

學術論著

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

The Dynamic Relationship of Rents and Prices among Taipei Housing Spatial Submarkets

曾建穎* 張金鶚** 花敬群***

Chien-Ying Tseng*, Chin-Oh Chang**, Ching-Chun Hua***

摘 要

房地產市場過去長期的不景氣使得家戶對住宅的投資性需求減弱，造成月租金乘數(房價／月租金)偏高的房價波動減緩，但月租金乘數並未因此而下降，台北地區的月租金乘數平均為345，呈現穩定但偏高的現象。考量因權屬不同，導致住宅所提供的服務品質有所差異的情況下，出租與自有住宅的使用價值產生落差，因此無法縮小租金與房價之間的差距。

分析租金與房價互相影響的程度，發現兩者彼此影響的程度減弱，且房價變動對租金的影響明顯高於租金變動對房價的影響，表示房價除了受租金影響外，其它變數亦佔有重要的影響地位，房價與租金兩者的關聯性不若理論或經驗上來的直接密切。進一步分析房價與租金的時間關係，兩者存在長期的均衡關係，台北市房價具有領先台北縣房價的現象。房價與租金間無明顯的因果關係，此與過去認為房價領先租金的說法不同，兩次市場可能因市場區隔而使價格偏離，租買選擇並非同時考慮之行爲，因而減弱住宅次市場間互相調整替代的功能。

關鍵詞：租金、房價、租金乘數、時間序列

ABSTRACT

The long-term Taiwan real estate market depression has been reducing households' investment demand and slowing down the housing price which determines mainly the monthly rent multiplier, but the monthly rent multiplier still reaches to 345 and does not drop significantly. Due to the different housing service qualities of tenure states which determine the use values, the gap of housing rent and price can not shrink.

This paper finds that the degree of interaction of rents and prices has lessened, and the impact of prices change on rents is obviously higher than the vice versa. This means not only the rents, but also some other key variables influence the change of prices. Considering the dynamic relationship, we find that there is a long-term equilibrium between rents and prices and the price of Taipei city moves ahead that of Taipei county. Besides, there is no obvious causality between prices and rents. Such evidence indicates that the disparity of rents and prices is caused by market segments of tenure states which weaken the substitution of both submarkets.

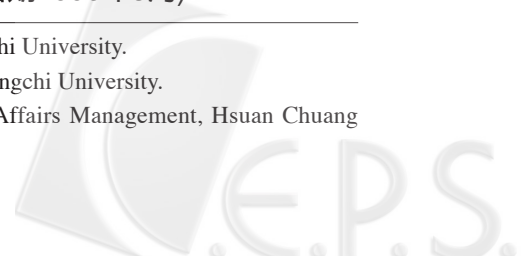
Key words: rent, house price, rent multiplier, time series

(本文於2006年2月9日收稿，2006年5月3日審查通過，實際出刊日期2006年5月)

* 政治大學地政學系碩士。Master, Department of Land Economics, National Chengchi University.

** 政治大學地政學系教授。Professor, Department of Land Economics, National Chengchi University.

*** 玄奘大學公共事務管理系副教授。Associate Professor, Department of Public Affairs Management, Hsuan Chuang University.



一、前言

住宅兼具消費與投資雙重性，因此對住宅的需求可以分成兩類，一為自住需求，一為投資需求。家戶透過購屋或租屋的方式消費住宅所提供的服務(housing service) (註1)，以滿足自住使用需求；投資需求則可分為短期的投資套利及長期的投資出租需求，前者是將所購買的住宅於價格高漲時出售獲利，後者則是對住宅以經營的方式獲取租金利潤，其中短期投資性需求在房地產景氣時，於市場上佔有相當大的比例，影響住宅價格波動甚巨。房價與租金兩者理論上所代表的是能同時滿足住宅消費與投資的價格，彼此之間應具有密切的關係。

租金與房價的關係除了資本還原率(capitalization rate) (註2)的關係之外，亦可由兩者間的比例進行租金乘數(rent multiplier)的討論。依據美國住宅市場之經驗，就獨棟式房屋而言，房價是月租金的100倍，稱為百分之一法則(1%-rule) (註3)，亦稱月租金乘數(房價/月租金)為100，就公寓式房屋而言，月租金乘數較低，約為70左右。房價與租金間的比例關係也被運用於房地產投資市場上，稱為租金指數法(Gross Rent Multiplier, GRM)(房價/年租金)，為房價與每年租金收益之比例關係，如果小於一般市場之平均指數，則可進行投資，美國一般約介於6~7之間(註4)。租金乘數的估計有助於瞭解家戶對住宅的居住與投資需求狀況。

過去國內對月租金乘數的研究，如林祖嘉(1992)估計在1979~1989年間台北市的平均月租金乘數為376.87、高雄市為326.64、台灣省為245.15。李如君(1997)透過標準住宅價格與標準租金概念估計1981~1993年間台北市平均月租金乘數為298，台北縣為274。彭建文、花敬群(2001)估算1999年台北市的月租金乘數為374。國內的月租金乘數相較於美國一般月租金乘數顯得偏高。林祖嘉(1989,1992)、李如君(1997)、彭建文、張金鶚(2000)等認為國內月租金乘數偏高的主要原因在於屋主對資本利得的預期，而願意以相對房價水準偏低的租金來提供住宅服務，造成偏高的月租金乘數，亦表示房價對家戶而言能滿足其消費與投資需求，而租金僅能滿足住宅消費需求。薛立敏、陳綉里(1997)認為租金乘數偏高會減少住宅自有率，但在預期房屋增值提高時則家戶傾向擁屋。

此外，由於自有住宅市場的需求者亦可能為出租住宅市場的供給者，出租住宅市場的需求者亦可能因經濟能力的提升或對住宅需求的改變而調整其對住宅權屬的選擇(註5)，故自有住宅市場與出租住宅市場應存在相當程度的替代關係(註6)，房價與租金亦會因次市場之間的關聯性而彼此互相影響。因此，由房價與租金關係的變動進一步衍生到對住宅次市場間的供給需求的衝擊，藉由住宅存量-流量模型(stock-flow model)與租買選擇(tenure choice model)來進行關於出租住宅市場與自有住宅市場間結構性的討論。

DiPasquale & Wheaton(1996)利用存量-流量模型，說明提供住宅服務使用的存量市場與提供新建投資的住宅資產市場之間的互動關係。家戶對住宅服務的需求就如同一般消費性商品，對於住宅資產的需求則是一項投資。兩次市場主要有兩個地方相連結：第一、住宅使用市場的租金水準及其它外生經濟變數(如利率、所得等)是決定住宅資產市場需求的主要因素；第二個連結在於住宅市場新建供給活動對房價及租金的影響，資產市場新住宅供給增加時，將會使得住宅使用市場的租金下跌，進而使透過還原率轉換的房價下跌。在此理論模型的推論下，台灣住宅市場租金與房價之間除了存在資本還原的關係外，對於整體住宅市場發生調整活動的起始點主要有兩項：一是因為純粹住宅需求改變所導致的租金水準變動；另一項原

因則是租金房價間之還原率因為資本利得的預期而產生改變。

這兩種市場調整起始點對租金與房價關連性之意義在於，前者表示純粹居住需求變動的環境下，租金波動將會領先房價；後者表示若因為預期房價增值或下跌的因素影響，則房價波動會領先租金，過去台灣住宅市場主要屬於第二種狀況。國外亦有學者如 Cheung, et al.(1995)採用Granger因果關係檢定香港四個行政區(香港本島、九龍、新九龍及新界)1982~1991每季房價與租金之間的關係，發現多數地區上租金與房價之間互相獨立，缺乏因果關係，沒有產生一般房價的波及效果，亦即房價的上漲不會帶動租金上漲，因此推論可能因為負擔能力、政策走向、傳統有土斯有財觀念的影響而產生市場區隔，影響出租與自有住宅市場的互動關係，導致兩次市場替代性薄弱。然而部分租金與房價有因果關係之地區，則發現房價領先租金，且次市場間替代性較強。

然而，此處租金與房價所為之領先或落後，屬於短期價格波動的影響，理論上房價仍應為租金與還原率所共同決定，亦即在相當時間之後租金與房價仍會回復長期穩定的趨勢，而非代表還原率的結構改變，因此租金與房價的比例亦即租金乘數是固定的。

租賃選擇理論強調的重點是租屋成本與購屋成本(機會成本)的比較，此理論對於租金與房價關係的連結，在預期房價增值下，會造成購屋需求增加與租屋需求減少，此趨勢將擴大市場上之租金乘數；反之，則使租金乘數縮小。

租賃選擇下值得進一步討論的是，過去較少討論的購屋與租屋決策所對應的住宅服務的品質水準是否一致與預備消費的時間長短兩種可能的落差。住宅服務品質水準的差異即在於，同一棟住宅對承租戶與自有戶所提供的住宅實質屬性(面積、樓層、屋齡..等屬性)相同時，兩者對居住的滿足感是否相同？若出租住宅所能提供的住宅服務水準相對較低時，因承租戶無完整的所有權，使用權亦受租約限制而不能完全支配，加上層出不窮的租約糾紛，不同權屬型態所能享受的住宅服務品質有明顯差異的情況下，家戶必須透過取得所有權的方式來享受較高品質的住宅服務，亦會造成家戶租賃選擇時較傾向購屋。

家戶在租賃選擇時所考量的消費時間亦會有長短落差，市場景氣時，租屋僅被視為購屋前短期的消費決策，家戶對住宅的消費長期仍傾向購屋持有，導致房價會有長期上漲的趨勢；而在預期市場景氣仍將向下探底時，家戶除了減少投資性需求外，亦可能延緩自住性購屋(註7)，傾向長期的租屋決策，然而房價的下跌亦會造成擁屋成本降低，增加購屋誘因，兩者力量的強弱仍需視住宅市場的供需結構來決定。

從前述相關文獻及理論的闡釋得知，租金與房價間存在著還原率或租金乘數的關係。因為居住需求或預期增值的改變，將使得市場上產生租金波動領先房價或房價波動領先租金的趨勢，透過價格的轉換及住宅租賃選擇的決策，兩次市場間具有替代性。如果再考慮租屋與自住所消費住宅服務品質的差異，以及租賃決策所對應之消費時間長短的差異，則容易產生租金乘數偏高且家戶傾向購屋的趨勢。

房價飆漲時期，住宅短期的投資需求強烈，對資本利得的預期固然可以解釋國內偏高的月租金乘數，及民眾對擁屋的偏好。但在近十年住宅市場不景氣的過程中，房價亦有下跌，對住宅的預期未來增值相對的成了不確定且有風險的概念。本文經由月租金乘數的估計、聯立方程式及時間序列的實證研究，分析家戶對住宅需求的變動與過去有何不同？當家戶對住宅需求有所改變時，租金與房價兩者互相影響的程度及在時間上的因果關係為何？透過租金

與房價在不同空間、時間關係的變化與過去國內外經驗及研究的同異，進一步點出租金與房價的調整關係、家戶租買選擇行為及自有住宅市場與出租住宅市場間的互動，期能對未來國內住宅市場的發展有所助益。

以下本文分為五節，除第一節前言外，第二節則透過月租金乘數的估計，了解家戶對住宅需求的變化；第三節由住宅租買市場的供需面出發，透過價格的連結，進行租金與房價聯立模型分析，討論租金與房價互相影響的程度及其它影響因素；第四節為租金與房價時間序列分析，進行租金與房價間長短期的均衡評估與測試，以釐清二者的調整關係；第五節為本文結論。

二、月租金乘數估計分析

林祖嘉(1992)、薛立敏、陳綉里(1997)採用主計處主辦「住宅狀況調查」之家計樣本，分別建立房價與租金的特徵價格模型，估算租屋者住宅之價格及擁屋者之設算租金，再求取租金乘數之值。李如君(1997)則是採用張金鶚(1995)估計之特徵房價模型，及崔媽媽與主計處租金資料建立之特徵租金模型，以標準房價與標準租金之概念，估計租金乘數。

本文實證研究的資料來源為崔媽媽基金會之房東資料庫(註8)及內政部出版之房地產交易價格簡訊(註9)。

研究的時間範圍為民國82年~92年。並將民國80年代初期界定為房地產市場景氣高峰至衰退時期，即民國82~84年，後期即民國85~92年界定為景氣衰退至谷底時期(註10)，亦即民國82~84年相對民國85~92年是較為景氣的時期，觀察租金與房價的變動情形。

研究的空間範圍為台北地區(台北市、台北縣)。台北市與台北縣兩地居民在食衣住行方面具有高度的重疊性及流通性，一般民眾在住宅租買選擇時通常會將台北市與台北縣同時列入考慮，亦即兩地區為具有高度替代性的住宅次市場，因此在研究住宅租金與房價關聯性時將其合併討論。

本文實證資料為每一戶出租住宅的租金資料，並沒有每戶出租住宅的房價資料，因此利用特徵價格法估計民國82年~92年每一戶出租住宅的房價。透過台北地區房價模型(註11)的建立，然後代入崔媽媽資料庫中台北地區每一戶出租住宅的屬性資料，便可求得每戶出租住宅的房價，再除以相對應的出租住宅租金，可算出每一戶出租住宅的月租金乘數：

$$\text{月租金乘數} = \frac{\text{經由特徵價格法估計出之每戶出租住宅房價}}{\text{每戶出租住宅之租金}}$$

依此求出之月租金乘數應能較確實的反應每戶住宅房價與租金的實際差距，有助於後續分析更貼近住宅市場的真實狀況(註12)。

租金與房價間的相對關係以租金乘數的方式來呈現，包括月租金乘數及年租金乘數，前者為房價除以月租金，後者則以房價除以年租金，在此主要以月租金乘數來進行討論，附錄表3為台北地區歷年平均房價、租金及月租金乘數(註13)。

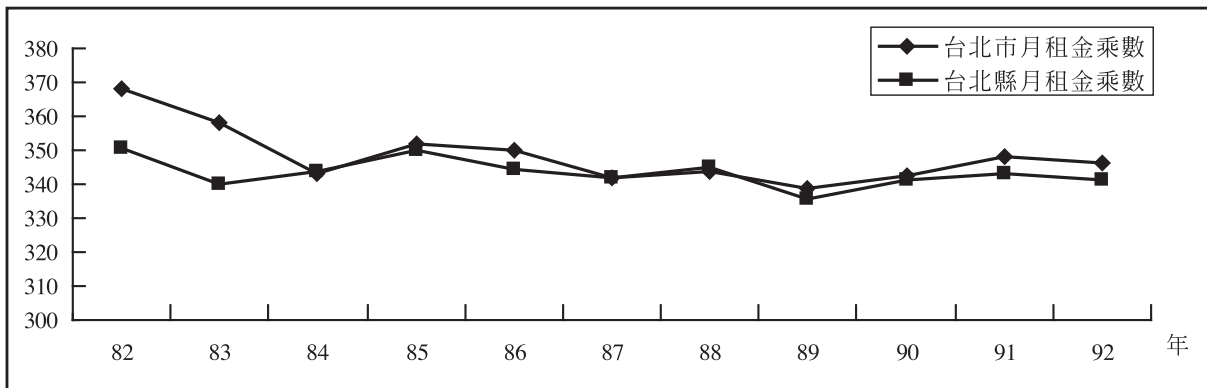
整體而言，由圖一(註14)可看出民國82~92年台北地區房價與租金間的差距呈現穩定的比例關係，平均為345，台北市月租金乘數歷年平均為348，台北縣的租金乘數平均為343。各分區月租金乘數之值穩定且相近，表示台北地區房價與租金間的關係穩定，對住宅的投資需求

褪色，因而使得房價波動性降低。

不同空間區域會有不同的市場狀況，房價與租金的變動交替發生，特別房價的漲跌為住宅市場主要觀望的指標，亦會造成年或月租金乘數的起伏。近幾年美國房價的狂飆，意味著房市景氣攀上高峰，其租金乘數的變化正可與台灣過去經驗互為借鏡(註15)。同處地理環境及風俗民情相近的亞洲市場，台北與香港應有更相近的現況(註16)，同樣歷經房價泡沫的破滅，台北地區房價跌幅不如香港大，房價與租金的差距並未逐年縮短，而是回復穩定的比例，表示平均345的月租金乘數，為目前台北地區住宅租買市場長期且固定可接受的價格比例。

值得思考的是，美國因為房價的飆漲使得租金乘數上升至與台北地區相同的水準，香港則是因為不景氣而使租金乘數急速下降，在這兩個市場，租金乘數會隨著景氣好壞而有明顯起落，但國內月租金乘數於景氣高峰時上升至300以上的數值後，雖長期呈現穩定趨勢，卻沒有向下調整的現象，頗值得令人玩味。

偏高的月租金乘數代表租屋比購屋經濟，然而為何家戶願意支付較租屋昂貴許多的代價購屋？過去對住宅資本利得的偏好雖然會造成月租金乘數的偏高，但在房市不景氣的背景下，其影響程度已有大幅的減弱，將租金與房價的差距全部歸因於對資本利得的預期是不合理的。出租與自有住宅市場所交易的標的大部份均為已興建完成之成屋及中古屋，住宅本身的實體特徵在兩市場間無明顯的差異，且本研究所估計的是同一棟住宅的房價與租金。因此，扣除資本利得的影響，只考慮住宅實體特徵此部分的住宅使用價值，則月租金乘數應會比過去林祖嘉(1992)、李如君(1997)所估計的還要低，但估計結果並非如此。在考量相同的住宅實體特徵之下，同樣一坪的空間，由於承租人僅有使用權，而非所有權，故只能被動的接受其既定使用模式，而住宅所有權人卻能主動的調整其使用型態，以享受更合適的居住空間，加上租約的限制與租賃處理糾紛多，且國內出租住宅大多缺乏良好的管理維護，這方面的差異，導致自有住宅與出租住宅使用價值產生落差，家戶仍願意支付相對高很多的價格購屋，以滿足居住需求，亦使月租金乘數居高不下。



圖一 台北地區月租金乘數圖



三、房價與租金聯立模型分析

房價與租金間的差距並未因住宅投資需求的減弱而拉近，然而住宅次市場間互動的主要關鍵即在於價格的連結，因此本節首先將由住宅租賃市場的供需面出發，透過出租住宅市場與自有住宅市場間價格的連結，建立租金與房價函數，並運用三階段最小平方法(3SLS)進行實證分析(註17)，分析租金與房價互相影響的程度及其它影響因素。

(一) 實證模型建立

1. 出租住宅市場

就租屋需求而言，林祖嘉(1992)、林祖嘉、林素菁(1994)、林秋瑾(1996)、李如君(1997)主要偏向探討住宅屬性對於租金水準的影響，其實證結果均發現住宅本身屬性對於租金影響較大。本文假設租屋需求主要受到租金(R)、住宅屬性(坪數(F)、樓層(X_i)、屋齡(H))的影響。預期租金水準越高，對租屋的需求將降低，坪數越大顯示住宅的實用性越高，總樓層與所在樓層變數對租屋者而言較不具實用性，雖為正向影響但並不顯著(註18)，屋齡越高隱涵住宅設備的老舊及危險，對租屋需求為負向的影響。

就租屋供給而言，Potepan(1996)將租屋供給設為租金、房價、貸款利率、稅率以及預期資本利得的函數。彭建文、張金鶚(2000)認為租屋供給主要受到租金、房價以及預期景氣的影響。由於國內各縣市在房地產稅率均相同，貸款利率亦無縣市差異，因此暫不考慮此兩者之影響。本文假設租屋供給主要受到租金(R)、房價(P)的影響。當租金上漲時，屋主出租的意願增加，則供給會增加，當房價上漲時，如租金維持不變，則屋主供給的成本提高，供給亦將減少。預期租金越高對租屋的供給為正向影響，房價越高則為負向影響。

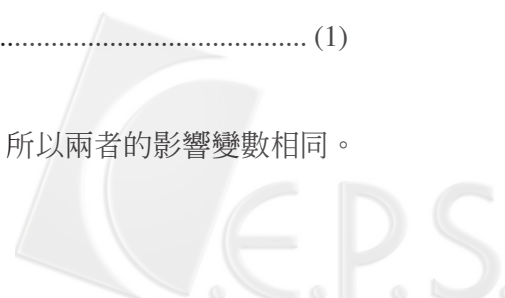
在此亦將區位(L) (註19)及景氣(T)納入討論。越靠近市中心，將會提高住宅的實用性及便利性，在短期居住的考量下，承租者傾向以金錢替換交通可及性，亦會增加住宅服務的需求，住宅的使用價格將因此而增加，租金亦會隨之上漲；良好的區位亦會增加屋主的供給成本，但因國內長期持有房地產有相當高的預期增值利得，在此預期下，屋主亦可能於等待出售的過程中將住宅出租，收取租金以補貼等待期間的時間成本，增加住宅服務的供給。變數設定採用虛擬變數的方式處理，以台北市市中心為0，其它地區為1。另外加入時間相對景氣與否的虛擬變數(景氣，民國82~84年為1；不景氣，民國85~92年為0)(註20)替代其他可能影響租金的房地產市場變數，市場相對景氣時期租金可能受房價影響而上漲，亦可能因購屋需求的增加而減少租屋的需求，導致租金的下跌。

根據上述影響出租住宅市場需求與供給面的變數，及各變數的理論預期，當出租住宅市場處於均衡時，可求得市場租金函數。其中房價、坪數、樓層應會增加住宅服務的需求，對於租金的影響為正，屋齡會減少住宅服務的需求，對租金的影響為負，越靠近市中心則對住宅服務的需求價格亦會越高。租金函數可表示為：

$$R=R(P, F, X_i, H, L, T)..... (1)$$

2. 自有住宅市場

Potepan(1996)認為住宅資產的需求者即是住宅服務的供給者，所以兩者的影響變數相同。



吳森田(1994)認為住宅需求主要受到所得、房價、貨幣供給、物價水準、家戶數、預期增值的影響。林祖嘉、林素菁(1994)認為住宅需求受到所得、房價、實質利率及區位的影響。彭建文、張金鵬(2000)認為購屋需求主要受到房價、租金、所得及預期景氣的影響。本文假設購屋需求會受到房價、租金、房地產屬性(坪數(F)、樓層(X_i)、屋齡(H))、及區位(L)的影響。當房價上漲時，購屋的需求將會減少，而租金上漲時，購屋的需求將會增加。坪數越大代表住宅實用性越高，對住宅需求為正的影響。總樓層與所在樓層對房價皆有顯著的影響(註21)，雖然此二變數對住宅實用性影響不大，但對住宅增值卻有一定影響力，因此對購屋需求的影響為正，屋齡越高對購屋需求的影響為負。越靠近市中心的住宅除了住宅使用價值增加外，對住宅投資或未來增值亦有明顯幫助，對購屋需求的影響為正。

吳森田(1994)、Potepan(1996)均認為住宅供給主要受到房價、地價與建築費用的影響。彭建文、張金鵬(2000)則認為住宅供給受到房價、空屋率及新建數量的影響。由於資料取得的限制，本文將住宅供給簡化假設為只受房價(P)、景氣(T)影響，房價的上漲會促使住宅的供給增加，其影響為正。時間變數反應市場景氣狀況，新成屋市場景氣相對較好時，市場上對住宅的需求會增加，因而增加住宅的供給。

當住宅交易市場處於均衡時，可求得市場房價函數。其中租金、坪數、樓層對於房價的影響為正，屋齡的影響為負，區位對房價的影響應由市中心向市郊遞減，市場景氣時對房價的影響為正。房價函數可表示為：

$$P = P(R, F, X_i, H, L, T) \dots\dots\dots (2)$$

本文所建立的聯立方程式包括租金及房價二條方程式，共有租金、房價、坪數、樓層、屋齡、區位及時間等變數，其中租金及房價為內生變數(Endogenous)，坪數、樓層、屋齡、區位及時間為外生變數(Exogenous)。

$$R = \beta_{10} + \beta_{11}P + \beta_{12}F + \beta_{13}X_i + \beta_{14}H + \beta_{15}L + \beta_{16}T + \varepsilon_1 \dots\dots\dots (3)$$

$$\beta_{10} = ? , \beta_{11} > 0 , \beta_{12} > 0 , \beta_{13} > 0 , \beta_{14} < 0 , \beta_{15} < 0 , \beta_{16} = ?$$

$$P = \beta_{20} + \beta_{21}R + \beta_{22}F + \beta_{23}X_i + \beta_{24}H + \beta_{25}L + \beta_{26}T + \varepsilon_2 \dots\dots\dots (4)$$

$$\beta_{20} = ? , \beta_{21} > 0 , \beta_{22} > 0 , \beta_{23} > 0 , \beta_{24} < 0 , \beta_{25} < 0 , \beta_{26} > 0$$

(3)及(4)式中，變數的設定滿足方程式的認定條件(condition of identification)(註22)，位階條件(rank condition)與次數條件(order condition)(註23)亦滿足，所以二條函數均可以被認定(identified)。將(3)及(4)式以半對數形式(Log-Linear form)進行三階段最小平方方法估計。

(二) 模型實證結果

在房價函數方面，變數符合理論預期且達到1%的顯著水準。租金、坪數、所在樓層、時間景氣對房價為正向的影響，顯示當租金上升、住宅本身實用性增加、及市場景氣時會促使房價上漲。屋齡的老舊對住宅價值產生折舊，對房價為負向的影響。區位對房價的影響變化由台北市市中心向台北縣郊區下跌，越靠近市中心有助於房價上漲。由模型的標準化β係數來看，影響房價最重要的因素為坪數(0.561)，接著依序為區位變數(台北縣市中心為-0.354)、租金(0.276)、所在樓層(0.057)、屋齡(-0.029)及景氣變數(0.004)。雖然租金對房價有正向的影



響，但影響的程度相對小於其它變數。

租金函數方面，變數多符合理論預期且達到1%的顯著水準。房價、坪數、總樓層及時間景氣對租金為正向的影響，房價上漲、住宅本身實用性的增加會使租金上升。屋齡的老舊直接的影響住宅的使用狀況，因此對租金為負向的影響。區位對租金的影響呈現由台北市市中心向台北縣郊區下跌的情況，越靠近市中心住宅的使用價值越高，租金亦隨之上升。由模型的標準化 β 係數來看，影響租金最重要的因素為坪數(0.902)、依序為區位(台北縣市中心-0.666)、房價(0.557)、總樓層(0.205)、屋齡(-0.10)、及景氣變數(0.022)。坪數與房價對租金為正向的影響，但區位因素向外遞減的負向影響亦不小。

由上述房價與租金函數來看，房價與租金互相影響的程度均較住宅坪數及區位為低。房價與租金上漲的主要原因在於住宅實用性的增加及良好的區位。而房價變動對租金的影響係數明顯高於租金變動對房價的影響係數，亦表示房價除了受租金影響外，其它變數(包括有被納入模型中的坪數、區位變數，還有因權屬不同而造成使用價值的差異等未被納入模型中的變數)亦佔有重要的影響地位，此亦可能為國內房價與租金關係不若想像中密切的原因之一。

四、租金與房價時間序列分析

時間序列分析使用四個變數，即台北市房價、台北市租金、台北縣房價、台北縣租金，根據過去研究或理論(註24)，預期此四變數間應有正向的均衡關係：台北市房價對台北縣房價有波及效果，台北市房價對台北市租金又存在還原率的關係，台北縣房價同樣也影響台北縣租金，亦表示台北市房價也會影響台北縣租金。

將估計的民國82~92年台北地區房價與租金資料按季劃分(註25)，各分別有44筆。先對變數進行是否為穩定時間數列的檢定，運用租金與房價的時間數列進行分析(註26)，共分為三個步驟，先對變數進行是否為穩定時間數列的檢定(註27)，以單根檢定法(Unit Root Test)檢定租金與房價是否為平穩的時間數列(註28)，接著以共積檢定(Cointegration) (註29)探討租金與房價之間是否有長期的穩定關係(註30)，如具有共積關係，則可利用誤差修正模型(Error-Correction-Model, ECM) (註31)進行房價與租金間長、短期的均衡評估與測試。

(一) 單根檢定

採用Hyllebreg et al.(1990)所提出之單根檢定法，檢定變數序列是否具有單根、半年期單根及季節性單根。由檢定結果得知台北市房價、租金及台北縣房價、租金變數的一階差分皆通過95%的顯著水準，拒絕各變數一階差分具單根之虛無假設，亦即各變數之一階差分為穩定之序列，整合級次為 $I(1)$ 。此外，經過檢定也確定資料數列不存在半年期單根及季節性單根。附錄表4為檢定結果。

(二) 共積檢定

共積檢定是以向量自我迴歸模型(VAR)為分析基礎，在進行共積檢定之前必須選定適當的落後期數。有關適當落後期數的選擇，可使殘差項通過自我相關與常態性檢定。表二為4個變數殘差項的自我相關(LM)、Ljung-Box檢定及常態檢定值。由表可看出在5%的顯著水準下，模型通過自我相關與常態性檢定，選擇落後期數為2期。

表一 聯立方程式之迴歸估計-3SLS

解釋變數	房價	租金
截距項	5.48 (0)***	0.242 (0)***
房價	—	0.008 (0.557)***
租金	0.140 (0.276)***	—
坪數	0.025 (0.561)***	0.038 (0.902)***
所在樓層	0.007 (0.057)***	—
總樓層	—	0.019 (0.205)***
屋齡	-0.001 (-0.029)***	-0.005 (-0.10)***
D_TPE1	-0.247 (-0.135)***	-0.382 (-0.222)***
D_TPE3	-0.131 (-0.191)***	-0.342 (-0.438)***
D_TPE4	-0.314 (-0.354)***	-0.723 (-0.666)***
D_TPE5	-0.504 (-0.252)***	-1.025 (-0.332)***
D_TPE6	-0.598 (-0.229)***	-1.122 (-0.258)***
D_TIME	0.006 (0.004)*	0.028 (0.022)***
系統加權R ²	0.7267	
N	35045	

註：1. ()內為標準化係數值 β

2. ***、**、*代表分別在1%、5%、10%之顯著水準下，該變數顯著異於零
3. 實證模型經過異常點篩選與刪除，刪除比例為樣本數之4.9%
4. D_TPE1為台北市舊市區虛擬變數；D_TPE3為台北市郊區虛擬變數；D_TPE4為台北縣市中心虛擬變數；D_TPE5為台北縣次中心虛擬變數；D_TPE6為台北縣郊區虛擬變數。D_TIME為時間虛擬變數。

在各變數顯示為I(1)且殘差穩定的前提下，利用Johansen(1988)所提出的最大似估計法(MLE)進行共積分析(註32)。此方法提供lambda max檢定與trace test檢定。由表三得知台北地區的房價與租金之間至多存在一個共積關係，顯示台北地區租金與房價之間存在長期穩定的均衡關係。

表二 VAR模型殘差項設定之檢定

檢定模型	落後期數	LM(1)/P-val	LM(4)/P-val	L-B/P-val	CHISQ(4)/P-val
四變數	1	6.623/0.98*	16.863/0.19*	180.390/0.02	11.382/0.18*
	2	21.308/0.17*	22.031/0.14*	177.593/0.11*	11.666/0.88*

註：1. LM(p)為檢定干擾項是否具序列相關之拉格蘭氏檢定統計量，其為一自由度為p之X²分配。

2. CHISQ(p)為變數常態性的檢定。

3.*表在5%顯著水準下通過檢定。

表三 共積檢定結果

Trace test			
Null	Alyemative	Statistic	90%臨界值
r=0	r>0	60.23*	58.96
r≤1	r>1	35.45	39.08
r≤2	r>2	17.10	22.95
r≤3	r>3	7.41	10.56
Lambda-max			
Null	Alyemative	Statistic	90%臨界值
r=0	r=1	24.78*	19.88
r=1	r=2	15.34	16.13
r=2	r=3	9.70	12.39
r=3	r=4	7.41	10.56

註：*表示在10%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

(三) 誤差修正模型

共積關係的存在表示變數間具有長期均衡關係，但當外在的衝擊發生時，變數會脫離原先的均衡，隨著時間的演進，其偏離程度會逐漸消退而回歸至均衡水準。因此必須在VAR模型中設立誤差修正項使變數再度調整至均衡狀態，表四為四變數誤差修正模型之估計與檢定結果。共積關係式為：

$$PRICET1 = 332.388RENT1 + 2.052PRICET2 + 310.462RENT2$$

符號顯示台北市房價(PRICET1)長期與台北市租金(RENT1)、台北縣房價(PRICET2)、台北縣租金為正向關係(RENT2)，此與預期符合。

當均衡誤差不為0時，台北市房價會以每季-29.2%的速度、台北縣房價會以每季15.3%的速度進行調整，以消彌區域間的均衡誤差，但台北市租金、台北縣租金向長期均衡調整的功能並不顯著，亦顯示不同區域間租金對價格的變化較不敏感。

表五為變數的短期動態調整，四變數受其前期的影響顯著，均呈現負向的關係，顯示房價與租金有逐漸下跌的趨勢，台北縣當期的房價則會受到台北市前期房價的影響，台北市房價領先台北縣房價，租金方面則不受其它變數的影響。

理論上房價與租金的比例長期會回復穩定的趨勢，而房價領先租金僅是價格短期波動的影響。經由實證分析得知，不同區域間房價與租金之間存在長期均衡穩定的關係。變數間短

表四 誤差修正模型

變數\檢定值	Z_j/t 值	R^2	ARCH(2)
北市房價(PRICET1)	-0.292/-2.413**	0.578	0.332
北市租金(RENTR1)	-0.001/-1.455	0.399	2.397
北縣房價(PRICET2)	0.153/2.382**	0.448	2.761
北縣租金(RENTR2)	0.001/1.293	0.503	1.667

註：1. ARCH(q)為檢定干擾項是否具有條件異質性之拉格蘭氏檢定統計量，其為一自由度為q之卡方分配。

2. R^2 為迴歸方程式之判定係數。

3. Z_j 為對於誤差修正模型之誤差調整係數。

4. ** 表通過顯著性水準95%，此時t值為1.96。

表五 誤差修正模型短期動態調整係數值

	DPRICET1(t-1)	DRENTR1(t-1)	DPRICET2(t-1)	DRENTR2(t-1)
PRICET1(t)	-0.349/-2.113**	-78.580/-1.528	-0.019/-0.060	-69.478/-1.772
RENTR1(t)	-0.000/-0.124	-0.196/-2.106**	-0.001/-0.786	0.019/0.084
PRICET2(t)	-0.117/2.195**	-41.023/-1.503	-0.141/-2.025**	53.333/1.659
RENTR2(t)	-0.000/-0.591	-0.072/-0.531	0.001/0.689	-0.309/-1.963**

註：顯著性水準為95%的t-value為1.96，** 表示通過95%顯著性水準

期的動態調整則顯示房價與租金持續下跌的趨勢，租金與房價受其本身前期變動的影響顯著且台北市房價領先台北縣房價，不同區域間房價具有波及效果，而不受其它變數影響的租金則是產生區隔效果。租金與房價兩者在時間上沒有因果關係，與過去研究認為兩者具有領先與落後關係的說法有所不同。

租金與房價彼此影響的程度減弱，且無時間上的因果關係，反應兩者的脫勾及住宅次市場間替代性的不足，可能如香港市場般出現市場區隔。購屋者與租屋者長期而言可能不是同一族群，亦即同時考慮租買決策的人僅為少數，在政府鼓勵購屋的政策及貸款低利率的條件下，擁屋並非難事，一旦跨過購屋門檻，家戶並不會同時考慮租或買，而是直接選擇購屋，租屋相對僅為短期決策或不加考慮。因此長期會留在出租住宅市場的租屋者可能大部分所得或負擔能力均較低，僅能以租屋方式滿足居住需求，無法跨過購屋的門檻，房東亦可能因承租者的質與量不佳，不願提供好的住宅服務，租金水準無法提升，兩次市場產生市場區隔，導致次市場間調整替代功能的薄弱。

五、結論

不同區域間有其不同時空背景下的房價與租金關係，平均345的月租金乘數，代表台北地區住宅次市場長期穩定可接受的價格比例，偏高的月租金乘數代表租屋比購屋經濟，而為何家戶長期以來願意支付較租屋昂貴許多的代價購屋？房市的不景氣導致家戶對住宅投資性

需求減弱，過去造成月租金乘數偏高的房價波動減緩，但月租金乘數卻未因此而下降，租金與房價間的差距無法將其全歸因於對資本利得的預期。考量自有與出租住宅權利完整性的差異，住宅所提供的服務品質產生差異的情況下，出租與自有住宅的使用價值產生落差，亦因此無法縮小租金與房價之間的差距。

觀察租金與房價的聯立方程式，兩者互相影響的程度減弱，且房價變動對租金的影響明顯高於租金變動對房價的影響，房價除了受租金影響外，其它變數亦佔有重要的影響地位，房價與租金兩者的關聯性不若理論或經驗上來的直接密切。分析房價與租金兩者時間上的調整關係，實證結果顯示台北地區租金與房價存在長期均衡關係，短期的動態調整方面，台北地區租金與房價受其自身前期變動的影響顯著，然而租金與房價兩者間並無因果關係，與過去研究認為房價會領先租金的說法不同。租金與房價關聯性的薄弱，除了反應價格脫勾的現象外，亦可能因次市場間產生市場區隔，購屋者與租屋者並非同一族群，亦即租買選擇不是同時考慮的行為決策。家戶仍偏好進入自有住宅市場，租屋相對僅為短期決策或不加以考慮。長期留在出租市場的租屋者屬於較弱勢的族群，可能因所得及負擔能力低，僅能以租屋方式滿足居住需求，而房東亦因此不願提供較佳的住宅服務以提升租金水準。

民國93年起，房地產市場景氣已然復甦，房價也有上漲的趨勢，可以預期民眾對住宅的投資性需求會隨之增強，如流於短期的房價炒作，在目前房價與租金偏離的情況下，月租金乘數會越來越高，次市場間的失衡狀況會越趨嚴重，對好不容易回春的房地產市場而言，又是再一次的打擊。因此，區域間穩定且合理的月租金乘數是市場參與者所努力的目標，除了防止房價急速飆升外，政府亦應協助改善出租市場住宅的品質與供給，促使租金水準提升，並引導屋主以租金收益為住宅長期投資的報酬，替代未來不確定的增值利得；而透過房價與租金的連繫，期使住宅租買選擇確實具有替代性，同時亦應修正住宅政策，不一昧的鼓勵民眾購屋，均衡發展各個住宅次市場，房地產市場機能方能漸趨完整，亦能使國人於「住」的基本需求上能獲得更完善的照顧。

註 釋

- 註1：彭建文、花敬群(2001)將住宅服務視為住宅實質屬性(面積、樓層、屋齡等)與權利內容(所有權、使用權)的組合。
- 註2：研究上對租金與房價的關係多認為住宅交易價格乃其使用價格長期累積還原的結果，若以公式表示則為： $R = \rho P$ ，其中R為使用價格(租金)，P為交易價格(房價)， ρ 為還原率，理論上透過還原率可從使用價格獲得交易價格，還原率亦受到利率、稅率、營運費率、及預期資本利得等因素的影響，然而就台灣市場來看，假設利率及稅率沒什麼區域性的差別，而台灣出租市場多為個別的房東經營，營運費率視為相同，則主要影響的因素便在於對資本利得的預期。
- 註3：Grabler, et al. (1956), pp423。Shelton (1964), pp65。Muth (1969), pp187~188。
- 註4：Pyhrr, et al. (1989), Real Estate Investment, pp71~72, pp244~255, pp520。
- 註5：Potepan(1996)認為屋主是住宅服務的提供者，同時亦是住宅投資的需求者，建商是住宅投資的供給者，同時是土地市場的需求者，各次市場間相互連結。
- 註6：林祖嘉(1990)利用巢式Logit模型估計自有住宅與出租住宅間的替代性，結果發現兩者具有相當高的替代性。
- 註7：彭建文等(1998)認為景氣衰退到谷底時，不但投資性需求大幅減少，自住性購屋者亦會延緩購屋。
- 註8：此資料為房東的登記資料，因此租金為房東所期望的租金，並非市場成交的租金，然而由於租屋市場房客議價空間不大，故對後續實證研究應無太大影響。租屋型態可分為分租、套房、獨套、住家等類型，基於研究目的主要為討論住宅租金與其房價之關係，因此只選取資料庫中為一般整戶出租的「住家」類型之出租住宅及其租金為討論對象。
- 註9：為充實地價資訊內容，建立政府與民間資訊共享制度，原台灣省政府地政處於民國86年12月19日邀集各縣市土地登記專業代理人公會、房屋仲介業商業同會、民間估價業者及各縣市政府等相關單位召開會議研商獲致結論請各界不動產相關業界踴躍提供地價及房價資料。自精省後此工作則交由地政司接續，按季出版此刊物。所選取的房屋用途類別為「公寓」、「住宅大樓」。
- 註10：由內政部建研所所發佈的台灣房地產景氣動向季報可看出，房地產市場景氣的最近一高峰出現在民國八十三年第三季，而其後的市場景氣狀況則呈現衰退的現象。又林育聖、張金鶚(2004)，運用國泰房價指數來進行市場景氣的劃分，各地區新成屋與預售屋房價的最高點多出現在民國八十三、八十四年或八十五年第一季，僅台北縣的價格高峰出現在八十六年第一季。而從成交量來看，各地區至民國八十五年均到達一低點，而民國八十六年雖然成交量有明顯增加的現象，但主要是受到建商搶建、大量推案的影響，並非市場景氣的復甦，在八十六年以後，各地區的成交量均大幅萎縮且無明顯波動情形。

- 註11：房價模型的建立共分為兩階段，第一階段為民國82年~87年，採用張金鶚、楊宗憲(2000)所估計之特徵價格模式，第二階段88年~92年，則使用內政部出版之房地產交易價格簡訊之資料，所選取的交易類型為「公寓」及「電梯大廈」，採用與第一階段相同的線性(Linear-linear form)模式，並選取相同的影響變數，即坪數、所在樓層、總樓層、屋齡、區位，建立房價模型。附錄表1為台北市模型估計結果，附錄表2為台北縣模型估計結果。主要觀察第二段模型估計的結果，變數多呈現顯著，且預期符號亦多與第一段相符，模型解釋力(Adj R²)平均在0.7左右，依此所估計之房價應具有相當程度的可信賴性。
- 註12：由於使用的資料跨越11年，物價波動對房價與租金的影響亦需考慮，一般作法是採用物價指數平減，然而因為每戶住宅價格均有其對應的租金，因此對同一住宅價格平減的動作在此可省略。
- 註13：為避免篇幅的冗長，因此省略掉了如坪數、樓層…等變數的個別基本統計分析，且這些變數對房價及租金的影響在後面章節將有討論，在此僅將焦點集中於月租金乘數的討論及代表意涵。
- 註14：民國82-92年台北市及台北縣各年的平均月租金乘數，表中租金乘數為該年度台北市及台北縣每戶住宅的租金乘數之平均值；後續時間數列分析則是將租金及房價資料以季劃分，因為崔媽媽資料為每個月每個月之資料，故可將之劃分為季資料及年資料
- 註15：本文根據New York Times「Ratios of Price to Rental Price in Selected Metro Areas」(2005/05/27)文中所公佈之資料計算，美國主要都會地區的年租金乘數由2000年至2005年數值均有所上升，如舊金山(San Francisco)、加州(California)等地由原本僅為11左右的數值一舉突破30，比台灣市場還要高，與過去所謂月租金乘數100或租金指數法用以判斷的6~7，有極大的差距。主要原因在於房價的漲幅很大。出租市場雖然因住宅需求及持有成本的增加而使租金上漲，但其漲幅平均僅為3~4%而已，無法跟上房價調整的速度。
- 註16：本文根據香港特別行政區政府差餉物業估價署，2004發佈之香港物業報告自行估計香港地區(香港本島、九龍、新界)1994~2003年的月租金乘數，平均為239、204、294。1997年香港回歸大陸時，一路狂飆的房價隨著英商的大肆拋售而大跌，香港房價自1997年以來下跌了六成之多，造成房價與租金的差距逐年縮小，九龍地區已降到179，香港本島地區只有211左右，新界亦降到259。
- 註17：二階段最小平方方法(2SLS)與三階段最小平方方法(3SLS)，兩者差異在於2SLS僅估計單一結構方程式，對於模型中其它方程式的設定不予考慮。若要就整個模型之所有結構方程式同時加以估計，使參數估計式獲得一致性，則必需採用3SLS。但由於利用3SLS進行實證時，若結構方程式發生設定誤差，將影響估計的結果，且計算程序比較麻煩，一般實證時較偏好2SLS。但亦有許多學者主張應同時以2SLS與3SLS進行實證，再斟酌其差異進行討論，不過其實證分析大多傾向採用3SLS的結果。而本研究因為將時間序

列資料及橫斷面資料合併(pooling)，加上房地產為異質性強烈的產品，在模型實證上可能會發生變數殘差項異質變異及自我相關的問題，因此採用3SLS應為較佳的做法。

註18：李如君(1997)實證顯示總樓層與所在樓層變數對租金影響為正但無明顯的影響力。

註19：為更細緻的觀察區位的影響，將台北地區劃分為六個地區，分區方式採用張金鶚(1995)採用之區位劃分方式，以行政區劃分，由台北市市中心區為中心點向外擴張。另考量台北市大同、萬華區近年來發展衰退，房屋品質較差，故將其由市中心區提出列為舊市區，台北縣則考量離台北市較近之縣轄市相對住宅市場會較發達，故依其地理位置另再劃分為市中心及次中心區，最外圍則為台北縣其它縣鎮。

台北市		台北縣	
舊市區	大同區 萬華區	市中心	板橋市 新店市 新莊市 永和市 中和市 三重市
市中心	中山區 松山區 大安區 中正區 信義區	次中心	汐止市 土城市 樹林市 蘆洲市
郊區	士林區 北投區 南港區 內湖區 文山區	郊區	台北縣其它鄉、鎮

註20：劃分依據同註10。理論上而言，貨幣供給、物價水準、實質利率等總體資料變數亦會對租金及房價產生影響，但本文模型中未考量總體變數的主要原因如下：

(1)本文所採用的是台北市及台北縣各行政區的組成資料，要將總體變數納入有其困難。(2)因許多總體變數可能對模型中既有的變數產生影響，彼此之間有高的相關性，若再納入模型之中，容易產生共線性，進而影響相關變數的符號及顯著性，故暫時予以忽略。(3)本文研究重點主要為觀察房租與房價兩者的互動關係，故將函數簡化，並使其符合聯立方程式之要求。總體變數的影響在模型設定中以景氣的虛擬變數替代，因為景氣的劃分是以「台灣房地產景氣動向季報」為依據，房地產景氣指標即已包含總體變數的影響。

註21：張金鶚(1995)運用特徵價格模式估計總樓層與所在樓層對房價有顯著影響。

註22：認定的必要條件：一起決定A個內生變數之值的A個聯立方程式之系統中，在一條方程式裡至少要缺少A-1個變數才有可能估計其參數。當方程式參數的估計成為可能時，這條方程式稱為是被認定的(identified)，而其參數可以一致地估計。如果方程式刪除的變數少於A-1個，則它便是無法認定的(unidentified)，且其參數無法一致地估計。

註23：M個聯立方程式模型中結構方程式辯認的一般法則→M：模型中內生變數之數目。m：方程式中內生變數之數目。K：模型中外生變數之數目。k：方程式中外生變數之數

目。次數條件(order condition)：(1) $K-k > m-1$ 過度認定；(2) $K-k = m-1$ 正確認定；(3) $K-k < m-1$ 不足認定。位階條件(rank condition)：rank表示矩陣中線性獨立行或列之最大數目，一個矩陣之rank是以該矩陣之最高次(order)之方矩陣表示，最高次之方矩陣之行列式 Δ 不等於0； $\Delta M-1$ 中只有一個 $\Delta \neq 0$ ，正確認定；一個以上 $\Delta \neq 0$ ，過度認定； $\Delta = 0$ ，認定不足。認定不足或是無法認定的方程式，無論資料有多充足，均無法估計結構參數；正確認定或是過度認定的方程式參數可以估計。

註24：林秋瑾(1996)實證顯示台北市房價對台北縣房價變動具有領先台北縣之效果，亦即台北市房價有領先台北縣房價的趨勢。Mills(1994)說明租金透過還原率的轉換可求得房價。

註25：如以年資料來進行時間序列分析，則僅11個變數的資料顯得不足且影響分析的準確效果，故將房價及租金變數拆分為季資料以增加變數長度，以利進行討論。但也造成時間序列模型中無法納入對房價與租金亦有影響的總體變數如利率、所得..等，未來如能搜集更長年數的房價及租金資料時，再納入這些總體變數，應能使分析的結果更全面更具代表性。

註26：採用X12時間分解軟體對房價及租金變數進行調整，以去除價格因為特殊時間點，如鬼月，等因素所造成的不合理波動，觀察正常市場情況下房價與租金的互動關係。

註27：傳統的計量分析方法，皆假設經濟變數的時間數列為穩定的(stationary)時間數列，但如果時間數列為非穩定時，仍使用傳統的迴歸分析法進行分析，估計結果將可能產生「假性迴歸」的情形。根據Nelson & Plosser(1982)指出：大部份經濟變數的時間數列，皆具有非穩定時間數列的特性。

註28：單根的定義依Engle & Granger(1987)的定義：若某一非穩定的時間序列經過d次差分後可達穩定，則稱此數列為d階整合(integrated of order d)，表示為 $X_t \sim I(d)$ 。

註29：有關於長期關係的理論，首先由Granger(1981)發展出共積關係，然後Engle & Granger(1987)再建立短期動態與長期均衡的理論。

註30：此均衡關係乃指長期間所觀察到的時間序列，不同變數間保持共同趨勢，亦即變數間的比例會向特定值收斂。假設序列變數 Y_t 為 $I(1)$ 且時間序列變數 X_t 為 $I(1)$ ，及 Y_t 與 X_t 均有單根存在故均非穩定時間序列，若存在 β 使得 $Y_t - \beta_t$ 為 $I(0)$ ，即 $Y_t - \beta_t$ 其中 μ_t 為 $I(0)$ ，故 μ_t 為穩定的時間序列，如此隨著時間改變 Y_t 與 X_t 之間並沒有很大的落差改變，則 Y_t 與 X_t 稱為有共積關係， β 則稱為共積向量(cointegration vector)，即 Y_t 與 X_t 有長期穩定的均衡關係。要檢定非穩定時間序列 Y_t 與 X_t 之間是否有穩定的線性組合及長期穩定的均衡關係，只需檢定迴歸式 $Y_t = \beta X_t + \mu_t$ 的殘差項是否為單根即可。

註31：誤差修正模型是指某一期的某些變數脫離長期均衡而處於失衡的狀態時，可透過誤差修正項(error correction term)所包含長期的訊息，以使數列不會偏離長期均衡太遠，具有調整的概念。根據Engle & Granger(1987)探討共積與誤差修正模型之間存在的對應關係如下：如果兩變數兼具共積關係，此兩變數間之關係可以以誤差修正模型來表示；反之，當兩變數之關係能以誤差修正模型來表示時，此兩變數必有共積關係。

註32：該方法最大貢獻在於將Engle and Granger的共積概念加以延伸發展，將兩個變數擴展成多變數，且在決定自變數時，採用VAR模型，將所有變數視為聯合內生變數，採不預設因果關係的開放性作法，解決了因果關係設定的難題，且同時考慮了變數與變數間的相互影響效果。



參考文獻

林祖嘉

1989 〈美國房租與房價關係之實證研究〉《政大學報》60：137-153。

1990 〈反向巢型多項式 Logit 模型下的住宅需求與租買選擇〉《經濟論文》18(1)：137-157。

1992 〈台灣地區房租與房價關係之研究〉《台灣銀行季刊》43(1)：279-312。

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。

林秋瑾

1996 〈台灣區域性住宅價格模式之建立〉《政大地政學報》1(1)：29-40。

林育聖、張金鶚

2004 〈建商訂價行為之研究—探討不同類型建商訂價行為之差異〉2004 年中華民國住宅學會發表論文。

李如君

1997 《台北地區住宅租金水準之研究》碩士論文，國立政治大學地政研究所。

吳森田

1994 〈所得、貨幣與房價—近二十年來台北地區的觀察〉《住宅學報》2：49-66。

張金鶚主持

1995 《台灣地區住宅價格指數之研究》行政院經建會委託研究。

張金鶚、楊宗憲

2000 〈台灣住宅價格指數之編制—台北市、台北縣、台中市、高雄市指數之分析〉《中國房地產研究》97-117。

彭建文、張金鶚

2000 〈預期景氣與宣告效果對房地產景氣之影響〉《管理學報》17(2)：343-368。

彭建文、花敬群

2001 〈住宅租買選擇行為之探討—住宅服務品質差異之影響〉《台灣土地金融季刊》38(4)：89-107。

彭建文、張金鶚、林恩從

1998 〈房地產景氣對生產時間落差之影響〉《經濟論文叢刊》26(4)：409-429。

薛立敏、陳綉里

1997 〈台灣一九八〇年代住宅自有率變化之探討〉《住宅學報》6：27-48。

香港特別行政區政府差餉物業估價署

2004 《香港物業報告》。

Cheung, Y. L., S. K. Tsang, & S. C. Mak

1995 "The Causal Relationships Between Residential Property Prices and Rentals in Hong Kong: 1982-1991," *Journal of Real Estate and Economics*. 10: 23-35.

Dipasquale, D. & W. C. Wheaton

1996 *Urban Economics and Real Estate Markets*, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, Inc.



Granger, C.W.J

1981 “Some properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification,” *Journal of Econometrics*. 16: 121-130.

Engle, R. & C.W. J. Granger

1987 “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrics*. 55: 251-276.

Grabler, L., D. M. Blank , & L. Winnick

1956 *Capital Formation in Residential Real Estate: Trends and Prospects*. Princeton: Princeton University Press.

Hylleberg, S., R. Engle, C. Granger, & B. Yoo

1990 “Seasonal Integration and Cointegration,” *Journal of Econometrics*. 44: 215-238.

Johansen, S

1988 “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*. 12: 231-254.

Muth, R. F.

1969 *Cities and Housing*. Chicago: The University of Chicago Press.

Mills , E. S. & B. W. Hamilton

1994 *Urban Economics*. New York: Harper Collins.

Nelson, C. R. & Plosser C. I. P

1982 “Trends and Random Walks in Macroeconomic Times Series: Some Evidence and Implication,” *Journal of Monetary Economics*. 10: 139-162.

Pyhr , S. A. , J. R. Cooper , L. E. Wofford , S. D. Kapplin, & P. D.Lapides

1989 *Real Estate Investment-Strategy: Analysis and Decisions*, Second Edition. New York: Wiley.

Potepan , M. J.

1996 “Explaining Intermetropolitan Variation in Housing Prices, Rents and Land Prices,” *Real Estate Economics*. 24(2): 219-245.

Shelton , J. P.

1964 “The Cost of Renting Versus Owning a Home,” *Land Economics*. 44: 59-72.

New York Times

2005 “Ratios of Price to Rental Price in Selected Metro Areas,” May 27.



附錄表1 台北市民國82~92年房價估計模型

變數名稱	預期符號	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92
截距項		-98.46 (-4.77)**	-172.50 (-7.64)**	-31.46 (-1.29)	-122.59 (-5.96)**	-99.52 (-7.12)**	-102.64 (-7.21)**	59.2685 (1.28)	-46.00 (-1.06)	-51.31 (-1.46)	3.59 (0.12)	54.75 (1.9)*
坪數	+	26.50 (79.14)**	26.32 (79.53)**	21.72 (57.86)**	24.41 (73.78)**	24.75 (112.9)**	24.88 (110.76)**	23.27 (33.57)**	23.17 (35.11)**	20.71 (39.5)**	21.40 (49.27)**	19.69 (54.46)**
所在樓層	-	-26.11 (-5.45)**	-12.65 (-2.29)**	-15.65 (-2.67)**	-22.10 (-5.33)**	-26.17 (-8.42)**	-21.63 (-7.82)**	-48.93 (-5.58)**	-11.80 (-1.34)	-16.35 (-2.54)**	-40.15 (-6.98)**	-38.24 (-6.59)**
所在樓層 平方	+	1.8 (4.89)**	0.88 (2.12)**	0.86 (1.97)**	1.24 (4.41)**	1.86 (8.01)**	1.05 (5.69)**	3.22 (4.52)**	0.76 (1.04)	1.08 (2.01)**	2.87 (5.65)**	2.80 (5.75)**
總樓層	+	5.09 (2.95)**	5.97 (3.34)**	6.43 (3.29)**	6.03 (3.79)**	5.09 (5.01)**	7.32 (7.02)**	5.65 (1.37)	3.73 (1.12)	4.27 (1.7)*	5.96 (2.91)**	3.42 (1.86)*
屋齡	-	-2.53 (-3.85)**	-0.37 (-0.64)	-1.66 (-3.32)**	-0.53 (-0.89)	-0.47 (-1.24)	-1.15 (-2.85)**	-3.59 (-3.47)**	-1.66 (-1.58)	-0.48 (-0.55)	-1.74 (-2.63)**	-2.14 (-3.28)**
區位	+	157.57 (19.85)**	192.87 (18.93)**	80.74 (7.62)**	133.32 (15.31)**	151.04 (27.07)**	144.28 (25.38)**	134.67 (9)**	77.30 (5.05)**	79.14 (7)**	91.96 (10.29)**	76.65 (8.36)**
Adj R-square		0.83	0.83	0.66	0.66	0.70	0.70	0.74	0.81	0.76	0.72	0.82
DW		1.96	1.93	1.76	1.82	1.78	1.68	1.27	1.50	1.56	1.48	1.36
Collinoint		7.92	7.44	7.24	6.93	7.32	6.95	6.85	7.39	6.29	7.55	7.85
樣本數		1584	1553	2347	3595	6630	6327	436	308	549	1043	788

註：()內為t值，*與**表示分別代表該係數在10%與5%的顯著水準下顯著的異於0。Collinoint > 10表示可能有嚴重線性重合存在。



附錄表2 台北縣民國82~92年房價估計模型

變數名稱	預期符號	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92
截距項		13.78 (0.89)	5.31 (0.24)	54.35 (3.41)**	95.97 (6.55)**	-78.90 (-6.85)**	-78.90 (-6.85)**	48.50 (3.04)**	-23.81 (-1.46)	-25.89 (-1.86)**	21.51 (2.69)**	98.90 (7.69)**
坪數	+	14.69 (57.52)**	16.63 (44.94)**	13.51 (48.23)**	12.42 (54.73)**	16.29 (87.35)**	16.29 (87.35)**	12.36 (41.33)**	11.34 (33.59)**	11.46 (43.6)**	10.37 (45.92)**	5.58 (20.39)**
所在樓層	-	-28.05 (-9.30)**	-41.47 (-8.72)**	-18.10 (-5.12)**	-15.62 (-5.94)**	-14.95 (-8.53)**	-14.95 (-8.53)**	-24.49 (-9.37)**	-2.46 (-0.83)	-3.18 (-1.63)	-4.21 (-2.23)**	-1.17 (-0.36)
所在樓層 平方	+	1.89 (8.15)**	2.37 (7.84)**	0.98 (4.27)**	0.81 (5.44)**	0.68 (7.57)**	0.68 (7.57)**	1.30 (6.6)**	0.07 (0.34)	0.26 (2.31)**	0.24 (2.08)**	0.06 (0.3)
總樓層	+	6.17 (5.28)**	5.56 (3.35)**	3.10 (3.20)**	1.72 (1.95)**	3.79 (6.02)**	3.79 (6.02)**	3.76 (3.29)**	4.34 (5.14)**	2.56 (2.9)**	0.63 (0.97)	5.25 (5.13)**
屋齡	-	-0.33 (-0.67)	0.70 (2.01)**	0.39 (1.29)	0.12 (0.26)	0.78 (2.15)**	0.78 (2.15)**	-0.77 (-2)**	0.16 (0.46)	-0.40 (-1.24)	19.70 (3.06)**	23.39 (1.93)**
區位	+	76.16 (14.11)**	71.31 (6.70)**	52.07 (7.19)**	41.22 (6.60)**	68.85 (14.16)**	68.85 (14.16)**	55.00 (10.61)**	51.84 (10.8)**	48.97 (12.11)**	17.12 (4.13)**	37.84 (6)**
Adj R-square		0.74	0.63	0.55	0.52	0.60	0.57	0.69	0.74	0.76	0.73	0.40
DW		1.94	1.86	2.00	2.01	1.90	1.80	1.42	1.11	1.11	1.92	1.45
Collinpoint		7.09	6.69	7.61	7.89	7.54	6.89	7.81	7.31	7.34	7.34	6.86
樣本數		1581	1664	2761	3659	6425	7440	880	504	678	883	804

註：北縣91、92年屋齡變數係以虛擬變數處理，5年以下之新屋為1，5年以上之舊屋當base



附錄表3 民國82~92年台北地區平均房價(萬元)、租金(萬元)、月租金乘數

		相對不景氣											
		82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	
台北市	房價	801 (286)	798 (353)	755 (286)	771 (274)	760 (402)	753 (321)	752 (259)	733 (250)	718 (243)	700 (275)	683 (248)	
	租金	2.28 (0.94)	2.33 (1.21)	2.94 (0.95)	2.28 (0.94)	2.24 (0.87)	2.28 (0.92)	2.27 (0.93)	2.24 (0.87)	2.17 (0.95)	2.08 (0.77)	2.04 (0.98)	
	月租金 乘數	368 (109)	358 (115)	343 (154)	352 (119)	350 (189)	342 (130)	344 (103)	339 (98)	342 (94)	348 (133)	346 (133)	
台北縣	房價	502 (167)	492 (157)	488 (237)	497 (139)	486 (183)	485 (132)	487 (150)	483 (148)	480 (164)	469 (160)	451 (146)	
	租金	1.49 (0.56)	1.52 (0.66)	1.48 (0.55)	1.48 (0.57)	1.46 (0.51)	1.48 (0.58)	1.47 (0.63)	1.51 (0.61)	1.48 (0.68)	1.42 (0.55)	1.37 (0.56)	
	月租金 乘數	351 (94)	340 (90)	344 (182)	350 (93)	344 (128)	342 (81)	345 (129)	335 (90)	341 (91)	343 (94)	341 (90)	

台北地區

註：()內為標準差。



附錄表 4 各變數之單根檢定

	台北市						台北縣					
	水準值(Level)			一階差分(First Difference)			水準值(Level)			一階差分(First Difference)		
	PRICE	RENT	dPRICE	dRENT	PRICE	RENT	dPRICE	dRENT	PRICE	RENT	dPRICE	dRENT
PII	臨界值											
None	-1.95	-2.282*	-3.195*	-3.083*	-2.381*	-1.292	-2.237*	-3.244*				
I only	-2.96	-1.133	-4.543*	-3.993*	-1.170	-0.375	-2.992*	-3.657*				
I, SD	-3.08	-0.897	-4.250*	-3.877*	-1.129	-0.371	-3.427*	-3.407*				
I, Tr	-3.56	-2.737	-4.459*	-4.584*	-0.164	-0.604	-3.917*	-3.711*				
I, SD, Tr	-3.71	-2.665	-4.172*	-4.475*	-0.011	-0.549	-3.749*	-3.868*				
PI2(半年期單根)												
None	-1.95	-3.210*	-2.531*	-2.846*	-3.316*	-3.750*	-3.620*	-3.417*				
I only	-1.95	-3.116*	-2.253*	-2.662*	-3.380*	-3.714*	-3.373*	-3.320*				
I, SD	-3.04	-3.748*	-3.139*	-3.059*	-3.726*	-3.634*	-3.958*	-3.186*				
I, Tr	-1.91	-2.711*	-2.224*	-2.338*	-3.245*	-3.554*	-3.219*	-3.215*				
I, SD, Tr	-3.08	-3.228*	-3.246*	-3.313*	-3.561*	-3.466*	-3.828*	-3.087*				
F34(季節性單根)												
None	3.26	12.293*	8.075*	7.829*	9.884*	11.842*	9.566*	8.423*				
I only	3.04	12.293*	9.309*	8.240*	10.318*	11.540*	9.810*	9.024*				
I, SD	6.60	16.218*	11.970*	7.851*	10.178*	10.764*	10.392*	7.899*				
I, Tr	2.95	14.335*	8.945*	9.762*	8.767*	11.049*	10.127*	8.985*				
I, SD, Tr	6.55	18.642*	11.473*	9.477*	8.677*	10.274*	10.746*	7.848*				

註：1. 表5-1中，PRICE表房價，RENT表租金。

2. None表示模型中無截距項、無趨勢項；I only表示模型中僅包含截距項；I,SD表模型中包含截距項與季節變數；I,Tr表模型中包含截距項；I,SD, Tr表模型中包含截距項、季節變數與趨勢項。

3. * 代表在95%的顯著水準下拒絕單根之虛無假設。

