

學術論著

臺灣法拍屋之拍定價格與面積關係之探究

An Investigation of the Relationship between the Final Bid Price and Floor Area of Foreclosed Properties in Taiwan

謝富順* 張巧宜**

Fu-Shuen Shie*, Chiao-Yi Chang**

摘要

法拍屋市場中，每坪單價為競拍者重視之變數，本文以分量迴歸進行研究，探討法拍屋每坪單價與建坪面積之關係。實證結果發現，於台北地區之法拍市場，當每坪單價較低時，坪數與每坪單價呈負相關，而每坪單價較高時，則出現當坪數愈大，每坪單價愈高之結果。於台中、高雄地區之法拍市場，則皆符合邊際效用遞減法則。在檢視樣本特性後，本文進一步發現：當房屋每坪單價高於某一水準時，面積與每坪單價之關係為正相關，此可能與法拍屋購買人預期未來將會轉售法拍屋，而以不動產供給者角度法定其出價策略，為極大化其利潤，而採數量溢價訂價，此發現有助於競拍者制定其出價法策。

關鍵詞：法拍屋、數量溢價、分量迴歸

ABSTRACT

In property auction markets, the price per ping (the unit of area in Taiwan) is a significant factor for bidders. This research paper discusses the relationship between the price per ping and the total floor area of the property using quantile regression. The empirical results show that for the property auction market in Taipei, a negative correlation existed between the floor area and the price per ping when the average price per ping was relatively low. However, when the average price per ping was higher, the opposite occurred, so that the larger the floor area, the higher the price per ping. On the other hand, for the property auction market in Taichung and Kaohsiung, the results conformed to the law of diminishing marginal utility. After inspection of the sample characteristics, the research results show that as the price per ping reached a certain level, a positive correlation was displayed between the floor area and the price per ping. A likely reason for this outcome was that bidders expected to resell the foreclosed properties in the near future. Bidders decided the bidding price from the perspective of the fixed asset providers. The bidders employed quantity premium pricing in the hope of maximizing profits. The results of this research are a useful source of reference to auction bidders when deciding the bid price.

Key words: foreclosed houses, quantity premium, quantile regression

(本文於2010年1月12日收稿，2010年10月21日審查通過，實際出版日期2010年12月)

* 國立台中技術學院財務金融系助理教授

Assistant Professor, Department of Finance, National Taichung Institute of Technology, Taichung, Taiwan, Republic of China.
E-mail: fsshie@ntit.edu.tw

** 國立台中技術學院保險金融管理系助理教授

Assistant Professor, Department of Insurance and Finance, National Taichung Institute of Technology, Taichung, Taiwan, Republic of China. E-mail: cyc@ntit.edu.tw

作者感謝兩位匿名審查委員提供寶貴意見，增進本文的完整性，也延伸了作者的思考層面。

一、前言

台灣房地產拍賣交易市場同時存在兩種拍賣機制，分別為由銀行自行或委外舉行的「銀拍屋」市場，其拍賣機制為採取公開喊價之英式拍賣 (English auction) 的方式(註1)，而另一種為由法院所舉行的「法拍屋」市場，其拍賣機制為採取第一價位密封投標拍賣 (sealed-bid auction)。而另一種「金拍屋」的拍賣市場，其拍賣機制與「法拍屋」並沒有多大的不同，差別僅在於「金拍屋」是法院委託台灣金融資產服務公司(簡稱台灣金服，TFASC)以公開拍賣的方式所拍賣的房子。

依據內政部統計月報顯示，法拍屋拍定案件佔建物買賣移轉登記件數之比例由2006年的5.66%，一直持續增加到2009年9月底的7.53%，由此可知，拍賣市場逐漸成為購屋者重要選項之一，法拍賣屋市場的也愈來愈受到投資人的關心，廖仲仁、張金鶚 (2009)所研究2004年法拍市場，即指出此一發展趨勢。

法拍屋相對於一般市售房屋，購買者通常可以較低價格取得不動產之所有權，如張金鶚等(2008)提出，於2001年至2002年所觀察之法拍屋，平均折價17.20%；蔡芬蓮等 (1997)對於1992年與1993年所觀察之法拍屋，折價2%至13%不等。此亦透露出法拍屋之價格與其成交情況，與一般房屋市場有別，其資訊之不透明、購屋者人數較少、法拍參與程序較一般購屋複雜等因素，皆存在特殊之買賣情形。法拍屋之價格，為競拍人投標而得(註2)，而不若一般房地產價格為建商考量其成本，於極大化利潤下之買賣雙方供需而得之價格，或於房屋次級買賣市場中，買賣雙方通常有充分的時間，可以自由議價；法拍屋市場其配對時間則被限制，自進入法拍程序到成交配對之時程，皆須依據法院拍賣流程，故需於短期內(投標公告至拍賣日)出售，造成拍賣價格小於市價之折價現象 (Mayer, 1995; Lusht, 1994; Allen & Swisher, 2000)。本研究所關心之坪數大小與每坪單價之關係，可提供未來參與法拍市場之投資者參考。

房屋之價格，與眾多因素皆有關聯，然購買者相當在意之「坪數」大小，與每坪價格之關係，過去文獻存在不一致之實證結果，如：李泓見等 (2006)的實證結果中指出，當坪數越大時，每建坪價格將增加，而提出兩者為正相關的結論；然而廖仲仁、張金鶚 (2009)在探討房屋價格時，則以一般房屋買賣成交之每坪價格或法拍屋之拍定每坪價格作為應變數，而發現住宅面積與每坪價格呈負顯著，亦即住宅單價隨著面積愈大而愈降低。此兩種不同的結果，何者為對，或者兩者皆對，實為值得探究之議題。

Tabuchi (1996)提出，由於不完全競爭市場的存在，使得住宅市場的供給者，以非線性定價的策略，以獲取更大的自身利益，亦即建商依消費者對住宅面積之滿足程度不同，而訂定不同的價格，如數量溢價 (quantity premium)之現象，指的是邊際效用隨著數量增加而為一遞增函數，當坪數增加，每坪單價上升，這在非典型住宅市場資訊相對不充分之下，更提升非線性訂價策略的應用空間。

以Tabuchi (1996)的觀點而言，若延伸至資訊相對更不充分之法拍屋市場，則數量溢折價的情況將更明顯，在法拍屋市場之購買人，以非自住型投資人居多，一般稱之為投資客，考量Tabuchi (1996)之數量溢價觀念，便可能出現每坪單價與坪數正相關之情況。

非自住型投資人，預期未來出售得標住宅，故其在出價競標法拍屋時，猜測欲購買每坪單價較低的住宅之消費者，與欲購買(或有能力購買)每坪單價較高的自住型消費者，對於總坪

數大小，存在不同之消費心理。欲購買每坪單價較低之自住型消費者，若以“足夠基本生活空間”為前提，只要滿足基本生活空間，當坪數愈大時，願付邊際單價愈低，消費者的每坪效用呈現遞減式增加，此時，實證可觀察到坪數與每坪單價呈負相關。(註3)

欲購買每坪單價較高之住宅時，若住宅在地段、或在其他客觀條件下，其屬於較稀有，基於物以稀為貴或其他考量，因而法拍屋競價者便以“因為法拍屋相對市價便宜，購買坪數愈大，(心理上)賺得愈多”為思考，且預期未來承接購買之自住型購屋人，對此條件較佳之待拍物件，也有相同之消費心理，故當坪數愈大時，願付邊際單價愈高，因為即使付得單價高，也會比市價來得低，若能購買較大數量(坪數)，由於待拍物件之稀有性，則此次拍賣成交愈可得到心理上之滿足，故在單價高於某水準後(代表待拍物件之優良客觀條件)，預期可見當坪數愈大，競拍者願付之價格愈高，故每坪單價愈高之結果。非自住型之法拍屋競拍人，與預期未來潛在自住型購屋人具有相同之消費心理，效用呈現遞增式增加。此時，實證可觀察到坪數與每坪單價呈正相關。此與Clauret & Daneshvary (2009)提及，法拍屋價格應考量個別物件之實質條件等因素，才能更正確去對法拍屋價格作評價之觀念十分接近。

然而，有一點值得注意，在Tabuchi (1996)的說明中指出，定價者雖然為房屋供給者，但並不同於法拍屋市場中的訂價者為房屋的需求者(參與競拍者)，然而，Tabuchi (1996)指出，房屋供給者為猜測需求者之效用而使用數量溢價策略，相似的是，在法拍屋市場中，非自住目的之購買者(投資客)預期未來出售時，潛在之購買人(即房屋自住需求者)，而以房屋供給者角度思考，作出數量溢價之出價策略。

考量法拍屋價格與數量之關係時，若以傳統迴歸模型，亦即最小平方法，估計變數間的關係，此乃對於自變數與應變數兩者之均數行為作探究，此為迴歸模型之模型特性，以房屋坪數對每坪單價之關係而言，其所表現的是在各觀察樣本中，坪數對於房屋單價均值(如：17萬/坪)之關係。然而，在房屋單價較高或較低之兩端值(如：5萬/坪或30萬/坪)，坪數與房屋每坪單價之關係如何，則不得而知，故本文欲以分量迴歸作為估計模型，以補足最小平方法估計迴歸模型之缺失，觀察不同分量下，各解釋變數對被解釋變數的影響程度差異。

過去分量迴歸應用於相關主題，曾有文獻以房屋總價作為研究，如：張怡文等 (2009)以台北市住宅大廈成交資料建構模型，分別探討分量迴歸模型與最小平方迴歸模型之可行性與估價精確度時，該文指出分量迴歸模型可提升房屋總價於兩尾端估計精確度，故以分量迴歸應可更有效觀察樣本受變數影響之全貌。

本文主要目的即為以法拍屋為觀察對象，應用分量迴歸模型探討坪數對於每坪單價之關係，以供作法拍屋市場競拍之參考，並提供投資人制定其投標決策。

本文實證結果發現，坪數與價格之關係，正向及負向之關係皆存在，惟其是以房屋單價高於某一水準作為區分。例如於台北地區之法拍市場中，坪數與每坪單價之關係，出現不一致之結果，當單價較低時，坪數愈大，單價愈低；而單價較高時，則出現當坪數愈大，單價愈大之結果。於台中、高雄地區之法拍市場，兩者則皆呈現正相關。進一步觀北中南之樣本特性發現，當房屋每坪單價高於某一水準時，即坪數與每坪單價之關係呈現負相關。此一現象提供法拍屋投標時十分重要之訊息，且後續研究可將之應用於一般房屋市場作深入探討。

本研究結構如下：除第一部分為介紹外，第二部分說明相關文獻；第三部分為模型說明；第四部分為實證資料與實證結果。最後一部分為本研究之結論。

二、文獻探討

過去在討論房價時，大多以總價作為變數，此時房屋面積則可視為房屋之特徵之一，Miller (1982)、Chau et al. (2001)證實面積顯著影響房價，Sirmans et al. (2005)回顧過去不同地理區域的特徵價格法，其研究實證結果發現，面積對房屋價格具有顯著的正向影響。由於不動產總價是隨著建物面積增加而上升，故坪數對總價之影響必然為正向；總價此變數對於購屋者在進行法拍屋競價拍賣時，助益不大，而本文欲探討之每坪單價，在實務上乃為購屋者重視之變數，依此作為其對房屋之價值判斷；而在法拍市場，尤為如此，以每坪單價作為應變數，對競拍者能提供更多有價值之資訊。

傳統上，以財貨為對象的消費理論分析，而Lancaster(1966)提出「特徵消費理論(hedonic consumption theory)」，以特徵為研究對象，而非財貨本身。消費者購買財貨在乎的是由此財貨具有其所需要的特徵，消費者可由這些特徵得到滿足，而非財貨數量多寡。其後，Ladd & Suvannunt(1976)建立消費財特徵模型(consumer goods characteristic model)，將財貨視為特徵的組合，與Lancaster 模型不同，此模型不限制特徵的邊際效用必須為負，每一特徵之邊際貨幣價值，等於消費每一單位財貨所得之特徵數量乘以特徵之隱含價格。

若法拍屋之效用函數可表達為： $U = U(G_1, G_2, \dots, G_m)$ 。 G_i 為法拍屋之第*i*種特徵之總量，競拍者對法拍屋之特徵價格函數可表示為： $G_i = V_i Q$ ， V_i 代表法拍屋所含之第*i*種特徵(如：坪數為特徵之一)之數量， Q 代表法拍屋之數量(如：有幾棟)，競拍者在其預算限制之下，極大化效用函數。

Tabuchi (1996) 數量溢價現象，在不完全競爭之住宅市場的現象，住宅供給者利用消費者對於住宅之邊際效用隨著數量增加之特性，為獲取極大利潤，坪數增加時，訂價策略為每坪單價上升，該文指出，日本電梯大廈面積與單價即呈現顯著的邊際價格遞增關係，並從住宅之不可逆性——要合併或分割已完工之公寓大廈是不可能的——去解釋住宅面積越大，其單價可能越高的現象。

除了以邊際效用來解釋房屋面積與每坪單價之關係，另外，文獻上也提出，以住宅興建成本而言，面積可視為產量與規模，故以規模經濟的角度來看，住宅興建成本會因為住宅面積增加而降低(李泓見等，2006)，此立論則可解釋面積與單價為反向關係之原因。然而，在法拍屋中，若欲以住宅興建成本作說明，並不合適，其仍因為法拍屋之價格為房屋需求者之出價，而非生產者(建商)之定價策略下的買賣方交涉的結果。

如前所述，在討論法拍屋之每坪單價與面積的關係時，若以房屋需求者(競拍者)的觀點出發，較為合理，而非單純就生產者(建商)之定價策略或其生產成本來作解釋。本文所建立實證模型，呼應Ladd & Suvannunt (1976)所提出之特徵的邊際效用不一定為負之理論基礎。

過去Rosen (1974)、Epple (1987)、Bartik (1987)指出，很難以相同之供給或需求函數來涵蓋特徵價格之內容。Newsome & Zietz (1992)提出，不宜以同一房屋價格之分配(distribution of housing prices)來衡量不同的房屋特性。

Malpezzi (2003)指出不同的消費者對於房屋之特性，會有不同的評價，基於此，故若以分量迴歸模型，可以觀察於不同之每坪價格下，坪數與每坪單價之關係，而不同之每坪價格則具有代表不同之房屋特性之意涵。過去使用分量迴歸探討不動產主題之文獻尚不多，Zietz et al. (2008)以分量迴歸研究面積與房屋總價之關係，發現高總價購屋者與低總價購屋者，對

面積有著不同之評價，雖都為正向關係，但高總價購屋者，其面積與總價之正相關更強；該文將高低不同之房屋總價購屋者，解讀為不同之消費族群，低總價購屋者為所得低或信用較差者，高總價購屋者則相反；此與本文以每坪價格代表不同的房屋品質或特性並不相同。國內文獻亦有以分量迴歸進行類似地研究，張怡文等 (2009)以台北市住宅大廈成交資料建構模型，實證結果發現以最小平方迴歸模型估計相較於分量迴歸，對於一樓、頂樓、車位、區位等變數有高估或低估的情形，目前國內尚缺乏以單價作為應變數來研究法拍之文獻。

過去文獻在討論台灣不動產之價格與坪數關係，有以總價款作為探討對象，如：張麗姬 (1994)及林秋瑾等 (1996)以特徵價格模型探討坪數對成交總價之關係，發現兩者呈正相關。林祖嘉、馬毓駿 (2007)以特徵方程式大量估價模型探討地坪對房屋總價之關係，同樣支持兩者呈正相關。彭建文等 (2009)與上述文獻得到相似結果，房屋面積對成交總價呈正向關係。

逾放擔保品或不良資產為台灣法拍屋市場主要標的，當債務人違約，未定期償還其債務本息，使房屋遭到法院查封拍賣，而每坪價格對於競價者則為重要之出價依據，故本文欲探討法拍屋每坪單價與總價之關係。而同樣以每坪單價作為探討對象之文獻，如：彭建文、賴鳴美 (2006)以特徵價格模型探討坪數對成交單價之關係，發現呈負相關。李泓見等 (2006)將住宅類型區分為電梯大廈、透天住宅與套房，發現電梯大廈與透天住宅之住宅面積與單價呈正相關，套房住宅則呈負相關但不顯著。由以上文獻可知，雖然面積與總價呈正向關係已為大多文獻所同意，然而，面積與單價之關係則未定。國外文獻也是正負向關係皆有文獻支持，Brownstone & De Vany (1991)、Colwell & Munneke (1997)、Sirmans et al. (1997)、Isakson (1997)等實證則指出兩者為負相關；而Tabuchi (1996)與Lin & Evans (2000)之實證則支持不動產土地價格與其面積呈正相關。

在其他同樣會影響房地產價格之因素，雖非為本文意欲探討之重心，惟仍列出供讀者作為參考。Rosen (1974)提出特徵價格理論 (hedonic equation method)，指出在消費者追求效用極大、廠商追求利潤極大化下，住宅價格為多種住宅特徵價格結合，在本文所討論的面積變數之外，過去被納作討論的除了坪數之外，還有多種因素，本文將之概略分為幾類，其一為交通條件，如：區位、市場距離、捷運車站影響範圍、房屋至捷運車站之實際距離、路寬；第二為關於房屋本身之條件，則有衛浴設備套數、所在樓層、屋齡、地上總樓層數；第三為關於房屋週邊之環境及附屬設施，可分為：是否有停車位、輸變電設施可視見之程度、公共設施面積；第四是與景氣相關之變數，包含租金、所得成長率、購買貸款利率；最後，其他因素則例如建商議價空間等。Johnson et al. (2007)則指出行銷時點、賣方售屋之誘因及態度、地段都會影響住宅出售的成功機率。以下以切合台灣情形之國內文獻作回顧。

關於交通條件，在區位方面，由於愈接近市區，交通越便利，房價越高，張麗姬 (1994)、張金鶚 (1995)、彭建文、賴鳴美 (2006)發現其與房價呈正相關。蘇京皓、洪鴻智 (2003)探討市場距離對住宅價格總價之關係，則發現距離市場愈遠，住宅價格總價愈高。洪得洋、林祖嘉 (1999)以Alonso的競價理論及Rosen的特徵價格理論探討捷運車站影響範圍內對成交單價之關係，發現呈正相關。而房屋至捷運車站之實際距離則對成交單價呈負相關，即距離愈遠，價格愈低；類似地，蘇京皓、洪鴻智 (2003)，彭建文等 (2009)實證結果則支持捷運站距離對住宅價格總價之關係呈負相關。彭建文等 (2009)另外也提出路寬對成交總價呈正向關係。

關於房屋本身的條件，過去文獻發現，衛浴設備套數則與成交單價呈正相關，如：張金

鶚 (1995)、彭建文、賴鳴美 (2006)。所在樓層也會影響成交單價，如：張金鶚 (1995)發現一樓與頂樓成交單價相對較高，四樓受中國傳統觀念影響，價格最低。彭建文、賴鳴美 (2006)探討所在樓層對成交單價之關係，則發現為正相關。關於屋齡則是與成交單價呈現負相關，如：張金鶚 (1995)、林祖嘉、林素菁 (1994)、彭建文、賴鳴美 (2006)。若以房屋總價而言，則有不同的實證結果，如：彭建文等 (2009)發現屋齡與成交總價呈正相關。林祖嘉、馬毓駿 (2007)發現兩者呈負相關。關於地上總樓層數，文獻上常以六樓作為分野，六樓及以下樓層數者為公寓住宅，七樓及以上樓層者表示電梯住宅大廈，由於樓層愈高，建築成本愈多，相對地建商索取價格也愈高，成交單價亦愈高，李月華(1997)、彭建文、賴鳴美 (2006)即支持兩者之正向關係。

關於房屋週邊之環境及附屬設施，在都會地區一位難求之情況下，是否有停車位為購買者重視之購屋因素之一，如：蘇京皓、洪鴻智 (2003)支持有停車位之住宅，價格總價較高。另外，該文還發現如輸變電設備之嫌惡設施，對住宅價格總價呈負相關，輸變電設施可視程度愈高，住宅價格愈低。林祖嘉、馬毓駿 (2007)之實證還指出，公共設施面積與房屋總價呈負相關。

景氣相關之變數方面，林祖嘉、馬毓駿 (2007)探討購買貸款利率對房屋總價之關係，發現呈負相關。同文也發現所得成長率對房屋總價之關係，發現呈正相關。而曾建穎等 (2005)以租金指數法探討租金對房價之關係，租金變動對房價的影響不明顯。

其他因素，如建商議價空間，在實證上有不同的見解，彭建文、賴鳴美 (2006)以特徵價格模型探討建商議價空間對成交單價之關係，發現呈負相關。而鄒欣樺等 (2007)以二項式 logistic 模型探討建商議價空間對單價之關係，發現呈正相關。

針對於法拍屋價格之影響變數之相關文獻，張金鶚等 (2008)指出其拍賣價格與競標人數呈反向關係，由於法拍屋市場之競爭程度不足，隨著競標人數增加，折價幅度將減少。張金鶚等 (2008)進一步指出，隨著競標人數的增加，市場價差幅度會以邊際斜率漸減的非線性曲線型態，逼近市場價格；但超過6人以上時，折價縮小的效果就微幅降低了。張梅英、鍾陳佳 (2002)則認為，若將影響法拍屋拍定價格之因素分為兩類，一類為一般住宅屬性，另一類為法拍屋特別的屬性，如：拍次、競標數、底價等，則實證結果發現，法拍屋的拍定價格受到法拍屋特別屬性之影響較大，而受到一般住宅屬性的影響程度反而較不顯著。

在估計不動產價值方面，自Rosen (1974)發展出特徵價格方程式估計法(hedonic equation method)以來，國內外即有相當多的文獻以此方法來估計不動產價值(註4)，並將其作為比較的模型。過去文獻在不動產議題上，以分量迴歸作為探討的文章，尚未有論及法拍屋價格特性者，如廖仲仁、張金鶚 (2006)以分量迴歸模型觀察仲介服務的價格效果，發現仲介服務費於低房價 (在250萬元時) 時存在溢價，而在較高房價時(房價在625萬元)以上則存在折價現象；而住宅成交總價與住宅屬性 (如：住宅面積、區位、一樓、車位、購屋者收入) 之間，也存在依住宅成交總價而不同，而有正負符號相同之非線型關係。張怡文等 (2009)以台北市大廈為例，樣本期間自2004年Q1至2005年Q2，以分量迴歸 (Quantile Regression, QR) 模型研究非典型住宅(如：高總價豪宅和低總價小套房)的價格預測，實證結果發現以最小平方迴歸模型估計對於一樓、頂樓、車位、區位等變數有高估或低估的情形，而建議應以分量迴歸分析並且分量迴歸對於兩側尾端樣本有較佳的預測能力。由於鮮少有探討每建坪價格的研究文獻並針對法拍價格做為主要研究對象，就如同張怡文等(2009)所提及，近年來分量迴歸已廣泛應用於各

學術領域，但未有文獻應用於法拍市場的研究上，此即本文採用分量迴歸探討法拍不動產價格行為的動機。

三、實證模型

過去文獻大多僅使用一般迴歸分析對資料整體之“均數”狀態作說明的缺點，本文使用 Koenker & Bassett (1978)所提出的分量迴歸 (Quantile Regression, QR)方法，依照不同之分量值來求得不同組之分量估計值，此可進一步利用不同的分量值來了解整個資料分配狀態的優點。

首先，本文之迴歸估計式如下：

$$PPFA_n = \beta_0 + \beta_1 FA_n + \varepsilon_n, \dots\dots\dots (1)$$

式中 $n = 1, 2, \dots, N$ ， N 為樣本數， $PPFA = AP / FA$ 為每建坪價格 (price per floor area, $PPFA$)， $\varepsilon_n \sim \Phi(0, \sigma^2)$ 誤差項並假設為一常態分配，令 θ 為第 θ 分量迴歸，則第 θ 分量迴歸之目標函數如下：

$$\min_{\{\beta_0, \beta_1\}} \frac{1}{N} \left\{ \theta \sum_{n: PPFA_n \geq \beta_0 + \beta_1 FA_n} |PPFA_n - \beta_0 - \beta_1 FA_n| + (1 - \theta) \sum_{n: PPFA_n < \beta_0 + \beta_1 FA_n} |PPFA_n - \beta_0 - \beta_1 FA_n| \right\} \dots\dots\dots (2)$$

由上式可知，分量迴歸以加權的平均絕對誤差作為目標函數，來估計迴歸係數。此最大優點為，可順利觀察不同因變數之分量行為。文獻上不少文章指出分量迴歸模型之優點，包容樣本極端值存在，如：莊家彰、管中閔(2005)一文中，指出分量迴歸模型在估計時，並不捨棄樣本資訊，而是以不同權數來區隔樣本資料的相對重要性，以避免樣本選擇偏誤(sample selection bias)，而張怡文等 (2009)亦指出分量迴歸模型可提升房屋總價於兩尾端估計精確度，故以分量迴歸應可更有效觀察樣本受變數影響之全貌。極端值於分量迴歸中，乃是包含於兩端之分量迴歸中(0.05及0.95)以進行分析。而式(2)的一階條件如下：

$$\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \rho_\theta \left[\begin{matrix} 1 \\ FA_n \end{matrix} \right] = 0, \dots\dots\dots (3)$$

其中 $\rho_\theta = \theta - 1_{\{PPFA_n - \beta_0 - \beta_1 FA_n < 0\}}$ 為確認函數 (check function)， $1_{\{F\}}$ 為事件F的指標函數 (indicator function)，從上式可知，其並無封閉解 (closed form solution)存在，因此須以準最大概似估計法 (quasi-maximum likelihood estimate)估計。假設式(3)的解為 $\{\hat{\beta}_0(\theta), \hat{\beta}_1(\theta)\}$ ，則在本文的設定下可得

$$\theta = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N 1_{\{PPFA_n - \hat{\beta}_0(\theta) - \hat{\beta}_1(\theta) FA_n < 0\}}, \dots\dots\dots (4)$$

並由上式可知， θ 即為殘差小於0的比例，亦即當 $\theta = 0.5$ 時，則正負殘差的比例相等。

Koenker & Bassett (1978) 在 FA_n 為非隨機 (nonstochastic) 下得出 $\{\hat{\beta}_0(\theta), \hat{\beta}_1(\theta)\}$ 為 $\{\beta_0(\theta), \beta_1(\theta)\}$ 的一致性 (consistent) 估計式，並且在迴歸一般性的假設下推得一漸進常態分配，而 Powell (1984)、Powell (1986) 則進一步的將 FA_n 的假設拓展為隨機 (stochastic) 的假設，並在適當的條件下，利用 GMM (generalized method of moment) 的方法推導出較一般化的極限常態分配如下：

$$N^{1/2} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0(\theta) - \beta_0(\theta) \\ \hat{\beta}_1(\theta) - \beta_1(\theta) \end{bmatrix} \xrightarrow{d} N(0, A(\theta)^{-1} B(\theta) A(\theta)^{-1}), \dots\dots\dots (5)$$

其中

$$A(\theta) = -E \begin{bmatrix} 1 & FA_n \\ FA_n & FA_n^2 \end{bmatrix} f_{\varepsilon(\theta)|FA}(\mathbf{0}),$$

$$B(\theta) = \theta(1-\theta)E \begin{bmatrix} 1 & FA_n \\ FA_n & FA_n^2 \end{bmatrix},$$

$f_{\varepsilon(\theta)|FA}$ 為 $\varepsilon(\theta)$ 的條件機率密度函數。因此當條件異質性變異不存在時，亦即當 $f_{\varepsilon(\theta)|FA}(\mathbf{0}) = f_{\varepsilon(\theta)}(\mathbf{0})$ 時，可推導出：

$$N^{1/2} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0(\theta) - \beta_0(\theta) \\ \hat{\beta}_1(\theta) - \beta_1(\theta) \end{bmatrix} \xrightarrow{d} N(0, \theta(1-\theta)[f_{\varepsilon(\theta)}(\mathbf{0})]^{-2} E \begin{bmatrix} 1 & FA_n \\ FA_n & FA_n^2 \end{bmatrix}^{-1}) \dots\dots\dots (6)$$

本文將以上式檢定參數，而其變異數的估計是採取拔靴法 (bootstrapping method) (註5)，抽樣次數為10000次所得出。

四、資料說明與實證結果

本節先敘述所觀察之法拍資料內容，再說明分量迴歸之實證結果。

(一)資料說明

實證研究資料來源為台北、台中及高雄地方法院之法院拍賣資料，研究期間自2006年10月1日到2009年6月30日之台北市、台中市及高雄市的法院拍定資料，在未處裡前所取得之資料分別共2100筆、4043筆及5593筆，由資料筆數顯示，法拍之件數有越往南部越多的傾向，亦即台北市相對來說發生貸款違約之現象較少。本文之主要研究對象為大廈及公寓，由於取得資料之限制，本研究並未將大廈及公寓做區分，而在去除遺失值、土地拍買、透天、別墅

及建坪3坪以下(未含3坪)之拍定資料後，所獲得之研究資料分別共1604筆、2842筆及4039筆。本研究之主要變數為，樓層 (floor, *FL*)、拍定價 (auction price, *AP*)、拍賣底價 (reserve price or upset price, *UP*)、建坪(floor area, *FA*)、拍次 (number of auction rounds, *NOA*)、拍定日期 (auction date, *AD*)及每建坪價格 (price per floor area, $PPFA = AP / FA$)等。此建坪所指的是建物登記謄本中所載之主建物面積、附屬建物面積、及公共設施面積三者之總和。

台灣法拍屋流程，首先由債權人向法院聲請執行，再經過法院收狀、地政查封登記、正式查封及鑑價後，最後才進入第一、二及三次拍賣程序，然較為特殊的地方是，當第三次拍賣流標後，並未馬上進入「減價拍賣」亦或一般所謂的第四次拍賣程序，而是必須以第三次拍賣的底價公告三個月，執行法院稱之為應買公告的特別拍賣程序。當在特別拍賣期間，無人應買，而債權人在特別拍賣期間內，有聲請減價拍賣時，才進入第四次拍賣程序，因此本研究之第四次拍賣的定義即為「減價拍賣」的程序。本研究將樣本變數的敘述統計量整理於表一中。

表一 台北市、台中市及高雄市法拍屋變數基本統計量

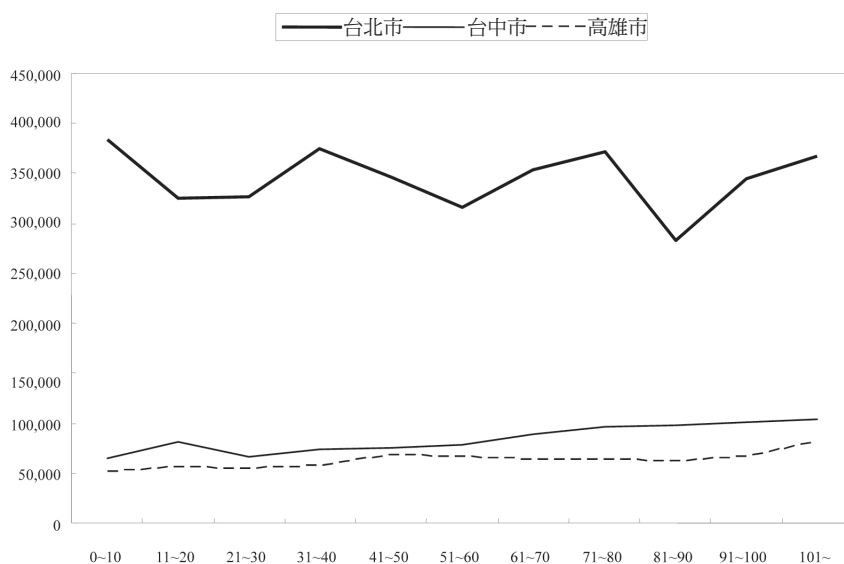
研究期間為2006/10/1~2009/6/30

台北市						
基本統計量	<i>FL</i> (樓)	<i>AP</i> (元)	<i>UP</i> (元)	<i>FA</i> (坪)	<i>NOA</i> (拍次)	<i>PPFA</i> (元/坪)
平均數	4.9495	18641725	16186848	46.4707	2.2276	344482.6395
中位數	4.0000	7275000	6530000	26.0000	2.0000	302859.1889
極大值	28.0000	2011111112	1840000000	2245.0000	4.0000	3491782.6090
極小值	-4.0000	100000	100000	3.0000	1.0000	3636.3636
標準差	3.6545	85912399	76614496	110.7520	0.9033	215929.3127
偏態係數	1.2719	16.6238	18.0111	10.7368	0.2432	4.5650
峰態係數	6.7342	324.4237	380.8862	159.8448	2.2380	51.4167
台中市						
基本統計量	<i>FL</i>	<i>AP</i>	<i>UP</i>	<i>FA</i>	<i>NOA</i>	<i>PPFA</i>
平均數	7.3716	2921101	2676094	34.5647	2.7315	96988.5572
中位數	6.0000	1961000	1800000	23.0000	3.0000	90000.0000
極大值	28.0000	617510000	617410000	5326.0000	4.0000	797200.0000
極小值	-3.0000	50000	50000	3.0000	1.0000	1785.7143
標準差	4.7448	12549560	12477870	134.3735	0.8939	44818.0440
偏態係數	0.9311	42.2483	42.9876	27.4164	-0.2581	2.8580
峰態係數	3.9745	2032.7490	2081.7943	953.7097	2.3184	30.1216
高雄市						
基本統計量	<i>FL</i>	<i>AP</i>	<i>UP</i>	<i>FA</i>	<i>NOA</i>	<i>PPFA</i>
平均數	7.8569	2633249	2381103	48.0914	3.0409	63790.0165
中位數	7.0000	1893000	1728000	33.0000	3.0000	60428.5714
極大值	47.0000	271936000	246159200	4146.0000	4.0000	395000.0000
極小值	-3.0000	80000	80000	3.0000	1.0000	564.0625
標準差	5.0596	5922911	5392989	131.7142	0.8259	27483.9017
偏態係數	1.5650	27.8030	27.8274	17.3240	-0.5271	3.5249
峰態係數	7.3812	1119.5065	1107.9288	411.3232	2.6522	34.0874

註：括號中為各變數單位。

從表一中可觀察出，每坪的價格越往南部越便宜，從台北市每坪平均約34.4萬、台中市每坪約9.7萬到高雄市每坪約6.4萬，可看出南部之購屋壓力相對來說較小，而從事法拍買賣之資金壓力也較低。而在平均拍次上，台北市僅2.23拍，相較台中市的2.73拍及高雄市的3.04拍都來的小，可見台北市的法拍屋之競爭較為激烈，這與我們一般在市場上所觀察到的現象一

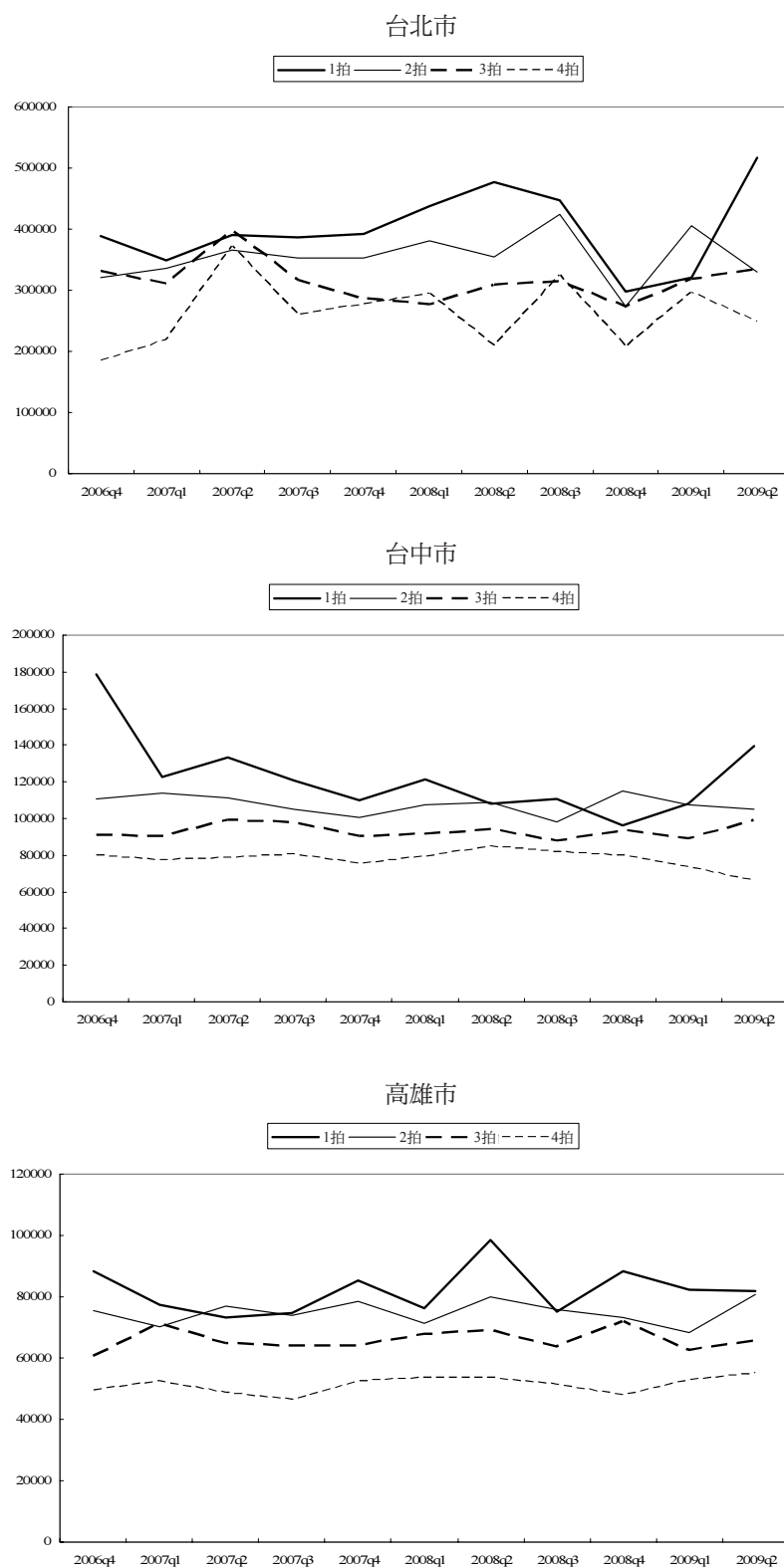
致。我們將PPFA以建坪大小做為區隔，將之整理於圖一中，由圖一可看出，台北市在最大坪數與最小坪數的PPFA都較高，但台中市及高雄市則較不明顯，但可從此表看出，法拍每坪價格與建坪之間並非呈現線性關係，因此本文認為有必要以不同分位量去觀察。



圖一 台北市、台中市及高雄市法拍坪數相對於每坪拍定價格之關係

再者，2008年發生多家大型銀行倒閉事件導致全球金融的動盪，如在2008年7月15日美國兩大房貸機構聯邦住房抵押貸款公司 (Freddie Mac) 與聯邦國民抵押貸款公司 (Fannie Mae) 受到印地麥克銀行 (IndyMac Bankcorp) 的破產事件影響。因此本文藉由觀察各拍次於每一季的平均每建坪價格趨勢，去觀察拍賣市場的價格是否受到景氣的影響。如圖二所示，在台北市及台中市方面，可看出拍賣市場受到2008年的次級房貸影響較為明顯，尤其是在2008年第四季，台北市除4拍為次低以外，其他拍次的平均每建坪價格都是觀察樣本中最低的，因此景氣的變動確會影響法拍市場。同樣地，我們可看到，在最近的兩季中，2009年第一季及2009年第二季法拍市場的價格有上升的趨勢，即景氣似乎有好轉的現象。而在高雄市方面，則較未受到景氣的影響。

廖仲仁、張金鶚 (2009)的研究中指出，住宅所在地區會很明顯的影響到住宅價格，因此本文將全期樣本各區的平均每建坪價格(PPFA)整理於表二。在台北市方面，就如同一般所知，在大安區、松山區及信義區的平均每建坪價格最高，平均都在40萬元以上，此原因與台北捷運的開通及大型的賣場百貨紛紛於內湖區興建有關；在台中市方面，由於七期重劃區的因素，西屯區及南屯區都是最高的，平均每建坪價格都在10萬元以上，可看出七期重劃區的市場活絡程度非常高；最後，在高雄市方面，鼓山區由於有高雄美術館及高雄捷運的經過，因此每建坪價格最高，而新興區及前金區因位於兩捷運線的交叉處，並位於高雄火車站前站，因而每建坪價格亦相對較高。本文亦將各季平均PPFA整理於圖三中。

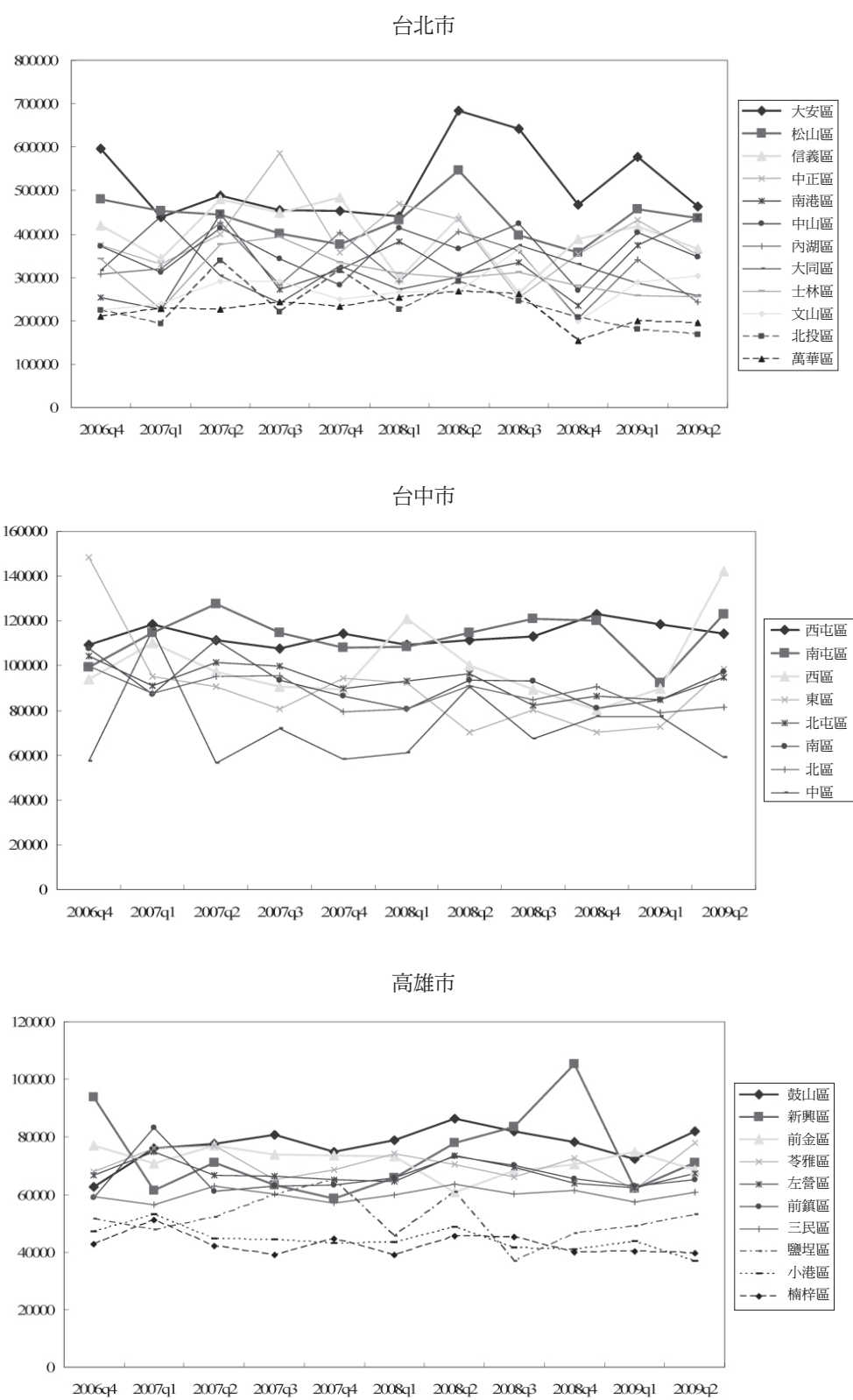


圖二 不同拍次下，各季每坪拍定價格之趨勢

表二 台北市、台中市及高雄市法拍屋之各區平均每建坪價格(PPFA)

研究期間為2006/10/1~2009/6/30

台北市		台中市		高雄市	
區域	PPFA	區域	PPFA	區域	PPFA
大安區	510290	西屯區	113323	鼓山區	78439
松山區	431400	南屯區	113314	新興區	73635
信義區	408161	西區	97304	前金區	72037
中正區	399013	東區	94207	苓雅區	69967
南港區	367970	北屯區	93409	左營區	67408
中山區	361725	南區	92147	前鎮區	65886
內湖區	346899	北區	88233	旗津區	65397
大同區	316614	中區	68528	三民區	59937
士林區	307006			鹽埕區	51178
文山區	269497			小港區	43971
北投區	247181			楠梓區	42573
萬華區	228298				



圖三 台北、台中及高雄市平均各季每坪拍定價格之趨勢

(二)分量迴歸實證結果

本研究應用分量迴歸，以探討當法拍坪數對於每坪拍定價格之關係，是否因每坪拍定價格高低不同，而有所差異。本文以迴歸模型(1)為基礎，分別用分量迴歸及一般迴歸法(亦即最小平方方法, OLS)估計，以做為模型比較。在分量迴歸部分，本文共估計19個分量，分別為0.05、0.1、...、0.9及0.95分量等，而分量迴歸的檢定則以式(6)作為檢定方法。分量的選擇主要用以探討在相對應的每坪拍定價格水準下，是否坪數大小對每坪拍定價格有一致的影響。最後將台北市、台中市及高雄市的觀察結果整理於表三、表四及表五。

表三 台北市法拍屋每坪價格與建坪一般迴歸模型與分量迴歸模型估計結果

$$PPFA_n = \beta_0 + \beta_1 FA_n + \varepsilon_n$$

Panel A: OLS 迴歸結果								
		係數	t 值					
β_0		334510.9421	57.5410	***				
β_1		214.5803	4.4321	***				
Panel B: 分量迴歸迴歸結果								
	分量	係數	t 值		分量	係數	t 值	
β_0	0.05	124333.5943	15.0767	***	0.95	631923.3760	31.4193	***
	0.10	161603.2399	28.0065	***	0.90	549168.9587	41.6887	***
	0.15	186817.5661	36.4411	***	0.85	504600.9729	36.4976	***
	0.20	200128.3658	37.3294	***	0.80	461368.5987	41.8895	***
	0.25	219648.7891	36.3546	***	0.75	421382.7803	53.1195	***
	0.30	239625.5199	42.7446	***	0.70	389869.2270	55.6412	***
	0.35	252979.2725	51.8401	***	0.65	361549.1489	50.3036	***
	0.40	268763.1235	56.8561	***	0.60	335026.9722	61.0393	***
	0.45	282775.2436	68.0537	***	0.55	316337.2738	51.3876	***
	0.50	295953.4411	56.0081	***				
β_1	0.05	-222.2289	-2.5294	**	0.95	733.8061	12.2344	***
	0.10	-250.6774	-2.8008	***	0.90	565.2668	12.6509	***
	0.15	-225.3847	-1.9711	**	0.85	209.4775	1.2692	
	0.20	-57.9444	-0.2562		0.80	50.9119	3.0007	***
	0.25	-22.7747	-0.4975		0.75	91.4471	2.7993	***
	0.30	-34.7511	-0.6793		0.70	128.2989	3.7797	***
	0.35	135.1167	4.4640	***	0.65	154.9144	4.4227	***
	0.40	128.0860	4.0201	***	0.60	180.1869	4.8592	***
	0.45	121.8446	3.7123	***	0.55	194.8544	4.9184	***
	0.50	215.0498	5.1196	***				

註：***、**及*分別代表在1%、5%及10%的水準之下呈現顯著。

表四 台中市法拍屋每坪價格與建坪一般迴歸模型與分量迴歸模型估計結果

$$PPFA_n = \beta_0 + \beta_1 FA_n + \varepsilon_n$$

Panel A: OLS 迴歸結果								
		係數	t 值					
β_0		97822.2349	112.9644	***				
β_1		-24.1193	-3.8639	***				
Panel B: 分量迴歸迴歸結果								
	分量	係數	t 值		分量	係數	t 值	
β_0	0.05	41656.4431	20.5774	***	0.95	170238.2133	45.4452	***
	0.10	55377.4491	20.8276	***	0.90	146067.8753	87.6670	***
	0.15	63446.1688	22.7258	***	0.85	133891.1090	96.4578	***
	0.20	69136.7506	34.4775	***	0.80	125534.2612	95.0068	***
	0.25	73299.4936	46.7305	***	0.75	117290.9218	98.3898	***
	0.30	77463.7859	51.0103	***	0.70	110392.0172	98.8177	***
	0.35	81533.3993	76.1028	***	0.65	104944.7719	86.6876	***
	0.40	85356.3795	79.9069	***	0.60	100455.3314	99.2711	***
	0.45	88240.8363	100.1594	***	0.55	95558.0616	93.6942	***
	0.50	91564.2886	100.4390	***				
β_1	0.05	-73.3694	-1.6621	*	0.95	-10.1945	-10.1176	***
	0.10	-96.2415	-1.5472		0.90	-5.6563	-5.6033	***
	0.15	-102.6461	-1.2249		0.85	-3.3700	-2.8497	***
	0.20	-77.6875	-1.3429		0.80	-27.0095	-6.4967	***
	0.25	-74.6997	-1.8017	*	0.75	-24.3005	-5.2264	***
	0.30	-76.6314	-1.8415	*	0.70	-28.0063	-1.5428	
	0.35	-66.6749	-2.5477	**	0.65	-31.3837	-1.0709	
	0.40	-69.2787	-2.4872	**	0.60	-51.9583	-3.1224	***
	0.45	-55.8398	-3.0331	***	0.55	-56.3997	-2.5253	**
	0.50	-56.0407	-2.9423	***				

註：***、**及*分別代表在1%、5%及10%的水準之下呈現顯著。

表五 高雄市法拍屋每坪價格與建坪一般迴歸模型與分量迴歸模型估計結果

$$PPFA_n = \beta_0 + \beta_1 FA_n + \varepsilon_n$$

Panel A: OLS迴歸結果								
		係數	t 值					
β_0		65018.7410	142.2796	***				
β_1		-25.5498	-7.8388	***				
Panel B: 分量迴歸迴歸結果								
	分量	係數	t 值		分量	係數	t 值	
β_0	0.05	35382.9236	31.2879	***	0.95	104351.2164	89.3769	***
	0.10	39859.2879	56.5215	***	0.90	92859.0072	101.3689	***
	0.15	43288.6036	83.3525	***	0.85	85323.8331	60.0556	***
	0.20	46205.1887	106.3771	***	0.80	80264.0349	127.9091	***
	0.25	49476.5034	110.1496	***	0.75	75358.4197	130.5973	***
	0.30	52357.6100	116.7753	***	0.70	72055.9278	132.6032	***
	0.35	54975.2165	121.1248	***	0.65	69378.3454	144.0258	***
	0.40	57375.9285	121.8326	***	0.60	66746.9036	152.4467	***
	0.45	59760.7055	62.9481	***	0.55	63981.0064	150.1608	***
	0.50	61894.6040	84.8796	***				
β_1	0.05	-71.4251	-2.9449	***	0.95	-10.8487	-13.5929	***
	0.10	-49.3137	-3.1587	***	0.90	-8.0768	-8.5283	***
	0.15	-44.7151	-5.2361	***	0.85	-12.3833	-0.3336	
	0.20	-40.2075	-11.5316	***	0.80	-13.7675	-7.7813	***
	0.25	-42.3204	-11.0278	***	0.75	-12.8007	-5.7158	***
	0.30	-44.7949	-10.9290	***	0.70	-24.8185	-3.7219	***
	0.35	-42.5072	-8.1253	***	0.65	-29.6927	-5.4006	***
	0.40	-43.7964	-6.8578	***	0.60	-32.7345	-8.5111	***
	0.45	-40.7942	-1.7916	*	0.55	-31.3312	-7.8486	***
	0.50	-34.6921	-2.0941	**				

註：***、**及*分別代表在1%、5%及10%的水準之下呈現顯著。

首先，由表三的結果來看，在OLS中可看出當每坪拍定價格愈大時，坪數對於每坪拍定價格呈現正相關，當坪數愈大時，每坪拍定價格愈高，這與廖仲仁、張金鶚(2009)之實證結果並不一致，該文指出每坪價格與坪數呈負相關；本文與廖仲仁、張金鶚(2009)之實證結果不同，可能原因之一為樣本之差異，該文採2004年第1季到第4季之台北地區已購屋者之問卷資料，問卷資料雖提供了購屋者需求或財力等屬性內容，但卻不易有較完整之法拍資料，該文於拍賣市場交易資料僅80筆；本文則採2007年第1季到2009年第2季資料，除了資料採樣時期不同之外，本文資料來源為地方法院之拍賣資料，較具資料完整性，以台北地區為例，採樣筆數共有1604筆。

然而就如同之前所探討的一樣，分量迴歸可補足過去一般迴歸僅能解釋均數結果之缺失，從分量迴歸的結果中可看出，在兩極端的分量結果中，亦即0.05及0.95的分量迴歸係數不同，正負係數於0.35分量為分野，當分量小於0.35時，係數為負顯著，亦即當坪數愈小時，拍定的每建坪價格愈高，當分量大於0.35時，係數為正，亦即當坪數愈小時，拍定的每建坪價格愈低。依法拍屋每坪單價不同，坪數與每坪單價之關係為正負符號不同之非線性關係。因此

透過此分析可知一般購屋決策，不能僅有單向的思考，當面對的是高單價(註6)的法拍屋時，坪數越大競標決策應越高標的價格，但若是低單價法拍屋時，坪數越大競標決策則應降低下標的價格，以減少購屋成本。進一步比較本文與其他相關文獻之實證結果：在李泓見等(2006)的實證結果中指出，當坪數越大時，每建坪價格將增加，而提出坪數與單位建坪價格兩者為正相關的結論，此與本文在0.4分量以上的結果一致；而在廖仲仁、張金鶚(2009)在探討房屋價格時，則以一般房屋買賣成交之每坪價格或法拍屋之拍定每坪價格作為應變數，而發現住宅面積與每坪價格呈負顯著，亦即住宅單價隨著面積愈大而愈降低，此與本文在0.35分量以下的結果一致，因此本文認為，過去的文獻會有兩種不同的結論，可能的原因是，由於OLS為均值的結果，會受到兩端樣本數的影響，因此本文認為此不一致的文獻結論，實乃因受到兩端樣本數不同的影響所致。

對於台中市及高雄市而言，如表四及表五可知，其OLS結果與廖仲仁、張金鶚(2009)相同，OLS的負相關表示，大坪數房屋之每建坪價格較小，小坪數房屋之每建坪價格較大，但從本文表中分量迴歸結果，除了無論是在高單價或低單價的區域，建坪係數為負之外，可進一步得知，依法拍屋每坪單價不同，坪數與每坪單價之關係為符號相同之非線型關係，此相似於張怡文等(2009)之分量迴歸模型係數型態，各分量之係數呈現非線型關係，此為市場特性之表現。當在低單價的區域，坪數愈大時，其每坪單價減少的幅度較大；在高單價的區域，坪數愈小，其單坪價格增加的幅度較小，例如比較0.05及0.95分量，其係數在台中市分別為-73.3694及-10.1945，而高雄市分別為-71.4251及-10.8487。

再進一步觀察台北、台中、高雄之樣本特性，於台北地區，每坪單價落於第35%之資料為25萬6仟餘元新台幣，還大於台中地區落於90%到100%之每坪單價，平均為18萬7仟餘元新台幣，與高雄地區落於90%到100%之每坪單價，平均為11萬7仟餘元新台幣，故本文提出，當法拍屋每坪單價不同，坪數與每坪單價之關係有所改變，房屋之每坪單價，可以反應該物件在市場上的相對價格，考量地區別之收入不同，本文計算“每戶家庭收入／法拍屋每坪單價”倍數，該倍數愈小，則該房屋愈是相對昂貴，依行政院主計處之2008年每戶家庭收入所得計算，台北市法拍屋每坪單價落於第35%之資料為256,868元，倍數為5.99倍，小於台中市與高雄市90%分量之倍數(7.56倍、12.66倍)，顯見台北市法拍屋每坪單價落於35%以上之法拍屋，對於台中市及高雄市而言相對昂貴，此情況下，坪數與每坪單價之關係呈正相關。當每坪單價低於25萬6仟餘元新台幣時，坪數與每坪單價之關係呈負相關。而在坪數與每坪單價之關係呈負相關時，由台中與高雄的實證結果，又可進一步得知，在更低單價的區域，坪數與每坪單價之負相關更強。

簡言之，台北地區之法拍市場，當每坪單價高時，坪數愈大，單價愈大之結果，與邊際效用遞減法則不符，但可從另一方式解釋此現象，高單價形成邊際效用遞增之現象，亦即高者恆高之現象。而當每坪單價低時，坪數愈小，單價愈高，符合邊際效用遞減法則；相較於台北地區之法拍市場，台中、高雄地區之法拍市場每坪單價更低，也符合邊際效用遞減法則，當單價愈低，坪數與每坪單價之負相關更強。

為避免單一因子所產生的偏誤，並如同Mayer(1995, 1998)所建議的，在進行特徵價格法(hedonic price method)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，將可能導致拍賣市場的係數估計值產生嚴重偏誤的結果。因此本文針對台北市控制其他影響房價的因子(註7)此亦參考廖仲仁、張金鶚(2009)對於房價所設定之因子，各變數說明如表六，並將其結果整理於表七。

表六 台北市法拍屋變數說明表

變數名稱	單位	說明
3層以下住宅 High3	是 1 否 0	為三層以下住宅，作為下列各住宅樓高的基準變數。
4到5層公寓 High4_5	是 1 否 0	為四至五層之公寓。
6到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 High13	是 1 否 0	為高於十三層之電梯大廈。
一樓 Ground	是 1 否 0	一樓住宅價格通常高於其他樓層。
住宅所在地區 LOC1 LOC2 LOC3 LOC4 LOC5	是 1 否 0	住宅所在地區會很明顯的影響到住宅價格，為此針對主要地區採虛擬變數，若為所在地區則取1，其他為0。以台北市早期開發區與南郊區LOC1(萬華、文山、大同)為基準變數，北郊區LOC2(士林、北投區)、東郊區LOC3(內湖、南港等)、舊中心區LOC4(中正、中山、松山等)、新市區中心為LOC5設定拍賣
拍賣季節 2006Q4 2007Q1 2007Q2 2007Q3 2007Q4 2008Q1 2008Q2 2008Q3 2008Q4 2009Q1 2009Q2	是 1 否 0	季節虛擬變數，若拍賣年與季節屬於該變數者，則該變數取 1，其他為 0，並以2006年第四季為基準變數。

表七 考量其他因素後之台北市法拍屋每坪價格與建坪

一般迴歸模型與分量迴歸模型估計結果

變數	OLS	Quantile Regression				
		0.95	0.90	0.85	0.80	0.75
C	236600.1000 *** (0.0000)	365840.6000 *** (0.0000)	364318.1000 *** (0.0000)	350091.3000 *** (0.0000)	315745.3000 *** (0.0000)	292706.8000 *** (0.0000)
FA	152.8187 *** (0.0008)	673.0415 *** (0.0000)	568.1880 *** (0.0000)	27.1156 (0.2567)	52.2850 ** (0.0331)	32.9381 (0.6231)
2007Q1	-25527.8600 (0.2530)	-448.4710 (0.9894)	8943.3530 (0.8550)	-35008.0500 (0.1963)	-25383.8700 (0.3019)	-12753.1000 (0.4912)
2007Q2	34165.1000 (0.1264)	77629.2600 ** (0.0196)	38970.5400 (0.2125)	18228.9800 (0.6140)	20820.4100 (0.4485)	31784.9600 (0.1060)
2007Q3	-16111.9000 (0.4606)	45980.8800 (0.1847)	5034.8610 (0.8840)	-27513.2000 (0.3147)	-12994.9800 (0.6454)	-19599.9400 (0.3871)
2007Q4	-1116.6790 (0.9580)	59340.2300 (0.3586)	10969.4200 (0.7579)	-21004.8600 (0.4948)	-7564.8320 (0.7853)	-12356.6600 (0.5670)
2008Q1	7704.6840 (0.7200)	87322.2800 (0.3270)	12561.7100 (0.7016)	-20804.3300 (0.4446)	1546.0190 (0.9564)	-1354.5840 (0.9513)
2008Q2	30305.9700 (0.1495)	139470.2000 ** (0.0104)	79651.5800 ** (0.0419)	46659.1600 (0.1073)	56764.2000 ** (0.0402)	44983.5900 * (0.0535)
2008Q3	27847.1400 (0.2396)	111361.0000 *** (0.0042)	104575.5000 *** (0.0076)	35834.3200 (0.3018)	38658.6300 (0.1740)	37367.8400 * (0.0966)
2008Q4	-65528.4100 *** (0.0070)	-3526.3170 (0.9462)	-80666.4400 *** (0.0050)	-75980.9300 *** (0.0062)	-72448.2700 ** (0.0101)	-65406.3900 *** (0.0023)
2009Q1	-4434.1550 (0.8593)	11466.2900 (0.7638)	-3282.2800 (0.9250)	-13408.1500 (0.6830)	-5143.9900 (0.8514)	7293.3120 (0.7286)
2009Q2	-24696.8200 (0.4648)	-57619.5700 (0.1431)	-38204.4300 (0.3985)	-64592.9500 ** (0.0451)	-18373.2700 (0.5669)	2669.5200 (0.9217)
HIGH4_5	1632.7250 (0.8939)	32597.4600 (0.4086)	25046.6500 (0.3573)	3032.6230 (0.8791)	-5221.0440 (0.7307)	5941.2470 (0.6341)
HIGH6_12	86946.8300 *** (0.0000)	74895.8500 ** (0.0170)	85218.5200 *** (0.0000)	84645.6000 *** (0.0000)	90488.9200 *** (0.0000)	94768.1500 *** (0.0000)
HIGH13	161212.1000 *** (0.0000)	56089.3800 (0.2805)	135389.4000 *** (0.0000)	169895.6000 *** (0.0000)	197496.6000 *** (0.0000)	211625.9000 *** (0.0000)
GROUND	35814.3500 (0.5394)	167885.1000 ** (0.0188)	169353.1000 ** (0.0205)	66290.5500 (0.4352)	56004.5000 (0.5442)	20541.4400 (0.5938)
LOC2	18377.4000 (0.2609)	66082.9400 * (0.0847)	68863.6200 ** (0.0217)	43147.5800 (0.1561)	27141.9700 (0.1116)	21143.8300 (0.1618)
LOC3	82757.6500 *** (0.0000)	130879.7000 *** (0.0051)	68794.4000 ** (0.0375)	59195.7300 *** (0.0009)	61764.8900 *** (0.0001)	58410.8900 *** (0.0002)
LOC4	96806.3200 *** (0.0000)	195762.7000 *** (0.0000)	171636.7000 *** (0.0000)	158758.6000 *** (0.0000)	128335.2000 *** (0.0000)	104898.4000 *** (0.0000)
LOC5	184780.7000 *** (0.0000)	275942.8000 *** (0.0001)	246593.8000 *** (0.0000)	259359.7000 *** (0.0000)	245122.0000 *** (0.0000)	235807.9000 *** (0.0000)

註：***、**及*分別代表在1%、5%及10%的水準之下呈現顯著，而括弧中之數值為p值。

表七(續) 考量其他因素後之台北市法拍屋每坪價格與建坪

一般迴歸模型與分量迴歸模型估計結果

變數	Quantile Regression					
	0.65	0.55	0.50	0.45	0.40	0.35
C	281314.2000 *** (0.0000)	239923.2000 *** (0.0000)	230603.6000 *** (0.0000)	224351.1000 *** (0.0000)	204212.3000 *** (0.0000)	193262.0000 *** (0.0000)
FA	42.7378 (0.3627)	76.1801 *** (0.0016)	99.0638 *** (0.0000)	21.7794 (0.8649)	1.8953 (0.9674)	-11.2902 (0.7723)
2007Q1	-21933.0100 (0.2492)	-9708.1200 (0.6172)	-15332.5400 (0.4405)	-28354.6100 (0.1476)	-25527.1200 (0.2053)	-30575.7700 (0.1121)
2007Q2	20332.7000 (0.2532)	40513.6500 ** (0.0184)	37024.1600 ** (0.0321)	36114.2700 ** (0.0450)	30178.9400 * (0.0960)	15793.4700 (0.3753)
2007Q3	-38898.0900 ** (0.0289)	-14319.3800 (0.3895)	-22356.5000 (0.1476)	-22464.7500 (0.1374)	-11720.2600 (0.4539)	-9225.1660 (0.5520)
2007Q4	-28219.6900 (0.1361)	-16664.0500 (0.2992)	-19164.5700 (0.1994)	-17496.5600 (0.2408)	-7992.9430 (0.6006)	-11331.7500 (0.4431)
2008Q1	-21174.2300 (0.3134)	-12656.7700 (0.4512)	-16846.7500 (0.2789)	-12603.4500 (0.4233)	1075.6570 (0.9451)	963.8328 (0.9506)
2008Q2	17604.0100 (0.4132)	14233.8100 (0.4372)	10118.2800 (0.5442)	6236.4690 (0.6980)	11385.0400 (0.4827)	9702.9880 (0.5387)
2008Q3	25901.6700 (0.2482)	33180.1400 (0.1235)	33502.5500 (0.1286)	19255.8700 (0.3703)	12892.1600 (0.5050)	5763.3120 (0.7484)
2008Q4	-82538.1600 *** (0.0000)	-57333.4400 *** (0.0020)	-60235.9600 *** (0.0004)	-61311.7500 *** (0.0002)	-47212.2300 *** (0.0056)	-56565.0500 *** (0.0007)
2009Q1	82.3253 (0.9968)	24812.3300 (0.2559)	-3908.8960 (0.8747)	-15214.0100 (0.4388)	-5095.7770 (0.7840)	-5800.6810 (0.7464)
2009Q2	-25006.2100 (0.4904)	-24029.7500 (0.4487)	-29560.2400 (0.2910)	-29800.7700 (0.2387)	-28513.2300 (0.2206)	-30361.2100 (0.1768)
HIGH4_5	-1740.3670 (0.8737)	-4878.8170 (0.6131)	-11386.3400 (0.2091)	-8934.4340 (0.2995)	-2548.1200 (0.7586)	-1941.3410 (0.8072)
HIGH6_12	97476.0200 *** (0.0000)	94237.7300 *** (0.0000)	90316.8200 *** (0.0000)	85900.4700 *** (0.0000)	81745.6500 *** (0.0000)	82613.0000 *** (0.0000)
HIGH13	193647.6000 *** (0.0000)	179867.8000 *** (0.0000)	161967.6000 *** (0.0000)	185937.5000 *** (0.0000)	185377.4000 *** (0.0000)	193750.4000 *** (0.0000)
GROUND	37282.6600 (0.3125)	49555.9800 (0.1742)	59102.4500 * (0.0903)	62060.3300 * (0.0725)	64616.2800 (0.1206)	74385.1500 (0.1112)
LOC2	15520.8200 (0.2747)	9258.5340 (0.4863)	11811.6700 (0.3453)	308.0313 (0.9777)	842.4653 (0.9331)	7230.7990 (0.4487)
LOC3	39611.4700 *** (0.0023)	42291.3800 *** (0.0006)	49719.7600 *** (0.0000)	51040.7200 *** (0.0000)	49196.1000 *** (0.0000)	48874.7700 *** (0.0000)
LOC4	91094.4700 *** (0.0000)	91099.7900 *** (0.0000)	89307.9100 *** (0.0000)	88964.0600 *** (0.0000)	83315.5000 *** (0.0000)	86448.8700 *** (0.0000)
LOC5	203778.0000 *** (0.0000)	188136.7000 *** (0.0000)	187043.1000 *** (0.0000)	164604.5000 *** (0.0000)	167588.8000 *** (0.0000)	160100.0000 *** (0.0000)

註：***、**及*分別代表在1%、5%及10%的水準之下呈現顯著，而括弧中之數值為p值。

表七(續) 考量其他因素後之台北市法拍屋每坪價格與建坪

一般迴歸模型與分量迴歸模型估計結果

變數	Quantile Regression					
	0.30	0.25	0.20	0.15	0.10	0.05
C	176813.5000 *** (0.0000)	167592.9000 *** (0.0000)	163626.5000 *** (0.0000)	148530.7000 *** (0.0000)	140909.0000 *** (0.0000)	114426.8000 *** (0.0000)
FA	-3.5713 (0.9338)	-180.1953 (0.3070)	-227.8867 * (0.0729)	-266.8922 *** (0.0000)	-273.4685 ** (0.0164)	-326.2031 * (0.0829)
2007Q1	-28149.9100 (0.1215)	-19704.7200 (0.2296)	-32555.9700 * (0.0560)	-43832.0000 *** (0.0012)	-45377.3600 *** (0.0008)	-45162.0400 ** (0.0208)
2007Q2	27181.8400 (0.1095)	35326.6200 ** (0.0225)	27450.7400 * (0.0700)	6114.5810 (0.7446)	5117.1490 (0.7263)	-8068.9300 (0.7123)
2007Q3	1657.0330 (0.9134)	3126.7930 (0.8353)	-9037.1420 (0.5613)	-11366.3600 (0.4110)	-25804.2200 (0.1039)	-28339.6200 (0.1474)
2007Q4	-2229.8910 (0.8745)	1026.8860 (0.9389)	-4083.2210 (0.7476)	-6484.2920 (0.4942)	-380.0133 (0.9769)	-16381.6700 (0.4888)
2008Q1	7510.2530 (0.6296)	-1861.5110 (0.9088)	-9290.1520 (0.5516)	-12891.0200 (0.3006)	-17074.8400 (0.1533)	-19757.7600 (0.3224)
2008Q2	11952.5300 (0.4269)	17956.3500 (0.2000)	11482.8600 (0.3891)	9892.3210 (0.4327)	-870.2495 (0.9524)	-16242.9800 (0.4613)
2008Q3	16580.0200 (0.3177)	26261.0400 * (0.0971)	17632.9200 (0.2962)	524.9831 (0.9809)	-15621.9800 (0.5120)	-23917.0900 (0.2844)
2008Q4	-45217.2400 *** (0.0050)	-41653.5800 *** (0.0077)	-45659.6500 *** (0.0026)	-46987.7600 *** (0.0005)	-47744.8200 *** (0.0042)	-49009.9500 ** (0.0142)
2009Q1	-4176.4730 (0.8045)	-1287.5500 (0.9381)	-5765.5040 (0.7161)	-6897.9160 (0.6381)	-16139.5200 (0.3430)	-10402.4000 (0.6272)
2009Q2	-22170.3600 (0.2988)	-20226.4800 (0.2860)	-13117.8600 (0.4206)	-7945.9190 (0.7154)	-13840.0300 (0.1721)	7481.8440 (0.7182)
HIGH4_5	225.1824 (0.9770)	7826.3490 (0.3281)	-136.7536 (0.9875)	8920.3320 (0.3008)	7255.4880 (0.3782)	11316.3300 (0.4535)
HIGH6_12	82408.5100 *** (0.0000)	83226.6300 *** (0.0000)	75644.6600 *** (0.0000)	84948.8400 *** (0.0000)	81759.7300 *** (0.0000)	97155.6700 *** (0.0000)
HIGH13	174591.1000 ** (0.0152)	120130.6000 *** (0.0004)	124507.8000 *** (0.0000)	132608.3000 *** (0.0000)	121133.9000 *** (0.0000)	141322.5000 *** (0.0000)
GROUND	54383.9200 (0.4119)	15044.9100 (0.8777)	27155.2800 (0.7565)	-68274.8700 (0.6705)	-59451.8400 (0.5330)	-84780.3500 (0.1289)
LOC2	10804.1100 (0.2394)	8586.5710 (0.3445)	10123.8400 (0.2916)	10011.6400 (0.2395)	7024.6370 (0.4070)	-3099.1120 (0.8319)
LOC3	46881.0600 *** (0.0000)	37912.1900 *** (0.0012)	37907.8000 *** (0.0009)	40706.6700 *** (0.0001)	29302.3500 *** (0.0007)	35932.6700 ** (0.0162)
LOC4	75255.5100 *** (0.0000)	69416.5100 *** (0.0000)	66635.1500 *** (0.0000)	60351.4900 *** (0.0000)	54594.0800 *** (0.0000)	36045.1800 *** (0.0056)
LOC5	143993.4000 *** (0.0000)	131891.4000 *** (0.0000)	127451.2000 *** (0.0000)	109212.6000 *** (0.0000)	80992.1900 *** (0.0000)	72539.0800 *** (0.0003)

註：***、**及*分別代表在1%、5%及10%的水準之下呈現顯著，而括弧中之數值為p值。

從表七中可看出，在時間因素上，本文加入拍賣季節變數從2006Q4~2009Q2作為拍定季節的替代變數，在此就如同廖仲仁、張金鶚(2009)所描述的，是為了考慮到住宅市場的季節性景氣關係對於房價的影響，其中最為值得一提的是，拍賣市場確實是受到的2008年次級房貸風暴的影響，無論是在高低單價的法拍市場中，在2008年第四季皆呈現顯著的負向影響。而在特徵屬性上，基於法拍屋的市場特性以及資料取得的困難上，本文考慮了三項因素，第一個因素為控制都市內部不同行政區上，第二個因素為在住宅類型方面，以及第三個因素，是否為一樓的虛擬變數。本文參考廖仲仁、張金鶚(2009)的做法，將台北市分為五大區，但不同的是以台北市早期開發區與南郊區LOC1(萬華、文山、大同等)為基準變數。從結果可看出，若從正、負相關的顯著性上可知，無論是在最小平方方法或在分量迴歸上都與過去文獻呈現一致性的結果。如，新市區中心LOC5的每坪價值最高，而樓層越高的每坪價值越高，但在是否為一樓的變數上，最小平方方法並不顯著，而在分量迴歸中，在高單價的市場中則較為顯著。

從上面的分析可知，在控制其他相關重要因素後，使得坪數之部份係數，由顯著轉而不顯著，但觀察具顯著性之係數，可發現無論是在最小平方方法或在分量迴歸上，其相關性(正負符號)並不改變，因此在本文主要探討的坪數因素上，並未因考量其他因素後而有所改變。另外，除了0.5分量稍有不同之外，具顯著性之係數，大致呈現隨著分量愈小，而有係數愈小的情況，此表示高於0.4分量時，更低單價的區域，坪數與每坪單價之正相關愈弱；而在低於0.3分量時，則更低單價的區域，坪數與每坪單價之負相關更強。而此結果如何在拍賣過程中產生作用，本文可就表七的研究結果中可知，低單價的拍賣物件是符合邊際效用遞減的法則，但高單價的拍賣物件與邊際效用遞減法則不符，亦即在拍賣的過程中，當競標者同樣面對高坪數的物件時，應考量高單價與低單價拍賣物件的差異。在面對高單價的拍賣物件時，應考量下更高的競標價格，亦即高者恆高之現象，若房屋本身條件較具優勢，使自住型法拍屋競標人願用較高單價購買，而非自住型法拍屋競標人，預期未來出售時之房屋購買人同樣具有願以較高單價購買之可能性，因而也願以較高單價競標；然而在面對低單價的拍賣物件時，當單價較低，表示物件條件較差，即使坪數很大，反而應降低競標單價即可得標，而不需付出過多成本。

最後從表七亦可看出，分量迴歸雖然在坪數的相關性上並未改變，但不同分量變數的係數有顯著性差異，在最小平方方法的迴歸結果中亦同，例如就坪數而言，在OLS中，從表三的214.6元下降到表七的152.8元，而在分量迴歸中，單就0.5分量來說，從表三的215元下降到表七的99元。就如同上一段所描述的，其他主要的因素亦對每坪價格有顯著性的影響，因此本文建議應以多因子模型來探討較為適當。

五、結論

本研究之貢獻在於探討文獻上較少探討到的法拍屋市場，並指出一般迴歸分析並無法全面分析觀察坪數與每坪單價之關係，而以分量迴歸作為分析方法。本文觀察法拍屋之坪數對於每坪拍定價格之關係，將因每坪價格高低不同，而有所差異。

實證結果發現，當每坪單價較小時，如：台中、高雄地區之法拍市場，以及台北地區之法拍市場每坪單價小於25萬6仟餘元新台幣時，當每坪單價愈小，面積與每坪單價呈負相關，

符合邊際效用遞減法則；而每坪單價較高時，如：台北地區之法拍市場每坪單價高於25萬6仟餘元新台幣時，則出現當面積愈大，每坪單價愈高之結果，與邊際效用遞減法則不符，此可由“物以稀為貴”之消費心理作解釋：若房屋本身條件較具優勢，使購屋者願意用較高單價購買時，當消費之數量愈多(面積愈大)，購屋者心理覺得此項交易愈值得，即其邊際效用愈高。本文觀察到此一特殊現象，當法拍屋每坪單價高於某一水準時，即坪數與每坪單價之關係即不適用於邊際效用遞減法則。

在多因子的模型之中，本文考量法拍屋所位居之樓層、所處之地區、與為反映景氣情況而納入拍賣時點等因素，發現台北的新市區中心每坪價值最高，而愈高樓層的每坪價值愈高，拍賣市場亦受到的2008年次級房貸風暴的影響，顯見其他主要的因素亦對每坪價格有顯著性的影響，因此本文建議以多因子模型來探討較佳。然囿於資料限制，若能納入更多其他因素，可延伸為其他穩健性模型。

最後，本文建議投資者參與台北市法拍市場時，其競標決策並不同於台中市及高雄市的法拍市場。在拍賣過程中，投資者在面對的是高單價的物件時，考量總坪數與每坪價格為正向關係，因此，坪數愈大的拍賣物件，競標決策應提高下標之每坪單價；相對的，當面對的是低單價之待拍物件時，考量總坪數與每坪價格為負向關係，因此，坪數越小的拍賣物件，競標決策同樣也應提高下標的每坪價格。本文亦建議可將分量迴歸模型應用於探討一般房屋在房屋面積與單價之關係，以提供在每坪單價不同時，坪數與每坪價格關係之全貌。

註 釋

- 註1：銀拍屋是採現場口頭喊價，參與競拍賣僅需繳交6萬元保證金。
- 註2：在拍賣方法上，Krishna (2002)的研究中指出拍賣方法分為公開型式(Open Format)與密封型式(Sealed-Bid Format)兩種方式，而各方式又分為兩種拍賣機制，在公開型式方面，分為英式拍賣(English Ascending Price)及荷式拍賣(Dutch Descending Price)，前者為拍賣物是由一個拍賣底價開始，在拍賣的過程中價格持續增加，直到最後主持人經過三次的詢問後，若無人願意再加價時，則最高價的競標者得標，後者則剛好相反，其拍賣方式是採公開向下競價的方式拍賣，直到有競標者出價成交即結束拍賣；而在密封型式方面，拍賣分為第一價位密封投標(First-Price)與第二價位密封投標(Second-Price)又稱做Vickrey拍賣(Vickrey Auction)，就如同字面上意思，前者是由所有投標單中價格最高者以投標價得標，而後者亦為由投標單中價格最高者得標，但唯一不同的是其得標價格為第2高價位的價格，而台灣法拍屋的拍賣機制即為採取第一價位密封投標拍賣的方式。
- 註3：實證模型中，將應變數(y，此作法拍屋單價)對解釋變數(x)作偏微分，得到模型之係數值，即為“邊際”價格之意涵：每增加一單位之x，價格增加之單位數。而邊際價格為邊際效用之實現，每多一單位之x，競拍者之效用增加，將影響其願付價格。
- 註4：可參考林秋瑾(1996)、林祖嘉、馬毓駿(2007)及張怡文等(2009)之探討。
- 註5：本文亦採用過Huber Sandwich method，其結果大同小異，並不影響本文之結論，較大不同處在於估計速度的快慢。
- 註6：所謂的高單價或低單價之價位是以不同分位數來比較，本文將各地區0.8分量以上視為高單價區，0.2分量以下視為低單價區，但有時是兩分量的比較時，如0.35及0.4分量的，則0.4分量是相對高單價，而各分量所對應的單價，表一已有0.5分位數，其餘各分位數所對應的每建坪價格，本文整理如下：

分位數	0.05	0.10	0.15	0.20	0.25	0.30	0.35	0.40	0.45
台北市	109596	150111	178779	197436	218818	238461	256858	273102	286485
台中市	38387	51001	59650	65974	70574	74968	79237	83495	86867
高雄市	31766	37594	41090	44457	47651	50444	53126	55545	58155

分位數	0.55	0.60	0.65	0.70	0.75	0.80	0.85	0.90	0.95
台北市	323796	342346	367936	397820	428308	467320	516484	570126	659391
台中市	93901	99162	104091	109929	116647	124691	133447	145973	169961
高雄市	62902	65557	68085	71043	74736	79632	84765	92306	103976

- 註7：本研究亦對台中市及高雄市作過其他控制變數分析，其分量迴歸結果亦不影響本文之主要結論，顯見本文所探討之變數對於法拍市場而言為一重要的因素。

參考文獻

中文部份：

李月華

1997 〈臺北市住宅區成屋交易價格影響因素之研究〉《崇右學報》10：130-142。

Lee, Y. H.

1997 “A Study on the Factors Affecting the Housing Price in Taipei Residential Zone,” *Journal of Chungyu*. 10: 130-142.

李泓見、張金鶚、花敬群

2006 〈台北都會區不同住宅類型價差之研究〉《台灣土地研究》9(1)：63-87。

Lee, H. J., C.O. Chang & C. C. Hua

2006 “The Relationship between Floor Area and Unit Price Across Different Residential Types in Taipei Metropolitan Area,” *Journal of Taiwan Land Research*. 9(1): 63-87.

林祖嘉、林素菁

1994 〈台灣地區住宅需求價格彈性與所得彈性之估計〉《住宅學報》2：25-48。

Lin, C. C. & S. J. Lin

1994 “An Estimation of Price Elasticity and Income Elasticity of Housing Demand in Taiwan,” *Journal of Housing Studies*. 2: 25-48.

林祖嘉、馬毓駿

2007 〈特徵方程式大量估價法在台灣不動產市場之應用〉《住宅學報》16(2)：1-22。

Lin, C. C. & M. A. Yu

2007 “An Application of Mass Appraisal and the Hedonic Equation in the Real Estate Market in Taiwan,” *Journal of Housing Studies*. 16(2): 1-22.

林秋瑾

1996 〈穩健性住宅租金模式之探討－異常點之分析〉《住宅學報》4：51-72。

Lin, V. C. C.

1996 “Robust Housing Rent Modeling Outlier Analysis,” *Journal of Housing Studies*. 4: 51-72.

林秋瑾、楊宗憲、張金鶚

1996 〈住宅價格指數之研究－以台北市為例〉《住宅學報》4：1-30。

Lin, V. C. C., C. S. Yung & C. O. Chang

1996 “Housing Price Index in Taipei,” *Journal of Housing Studies*. 4: 1-30.

洪得洋、林祖嘉

1999 〈臺北市捷運系統與道路寬度對房屋價格影響之研究〉《住宅學報》8：47-67。

Hong, D. Y. & C. C. Lin

1999 “A Study on the Impact of Subway System and Road Width on the Housing Prices of Taipei,” *Journal of Housing Studies*. 8: 47-67.

張怡文、江穎慧、張金鶚

2009 〈分量迴歸在大量估價模型之應用－非典型住宅估價之改進〉《都市與計劃》

36(3) : 281-304。

Chang, Y. W., Y. H. Chiang & C. O. Chang

2009 “Quantile Regression Analysis of Residential Mass Appraisal Models - Improvement in Atypical Housing Appraisal,” *Journal of City and Planning*. 36(3): 281-304.

張金鶚

1995 〈對張麗姬「從遠期契約和現貨的角度論預售屋和成屋的價格關係--以台北市為例」一文之意見〉《住宅學報》3 : 99-103。

Chang, C. O.

1995 “Comments: Applying the Theoretical Relationship between Forward and Spot Price to the Pre-sale and Existing Housing Markets,” *Journal of Housing Studies*. 3: 99-103.

張金鶚、王健安、陳憶茹

2008 〈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》28(2) : 1-39。

Chang, C. O., C. A. Wang & Y. J. Chen

2008 “The Puzzle of the Discount Price for Foreclosed Houses: Does the Factor of Competition Explain More Discounts?,” *Chiao Da Management Review*. 28(2): 1-39.

張梅英、鍾陳佳

2002 〈住宅法拍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》1(2) : 12-20。

Chang, M. Y. & C. C. Chung

2002 “The Study on the Relationship between Attributes of Residence in Legal Auction and the Bid Price,” *Land Issues Research Quarterly*. 1(2): 12-20.

張麗姬

1994 〈從遠期契約和現貨的角度論預售屋和成屋的價格關係—以台北市為例〉《住宅學報》2 : 67-85。

Chang, L. C.

1994 “Applying the Theoretical Relationship between Forward and Spot Price to the Pre-sale and Existing Housing Markets - A Case in Taipei,” *Journal of Housing Studies*. 2: 67-85.

莊家彰、管中閔

2005 〈台灣與美國股市價量關係的分量迴歸分析〉《經濟論文》33(4) : 381-404。

Chuang, C. C. & C. M. Kuan

2005 “A Quantile Regression Analysis of Return-volume Relation: Evidence from the Taiwan and U.S. Institute of Economics,” *Academia Economic Papers*. 33(4): 381-404.

彭建文、楊宗憲、楊詩韻

2009 〈捷運系統對不同區位房價影響分析—以營運階段為例〉《運輸計劃季刊》38(3) : 275-296。

Peng, C. W., C. H. Yang & S. Y. Yang

2009 The Impacts of Subways on Metropolitan Housing Prices in Different Locations-after the Opening of the Taipei Subway System,” *Transportation Planning Journal*. 38(3): 275-296.

彭建文、賴鳴美

2006 〈賣方訂價策略對成交价格之影響分析〉《住宅學報》15(1)：1-20。

Peng, C. W. & M. M. Lai

2006 “The Effects of Pricing Strategy on Selling Price,” *Journal of Housing Studies*. 15(1): 1-20.

曾建穎、張金鶚、花敬群

2005 〈不同空間、時間住宅租金與其房價關聯性之研究－台北地區之實證現象分析〉
《住宅學報》14(2)：27-49。

Tseng, C. Y., C. O. Chang & C. C. Hua

2005 “The Dynamic Relationship of Rents and Prices among Taipei Housing Spatial Submarkets,” *Journal of Housing Studies*. 14(2): 27-49.

鄒欣樺、張金鶚、花敬群

2007 〈建商不動產表價與議價策略之探討－景氣時機、個案區位、及建商類型分析〉
《管理評論》26(3)：47-69。

Tsou, S. H., C. O. Chang & C. C. Hua

2007 “Asking Price and Discount Rate Strategies of Real Estate Developers-An Analysis of Timing, Location, and Developer Type,” *Management Review*. 26(3): 47-69.

廖仲仁、張金鶚

2006 〈不對稱的仲介服務價格效果：分量迴歸法之檢驗〉《都市與計劃》33(1)：1-16。

Liao, C. J. & C. O. Chang

2006 “Asymmetric Price Effects of Residential Real Estate Brokerage Service Using Quantile Regressions,” *Journal of City and Planning*. 33(1): 1-16.

廖仲仁、張金鶚

2009 〈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〉《住宅學報》18(1)：1-21。

Liao, C. J. & C. O. Chang

2009 “A Review of the Choice of Market Mechanism and Price Discount Effect of Real Estate Auctions during a Boom Market,” *Journal of Housing Studies*. 18(1): 1-21.

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》，中華民國住宅學會第六屆年會學術研討會。

Tsai, F. L., C. O. Chang & V. C. C. Lin

1997 “The Impact Factors on the Court Auction House Price- case Study of Taipei City,” the 6th Annual Meeting & Academic Conference of Chinese Society of Housing Studies.

蘇京皓、洪鴻智

2003 《特徵價格法與地理資訊系統整合之應用：以輸變電設施對住宅價格影響為例》，2003年第一屆土地研究學術研討會。

Su, C. H. & H. C. Hung

2003 “Applying GIS to Hedonic Pricing Method: A Case of the Effects of Power Transmission-

distribution Facilities on Housing Price,” 2003 first Land Conference.

英文部份：

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.

Bartick, T. J.

1987 “The Estimation of Demand Parameters in Hedonic Price Models,” *Journal of Political Economy*. 95: 81-88.

Brownstone, D. & A. De Vany

1991 “Zoning, Returns to Scale, and the Value of Undeveloped Land,” *The Review of Economics and Statistics*. 73(4): 699-704.

Chau, K. W., F. F. Ng, & E. C. T. Hung

2001 “Developer’s Goodwill as Significant Influence on Apartment Unit Prices,” *The Appraisal Journal*. 69(1): 26-30.

Clauretje, T. M. & N. Daneshvary

2009 “Estimating the House Foreclosure Discount Corrected for Spatial Price Interdependence and Endogeneity of Marketing Time,” *Real Estate Economics*. 37(1): 43-67.

Colwell, P. F. & H. J. Munneke

1997 “The Structure of Urban Land Prices,” *Journal of Urban Economics*. 41(3): 321-336.

Epple, D.

1987 “Hedonic Prices and Implicit Markets: Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products,” *Journal of Political Economy*. 95: 59-80.

Isakson, H. R.

1997 “An Empirical Analysis of the Determinants of the Value of Vacant Land,” *Journal of Real Estate Research*. 13(2): 103-114.

Johnson, K. H., J. D. Benefield, & J. A. Wiley

2007 “The Probability of Sale for Residential Real Estate,” *Journal of Housing Research*. 36(2): 131-142.

Koenker, R. & G. Bassett

1978 “Regression Quantiles,” *Econometrica*. 46: 33-50.

Krishna. V.

2002 *Auction Theory*. USA: Elsevier Science.

Ladd, G.. & V. Suvannunt,

1976 “A Model of Consumer Goods Characteristics,” *American Journal of Agricultural Economics*. 58: 504-510.

Lancaster, K.,

1966 “A New Approach to Consumer Theory,” *Journal of Political Economics*. 74: 132-157.

Lin, T. C. & A. W. Evans

2000 “The Relationship between the Price of Land and Size of Plot When Plots Are Small,”

- Land Economics*. 76(3): 386-394.
- Lusht, K. M.
 1994 "Order and Price in a Sequential Auction," *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 8(3): 259-266.
- Mayer, C. J.
 1995 "A Model of Negotiated Sales Applied to Real Estate Auctions," *Journal of Urban Economics*. 38(1): 1-22.
- Mayer, C. J.
 1998 "Assessing the Performance of Real Estate Auctions," *Real Estate Economics*. 26(1): 41-66.
- Malpezzi, S.
 2003 "Hedonic Pricing Models: A Selective and Applied Review," in *Housing Economics and Public Policy: Essays in Honor of Duncan MacLennan*. 67-74. ed. T. O. Sullivan & K. Gibbs, Oxford, UK: Blackwell.
- Miller, N. G.
 1982 "Residential Property Hedonic Pricing Models: A Review," *Research in Real Estate*. 12: 31-56.
- Newsome, B. & J. Zietz
 1992 "Adjusting Comparable Sales Using MRA-the Need for Segmentation," *Appraisal Journal*. 60: 129-135.
- Powell, J.
 1984 "Least Absolute Deviations Estimation for the Censored Regression Model," *Journal of Econometrics*. 25: 303-325.
- Powell, J.
 1986 "Censored Regression Quantiles," *Journal of Econometrics*. 32: 143-155.
- Rosen, S. M.
 1974 "Hedonic Price and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*. 82: 34-55.
- Sirmans, C. F., G. K. Turnbull, & J. Dombrow
 1997 "Residential Development, Risk, and Land Prices," *Journal of Regional Science*. 37(4): 613-628.
- Sirmans, G. S., D. A. Macpherson, & E. N. Zietz
 2005 "The Composition of Hedonic Pricing Models," *Journal of Real Estate Literature*. 13(1): 3-46.
- Tabuchi, T.
 1996 "Quantity Premia in Real Property Markets," *Land Economics*. 72(2): 206-217.
- Zietz, J., E. N. Zietz, & G. S. Sirmans
 2008 "Determinants of House Prices: A Quantile Regression Approach," *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 37(4): 317-333.

