

學術論著

# 台北市房價泡沫知多少？—房價vs.租金、房價vs.所得

## Is There a Housing Bubble in Taipei? Housing Price vs. Rent and Housing Price vs. Income

張金鶚\* 陳明吉\*\* 鄧筱蓉\*\*\* 楊智元\*\*\*\*

Chin-Oh Chang\*, Ming-Chi Chen\*\*, Hsiao-Jung Teng\*\*\*, Chih-Yuan Yang\*\*\*\*

### 摘 要

過往探討國內房市泡沫化的文獻，往往僅從租金收益的單一角度去衡量房價基值。但對於自有住宅比例較高的台灣而言，家戶所得不僅代表購屋者的負擔能力，更是構成房價基值的重要因素。有鑑於此，本研究分別從租金收益及家戶所得兩種不同的角度出發，分別建立房價基值模型以分析泡沫化現象，並使用可估計不可觀察變數的狀態空間模型來推估泡沫價格。實證分析台北市從1973至2008年間之房價，發現在1988~1990年房市泡沫化時期，所得與租金推估之泡沫規模均達到高峰，泡沫價格分別占市價約47%與54%的高比例。而在2008年房價持續上漲的情況下，兩者泡沫價格亦呈現相同上升之走勢，所得與租金所推估之泡沫價格約佔市價38%與27%，這顯示目前房市有泡沫化之跡象。不論從家戶所得或是租金收益兩者所推估之泡沫價格都有一致的表現，顯示本研究對泡沫價格的估計有相當的穩健性。

**關鍵詞：**房價、租金、所得、泡沫價格、狀態空間模型

### ABSTRACT

This paper focuses on different fundamental models that derive the market fundamental housing price as a sum of the expected present value of rent or permanent housing income.

By applying the State-Space Model and using the housing price in Taipei from 1973Q1 to 2008Q1, this paper tests whether there was a housing price bubble. The findings point out that the bubble existed in Taipei from 1988 to 1990, and the bubble accounted for 47% of the housing price from the housing income model (54% from the rent model). Moreover, Taipei's housing prices rose consistently in 2008 and the bubble price estimated by the income model was close to 38% of the housing price (27% by the rent model). Accordingly, both the price-income ratios and price-rent ratios are useful indicators reflecting the rationality of the housing price.

**Key words:** housing price, rent, income, bubble price, state-space model

(本文於2008年8月27日收稿，2009年2月12日審查通過，實際出版日期2009年12月)

\* 政治大學地政系教授，聯絡地址：台北市文山區指南路二段64號。

Professor, Department of Land Economics, National Chengchi University. E-mail: jachang@nccu.edu.tw

\*\* 中山大學財務管理系教授。Professor, Department of Finance, National Sun Yat-sen University.

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

\*\*\*\* 中山大學財務管理系博士候選人。Ph.D. Candidate, Department of Finance, National Sun Yat-sen University.

### 一、前言

近年來，在政府實施土地增值稅減半及低利購屋的政策之下，建商不間斷地大量推案吸引消費者進入市場，因而造成台北市房價從2005第4季至2008年第1季在兩年多的時間內快速增長50.6%，引領房市邁入景氣高峰階段(註1)。就理論上而言，市場均衡價格是由供給及需求共同決定的，而所得更是代表房市需求面的重要指標，但在房價快速高漲的同時，台北市家戶恆常性所得的年成長率僅約2%。在家戶所得只有小幅成長的情況下，究竟是什麼力量在背後支撐房價？這一波的房價飆漲是否如同1987~1990年的泡沫經濟再現(註2)？倘若為泡沫經濟，又該如何衡量得知？

泡沫經濟的產生，主要來自於經濟投機活動而導致市場價格大起大落，可謂市場經濟失衡的一種現象。回顧歷史上著名的泡沫經濟都造成社會上巨大之損失(註3)，更產生全面性的金融危機。而房地產泡沫經濟在短期內呈現出不合理的繁榮，不僅使民眾無力購置房屋，更擴大社會上的貧富差距；對銀行業界來說，抵押貸款額度會大幅增加，一旦房市泡沫破裂，則銀行將會喪失資金的流動性及清償性，此一危機有可能會更進一步瓦解金融體系的穩定性。因此，對於房市價格高漲是否為泡沫化現象的研究更有其必要性。

根據Blanchard & Fisher(1989)的定義，資產價格(asset price)可分為基值(fundamental value)及資產泡沫兩部份，透過資產價格偏離基要價值的差異，便可知道目前資產是否存在泡沫化的現象。由此可見，欲研究泡沫問題，首要須對基要價值有明確的認定。過去相關文獻多指出：基要價值主要由資產長期產生的現金流量所組成，像是不動產的房租收益以及股票每年所支付的股利。因此，在房地產市場上多採用資產現值模型，將租金收益所還原的房價做為基要價值，並藉由「房價租金比」來窺見房價泡沫化問題。

由於房地產具有投資兼消費之功能，因此判定價格之上漲是否為異常現象應同時從投資面與消費面之角度來探討。以投資需求來說，購屋者可長期投資做出租使用或是短期的買賣價差獲取利潤；以消費需求而言，購屋目的則以自住為主。然而不論是投資或是自住之需求，購屋者都需要用所得去支付房價以進入市場，因此，對房價而言，所得是極為重要之影響因素。此外，台灣民眾之自有住宅率高達八成，房價必須要在民眾所得可負擔的範圍之內，一旦購屋者的所得無法支付房價，則購屋需求便會減少，迫使房價下跌。薛立敏(1990)、吳森田(1994)、林秋瑾(1996)、蔡怡純、陳明吉(2004)、陳明吉、蔡怡純(2007)等相關研究皆指出所得與住宅價格成正向關係，二者之關聯性為顯著。Giussani & Hadjimatheou(1991)、Milne(1991)、陳明吉等(2003)、Chen & Patel(2002)亦運用共整合分析發現住宅價格與所得存在長期均衡現象。因此本文認為家戶所得也許亦能反映台北市房價基值，欲研究市場泡沫化現象應從房價與所得之相互關係出發。

此外，泡沫價格為一不可觀察之變數。早期的文獻往往使用單根檢定研究房價是否處於穩定狀態，或是將房價與市場基要因素進行共積檢定，透過變數間的穩定關係與否來證實泡沫化的存在，但這些方法都僅止於進行檢定，僅能判斷泡沫是否存在，並未實際估算出泡沫價格水準。若能透過泡沫價格水準之計算，即可瞭解市場價格偏離基值的程度為何，並進而分析泡沫價格之走勢。儘管後續的相關研究嘗試透過迴歸方式分析實際價格與基要價值的差異，並計算出泡沫價格水準，但對於市場基要因素假設的不同，使迴歸殘差出現模型設定錯

誤(misspecification error)的可能性存在，造成泡沫價格的衡量結果不一致。

本文的研究方法是以狀態空間模型(state-space model)為理論基礎，透過卡門濾波(Kalman filter)的遞迴(recursive)運算方式，藉由可觀察變數來衡量不可觀察變數的特點，來研究台北市房價是否有泡沫化現象。國內研究尚未用此方法探討房市泡沫化現象，透過狀態空間模型進行估算不可觀察變數的優點，可對房市泡沫之現象進一步釐清。此外，本文依據資產現值理論基礎作為房價基值之設定，可降低從總體面上因基要因素假設的不同所造成泡沫價格有誤之機率。因此本文目的在於比較由房價租金及房價所得兩者同時推估之基要價值模型，透過狀態空間模型之應用分析從不同角度下所觀察到的房價泡沫現象，是否具一致性的變化？本文共分成六部份，除第一部分前言外，第二部份為探討房地產市場住宅價格泡沫化之相關文獻回顧，第三部份為本文理論模型與研究方法，第四部份是資料說明與分析，第五部份為實證結果分析、最後一部分則為本文的結論。

## 二、住宅價格基值與泡沫衡量的理論基礎

針對泡沫經濟現象，相關文獻表示泡沫化是大眾對於房價未來增值空間的過度預期，造成價格短期升高偏離基值的現象。亦即在理性預期(rational expectation)的假設下，市場價格會遵循基值變動，但是資產價格的變動又會受到自我實現(self-fulfilling)因素的影響，以致市場價格偏離基值(Flood & Hodric, 1986；Diba & Grossman, 1988；Krainer, 2003)。因此，欲分析市場資產價格泡沫化現象，首要定義何謂基要價值，而後討論檢驗泡沫之方法。而關於基值的定義可分為三類說法，一是資產現值模型(Stiglitz, 1990；Hamilton, 1985；Bjorklund & Soderberg, 1999)。二是房價基值的變動率受總體經濟因素影響(Abraham & Hendershott, 1996; Bourassa et al., 2001)。第三是家戶可支配所得為基礎的基值模型(Black et al., 2006)。

### (一) 資產現值模型

就理論上而言，房價過高會造成購屋者負擔能力下滑，因而在理性行為的選擇下，購屋者會轉變成為承租者，進而熱絡租屋市場，再間接影響租金之調升。因此，「房價租金比」便可呈現出房價與租金存在的長期穩定關係。在理性預期的基礎下，透過租金收益還原的折現方式來計算基要價值，是最常使用的房價估計法，且後續有多種方法來驗證泡沫化現象，像是林祖嘉、林素菁(1995)將租金收益還原計算房價基值後，採用單根檢定測試出台北市成屋市場在1987至1993年應存在泡沫現象。然單根檢定只能測試出價格的穩定性與否，無法預測泡沫價格偏離基值的規模大小。而之後有Smith et al.(2006)使用淨現值法計算房價基值，並從購屋者的保留價格(reservation price)與基要價值的差異，來計算房價的溢價或折價情況，並以此計算出美國十大都會中San Mateo房市的泡沫價格比例。此外，Xiao & Tan(2007)亦將資產現值模型應用於狀態空間模型中，透過卡門濾波法，檢測泡沫現象，實證發現香港房市於1980至1990存在合理的投機泡沫。

### (二) 房價基值的變動率受總體經濟因素影響

此概念隱含著房價的基要因素由影響住宅價格的總體因素所組成(註4)，亦即從市場供需面中挑選適當變數做為基要價格因素，將迴歸結果的誤差項做為泡沫價格(Case & Shiller,

2003；Hui & Yue, 2006；Bourassa et al., 2001)。國內的張金鶚、楊宗憲(1999)亦建立總體住宅市場價格變動的線性迴歸模型，估計基值及價格泡沫，實證結果顯示台北成屋市場在1987年以前不存在價格泡沫，而在景氣復甦後的1989年價格泡沫達到最高峰。然而由供需面的總體因素作為決定基要價值之變數，難以證實這些少數的總體資料變數就可代表整個基要因素，因此若採用此方式計算基要價值可能會造成模型設置錯誤的可能性，且透過迴歸關係僅能分析變數與房價之相互關係，無法說明泡沫與變數間關係。另一方面，誤差項有可能受其他因素所影響，當選取不同的總體變數，可能導致誤差項改變，則泡沫價格亦隨之變化。

### (三)家戶可支配所得為基礎的基值模型

住宅對大部分的購屋者而言是做為居住使用的消費財，而所得是考量購屋的先決條件，故傳統上認為在長期均衡下，房價與所得之增長速度應為一致，所得提高可帶動房價上升，「房價所得比」應為穩定的數值。當房價突然地高漲會造成房價所得比的急速攀升(註5)，消費者的購屋能力下降。因此，從動態的角度來觀察房價所得比，其變化率是衡量泡沫經濟的一個重要指標。當房價漲幅較所得快，以長期來看可能是房地產市場出現違背常規的運動。為此，Black et al.(2006)以可支配所得為基礎建構時變現值(time-varying present value)模型，進行基要價值的推估，並由基要價值與市場價格的差異，計算英國住宅市場泡沫價格的比例。另外，Fernández-Kranz & Hon(2006)從住宅消費者需求模型推估適當的房價支出額，比較預測值與市價之差異以推估西班牙泡沫價格比例。

就台灣而言，住屋市場的自有比例相當高；換言之，民眾的所得皆能去支付房價(儘管是透過貸款支付房價，民眾也必須從本身的所得去支付貸款額)。因此理論上，家戶所得之成長速度應與住宅價格之成長有一致性。因此，本文認為所得是研究泡沫的重要指標，透過「房價所得比」之變動可觀察房價泡沫化現象，且其更能反映出房價基值。過去相關文獻中，多從房價與租金之相互關係去探討泡沫問題，較少從房價與所得之關係去分析泡沫化問題，為了建立適合研究台灣房市泡沫化現象之模型，故本文分別從「房價與租金」及「房價與所得」之相互關係建立基要價值的理論模型，從不同角度下比較所觀察高漲之房價是否為泡沫化現象。

以研究方法而言，過去房市泡沫化研究多採用傳統迴歸，對誤差項進行單根檢定或直接将預測值與實際值的差異視為泡沫價格。然而迴歸誤差項有可能受到模型設置錯誤的影響，使泡沫價格的衡量結果有誤。此外，泡沫為不可觀察之變數，因此透過可估計不可觀察變數的狀態空間模型來研究更為適當，像是Wu(1995)將匯率泡沫視為狀態變數，透過卡門濾波計量方法估算狀態變數；而Bertus & Stanhouse(2001)則透過狀態空間模型研究未來的黃金市場是否出現不可觀察的隨機泡沫；Lau et al.(2005)、Alessandri(2006)亦以此方法研究股價泡沫化情形。在不動產文獻方面，Xiao & Tan(2007)亦採用狀態空間模型來研究南韓首爾之房價泡沫現象。然而國內相關文獻尚未採用此方法研究房地產泡沫化現象，因此本文先從房價與租金及房價與所得之相互關係建立基要價值模型，並將其分別應用於狀態空間模型內，進一步比較兩者之泡沫規模。

### 三、模型設定

#### (一)、資產基值模型：房價vs. 租金

從投資面的觀點而言，單一期間內投資在不動產上的預期報酬率可用  $\frac{E_t[P_{t+1}]-P_t}{P_t} + \frac{D_t}{P_t} = r_t + \gamma$  來表示(註6)，其中  $P_t$  代表第  $t$  期的不動產價格、 $D_t$  為第  $t$  期的租金、 $r_t$  為第  $t$  期的無風險利率、 $\gamma$  則為風險溢酬。因此長期而言，可將基要價值視為未來預期租金折現之加總，亦即  $P_t^f = \sum_{i=0}^{\infty} [\prod_{j=0}^i (1+r_{t+j}+\gamma)^{-1}] D_{t+i}$ ，參考Alessandri(2006)對資產價值的設定，令無風險利率的非條件期望值為  $E(r_t) \equiv r$ ，則可令租金的平均折現率  $\beta \equiv (1+r+\gamma)^{-1}$ ，透過泰勒一階展開式即可得：

$$P_t^f \equiv \sum_{i=0}^{\infty} \beta^{i+1} E_t[D_{t+i}] - \sum_{i=0}^{\infty} \left\{ \left( \beta^{i+1} \sum_{k=0}^{\infty} \beta^{k+1} E_t[D_{t+i+k}] \right) \left( E_t[r_{t+i} - r] \right) \right\} \dots\dots\dots (3-1-1)$$

為更簡化模型，本文假設當期租金會受到前一期租金的影響， $D_t = \phi D_{t-1} + \zeta_t$ ；並將無風險利率視為一隨機折現因子，令其符合一階自我相關， $r_t = \rho_0 + \rho_1 r_{t-1} + \eta_t$ 。在上述假設(註7)之下，預期未來租金為  $E_t[D_{t+i}] = \phi^i D_t$ ，無風險利率的非條件期望值為  $r = \frac{\rho_0}{1-\rho_1}$ ，且  $E_t[r_{t+i} - r] = \rho_1^i (r_t - r)$ 。則可推導出：

$$\begin{aligned} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^{i+1} E_t[D_{t+i}] &= \frac{\beta}{1-\beta\phi} D_t \\ - \sum_{i=0}^{\infty} \left\{ \left( \beta^{i+1} \sum_{k=0}^{\infty} \beta^{k+1} E_t[D_{t+i+k}] \right) \left( E_t[r_{t+i} - r] \right) \right\} &= \left( \frac{\rho_0 \beta^2}{(1-\rho_1)(1-\beta\phi)(1-\beta\phi\rho_1)} \right) D_t - \left( \frac{\beta^2}{(1-\beta\phi)(1-\beta\phi\rho_1)} \right) D_t r_t \\ P_t^f &\equiv \frac{\beta}{1-\beta\phi} \left( 1 + \frac{\rho_0}{1-\rho_1} \frac{\beta}{1-\beta\phi\rho_1} \right) D_t - \left( \frac{\beta^2}{(1-\beta\phi)(1-\beta\phi\rho_1)} \right) D_t r_t \equiv c_0 D_t + c_1 D_t r_t \dots\dots\dots (3-1-2) \end{aligned}$$

考慮房價基值模型並無法排除價格泡沫的存在，亦即在理性預期均衡條件下，實際的不動產價格是房價基值加上泡沫的成分(註8)，即  $P_t = P_t^f + B_t$ 。

然而，就投資面的住宅市場而言，同一時期房價泡沫之大小並無法事先觀察。在一般的計量文獻上，實證模型中若有不可觀察的變數(註9)，多應用狀態空間模型以求出。狀態空間模型廣泛應用於經濟學中(Kim & Nelson, 1999)，其優點有二，一是可將不可觀察變數併入可觀測模型中共同估計結果；二是使用強而有力的遞迴—卡門濾波法來估計，卡門濾波可用來估計單變量或是多變量的ARMA模型、時變參數模型(time-varying parameter model)及馬可夫轉換模型(Markov switching)。由於狀態空間模型之估計包括ARIMA可估計之範圍，甚至超過ARIMA的受限範圍內，因此其預測效果為佳(註10)。

本文亦採用狀態空間模型來針對房價進行實證上的配適。狀態空間模型的概念是使用遞迴計算方式的卡門濾波(Kalman filter)，以最大概似法(maximum likelihood estimation)來進行估計。一般而言，狀態空間模型主要由兩條方程式所構成：一是透過量測方程(measurement

equation)來呈現可觀測變數與不可觀測變數之間的關係；二是轉換方程(transition equation)，主要在描述不可觀測變數的態勢(或稱之為動態的狀態變數)，即本文所稱之房價泡沫。

在理性預期均衡下，前後期泡沫之間應存在一關聯性，本文引用Alessandri(2006)的設定，認為一合理泡沫的成長率應等同於投資人要求之折現率，並且隨時間變動(time-varying)。故本文之實證模型可表示如下：

$$P_t = c_0 D_t + c_1 D_t r_t + B_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (3-1-3)$$

$$B_t = (1 + r_{t-1} + \gamma) B_{t-1} + \omega_t \dots \dots \dots (3-1-4)$$

其中 $E(\varepsilon_t, \omega_t) = 0$ ， $E[\omega_t] = 0$ ， $Var[\omega_t] = \sigma_\omega^2$ 。

## (二) 資產基值模型：房價vs. 所得

對購屋自住的需求者而言，合理房價必須為其能力所能負擔(註11)。Capozza et al.(2004)、Sutton(2002)、Case & Shiller(2003)、Farlow(2004)皆指出真實所得以及利率是決定房價的重要因子，因此Black et al.(2006)對未來預期可支配所得進行折現，利用VAR進行房價現值模型之檢定，而本文參考其房價基值模型，並將其轉換為狀態空間模型來估計泡沫現象，其模型(註12)簡述如下：

$$P_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{1}{\prod_{j=1}^i (1 + \rho_{t+j})} \right) Q_{t+i} \dots \dots \dots (3-2-1)$$

其中 $P_t$ 表示第 $t$ 期的房價， $Q_{t+1}$ 則為 $t+1$ 期之家戶恆常性所得， $\rho$ 表示實質利率(實質折現率)；(3-2-1)式存在一特定解為 $1 + \rho_{t+1} = (P_{t+1} + Q_{t+1})/P_t$ 。本文將取對數後之數值用小寫符號來表示，則(3-2-1)式之特定解取對數後為 $r_{t+1} \equiv \ln(1 + \rho_{t+1}) = \ln(1 + \exp(q_{t+1} - p_{t+1}) + p_{t+1} - p_t)$ 。透過泰勒一階展開式，可得：

$$r_{t+1} = -(p_t - q_t) + \mu(p_{t+1} - q_{t+1}) + \Delta q_{t+1} + k \dots \dots \dots (3-2-2)$$

其中 $k$ 與 $\mu$ 為常數項，且 $0 < \mu < 1$ ，(實務上， $\mu$ 值通常趨近於1)， $k$ 與 $\mu$ 的計算另列如下：

$$\begin{aligned} k &= -\ln \mu - (1 - \mu) \overline{(q - p)} \\ \mu &= 1 / (1 + \exp(\overline{(q - p)})) \end{aligned} \dots \dots \dots (3-2-3)$$

其中 $\overline{(q - p)}$ 為 $(q_t - p_t)$ 的平均數。

為方便進行推導，以下將 $(q_t - p_t)$ 以 $qp_t$ 表示之，而取對數後之房價所得比 $(p_t - q_t)$ 亦以 $pq_t$ 表示之。則可將(3-2-2)式改寫為：

$$pq_t = k + \mu pq_{t+1} + \Delta q_{t+1} - r_{t+1} \dots\dots\dots (3-2-4)$$

透過疊代計算，當 $t \rightarrow \infty$ 時取期望值，可得

$$pq_t = \frac{k}{(1-\mu)} + \sum_{j=0}^{\infty} \mu^{j+1} E_t \Delta q_{t+j+1} - \sum_{j=0}^{\infty} \mu^{j+1} E_t r_{t+j+1} \dots\dots\dots (3-2-5)$$

其中 $E_t r_{t+j+1}$ 代表投資人要求的必要報酬率。而藉由(3-2-5)式，可得到房價所得比的估計值 $pq_t^*$ ，其中即隱含著房價基值 $p^*$ 。

Black et al.(2006)為了估算出房價基值，將房價所得比 $pq_t$ 、所得成長率 $\Delta q_t$ 以及房價報酬之變異數 $E_t \sigma_t^2$ (註13)放入三變數之VAR模型，進行資產現值模型之檢定。最後，將預測之房價所得比採取對數模式，計算出房價基值 $p_t^* = pq_t^* + q_t$ 。

同樣地，因為房價基值模型並無法排除價格泡沫的存在，而且房價泡沫之大小並無法事先觀察。所以本文假設價格泡沫為隨機泡沫，並利用狀態空間模型來針對房價進行實證上的配適，實證模型表示如下：

$$p_t = c_2 pq_t^* + c_3 q_t + b_t + v_t \dots\dots\dots (3-2-6)$$

$$b_t = \psi^* b_{t-1} + \omega \dots\dots\dots (3-2-7)$$

其中 $E(v_t \omega_s') = 0$ ， $E[\omega_t] = 0$ ， $Var[\omega_t] = \sigma_\omega^2$ 。

## 四、資料收集與分析

### (一) 資料來源

本文所使用之變數為原始之時間序列變數，資料期間自1973年第2季至2008年第1季共計140筆，為臻求資料的一致性，將租金、所得等月資料經平減後轉換為月平均之季資料。房價資料方面，由於國泰與信義房價指數為近十年產生的指數，資料期間有限，較不足以分析長期價格是否有泡沫化的現象，所以本研究採用營建署所公佈之台北市預售住宅價格季指數，據以算出台北市預售房價。租金資料以台北市主計處所公佈之台北市房屋租金指數為主，並將國泰出租住宅之租金價格與之共同整合，計算北市房屋平均月租金價格之季資料(註14)。另外，將北市家庭收支記帳調查報告每月所公佈之台北市家戶經常性收入轉為恆常性所得(註15)。無風險利率則以政府十年期公債市場利率做為代表。房價租金比與房價所得比分別為本研究資料之預售房價與月租金及恆常性所得之比值。為避免通貨膨脹之影響，將上述租金、所得與房價的資料經由北市物價指數(以2005年為基期)進行平減，後續實證皆使用經過物價平減之實質價格。

### (二) 資料統計量與單根檢定

首先對資料進行傳統的Phillips-Perron(PP)單根檢定，我們將資料之簡單統計量及單根檢定結果列在下表一。另外本文亦將各數列的時間序列繪於圖一以供參考。由表一可知本研究所

表一 資料之簡單統計量與單根檢定

變數	UHP	RENT	PIC	UI	PIR	PRR	VHMR
平均數	223413.4	627.23	64072.69	7.30	7.72	311.24	0.01
標準差	149218.5	209.14	36168.60	3.45	2.95	158.18	0.02
偏態系數	0.06	0.26	0.11	0.29	0.39	0.08	5.33
峰態係數	1.54	1.47	1.40	2.37	2.33	1.64	36.09
單根檢定統計量							
PP test	-0.79	-2.07	-1.57	-0.82	-1.90	-1.33	-3.79
變數差分後之單根檢定統計量							
PP test	-9.21	-11.49	-17.09	-7.45	-11.53	-7.60	-14.55

註1：變數代號說明如下：UHP代表住宅價格、RENT代表租金、PIC代表恆常性所得、UI代表無風險利率、PIR代表房價所得比、PRR代表房價租金比、VHMR代表房價報酬變異數。

註2：檢定之虛無假設為時間序列具有單根；對立假設為時間序列不具有單根。

註3：顯著水準為1%、5%、10%的臨界值分別為：-3.48、-2.88、-2.58。

採用之變數皆為I(1)之數列，亦即資料本身原始數列皆無法拒絕存在單根之虛無假設，但經由一階差分後，皆拒絕存在單根之虛無假設，所有的時間序列變數已成穩定之數列。

此外為進一步比較租金與所得本身之特性，本文亦將租金與所得的成長變動率繪製於圖二。如圖二所示，租金變動在長期之下較為平穩，所得變動幅度較大，因此若採用租金還原基值計算泡沫，其泡沫規模應較為平穩且小於由家戶所得所推估之泡沫。

## 五、實證結果

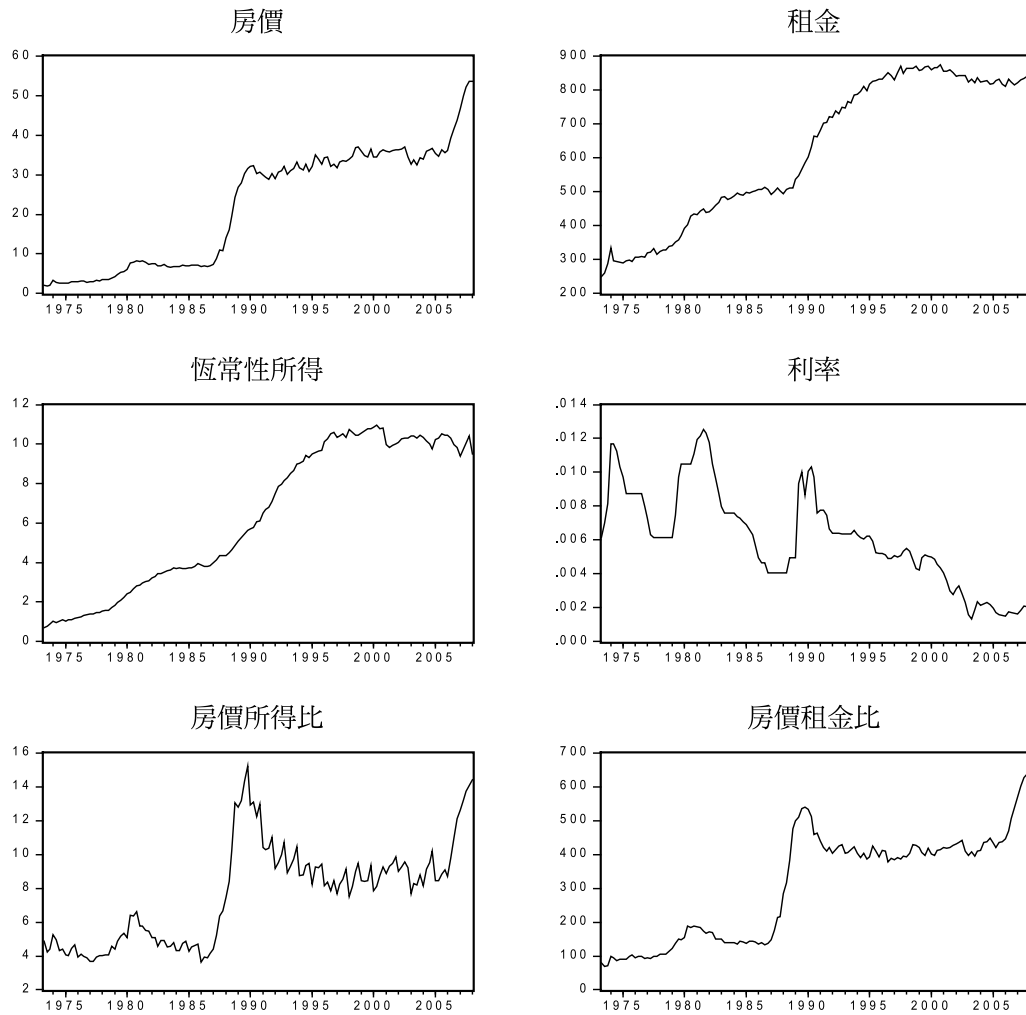
本研究以資產現值模型為前提，分別從租金及所得建立基要價值模型，並將其應用於狀態空間模型計算泡沫價格，實證結果分析如下：

### (一) 房市出現泡沫價格

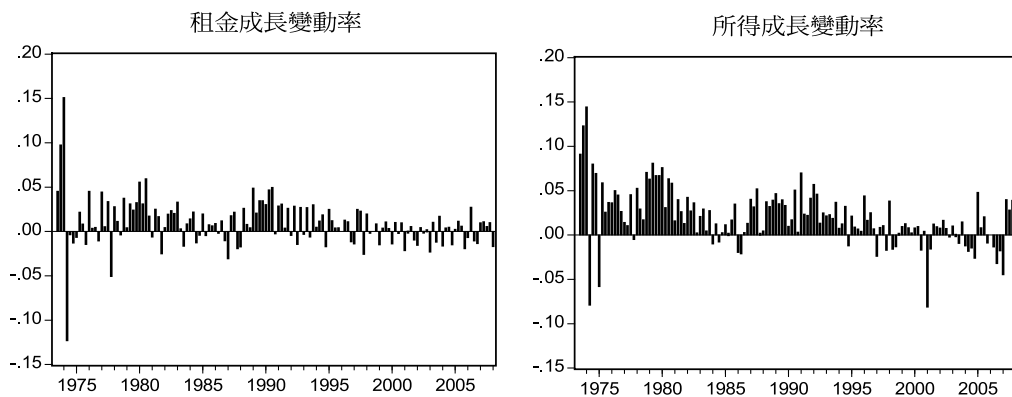
本研究透過狀態空間模型估計兩者基值模型之結果參見表二。首先以租金推論之模型而言，其係數值( $c_0$ 和 $c_1$ )都達到統計推論上1%的顯著水準，這表示租金的確在房價組成中扮演極為重要的角色。此外由表二可知，其中 $c_1$ 為負且顯著，表示利率上升對價格的反向修正，符合理論上的預期，而此實證結果得知利率顯著影響房價。另外， $\gamma$ 在模型代表的是風險溢酬，在考量泡沫存在的前提下，實證結果 $\gamma$ 值為正向顯著，這表示本期泡沫會受到前期泡沫的正向影響，顯示投資者對房價的預期會受到前期房價泡沫的影響，而此 $\gamma$ 值亦指出投資在不動產上的風險溢酬約為1%，換算為年化風險溢酬為4%，而由此可進一步計算 $\beta \approx 0.885$ ，即大眾對於投資不動產的要求年報酬率約為11.3%(有包含無風險利率)，此數值可做為未來投資於不動產市場的參考。在實證估計過程當中，我們假設變異數的起始值皆為0，但實證發現 $\sigma_e$ 顯著異於0，此表示泡沫價格的波動程度非常顯著，房價有泡沫價格現象(註16)。

而由所得建立之房價基值應用於狀態空間模型之結果，我們也得到顯著的結果。實證發





圖一 變數之時間序列表



圖二 租金成長變動率與所得成長變動率

表二 最大概似估計法之狀態空間模型分析

租金收益還原房價基值 $P_t = c_0 D_t + c_1 D_t r_t + B_t + \varepsilon_t$ $B_t = (1 + r_{t-1} + \gamma) B_{t-1} + \omega_t$				
	$c_0$	$c_1$	$\gamma$	$\sigma_\omega$
最大概似法	509***	-22428***	0.01***	1.34***
標準差	1.12E-06	2.53E-05	1.44E-10	1.11E-09
家戶所得還原房價基值 $p_t = c_2 p q_t^* + c_3 q_t + b_t + v_t$ $bt = \psi^* b_{t-1} + \varpi_t$				
	$c_2$	$c_3$	$\psi$	$\sigma_\varpi$
最大概似法	-1.6***	1.24***	0.96***	0.0068***
標準差	0.2	0.02	0.03	0.23

註1：\*\*\*代表p值達到1%的顯著水準

現房價與所得有顯著之正向關係，符合理論預期家戶所得影響房價之漲幅。 $\psi$ 值正的顯著代表本期泡沫會受到前期泡沫的正向影響，而模型中 $\sigma_\varpi$ 同樣顯著異於0，達到1%統計顯著水準，也表示泡沫價格的波動程度非常顯著，房價有泡沫價格現象。

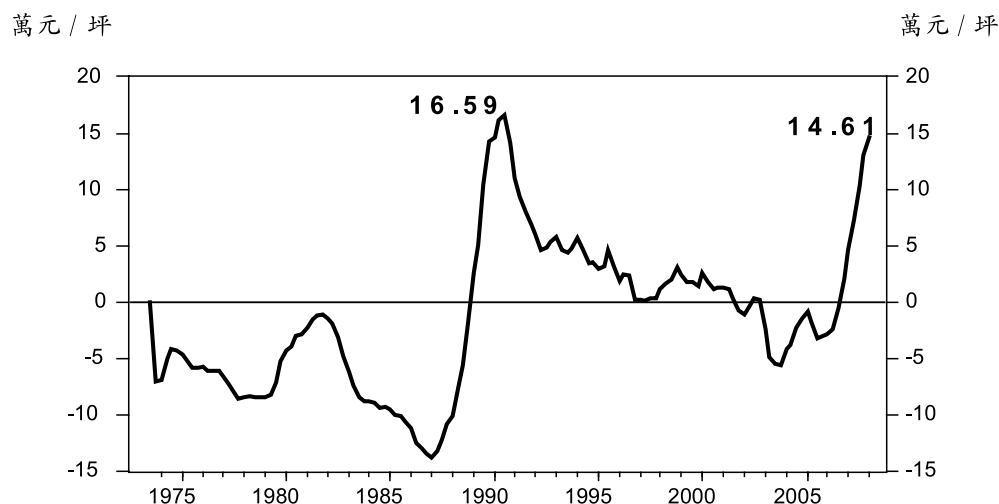
## (二) 房市泡沫價格規模之估算

### 1. 以租金推算泡沫走勢

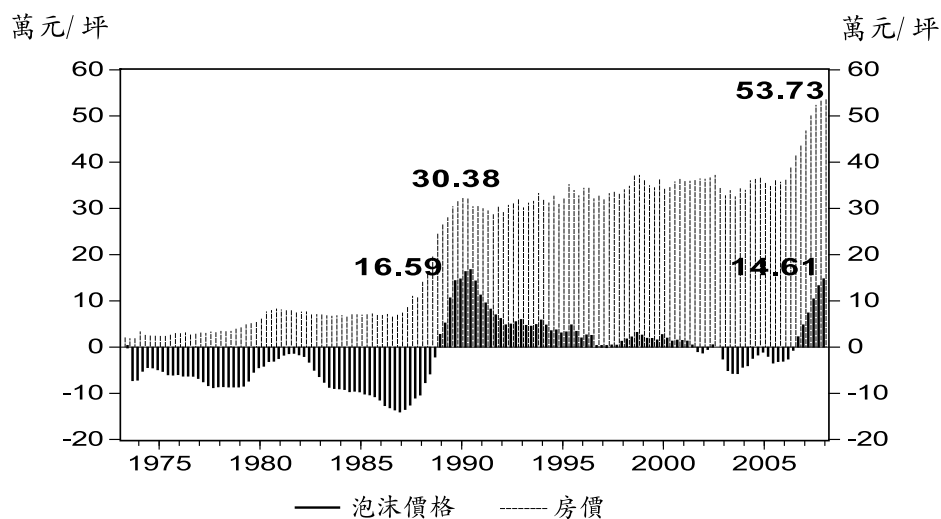
從房價與租金推估出房價基值的實證結果發現，台北市房價存在泡沫化現象。圖二為泡沫價格之走勢，圖三為房價與泡沫價格走勢，圖四為泡沫價格占房價格比重。1987～1990年為房價上漲階段，由實證結果顯示出1989年第1季起，泡沫價格開始為正值並在市場上快速成長，泡沫價格於1990年第3季達到最大化，泡沫價格占房價約54%；在1990年後，房價陸續下跌，其中1993～1995為房地產景氣高峰至衰退時期，1997年第4季時，泡沫價格占房價約0.8%；房市景氣在2003年遭受SARS恐慌危機影響，房價再次下滑，此時市場已不見泡沫價格之出現；而後續房價回溫持續上漲至今，泡沫價格再次浮現且占房價27%，令人擔憂。

### 2. 以所得推算泡沫價格走勢

從房價與所得推估出基要價值的實證結果亦發現台北市房價存在泡沫化現象。圖六為泡沫價格之走勢，圖七為房價與泡沫價格走勢，圖八為泡沫價格占市場價格之比重。於1979～1980年政府開始開放對建築業融資，使經濟高度成長，且此措施提供房地產業更有利的環境，使房市交易量逐漸增加，對房市有直接正面影響，房價逐漸高漲，泡沫價格也逐漸上升。自1987年起國泰人壽以超高行情標下華航旁的土地後，房地產市場景氣復甦，且房價屢創新高，實證結果顯示於1988年第2季起，泡沫價格開始為正值，此研究和張金鶚、楊宗憲(1999)的實證結果相同，在1988年開始出現泡沫價格現象。泡沫價格在1990年第1季達至高峰，泡沫價格占市價約47%；在1990年房市泡沫破裂後價格下滑，泡沫價格也隨之下跌，至1996年第3季起市場上泡沫價格跡象已淡化消去，在2004年景氣逐漸回暖，泡沫價格才又再次顯現，以目前房價高漲的情況而言，泡沫價格占市價約38%。



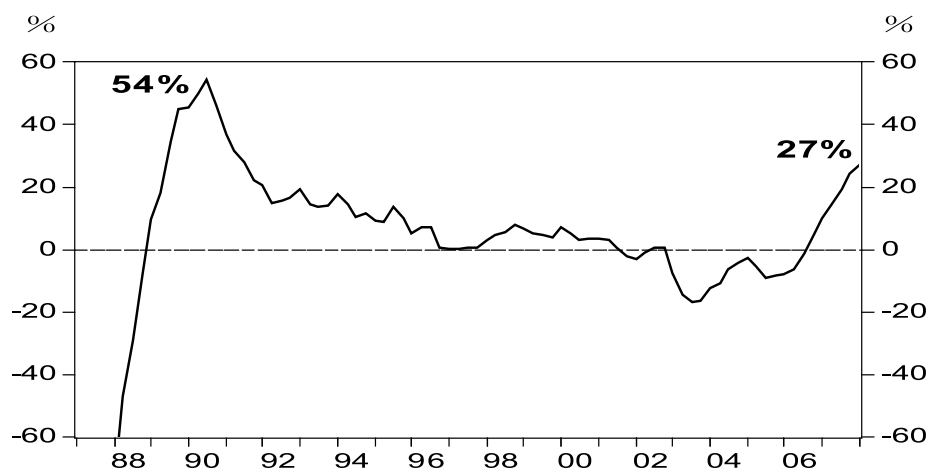
圖三 租金估計之泡沫價格



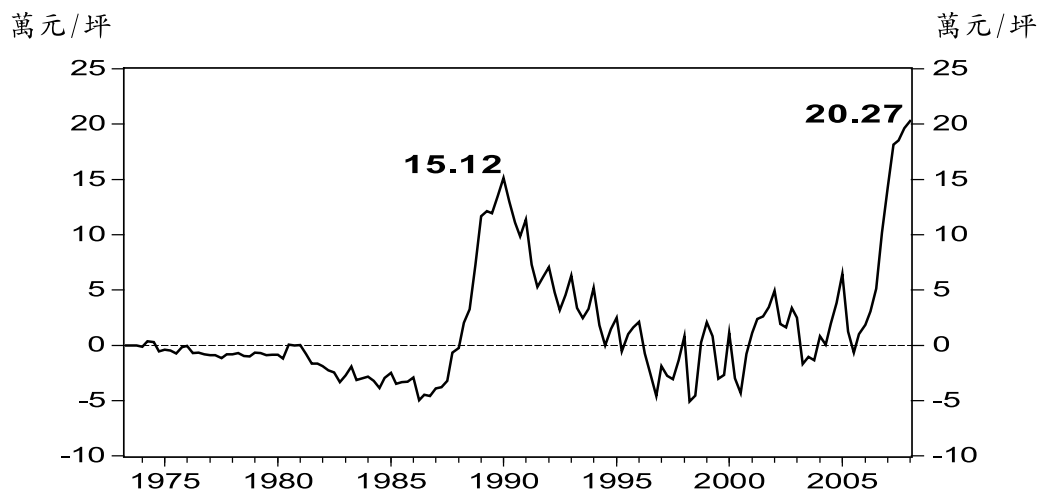
圖四 台北市房價與租金推估之泡沫價格圖

### (三) 泡沫價格之比較分析

不論從房價與租金關係或是由房價與所得關係對泡沫之推估，兩者都清楚估計出泡沫，具體顯示出市場上出現泡沫化之情形。我們進一步更深入比較兩者估計出泡沫的差異，首先，我們在表五A部份呈現幾個敘述統計量，泡沫平均數分別是1.40與1.49，標準差在1.6左右，均相當接近，而偏態與峰態略有差異，租金所推算之泡沫的峰態係數小於3，似乎反映出租金變數較不敏感的現況；而由所得推估泡沫的峰態係數大於3，似乎代表泡沫價格波動幅度較大。我們進而對兩者所估出的泡沫價格作差異性的檢定，使用Wilcoxon檢定方法，發

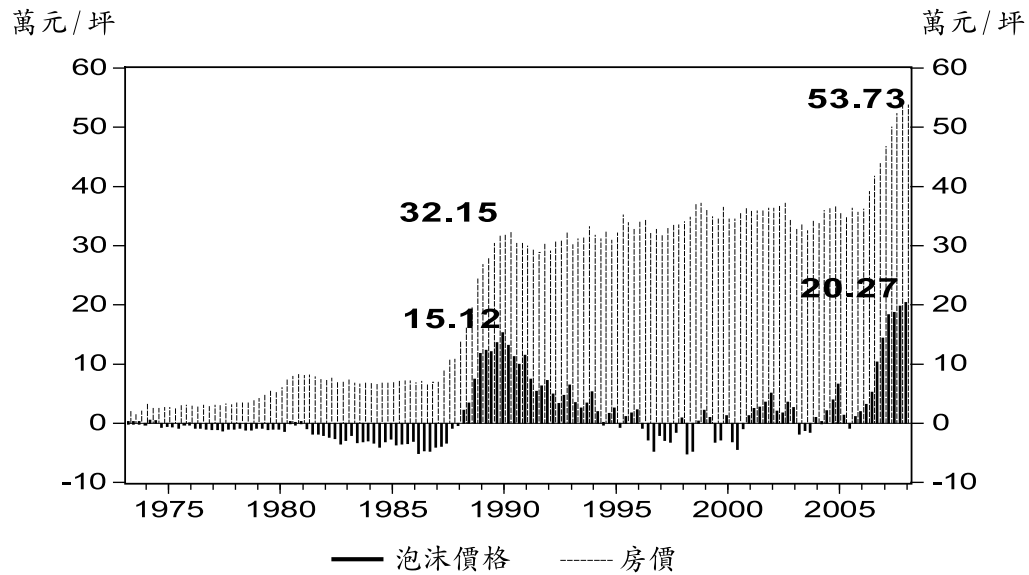


圖五 租金推估之泡沫價格占房價比例圖



圖六 所得估計之泡沫價格圖

現兩者之間的差異並統計上並不顯著，代表兩者一致性之表現(見表五B部分)，本研究之估計是具有穩健性的。藉由比較兩者泡沫上升與下滑的斜率發現(見表五C部分)，所得推估之泡沫價格於1988Q2~1990Q1年間，泡沫價格平均每季上升1.87萬元；由租金所推估之泡沫價格於1989Q1~1990Q3年間，泡沫價格平均每季上升2.34萬元；租金所推估之泡沫價格上升速度大於所得所推估之速度；反之，在泡沫價格下滑時，所得所推算之泡沫價格在1990Q1~1994Q3期間平均每季下滑0.78萬元，大於租金推估之泡沫價格在1990Q1~2006Q4期間平均每季下滑0.37萬元。在相關分析方面(見表五D部分)，兩者相關係數達0.754，但進一步分析其領先落後關係，租金所推估之泡沫價格領先所得所推估之泡沫價格，最高相關係數在租金與落後兩期的所得泡沫上(0.811)。從以上之比較，發現兩者之間所推估的泡沫價格雖略有差異，但大致呈現



圖七 台北市房價與所得推估之泡沫價格圖

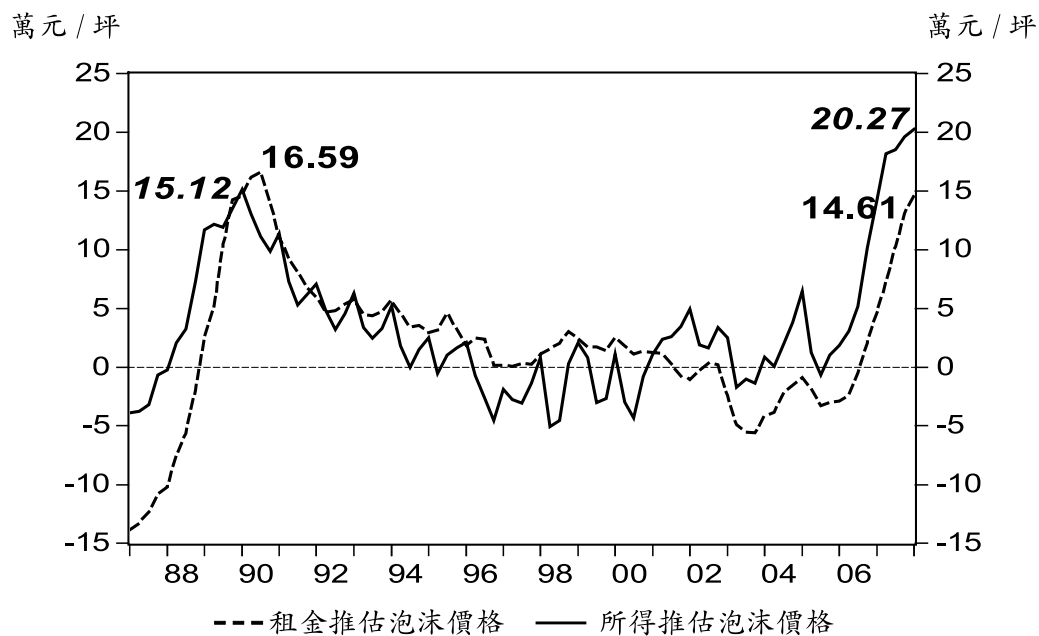


圖八 所得推估之泡沫價格占房價比例圖

一致之走勢。其中些微不同之處，或許反映出現實生活的現象：在房價高漲時，租金的僵固性使其推估的泡沫價格上升速度快；景氣低落房價下滑時，租金並不會隨之下滑，多處於不調升之狀態，因而造成泡沫價格下滑的時間拉長。相較之下，由於所得的提高會影響房價上升，因此泡沫價格上升之速度較緩，且所得的調漲會隨景氣市場好壞有所變動，因而在景氣不好房價下滑時，所得所呈現的泡沫價格在短期內就開始逐漸消失。

表五 泡沫價格之比較分析

A. 泡沫價格之統計量					
變數	平均數	標準差	偏態系數	峰態係數	
泡沫價格(所得)	1.49	5.27	1.65	5.54	
泡沫價格(租金)	-1.40	6.70	0.50	2.99	
B. 泡沫差異顯著性檢定					
	統計量			P值	
Wilcoxon/Mann-Whitney檢定	0.994178			0.3201	
C. 泡沫價格之斜率表現					
	上升(1988Q2~1990Q1)	下滑(1990Q1~1994Q3)	上升(2005Q4~2008Q1)		
泡沫價格(所得)	1.87	0.78	2.14		
	上升(1989Q1~1990Q3)	下滑(1990Q3~2006Q4)	上升(2006Q4~2008Q1)		
泡沫價格(租金)	2.34	0.37	2.5		
D. 泡沫價格之相關係數					
	當期	Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 4
泡沫價格：所得v.s.租金	0.754	0.674	0.574	0.465	0.357
泡沫房價比：租金v.s.所得	0.754	0.791	0.811	0.808	0.775



圖九 不同基值理論下推估之泡沫價格圖

## 六、結論

泡沫化主要著眼於資產價格的變動現象，在不同角度下給予基要價值不同的定義，會使研究泡沫現象的結果有所差異。住宅市場具有投資兼消費之特性，過去多使用租金收益還原房價，衡量價格是否偏離基要價值，但對於台灣市場而言，租金易受其租約影響而有僵固性，相較之下，所得不僅為購屋者優先考慮購屋的條件，更是影響價格的主要因素，因此本文分別由租金及所得不同角度下建立房價基值模型，採用可衡量不可觀察變數特點的狀態空間模型進行實證分析，探討台北市住宅市場是否存在泡沫化現象？泡沫的趨勢及大小程度為何？

與過去國內相關文獻相較，林祖嘉、林素菁(1995)利用房價與租金的現值模型，在隨機折現因子的假設下建立房價基值，並針對房價－後期租金比(房價租金比)進行單根檢定，以此方法檢驗台灣地區、台北市、高雄市住宅價格的泡沫現象，實證結果表示台北市成屋市場在1987至1993年應存在泡沫現象，然單根檢定只能測試出價格的穩定性與否，無法預測泡沫價格偏離基值的規模大小；而張金鶚、楊宗憲(1999)採用Abraham & Hendershott(1996)對房價基值的看法，從總體面建立房價基值模型並計算泡沫價格，實證結果指出台北成屋市場在1987年以前不存在價格泡沫，而在景氣復甦後的1989年價格泡沫達最高峰，然其基要因素的係數皆不顯著，故有模型誤設之可能性存在。而本文不論從家戶所得或是租金收益等不同角度出發，透過狀態空間模型之應用經實證結果均指出台北市住宅市場存在泡沫現象並計算出泡沫價格，且發現兩者泡沫價格的結果呈現一致之走勢。以房價租金折現模型之應用而言，泡沫價格在1988~1990年不斷向上成長，自1989年第1季起，泡沫價格開始為正值且在市場上快速成長，於1990年第3季達到最大化，泡沫價格占房價約54%，而目前房價不斷攀升的情況下，泡沫價格亦占房價約27%。另一方面，由房價所得的實證結果發現泡沫價格則在1990年第1季達至高峰，泡沫價格占房價約47%，而近期在2008年總統大選結束後，市場上減少許多政治不穩定的影響因素，且受到未來兩岸三通及經濟發展等利多消息影響，使得房市在今年的329檔期又掀熱潮，預售房價有再向上提升趨勢之下，推估2008年第1季泡沫價格占房價約38%，有顯著的泡沫跡象存在。故本文認為欲分析台灣房市泡沫問題，「房價租金比」或是「房價所得比」皆是衡量泡沫化適當的指標。

然而由於台灣租賃市場發展與國外市場大不相同，在國人「有土斯有財」的傳統觀念下，儘管所得不足以支付高房價，但眾多消費者仍願意採用長期支付貸款方式去購屋，使租賃選擇理論在市場上並未完善發揮效用。此外，如房東隱匿租金收入未報、租約期限造成租金僵固性等問題，亦使租金反應落後於房價的變化情形。據Lin(1993)表示由於出租住宅需求者動機單純，租金反應自然較不敏感；張金鶚、劉秀玲(1992)亦表示房租常因屋主與房客之間關係的增進，形成多年房租固定及租金資訊不透明的情況，且國內在資本利得偏高的情況下，使得房租偏低。再者，相關研究顯示台北市所估計之月租金乘數平均都在300以上，計算之數值均較於美國一般月租金乘數高，顯示台灣房價相對較高，租金相對較低(Lin, 1993；彭建文、花敬群，2001)，而曾建穎等(2005)亦表示台灣租金向長期均衡調整的功能不顯著，且房價與租金間無明顯之因果關係。因此，就兩者泡沫之間的大同小異情況來判定，本文認為以所得所推估之泡沫價格較符合市場上之現況。

目前房價仍持續攀升，房價成長幅度大於所得增長速度，而本研所得推估之泡沫價格占市價約三成八，已接近過去泡沫化時期泡沫價格占市價約五成，因此民眾應審慎進入市場，政府更應當注意銀行的放貸業務的政策，避免貨幣過度擴張，使房價不正常增長，過度偏離基要價值，令房價泡沫現象愈益嚴重，造成泡沫經濟。

在本研究試圖從所得與租金估計與比較房價泡沫後，仍有許多後續有趣的課題值得探討，首先譬如根據本研究之資料顯示所得的成長幅度較小，與房價有成長有相當大的落差，背後可能隱含著存在許多隱藏性收入，值得更深入去探討。其次，後續研究亦可進一步針對不同時間(如景氣循環繁榮期與衰退期)與不同地區(如北市、北縣、桃竹、台中、南高等不同地區)，進行次樣本之分析，以探討模型參數之穩定性，並可研究泡沫是否有蔓延的趨勢。另外，有部分文獻建議在80年代末期，國內房地產市場可能存在結構性轉變，若確有存在，我們的所得與租金模型估計出的泡沫可能都會含此結構性轉變影響。而本文分別從「房價、租金」與「房價、所得」兩種觀點出發，發現兩者泡沫價格的結果略呈現一致之走勢，後續研究者或可加入時間落後項，以驗證其領先落後之關係；亦可嘗試將兩種模型合併在一起探討，或許可以獲得更為全面性之結論。此外，目前台灣在M型社會發展的趨勢之下，針對房價急速攀升現象，對所得較低之購屋者而言可能是泡沫情形；但高所得之家戶仍可負擔且其可能視為合理房價，因而並不視為泡沫化之跡象。由於M型化的趨勢是目前研究中較難著墨到的議題，對於所得極高以及極低的兩群民眾而言，房價泡沫的認定以及存在與否確實有更深入探討的必要。因此未來可將家戶所得及房價劃分為不同層級，進行相對應之比較分析，如此可更精確研究房地產市場是否具有泡沫化現象。最後仍須說明的是，本研究為分析長期房價中之泡沫現象，因而使用加權平均編制的預售價格指數作為分析標的，無法使用時間較短、品質固定的國泰或信義房價指數，此乃房價長期研究難以避免的問題。



## 註 釋

- 註 1：根據2007年第4季「國泰房地產指數季報」表示，台北市房價指數為145.5，可能成交個案標準單價為52.08萬元/坪。相較上一季大幅上漲約1.18%，與相較去年同季亦是大幅上漲19.95%。台北市預售屋房價已連續上漲十季，創下歷年新高。
- 註 2：當時大台北地區平均房價由1986年每坪6.7萬元開始暴漲，到1989年上漲到25.1萬，漲幅達到274.5%，房價上升速度相當驚人。參見徐滇慶(2006)《房價與泡沫經濟》。
- 註 3：世界上著名的泡沫經濟包括17世紀在荷蘭發生的鬱金香狂熱(Tulipmania)、18世紀初在法國發生的密西西比股票泡沫及英國的南海股票泡沫、1987年美國發生的股市黑色星期一、以及1990年在日本及台灣發生的股市崩盤等。
- 註 4：總體因素如結構成本、就業率、薪資、人口、稅後利率、可支配所得、國民生產毛額、股價指數等。
- 註 5：房價所得比的提高意味購屋負擔能力降低，但此背後隱含著購屋者可能需要花費更長的時間累積自備款購屋，此房價所得比衡量購屋負擔能力並非完美，因為尚有其他因素譬如貸款成數或利率等影響購屋負能，雖此指標並非最佳或有爭議，但仍是較普遍採用之衡量方式(Linneman & Megbolugbe, 1993)。
- 註 6：式子含意為由當期資訊來求算前期的資產價格，乃屬前瞻性(forward looking)的概念。文章後續推導則衍生到多期之設定，在長期而言，當 $t \rightarrow \infty$ 時，最後一期不動產出售之價格 $E[P_{t+1}]$ 的折現值趨近於零。
- 註 7：為使房價基值 $P_t^f$ 存在一有限的條件期望值，須令 $\beta\phi < 1$ 且 $|\rho_1| < 1$ 。
- 註 8：過往部分文獻更將泡沫分為不同種類進行分析，如Blanchard & Watson(1982)將泡沫分為確立型泡沫(deterministic bubble)與隨機型泡沫(stochastic bubble)；Hamilton(1986)則將泡沫分為破滅型泡沫(collapsing bubble)及連續再生型泡沫(continuously regeneration bubble)，而Blanchard & Fisher(1989)則將泡沫之發展過程分為永恆擴張型(ever-expanding bubble)爆炸型(bursting bubble)與消滅型(eliminating bubble)等三種型態。此外，就泡沫形成的原因而言，Froot & Obstfeld(1991)亦將泡沫本身受到基要價值所影響之稱為本身泡沫(intrinsic bubble)，相較於泡沫受外來因素所影響者則稱之為外來泡沫(extrinsic bubble)。然以上不論是何種分類，在研究上的界訂都存在灰色地帶並有其研究限制，例如Chen(2001)的文章採用Blanchard & Watson(1982)的隨機理性泡沫模型驗證台灣不動產市場1973年到1992年的資料，結果顯示“rational bubble theory cannot fully explain the acceleration of asset prices during mid-1988 and 1990:Q1.”。因此難以統一認定現在發生之泡沫是屬於何種泡沫種類，故本研究將討論之議題著重在隨機泡沫上。
- 註 9：不可觀察變數如理性預期(rational expectation)、衡量誤差(measurement error)、未觀察到的循環與趨勢(cycles and trends)等。
- 註10：此為Commandeur & Koopman(2007)比較傳統ARMA及狀態空間模型之共同結論。

註11：張金鶚、高國峰、林秋瑾(2001)表示合理房價的定義並不是絕對的，視不同立場而定。

以供給者的角度來說，合理房價和建商的成本與利潤有關；對需求者而言，合理房價和其住宅負擔能力有關。

註12：詳細的推導過程請參閱Black et al.(2006)，1537頁至1541頁。

註13：Black et al.(2006)採用兩種方法計算房價報酬之變異數：一是計算房價報酬之後，再取其變異數；另外則以GARCH模型計算房價報酬之條件變異數，兩者之實證結果非常相似。

註14：由於主計處尚未公佈2007Q1~2008Q1家戶所得資料，故本文採用預測方式推估所得資料。

註15：根據Hendry (1984)所使用Almon polynomial (參考Sargan, 1980)的估計方式，此方式

提供一種線性遞減的加權平均，其定義為： $A_n(Y_t) = \frac{2}{(n+1)} \sum_{i=0}^n (n-i)Y_{t-i}$  for  $i = 1, 2, \dots, n$ ，而 $An(\bullet)$ 是restricted Almon polynomial,  $Y$  是經常性所得。資料上已將所有經常性收入轉換為恆常性收入資料。

註16：若 $\sigma_\omega$ 沒有顯著異於0，即表示泡沫價格的波動程度並不顯著，則泡沫本身可以直接以 $B_t = (1 + r_{t-1} + \gamma)B_{t-1}$ 代入量測方程，以單一方程式估計即可。如此一來泡沫價格將被視為一常數項與時間趨勢項之複合項，就計量模型本身而論，並無法判斷其為泡沫。

## 參考文獻

林祖嘉、林素菁

1995 〈台灣地區住宅價格的泡沫現象〉《台灣經濟學會年會論文集》295-313。

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)：29-49。

吳森田

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

徐滇慶

2006 《房價與泡沫經濟》北京：機械工程出版社。

張金鶚、高國峰、林秋瑾

2001 〈台北市合理房價—需求面分析〉《住宅學報》10(1)：51-66。

張金鶚、劉秀玲

1992 〈房地產品質、價格與消費者物價指數之探討〉《政大地政學報》67(2)：369-400。

張金鶚、楊宗憲

1999 〈台北成屋價格泡沫知多少？〉《中華民國住宅學會第9屆年會論文集》15-29。

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。

陳明吉、蔡怡純

2007 〈房價蛛網與投資人行爲〉《經濟論文》35(3)：315-344。

陳明吉、蔡怡純、張金鶚

2003 〈住宅負擔能力惡化之再檢視—台北市住宅市場分析〉《台大管理論叢》14(1)：47-78。

蔡怡純、陳明吉

2004 〈住宅市場結構性轉變與價格均衡調整〉《都市與計畫》31(4)：365-390。

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。

薛立敏

1990 〈台北市房價上漲決定因素之估計〉《台灣金融情勢與物價問題研討會論文集》，中研院經濟所主辦。

Abraham, J. M. & H. P. Hendershott

1996 “Bubble in Metropolitan Housing Markets,” *Journal of Housing Research*. 7(2):191.

Alessandri, P.

2006 “Bubbles and Fads in the Stock Market: Another Look at the Experience of the US,” *International Journal of Finance & Economics*. 11(3):195.

Bertus, M. & B. Stanhouse

- 2001 "Rational Speculative Bubbles in the Gold Futures Market: An Application of Dynamic Factor Analysis," *The Journal of Futures Markets*. 21(1): 79.

Black, A., P. Fraster & M. Hoesli

- 2006 "House Prices, Fundamentals and Bubbles," *Journal of Business Finance & Accounting*. 33(9/10):1535-1555.

Blanchard, O. J & S. Fisher

- 1989 *Lecture on Macroeconomic*. Cambridge, MA: The MIT Press.

Blanchard, O. J & M. W. Watson

- 1982 "Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets" in *Crisis in the Economic and Financial Structure*. 295-315. ed. P. Wachtel, MA: Lexington Books.

Bjorklund, K., & B. Soderberg

- 1999 "Property Cycles, Speculative Bubbles and the Gross Income Multiplier," *The Journal of Real Estate Research*. 18(1):151-174.

Bourassa, S. C., P. H. Hendershott & J. Murphy

- 2001 "Further Evidence on the Existence of Housing Market Bubbles," *Journal of Property Research*. 18(1):1-19.

Capozza, D. R., P. H. Hendershott & C. Mack

- 2004 "An Anatomy of Price Dynamics in Illiquid Markets: Analysis and Evidence from Local Housing Markets," *Real Estate Economics*. 32:1-32.

Case, K. E. & R. J. Shiller

- 2003 "Is There a Bubble in the Housing Market?/Comments and Discussion" *Brookings Papers on Economic Activity*. 2:299-362.

Chen, M-C. & K. Patel

- 2002 "An Empirical Analysis of Determination of House Prices in the Taipei Area," *Taiwan Economic Review*. 30(4):563-595.

Chen, N-K.

- 2001 "Asset Price Fluctuations in Taiwan: Evidence from Stock and Real Estate Prices During 1972-1992," *Journal of Asian Economics*. 12(2):215-232.

Commandeur, J. J. F. & S. J. Koopman

- 2007 *An Introduction to State Space Time Series Analysis*. New York : Oxford University Press.

Diba, B. T. & H. I. Grossman

- 1988 "Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?" *The American Economic Review*. 78(3):520-530.

Farlow, A.

- 2004 "UK House Prices: A Critical Assessment," *The Credit Suisse First Boston Housing Market Conference Paper*. London: Credit Suisse First Boston.

Fernańdez-Kranz, D. & M. T. Hon

- 2006 “A Cross-Section Analysis of the Income Elasticity of Housing Demand in Spain: Is There a Real Estate Bubble?” *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 32(4):449-470.

Flood, R. P. & R. J. Hodrick

- 1986 “Asset Price Volatility, Bubbles and Process Switching,” *The Journal of Finance*. 41(4):831-842.

Froot, K. A. & M. Obstfeld

- 1991 “Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices,” *The American Economic Review*. 81(5):1189-1214.

Giussani, B. & G. Hadjimatheou

- 1991 “Modelling Regional House Price in United Kingdom,” *The Journal of the Regional Science Association International*. 70(2):201-219.

Hamilton, J. D.

- 1985 “Uncovering Financial Market Expectations of Inflation,” *The Journal of Political Economy*. 93(6):1224-1241.

Hamilton, J. D.

- 1986 “On Testing for Self-Fulfilling Speculative Price Bubbles,” *International Economic Review*. 27(3):545-552.

Hendry, D. F.

- 1984 “Econometric Modelling of House Prices in the UK,” in *Econometrics and Quantitative Economics*. 135-172. ed. D. F. Hendry and K. F. Wallis, Oxford: Basil Blackwell.

Hui, E. C. M. & S. Yue

- 2006 “Housing Price Bubbles in Hong Kong, Beijing and Shanghai: A Comparative Study,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 33(4):299-327.

Kim, C. J., & C. R. Nelson

- 1999 *State-Space Model with Regime Switching*. Cambridge, MA: The MIT Press.

Krainer, J.

- 2003 “House Price Bubbles,” *FRBSF Economic Letter*. 2003(6):1-3.

Lau, E. E. L., G. K. R. Tan & S. Rahman

- 2005 “Assessing Pre-Crisis Fundamentals in Selected Asian Stock Markets,” *The Singapore Economic Review*. 50(2), 175-196.

Lin, C. C.

- 1993 “The Relationship between Rents and Prices of Owner-Occupied Housing in Taiwan,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 6:25-54.

Milne, A.

- 1991 “Incomes, Demography and UK House Prices,” Centre for Economic Forecasting Discussion Paper, No. 30-90, London Business School.

Stiglitz, J. E.

1990 "Symposium on Bubbles," *The Journal of Economic Perspectives*. 4(2):13-18.

Smith, M. H., G. Smith, C. Mayer & R. J. Shiller

2006 "Bubble, Bubble, Where's the Housing Bubble?/Comments and Discussion," *Brookings Papers on Economic Activity*. (1):1-50.

Sutton, G. D.

2002 "Explaining Changes in House Prices" *BIS Quartely Review*. 29(3):46-55.

Wu, Y.

1995 "Are There Rational Bubbles in Foreign Exchange Markets? Evidence from an Alternative Test," *Journal of International Money and Finance*. 14(1):27-46.

Xiao, Q. & G. K. R. Tan

2007 "Signal Extraction with Kalman Filter: A Study of the Hong Kong Property Price Bubbles," *Urban Studies*. 44(4):865-888.