

台北市房價泡沫知多少？

- 房價、租金、所得之關係與狀態空間模型之應用

張金鶚

國立政治大學地政學系教授

陳明吉

國立中山大學財務管理系副教授

鄧筱蓉

國立政治大學地政學系碩士生

政大台灣房地產研究中心

中華民國九十七年四月

台北市房價泡沫知多少？—房價、租金、所得之關係 與狀態空間模型之應用

張金鶚* 陳明吉** 鄧筱蓉***

摘要

過去雖有文獻探討國內房地產市場泡沫化問題，卻僅從租金收益的單一角度衡量房價基值，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者不同角度下，透過資產市場現值模型，分別建立房價基值模型分析泡沫化現象。此外，過去文獻僅從檢定價格波動穩定性與否或將殘差項視為泡沫來研究泡沫化問題，然泡沫為不可觀察之變數，故本文使用具有可估計不可觀察變數特質的狀態空間模型 (STATE-SPACE MODEL)，推估泡沫價格，分析在不同時期下泡沫的規模大小。

在實證方面，本研究使用台北市 1973Q2 至 2008Q1 共 140 筆住宅價格資料，發現由租金與所得所計算之房價泡沫規模略為一致。在 1988~1990 年房市泡沫化時期，所得推估之泡沫規模達到高峰，泡沫價格占市價約 47%；而由租金面亦計算出泡沫價格占市價約 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，泡沫價格近市價 37%，租金推計泡沫價格占市價 27%；此結果表示出目前房市有泡沫化之跡象，現階段欲購屋自住者不宜進入市場，宜審慎等待時機。不論從家戶所得或是租金收益兩者所推估之泡沫價格有略為一致的表現，故本文認為房價所得比或是房價租金比可作為衡量台北市房地產市場泡沫化現象之重要指標。

關鍵詞：房價、租金、家戶恆常性所得、泡沫價格、狀態空間模型

* 國立政治大學地政學系教授，E-mail: jachang@nccu.edu.tw

** 國立中山大學財務管理系副教授，E-mail: mcchen@finance.nsysu.edu.tw

*** 國立政治大學地政學系碩士生，E-mail: 95257001@nccu.edu.tw

壹、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，建商開始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，房價快速高漲的同時，台北市家戶恆常性所得資料的年成長率約 2%。究竟在家戶所得只有小幅成長的情況下，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²？倘若為泡沫經濟，又該如何衡量得知？

泡沫經濟的產生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產生巨大之損失³，產生金融危機。而房地產泡沫經濟在短期內呈現出不合理的繁榮，不僅使民眾無力購屋，更加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，則銀行喪失資金的流動性及清償性，銀行所面臨的危機會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。

Stiglitz(1990)表示當投資者預測未來可用更高的價格出售資產時，會使資產的價格增加；假使純粹因投資者相信明天可出售的價格較高而使得今天價格上升，亦即當基要因素(Fundamental Factors)不符合現值時，則存在泡沫化。換言之，當資產價格高於基要價值(Fundamental Value)產生泡沫化現象。而根據 Blanchard 和 Fisher(1989)的定義，資產價格(Asset Price)可分為基值及資產泡沫兩部份，透過資產價格偏離基值的差異，便可知道目前資產泡沫的規模大小。由此可見，泡沫的討論主要在於研究資產價格的變動情況，欲研究泡沫問題首要對基要價值有明確的認定。過去相關文獻皆表示基要價值是資產長期下所帶來的現金流量，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。

然台灣的租賃市場發展較不完善，例如，租約期限造成租金僵固性問題，使租金落後於房價；出租住宅需求者動機單純，租金反應自然較不敏感(林祖嘉，1993)，此外，又有很多房東隱匿租金收入未報等情形，因此在台灣政府所公告之租金指數是否真能以資產現值模型反映房價的基要價值，值得懷疑。台灣又是否可與他國一樣藉由租金收益

¹根據 96 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。

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。

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、以及 1987 年美國發生股市黑色星期一、1990 年在日本及台灣的股市崩盤等。

之還原的角度來衡量房市價格泡沫？

Fernández-Kranz and Hon(2006) 曾表示泡沫化是由異常的需求波動造成價格上漲的現象。由於房地產具有投資兼消費功能，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。然不論投資或自住，購屋者都要先行進入市場用所得去支付房價，因此，所得對房價而言是極為重要之影響因素。另外，台灣民眾購屋是以消費自住為主，其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。相關研究表示所得與住宅價格成正向關係，二者之關聯性為顯著(陳明吉，1990、薛立敏，1990、吳森田，1994、林秋瑾，1996)，且運用共整合分析發現住宅價格與所得存在長期均衡現象(Giussani and Hadjimatheou，1991、Milne，1991、Chen and Patel，1998)。因此本文認為家戶所得可能更能反映台北市房價基值，欲研究市場泡沫化現象應從房價所得之相互關係出發。

另一方面，泡沫價格為不可觀察之變數，早期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，然此方法都僅止於進行檢定，並未實際估算出價格泡沫水準。而透過泡沫價格水準之計算，可瞭解市場價格偏離基值的程度為何，並分析泡沫價格之走勢。儘管後續的相關研究透過迴歸方式分析實際價格與市場基值的差異，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優點，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，可對房市泡沫現象再釐清。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之不同所造成泡沫價格有誤之機率。故本文希冀對基要價值給予更明確之判斷以觀察房價變化，並透過不同的方法研究泡沫現象。

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。

貳、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會增值的過度預期

下，所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 and Hodric，1986；Diba and 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 and Soderberg，1999）。二是房價基值的變動率受總體經濟因素影響（Abraham and Hendershott，1996；Bourassa, Hendershott and Murphy，2001）。第三是家戶可支配所得為基礎的基值模型（Black, Fraster and Hoesli，2006）。

（一）資產現值模型

在理性預期理論的基礎下，透過租金收益還原的折現方式計算房價基值，是最常用的房價估計法，且後續有多種方法來驗證泡沫化現象，像是林祖嘉、林素菁(1996)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, Smith, Mayer, and Shiller(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）與基要價值的差異計算房價的溢價或折價情況，以此計算出美國十大都會中 San Mateo 房市的泡沫價格比例；以及 Xiao and Tan(2007)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。儘管兩者都更進一步計算出泡沫價格，但卻都將折現率設為非隨機折現因子，與現實生活中瞬息萬變的利率情況不相符，本文進一步認為應將折現率假設為隨機折現因子較為恰當。

值得一提的是，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，購屋者會轉向成為承租者，使得租屋市場熱絡再間接影響租金之調升。因此，「房價租金比」可表現出房價與租金存在長期的穩定關係。但張金鵠、劉秀玲(1992)表示房租常因屋主與房客之間關係的增進，形成多年房租固定的情況，租金資訊亦不透明，且國內在資本利得偏高下，使得房租偏低。另以台北市為例，林祖嘉(1993)、彭建文、花敬群(2001)等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。而曾建穎(2005)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，因此若採用傳統的租金收益還原為資產現值模型計算房價基值，值得疑慮。

（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 and Shiller，2003；Hui and Yue，2006；Bourassa, Hendershott, and Murphy，2001）。國內的

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。

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年價格泡沫達最高峰。由供需面之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房價基值會增加模型設置錯誤的可能性存在，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，再者，當變數選取的不同，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。當房價高漲會造成此比值的急速攀升，背後隱含著消費者需要花費更長的時間累積資本購屋，消費者的購屋能力下降。因此，以動態的角度來觀察房價所得比，房價所得比之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，是房地產市場出現違背常規的運動。為此，Black, Fraster and Hoesli(2006)假定房價所得比為一定比例，使用VAR檢定房價之時變現值(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，得出英國住宅市場泡沫價格的比例。另外，Fernández-Kranz and 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。另外，就日前的美國次級房貸泡沫現象而言，正是因為銀行大量進行放貸作業，造成泡沫危機，因此若房價成長與所得成長不一致，代表民眾多透過貸款機制進行購屋，使房市景氣產生看似價量齊揚的泡沫。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，多從房價租金之相互關係去探討泡沫問題，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之理論模型，從不同角度下比較所觀察房價之高漲是否為泡沫化現象。

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將預測值與實際值的差異計算泡沫價格。然迴歸誤差項包含模型設置錯誤的可能性存在，使泡沫價格的衡量結果有誤。且泡沫為不可觀察變數，因此可透過估計不可觀察變數的狀態空間模型研究之，其他使用狀態空間模型研究泡沫現象者，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；Bertus and Stanhouse(2001)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, Tan, and Rahman(2005)和Alessandri(2006)亦以此方法研究股價泡沫化情形；另

有 Xiao and Tan(2007)採用此方法研究南韓首爾之房價泡沫現象。然國內相關文獻尚未採用狀態空間模型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，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情形。

參、模型設定

一、基要價值理論模型

(一) 資產現值隨機折現模型-房價 vs.租金

參考 Alessandri(2006)對股價資產進行隨機折現模型，將其應用於房地產市場，可建立房價基要價值之模型研究泡沫化。根據 CAPM 的假設，透過價格 P_t 及租金 D_t 可得知預期報酬為 $(E_t P_{t+1} - P_t) / P_t + D_t / P_t = r_t + \alpha$ ，其中 r_t 為無風險利率， α 為風險溢酬；將各期租金透過預期報酬折現後可估計出市場基值 $P_t^f = \sum_{i=0}^{\infty} [\prod_{j=0}^i (1 + r_{t+j} + \alpha)^{-1}] D_{t+i}$ 。通常在無風險利率的無條件期望值下，為 $E(r_t) \equiv r$ ；折現率為固定的平均係數 $\beta \equiv (1 + r + \alpha)^{-1}$ ，透過泰勒的一階展開式，可將基要價值表示為 $P_t^f \cong P_t^L + R_t$ 。 P_t^L 與 R_t 分別表示如下：

$$P_t^L \equiv \sum_{i=0}^{\infty} \beta^{i+1} E_t D_{t+i} \quad (3-1-1)$$

$$R_t \equiv - \sum_{i=0}^{\infty} \left\{ \left[\beta^{i+1} \sum_{k=0}^{\infty} \beta^{k+1} E_t D_{t+i+k} \right] (E_t r_{t+i} - r) \right\} \quad (3-1-2)$$

由於現實社會中，利率經常改變，若將折現因子視為非隨機折現，則與事實情況不相符合，因此本研究採取隨機折現因子的假設。另一方面亦假設租金為固定成長， $\phi > 1$ ， $D_t = \phi D_{t-1} + \varepsilon$ ；無風險報酬符合一階自我相關， $r_t = \rho_0 + \rho_1 r_{t-1} + \eta_t$ ，而租金及無風險報酬在 P_t^L 與 R_t 的條件預期下，相關係數可被定義為 $\beta\phi < 1$ 及 $|\rho_1| < 1$ ，則預期未來

租金為 $E_t D_{t+i} = \phi^i D_t$ ；無風險利率期望值為 $r = \rho_0 / (1 + \rho_1)$ ；而預期無風險報酬為

$E_t (r_{t+i} - r) = \rho_1^i (r_t - r)$ ，泰勒一階展開式的模型則如下表示：

$$P_t^L = \frac{\beta}{1 - \beta\phi} D_t \quad (3-1-3)$$

$$R_t = \left(\frac{\rho_0}{1-\rho_1} \frac{\beta^2}{1-\beta\phi} \frac{1}{1-\beta\phi\rho_1} \right) D_t - \left(\frac{\beta^2}{1-\beta\phi} \frac{1}{1-\beta\phi\rho_1} \right) D_t r_t \quad (3-1-4)$$

而市場基要價值 $P_t^f \cong P_t^L + R_t$ 則為

$$P_t^f \cong \frac{\beta}{1-\beta\phi} \left(1 + \frac{\rho_0}{1-\rho_1} \frac{\beta}{1-\beta\phi\rho_1} \right) D_t - \left(\frac{\beta^2}{(1-\beta\phi)(1-\beta\phi\rho_1)} \right) D_t r_t \equiv c_0 D_t + c_1 D_t r_t \quad (3-1-5)$$

由於在資產價格模型中，無法排除理性泡沫的存在，亦即在理性預期均衡條件下，資產價格是基值加上泡沫的成分 $P_t = P_t^f + B_t$ 。以住宅市場來說，基要價值為未來預期租金折現之加總，而實際房價與基值之間的差異則稱為泡沫，為一個偏離 (deviations) 之現象。綜上所述，住宅資產價值可表達為 $P_t = c_0 D_t + c_1 D_t r_t + B_t$ ，而合理泡沫受到折現率所影響 $B_t = (1+r_t+\alpha)B_t + b_t$ 。

$$P_t = c_0 D_t + c_1 D_t r_t + B_t + m_t \quad (3-1-6)$$

$$B_t = (1+r_{t-1}+\alpha)B_{t-1} + b_t \quad E[b_t] = 0 \quad \text{Var}[b_t] = \sigma_b^2 \quad (3-1-7)$$

(二) 資產現值模型-房價 vs. 所得

對購屋的自住需求者而言，房價必須為其能力所負擔，亦即房價應為合理房價⁵。參考 Black, Fraster and Hoesli(2006)對未來預期可支配所得進行折現⁶，利用 VAR 進行現值模型檢定，從房價所得比推估另一基要價值模型，並將其轉換為狀態空間模型估計泡沫現象。

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

上式之 P_t 視為 t 期的房價， Q_{t+1} 為 t+1 期間之家戶恆常性所得， ρ 表示利率；上式存在一特殊解為 $1+\rho_{t+1} = (P_{t+1} + Q_{t+1})/P_t$ ，取對數後 $r_{t+1} = \ln(1 + \exp(q_{t+1} - p_{t+1})) + p_{t+1} - p_t$ 。將 r 定義為 $\ln(1+\rho)$ ，而 $(q-p)$ 則代表所得房價比，透過泰勒的一階展開式，可將算式改

⁵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。

⁶真實的所得以及利率是決定房價的重要因子，Capozza et al.,2004;Sutton,2002;Case and Shiller,2003;and Farlow,2004,皆有支持的實證表示。

寫為 $r_{t+1} = -(p_t - q_t) + \mu(p_{t+1} - q_{t+1}) + \Delta q_{t+1} + k$ ；其中 k 與 μ 為常數項， $\overline{(q-p)}$ 為 $(q-p)$ 的平均數，且 $0 < \mu < 1$ ， μ 值趨近於 1， k 與 μ 的計算如下所示：

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

假設房價與所得符合 I(1) 穩定數列，算式改寫為 $p q_t = k + \mu p q_{t+1} + \Delta q_{t+1} - r_{t+1}$ ，當變數的期間趨近於無限，並假設最後一期為 0，左右兩邊取期望值，可得到下式，其中 $E_t r_{t+j+1}$ 視為投資者的必要報酬率

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

藉由上式可得到房價所得比 $p q_t^*$ 新的估計值，其中隱含著基要價值 p^* 。為了估算基要價值，首先參考 Merton(1973 及 1980) CAPM 的模型設定，計算出 α 相對風險趨避係數⁷，另藉由 GARCH 模型計算預期的房價報酬變異數 $E_t \sigma_t^2$ 、將前兩者變數與所得成長三個變數放入 VAR 模型中進行資產現值模型檢定，並將上式改寫如下：

$$p q_t = \frac{k - f}{(1 - \mu)} + \sum_{j=0}^{\infty} \mu^{j+1} E_t \Delta q_{t+j+1} - \alpha \sum_{j=0}^{\infty} \mu^{j+1} E_t \sigma_{t+j+1}^2 \quad (3-2-4)$$

f 為無風險利率，透過 VAR 模型 $z_t = (p q_t, \Delta q_t, \sigma_t^2)'$ 表示為 $z_{t+1} = A z_t + \varepsilon_{t+1}$ ，其中 A 為 (3×3) 係數矩陣， ε 是誤差向量，上式改寫如下：

⁷ α 為隨時間變動的風險溢酬， $\alpha = \frac{AVE + XRVAR/2}{XRVAR}$ ，其中 AVE 是房價指數的報酬率－無風險利率（即是超額報酬）的平均數，XRVAR 是 AVE 的變異數。

$$pq_t^* = \frac{k-f}{1-\mu} + (e_2' - \alpha e_3')A(I - \mu A)^{-1}z_t \quad (3-2-5)$$

其中 $pq_t = e_1'z_t$ ， $e_2'A^{j+1}z_t = E_t\Delta q_{t+j+1}$ ， $e_3'A^{j+1}z_t = E_t\sigma_{t+j+1}^2$ ，並透過 A 係數矩陣的限制 $e_1'(I - \mu A) = (e_2' - \alpha e_3')A$ ，使用 Wald 檢定是否符合現值模型。

$$1 = \mu a_{11} + \mu a_{21} + \mu a_{31}$$

$$1 = \mu a_{12} + \mu a_{22} + \mu a_{32}$$

$$1 = \mu a_{13} + \mu a_{23} + \mu a_{33}$$

最後，將預測之房價所得比採取對數模式可計算出基要價值 $p_t^* = pq_t^* + q_t$ ，假設泡沫為隨機泡沫⁸，則資產價值泡沫化現象可以表示為：

$$p_t = pq_t^* + q_t + B_t \quad (3-2-6)$$

$$B_t = \psi * B_{t-1} + \eta \quad E[\eta_t] = 0 \quad Var[\eta_t] = \sigma_\eta^2 \quad (3-2-7)$$

(三) 狀態空間模型

狀態空間模型的優點是使用遞迴計算方式的卡門濾波法，以最大概似估計法 (Maximum Likelihood Estimation) 透過可觀察變數所構成的模型求出狀態變數所組成模型的參數。故在計量文獻上，模型中若有不可觀察的變數⁹多應用於狀態空間模型求出。狀態空間模型是由下列兩式所構成，一是量測方程 (Measurement Equation)，表現出可觀察變數與不可觀察變數之間的關係；二是轉換方程 (Transition Equation)，主要在描述動態的狀態變數。

$$\text{量測方程： } y_t = A'x_t + H'\xi_t + w_t \quad w_t \sim i.i.d.N(0, R) \quad (3-3-1)$$

$$\text{狀態方程： } \xi_{t+1} = F\xi_t + v_{t+1} \quad v_t \sim i.i.d.N(0, Q) \quad (3-3-2)$$

$$E(w_t, v_t') = 0 \quad (3-3-3)$$

其中 y_t 是在 t 時間內可觀察的 $(n \times 1)$ 向量變數； ξ_t 為在 t 時間內不可觀察的 $(r \times 1)$ 向量變數； H' 為 $(n \times r)$ 係數矩陣，表示 y_t 與 ξ_t 互動關係； x_t 為 $(k \times 1)$ 外生或是事前決定的可觀察的向量變數；其中 A' 與 F 分別為 $(n \times k)$ ， $(r \times r)$ 的矩陣，與量測變異數 R 及狀態

⁸ Blanchard 和 Watson 將理性泡沫再分為確定型泡沫之型態、隨機型泡沫型態

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。

變異數 Q 統稱為系統矩陣，無特殊假定下，皆視為非隨機， $(n \times 1)$ 向量的 w_t 為與 $(r \times 1)$ 向量的 v_t 互為獨立白噪。

二、實證模型

將租金還原為房價基值的理論應用於狀態空間中，其變數說明如下， D_t 代表租金， r_t 代表無風險利率， B_t 代表泡沫， α 為風險溢酬，而 m_t 與 b_t 代表誤差項，模型之應用表示如下：

衡量方程：

$$y_t = A' x_t + H' \xi_t + w_t \dots\dots\dots P_t = c_0 D_t + c_1 r_t D_t + B_t + m_t$$

狀態方程：

$$\xi_{t+1} = F \xi_t + v_{t+1} \dots\dots\dots B_t = (1 + r_{t-1} + \alpha) B_{t-1} + b_t$$

$$y_t = P_t, A' = [c_0 \quad c_1], x_t = \begin{bmatrix} D_t \\ r_t D_t \end{bmatrix}, H' = 1, w_t = m_t$$

$$\xi_{t+1} = B_{t+1}, F = 1 + r_{t-1} + \alpha, v_{t+1} = b_{t+1}, R = \sigma_n^2, Q = \sigma_b^2$$

透過所得還原為房價基值的理論應用於狀態空間中，變數皆取對數說明如下， p_t 為房價， $p q_t^*$ 為(4-1-2-4)所估計之房價所得比， q_t 為恆常性所得， B_t 代表泡沫，而 ε_t 與 η_t 分別代表誤差項。模型之應用表示如下：

衡量方程：

$$y_t = A' x_t + H' \xi_t + w_t \dots\dots\dots p_t = p q_t^* + q_t + B_t + \varepsilon_t$$

狀態方程：

$$\xi_{t+1} = F \xi_t + v_{t+1} \dots\dots\dots B_{t+1} = \psi^* B_t + \eta_{t+1}$$

$$y_t = p_t, A' = [1 \quad 1], x_t = \begin{bmatrix} p q_t^* \\ q_t \end{bmatrix}, H' = 1, w_t = \varepsilon_t$$

$$\xi_{t+1} = B_{t+1}, F = \psi, v_{t+1} = \eta_{t+1}, R = \sigma_\varepsilon^2, Q = \sigma_\eta^2$$

肆、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縣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¹⁰。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¹¹。此外，以政府十年期公債市場利率做為無風險利率之代表。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。

二、資料統計量與單根檢定

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。

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	223413.40	627.23	64072.69	7.30	7.72	311.24	0.01
標準差	149218.50	209.14	36168.60	3.45	2.95	158.18	0.02
偏態係數	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

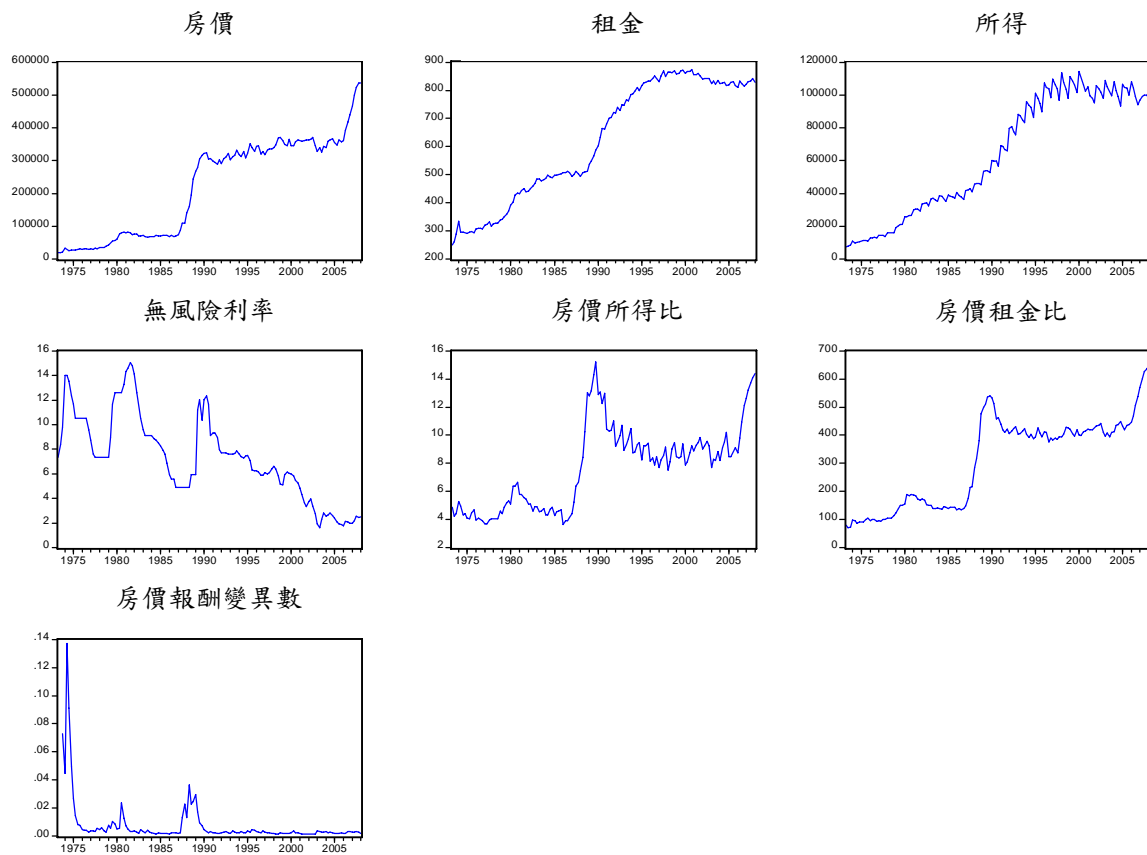
註 1：變數代號說明如下：UHP 代表住宅價格、RENT 代表租金、PIC 代表恆常性所得、UI 代表無風險利率、PIR 代表房價所得比、PRR 代表房價租金比、VHMR 代表房價報酬變異數。

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。

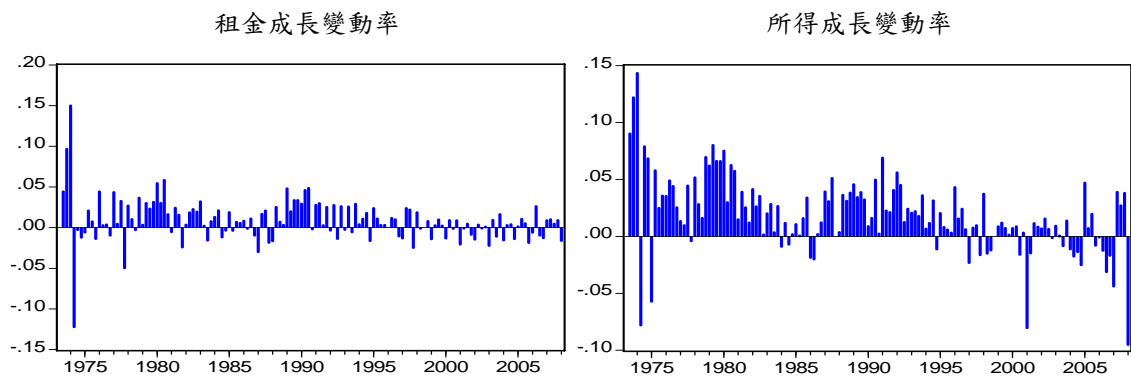
¹⁰由於主計處尚未公佈 2007Q1~2008Q1 家戶所得資料，故本文採用預測方式推估所得資料。

¹¹根據 Hendry (1984)所使用 Almon polynomial (參 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。



圖一 變數之時間序列表

租金與所得的成長變動率如圖二所示，租金變動在長期之下較為平穩，不像所得變動幅度較大，因此若採用租金還原基值計算泡沫，其泡沫規模應較平穩且小於由家戶所得所推估之泡沫。



圖二 租金與所得之成長變動

伍、實證結果

本研究以資產現值模型為前提下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、房市泡沫化之存在

(一) 以租金還原房價基值

本研究將利率假設為隨機折現因子，透過狀態空間模型其估計結果參見表二。在估計過程當中，我們皆假設變異數為 0，實證發現 σ_b 顯著異於 0，代表房價有泡沫價格現象之存在；房價與利率呈現顯著之負相關。從表二可得知風險溢酬 α 約為 1%，預期的年風險溢酬為 12%，而有此可進一步計算 $\beta \approx 0.93$ 。

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）

	$P_t = c_0 D_t + c_1 D_t r_t + B_t + m_t \quad B_{t+1} = (1 + r_t + \alpha) B_t + b_{t+1}$			
	c_0	c_1	α	σ_b
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

註 1：***代表 p 值達到 1% 的顯著水準

(二) 所得還原房價基值

表三為由所得建立之房價基值應用於狀態空間模型之結果，實證發現房價與所得有顯著之正向關係，家戶所得影響房價之漲幅，而模型中 σ_η 顯著異於 0，表示模型設定成立，房價有泡沫價格現象。另參考 Black, Fraster and Hoesli(2006)採用 VAR 進行時變風險現值模型之檢定結果(見表四)，根據 SIC 檢定之最適落後期為四期，而三者變數的 R^2 皆相當高，且對殘差進行 Q 檢定發現變數已呈現穩定無自我相關問題。此外，依據所得計算出 α 相對風險趨避係數為 1.72，此數值低於股票市場，表示投資房地產之風險低於股票市場。而從 Wald 檢定發現結果拒絕符合資產現值模型之虛無假設，代表著以所得推估出之基要價值模型，與真實房價存在差異，亦即表示真實房價已偏離均衡，房價產生了泡沫現象。

表三 最大概似估計法之狀態空間模型分析（家戶所得還原房價基值）

	$p_t^* = c_0 p q_t^* + c_1 q_t + B_t \quad B_t = \psi * B_{t-1} + \eta$			
	c_0	c_1	ψ	σ_η
最大概似法	-1.6***	1.24***	0.96***	0.0068***

標準差	0.2	0.02	0.03	0.23
表四 時變風險現值模型之 VAR 統計檢定量				
	R^2	Q	α	Wald Restriction
pq_t	0.97	0.7579 (0.98)	1.72	254.13(0.00)
Δq_t	0.80	10.824(0.055)		
σ_t^2	0.84	9.1459(0.103)		

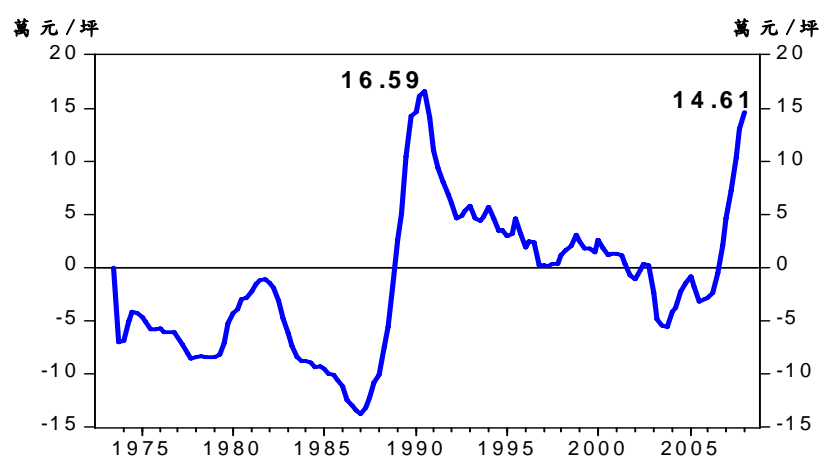
註 1：***代表 p 值達到 1% 的顯著水準

註 2：變數說明如下： pq_t 為房價所得比(取對數)、 Δq_t 為家戶恆常性所得之成長率、 σ_t^2 為房市報酬之變異數，將此三變數放入 VAR 模型測試最適落後期為 4 季，而進行 Wald 檢定其 μ 值為 0.8766。

二、房市泡沫價格規模

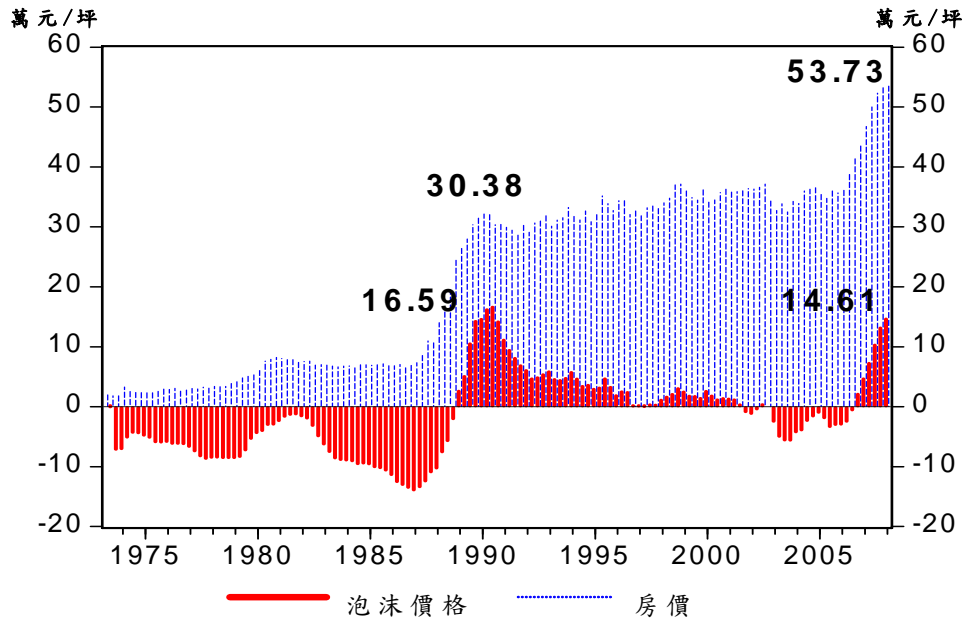
(一) 以租金推算泡沫走勢

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，圖四為泡沫價格佔市場價格之比重。在 1973~1974 年時發生石油上漲，在物價快速上漲的刺激下，民眾紛紛搶購可保值產品，致使房地產交易轉趨活絡，曾使房價小幅成長，然民眾購屋以自住為主，故市場上無泡沫現象。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，泡沫價格占市價約 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市價 27%，令人擔憂。

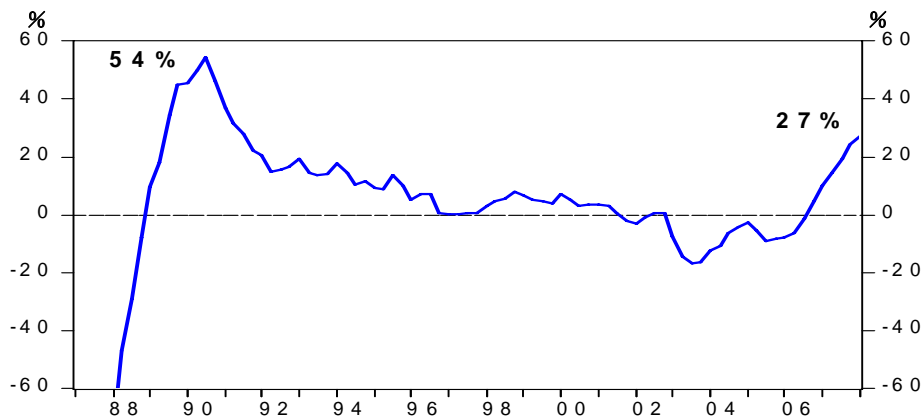


圖三 租金估計之泡沫價格

台北市房價與租金推估之泡沫價格圖



圖四 台北市房價與租金推估之泡沫價格圖

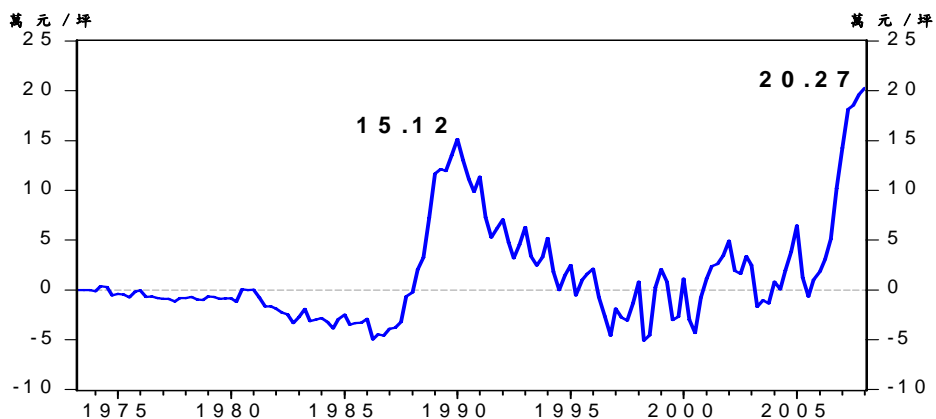


圖五 租金推估之泡沫價格占房價比例圖

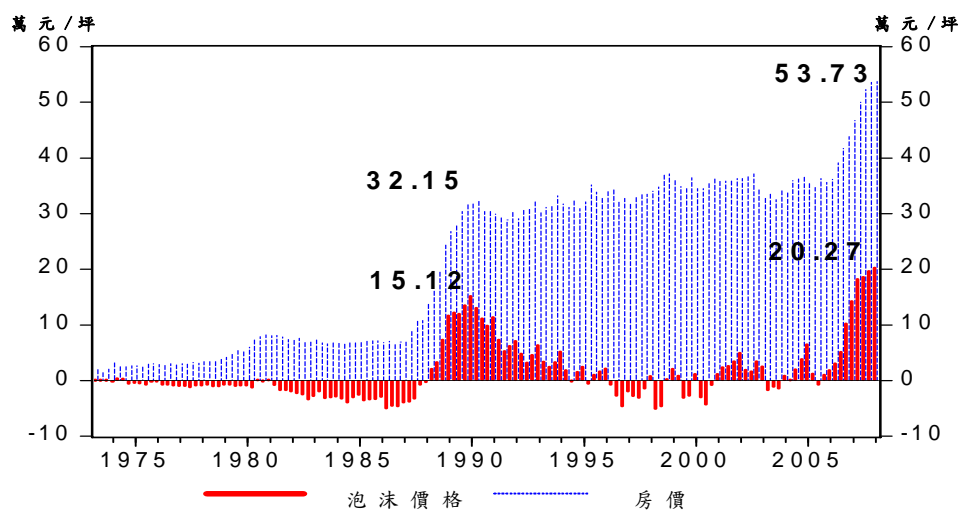
(二) 以所得推算泡沫價格走勢

從房價與所得推估出基要價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，此研究與楊宗憲(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

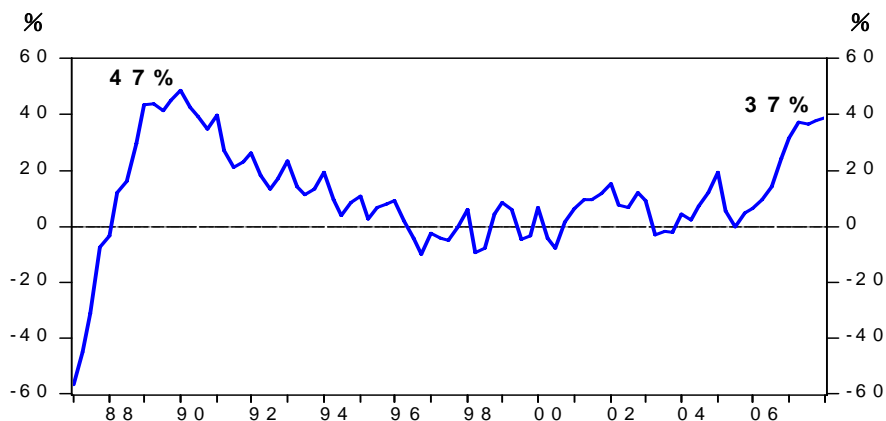
滑，泡沫價格也隨之下跌，至 1996 年第 3 季起市場上泡沫價格跡象已淡化消去，在 2004 年景氣逐漸回暖，泡沫價格才又再次顯現，以目前房價高漲的情況而言，泡沫價格占市價約 37%。



圖六 所得估計之泡沫價格圖



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

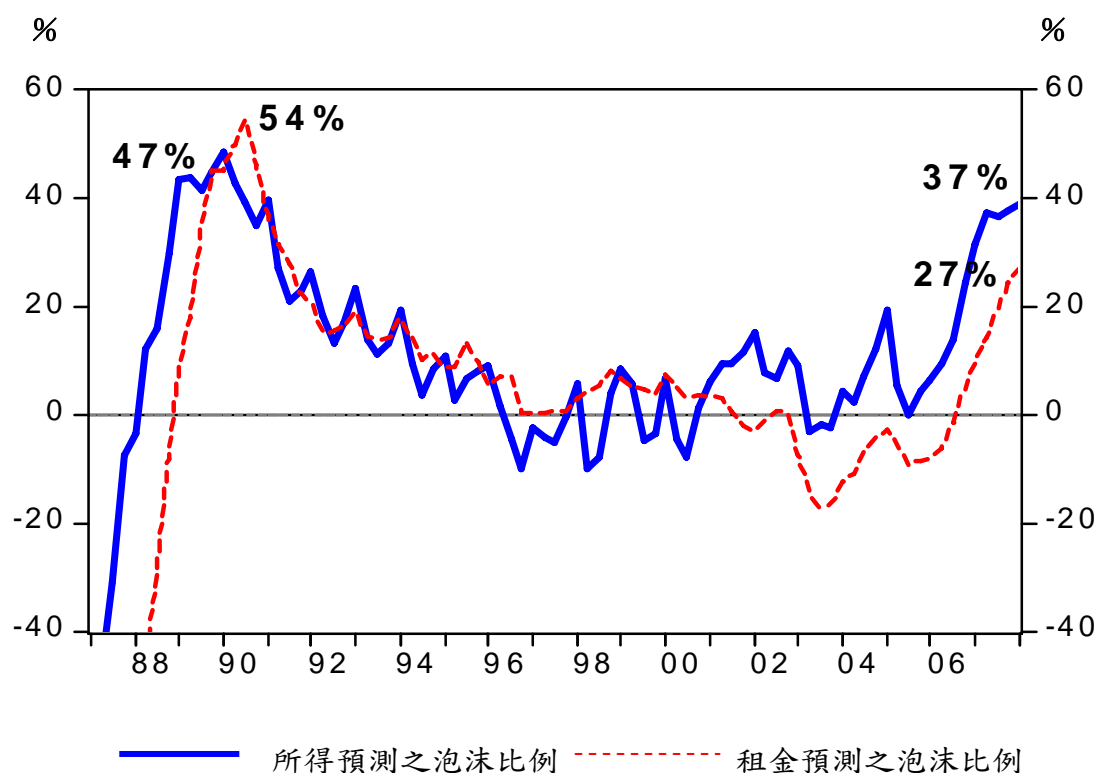
不論從房價與租金之關係或是由房價與所得之關係，兩者都可具體反映出市場上出現泡沫化之情形，且藉由平均數差異 t 檢定及 Wilcoxon 檢定發現統計量不顯著異於 0，代表兩者具有略為一致性之表現（見表五）。另由表六及圖九可比較兩者泡沫之統計量與其走勢差異。租金所推算之泡沫的峰態係數小於 3，代表泡沫價格較穩定，相較之下反映出租金變數較不敏感；而由所得推估泡沫的峰態係數大於 3，代表泡沫價格波動幅度較大，反映出國人所得偏低，以至於透過所得還原之房價基值較低。

表五 泡沫差異顯著性檢定

	統計量	P 值
平均數差異 t 檢定	1.616564	0.1078
成對母體 Wilcoxon/Mann-Whitney 檢定	0.994178	0.3201

表六 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



圖六 不同基值理論下觀測之泡沫價格占市價比例圖

陸、結論

泡沫化是討論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，租金有其僵固性，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，故本文認為家戶所得更能反映基要價值。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優點的狀態空間模型進行實證分析，分析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？本文希冀可明確指出衡量台灣房地產泡沫之基值以何者較為適當。

本研究與過去國內相關文獻比較而言，周世賢(1994)、林祖嘉、林素菁(1996)分別使用資產訂價模型及隨機折現模型計算市場基值，兩者皆研究出泡沫存在於住宅市場，但未計算出泡沫價格；張金鵠、楊宗憲(1999)採用 Abraham 和 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，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還原房價基值後，經實證結果均指出台北市住宅市場存在泡沫現象，兩者之泡沫規模結果略為相同。首先以房價租金隨機折現模型之應用而言，實證發現不動產之風險溢酬約為 0.1%，預期的年報酬率為 1.2%，且其折現率約為 0.93。泡沫之估計上發現 1988~1990 年泡沫價格不斷向上成長，1989 年第 1 季起，泡沫價格開始為正值，泡沫價格在市場上快速成長，於 1990 年第 3 季達到最大化，泡沫價格占市價約 54%。近期來房價不斷攀升，泡沫價格占市價約 27%。另一方面，由房價所得的實證結果發現不動產風險趨避係數約為 1.72，符合風險低於一般股票市場。此外，泡沫價格在 1990 年第 1 季達至高峰，實際房價約為基要價值的 1.88 倍，泡沫價格占市價約 47%。而近期之實際房價約為基要價值的 1.6 倍，泡沫價格占市價約 37%，與過去相較下，有顯著的泡沫跡象存在。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」皆是衡量泡沫化很好的指標。

本文認為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，使租買選擇權理論在市場上並不完善發揮效用，造成國內的租金呈現僵固性，未能妥當還原成房價基值去計算泡沫價格，故本文分別從租金、所得建立不同之房價基值模型。此外，由於泡沫為不可觀察之變數，過去研究泡沫化現象，多檢定模型之殘差項是否穩定；又或將其視為泡沫價格比例。然透過狀態空間模型的應用，不僅可瞭解市場是否存在泡沫化，更可確實分析泡沫之走勢及市場狀況。因此本文不僅更進一步的對基要價值進行分析，並改進採用其他相關研究方法，希冀能釐清台北市房價泡沫化問題。以台灣而言，從本研究實證結果之泡沫規模走勢可發現，採用法戶所得去衡量泡沫價格的現象，其效果與過去所採用租金收益的方式略為相同，且兩者皆有一致的表現。故兩者都是衡量泡沫化之重要指標。其中最令人擔憂的是，房價成長幅度大於所得增長速度，

目前房價仍持續攀升，而本研究所得推估之泡沫價格占市價約三成，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。另一方面，研究資料顯示所得的成長幅度小，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，值得更進一步去探討。

參考文獻

1. 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。
2. 林秋瑾（1996），台灣區域性住宅價格模式之建立，政大地政學報，29-49
3. 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，第二期，49-66
4. 徐滇慶（2006），『房價與泡沫經濟』，北京：機械工程出版社。
5. 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，第十卷，第一期，51-66。
6. 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，第67期。
7. 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。
8. 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，住宅學報第十四卷第二期，27-49。
9. 張金鶚（2003），『房地產投資與市場分析』，台北：華泰書局。
10. 陳明吉（1990），房地產價格變動因素之研究，台灣銀行季刊，220-244
11. 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，第38卷第4期，第89-107頁。
12. 薛立敏（1990），台北市房價上漲決定因素之估計，當前金融情勢與物價問題研討會，1990年6月，中研院經濟所主辦。
13. Hamilton, J. d.著，劉明志譯(1999)，『時間序列分析』，北京：中國社會科學出版社。
14. Abraham, J. M and Hendershott, H. P. (1996).Bubble in Metropolitan Housing Markets.*Journal of Housing Research*,7(2),191
15. 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.
16. Bertus, M. and Stanhouse, B. (2001). Rational Speculative Bubbles in the Gold Futures Market: An Application of Dynamic Factor Analysis. *The Journal of Futures Markets*, 21(1), 79.

17. Black, A., Fraster, P., and Hoesli, M. (2006). House Prices, Fundamentals and Bubbles. *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(9/10), 1535.
18. Blanchard, O.J and S. Fisher (1989). *Lecture on Macroeconomic*, The MIT Press, Cambridge,Mass
19. Bjorklund, K., and Soderberg, B. (1999). Property Cycles, Speculative Bubbles and the Gross Income Multiplier. *The Journal of Real Estate Research*, 18(1), 151.
20. Bourassa, S. C., Hendershott, P. H., and Murphy, J. (2001). Further Evidence on the Existence of Housing Market Bubbles. *Journal of Property Research*, 18(1), 1.
21. Burmeister, E., and Wall, K. D. (1982). Kalman Filtering Estimation of Unobserved Rational Expectation with Application to the German Hyperinflation. *Journal of Econometric*. 20,255
22. Capozza, D.R., P.H. Hendershott and C. Mack (2004), An Anatomy of Price Dynamics in Illiquid Markets: Analysis and Evidence from Local Housing Markets, *Real Estate Economics*, Vol. 32, 1–32.
23. Case, K. E and Shiller, R. J (2003). Is There a Bubble in the Housing Market?/Comments and Discussion. *Brookings Papers on Economic Activity*(2), 299.
24. Campbell, J. Y., and Shiller, R. J. (1988). The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors. *The Review of Financial Studies (1986-1998)*, 1(3), 195.
25. Clark, T.E. (1995). Rents and Prices of Housing Across Areas of the United States: A Cross-Section Examination of the Present Value Model. *Regional Science and Urban Economics*, 25(2), 237.
26. Chan, H. L., Lee, S. K., and Woo, K. Y. (2001). Detecting Rational Bubbles in the Residential Housing Markets of Hong Kong. *Economic Modelling*, 18(1), 61.
27. Chen, M-C and Patel, K. (1998). House Price Dynamics and Granger Causality: An Analysis of Taipei New Dwelling Market. *Journal of Asian Real Estate Society*, 1(1), 101-126
28. Commandeur, J. J. F., and Koopman, S. J. (2007). An introduction to State Space Time Series Analysis. *NewYork : OXFORD* °
29. Diba, B. T., and Grossman, H. I. (1988). Explosive Rational Bubbles In Stock Prices? *The American Economic Review*, 78(3), 520.

30. Gilbert, P. D. (1993). State Space and ARMA Model : An Overview of the Equivalence
31. Farlow, A. (2004), UK House Prices: A Critical Assessment, *Part One of a report prepared for the Credit Suisse First Boston Housing Market Conference in May 2003*(London: Credit Suisse First Boston (CSFB), January,
32. Ferná'ndez-Kranz, D., and Hon. M. T. (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.
33. Flood, R. P., and Hodrick, R. J. (1986). Asset Price Volatility, Bubbles, and Process Switching. *The Journal of Finance*, 41(4), 831.
34. Froot, K. A., and Obstfeld, M. (1991). Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices. *The American Economic Review*, 81(5), 1189.
35. Giussani, B. and Hadjimatheou, G. (1991). Modelling Regional House Price in United Kingdom, *The Journal of the Regional Science Association International*, 70(2), 201-19.
36. Hamilton, J. D. (1985). Uncovering Financial Market Expectations of Inflation. *The Journal of Political Economy*, 93(6), 1224.
37. Hamilton, J. D. (1986). On Testing for Self-Fulfilling Speculative Price Bubbles. *International Economic Review*, 27(3), 545.
38. Hendry, D. F. (1984). Econometric Modelling of House Prices in the UK, in *Econometrics and Quantitative Economics*, Hendry, D. F. and Wallis, K. F. (eds), Basil Blackwell, Oxford.
39. Hui, E. C. M., and Yue, S. (2006). Housing Price Bubbles in Hong Kong, Beijing and Shanghai: A Comparative Study. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 33(4), 299.
40. Kim, C. J., and Nelson, C. R. (1999). State-Space Model with Regime Switching. London, England : The MIT Press. Cambridge, Massachusetts.
41. Krainer, J. (2003). House Price Bubbles. *FRBSF Economic Letter*, 2003(6), 1.
42. Lau, E. E. L., Tan, G. K. R., and Rahman, S. (2005). Assessing Pre-Crisis Fundamentals In Selected Asian Stock Markets. *The Singapore Economic Review*, 50(2), 175.
43. Lin, C.C.(1993). "The Relationship between Rents and Prices of Owner-Occupied Housing in Taiwan," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 6, 25-54,1993.
44. Merton, R.(1973). An Inter-Temporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica*

(pre-1986), 41(5), 867.

45. Milne, A. (1991). Incomes, Demography and UK House Prices, *Centre for Economic Forecasting Discussion Paper No 30-90*, London Business School
46. Stiglitz, J. E. (1990). Symposium on Bubbles. *The Journal of Economic Perspectives* (1986-1998), 4(2), 13.
47. Smith, M. H., Smith, G., Mayer, C., and Shiller, R. J. (2006). Bubble, Bubble, Where's the Housing Bubble?/Comments and Discussion. *Brookings Papers on Economic Activity*(1), 1.
48. Sutton, G.D. (2002), Explaining Changes in House Prices, *BIS Quarterly Review* (October),46–55.
49. Roche, M. J. (2001). The rise in house prices in Dublin: Bubble, fad or just fundamentals. *Economic Modelling*, 18(2), 281.
50. 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.
51. Xiao,Q., and Tan, G. K. R. (2007). Signal Extraction with Kalman Filter: A Study of the Hong Kong Property Price Bubbles. *Urban Studies*, 44(4), 865-888.