

景氣期間購屋市場機制選擇及拍賣市場折價效果之再檢視 *

A Review of the Market Mechanism Choice and Price Discount Effect of Real Estate Auctions During Boom Market

** 廖仲仁

*** 張金鵠

Liao, Chung-Jen

Chang, Chin-Oh

摘 要

拍賣市場逐漸成為購屋者的重要次級市場之一，因此拍賣市場的績效就顯得愈來愈重要。除了物件品質差異外，本研究亦考慮了購屋者的財務能力與投資經驗等對於市場機制自我選擇偏誤的影響，重新檢視拍賣市場的績效。本研究以進入景氣階段的 2004 年台北市資料實證結果顯示，在未考慮自我選擇偏誤下，拍賣市場機制的估計係數為 27%，且達 1% 統計顯著水準。但是，在控制買方與物件的自我選擇偏誤後，拍賣市場與搜尋市場間並無顯著的價格差異存在，因而本研究對於過去國內相關文獻認為拍賣市場一定比搜尋市場折價較多的說法，在房地產景氣期間是否成立，提出了相當的質疑。

關鍵詞：拍賣市場、市場機制選擇、自我選擇偏誤

ABSTRACT

This paper is to discuss the decision making behavior of housing markets mechanism choice. Real estate auction market has been one of main market mechanisms of home purchase. Therefore, the performance of real estate auctions is a very important issue. This paper reviews the price premium or discount of real estate auctions by correcting the self-selectivity bias in a view of homebuyers' ability to financing and investment experience. The Taipei city in 2004 during boom market empirical result shows that the price discount rate of auction market is about 27% without considering self-selection bias. However, the availability of an auction as an alternative has the result of high search cost buyers attending auctions. Next, after accounting for the endogenous nature of this choice and controlling for property and buyer characteristics, prices of properties sold at auction are not lower than those of comparable properties sold in a search market. Therefore, it is questionable to say the performance of real estate auctions during boom market is always inferior to that of negotiated sales at Taiwan.

Keywords: Auction, Market Mechanism Choice, Self-selection Bias

* 作者們非常感謝匿名審查委員與主編之細心審閱並提供許多寶貴意見，惟文中如有疏漏仍由作者負責。

** 大華技術學院財務金融系助理教授，Assistant Professor, Department of Finance, Ta Hwa Institute of Technology, Hsinchu County, Republic of China.

*** 國立政治大學地政學系教授，Professor, Department of Land Economics, National Chengchi University, Taipei, Republic of China.

一、前言

過去購屋者的主要購屋市場為搜尋或議價交易市場(search or negotiated sales market)，亦即透過本身搜尋行為與賣方進行談判的配對活動，包括預售屋、新成屋與中古屋市場。然而，在 2004 年以前台灣整體經濟不景氣，不動產供給量過多，導致住宅市場供需嚴重失衡。部分建商餘屋無法售出，甚至倒閉；經濟衰退、傳統產業外移所造成的失業率升高，使得一些貸款購屋之民眾因失業付不出房貸，遭到債權銀行查封不動產，導致拍賣屋的數量不斷增加（李建德，2004）。透明房訊雜誌社統計，不論是法院拍賣的件數、拍定筆數與拍定金額，從 2000 年至 2004 年呈現約每年 5% 的比率快速成長。但從 2001 年起，北部地區的拍定率已高達 20%（註 1），2004 年高達 30%，為歷年最高。國土規劃及不動產資訊中心歷次公布的「台灣住宅需求動向季報」顯示，從 2002 年第一季至 2004 年第四季，我國法拍屋成交數量約佔各類型購屋市場的 6% 左右（註 2）。因此，就整體購屋市場來說，法拍屋市場或拍賣市場(auction market)已經逐漸成為我國重要的購屋管道之一（註 3）。

澳洲、紐西蘭與蘇格蘭等不動產拍賣市場佔有率相當高。1983 年澳洲通過土地銷售法後，拍賣市場便快速成長，拍賣成交價較高而吸引了愈來愈多的賣方投入拍賣市場，而且多半是品質較佳的不動產（註 4）。相反地，美國與台灣等的拍賣市場則多半屬於不良資產，通常只有市場流動性較差的非典型住宅（atypical house）比較會出現在拍賣市場（註 5）。對很多人來說，在台灣購買法拍屋意指可以低於一般市場行情購買到不動產的機會。例如，陳憶茹、張金鶚（2004）對於 2001 年至 2002 年所估計的法拍屋平均折價 17.20%，作者認為此乃拍賣市場無效率（註 6），包括資訊不透明、或者定價制度沒有彈性，使得購屋者進場的人少，導致投標價偏低等。我國拍賣制度對於潛在購買者具有進入市場的限制，例如參與拍賣者必須先負擔底價 20% 至 30% 的保證金，且得標後七日內須繳清餘額，亦即參與者的資金門檻高於一般搜尋市場。換言之，搜尋市場與拍賣市場的購屋者並非被隨機指派的，而是具有一定的自我選擇程

度，即資金負擔能力較高者才具有進入拍賣市場的條件，雖然市場競爭程度可能因為進入的資金門檻而導致人數較少，但競價者的財務能力平均而言卻可能較高。此外，我國拍賣市場的物件主要來自不良資產，若相較於搜尋市場的物件具有較差的流動性，則資產的折價可能是源於拍賣物件的選擇偏誤問題，而非拍賣市場的效率不彰所致（註 7）。最後，國奈過去相關研究期間主要處於房地產不景氣階段，然而在房地產景氣的外在環境下，是否會使得拍賣屋的購屋者過度樂觀而有不同的出價行為等。本研究以為，若忽略前述考量，在估計拍賣市場相對於搜尋市場的房價差異效果時，就可能產生嚴重偏誤。

本研究主要目的即為考量我國拍賣交易制度的特性，即進入資金門檻限制與物件來源分布等自我選擇問題，以及在房地產景氣階段，透過內生性處理效果模型（endogenous treatment effects model）偏誤校正後，探討拍賣物件折價程度。本研究結構如下：除第一部份前言外，第二部份說明市場機制與不動產拍賣之理論與文獻；第三部分為研究假說；第四部份為資料說明與實証方法，特別是針對自我選擇性偏誤的校正說明；第五部份為實證結果分析，最後一部份則為本研究之結論。

二、市場機制選擇與拍賣市場折價效果

Mayer（1995，1998）以「錯誤配對成本」之觀點，認為拍賣市場的流動性比一般搜尋市場高，亦即，從『注意到拍賣物件』到『成交』的配對時間很短，可以有效降低賣方的流動性成本，但同時也會降低買賣雙方配對的程度，賣方須以低價出售為代價來縮短出售的時間。反之，搜尋市場的配對時間較長，賣方可以較長的時間等待適當的買主上門，因此，較適當的配對結果也使得購屋者願意出高價購屋而出現溢價，拍賣折價與配對的滿意度是一種抵換關係（註 8）。當住宅市場的品質愈趨均質時，由於買方對於出售物件的評價很接近，買方與住宅之間是否配對，對於交易價格的影響便愈小。換言之，錯誤配對成本較低，銷售速度對於搜尋或拍賣市場顯得更重

要，此時拍賣市場的折價率較小。Mayer（1998）比較洛杉磯與達拉斯拍賣市場的績效，其中洛杉磯的拍賣物屬於正常資產，而達拉斯的拍賣物則來自銀行、RTC、儲蓄貸款機構等不良資產。其實證結果顯示，洛杉磯拍賣市場較搜尋市場的折價，平均約為 1%且統計上不顯著，達拉斯的折價則約為 9%-21%，折價幅度的差異主要是兩城市的景氣不同所致。其他作者如 Lusht（1994）、Allen & Swisher（2000）也都發現拍賣市場會出現折價的現象。

此外，Mayer（1995, 1998）也注意到購屋者的搜尋成本高低也會影響其對於市場機制的選擇，搜尋成本高的購屋者選擇拍賣市場，而搜尋成本低的購屋者選擇搜尋市場。Mayer 的論文考慮了購屋者的策略性市場機制選擇問題，並假設拍賣市場上僅一位賣方且假定拍賣市場價格不會影響到搜尋市場價格。其並認為以特徵價格法 (hedonic price method) 進行估計時，若未嚴謹地控制住宅屬性與處理自我選擇偏誤問題，可能導致拍賣市場的係數估計值產生嚴重偏誤的結果。後來 Quan（2002）更進一步建構了多買方與多賣方市場機制選擇一般均衡模型，即賣方亦會依據其預期持有成本 (expected holding cost)，並參考兩個市場價格狀況調整其市場機制的選擇，其對於市場機制的選擇則會進一步地影響到買方的選擇。其模型預測拍賣會出現溢價，並以美國德州奧斯丁住宅土地的搜尋與拍賣市場資料進行實證，結果發現拍賣市場的土地價格平均溢價為 30%。作者亦比較未考量選擇偏誤的估計結果，竟得到完全相反的結論，亦即土地拍賣會發生折價的情形（註 9）。

Ashenfelter & Genesove（1992）發現美國紐澤西地區的公寓拍賣會出現溢價的現象。Lusht（1990a）以澳洲墨爾本進行研究得到拍賣溢價約 6.5%，並認為拍賣溢價只會出現在市場條件較佳時。Newell et al.（1993）以澳洲雪梨為研究對象，發現拍賣市場比搜尋市場的中位數價格高出約 3.6%，該文認為其溢價較低，是因為當時的市場條件較差所致。Lusht（1996）再次利用澳洲墨爾本的仲介銷售資料進行實證，得到拍賣市場存在 8%的溢價效果。以澳洲與紐西蘭為實證對象時多會出現拍賣溢價的情形，究其原因，主要是這兩國的拍賣市場屬於較高品質住宅，同時該市場條件較佳，其

他原因還包括賣方必須支付廣告費用來吸引投標者上門，以及支付約 3.5%-4.5%的拍賣佣金給拍賣員，這些支出將會提高賣方的保留價格或底價以轉嫁給買方等（Lusht, 1990b；Dotzour et al., 1998）。除了拍賣與搜尋市場的自我選擇問題外，Lee & Trost（1978）也曾以此觀念用於分析消費者自住與租賃選擇問題。

總結上述相關文獻，拍賣市場的折溢價效果顯然需考量拍賣市場的物件特性、購屋者的策略性市場機制選擇問題。至於折溢價程度的大小，則須考量市場景氣的好壞。我國拍賣市場的物件來源，最主要為金融機構對於不良債權抵押品的處分，向法院聲請強制執行後便進入法拍程序。根據強制執行法之規定，法院會委託估價公司鑑價以作為拍賣最低價格之參考。競標方式則採取第一價位密封投標（first price sealed-bid）（註 10），即在開標日期之某一期間內接受各投標者之秘密標價，決標方式為最高價者得標（邱國勳、張金鶚，2003）。國內有關拍賣市場價格差異之研究，主要僅從拍賣物件為不良資產予以解釋。例如蔡芬蓮等（1997）推估 1992 年與 1993 年的標準法拍屋與標準住宅價格後，發現法拍屋約較一般住宅折價 2%（景氣階段）至 13%（不景氣階段）。陳憶茹、張金鶚（2004）一文則合併了 2001 年與 2002 年的法拍屋拍定資料與仲介公司提供的成交資料，估計拍賣市場平均折價 17.20%，並指出此為購屋者認為拍賣市場為一種檸檬市場(lemon market)，充斥著不良資產，導致購屋者對於拍賣市場參與意願較低而折價。然而，本文以為陳憶茹、張金鶚（2004）以不良資產的品質差異或參與意願來解釋價格差異，在考量潛在的選擇偏誤與景氣因素下恐有不足。Maddala（1983）認為自我選擇問題可能是基於一種競爭優勢的利基，非隨機分派為一種為求獲利更佳的自利理性行為。因此，具有競爭優勢的購屋者，在權衡進入拍賣與搜尋市場的利益之後，將會做出市場選擇決策。

三、研究假說

我國住宅搜尋市場具有多元的產品可供購屋者選擇，包括預售屋、新成屋或中古屋等，可以讓買賣雙方透過相互搜尋，並與最適合的進行對象配對。由於搜尋市場的

產品交易管道多元、異質性高、潛在可交易物件數量多，一直是我國主要的購屋市場。根據 Mayer 的「錯誤配對成本」之觀點，搜尋市場的潛在適合配對者多，會造成賣方不願降價而寧可等待能夠超過其保留價格的買方出現。反之，對於買方而言，搜尋市場潛在適合配對物件多，也會造成買方不願抬價而寧願繼續搜尋低於其保留價格的賣方物件出現。其次，縱使買賣雙方已在成交價格上達成共識，但是由於搜尋市場在買方價金交付與賣方登記過戶間具有時間延遲，經常發生賣方一屋二賣、假買賣、或產權瑕疵等情事，而使得預期交易無法完成。換言之，搜尋市場對於多個買賣雙方『注意』到物件，一直到物件『成交』的『配對時間』很長。當然，財務能力較佳的購屋者亦可在搜尋市場透過仲介人員協助搜尋與配對，以降低搜尋與時間成本，但是需以佣金支付作為抵換，另一方面，由於市場上的仲介公司與人員的服務品質差異甚大，從搜尋交易對象更衍生出搜尋合適仲介的搜尋成本問題。

我國法拍屋市場主要為逾放擔保品或不良資產，通常來自擔保品的「資產價值」低於「負債價值」，導致因債務人違約而房屋遭到法院查封拍賣。試從兩種情境進一步探討，第一種情境是，資產價值跌幅較高。這類不良資產在搜尋市場上原就屬於品質或區位相對較差者，因此當市場不景氣時，此類產品異質性太高或者區位條件較差之非典型住宅（atypical house），乃是在搜尋市場乏人問津的物件（註 11）。第二種情境是，負債價值增幅較高。例如升息或舉債過多，導致債務人無力清償而違約，但此類資產仍具有搜尋市場的合理價位。

與搜尋市場不同的是，拍賣市場的賣方是由法院擔任，除了依據法令規定由估價人員定價或依拍次降價外，並無賣方主觀的保留價格問題，超出底價且價高者得的規則清楚，不會有一屋二賣的風險。同時，透過法院公告拍賣之物件產權清楚，可以降低產權調查成本，不會有假買賣或無法過戶情事。潛在購屋者亦可在法院拍賣現場大致判斷競爭情勢來調整出價策略。不過，參與競標者需先負擔保證金（平均約為底價的 20-30%），得標七日內須繳清餘額，資金週轉大且繳款方式較無彈性，使得進入拍賣市場的購屋門檻較搜尋市場高。

根據 Mayer (1995, 1998) 與 Quan (2002) 的觀點，搜尋成本高的購屋者（註 12）傾向進入拍賣市場以節省購屋時間或配對成本，本文認為搜尋成本的解釋必須進一步考量購屋者的交易動機，若其目的是為了投資而非自住，為了避免錯失投資機會，快速購屋就成為其很重要的考量因素，再加上我國拍賣制度對於潛在購屋者所設定的資金門檻限制，本文預期投資傾向高、財務能力較佳或財富累積較高的購屋者將傾向於參與拍賣市場，換言之，購屋者可以基於其相對優勢條件，在拍賣市場獲取更多的交易利益。此外，有些買方的屬性不易被觀察到，例如投資的專業能力，獲取拍賣市場資訊、未點交房屋的處理能力等等，具有比一般消費者更強的鑑價與議價能力，這些人不論是投入搜尋或拍賣市場，都有能力獲得較高的折扣率。因此，僅以搜尋成本解釋選擇偏誤的因素，對於我國而言似乎有所不足。

再者，國內外相關文獻均指出，在房地產景氣階段，由於參與第一密封拍賣市場的競標者可能因為過於樂觀而出現「贏者詛咒」的現象，導致拍賣市場的折價程度較小甚至出現溢價的結果，是以樣本選取的時間點也可能導致估計結果的差異性。蔡芬蓮等(1997)的研究中曾比較 1992 年至 1995 年法拍屋與一般搜尋市場房價的差距，其研究發現 1993 年兩市場的價差僅 2%，作者推論其原因可能是當年有太多人投入法拍屋市場，以致得標價格普遍提高（註 13），作者隱含指出市場景氣可能造成購屋人轉向參與法拍屋而造成出價提高，但該文並未考量購屋者潛在能力差異對兩市場價格的可能影響。

根據上述，本研究欲驗證之主要假說：若房屋屬性與購屋者屬性的機率分配在拍賣與搜尋市場若存在差異性，例如拍賣屋的某些特徵比例較高，或者購屋者購屋能力與經驗較高者居多，亦即存在自我選擇所造成的隨機分派現象，則在控制兩市場物件品質且購屋者能力之非隨機的自我選擇偏誤後，加上景氣階段對於第一階段密封投標方式可能產生的過度樂觀現象，使得拍賣市場與搜尋市場的價差可能並不存在，或折價程度低於未考量自我偏誤的情形。

四、資料說明與實證模型

(一) 資料說明

國內相關實證研究皆是混合仲介公司與法院拍賣兩組資料來進行分析，由於搜尋管道與調查方法不同，兩類資料品質亦不相同，此外，並無購屋者的相關訊息。本研究採用 2004 年第 1 季至第 4 季的『台灣住宅需求動向』調查之原始資料檔的已購屋者問卷資料。住宅需求問卷的內容不僅包含了購屋者的基本屬性、住宅屬性，同時也詢問了購屋者所購買房屋類型是否為法拍屋。資料與變數除了物件屬性外，也有代表購屋者的屬性資料，例如購屋經驗、所得、年齡等，可作為購屋者投資需求、財務能力與投資經驗的替代變數，改善前述相關實證分析資料屬性不足的問題。本研究得以利用此資料進行購屋市場機制選擇的價格效果分析，此乃本研究資料之特色。

此外，為控制住宅異質性過高的問題，在產品類型方面僅選擇中古屋，不考慮新成屋與預售屋（註 14）。再者，為避免地區性差異過大，本研究樣本區域僅限於台北市，再細分為搜尋與拍賣兩類市場。所有的變數定義與說明，請見表一。

表一 變數說明表

變數名稱	單位	說明
成交或拍定單價 UP	萬元/坪	總價除以住宅面積。在房價方程式裡，取對數LnUP來進行估計。
首次購屋者 Noexp	是 1 否 0	若購屋者先前未曾購買過或擁有過住宅，則視為首次購屋者。作為購屋者的投資經驗替代變數。
坪數 Area	坪	住宅面積。
1_3層住宅 High1_3	是 1 否 0	為一至三層住宅，作為下列各住宅樓高的基準變數。
4_5層公寓 High4_5	是 1 否 0	為四至五層之公寓。
6_12層大樓 High6_12	是 1 否 0	為六至十二層之電梯大廈。
13層以上大樓	是 1	為高於十三層之電梯大廈。

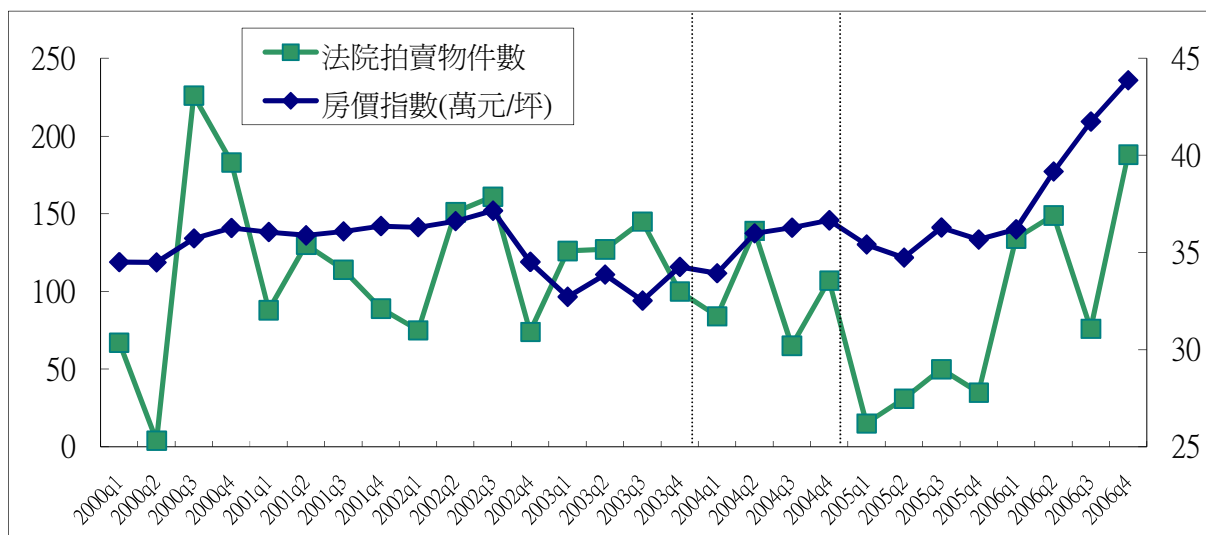
High13	否	0	
購屋者年齡 Age	年		為購屋者的年齡數。作為購屋者投資經驗與財富能力替代變數。
居住人數 Size	人		為購屋者購屋後預計居住人數，作為購屋者對於購屋類型的考量複雜度替代變數，人數愈多，表示複雜度愈高，預期將不適合需要快速決策的拍賣產品。
每月所得 Income	萬元		原問卷為分組選項（1-3萬、3-5萬..等），為精簡變數數量，故取每組所得之中位數，合併成連續變數。作為購屋者財務能力的替代變數。
車位 Garage	是 否	1 0	含車位之住宅預期價格會較高。
頂樓 Top	是 否	1 0	頂樓住宅因景觀較佳，通常會有較高的售價。
一樓 Ground	是 否	1 0	一樓住宅價格通常高於其他樓層。
屋齡 Year	年		住宅的屋齡。
LOC1	是	1	住宅所在地區會很明顯的影響到住宅價格，因為針對主要地區採虛擬變數，若為所在地區則取1，其他為0。以台北市新市區中心為LOC1（信義、大安等）為對照基準，舊中心區LOC2（中正、中山、松山等）、東郊區LOC3（內湖、南港等）、北郊區LOC4（士林、北投區）、早期開發區與南郊區LOC5（萬華、文山、大同等）。
LOC2	否	0	
LOC3			
LOC4			
LOC5			
貸款季節 2004Q1 2004Q2 2004Q3 2004Q4	是 否	1 0	設定四個虛擬變數，若貸款年與季節屬於該變數者，則該變數取1，其他為0。需指出的是，雖然此變數是指受調查者前往貸款的時間，但應與其購屋時間相距不遠，可視為購屋季節的代理變數。以2004年第一季為基準變數。
拍賣市場 Auction	是 否	1 0	表示購屋者的房屋購自拍賣市場。

表二為本研究樣本的敘述統計。首先將資料區分為全部樣本、搜尋市場交易者（不含透過仲介服務者）與拍賣市場交易者三類來加以比較，其中搜尋市場交易者中扣除透過仲介服務之樣本，乃避免因仲介服務之介入所造成的搜尋成本效果，使本研究可

以專注探討購屋者對於拍賣市場與搜尋市場的選擇。經過刪除不完整的問卷後，本研究分析的有效問卷共計 886 筆，其中不包含透過仲介的搜尋市場交易者共 806 筆（91%），拍賣市場交易者共 80 筆（9%）。

根據營建署住宅資訊統計結果，2004 年台北市買賣移轉件數為 57,889 筆，而拍賣移轉件數為 3,084 筆，占總移轉件數的 5.3%，營建署另外統計台北市 2004 年法院拍賣物件總計達 395 筆。兩者統計資料之所以有差異，是因為所謂拍賣移轉件數是指地政機關以建物謄本上之建號為計算單位且包含各類型建物，即不限於住宅，而拍賣物件數是以地方法院依據同一財產檔編號，且房屋及土地同時拍定的件數，同樣不限於住宅類型，因此兩類統計因為定義不同而導致數字有明顯差異，例如同一居住單元可能會有數筆建號的情形。亦即目前不論是搜尋市場或拍賣市場的住宅交易母體資料都非常難以認定。進一步言，若要估計拍賣屋占總體交易屋數的比例，似乎以法院資料較為準確，但是目前國內公部門並未同時公布以同一財產編號且房屋及土地同時過戶的交易總數，僅能以移轉登記件數作為計算交易比例的替代資料，在無法取得精確的母體資料分配的限制下，使得本研究亦難以確認研究樣本個數與屬性分配是否與母體一致，實為本研究之一限制。

此外，從圖一可以看出，近年來台北市每季法院拍賣物件與台北市國泰房價指數之間的關係，房價指數在 2003 年谷底階段後，於 2004 年反轉且逐漸上揚，因此 2004 年後的房地產市場正處於景氣復甦與上升階段，由於本研究僅能於住宅需求調查取得 2004 年以後的樣本資料（註 15），因無法控制景氣因素對於拍賣折價效果的影響，本研究將在此景氣因素下解釋本實證結果與過去相關文獻結果的差異。



圖一 2001Q1 至 2006Q4 台北市法院拍賣物件數與房價指數圖(兩虛線表示本研究期間)

資料來源：營建署住宅資訊統計網、國泰房地產指數季報

表二並進一步區分全部、搜尋市場與拍賣市場等之敘述統計。變數中包括成交（或拍定）單價、面積、屋齡、購屋者年齡、居住人口數與每月所得等以連續性變數形式呈現，因而計算其平均數與標準差；至於其它變數為間斷性變數或虛擬變數形式，則為該屬性所佔的百分比例。其中，住宅平均成交單價為每坪 24.75 萬元，而透過搜尋市場交易者平均單價約每坪 24.88 萬元，拍賣市場交易者平均單價約每坪 20.25 萬元。

表二 敘述統計

變數名稱	全部樣本		搜尋市場		拍賣市場	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
單價	24.75	12.93	24.88	13.03	20.25	9.23
面積	37.13	20.11	37.07	20.36	37.07	11.07
屋齡	13.97	10.66	13.75	10.68	20.19	7.98
購屋者年齡	38.65	9.13	38.49	8.993	42.00	11.21
居住人數	3.52	1.43	3.51	1.41	3.70	2.03
每月所得	8.84	3.97	8.84	3.91	8.89	4.88
首次購屋	52%	--	51.9%	--	50%	--
附有車位	28%	--	28%	--	24%	--
頂樓	15%	--	15%	--	21%	--

一樓	8.7%	--	8.3%	--	18%	--
1_3 層住宅	8%	--	8%	--	4%	--
4_5 層公寓	32%	--	32%	--	57%	--
6_12 層大樓	42%	--	42%	--	32%	--
13 層以上大樓	18%	--	18%	--	7%	--
新市區	22%	--	22%	--	17%	--
舊市區	21%	--	22%	--	7%	--
東郊區	18%	--	17%	--	25%	--
北郊區	19%	--	19%	--	11%	--
南郊區	20%	--	19%	--	39%	--
2004Q1	28%	--	28%	--	45%	--
2004Q2	22%	--	22%	--	19%	--
2004Q3	26%	--	26%	--	21%	--
2004Q4	24%	--	24%	--	15%	--
樣本數	886		806 (91%)		80 (9%)	

(二) 實證方法

自我選擇偏誤之校正在實證上主要有兩種方法，第一種為以 Heckman-Maddala-Lee 二階段估計法，又名為 Heckit 法（註 16），第二種為 Maddala（1983）所推導的最大概似法(MLE)。Heckit 法摘要如下：首先以最大概似 probit 模型估計影響選擇市場機制因素對拍賣市場的參數 $\hat{\theta}$ ，即以拍賣市場選擇方程式之結果計算每個觀測值的逆米爾值（Inverse Mills Ratio, IMR）。再利用最小平方法 OLS 估計影響房價的相關變數、拍賣市場機制變數與 IMR 值之相應參數，此即第二階段估計 Rosen（1974）的房價方程式。因此，若遺漏了變數 IMR，除非其係數或兩方程式之誤差項共變數為 0，否則估計的參數將會是有偏的，亦即不能真實的反映拍賣市場的績效。

Heckit 估計程序有幾個常見的評論，首先，其最大的優點是容易操作，而且因為 probit 為非線性函數，Johnston & DiNardo（1997, 446-451）指出即使選擇方程式與目標方程式的自變數完全相同，也不會產生模型的認定問題（identification）。但是當選

擇方程式與房價方程式的自變數幾乎相同，可能會使得 IMR 值落在準線性範圍，而容易產生共線性問題（註 17），因此除了兩方程式相同的自變數外，應盡可能找出只影響選擇方程式，而不影響目標方程式的變數。此外，Heckit 法的處理效果雖是不偏估計，但是係數標準誤卻會產生偏誤，因此需注意顯著性檢驗的差異。同時，此方法是建立在兩方程式誤差項是二元常態分配的假設上，若此假設不能滿足，估計結果即可能有誤。針對前述問題，Nawata & Nagase (1996)、Nawata & McAleer(2001)、Hill et al. (2003)指出當選擇方程式與目標方程式的自變數高度相同所可能產生之共線性問題，透過 Maddala (1983) 的 MLE 法的估計結果將較 Heckit 法可靠，同時估計的效率較高。為了避免可能的共線性問題，並且提高估計的可靠性與效率性，本研究將採取 Robust MLE 方法進行估計，簡要說明其方法如下：

假設房價方程式[1]如下， p_j 為第 j 個觀測值的房價， x_j 為獨立變數， z_j 為是否拍賣屋的虛擬變數， ε_j 為誤差項， β, δ 為係數。

$$p_j = x_j\beta + \delta z_j + \varepsilon_j \quad [1]$$

式[2]為購屋機制選擇方程式， z_j^* 為第 j 個觀測值不可觀測的潛在變量 (unobservable latent variable)， w_j 為影響選擇的獨立變數， μ_j 為誤差項， γ 為係數。

$$z_j^* = w_j\gamma + \mu_j \quad [2]$$

式[3]為可觀測的選擇結果， z_j 為虛擬變數 1 或 0，當潛在變量 z_j^* 為正時， z_j 等於 1，否則為 0。

$$z_j = \begin{cases} 1, & \text{if } z_j^* > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad [3]$$

ε 與 μ 具有平均數為 0 且共變數矩陣為式[4]的二元常態性質，即

$$\begin{bmatrix} \sigma & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \quad [4]$$

Maddala (1983) 給出此選擇偏誤模型的概似函數結果，Greene (2000) 說明將二元常態降為一元常態與相關係數 ρ 的標準方法，即

$$l_j = \begin{cases} \ln \Phi \left\{ \frac{w_j \gamma + (p_j - x_j \beta - \delta) \rho / \sigma}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right\} - \frac{1}{2} \left(\frac{p_j - x_j \beta - \delta}{\sigma} \right)^2 - \ln(\sqrt{2\pi} \sigma), z_j = 1 \\ \ln \Phi \left\{ \frac{-w_j \gamma - (p_j - x_j \beta) \rho / \sigma}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right\} - \frac{1}{2} \left(\frac{p_j - x_j \beta}{\sigma} \right)^2 - \ln(\sqrt{2\pi} \sigma), z_j = 0 \end{cases} \quad [5]$$

$\Phi()$ 為標準常態分配的累積分配函數。對於最大概似估計而言， σ 與 ρ 無法直接估計，其中 σ 表示房價方程式的標準誤，而 ρ 即房價方程式與選擇方程式的誤差項相關係數。在此只能直接求得 $\ln \sigma$ 與 $a \tanh \rho$ ，即兩者的對數與反雙曲正切函數(inverse hyperbolic tangent)，以間接求出 σ 與 ρ 值，此處

$$a \tanh \rho = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1 + \rho}{1 - \rho} \right) \quad [6]$$

逆米爾值 (IMR) 或 $\lambda = \rho \sigma$ 的估計標準誤可透過 Delta 法近似求得，即

$$\text{Var}(\lambda) \approx D \text{Var} \left\{ (a \tanh \rho \quad \ln \sigma) \right\} D' \quad [7]$$

其中 D 為 λ 的相對於 $a \tanh \rho$ 與 $\ln \sigma$ 的 Jacobian 矩陣。據此，可加以檢定相關係數 ρ 。本模型的虛無假設為兩誤差項無相關，若兩誤差項存在相關性，則係數 δ 的 OLS 估計將是有偏的估計值，進一步言，若存在某潛在變數同時影響房價方程式與選擇方程式，兩誤差項呈現負相關的情形，則拍賣虛擬變數的 OLS 估計結果將過於低估，本研究以 0.05 顯著水準作為檢定的門檻。

部分文獻 (例如蔡芬蓮等, 1997) 在比較拍賣與搜尋市場價格差異，係採取先分

別對拍賣與搜尋價格進行特徵價格估計，再依據相同的住宅屬性，分別計算兩市場的價格並比較其間的差異（註 18）。然而，這樣的做法是假設兩市場不具有替代性。若兩市場是區隔的，對於購屋者而言便不存在選擇問題，因為兩市場的購屋者屬性完全不同，邏輯上來說，價差多少似乎也沒有探討的必要性。本研究的基本論點即是認為購屋者會從兩市場的比較並進而選擇單一市場進場購屋，並考量購屋者與物件參與拍賣市場是否為隨機分派現象，若非隨機分派時，分開估計所得到估計值就很可能因為選擇性偏誤而受到汙染（Johnston & DiNardo, 1997）。Maddala（1983）於該書 288 頁指出，若兩市場存在選擇問題，如果分別估計兩個方程式再比較因變數的差異，隱含著下列的模型關係：

$$\begin{aligned} Z^* &= W\gamma - \mu \\ Y_1 &= X_1\beta_1 + \varepsilon_1 \\ Y_2 &= X_2\beta_2 + \varepsilon_2 \end{aligned} \quad [8]$$

Z^* 為不可觀察的潛在變數，若 $Z^* > 0$ 則可觀察到 Y_1 的觀測值，反之則觀測到 Y_2 的觀測值。 W 為選擇方程式影響選擇的變數， X_1 與 X_2 為後兩個方程式的解釋變數， γ, β_1, β_2 為三個方程式的係數， $\mu, \varepsilon_1, \varepsilon_2$ 為三個方程式誤差項。然而，若對 Y_1 與 Y_2 分開估計時， ε_1 與 ε_2 則只利用部分樣本來加以定義，但是 μ 卻是由全部的樣本所定義的。在其他條件相同下（例如標準住宅），進一步比較 Y_1 與 Y_2 的差異則缺乏意義。再加上拍賣市場的樣本較少，分開估計時，拍賣市場的迴歸式估計會有自由度較少的情形出現。因此，我們仍採用內生性處理效果模型，僅以一項二元間斷變數區隔搜尋與拍賣市場機制間的價格差異，其餘解釋變數的影響性則皆視為相同。

五、實證結果分析

(一) 未考慮自我選擇偏誤問題之估計結果

下式表示本研究之房價方程式與其變數說明：

$$\begin{aligned} \text{LnUP} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Year} + \beta_2 \text{Area} + \beta_3 \text{High4_5} + \beta_4 \text{High6_13} + \beta_5 \text{High13} \\ & + \beta_6 \text{Garage} + \beta_7 \text{Top} + \beta_8 \text{Ground} + \beta_9 \text{Loc2} + \beta_{10} \text{Loc3} \\ & + \beta_{11} \text{Loc4} + \beta_{12} \text{Loc5} + \beta_{13} \text{Q2} + \beta_{14} \text{Q3} + \beta_{15} \text{Q4} + \beta_{16} \text{Auction} + u_1 \end{aligned} \quad [9]$$

這裡，主要以住宅屬性來估計房價方程式。在自變數方面，包括 Year、Area、High4_5、High6_12、High13、Garage、Top、Ground、Loc2-Loc5（以 Loc1 為基準）、Auction 等，此外，加入貸款季節變數 Q2-Q4（以 Q1 為基準）作為購屋季節的替代變數，共分為四個季節，即包含三個季節的虛擬變數 2004Q2-2004Q4，在此是為考慮到住宅市場的季節性景氣關係對於房價的影響。應變數為成交或拍定單價並取對數（LnUP）。此外，雖然點交風險也經常是相關文獻提及的最主要法拍屋購買風險之一，但限於問卷項目而無法取得此一變數（註 19）。因此，若是將購屋者貸款前所處理的點交成本視為交易價格的一部分，亦即因為點交風險而造成拍定價格下跌（預期係數為負），則本文所估計之拍賣機制價格效果便可能因為缺少此變數而產生偏誤（註 20）。

表三所顯示的為忽略自我選擇偏誤問題之估計結果，亦即視拍賣市場機制為單純的外生變數。即拍賣市場約折價 24%，經指數調整後折價為 27%（註 21），且達 1% 統計顯著水準。依此結果可以拒絕本研究的虛無假說，即指出拍賣市場明顯出現折價現象。

至於其他變數部份方面，隨著屋齡每增加一年，住宅單價折價 0.3%。住宅單價則是隨著面積愈大而愈降低，大約每增加一坪住宅單價便折價 0.5%。在住宅類型方面，相對於三層以下住宅，四至五層公寓的折價 7.68%（經指數調整後，後文有關虛

擬變數皆已調整，不再贅述），13 層以上高樓出現溢價 10.96%外，六至十二樓大樓類型則無顯著差異。附有車位會有溢價約 13.99%，位於一樓溢價 25.35%。此外，相對於台北市信義大安區，內湖南港區（東郊區）會有 20%折價，士林北投區（北郊區）會有 15.48%的折價，萬華、文山與大同區（早期開發與南郊區）則有 28.27%折價，至於與中正、中山、松山等舊市區則無明顯價差，表示區位或鄰里因素對於房價的影響力非常重要。最後以季節變數來控制整體價格變動趨勢，除了 2004 年第三季與第四季約微上升各 5%。估計結果的調整後判別係數為 0.37，且 F 值相當顯著，幾乎所有變數符號皆符合過去經驗。

表三 未考慮選擇性偏誤的房價估計（應變數為單價取對數值 LnUP）

變數名稱	係數	T 值	P 值
常數	2.738	64.13	0.000
拍賣市場	-0.240	-5.47	0.000
屋齡	-0.003	-2.90	0.004
面積	-0.005	-9.76	0.000
4_5 層公寓	-0.074	-2.21	0.027
6_12 層大樓	0.038	1.15	0.250
13 層以上大樓	0.104	2.88	0.004
車位	0.131	6.85	0.000
頂樓	0.010	0.47	0.642
一樓	0.226	7.18	0.000
舊市區	0.004	0.11	0.914
東郊區	-0.183	-4.22	0.000
北郊區	-0.144	-3.49	0.001
南郊區	-0.249	-5.82	0.000
2004Q2	0.038	1.80	0.071
2004Q3	0.055	2.75	0.006
2004Q4	0.044	1.82	0.068
調整後 判別係數		0.37	
F 值		10.43	
樣本數		886	

(二) 考慮自我選擇偏誤問題之估計結果

根據本研究上一部份所說明之實證方法，在此將利用 STATA 8.2 版計量軟體進行最大概似的估計，並同時加入穩健變異的估計，即以 Huber/White/sandwich 來取代傳統的 MLE 變異數估計。

在拍賣市場機制選擇模型方面，主要考量的是購屋者本身屬性與住宅屬性，是否會影響拍賣市場機制的選擇。應變數 Auction 為二元選擇變數，法拍屋為 1，非法拍屋為 0，為一內生性的虛擬變數。

1. 在購屋者屬性方面：

首先是購屋者的每月所得 (Income)，每月所得愈高者，跨越拍賣市場資金門檻的能力愈高，愈可能傾向於參與拍賣市場；第二是購屋者的年齡 (Age)，年齡較長者或許因為其購屋知識較豐富或者融資管道較多等，比較具備到拍賣市場嘗試的條件；第三是首次購屋的虛擬變數 (Noexp)，因為購屋經驗缺乏，預期比較不會參與法拍市場；最後是購屋後家庭居住人數 (Size)，居住人數愈多，可以推想購屋意見與考量愈多，因此較不會參與需快速決策的法拍市場。換言之，購屋者的自我選擇主要基於其相對優勢條件，可以在拍賣市場獲取更多的利益考量。

2. 住宅物件屬性方面：

在自變數方面，包括 Year、Area、High4_5、High6_12、High13、Garage、Top、Ground、Loc2-Loc5 (以 Loc1 為基準)，預期住宅老舊、距離台北市中心愈遠或愈偏僻的地方，愈可能因市場流動性相對較差而進入拍賣市場。一樓與頂樓住宅通常售價較高，然而也是台北市居民最容易違規使用的住宅，例如頂樓加蓋或者將一樓庭院改成停車位或店面等，此種情形對於市場流動性也將造成阻礙。其他屬性則不易事前判斷其係數的正負號。

表四為 STATA MLE Robust Treatment Effects Model 的估計結果。在拍賣市場機制選擇模型方面，以係數正負號與 10% 以下的顯著水準來判斷，在住宅物件屬性則包括屋齡較高、所在樓層為頂樓與一樓、內湖、南港，萬華、文山與大同區等傾向流入拍賣市場，至於面積大小、不同樓層數間等則無明顯差異。因此對於台北市而言，坐落在東南區的房屋，屋齡較高，或是位於一樓或頂樓的住宅違法使用可能性大，例如頂樓加蓋，在搜尋市場上相對較乏人問津，借款人無法順利變現，容易成為銀行的擔保品後流入拍賣市場。

傾向拍賣市場的購屋者屬性包括年齡愈高或所得愈高者，可能是年齡中高者與所得高者比較有能力跨過進入拍賣市場初期高資金需求的門檻，即能夠負擔保證金，且較無融資限制問題等，同時年齡所代表的投資經驗較為豐富或短期融資機會較多，因而較有能力進入拍賣市場。至於居住人數多者，則傾向於在搜尋市場購屋，顯示居住人數拍賣屋的決策符合本研究預期。首次購屋者在市場選擇方面則無明顯差異，但係數仍呈現負數，前者特徵或許可推論為市場上較具短期投資能力的購屋者比較傾向投入拍賣市場。

房價方程式的估計結果則顯示在表四上方。經過自我選擇偏誤考量後，拍賣市場的係數雖然為負號，折價率為 2.73%，但是統計上完全不顯著。至於其餘變數的符號與係數值都與表三相當接近。從表四下方的檢定結果可以看出，房價方程式與選擇方程式的誤差項相關係數（Rho）為 -0.232 且達到 0.05 的顯著水準（以誤差項零相關虛無假設的 Wald test，卡方值為 3.85，機率值 $0.0405 < 0.05$ ），表示若不考慮處理效果則原方程式的係數估計結果將會產生偏誤，即存在選擇性偏誤問題。本研究假說得到證實，即考量物件與購屋者之非隨機自我選擇偏誤後，無法指出拍賣市場一定具有折價效果。當然，此結果亦可能源於本研究樣本為房地產景氣復甦階段，而導致拍賣市場購屋者過於樂觀而造成出價過高所造成。

此結果顯示，拍賣市場之所以出現折價並非源於其市場運作機制較搜尋市場的效

率低，而是國內過去的文獻（註 22）忽略了拍賣市場的物件平均而言比搜尋市場物件的流動性較差，包括屋齡老舊、區位較偏離市中心、或者屬於違規使用可能性較高的一樓與頂樓住宅；再者，進入拍賣市場的資金門檻限制，導致較具有市場經驗、財務能力較高、或者居住人數較少的競價者才會選擇進入市場，再加上過去相關文獻實證資料，主要是在房地產景氣較差的階段，造成競價者出價保守，而造成與搜尋市場的價格差異現象。

表四 考慮選擇偏誤之房價方程式估計

變數名稱	係數	t 值	P 值
房價方程式(LnUP)			
常數	2.725	63.82	0.000
拍賣市場	-0.027	-0.41	0.681
屋齡	-0.003	-3.00	0.003
面積	-0.005	-9.62	0.000
4_5 層	-0.068	-2.02	0.044
6_12 層	0.043	1.28	0.200
13 層以上	0.113	3.13	0.002
車位	0.135	7.09	0.000
頂樓	0.010	0.47	0.640
一樓	0.206	6.52	0.000
舊市區	0.005	0.14	0.890
東郊區	-0.190	-4.36	0.000
北郊區	-0.144	-3.50	0.000
南郊區	-0.259	-6.07	0.000
2004Q2	0.036	1.72	0.086
2004Q3	0.053	2.62	0.009
2004Q4	0.037	1.53	0.127
選擇方程式 (Auction)			
常數	-2.783	-6.69	0.000
首次購屋	-0.158	-1.39	0.166
購屋者年齡	0.013	1.65	0.099
每月所得	0.057	3.18	0.001
居住人數	-0.179	-3.75	0.000
屋齡	0.019	2.36	0.018
面積	-0.001	-0.41	0.683

4_5 層	0.148	0.52	0.603
6_12 層	0.270	0.92	0.358
13 層以上	0.064	0.20	0.839
車位	-0.097	-0.61	0.540
頂樓	0.346	2.13	0.034
一樓	0.351	1.66	0.097
舊市區	-0.223	-0.40	0.687
東郊區	0.791	1.81	0.070
北郊區	0.370	0.82	0.413
南郊區	1.147	2.83	0.005
檢定結果			
Athrho*	-0.236	2.39	0.017
Lnsigma**	-1.027	63.62	0.000
Rho	-0.232		
Sigma	0.357		
Lambda***	-0.083		
Wald test of indep. eqns. (Rho = 0): chi2(1) = 3.85 Prob > chi2 = 0.0405			
Log likelihood = - 991.566 Wald chi2 = 804.37 Prob > chi2 = 0.0000			

- * Athrho 表示 $a \tanh \rho = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1+\rho}{1-\rho} \right)$ ，即相關係數 ρ 的反雙曲正切，以間接求出 ρ 值。即房價方程式與選擇方程式的誤差項相關係數。
- ** Lnsigma 表示 $\ln \sigma$ ，以間接求出 σ 值。其中 σ 表示房價方程式的標準誤。
- *** Lambda = $\lambda = \rho \sigma$ ，即兩方程式誤差項相關係數乘以房價方程式的標準誤。

六、結論

拍賣市場約佔我國購屋市場的 6%，台北市約占 5% 左右，已經逐漸成為我國購屋者的重要次級市場之一，因此拍賣市場的績效就顯得愈來愈重要。相對於拍賣理論的文獻，拍賣的實證分析就顯得相當缺乏，特別是不動產拍賣市場的分析更是稀少。因此，本研究利用了難得的資料來源與結構，除了搜尋市場與拍賣市場物件差異方面，同時考慮了購屋者的進入門檻限制與投資經驗等因素，對於市場機制自我選擇偏誤的影響，重新檢視了拍賣市場的績效，亦即拍賣市場與搜尋市場是否因為交易方式不同而造成折價效果。

以2004年房地產景氣復甦期間台北市成交與拍賣樣本資料作為實證結果顯示，如果未考慮自我選擇偏誤問題，經指數調整後之拍賣市場機制的住宅單價折價率為27%，且達1%統計顯著水準。但是，加入住宅物件與購屋者屬性的自我選擇偏誤校正後，拍賣市場機制折價率僅2.73%且統計上變得非常不顯著。分析其原因，在房地產景氣期間，我國流向拍賣市場的住宅本來就是在搜尋市場上流動性較差的非典型住宅，例如屋齡、區位與可能違規使用較高的一樓與頂樓住宅，至於選擇進入拍賣市場的購屋者又屬於財務能力較佳、年齡較長或居住人數較少等，較會傾向透過拍賣市場來購屋，而這些購屋者不論在搜尋市場或拍賣市場皆較具議價與融資能力。當校正這些自我選擇的偏誤後，我們很難斷言同品質物件透過拍賣市場的銷售機制，一定會比透過搜尋市場銷售的價格來得低。至於不景氣期間，即使經過選擇性偏誤校正後是否仍無顯著折價，未來若可取得適當的樣本資料後，可進一步再加以檢視。

不同於相關文獻僅考量物件的選擇性偏誤問題，本研究亦考量購屋者的市場機制選擇行為，探討哪些因素會影響購屋者對於拍賣與搜尋市場的選擇，並進而校正拍賣市場機制的價格效果。在控制購屋者與物件差異的選擇偏誤後，有趣的結果是，我國拍賣市場與搜尋市場間在景氣復甦期間並無顯著的價格差異存在，相較於國內過去相關文獻認為拍賣市場一定比搜尋市場折價較多的說法，可能需要在校正選擇偏誤與不同景氣時點下重新加以檢視。其次，既然我國拍賣市場已具備一定的運作績效，應能在此基礎上擴大拍賣市場的交易對象，例如讓擁有正常資產之賣方也可自願透過拍賣市場來出售房屋，或是降低進入拍賣市場的財務門檻等，將可使拍賣市場交易更加擴大。

註 釋

- 註 1：過去我國法拍市場的需求度並不高，長期拍定率都在 10%以下。
- 註 2：各類型購屋市場包括預售屋、新成屋、中古屋、法拍屋等四類。
- 註 3：許多房仲業者或不動產市場分析顧問，會把拍定率、待拍案量等作為分析拍賣市場熱絡程度的指標，並視拍賣市場為不動產投資需求的風向球。此外，2004 年拍賣市場總拍定數達 47,755 件，與該年內政部地政司公佈的買賣移轉件數 549,799 件相比，佔了約 8.5%左右。
- 註 4：Maher (1989) 從分類廣告分析墨爾本在 1983 年至 1989 年期間，拍賣屋市場大幅成長，從 25%成長到 50%左右。關於澳洲拍賣市場的發展，可參見 Lusht (1990a)。
- 註 5：非典型住宅即品質差異性較高之住宅，Haurin (1988) 認為非典型住宅的搜尋時間明顯高於典型住宅。
- 註 6：事實上，折價程度的大小並無法推論為市場效率程度，而是透過搜尋與拍賣市場的價格分散去衡量。在此感謝匿名審查委員對於本文觀念之釐清。
- 註 7：自我選擇偏誤 (self-selectivity bias) 問題又稱為內生性處理效果 (endogenous treatment effect) 或稱為方案有效性 (program effectiveness)，見 Greene (1993)。Stromsdorfer & Farkas (1980) 所編輯的 *Evaluation Studies* 一書對於自我選擇偏誤與校正方法有非常詳盡的介紹，特別是依據樣本是否隨機指派 (random assignment) 與樣本是否遺漏 (sample attrition) 等兩種情境，區分出自我選擇偏誤 (非隨機指派且無樣本遺漏) 與 truncated samples 與 censored samples (樣本遺漏) 等的差異。
- 註 8：Adams et al. (1992) 曾建立賣方獨占最適動態價格訂定策略模型，並指出拍賣永遠不會是最適的而且會出現折價的情形。
- 註 9：Lusht (1996) 與 Dotzour et al. (1998) 採取 Heckman (1979)、Maddala (1983)、Lee (1982) 等所發展的兩階段校正方式；Mayer (1998) 以重複交易價格指數法控制選擇偏誤問題，並比較特徵價格法估計結果之間的差異；Quan (2002) 在缺乏賣方持有成本與買方搜尋成本替代變數的限制下，無法以標準的自我選擇模型而改以對常態性假設較強的三階與五階動差法 (method-of-moments estimators) 來加以校正。
- 註 10：目前金融機構處理逾放擔保品主要仍以法院拍賣為主，流程包括：法院接受聲請強制執行、鑑價、核定底價、先期公告、揭示與登報、投標、開標並公告、點交、再拍賣、後續之分配價款等行政程序。澳洲與紐西蘭等國家多採用英式拍賣，即 English Ascending Price，以公開口頭向上加價方式競標，最後由出最高價者得標。常見的拍賣方式還有第一價位密封投標，為我國目前法院拍賣的方式，即競標者在投標期間將標價寫在標單上，最高價者得標。另有荷蘭式拍賣 (Dutch Descending Price)，即公開口頭向下減價式競標，第二價位密封投標 (Second price) 仍由最高價者得標，但僅支付第二高價者的標價。而跟據 Quan

(1994) 與 Dotzour et al. (1998) 的調查，不動產的拍賣方式未見荷蘭式與第二價位密封投標兩種。

註 11：舉例來說，位於都會市中心的住宅成為拍賣物的機率就可能遠低於市郊地區，因為流動性很高，債務人可以輕易脫手來抵償債務。反之，位於區段不佳的住宅，則有更高的機會成為拍賣物。

註 12：所得一直是許多實證文獻作為購屋者搜尋成本最主要的替代變數，且所得愈高者，搜尋成本愈高，例如 Zumpano et. al (1996)、Elder et al. (1999) 與 Elder et. al (2000) 等利用所得作為購屋者搜尋成本的最主要解釋變數。

註 13：該論文採用的是以法拍特徵價格估計結果，再以標準住宅推估價差的方式。

註 14：由於國內的新成屋與預售屋多半由建設公司與代銷公司來進行銷售，且幾乎不會流向拍賣市場，為避免實證上的偏誤，因此加以刪除。

註 15：經查證景氣較低時之 2002 年到 2003 年住宅需求資料，當時的問卷內容並無所在樓層、車位、購屋者的年齡、居住人數等變項，因此很難加以比較。

註 16：Barnow et al. (1980) 依據所推衍的 Heckman-Maddala-Lee 兩階段估計法為基礎來估計內生性處理效果。相關文獻如 Zumpano et al. (1996) 即將第一階段 Probit 模型所估計的 IMR 與該文的處理效果變數（仲介服務）同時加入第二階段的房價方程式裡，以估計仲介服務的價格效果。倘若 IMR 值不顯著，即代表無自我選擇偏誤問題，即可利用房價方程式來估計拍賣市場的價格效果。有關此類潛在變量模型之討論，詳見 Greene, 2000: chapter 21。

註 17：詳見 Stromsdorfer & Farkas (1980)，頁 37。

註 18：搜尋市場與拍賣市場之間是否為替代財貨似乎是一個值得深入探討的議題，換言之，兩個市場是區隔性市場或是替代性市場？倘若為區隔性市場則購屋者便不存在市場機制選擇的問題。感謝匿名評審指出此間的重要差異，並建議作者對兩市場樣本分別估計與檢定。經作者分開進行實證分析後，即採用 Endogenous Switching Regression model 的分析方式，將搜尋市場與拍賣市場分別以兩條迴歸式檢視各項因素對成交價格的影響。在分別估計後，部分變數的係數的確有較大的差異，例如部分區位與樓層因素等。

註 19：由於本研究資料來源皆為房貸購屋者，據以推論購屋者貸款前應已事先解決點交問題。

註 20：蔡芬蓮等 (1997)、陳憶茹、張金鶚 (2004)、彭芳琪、張金鶚 (2005) 皆曾利用點交為解釋變數，惟實證結果幾乎都不顯著。這可能是購屋者僅投標給可接受點交風險的對象，若以拍定樣本進行實證分析時，點交風險在統計上並不會顯著，主要是存在樣本生存偏誤的問題 (survival bias)。但亦可能源自資料、模型或是內生選擇問題，例如有能力解決點交風險的購屋者才會進場競標。以上感謝匿名審查委員提供的見解，作者們甚感同意。

註 21：若自變數為虛擬變數時，其係數應調整為 $100 * [\exp(\text{係數}) - 1]$ (Wooldridge, 2000: 218-220)。

註 22：例如陳憶茹與張金鶚 (2004) 對於 2001 年至 2002 年所估計的法拍屋平均折價

為總價的 17.20%，作者並將此結果引申為拍賣市場很無效率，包括資訊不透明、或者定價制度沒有彈性，使得購屋者進場的人少，導致投標價偏低等。

參考文獻

李建德

2004 <近年來所興起之各種不動產拍賣方式對不動產交易市場之影響>《現代地政》，275: 137-148。

邱國勳、張金鶚

2003 <我國不良資產處理方式之研究>《管理評論》，22(1): 75-97。

陳憶茹、張金鶚

2004 <法拍屋市場結構與價格之分析>《2004年中華民國住宅學會第13屆年會學術研討會論文集》新竹：中華民國住宅學會。

彭芳琪、張金鶚

2005 <不同拍賣機制對不良資產價格之影響>《2005年中華民國住宅學會第14屆年會學術研討會論文集》台北：中華民國住宅學會。

蔡芬蓮、張金鶚、林秋瑾

1997 <法拍屋價格影響因素之研究—台北市為例>《1997年中華民國住宅學會第6屆年會學術研討會論文集》台北：中華民國住宅學會。

Adams, P., B. Kluger, & S. Wyatt

1992 “Integrating Auction and Search Market: The Slow Dutch Auction,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 5(3): 239-253.

Allen, M.T. & J. Swisher

2000 “An Analysis of the Price Formation Process at a Hud Auction,” *Journal of Real Estate Research*. 20(3): 279-298.

Ashenfelter, O. & D. Genesove

1992 “Testing for Price Anomalies in Real Estate Auctions,” *American Economic Review*. 82(2): 501-505.

Barnow, B.S., G.G. Cain & A.S. Goldberger

1980 “Issues in the Analysis of Selectivity Bias,” in *Evaluation Studies Review Annual*. 5:43-59. ed. E. W. Stromsdorfer & G. Farkas, Beverly Hills, CA: Sage.

Dotzour, M.G., E. Moorhead & D.T. Winkler

1998 “The Impact of Auctions on Residential Sales Prices in New Zealand,” *Journal of Real Estate Research*. 16(1):57-71.

Elder, H.W., L.V. Zumpano & E.A. Baryla

1999 “Buyer Search Intensity and the Role of the Residential Real Estate Broker,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 18(3):351-368.

2000 “Buyer Brokers: Do They Make a Difference? Their Influence on Selling Price and Search Duration,” *Real Estate Economics*. 28(2): 337-362.

- Greene, W. H.
 2000. *Econometric Analysis*. 5th ed. NY: Macmillan.
- Haurin, D.
 1988 "The Duration of Marketing Time of Residential Housing," *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*. 16(4): 396-410.
- Heckman, J. J.
 1979 "Sample Selectivity Bias as a Specification Error," *Econometrica*. 47(1): 153-161.
- Hill, R. Carter, Lee C. Adkins & Keith A. Bender.
 2003 "Test Statistics and Critical Values in Selectivity Models," in *Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models: Twenty Years Later, Advances in Econometrics*. 17:75-105. ed. R. Carter Hill & Thomas B. Fomby, Elsevier science.
- Johnston, J. & J. DiNardo
 1997 *Econometric Methods*. 4th. ed. McGraw-Hill.
- Lee, L. F.
 1982 "Some Approaches to the Correction of Selectivity Bias," *Review of Economic Studies*. 49(3): 355-372.
- Lee, L.F. & W.G. Trost
 1978 "Estimation of Some Limited Dependent Variable Models with Applications to Housing Demand," *Journal of Econometrics*. 8: 357-382.
- Lusht, K. M.
 1990a *Auctions versus Private Sales of Houses: A Description and Empirical Analysis of Melbourne, Australia Market*. Working Paper, The Pennsylvania State University, Philadelphia, PA.
 1990b "Kenneth Lusht Discusses Real Estate Auctions, Australian Style," *ORER Letter*. The Office of Real Estate Research at University of Illinois at Urbana Champaign.
 1994 "Order and Price in a Sequential Auction," *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 8(3): 259-266.
 1996 "A Comparison of Prices Brought by English Auctions and Private Negotiations," *Real Estate Economics*. 24(4): 517-530.
- Maddala, G.S.
 1983 *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Maher, C.
 1989 "Information, Intermediaries and Sales Strategy in an Urban Housing Market: The Implications of Real Estate Auctions in Melbourne," *Urban*

- Studies*. 26(5): 495-509.
- Mayer, C.J.
- 1995 "A Model of Negotiated Sales Applied to Real Estate Auctions," *Journal of Urban Economics*. 38(1): 1-22.
 - 1998 "Assessing the Performance of Real Estate Auctions," *Real Estate Economics*. 26(1): 41-66.
- Nawata, K. & M. McAleer
- 2001 "Size Characteristics of Tests for Sample Selection Bias: A Monte Carlo Comparison and Empirical Example," *Econometric Reviews*. 20, 105-112.
- Nawata, K. & N. Nagase
- 1996 "Estimation of Sample Selection Bias Models," *Econometric Reviews*. 15: 387-400.
- Newell, G, J. MacFarlane, K. Lusht & S. Bulloch
- 1993 *Empirical Analysis of Real Estate Auction versus Private Sale Performance*. Working Paper, University of Western Sydney: Hawkesbury, Australia.
- Quan, D.C.
- 1994 "Real Estate Auctions: A Survey of Theory and Practice," *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 9(1): 23-49.
 - 2002 "Market Mechanism Choice and Real Estate Disposition: Search versus Auction," *Real Estate Economics*. 30(3): 365-384.
- Rosen, S.
- 1974 "Hedonic Price and Implicit Market: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*. 82(1):34-55.
- Stromsdorfer, E. W. & G. Farkas
- 1980 *Evaluation Studies Review Annual*. 5, Beverly Hills, CA: Sage.
- Wooldridge, J M.
- 2000 *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. South-western College Publishing.
- Zumpano, L.V., H. Elder & E.A. Baryla
- 1996 "Buying a House and the Decision to Use a Real Estate Broker," *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 13(2): 169-181.