 Hansen and Seo (2002) 的方法進行門檻效果是否存在之檢定，並進一步針對門檻值前後之誤差修正模型參數進行估計。藉由估計結果了解，當變數間具有長期共整合的關係時，發生市場短期失衡的狀況下，中古屋價格與法拍屋拍定價格在不同的門檻狀態下（即短期偏離的情況不同下），恢復到長期均衡水準的速度是否有異，以及變數間之領先及落後關係是否有所改變。本文所提供之分析相信應有助於金融機構、建商、投資者與一般購屋者在風險的評估與管理、資產的評價與投資組合獲利能力的預估與避險策略的進行，亦希望對於政府在金融機構與不動產業者的規範與管理上能有所裨益。

本文架構共分為四個部分，第一部份為前言，第二部份將針對本文所使用的研究方法，即 Hansen and Seo (2002) 之模型進行說明，第三部份為本研究所採用之資料說明與檢定，以及模型之估計，並針對實證結果進行分析，最後一部份則為本文的結論與未來研究方向。

## 2. 研究方法

在Hansen and Seo (2002) 模型架構下，其前提假設為變數間存在共整合關係，因此應用此方法進行研究時，需先針對單一變數做單根檢定，再進行共整合檢定，之後才能繼續門檻效果之驗證與門檻誤差修正模型之估計。在探討變數間之長期均衡關係時，Engle and Granger (1987) 與 Johansen (1988) 模型為目前文獻上最常被使用的分析方法。在Balke and Fomby (1997) 文中指出使用Johansen (1988) 共整合檢定方法在進行當變數存在門檻效果之共整合檢定上，其檢定力不佳，但若以Engle and Granger (1987) 方法檢定之，則仍有不錯之檢定績效，所以本文之共整合檢定是採用Engle and Granger (1987) 的方法。共整合之理論概念為若變數都是共整合階次為一的非恆定數列（即 $I(1)$ ），如果變數之間具有長期均衡關係，則變數之間的線性組合所得到的殘差

項 (稱為誤差修正項, Error correction term) 必會是定態 (stationary) 的序列 (即 $I(0)$ )。在進行住宅價格的預測與分析時, 共整合模型可用以描述經濟意義中均衡的觀念, 而由誤差修正模型可以觀察變數由短期偏離調整至長期均衡的過程。因此, 在傳統模型架構下, 若存在兩變數 ( $x_{1t}$  與  $x_{2t}$ ) 具單根的隨機過程, 當兩者具長期共整合關係時, 其誤差修正項  $w_t(\beta) = x_{1t} - \beta x_{2t}$  ( $\beta$  為共整合向量) 為一不具單根之定態序列, 傳統誤差修正模型可表示如下:

$$\Delta x_t = C'X_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

其中,  $\Delta x_t = [\Delta x_{1t}, \Delta x_{2t}]'$ ,  $X_{t-1}(\beta) = [1, w_{t-1}(\beta), \Delta x_{t-1}', \dots, \Delta x_{t-p}']'$ ,  $u_t = [u_{1t}, u_{2t}]'$  且誤差修正模型的係數  $C$  為  $(2p+2) \times 2$  的向量。

在此模型架構下, 描述的是共整合變數之間線性的關係與其對稱調整的機制。近年來, 有眾多學者針對變數之間的價格行為是否會因不同經濟狀況而有所不同, 或政府政策的改變是否導致變數間互動關係發生變化等議題皆進行深入的探討。此外, 過去研究亦指出在市場存在結構性轉變或變數間存在非線性關係時, 由於傳統的誤差修正模型具參數為固定值的假設, 無法合理的描述實際的市場狀況與變數間的關係。另一方面, 其對於誤差修正項的調整方式是不對稱或是具有門檻效果的情況亦無法合理估計。因此本文採用 Hansen and Seo (2002) 門檻誤差修正模型, 進行中古屋與法拍屋市場價格調整行為及領先落後關係的研究, 期能更準確與完整的描述市場之狀況。此模型是以均衡誤差 (即誤差修正項) 為門檻變數, 用以檢定變數價格行為是否存在門檻效果的非線性關係, 並進一步分析變數間的領先落後關係是否在不同的門檻階段 (即短期偏離長期均衡狀況不同時) 下會有差異, 且是否存在文獻上所提在不同狀況下調整方式會呈現顯著不同的現象。

當兩變數 ( $x_{1t}$  與  $x_{2t}$ ) 分別具單根隨機過程, 且具長期共整合關係時, 其誤差修正項  $w_t(\beta)$  為一穩定之序列。Hansen and Seo (2002) 之模型可表示如下:

$$\Delta x_t = \begin{cases} C_1'X_{t-1} + u_t, & \text{if } w_{t-1} \leq \tau \\ C_2'X_{t-1} + u_t, & \text{if } w_{t-1} > \tau \end{cases}, \quad (2)$$

此方程式亦可改寫為:

$$\Delta x_t = C_1'X_{t-1}I_{1t}(\beta, \tau) + C_2'X_{t-1}I_{2t}(\beta, \tau) + u_t, \quad (3)$$

其中,  $C_1$  與  $C_2$  為門檻前及門檻後誤差修正模型的係數, 其皆為  $(2p+2) \times 2$  的向量,  $I_{1t}(\beta, \tau) = I(w_{t-1}(\beta) \leq \tau)$ ;  $I_{2t}(\beta, \tau) = I(w_{t-1}(\beta) > \tau)$ ,  $I(\Omega)$  為指示函數 (indicator function), 表示在  $\Omega$  集合內其值為 1, 在  $\Omega$  集合外, 其值為 0。  $u_t$  為誤差項, 令  $\Sigma = E[u_t u_t']$ , 表其迴歸變異共變異矩陣,  $E[\cdot]$  表期望值。



由(2)式可看出，當誤差修正項  $w_{t-1}(\beta)$  大於等於門檻值( $\tau$ )時，誤差修正模型的係數為  $C_2$ ，若小於門檻值( $\tau$ )時則係數為  $C_1$ 。當  $C_1$  顯著地不等於  $C_2$ ，則表示此誤差修正模型存在門檻效果。當誤差修正項的調整方式是不對稱或是具有門檻效果時，Enders and Siklos (2001) 認為傳統誤差修正模型將產生模型設定錯誤 (misspecification error)，而無法正確地刻劃出變數的價格行為。由Hansen and Seo (2002) 的模型觀之，因不同狀態下 (門檻前後的兩個狀況) 誤差修正模型的係數不同，不僅可較合理描繪出不同情況下短期偏離時之調整過程 (因調整係數不同)，更可進一步探討不同情況變數間之領先落後關係是否隨之改變。

藉由最大概似法可以得到此模型之參數估計式。在  $n$  個樣本下，其誤差項服從Gaussian分配的Log概似函數可表示如下：

$$L_n(C_1, C_2, \Sigma, \beta, \tau) = -\frac{n}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n u_t' \Sigma^{-1} u_t。$$

由上式可得參數估計式如下：

$$\begin{aligned} \hat{C}_1(\beta, \tau) &= \left( \sum_{t=1}^n X_{t-1}(\beta) X_{t-1}(\beta)' I_{1t} \right)^{-1} \left( \sum_{t=1}^n X_{t-1}(\beta) \Delta x_t' I_{1t} \right)^{-1}, \\ \hat{C}_2(\beta, \tau) &= \left( \sum_{t=1}^n X_{t-1}(\beta) X_{t-1}(\beta)' I_{2t} \right)^{-1} \left( \sum_{t=1}^n X_{t-1}(\beta) \Delta x_t' I_{2t} \right)^{-1}, \\ \hat{u}_t &= u_t(\hat{C}_1(\beta, \tau), \hat{C}_2(\beta, \tau), \beta, \tau), \\ \hat{\Sigma}(\beta, \tau) &= \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{u}_t(\beta, \tau) \hat{u}_t(\beta, \tau)'。 \end{aligned}$$

為準確估計門檻誤差修正模型的門檻值與參數值，本文先以Engle and Granger (1987) 的方法估計出共整合向量後(估計之共整合向量以  $\hat{\beta}$  表示之)，將所估計共整合向量的信賴區間，分割成500組可能的值；同時，將門檻變數 $\tau$ 值 (即誤差修正項) 排序後，取其第15%的值為門檻變數的下限值 (以  $\tau_L$  表示) 與第85%的值為門檻變數的上限值(以  $\tau_U$  表示)，同樣，將  $[\tau_L, \tau_U]$  的範圍分割成500個可能的值。使用共同逐點尋找 (grid search) 的方法，在此500×500的  $(\beta, \tau)$  組合下找出使概似值最大之組合，以作為最佳共整合向量( $\beta$ )與最佳門檻值( $\tau$ )之估計值，並據以決定最適的模型參數估計值。

為得知是否存在門檻效果，本文針對模型參數值  $C_1$  與  $C_2$  是否相等進行檢定，虛無假設為： $H_0 : C_1 = C_2$ 。此虛無假設可採用 *LM* (lagrange multiplier)檢定統計量進行檢定，其可表示如下：

$$LM(\beta, \tau) = \text{vec}(\hat{C}_1(\beta, \tau) - \hat{C}_2(\beta, \tau))'(\hat{V}_1(\beta, \tau) + \hat{V}_2(\beta, \tau))^{-1} \text{vec}(\hat{C}_1(\beta, \tau) - \hat{C}_2(\beta, \tau))，$$

其中， $\text{vec}(\cdot)$  表堆疊矩陣(stacked vector)， $\hat{V}_1(\beta, \tau)$  與  $\hat{V}_2(\beta, \tau)$  分別為  $\text{vec}(\hat{C}_1(\beta, \tau))$  與

$\text{vec}(\hat{C}_2(\beta, \tau))$  估計的變異共變異矩陣。當  $\beta$  與  $\tau$  為已知時， $LM$  可為適當的檢定量。然而，在實証研究時，因門檻誤差修正模型中共整合向量( $\beta$ )與門檻值( $\tau$ )是未知的，此時會有擾攘參數 (nuisance parameter) 的情形產生 (亦稱為Davies problem，見Davies (1987))，因此Hansen and Seo (2002) 根據Davies (1987) 概念提出了  $SupLM$  的統計檢定量進行是否存在門檻效果的檢定，此檢定統計量為：

$$SupLM = \sup_{\tau_L \leq \tau \leq \tau_U} LM(\hat{\beta}, \tau)。$$

當進行門檻效果檢定時，若  $SupLM$  統計量的值大於臨界值時，則拒絕  $C_1 = C_2$  的虛無假設，此即表示存在門檻效果；反之，則無法拒絕門檻效果不存在的虛無假設。本文採用Hansen and Seo (2002)中所提之“fixed regressor bootstrap”方法來計算  $SupLM$  臨界值。利用拔靴法 (bootstrapping)，反覆抽樣2000次後，將模擬所得之所有  $LM$  值進行排序，令排序後的第0.5與99.5百分位數為其1%顯著水準下之左尾及右尾臨界值，第2.5與97.5百分位數為其5%顯著水準下之左尾及右尾臨界值，藉此檢定門檻效果是否存在。

### 3. 實證結果

#### 3.1 資料來源與說明

本文主要探討中古屋價格與法拍屋拍定價格之間的關係，基於資料完整性與一致性之考量，因此本研究以臺北市的市場為主要研究對象，並以民國87年第四季為所有資料的共同基期，研究期間為民國80年第三季至民國95年第二季，共60筆。『臺北市中古屋價格指數的資料』取自張金鶚等 (民97) 利用內政部所出版的「房地產交易簡訊」資料所編制的台北市中古屋房價指數資料。<sup>1</sup> 本文所使用『法拍屋拍定價格資料』取自兩個部分，自民國85年第一季至民國92年第二季期間的資料，取自國土規劃與不動產研究中心所編制的法拍屋價格指數，為增加研究期間以便能瞭解兩市場間長期之關係，自民國80年第三季至民國84年第四季期間，以及民國92年第三季至民國95年第二季期間，資料取自內政部營建署所出版的「住宅資訊統計彙報」資料以指數方式<sup>2</sup> 予以銜接。<sup>3</sup> 文中，我們分別以  $PH_t$  與  $PL_t$  代表臺北市中古屋價格指數及法拍屋拍定價格

<sup>1</sup> 張金鶚等 (民97) 文中指出，由於國內常用的信義房價指數(中古屋)近年來幾近水平的價格變動與市場訊息不符，嚴重偏離市場現象，「房地產交易價格簡訊」資料特點在於時間序列夠長，每季獲得交易案例數量堪稱穩定，因此他們透過「房地產交易價格簡訊」資料所編制的房價指數資料，應該可以合理的反應台北市中古屋價格的市場狀況，因此本文採用張金鶚等 (民97) 所編制的台北市中古屋價格指數資料而非信義房價指數資料。

<sup>2</sup> 文中所提「住宅資訊統計彙報」資料，是由內政部營建署所提供的法院拍定成屋價位月報表資料，本文

指數進行分析與說明。圖1及圖2分別畫出了臺北市中古屋價格指數及法拍屋拍定價格指數的趨勢，表1為臺北市中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數的基本敘述統計量。由表1所示，法拍屋拍定價格指數不論是平均數或標準差均高於中古屋價格指數的數值，由此可見台北市法拍屋市場的波動性是較臺北市中古屋市場的波動性大，此現象亦可由兩指數的走勢圖（見圖1及圖2）得到相同結果。此外，Jarque-Bera 檢定統計量皆呈現顯著，即表示皆否定變數為常態分配，此現象與偏態與峰態係數所呈現的推論一致。

### 3.2 單根檢定

一般而言，經濟與金融市場之變數常為具有單根 (unit root) 之非定態數列，此項特性將攸關統計推論之分析與結果之正確性，因此本文首先利用單根檢定來研判臺北市中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數是否具有單根，如果變數皆為具有單根的非定態數列，我們即可進行共整合關係之檢定，以瞭解變數間是否存在長期均衡關係。本文在此採用傳統的Augmented Dickey-Fuller (ADF) 方法進行單根檢定，檢定結果列在表2。由表1可以發現，臺北市中古屋價

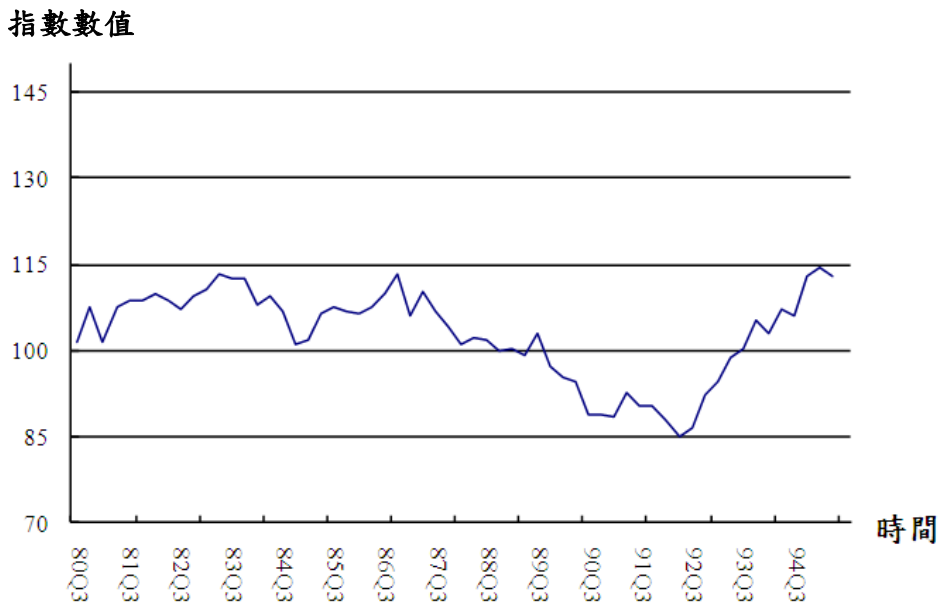


圖1 台北市中古屋房價指數

根據主計處所編制的台灣地區房屋租金價格指數的計算公式，編制臺北市法拍屋拍定價格指數。

<sup>3</sup> 假如將兩不同資料來源之法拍屋拍定價格指數直接予以銜接，資料可能會產生不合理的跳躍性，因此本文是以兩資料重疊年度為基礎，並以指數方式予以銜接。

## 指數數值

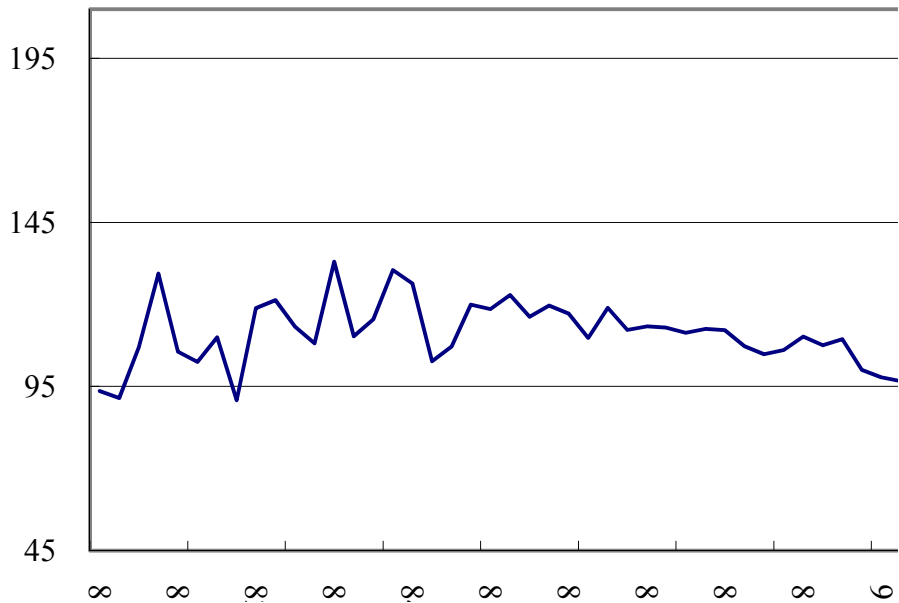


表 1 臺北市中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數之基本統計值

	$PH_t$	$PL_t$
平均數	102.93	111.88
標準差	7.831	15.936
最大值	114.38	194.89
中位數	105.67	110.02
最小值	85.178	89.778
偏態	-0.6601	2.4861
峰態	2.4166	13.584
J-Bvalue	18.642***	514.42***
樣本數	60	60

說明: \*\*\*代表在1%之下顯著, 其中 J-B 為 Jarque-Bera 統計量。 $PH_t$  與  $PL_t$  分別代表臺北市中古屋價格指數與臺北市法拍屋拍定價格指數。

表2 單根檢定結果表

變數名稱	原始數列		一階差分	
	ADF	$k$	ADF	$k$
$PH_t$	0.008	4	-3.107***	4
$PL_t$	0.705	4	-6.355***	4

說明:  $k$  為落後差分項的期數,  $k$  值是由最小的 AIC (Akaike Information Criterion) 所決定。\*\*\*代表在 1% 之下顯著。 $PH_t$  與  $PL_t$  分別代表臺北市中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數。

格與法拍屋拍定價格指數之時間序列資料皆為  $I(1)$  之數列, 亦即在 ADF 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,  $PH_t$  與  $PL_t$  在顯著水準為 1% 下, 都呈現顯著拒絕含有單根之虛無假設的結果。在分別確定兩價格指數具有單根後, 接著將進一步檢定變數間是否存在共整合關係。

### 3.3 Engle-Granger 共整合檢定與門檻效果之檢定

住宅價格的趨勢補捉和預測一直是個具有挑戰性的主題, 目前已有相當多的學者進行相關議題的研究, 其中, Engle and Granger (1987) 與 Johansen (1988) 所提之共積理論 (cointegration theory) 及誤差修正模型在住宅價格預測方面常被採用 (陳明吉, 民 79; 吳森田, 民 83; Chen *et al.*, 2007; Drake, 1993; Holly and Jones, 1997; Meen, 1990)。共整合理論可以用數量的方式完整的描述經濟意義中長期均衡的觀念, 而透過誤差修正模型, 可以觀察到變數間的關係若短期偏離長期均衡時, 短期動態調整的過程。因此, 透過共整合模型進行中古屋市場與法拍屋市場的估計與檢驗, 可以瞭解到兩市場是否具長期均衡關係。當共整合關係存在時, 表示兩市場具長期均衡關係, 因此當衝擊事件發生, 導致兩市場短期失衡時, 透過誤差修正模型的估計結果, 可以觀察到兩市場價格短期動態調整恢復長期均衡的過程; 反之, 當共整合關係不存在時, 則是兩市場不具長期均衡關係, 因此當發生衝擊事件發生, 兩市場價格亦無調整恢復的機制存在。在變數存在門檻效果的共整合檢定力方面, Balke and Fomby (1997) 發現 Engle and Granger (1987) 方法檢定績效優於 Johansen (1988) 的方法, 因此本文以 Engle and Granger (1987) 方法檢定變數之間是否存在某一線性組合可產生定態的時間數列。由表 3 的結果得知, 中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數間顯著存在共整合關係, 此即表示兩者間具有長期均衡的關係。由此可知, 以居住為考量的家戶在購屋的選擇, 與以投資為考量的家戶為賺取資本利得在兩市場間的購屋與售屋行為, 必會影響法拍屋市場與中古屋市場影響市場均衡價格水準。本文之實證結果呈現兩變數間為正向的關係, 此也與 Mayer (1995) 文中的結論相同。

表3 Engle-Granger (1987) 共整合檢定結果表

變數組合	共整合關係式	ADF	k
$PL_t$ 與 $PH_t$	$PL_t = 7.8028 + 0.9299 PH_t$ (0.326) (54.3602) ***	-3.0155***	3

說明:  $k$  為落後差分項的期數,  $k$  值是由最小的 AIC 所決定。\*\*\*代表在1%之下顯著。係數下方 ( ) 中的值為t-ratio。 $PH_t$  與  $PL_t$  分別代表臺北市中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數。

本文以Hansen and Seo (2002) 所提之門檻誤差修正模型來檢定變數間的關係是否存在門檻效果, 並藉由Hansen and Seo (2002) 提出的 *SupLM* 檢定統計量進行是否存在門檻效果的檢定。由於本文欲探討的主題為中古屋與法拍屋市場短暫失衡達到某一定偏離程度時, 其價格調整行為與變數間領先落後關係是否會有所不同, 因此選擇代表偏離程度的誤差修正項  $w_{t-1}(\beta)$  為門檻變數, 其虛無假設為當誤差修正項  $w_{t-1}(\beta)$  大於等於門檻值( $\tau$ )時與其小於門檻值( $\tau$ )時所得到之估計參數值相等, 因此, 若顯著拒絕虛無假設則表示存在門檻效果, 此亦表示在不同的門檻階段下, 變數由短期偏離回復長期均衡的價格調整行為會不同。門檻效果檢定的結果列於表4, 由所列結果可知 *SupLM* 統計量大於1%臨界值, 即顯著拒絕虛無假設, 表示中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數存在門檻效果。由此可知, 在不同的門檻階段下, 變數間的關係會有所改變。

### 3.4 誤差修正模型結果分析

當變數間存在共整合關係時, 表示變數間具有長期均衡關係, 但若外在的衝擊發生時, 變數會暫時偏離原先的均衡, 隨著時間的演進, 其偏離程度會逐漸消滅, 而回歸至長期均衡。因此, 可根據誤差修正模型中誤差修正項的係數估計值, 瞭解變數由短期偏離回復長期均衡水準的調整行為。此節我們根據傳統誤差修正模型與門檻誤差修正模型估計結果進行分析與比較, 同時亦將探討在不同的門檻階段下, 短期偏離時之調整行為與變數間的領先落後關係是否有所差異。在變數的最適落後期數的選取上, 以AIC值最小為選取原則。

表4 門檻效果之檢定結果表

變數組合	<i>SupLM</i> 統計量	1% 臨界值
$PL_t$ 與 $PH_t$	59.184***	50.047

說明: \*\*\*代表在1%之下顯著。*SupLM* 的臨界值是利用靴帶反覆抽樣法 (bootstrapping) 求得, 反覆進行 2000 次後, 將模擬所得之所有 *LM* 值進行排序, 令排序後的第 99 百分位數為其 1% 顯著水準下之右尾臨界值。

### 3.4.1 傳統誤差修正模型估計結果

在中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數關係上，傳統誤差修正模型的估計結果列於表5。就法拍屋市場的價格調整行為而言，由表5中可知，在調整速度係數的估計上，法拍屋拍定價格指數之誤差修正項  $w_{t-1}$  的參數估計值為0.9162，且為1%下顯著，因此，當偏離長期均衡的情況發生時（即  $w_{t-1}$  不為零），法拍屋拍定價格指數會以每季相對於上季偏離值（ $w_{t-1}$ ）0.9162倍的增加幅度，朝向長期均衡水準進行調整。<sup>4</sup>而在中古屋拍定價格指數的估計結果亦為正但並不顯著，表示中古屋價格指數在發生失衡狀況時，向長期均衡調整的功能並不顯著。此外，根據落後項的估計結果發現，本期的中古屋價格指數變動只會受上一期的法拍屋拍定價格指數變動影響（5%之下顯著），而當期的法拍屋拍定價格指數變動，則會受之前一、二、三期法拍屋拍定價格指

表5 台北市法拍屋拍定價格指數與中古屋價格指數之傳統誤差修正模型估計結果

	$\Delta PL_t$	$\Delta PH_t$
c	0.5042 (0.6227)	0.0697 (0.1727)
$w_{t-1}$	0.9162*** (14.254)	0.0473 (1.4752)
$\Delta PL_{t-1}$	-0.7448*** (-13.340)	0.0616** (2.212)
$\Delta PL_{t-2}$	-0.65754*** (-8.980)	-0.0145 (-0.3982)
$\Delta PL_{t-3}$	-0.3127*** (-3.677)	0.0484 (1.1406)
$\Delta PH_{t-1}$	0.4205 (1.5299)	-0.0325 (-0.2374)
$\Delta PH_{t-2}$	0.4518* (1.6639)	0.1495 (1.1043)
$\Delta PH_{t-3}$	-0.0377 (-0.1518)	-0.0595 (-0.4810)
AIC		798.17

說明：\*\*\*代表在1%之下顯著，\*\*代表在5%之下顯著，\*代表在10%之下顯著。係數下方（）中的值為t-ratio。  
 $PH_t$  與  $PL_t$  代表台北市中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數。

<sup>4</sup> 根據估計結果得知調整係數值為正的0.9162，而由價格調整行為估計式可知，本季相較於上一季的變動幅度為0.9161  $w_{t-1}$ （ $w_{t-1}$  為上一季偏離長期均衡水準的幅度），因此法拍屋拍定價格指數會以每季相對於上季偏離值（ $w_{t-1}$ ）0.9162 倍的增加幅度，朝向長期均衡水準進行調整。

數變動 (1%之下顯著) 及前二期中古屋價格指數變動 (10%之下顯著) 的影響。因此, 在領先及落後關係上, 可推論法拍屋拍定價格指數與中古屋價格指數存在互為領先落後關係, 但影響關係並不強。

### 3.4.2 門檻誤差修正模型估計結果

在此部分, 本研究使用Hansen and Seo (2002) 所提出的門檻誤差修正模型, 進行中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數非線性價格調整行為之研究, 估計的結果列於表6。由傳統誤差修正模型的估計結果發現, 其所得到的調整速度之參數估計值並非皆為顯著, 然而, 若存在長期均衡關係, 則變數在短期內必有所修正, 所以理論上根據共整合關係所建構的誤差修正模型中的調整速度必皆會顯著, 由門檻誤差修正模型的估計結果確實皆呈現1%下顯著。再者, 我們亦發現門檻誤差修正模型之AIC值 (748.67) 小於傳統誤差修正模型之AIC值 (798.17), 即門檻誤差修

表6 台北市法拍屋拍定價格指數與中古屋價格指數之門檻誤差修正模型估計結果

	狀態一 $w_{t-1} \leq 24.27$ (47)		狀態二 $w_{t-1} > 24.27$ (9)	
	$\Delta PL_t$	$\Delta PH_t$	$\Delta PL_t$	$\Delta PH_t$
c	-15.730*** (-6.308)	0.3475 (0.3310)	13.899 (0.0694)	0.8811 (0.0105)
$w_{t-1}$	0.9401*** (155.770)	-0.0112*** (-4.3884)	0.9301*** (80.515)	0.1092*** (22.456)
$\Delta PL_{t-1}$	-0.3860*** (-66.471)	0.0702*** (28.700)	-1.9649*** (-10.308)	-0.1081 (-1.3470)
$\Delta PL_{t-2}$	-0.3121*** (-44.287)	0.0026 (0.8906)	-3.1017*** (-3.735)	-0.4329 (-1.2383)
$\Delta PL_{t-3}$	-0.1463*** (-24.859)	0.0686*** (27.680)	0.4503*** (3.1835)	0.1583*** (2.6577)
$\Delta PH_{t-1}$	0.2531*** (5.3316)	-0.0526*** (-2.6313)	14.555 (0.4256)	2.5626 (0.1780)
$\Delta PH_{t-2}$	0.3527*** (6.5655)	0.0880*** (3.888)	2.2355 (1.4583)	0.6255 (0.9692)
$\Delta PH_{t-3}$	0.0840* (1.9535)	-0.0859*** (-4.7476)	-5.7039 (-0.6963)	-0.6783 (-0.1967)
AIC				748.67

說明: \*\*\*代表在1%之下顯著, \*\*代表在5%之下顯著, \*代表在10%之下顯著。係數下方( )中的值為t-ratio。

$PH_t$  與  $PL_t$  代表台北市中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數。



正模型的解釋能力相較於傳統誤差修正模型為佳。根據此兩個理由可知，門檻誤差修正模型更適合用於解釋台北市中古屋價格指數及法拍屋拍定價格指數的關係。

理論上，誤差修正項 ( $w_{t-1}$ ) 表示在前一期中古屋價格及法拍屋拍定價格偏離長期均衡價格的幅度，而門檻值可視為當失衡超過此一程度時，由於市場參與者對市場未來價格預期的轉變，使得市場價格反應及調整機能產生改變。因此應用門檻誤差修正模型可討論在不同心理預期情況下，中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數的反應行為及調整機能是否有所差異。本文以均衡誤差 ( $w_{t-1}$ ) 為門檻變數，所估計得到的門檻值為24.27。在狀態一的失衡狀況是發生在當  $w_{t-1} \leq 24.27$ ，即兩變數偏離長期均衡關係小於24.27%的狀況；狀態二是發生在當  $w_{t-1} > 24.27$ ，即法拍屋拍定價格指數高於房屋價格指數，且兩變數偏離長期均衡關係超過24.27%的狀況。由估計結果可分析，當失衡狀況不同時，由於市場參與者對這二個市場的預期的改變，房價及法拍屋拍定價格指數之反應行為及調整機能將有所不同。另一方面，亦可得知，兩市場在不同狀態下領先落後關係有所改變。在本文的估計中，狀態一 ( $w_{t-1} \leq 24.27$ ) 的樣本數佔總樣本比例較高 (比例為84%)，故其實證結果較具統計檢定力，因此本文將它視為代表性狀態 (typical regime)，因而以分析此部份的估計結果為主；而狀態二 ( $w_{t-1} > 24.27$ ) 的樣本數佔總樣本比例較低 (比例為16%)，因此將之視為非平常狀態 (unusual regime)，此部分的分析做為輔助的說明。<sup>5</sup>

由表中可知，法拍屋拍定價格指數價格調整行為，在  $w_{t-1} \leq 24.27$  部份，其  $w_{t-1}$  的參數估計值為0.94012，在  $w_{t-1} > 24.27$  部份，其  $w_{t-1}$  的參數估計值為0.9301，皆為1%之下顯著。可見在任何狀態下，當法拍屋拍定價格指數因市場衝擊而產生失衡狀況時，法拍屋價格指數的都有相當顯著的誤差修正效果 (error-correction effect)，分別為每季以相當於上季偏離值 ( $w_{t-1}$ ) 的0.9401倍與0.9301倍的增加幅度進行調整。

就中古屋價格指數的價格調整行為而言，當  $w_{t-1} \leq 24.27$  部份時， $w_{t-1}$  的參數估計值為-0.0112，在1%之下顯著，因此，當中古屋價格指數因市場衝擊有產生失衡狀況時，其每季以相當於上季偏離值 ( $w_{t-1}$ ) 的0.0112倍的減少幅度進行調整，但因調整速度很小，故收斂時間較長。反之，若發生  $w_{t-1} > 24.27$  的情況時， $w_{t-1}$  的參數估計值為0.1092 (在1%之下顯著)，以相當於上季偏離值 ( $w_{t-1}$ ) 的0.1092倍的增加幅度朝向長期均衡水準進行調整。由此可見，因外力衝擊造成中古屋價格指數短暫失衡時，在  $w_{t-1} > 24.27$  狀態下的調整速度明顯高於在  $w_{t-1} \leq 24.27$  的狀態，且調整的方向亦不同，此與蔡怡純與陳明吉 (民93)、Buckley and Ermisch (1982)、Hall *et al.* (1997)、Meen (1990) 及Nellis and Longbottom (1981) 的發現相同，當經濟環境改變或市場偏離長期均衡的狀況不同，都將造成變數間關係之改變，因此所估計係數是不固定的，不僅是數值甚至正負號都會變動。相較於傳統誤差修正模型中古屋價格指數的變動的

<sup>5</sup> 此兩狀態的定義參考自 Hansen and Seo (2002)。

調整速度為一不顯著的正值，門檻誤差修正模型的結論更能說明中古屋價格指數的價格調整行為。此外，亦可推論，若使用傳統誤差修正模型來分析房屋市場的價格行為，其結果可能受到少數中古屋價格指數偏離長期均衡水準超過24.27%的樣本數所影響，而導致得到中古屋價格指數無顯著的誤差修正效果之估計結果，而使用門檻誤差修正模型可將失衡值大於與小於24.27%的樣本數進行分割，既然理論上偏離程度大小會造成市場參與者心理預期有所不同，這樣的做法應當可更精確的分析兩市場的價格行為。

在落後參數的估計方面，門檻誤差修正模型估計的結果與傳統誤差修正模型估計的結果明顯不同。傳統誤差修正模型，法拍屋拍定價格指數變動會受之前一、二、三期法拍屋拍定價格指數變動及前二期中古屋價格變動的影響，而中古屋價格指數變動僅顯著受落後一期的法拍屋拍定價格指數變動影響。在門檻誤差修正模型估計結果可知，在1%的顯著水準下，無論在狀態一或狀態二，法拍屋拍定價格指數的變動皆受本身前一、二、三期影響。此外，在狀態一時，法拍屋拍定價格指數變動受前一、二、三期中古屋價格指數變動的影響，但在狀態二時則不受其影響。而中古屋價格水準的變動在狀態一時，顯著受本身前一、二、三期及前一、三期法拍屋拍定價格指數變動的影響；而在狀態二時，中古屋價格指數僅受第三期法拍屋拍定價格指數的影響。由於狀態一為本文的代表性狀態，所以變數的領先及落後關係主要是發生在狀態一，兩者間存在雙向的因果關係。

在領先及落後關係的分析方面，如前所述，由傳統誤差修正模型結果可知二者領先及落後關係並不強烈，故不易判斷。然而由門檻誤差修正模型結果發現，不同偏離狀態下，領先落後關係亦有所不同。在兩變數偏離長期均衡關係小於24.27%的狀況下（即本文的代表性狀態），兩者為相當顯著的雙向領先落後關係，即中古屋的市場狀況會顯著的影響法拍屋市場的交易情形，而法拍屋市場的買賣訊息，亦會影響中古屋市場的供需狀況。在中古屋價格影響法拍屋拍定價格的現象之分析上，本文認為在家戶比價的心理與賺取價差的套利動機下，將使法拍屋市場的參與者為以中古屋市場的交易價格為參考，導致法拍屋市場交易價格受到影響；另一方面，雖然法拍屋市場的交易量相對於中古屋市場的交易量較少，但法拍屋市場參與者多為投資客，因此投資客對資訊快速反應的買賣行為，與其他參與者的從眾行為，可以解釋為何法拍屋拍定價格會影響中古屋價格的變動。然而，當兩變數偏離長期均衡關係超過24.27%時，只有中古屋價格指數受第三期法拍屋拍定價格指數的影響，而法拍屋指數都不受前一、二、三期中古屋價格指數的影響，所以存在微弱的法拍屋拍定價格指數領先中古屋價格指數的關係。因本文的代表性狀態為兩變數偏離長期均衡關係小於24.27%的狀況下，所以可推論兩市場主要是存在互為領先落後的關係。此外，市場參與者使用歷史資料來預期下一期中古屋價格及法拍屋拍定價格的變動，若基於門檻誤差修正模型的估計結果應能提供更具參考性的資訊。

## 4. 結論

由於家戶對於房屋自住的需求與投資的動機，因此以二手成屋為主要交易標的之中古屋市場與法拍屋市場間應存在一定的關聯性。在法拍屋的市場中，以投資為考量的購屋者會使得中古屋市場供給產生變化，而以自住為考量的購屋者在價差大時基於成本考量，民眾可能會選擇在法拍屋市場購屋；但若價差太小，不足以彌補其所承擔之法拍屋的點交風險時，民眾可能轉而至中古屋市場購屋。換言之，因為這樣的比價心理，兩市場的供需狀況可能相互影響，因此，法拍屋拍定價格與中古屋價格必定存在一定程度的相關性。由過去文獻的實証結果也發現，房地市場興衰與否關係著法拍屋拍定價格相對於市場價格的折價幅度，由此可見，中古屋市場之價格水準對於法拍屋拍定價格具正向的影響力。然而，國內目前少見文獻針對此二者關係進行探討。另一方面，由目前文獻的研究結果得知，因房地產市場的多變性，造成變數之間的關係會有不同，且由發生短暫失衡時的誤差修正速度確實有所差異。國內學者的研究結果亦發現，台灣房地產市場存在結構性轉變，並具有多變之特性。然而，過去文獻的實證結果並無法得知，當變數之間存在長期均衡關係時，不同的經濟環境所造成的短期偏離時，偏離程度要到達多少門檻水準才會造成房地產市場價格反應及調整機能產生改變，而且此門檻水準很難先驗得知。有鑑於此，本文藉由Hansen and Seo (2002) 的門檻誤差修正模型可估計未知的門檻值，並進一步探討當發生短暫偏離均衡價格水準時，偏離程度大小在某一門檻值前後，兩市場回復長期均衡的調整速度與兩者間領先落後關係是否會有所不同。

具體而言，本文的主要貢獻與發現可分述如下：

(1) 藉由納入法拍屋市場，有助於提升與改善對中古屋交易價格的預測與分析。

由於中古屋市場與法拍屋市場所交易的房屋性質相近，家戶因自住與投資需求而在二手成屋市場的買賣行為，將會影響此兩市場的供給與需求，進而改變此兩市場之均衡價格，所以二者間應存在相關性。目前台灣關於中古屋價格的研究，少見納入法拍屋市場，本文因此針對兩市場價格之均衡關係進行探討，並進一步分析中古屋市場與法拍屋市場在面臨短期失衡狀態時，兩市場價格調整行為及領先落後關係，應能有助於對未來二手成屋交易價格的預測與分析。

(2) 門檻誤差修正模型應更適合用於解釋台北市中古屋及法拍屋市場的價格行為，因此能提供更具參考性的資訊。

若變數間存在長期均衡關係，則發生失衡後在短期內必有所修正，理論上根據共整合關係所建構的誤差修正模型中的調整速度必皆會顯著。在傳統誤差修正模型的估計結果上顯示此結果並非皆為顯著，但由門檻誤差修正模型的確得到皆為1%下顯著的結果。再者，由估計結果發現，門檻誤差修正模型之AIC值小於傳統誤差修正模型之AIC值，因此門檻誤差修正模型的解釋能力優於傳統誤差修正模型。根據此兩個理由可知，門檻誤差修正模型更適合用於解釋台北市

中古屋價格指數及法拍屋拍定價格指數的關係。市場參與者使用歷史資料來預期下一期中古屋價格及法拍屋拍定價格的變動，若基於門檻誤差修正模型的估計結果應能提供更具有參考性的資訊。

(3) 找出失衡情況下的門檻值，供市場參與者判斷失衡達到何種程度下會使兩市場價格調整行為與領先落後關係發生變化。

當引發房地產市場產生改變的突發事件發生時，由於每次衝擊程度不同，所以造成中古屋市場與法拍屋市場短期失衡的程度也會不同，兩市場失衡到何種程度下會使這兩個市場價格行為發生變化的認定，很難先驗得知其失衡的程度的門檻水準。本文以均衡誤差 ( $w_{t-1}$ ) 為門檻變數，透過Hansen and Seo (2002) 的門檻誤差修正模型所估計得到的門檻值為24.27。換言之，狀態的劃分是當失衡大於或小於24.27%的水準，在門檻前後，兩市場價格調整行為與領先落後關係發生將有所改變。

(4) 實證結果顯示，中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數在不同門檻階段，價格調整行為確實有所不同。

由本文實證結果發現，在法拍屋市場方面，偏離程度小於24.27%比大於24.27%調整速度稍微快一些，但差異不大。在中古屋市場方面，失衡的狀況不同時，價格調整行為存在明顯差異。當兩變數偏離長期均衡關係小於24.27%時，中古屋價格指數每季以相當於上季誤差值的0.0112倍的減少幅度進行調整；反之，當在兩變數偏離長期均衡關係高於24.27%，中古屋價格指數每季以相當於上季誤差值的0.1092倍的增加幅度來朝向長期均衡水準進行調整。由此可見，中古屋價格指數在不同門檻階段不僅調整速度明顯不同，調整方向亦不同。由於狀態一的樣本數佔總樣本數八成以上，因此當變數短期偏離長期均衡時的調整行為，主要是發生在狀態一（即兩變數偏離長期均衡關係小於24.27%）的情況，根據實證結果可知，兩變數的調整方向與速度明顯不同，法拍屋拍定價格指數以正向而中古屋價格指數以負向的方式進行調整，且法拍屋市場誤差修正效果明顯優於中古屋市場。

(5) 實證結果顯示，中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數在不同門檻階段，二變數領先落後關係確實有所不同。

由傳統誤差修正模型估計結果不易判斷中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數領先落後關係，但是，由門檻誤差修正模型結果發現，在兩變數偏離長期均衡關係小於24.27%的狀況下，兩者價格反應為相當顯著的雙向領先落後關係，當兩變數偏離長期均衡關係超過24.27%時，存在微弱的法拍屋拍定價格指數領先中古屋價格指數的關係。由此可知，不同偏離狀態下，領先落後關係亦有所不同。因為狀態一為本研究的代表性狀態，所以可推論兩市場主要是存在互為領先落後的關係。

(6) 發現法拍屋市場的交易量雖然不大，但仍明顯影響中古屋價格，且法拍屋拍定價格指數誤差

修正調整速度明顯高於中古屋價格指數的調整速度。

雖然法拍屋的交易量相對於自有住宅的交易量較少，但法拍屋市場參與者多為投資客，故中古屋市場的參與者可能認為參與法拍屋市場的投資客擁有訊息與知識上的優勢，而有「從眾行為」產生，此論點可能為法拍屋拍定價格會影響中古屋價格變動的原因。此外，不論在何種狀態下，法拍屋拍定價格指數誤差修正調整速度明顯高於中古屋價格指數的調整速度，本文推測可能是法拍屋市場的參與者多為投資客，其對訊息的反應較為快速，因而使的市場誤差修正較有效率。

透過本文所提供國內中古屋價格與法拍屋拍定價格二者間關係的探討，將有助於瞭解這二個市場的長期均衡關係，價格調整行為與價格反應的領先落後關係。本研究所提供之分析與說明相信應可作為政府對於不動產業者能更適切管理與規範的參考，讓台灣的不動產市場的發展更趨健全和完備。再者，亦希望能作為不動產業者、金融機構與投資人進行開發、投資決策與風險控管的參考，且能有助於家戶進行購屋或售屋的決策考量。

在未來的研究上，因為中古屋價格與法拍屋拍定價格的關係可能同時受到第三變數如總經變數、經濟景氣，不動產市場景氣等的影響，故後續學者可針對多變數的門檻誤差修正模型做深入的探討與應用。另一方面，由於本文所採用的中古屋價格指數與法拍屋拍定價格指數並非是由國內特定單位定期發佈的資料，因此資料期間僅能為民國80年第三季至民國95年第二季，樣本數只有60筆。在區分不同狀態後，將使可供估計的樣本數更少，以致於狀態二的樣本中只有9個，其估計值因存在統計上樣本數太少的問題而不能下定論，雖然本文主要的結論來自於較多樣本數的狀態一，而未能分析到狀態二，難免有遺珠之憾。後續研究若能突破資料蒐集的限制，將研究期間延長並將台灣三次主要的房地產結構轉變的時點納入研究期間，應能使得中古屋市場與法拍屋市場長期關係的研究，以及兩市場短期偏離長期均衡的動態調整行為分析更為完整與嚴謹，並提供更具參考價值的研究結果。

## 參考文獻

- 江婷，「法拍屋估價與價格之分析」，土地問題研究季刊，第四卷第二期，民國94年，93-103頁。
- 吳森田，「所得、貨幣與房價－近二十年來台北地區的觀察」，住宅學報，第二期，民國83年，49-66頁。
- 林秋瑾，「預售屋與成屋價格關係之分析－市場效率之驗證」，管理學報，第十五卷第四期，民國87年，643-664頁。
- 林秋瑾、黃瓊瑩，「特徵價格法之參數與半參數電腦輔助大量估價 (CAMA) 模型之研究－台北

- 地區法拍屋住宅市場之實證分析」，住宅學報，第十六卷第二期，民國96年，85-105頁。
- 林祖嘉，「亞洲金融風暴對台灣住宅市場與住宅金融之影響與衝擊」，現代化研究，第二十一期，民國89年，44-61頁。
- 邱國勳、張金鶚，「我國不良資產處理方式之研究」，管理評論，第二十二卷第一期，民國92年，75-97頁。
- 張金鶚、王健安、陳憶茹，「法拍屋折價之謎：市場競爭程度是否更能解釋折價？」，交大管理學報，第二十八卷第二期，民國97年，1-39頁。
- 張金鶚、楊宗憲、洪御仁，「中古屋及預售屋房價指數之建立、評估與整合－台北市之實證分析」，住宅學報，第十七卷第二期，民國97年，13-34頁。
- 張梅英、鐘陳佳，「住宅法拍屋屋屬性與拍定價格關係之研究－以台中市12樓以下集合住宅為例」，土地問題研究季刊，第一卷第二期，民國91年，12-20頁。
- 陳明吉，「房地產價格變動因素之研究」，台灣銀行季刊，第四十一卷第二期，民國79年，220-244頁。
- 彭芳琪、張金鶚、陳明吉，「不同拍賣機制對不良資產價格之影響」，中山管理評論，第十六卷第三期，民國97年，401-428頁。
- 彭建文，「台灣房地產景氣循環之研究-生產時間落差、宣告效果、總體經濟之影響」，政治大學地政研究所未出版博士論文，民國89年。
- 楊雅婷、彭建文，「房價結構性改變之檢測－以台北縣、市房價為例」，台灣土地研究，第六卷第二期，民國92年，43-60頁。
- 蔡怡純、陳明吉，「台北地區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。
- 賴碧瑩，「從經濟及結構變遷探討房地產市場與總體經濟之關連性」，中華民國住宅學會第十二屆年會論文集，台北：中華民國住宅學會，民國92年，45-62頁。
- Abelson, P., Joyeux, R., Milunovich, G., and Chung, D., "Explaining House Prices in Australia: 1970-2003," *The Economic Record*, Vol. 81, No. 255, 2005, pp. 96-103.
- Azevedo-Pereira, J. A., Newton, D. P., and Paxson, D. A., "Fixed-Rate Endowment Mortgage and Mortgage Indemnity Valuation," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 26, No. 2/3, 2003, pp.197-221.
- Balke, N. S. and Fomby, T. B., "Threshold Cointegration," *International Economic Review*, Vol. 38, No. 3, 1997, pp. 627-645.
- Brown, J. P., Song, H., and McGillivray, A., "Forecasting UK House Prices: A Time Varying Coefficient Approach," *Economic Modeling*, Vol. 14, No. 4, 1997, pp. 529-548.

- Buckley, R., and Ermisch, J., "Government Policy and House Prices in The United Kingdom: An Econometric Analysis," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 44, No. 4, 1982, pp. 497-513.
- Chen, M. C. and Patel, K., "An Empirical Analysis of Taipei Area," *Taiwan Economic Review*, Vol. 30, No. 4, 2002, pp. 563-595.
- Chen, M. C., Tsai, I. C., and Chang, C. O., "House Prices and Household Income: Do They Move Apart? Evidence from Taiwan," *Habitat International*, Vol. 31, No. 2, 2007, pp. 243-256.
- Davies, R. B., "Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative," *Biometrika*, Vol. 74, No. 1, 1987, pp. 33-43.
- Drake, L., "Modelling UK House Prices Using Cointegration: An Application of The Johansen Technique," *Applied Economics*, Vol. 25, No. 9, 1993, pp.1225-1228.
- Enders, W. and Siklos, P. L., "Cointegration and Threshold Adjustment," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 19, No. 2, 2001, pp.166-176.
- Engle, R. and Granger, C.W.J., "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrics*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251-276.
- Guirguis, H. S., Giannikos, C. I., and Anderson, R. I., "The US Housing Market: Asset Pricing Forecasts Using Time Varying Coefficients," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 30, No. 1, 2005, pp. 33-53.
- Hall, S., Psaradakis, Z., and Sola, M., "Switching Error-Correction Models of House Prices in The United Kingdom," *Economic Modelling*, Vol. 14, No. 4, 1997, pp. 517-527.
- Hansen, B. E. and Seo, B., "Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 110, No. 2, 2002, pp. 293-318.
- Hilliard, J. E., Kau, J. B., and Slawson Jr., V. C., "Valuing Prepayment and Default in A Fixed-Rate Mortgage: A Bivariate Binomial Options Pricing Technique," *Real Estate Economics*, Vol. 26, No. 3, 1998, pp. 431-468.
- Holly, S. and Jones, N., "House Prices Since the 1940s: Cointegration, Demography and Asymmetries," *Economic Modelling*, Vol.14, No. 4, 1997, pp. 549-565.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2-3, 1988, pp. 231-254.
- Kau, J. B., Keenan, D. C., Muller, III, W. J., and Epperson, J. F., "Pricing Commercial Mortgages and Their Mortgage-Backed Securities," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 3, No. 4, 1990, pp. 333-356.

- Kau, J. B., Keenan, D. C., Muller, III, W. J., and Epperson, J. F., "A Generalized Valuation Model for Fixed-Rate Residential Mortgages," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 24, No. 3, 1992, pp. 279-299.
- Mayer, C. J., "A Model of Negotiated Sales Applied to Real Estate Auctions," *Journal of Urban Economics*, Vol. 38, No. 1, 1995, pp. 1-22.
- Meen, G. P., "The Removal of Mortgage Market Constraints and The Implications for Econometric Modelling of UK House Prices," *Oxford Bulletin Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 1, 1990, pp. 1-23.
- Nellis, J. G. and Longbottom, J. A., "An Empirical Analysis of Determination of House Prices in the United Kingdom," *Urban Studies*, Vol. 18, No. 1, 1981, pp. 9-21.
- Samuelson, P. A., "Proof That Properly Discounted Present Values of Assets Vibrate Randomly," *The Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol. 4, No. 2, 1973, pp. 369-374.
- Shefrin, H. and Statman, M., "The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long: Theory and Evidence," *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 3, 1985, pp. 777-790.