

五都房價是否泡沫化?

Do the housing prices of the major five cities in Taiwan have bubbles?

李政峯¹

國立高雄應用科技大學企業管理系 教授

jflee@cc.kuas.edu.tw

連春紅²

崑山科技大學 國際貿易系 副教授

chlien@mail.ksu.edu.tw

林亞蒨³

國立高雄應用科技大學企業管理系 研究生

penny741019@hotmail.com

摘要

房地產產業是國家經濟發展和民生問題的重要支撐，也具有投資兼消費之功能，近期五都房價的高漲，許多人對於房價上漲幅度是否已偏離支撐房價的實質經濟活動開始產生疑問，亦即房地產市場是否存在價格泡沫，本研究以五都地區運用單根檢定、Johansen 共整合檢定及誤差修正模型實證方法，探討五都房價與所得是否存在長期均衡關係。單根檢定結果顯示，高雄市在縣市合併前拒絕數列存在單根的虛無假設，所以無泡沫化；台北市、新北市、台中市、台南市，無法拒絕數列存在單根的虛無假設，所以有泡沫化；共整合分析結果顯示，台北市及高雄市在縣市合併前皆存在共整合關係，所以無泡沫化；新北市、台中市、台南市皆不存在共整合關係，所以有泡沫化。

關鍵詞: 單根檢定、共整合檢定、房價所得比、泡沫化

Key words: Unit root test, Co-integration test, Housing price to income ratio, Housing bubbles

1. 緒論

1.1 研究背景與動機

近期五都升格合併為最新的熱門議題，受惠於經濟復甦，近年房市景氣推升下，促使房價日趨高漲，自金融海嘯以來，美國實施三次量化寬鬆(QE, Quantitative easing)政策救市，台灣房市在土本資金為主的買盤追價及遺贈稅下調至 10%下，大量資金流入不動產市場。據信義房價指數統計，雷曼兄弟事件五周年來，五都房價漲幅平均都超過七成(聯合新聞網，2013)。

由於房地產具有投資兼消費之功能，亦在現代社會代表著財富與成就的象徵，然而台灣人根深蒂固的觀念認為「有土斯有財」，儘管所得不足以支付高房價，但眾多消費都仍願意採用長期支付貸款方式去購屋，都期待能擁有一棟屬於自己的房子，才是完美人生的註腳。Englund et al.(2002)與 Flavin and Yamashita(2002)指出房屋是構成美國家庭資產組合的最重要元素，而房地產佔個人總財產的比例通常非常的大。就理論而言，市場均衡價格是由供給和需求共同決定的，而所得更是代表房價需求面的重要指標，Ferna'ndez-Kranz and Hon(2006)曾表示泡沫化(Bubble)是由異常的需求波動造成價格上漲的現象，加上國人的預期心理支撐，使得近期國內的房價仍維持著繼續攀高的走勢，除此之外，全球中央銀行聯手救市，彭淮南指出(中時電子報，2008)，考量通膨預期降低、景氣下降風險升高，為助於提振景氣，自全球爆信用危機以來，第三度降息，使利率到達史無前例的 1%水準，在低利率政策，使得流通在外的貨幣大大提升，因此整體房價進而水漲船高，但在房價快速飆漲的同時，在家戶所得只有小幅成長的情況下，究竟是什麼力量在支撐房價?何時又再現另一波歷年來的泡沫危機?

房地產產業是國家經濟發展和民生問題的重要支撐，也就是因為房地產業具有如此重要的地位，所以幾乎每個國家的執政團隊都不得不對其賦與了最大的關心。近期五都房價的高漲，伴隨著經濟成長，房地產市場的發展也相當迅速，由於投機活動相當的盛行，導致投資客一窩蜂的湧入房市場，渴望在房地產市場買賣價差獲取利潤不在少

數，如何正確掌握房價走勢的變化，才不會低估或高估目前的價格走勢，避免在房地產市場套牢，一直為大家所關注的議題，鑑此，提供決策者和投資者做決策之參考。

過去文獻對於房市泡沫化相關研究相當多，透過不同變數的穩定關係與否來證實泡沫化的存在，如王景南等(2011)運用改良式單根檢定，利用資產發生泡沫時在資產價格上進行檢驗，分析台北市、台北縣、台中市與高雄市是否有泡沫化現象；張金鵠等(2008)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，藉由房價、租金、所得之關係，研究台北市房價是否有泡沫化現象。

據此，本研究首先以五都之房價與所得比值(PIR, Housing Price to Income Ratio)之數列作為實證對象，並透過單根檢定方法去檢驗房價與所得是否存在長期均衡關係；此外，為使實證結果更加穩健，進一步使用 Johansen 共整合分析法來探討五都房價與所得之間，是否存在長期均衡關係，若具有共整合關係，則表示房價沒有泡沫化的現象。然而，國內外研究尚未用此方法探討五都房市泡沫化現象，透過 Johansen 共整合分析法為主軸，進行檢定變數的優點，可對五都房市泡沫現象再釐清。此外，本文依據家戶可支配所得作為房價基要價值之設定，可降低從總體面上因基要價值因素假設之不同，所造成泡沫檢定有誤之機率。故本文希冀以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五都泡沫現象。

1.2 研究目的

(1)對縣市合併之前的資料進行分析，首先以單根檢定對五都房價所得比進行檢定，其次，再使用 Johansen 共整合分析法來探討五都房價與所得之長期均衡關係是否存在，並討論其長短期動態關係。透過這些分析，客觀呈現南部地區及北部地區差異情形。

(2)縣市合併之前房價是否存在泡沫化?並探討縣市合併之後的房價趨勢。

1.3 研究範圍與限制

(1)本文以縣市合併之前(2011年之前)樣本做為研究，由於縣市合併之後資料短少，且縣市合併之前和之後的數據有差異，為避免產生研究誤差，2011年之後便不在本研究所涵蓋之範圍與限制內，本研究僅作簡單的房價概述。

(2)根據洪淑娟(2008)實證結果指出預售屋房價指數與所得存在因果關係，中古屋房價指數則無關係，表示價格相對較高的預售屋易受民眾的所得高低影響，故本研究之樣本採用國泰預售屋房價成交指數季資料，來進行檢定。

2. 文獻探討

本研究認為房屋實際價值基本上會遵循基要價值的變動，一旦偏離基要價值就會產生泡沫化，泡沫化是在大眾不理性的行為下，過度預期未來會增值，造成價格短期升高偏離基要價值，使得市場上產生價格飆漲的結果。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。本研究根據 Blanchard and Fisher(1989)的定義，資產價值(Asset Price)等於基要價值(Fundamental Value)加上資產泡沫，運用單根檢定方法來進行研究，以家戶可支配所得為基礎的基要價值模型來探討是否存在泡沫化，運用「房價所得比」指標來衡量泡沫化，若兩者不存在長期均衡關係，則可視為房價透露出泡沫化的警訊，並且使用 Johansen 共整合分析法，檢定房價與所得兩者是否存在長期均衡關係，若具有共整合關係，則表示房價沒有泡沫化的現象。

2.1 泡沫的定義

在經濟體系中，房市泡沫化與經濟成長發展有關，亦即房市泡沫與泡沫經濟息息相關。泡沫經濟是指資產價值超越實體經濟，因而喪失持續發展能力的總體經濟狀態；泡沫經濟經常由大量投機活動支撐，然而，由於缺乏實體經濟的支持，因此，其資產猶如泡沫一般容易破裂，經濟學上稱之為「泡沫經濟」。亦即經濟發展到一定的程度以後，經常會由於支撐投機活動的市場不如預期而破滅，並導致資產價值迅速下跌，形成經濟學上所謂的泡沫破裂。

資產價格泡沫化主要是由於投機活動的盛行，遂而導致整體市場經濟失衡的現象。換言之，泡沫所指的即是某一資產的價格大幅度溢價，而該溢價的部分是由於投機性需求或是非實質面需求推升而成，進而使價格偏離其基要價值所能撐的水平稱之。Stiglitz(1990)表示當投資者預期未來價格會高漲時，以更高的價格出售資產，使得資產的價格增加，投資人產生財富的幻覺，假使純粹因投資者相信明天可出售的價格較高使得今天的價格上升，因此背離了經濟的基本面的膨脹現象，則存在泡沫化(Case and Shiller, 2004)，換言之，當資產價格高於基要價值，則產生泡

沫化現象。根據 Blanchard and Fisher(1989)的定義，資產價值等於基要價值加上資產泡沫，在理性預期的假設下，實際的資產價值必須要服從基要價值，當實際的資產價值偏離市場基要價值時，即隱含投機泡沫，Kroszner(2003)認為資產價值泡沫是「市場中表現出錯誤的資產價值」，Kindleberger(1987)更進一步表示，泡沫就是資產在一個連續過程中突然上漲，吸引更多投機者進入市場，推動價格進一步的上漲，而隨著價格的逆轉發生價格暴跌，最終以金融危機收場，泡沫成分使價值增長的速度高於市場基要(Market Fundamental)解釋的能力。

Fernández-Kranz and Hon(2006)認為泡沫化是由異常需求的波動造成價格上漲，使資產價值大幅超過其基要價值，造成價格異常飆漲的現象。而 Himmelberg, Mayer and Sinai(2005)認為當房地產買方預測未來房價會上漲，而願意以高於目前價格買進房產，將使價格的上揚進而推升房地產的泡沫化。Flood and Garber(1980)認為：「當日前的市價會因預期的市價變動率，產生同向的變動時，這種市價的變動，完全是一種對價格變動的自我預期實現(Self-fulfilling expectation of price change)現象，與市場基要部分無關，此即價格泡沫」。Diba and Grossman(1988)也認為：「理性泡沫之所以產生，乃是一種自我肯定的信念(Self-confirming belief)，相信資產價格不止受市場基要的影響，且受其他變數的影響」。

2.1 泡沫形成原因

(1)心理預期(Expectation)

預期是人們參與經濟活動時對未來狀況的一種判斷，是一種複雜的心理活動。預期可以使未來的資產價格發生變化，假設在市場上資產均衡價格，當需求者預期價格將下跌時，提前形成反映未來的價格下跌；相反，當需求者預期價格將上升時，提前形成反映未來的價格上升。泡沫現象被認為是過度的投資所引起，亦即受到回饋理論(Feedback)的影響，Shiller(2002)提到最常見的回饋理論是基於「調節預期心理」，也就是說，投資者交易根據過去資產價格的趨勢，而不是針對實際的價格，當過去的資產價格高漲，刺激投資人預期未來的價格會繼續加強，因此，回饋理論機制開始運作，投資人信心增加，大量進入市場，進而帶動價格高漲，即交易決定房地產市場未來的需求變化，而預期市場未來需求的變化決定未來房地產市場的價格。首先，房地產價格增加的比率超過貸款利率，房地產預期價格就會反應出來，在這個時間點，投資者透過價差來達到投機目的；第二，在買賣之間有時間差，提供投機的可能性，最後，因為不完全的市場機制和訊息的不對稱，導致投機者利用價格套利行為來達到他們的預期效果(Yifei, Huawei and Junping, 2009)。

Shiller(2001)利用回饋理論解釋了股市泡沫的產生、放大以及破滅過程，股票價格的上漲增強了投資者的信心和期望，這些投資者進一步哄抬物價，從而吸引更多的投資者，造成價格的進一步上漲。隨著回饋論理的進行，投資者的信心增長達到最高點，投資者群體中會存在兩種不同觀點：一種是股市會一直上漲，繼續持股可以盈利；另一種是股票內在價值難以支撐過高的股票價格。當一些突發事件出現時，後者占據上風，導致股市泡沫破滅。

(2)從眾行為 (Herd Behavior)

投資人的不完全理性預期和投機行為決定了他們的從眾行為。從眾行為的含義是：當行為決策人或者因為信息不對稱，或者因為缺乏信息識別的專門知識而產生對行為後果不確定性的認識時，往往需要對周圍人的行為進行判斷以提取信息，並採取類似的行為。

金融市場中的從眾行為是一種特殊的非理性行為，它是指投資者在信息環境不確定的情況下，行為受到其他投資者的影響，模仿他人決策，或者過度依賴於輿論（即市場中的壓倒多數的觀念），而不考慮自己的信息的行為。由於從眾行為涉及多個投資主體的相關性行為，對於市場的穩定性和效率有很大影響，也和金融危機有密切的關係。1936年凱恩斯在《就業、利息和貨幣通論》中所列舉的“選美”的比喻形象地說明人們從眾心理：每個人都不要選他自己認為最美。Shiller(1984)指出投機者購買金融資產，並不是他自己認為所購買的資產價值高，而是他預期會有人以更高的價格來購買。

這種“模仿傳染”會使金融市場上的金融資產價格大幅上升或下跌，造成市場的極度波動。金融市場是大眾化的集中交易市場，金融資產的價格由供需力量相對強弱所決定。金融市場供需力量除反映主體實際的經濟需要外，更多地反映出他們追逐利潤和迴避風險的動機，這種動機主要決定於對市場的預期。在高度分散的大眾化金融市場中，個人投資者有跟從主流心理的傾向，即表現出明顯的從眾心理。

(3) 信息不對稱條件下的博弈

傳統經濟學認為，金融市場是一個效率市場：即金融市場的參與者在理性預期的基礎上進行決策。金融市場中信息對每一個參與者都是平等的，每一個參與者都會利用一切有用的信息，因而市場上所有信息都會很快被市場參與者理解並立刻反映到市場價值中。這是傳統經濟學家“有效市場假說”的前提條件和推導邏輯。然而，在現實經濟生活中，完全信息的搜索成本對於個人和企業而言非常巨大，因而人們做出預期的信息往往是不完全的；從另一個角度來看，即使具有充分的信息，這些信息實際上也是過去的資料。

Calverley(2009)提出有效率的市場假說(Efficient Market Hypothesis)認為投資者完全有理性不受情感和其它行為等因素的影響。但是投資者是人們，人們有時表現得非理性，這非理性的行為在泡沫期間是非常明顯的，因為泡沫的存在基本上是投資者不理性的行為所造成的。Shiller(2002)提及有效率的市場假說並非完全正確，資產價格應該充分揭露所有已公開資訊，所以民眾無法藉由買低賣高來賺取價差，可能是市場不夠有效率或者是模型沒有正確的計算出資產價格以及實證結果的解釋不同所致。

然而，由於房地產交易具有很大的資訊不對稱，所以一些文獻指出，房地產市場屬於缺乏效率(Inefficiency)市場(Albrecht et al., 2009；Case and Shiller, 1989；Case and Shiller, 1990)。Blanchard and Watson (1982)認為即使理性的行為存在，但投機泡沫是無可避免的，這些歷史上重大的泡沫事件都是基於非理性的行為因素所產生的，但是在很多市場泡沫理論和合理性行為是能共存的，並認為理性的泡沫存在是由於理性的行為加上預期心理導致資產價值偏離基要價值的結果。Abreu and Brunnermeier (2003)認為理性的套利者意識到股票基本價值高於市場價值最終導致瓦解的事實，他們會在泡沫持續擴張的同時持有股票，最後在泡沫破裂的前一刻賺取高額利潤，但是市場上這些現象是不存在同時進行的，使得泡沫逐漸擴大，當股價上漲至某價位附近，產生大量賣壓，使股價停止上升，甚至回跌，大量的持股者開始爭相拋售股票，造成股價嚴重下跌，而導致泡沫產生。

2.2 基要價值之認定

基要價值的定義大致上可分為下列三類，(1)資產現值模型(Stiglitz, 1990；Hamilton, 1985；Bjorklund and Soderberg, 1999)。(2)房價基值的變動率受總體經濟因素影響(Abraham & Hendershott, 1996；Bourassa et al., 2001)。(3)家戶可支配所得為基礎的基值模型(Black et al., 2006)，而這也就是本文對基要價值的定義。

(1) 資產現值模型

在完全競爭市場中，無風險與無不確定的情況下，一個能持續產生收益的資產，其價值乃是未來每期的純利益，經由適當的還原利率，貼現至現期價值的總和，此價格稱為市場基要價值，此模型稱為現值模型，由於房地產亦是資產的一種，國外學者對於資產現值模型的研究豐富，林祖嘉與林素菁(1995)及 Black et al.(2006)分別使用房價房租比及可支配所得運用現值模型推估其基要價值，基要價值與市場價值的差異即可推估泡沫化程度。林祖嘉與林素菁(1995)僅使用單根檢定，檢定三段區間之台灣房地產市場是否有泡沫，其實證結果顯示，台灣地區房地產市場長期不存在泡沫現象，短期則是存在泡沫。

Chan, Lee and Woo(2001)就利用資產現值模型，定義市場基要價值為預期租金收入現值總和，其分析香港各區的房屋實際價值是否高於基要價值，也就是觀察房市是否有泡沫化之情形，實證結果指出香港的三個城市地區有泡沫化的情況，且認為使用資產現值模型研究房市是否有泡沫，可能存在不可觀察的假設錯誤。

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。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基要價值，是最常使用的房價估計法，但台灣租賃市場租金資訊不透明，而且租約期限造成租金僵固性問題，使租金落後於房價，且國內在資本利得偏高下，使得房租偏低，以台北市為例，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，而曾建穎等(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基要價值，值得懷疑。

(2)房價基要價值的變動受總體經濟因素影響

任何市場股票市場、黃金市場、外匯市場等的走向皆會受到總體大環境的影響，房地產市場的基礎價值亦也隱含總體因素的存在。因此也有文獻將總體變數當作基要價值估計房地產價格是否有泡沫現象，大體而言，台灣房地產的價格乃是由市場供需所決定。這可由兩方面來說，一是成本的推動，一是需求的拉動。但就整體而言，影響房地產市場變動因素十分繁雜，包括政治、經濟、社會、政策與房地產市場本身等方面，有鑑於此，與了解房地產市場，除了從房地產本身去研究，也需要從廣大的總體經濟因素去考量。Belke and Wiedmann (2005)與 Liu and Yue (2005)利用許多總體變數分別分析美國房地產市場是否存在泡沫現象及中國大陸房價與總體變數之間相互影響之關係。

Hui and Yue(2006)以時間序列分析中的共整合檢定，討論香港、北京與上海的房價與總體經濟變數的關係，若香港、北京與上海的房價與總體經濟變數存在長期均衡，則房價沒有泡沫化的現象。反之，房價可能存在泡沫化的威脅，除香港外，他們發現上海存在嚴重的泡沫化現象；而北京的房價，則存在微弱的泡沫化現象。儘管房價與總體經濟之關係密切，由供需面之總體因素作為決定基要價值之變數，難以藉由這些少數的總體資料變數作為全部基要價值因素的代表，因此若採用此方式計算房價基要價值，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；另一方面迴歸殘差包含模型設置錯誤(Misspecification)的可能性存在，使泡沫價格的衡量結果有誤。

(3)家戶可支配所得為基礎的基要價值模型

Englund et al.(2002)與 Flavin and Yamashita(2002)指出房屋是構成美國家庭資產組合的最重要元素，而房地產佔個人總財產的比例通常非常的大，顯示家庭所得是住宅負擔能力重要的影響因素，更是構成房價基值的重要因素。張金鶚等(2009)表示台灣自有住宅的比率相當的高，故從所得的角度來衡量房價是否有泡沫，應是較適合的研究方向，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。

陳明吉等(2003)以 Engle and Smith(1999)提出之 stopbreak 模型，檢視台灣市場住宅負擔能力是否有惡化的情形，作者發現台灣住宅價格與所得兩者雖有短暫背離的情形，然而長期仍存有共同趨勢之關係。從相關研究得知所得與住宅價格呈現正向關係，且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)，而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 和 Hadjimatheou，1991；Milne，1991；Chen and Patel，1998)，一般來說，所得為影響房價需求面之要素，當民眾的所得提高時，將更有能力去負擔房價或房貸，對於房價的影響應該是屬於正面效應。楊雅茜(2010)實證出美國 1991 年一月至 2009 年十月房價指數與個人所得標準化後之走勢圖，亦大略呈現正向關係，但所得的波動似乎大過房價的波動，McCarthy and Peach(2004)等文獻曾使用個人所得來解釋房價的走勢，本文亦欲以家戶可支配所得為基礎的基要價值模型進行此分析。

2.3 小結

本文認為所得是研究泡沫的重要指標，透過二變數之變動可觀察房價泡沫化現象，首先是運用「房價所得比」，其次是運用「房價成交指數」和「家戶可支配所得」，更能反映出房價基要價值。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五都房市泡沫化現象之模型，故本文分別從房價所得比及房價成交指數與家戶可支配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 Johansen 共整合分析法研究之，其他使用共整合分析法研究泡沫現象者，像是謝明芳(2012)使用 Engle-Granger 共整合模型檢定得知，中國大陸沿海與經濟特區之城市，房價與房租不存在長期穩定共整合關係；林靖軒(2011)採用房價所得比，利用 Panel Cointegration 檢定法，選用美國 30 大都會為研究對象，加以檢定房價泡沫化問題；Dreger and Zhang(2010)以追蹤資料共整合方法，探討中國大陸 35 個主要城市房價與總體變數之間是否存在長期均衡關係，及其泡沫化程度。然而，國內相關文獻尚未採用 Johansen 共整合分析法研究五都房價泡沫化現

象，因此本文先從房價與所得之相互關係建立基要價值模型，透過 Johansen 共整合分析法為主軸進行分析，並透過不同的方法對五都房市泡沫現象再釐清。

3.研究方法

首先本研究主要探討五都房價泡沫化現象，以房價所得比來檢定是否為定態數列，本研究採用傳統之 ADF 單根檢定法(Augmented Dickey-Fuller Test)、Phillips-Perron 單根檢定(簡稱 PP 單根檢定)以及 DF-GLS 單根檢定法(Dickey-Fuller Test with GLS)，並輔以檢定力較高之 NP(Ng and Perron)單根檢定法來進行單根檢定，以提昇檢定的正確性，當房價所得比呈現非恆定的狀態時，表示房價可能存在泡沫化的疑慮；相反地，當房價所得比呈現恆定的狀態時，則表示房價不存在泡沫化的問題。

接下來，使用的資料為成交價指數(P_t)與家戶可支配所得(Y_t)，進行 ADF、PP、NP 單根檢定法，確認資料是否為定態，再進一步採用 Johansen (1991)的多變量共整合分析方法，檢定變數間是否有存在共整合關係。在數列存在共整合關係時，則以向量誤差修正模型(VECM)之同時包含短期動態與長期訊息的性質，來探討變數間的變化程度。本研究首先以五都之房價與所得比值之數列作為實證對象，並透過單根檢定方法去檢驗房價與所得是否存在長期均衡關係；此外，為使實證結果更加穩健，進一步使用 Johansen 共整合分析法來探討五都房價與所得之間，是否存在長期均衡關係，若具有共整合關係，則表示房價沒有泡沫化的現象。

3.1 ADF 單根檢定

Dickey-Fuller test (DF 檢定) 為單根檢定之始祖，其重要假設為誤差項須符合白噪音 (white noise)，若數列中含有自我迴歸與移動平均時，模型的誤差項就會存在序列自我相關的現象，違反誤差項須符合白噪音(white noise)。為修正此情況，Said and Dickey 在 1984 年擴展了 Dickey-Fuller 於 1979 之單根檢定，提出在原 DF 檢定模型中加入 AR(p) 之落後項，並根據 Akaike 在 1973 提出之 AIC (Akaike Information Criterion)與 Schwarz 於 1978 所提出之 SBC (Schwarz Bayesian Criterion)選取模型檢定量最小之落後期數作為最適落後期的參考依據(引自江百璋，2013)。其檢定式的三種模型如下：

1、無截距項與趨勢項(random walk)

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

2、有截距項、無趨勢項(random walk with drift)

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

3、有截距項與趨勢項(random walk with drift and trend)

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

模型中 Δ 表一次差分運算因子， α 為截距項(drift term)， t 為時間趨勢項， p 為最適落後期數， ε 為殘差項。欲檢定的假設如下：

$$\begin{cases} H_0: \rho = 0 & (y_t \text{ 具有單根，為非恆定的時間數列}) \\ H_1: \rho < 0 & (y_t \text{ 不具有單根，為恆定的時間數列}) \end{cases}$$

3.2 PP 單根檢定

DF 單根檢定與 ADF 單根檢定這兩種方法都隱含了檢定式的殘差項必須是無自我相關並且為同質變異，但這種條件並不是每次都會滿足，有很大的機會會降低前述兩種檢定的檢定力，Phillips and Perron(1988)提出 PP 單根檢定，可以解決相關產生的問題。PP 單根檢定的虛無假設與 ADF 相同，虛無假設為序列具有單根(H_0 : has a unit root)，可以檢定以下三種型態的數列否定態：

1、不包含時間趨勢項、不包含截距項:

$$\Delta y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

2、不包含時間趨勢項、包含截距項:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

3、包含時間趨勢項、包含截距項:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t \quad (6)$$

檢定假設如下:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_1 = 0 \\ H_1: \alpha_1 \neq 0 \end{cases}$$

當結果顯著拒絕虛無假設時，表示此數列不存在單根為定態數列。反之，此數列無法顯著拒絕虛無假設，表示數列可能存在單根為非定態數列。

3.3 DF-GLS 單根檢定

若實際資料產生過程為 AR (1)模型，且其係數相當接近一時，將導致傳統的 ADF 和 PP 檢定的檢定力低落，造成無法拒絕其虛無假設。除此問題外，Schwert (1989)指出，當實際資料存在移動平均(moving-average)時，將導致 ADF 和 PP 檢定出現型 I 誤差。因此 Elliott, Rothenberg, and Stock (1996)提出 DF-GLS 檢定，與 ADF 檢定不同之處，DF-GLS 檢定首先以 GLS 法去除固定趨勢，之後再採用下列 ADF 迴歸式進行估計：

$$\Delta y_t^d = \pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta y_{t-j}^d + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中， y_t 為去除趨勢後的數列。

虛無假設為序列存在非恆定現象，即是：

$$H_0: \pi = 0, H_a: \pi < 0 \text{ (左尾檢定)}$$

以 t-統計量檢定上述假設，其中最適落後期選擇需搭配修正 AIC (modified AIC, MAIC)或修正 SIC (modified SIC, MSIC)，DF-GLS 檢定的漸近分配與 ADF 檢定相同。

3.4 NP 單根檢定

一般而言傳統的單根檢定法中，可能會產生兩個問題：(1)DeJong et al. (1992)提出當 AR(p)的解相當接近且其數值非常小時，會導致其檢定力的不足；(2)Schwert(1989)、Perron and Ng(1996)相繼提出當 MA(1)的殘差項為負根且數值很大時，會產生型 I 誤差扭曲的問題 (size distortions)。因此，NP 單根檢定法解決了傳統單根檢定可能發生的問題。Ng and Perron(2001)建構了三個檢定統計值 MZ_α ， MZ_t ， MSB 。

Ng-Perron 之檢定統計量如下：

$$MZ_\alpha = (T^{-1}y_T^2 - S_{AR}^2)[2T^{-2}\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2]^{-1} \quad (8)$$

$$MZ_t = MZ_\alpha \times MSB \quad (9)$$

$$MSB = [T^{-2}\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / S_{AR}^2]^{1/2} \quad (10)$$

虛無假設 H_0 : 數列非恆定，

對立假設 H_1 : 數列為恆定。

以上三式之檢定統計量都是根據 S_{AR}^2 ，其中 MZ_α 與 MZ_t 分別為 Phillips(1987)與 Phillips and Perron(1988)的修正後統計量；MSB 為修正 Bhargava(1986)中 R_1 的統計量。

3.5 Johansen 共整合檢定

Engle and Granger(1987)對共整合(Co-integration)定義為一組非定態時間序列變數的線性組合變成定態，則稱為共整合現象，隱含這些變數長期而言，是具有往「均衡方向調整」的特性。運用 Johansen 提出兩種的共整合檢定方法，分別為跡檢定(Trace test)和：最大特性根檢定(Maximum eigenvalue test)兩種，統計量分別說明如下：

1. 跡檢定(Trace test)

(1)檢定之假設為：

$$\begin{cases} H_0: \text{最大共整合階次為 } r \text{ (最多只有 } r \text{ 個共整合關係)} \\ H_1: \text{最大共整合階次為 } k \text{ (最多只有 } k \text{ 個共整合關係)} \end{cases}$$

(2)跡檢定量

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln[1 - \hat{\lambda}_i] \quad (11)$$

$\hat{\lambda}_i$ ：特徵根的估計值

T ：觀察值的個數

r ：共整合向量個數

如果虛無假設 H_0 為真，則 $\lambda_{r+1}, \lambda_{r+2}, \dots, \lambda_{r+k}$ 都會很接近零，則跡檢定量 $\lambda_{trace}(r)$ 會很小。

2. 最大特性根檢定(Maximum eigenvalue test)

(1)檢定之假設為：

$$\begin{cases} H_0: \text{最大共整合階次為 } r \text{ (最多只有 } r \text{ 個共整合關係)} \\ H_1: \text{最大共整合階次為 } r+1 \text{ (最多只有 } r+1 \text{ 個共整合關係)} \end{cases}$$

(2)最大特性根檢定量

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln[1 - \hat{\lambda}_{r+1}] \quad (12)$$

如果虛無假設 H_0 為真，則 $\hat{\lambda}_{r+1}$ 會很接近零，最大特性根檢定量 $\lambda_{max}(r, r+1)$ 會很小；反之，在對立假設成立時，此兩種檢定量會較大。

3.6 向量誤差修正模型

根據 Engle and Granger(1987)所提出的葛蘭哲展開定理(Granger Representation Theorem)，共整合與誤差修正模型間存在對應關係，當時間數列間存在著共整合關係，則數列的關係必可用誤差修正模型來表示；反之，適用誤差修正模型的數列，必具有共整合關係，所以若確定變數間存有共整合關係，表示變數間有一種長期的共同趨勢。在使用 VAR 模型進行變數間互動探討時，變數必須為定態之時間序列，若非定態則必須進行差分，使其成為定態時間序列，即可代入 VAR 模型。倘若變數具有共整合關係，在進行差分整合時，將會使短期偏離長期均衡之調整予以刪除，反而造成檢定方程式的設定錯誤以及產生估計值偏誤的現象，因此 Engle and Granger (1987)提出誤差修正模型(Error Correction Model, ECM)解決此問題，其認為，若兩變數存在同整合階次狀態，且存在共整合關係時，應採用誤差修正模型來探討變數間之互動關係。

Engle and Granger 對誤差修正模型做出以下的說明：

若兩個 I (1) 型態之數列存在共整合關係，則兩數列間的關係利用誤差修正模型來描 x_t and y_t 的長短期關係，表示如下：

$$\Delta y_t = \mu_y + \alpha_1(\beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1}) + \sum_{j=1}^p r_{1j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p r_{2j} \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (13)$$

$$\Delta x_t = \mu_x + \alpha_2(\beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1}) + \sum_{j=1}^p r_{3j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p r_{4j} \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (14)$$

簡化說明 VECM(1)：

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_y \\ u_x \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} (\beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1}) + \begin{bmatrix} r_{11} & r_{12} \\ r_{21} & r_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (15)$$

其中 y_t 表示數列 y 在 t 時點的變動量； x_t 表示數列 x 在 t 時點的變動量； $\alpha_1 < 0$ 、 $\alpha_2 > 0$ 為調整係數； Δy_{t-1} 、 Δx_{t-1} 衡量數列的短期關係； y_{t-1} 和 x_{t-1} 是衡量第 $t-1$ 期偏離長期均衡的程度，即誤差修正項； $(\beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1})$ 為變數離

開長期關係值的偏離值。假設當檢定之兩數列間具有共整合關係，則 $(\beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1})$ 應為恆定的數列。由(13)、(14)式的模型可知， y 數列的變動可由前一期的誤差修正項、前期 y 的變化及前期 x 的變化所解釋。同理 x 數列的變動亦可由前一期的誤差修正項、前期 x 的變化及前期 y 的變化來解釋。

誤差修正模型為藉由誤差修正項(ECT)來將實際值與長期理想值之間各期失衡狀況作調整，以使短期動態的模型能夠同時具有變數間的長期訊息。由於包括了變數的差分項與誤差修正項，誤差修正模型可以將變數間的長短期資訊均納入，如此不但可以解決假性迴歸的問題，還可避免若變數間存在共整合關係時，利用向量自我迴歸模型(VAR)會造成模型設定錯誤，而漏失長期重要之訊息。

4.實證結果與分析

4.1資料來源與分析

本研究主要以五都為主要選取的樣本，分別為台北市、新北市、台中市、台南市、高雄市。首先本研究以五都房價所得比(PIR)季資料作為分析樣本，資料來源為內政部不動產資訊平台-住宅統計-指標價格-房價所得比季資料庫，資料期間縣市合併之前台北市、新北市、台中市、高雄市為 2002 年第三季至 2010 年第四季，一共三十四筆資料，唯獨台南市因 2010 年以後內政部不動產調查區域範圍增加台南市部分，所以資料短少，只有 2010 年第一季至第四季，共四筆，為使實證結果更加穩健，本研究進一步以五都成交房價指數與家戶可支配所得加入 Johansen 共整合檢定，提升資料的正確性。

其次，Johansen 共整合檢定資料取自內政部不動產資訊平台-住宅統計-指標價格-五都成交房價指數；家戶可支配所得，為徵求資料的一致性，將家戶可支配所得年資料經平減後轉換為季資料，資料取自行政院主計總處家庭收支調查，資料期間各為縣市合併之前台北市、新北市、台中市、台南市、高雄市為 2000 年第一季至 2010 年第四季，一共四十四筆資料，進行資料分析。

4.2 單根檢定結果

表 4-1 各變數水準值之單根檢定表

房價所得比(PIR)	台北市	新北市	台中市	台南市	高雄市
ADF 值	0.9533	0.9560	0.2535	0.8396	0.1212
PP 值	0.9935	0.9843	0.3048	0.9516	0.0010*
DF-GLS 值	0.7827	0.9860	0.1313	0.6456	0.0177*
NP 值	-1.3899	0.1187	-0.1431	-0.2308	-2.9584*

註: 1.*代表在 5%顯著水準下，拒絕 H_0 : 單根之虛無假設。

本研究單根檢定之虛無假設為房價所得比具單根，由上表 4-1 得知，台北市、新北市、台中市、台南市皆無法拒絕數列存在單根的虛無假設，顯示有泡沫化的現象；高雄市 ADF 值在 5%顯著水準下，無法拒絕數列存在單根的虛無假設，但在 PP、DF-GLS、NP 值，在 5%顯著水準下，則拒絕數列存在單根的虛無假設，顯示無潛藏泡沫化現象。據此，因台南市 PIR 資料短少及高雄市 PIR 有些許誤差，為求更完整的刻劃數列的動態行為，本研究將在下一節以五都成交價指數與家戶可支配所得，運用單根檢定來檢驗是否恆定，再進行共整合分析，使實證結果更加穩健，提升資料的準確性。

4.3 共整合 Johansen 檢定

表 4-2 各變數水準值之單根檢定表

成交價指數	台北市	新北市	台中市	台南市	高雄市
ADF 值	0.9763	0.9980	0.0637	0.5132	0.6514
PP 值	0.9859	0.9965	0.0576	0.5132	0.1129
NP 值	0.6398	0.0068	-11.9084*	-1.9155	-2.9420
家戶可支配所得	台北市	新北市	台中市	台南市	高雄市
ADF 值	0.7771	0.2637	0.1177	0.4715	0.3539
PP 值	0.7771	0.2448	0.0910	0.4715	0.3199
NP 值	-2.5835	-4.4636	-9.9399*	-4.7809	-6.4445

註: 1.*代表在 5%顯著水準下, 拒絕 H_0 : 單根之虛無假設。

本研究以成交價指數與家戶可支配所得皆取自然對數 \ln 來進行單根檢定是否恆定, 由上表 4-2 得知, 台中市 NP 值在成交價指數及家戶可支配所得在 5%水準之下, 拒絕單根之虛無假設, 但在 1%水準之下, 無法拒絕單根之虛無假設, 故五都數列均有單根, 換言之, 即五都的成交價指數與家戶可支配所得皆呈現非恆定 $I(1)$ 的情況。

進一步使用 Johansen 最大似統計量來檢定五都成交價指數與家戶可支配所得是否具有共整合的情形, 為了避免落後階次過多造成模型解釋能力不佳, 本文設立最大階次為 4, 並使用 AIC 選取 VAR 的落後階次, 皆得到最適落後期數為 1。

表 4-3 為成交價指數與家戶可支配所得共整合檢定分析結果。

觀察變數	H_0	台北市	新北市	台中市	台南市	高雄市
跡檢定	$r=0$	0.0455*	0.7046	0.2187	0.7108	0.0486*
	$r \leq 1$	0.8628	0.4587	0.3271	0.5331	0.7737
最大特性根檢定	$r=0$	0.0157*	0.8274	0.2901	0.7869	0.0203*
	$r \leq 1$	0.8628	0.4587	0.3271	0.5331	0.7737

註 1: *表示 5%顯著水準以下拒絕 H_0 之虛無假設。

2: 本研究依據 AIC 準則選定落後期皆為 1 期。

本研究共整合檢定之虛無假設為成交價指數與家戶可支配所得間不具共整合關係, 由上表 4-3 得知, 台北市及高雄市兩變數在 $r=0$ 的跡檢定(λ -trace)及最大特性根檢定(λ -max)統計量均大於 5%臨界值, 亦即在 5%的顯著水準下拒絕虛無假設, 而在 $r \leq 1$ 之 λ -trace 及 λ -max 統計量均小於 5%臨界值, 亦即在 5%的顯著水準下無法拒絕虛無假設, 顯示台北市及高雄市當期成交價指數與當期家戶可支配所得間存有一個共整合向量。

新北市、台中市及台南市兩變數在 $r=0$ 之 λ -trace 及 λ -max 統計量均小於 5%臨界值, 亦即在 5%的顯著水準下無法拒絕虛無假設, 而在 $r \leq 1$ 之 λ -trace 及 λ -max 統計量均小於 5%臨界值, 亦即在 5%的顯著水準下無法拒絕虛無假設, 明確地顯示新北市、台中市及台南市當期成交價指數與當期家戶可支配所得間不存在有一個共整合向量。

4.4 向量誤差修正模型(VECM)

由共整合檢定的結果, 可確認台北市及高雄市房價與所得具有長期的均衡關係。為進一步了解變數間的短期與長期關係, 以下將估計一 VECM 模型, 藉由此模型, 可明瞭短期失衡下變數間的調整。藉此, 建立當期成交價指數 (P_t)與當期家戶可支配所得(Y_t)間之誤差修正模型, 其 VECM 估計結果詳表 4-4。

表 4-4 台北市成交價指數(P_t)與家戶可支配所得(Y_t)VECM 估計結果

共整合方程式		
P_{t-1}	1	
Y_{t-1}	-16.64473*	
	(1.94657)	
常數項	[-8.55082]	
	229.3441	
	$\Delta P(t)$	$\Delta Y(t)$
誤差修正項	-0.088112*	0.023135*
	(0.02948)	(0.00942)
	[-2.98921]	[2.45702]
ΔP_{t-1}	0.150691	0.110995*
	(0.15209)	(0.04858)
	[0.99079]	[2.28462]
ΔY_{t-1}	0.156327	0.211271
	(0.55553)	(0.17746)
	[0.28140]	[1.19055]

註：1.()內之數值為係數估計值標準差。

2.[] 內之數值為係數估計值 t 統計量*代表在 5%顯著水準。

表 4-4 為當期台北市成交價指數(P_t)與當期台北市家戶可支配所得(Y_t)之估計結果；首先，在第一條方程式中(成交價指數)，當前期($t-1$)的成交價指數偏離長期均衡值時，其調整係數估計值為-0.088112，t-值為-2.98921，調整方向正確，在 5%的顯著水準下，顯著異於 0；而在第二條方程式中(家戶可支配所得)，調整係數的估計值為 0.023135，t-值為 2.45702，調整方向正確，在 5%的顯著水準下，顯著異於 0。

其次，觀察誤差修正項(ECT)的估計結果可知，台北市成交價指數與家戶可支配所得的係數值為 16.64473，符號與預期一致，其 t-值為-8.55082，在 5%的顯著水準下，顯著異於 0；此結果顯示，台北市成交價指數與家戶可支配所得的長期關係相當密切，呈現同步的關係。

表 4-5 高雄市成交價指數(P_t)與家戶可支配所得(Y_t)VECM 估計結果

共整合方程式		
P_{t-1}	1	
Y_{t-1}	-3.085385*	(0.57745)
常數項	[-5.34309]	38.02339
	$\Delta P(t)$	$\Delta Y(t)$
誤差修正項	-0.157080 (0.15448) [-1.01680]	0.102607* (0.03262) [3.14594]
ΔP_{t-1}	-0.038094 (0.18129) [-0.21012]	-0.102526* (0.03828) [-2.67861]
ΔY_{t-1}	-1.199821 (0.73675) [-1.62854]	0.165820 (0.15555) [1.06605]

註：1.()內之數值為係數估計值標準差。

2.[] 內之數值為係數估計值 t 統計量*代表在 5%顯著水準。

表 4-5 為當期高雄市成交價指數(P_t)與當期高雄市家戶可支配所得(Y_t)之估計結果；首先，在第一條方程式中(成交價指數)，當前期($t-1$)的成交價指數偏離長期均衡值時，其調整係數估計值為-0.157080，t-值為-1.01680，調整方向正確，在 5%的顯著水準下，不顯著異於 0；而在第二條方程式中(家戶可支配所得)，調整係數的估計值為 0.102607，t-值為 3.14594，調整方向正確，在 5%的顯著水準下，顯著異於 0。

其次，觀察誤差修正項(ECT)的估計結果可知，高雄市成交價指數與家戶可支配所得的影響值為 3.085385，符號與預期一致，其 t-值為-5.34309，在 5%的顯著水準下，顯著異於 0；此結果顯示，高雄市成交價指數與家戶可支配所得的長期關係相當密切，呈現同步的關係。

比較表 4-4 與 4-5 發現，在 4-4 的結果中，當台北市前期($t-1$)的成交價指數偏離長期均衡值時，其調整係數估計值為-0.088112，家戶可支配所得，調整係數的估計值為 0.023135；在 4-5 的結果中，當高雄市前期($t-1$)的成交價指數偏離長期均衡值時，其調整係數估計值為-0.157080，家戶可支配所得，調整係數的估計值為 0.102607，顯示台北市房價偏離長期均衡值時，調整速度較高雄市緩慢。

4.5 研究總結

本研究以五都地區運用單根檢定、Johansen 共整合檢定及誤差修正模型實證方法，探討五都房價與所得是否存在長期均衡關係，實證結果運用單根檢定，結果顯示高雄市在縣市合併前，拒絕數列存在單根的虛無假設，所以無泡沫化；台北市、新北市、台中市、台南市，無法拒絕數列存在單根的虛無假設，所以有泡沫化，為使實證結果更加穩健，進一步使用共整合分析，由圖 4-3、圖 4-4 結果顯示台北市及高雄市在縣市合併前皆存在共整合關係，所以無泡沫化；由圖 4-5、圖 4-6、圖 4-7 結果顯示新北市、台中市、台南市皆不存在共整合關係，所以有泡沫化，對於台北市及高雄市進行誤差修正模型估計，結果顯示台北市房價偏離長期均衡值時，調整速度較高雄市緩慢。

此外，經由上述實證結果指出，台北市及高雄市在 2000 至 2010 年間存在共整合關係，顯示無泡沫化，發現部分結果，如：張金鶚等(2009)分析台北市從 1973 至 2008 年間之房價，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，所得與租金推估之泡沫價格近市價 38%與 27%，顯示出目前房市有泡沫化之跡象；馬毓駿(2009)運用貝式馬可夫轉換模型，以購屋成本及投資報酬率的角度，分析台北房市泡沫化的幅度，實證結果

指出台北市的房價在 1990 年代及 2006 年後明顯出現泡沫化的現象，所得及租金推估的泡沫分別達到三成及六成的幅度，且 2006 年後的房價泡沫至今仍未有破裂跡象；王景南等(2011)運用改良式單根檢定，利用資產發生泡沫時在資產價格上進行檢驗，實證結果發現台北市至 2006 年開始出現房屋價格泡沫的現象，但 2008 年金融海嘯後此現象隨即消失，隨後至 2009 年又再次有房屋價格泡沫的生成，此實驗證實與張金鶚等(2009)或是張金鶚等(2010)之研究結果相當契合。由圖 4-3 得知，本研究運用 Johansen 共整合檢定，顯示台北市在 2000 年至 2010 年這段期間，房價和所得雖短期有偏離的情況，而長期仍有共同趨勢關係，與張金鶚等(2009)圖 4-1、圖 4-2 實證有相同效果。

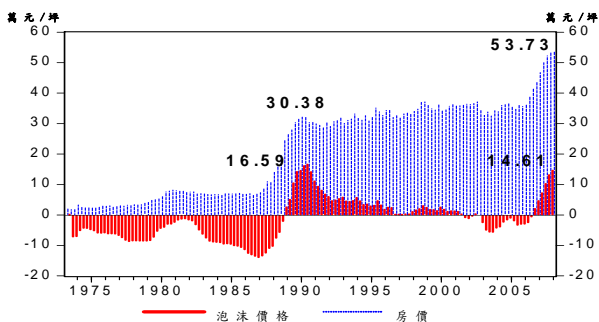


圖 4-1 台北市房價與租金推估之泡沫價格圖
(摘自張金鶚等，2009)

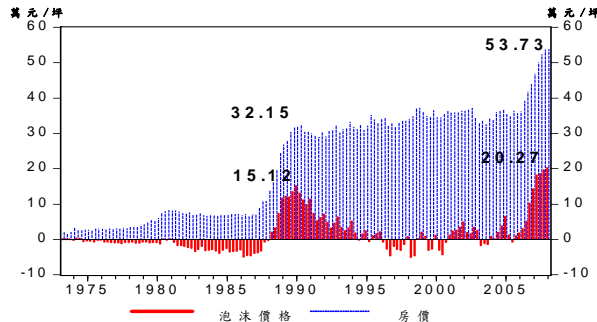


圖 4-2 台北市房價與所得推估之泡沫價格圖
(摘自張金鶚等，2009)

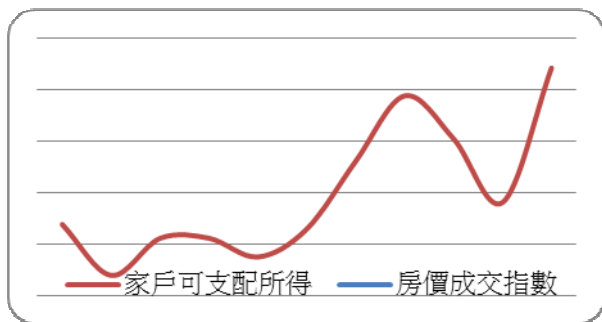


圖 4-3 台北市房價所得時間序列表

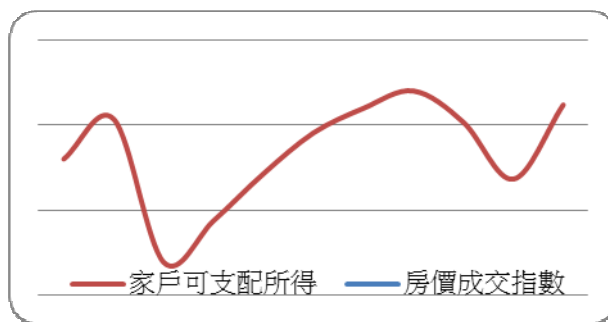


圖 4-4 高雄市房價所得時間序列表

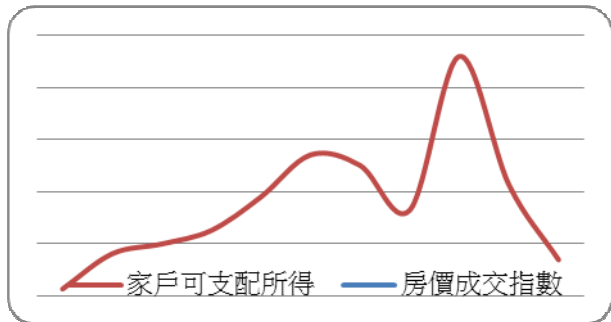


圖 4-5 新北市房價所得時間序列表

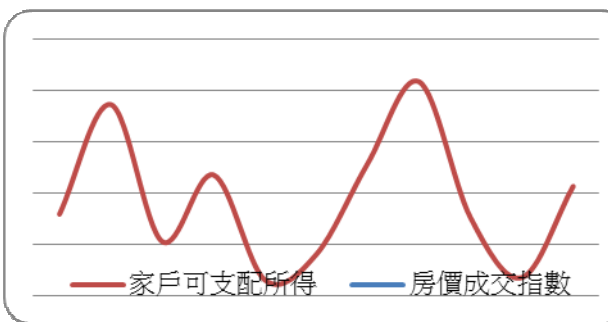


圖 4-6 台中市房價所得時間序列表

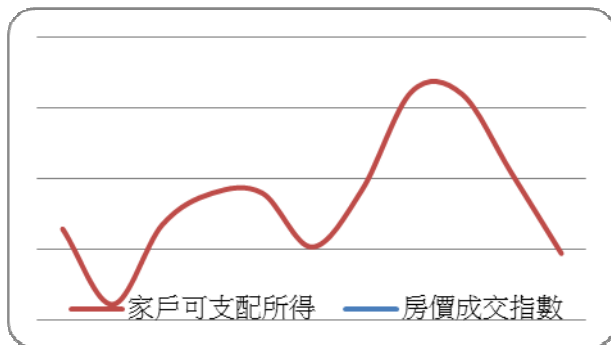


圖 4-7 台南市房價所得時間序列表

5. 縣市合併後概況與對房價影響

縣市合併行政區域重新劃分，將台北縣、台中縣市、台南縣市、高雄縣市升格、合併為直轄市，用意在於簡化行政階層，以期各地方政府之行政效率提升。面臨全球化的影響及亞太地區經濟整合的趨勢，為提高台灣本身競爭力，來與國際城市一競長短，區域整合及跨域合作為重要課題。而為均衡區域發展及跨越行政藩籬，數年來，已有不少政治學者及政治家提出以國土重劃的方式來進行區域治理。而不論何家學說，均認為現行行政區域過多，以致於在各重要問題整治、經濟合作上常因行政藩籬而無法解決，阻礙發展。因此以各地特色發展為主，整合鄰近縣市，以跨域合作的形式來進行區域治理。

由於本研究縣市合併之後樣本資料短缺，資料與之前數據有誤差，所以本文以縣市合併之後(2011年之後)，進行簡單的五都房價趨勢分析，由圖 5-1、5-2、5-3、5-4、5-5 為使房價趨勢圖走勢更為清楚，資料取自前章節述 2000 年第一季至 2013 年第二季內政部不動產資訊平台-住宅統計-指標價格-五都成交房價指數，但以 2011 年做為分界線，以清楚判斷縣市合併後的房價走勢。五都正式升格改制後，隨著升格合併的利多加持及重大建設相繼啟動後，已吸引不少縣市民眾買房遷進五都各興潛力區裡，並帶動房價跟隨起漲。由圖 5-2 新北市近年來在政府加速展開的重大建設工程，以及各捷運路網陸續開通後，也吸引北市首購人口外移，有捷運、環狀線、機場捷運線加持外，聯外更有主要有二條快速道路、連接中山高以及北二高，加上縣府全力推動聯合中港大排清溪川計畫，打造水岸景觀，帶動區域房價行情上漲。由圖 5-3 中南部受惠於五都升格效益，財政資源及人中心及產業聚落的新興市鎮，大台中地區有豐樂、南苑、豐富三座萬坪公園佔全區 12%，也是大台中最大的綠地區域，未來將有捷運綠線從烏日站連結文心段延伸至台中市北屯區，成為台中市最優質住宅的潛力區域。

由圖 5-4 大台南都會區以產業發展為主軸，科技產業園區的招商就業帶動台南都會區房市發展，集南部科學園區與台南市衛星市鎮的永康區，因得利於縣市合併，享受市中心豐沛資源，而南台灣之都的高雄都會區，由圖 5-5 結合高雄科學園區與經貿園區的發展，居住品質與相關建設日趨完善，北高雄房市，不僅交通建設完善，使居住品質更加提升，近來高雄重大建設持續進行當中，如高雄世界貿易展覽會議中心、高雄港國際旅運中心、衛武營藝術文化中心、高雄海洋及流行音樂中心；在交通方面，高雄市區鐵路地下化及正在興建中的環狀輕軌和水岸輕軌，積極鋪建交通路網，為了提升已通車的十字型捷運使用量，環繞高雄南側的輕軌第一階段正積極趕工，經過夢時代、亞洲新灣區、漢神商圈，轉進鹽埕區後也將行經駁二藝術特區及西子灣，亦可帶進觀光人潮，亞洲新灣區、漢神商圈等區段受惠於輕軌行經，房價已成長，為房市帶來利多。

然而台北市為台灣首都，也是政治中心，一國主要行政機關都會集中在首都，而商業與行政有著密不可分的關係，因為商業需要經常至行政機關辦理相關業務，因此各行業大型公司之總公司大多會設立在首都附近，以方便公司的行政作業。就是因為如此，全國各種主要的行業幾乎都會在台北設立總公司或者是分公司，一方面是為了行政方便，另一方面有些公司亦是為了龐大的人口商機而來。所以，完善的政經設施吸引廠商進駐，廠商進駐又帶動就業機會，大量的就業機會則吸引大量的求職人口。

在這種群聚效應下，廠商與人口互相吸引越聚越多，在有限的土地上進入了大量需要居住空間的人口與公司，房地產呈現完全飽和狀態，這個地方的房價自然就會水漲船高越漲越多。縱使人口密度高，但無購買能力亦成不了氣候，台北市就業機會高，人人皆有機會找到工作以薪資供養房屋，一個找不到工作的人，就算再有意願買房，也是無濟於事。台北市產業完整、工作機會豐富，不斷吸引外地人進入大台北地區生活，這是一個非常長期的需求支撐，人才就會越集中在台北市。

在勞動市場均衡、就業機會充足的地區，對於穩定經濟基礎與房價，有著絕對的關係，隨著縣市合併升格，財政收入提升，公共建設質量改變而有調整，資金潮來勢洶洶，加上中央政府可能減緩壓抑國內房市，促使房市價量齊揚趨勢明顯，受到投資者預期心裡因素的影響，政治炒作等因素，縣市合併後五都房價還是持續上漲當中，上述這些五都區位優勢，投資客及有購屋需求的民眾，可審慎選擇地段，把握進場購屋的時機。

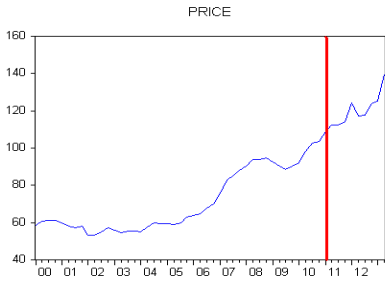


圖 5-1 台北市房價趨勢圖

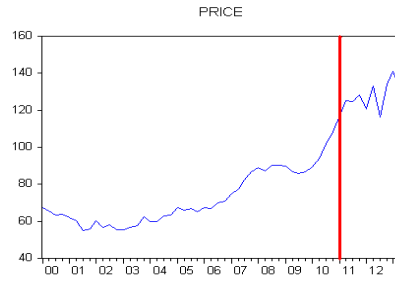


圖 5-2 新北市房價趨勢圖



圖 5-3 台中市房價趨勢圖



圖 5-4 台南市房價趨勢圖



圖 5-5 高雄市房價趨勢圖

6. 結論與建議

房地產對每個國家來說是基礎建設，而房地產具有多功能之用途，亦有保存的價值，房地產市場一直備受注目。過去的文獻對房地產市場泡沫的研究相當多，理性預期理論、總體變數與房價之間的關係、房價所得比等，然而在變數方面，本研究首先以五都之房價與所得比值之數列作為實證對象，並透過單根檢定方法去檢驗房價與所得是否存在長期均衡關係；此外，為使實證結果更加穩健，進一步使用共整合分析法來探討五都房價與家戶可支配所得之間，是否存在長期均衡關係，若具有共整合關係，則表示房價沒有泡沫化的現象。

本文認為家庭所得是住宅負擔能力重要的影響因素，更是構成房價基值的重要因素，本研究對五都房價所得比透過單根檢定法檢驗，高雄市在縣市合併前拒絕數列存在單根的虛無假設，所以無潛藏泡沫化；台北市、新北市、台中市、台南市，無法拒絕數列存在單根的虛無假設，顯示有泡沫化現象。但進一步以五都家戶可支配所得與成交價指數，運用 Johansen 共整合分析，結果顯示台北市及高雄市在縣市合併前皆存在共整合關係，表示房價與所得處於均衡關係，換言之，所得足以支撐房價的成長，所以無泡沫化現象；新北市、台中市、台南市皆不存在共整合關係，表示房價與所得不存在均衡關係，所以有潛藏泡沫化，最後對於台北市及高雄市進行誤差修正模型估計，結果顯示台北市房價偏離長期均衡值時，調整速度較高雄市緩慢。故本文認為欲分析五都房市泡沫問題，以「家戶可支配所得」和「成交價指數」是衡量泡沫化最適當的指標。

本研究試圖從「家戶可支配所得」和「成交價指數」衡量泡沫化，對於縣市合併之後對房價的影響，因礙於資料短少，無足夠之資料足以分析，後續本研究希冀可於資料足夠之際，再更深入探討五都房價是否泡沫化，而後續仍發現有許多有趣課題值得探討，首先，本研究使用國泰預售屋房價指數進行分析，因房價資訊不透明的情況，而有學者指出信義中古屋房價指數更貼進房價的實際成交價格，後續研究可加入信義中古屋房價指數，運用總體經濟的變數，不同檢驗方法，來探討預售屋和中古屋在市場上變化。

其次，後續研究亦可針對在過去文獻鮮少研究的變數，來探討房地產泡沫化，例如：空屋率、房貸利率、心理預期、產業結構轉變、景氣循環等，值得更深入去探討。目前 M 型化社會趨勢嚴重，貧富差距懸殊，面對房價急速攀升現象，對於低所得族群而言可能是泡沫化情形，但高所得族群仍可負擔且可能視為合理價格，因此不視為之

泡沫化，對於所得極高以及極低的族群而言，泡沫化認定的標準及存在與否，值得深入探討，因此未來可將家戶所得及房價劃分為不同等級，進行相對應之比較分析，如此可以更精確分析泡沫化現象。

參考文獻

中文部分

1. 王景南、葉錦輝與林宗翰(2011)，「台灣房市存在價格泡沫嗎？」經濟論文叢刊，第39卷，第1期，頁61-8。
2. 吳昌晏(2012)，「運用頻率範疇因果方法檢定房地產泡沫化-以日本和美國為例」，逢甲大學財務金融學系碩士班，碩士論文。
3. 林祖嘉與林素菁(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，頁295-313。
4. 林秋瑾(1996)，「臺灣區域性住宅價格模式之建立」，政大地政學報，頁29-49。
5. 林森田與張慈佳(1996)，「農地地價之動態研究-現值模型之檢」，國立政治大學學報，第72期，頁26。
6. 林建華(2002)，「承租戶租金負擔能力之分析-台北地區及台南地區之比較」，國立成功大學都市計劃研究所，碩士論文。
7. 林靖軒(2011)，「房價泡沫現象之研究」，大葉大學企業管理學系，碩士論文。
8. 洪淑娟(2008)，「總體經濟變數與中古屋、預售屋房價互動關係之研究」，國立台灣大學農業經濟學研究所，碩士論文。
9. 馬毓駿(2009)，「房價泡沫，景氣預測，及小樣本下住宅價格估計之研究」，國立政治大學經濟學系，博士論文。
10. 張金鶚、陳明吉與鄧筱蓉(2008)，「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」，政大台灣房地產研究中心。
11. 張金鶚、陳明吉、鄧筱蓉與楊智元(2009)，「台北市房價泡沫知多少？-房價 vs. 租金、房價 vs. 所得」，住宅學報，第18卷，第1期，頁1-22。
12. 強暮樂(2013)，「預期心理造成高雄市房屋投資高需求量之研究」，國立中山大學國際經營管理碩士學程，碩士論文。
13. 邱姿文(2012)，「中國大陸不動產市場是否存在房價泡沫-北京、上海、天津與重慶的實證分析」，國立政治大學經濟學系，碩士論文。
14. 彭建文與花敬群(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，頁89-107。
15. 曾建穎、張金鶚與花敬群(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14卷，第2期，頁27-49。
16. 楊雅茜(2010)，「產業結構變遷下房價泡沫之探討」，國立清華大學經濟學研究所，碩士論文。
17. 陳明吉(1990)，「房地產價格變動因素之研究」，台灣銀行季刊，頁220-244。
18. 陳明吉、蔡怡純與張金鶚(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，第14卷，第1期，頁47-78。
19. 陳佳甫、張金鶚與謝博明(2012)，「知人知面不知心：購屋者房價預期之分析」，都市與計劃，第39卷，第4期，頁349-373。
20. 潘子玄(2011)，「房屋使用者成本與房價、房租相關性的檢驗-以台灣全區與台北市為例」，真理大學經濟學系財經碩士班，碩士論文。
21. 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」。
22. 謝明芳(2012)，「中國大陸房地產市場泡沫化之檢定」，國立東華大學經濟學研究所，碩士論文。
23. 謝明瑞(2013)，「台灣房市會泡沫化嗎？」，財團法人國家政策研究基金會，財金(研)102-008號。

英文部分

1. Abraham, J. M. & Hendershott, H. P. (1996) , Bubble in Metropolitan Housing Markets, *Journal of Housing Research*. 7(2):191.
2. Abreu, D., & Brunnermeier, M. K. (2003), Bubbles and Crashes. *Econometrica*, 71(1), 173-204.
3. Albrecht, J., Gautier, P., & Vroman, S. (2009), Directed Search in the Housing Market, IZA Discussion Papers4671, Institute for the Study of Labor(IZA).
4. Blanchard, O. J., & Watson, M. W. (1982), Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets. NBER Working Paper Series(945).
5. Blanchard, O. J. & Fisher, S. (1989), *Lecture on Macroeconomic*. Cambridge, MA: The MIT Press.
6. Bjorklund, K., & Soderberg, B. (1999), Property Cycles, Speculative Bubbles and the Gross Income Multiplier," *The Journal of Real Estate Research*. 18(1):151-174.
7. Bourassa, S. C., Hendershott, P. H. & Murphy, J. (2001), Further Evidence on the Existence of Housing Market Bubbles, *Journal of Property Research*. 18(1):1-19.
8. Belke, A. & Wiedmann, M. (2005), Boom or Bubble in the US Real Estate Market?, *Intereconomics*, 40(5), 273-284.
9. Black, A., Fraser, P. & Hoesli, M. (2006), House Prices, Fundamentals and Bubbles, *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(9&10), 1535-1555.
10. Brown, K. C., & Reilly, F. K. (2009), *Analysis of Investments and Management of Portfolios* (9 ed.). South-Western Cengage Learning.
11. Case, K. E. & Shiller, R. J. (1989), The Efficiency of the Market for Single-Family Homes, *The American Economic Review*, Volume 79, Issue 1, 125-137.
12. Case, K. E. & Shiller, R. J. (1990), Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market ," *Real Estate Economics* , *American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 18(3), pages 253-273.
13. Chen, M-C & 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.
14. Chan, H. L., Lee, S. K. & Woo, K. Y. (2001), Detecting Rational Bubbles in the Residential Housing Markets of Hong Kong, *Economic Modelling*, 18, pp. 61-73.
15. Case, K. E. & Shiller, R. J. (2003), Is There a Bubble in the Housing Market?/Comments and Discussion, *Brookings Papers on Economic Activity*. 2:299-362.
16. Calverley, J. P. (2009), *When Bubbles Burst: Surviving the Financial Fallout*. London: Nicholas Brealey Publishing.
17. Dejong, K. N., Nankervis, J. C., Savin, N. E. & Whiteman, C. H.(1992), Integration versus stationarity in the time series, *Econometrica*, 60(2), 423-433.
18. Diba, B. T. & Grossman, H. I. (1988), Explosive Rational Bubbles in Stock Prices? *The American Economic Review*.78(3):520-530.
19. Dreger, C. & Zhang, Y. (2011), The Chinese Impact on GDP Growth and Inflation in the Industrial Countries, *DIW Discussion Paper* 1151.
20. Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987), Co- Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, Volume 55, Issue 2, 251-276.
21. Elliott, G. & Rothenberg, T. J. & Stock, J. H. (1996), Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica*, *Econometric Society*, vol. 64(4), pages 813-36, July.
22. Englund, P., Hwang, M. & Quigley, J. M. (2002), Hedging Housing Risk, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, v. 24, iss. 1-2, pp. 167-200.
23. Flood, R. & Garber, P. (1980), Market fundamentals vs. price level bubbles: The first tests, *Journal of Political Economy*, August.

24. Flavin, M. & Yamashita, T. (2002), Owner-Occupied Housing and the Composition of the Household Portfolio, *American Economic Review*, v. 92, iss. 1, pp. 345-62.
25. Fernández-Kranz, D. & 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):449-470.
26. Giussani, B. & Hadjimatheou, G. (1991), Modelling Regional House Price in United Kingdom, *The Journal of the Regional Science Association International*, 70(2), 201-19.
27. Hamilton, J. D. (1985), Uncovering Financial Market Expectations of Inflation," *The Journal of Political Economy*. 93(6):1224-1241.
28. Himmelberg, C., Mayer C., & Sinai, T. (2005), Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions. *The Journal of Economic Perspectives*, 19(4), 67-92.
29. Hui, E. C. M. & Yue, S. (2006), Housing Price Bubble in Hong Kong, Beijing and Shanghai : A Comparative Study, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 33, 299-327.
30. Johansen, S. & Juselius, K. (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Application to the Demand for Money, *Oxford Bullentin of Economics and Statistics*,52, 169-210.
31. Kindleberger, C. P. (1988), The Financial Crises of the 1930s and the 1980s: Similarities and Differences, *Kyklos*, v. 41, iss. 2, 171-86.
32. Kroszner, R. S. (2003), Asset Price Bubble, Information, and Public Policy, in Hunter, W.C., Kaufman, G. G., Pomerleano, M. (eds.), *op. cit.*, 3-13.
33. Lux, T. (1995), Herd Behaviour, Bubbles and Crashes. *The Economic Journal*, 105(431), 881-896.
34. Liu, H. Y. & Shen, Y. (2005), Housing Prices and General Economic Con-ditions: An Analysis of Chinese New Dwelling Market, *Tsinghua Scienceand Technology*, 10(3), 334-343.
35. Lai, Y., Xu, H. & Jia, J. (2009), Study on Measuring Methods of Real Estate Speculative Bubble. *J. Serv. Sci. & Management*, 2, 43-46.
36. Milne, A. (1991), Incomes, Demography and UK House Prices, Centre for Economic Forecasting Discussion Paper No 30-90, London Business School.
37. Malkiel, B. G. (2005), Reflections on the Efficient Market Hypothesis: 30 Years Later. *The Financial Review*, 1-9.
38. Ng, S. & Perron, P. (2001), Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power, *Econometrica*, 69, 6, 1519-1554.
39. Phillips, P. C.B. & Perron, P. (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2),335-346.
40. Shiller, R. J. (1984), Stock Prices and Social Dynamics, *Brookings Papers on Econometric Activity*, 2, 459-498.
41. Schwert, G. W. (1989), Tests for unit roots: A monte carlo investigation, *Journal of Business and Economic Statistics* 7, 147-159.
42. Stiglitz, J. E. (1990), Symposium on Bubbles, *Journal of Economic Perspectives*, v.4, iss.2, 13-18.
43. Shiller, R. J. (2001), Bubbles, Human Judgment, and Expert Opinion, *Cowles Foundation Discussion Paper No.1303* :3-6.
44. Shiller, R. J. (2003), From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance. *The Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 83-104.
45. West, K. D. (1988), Fads and Stock Price Volatility Tests: A Partial Evaluation. *The Journal of Finance*, 43(3), 639-656.

網路部份

1. MBA 智庫, <http://www.mbalib.com/>, 2013/10/15。
2. 內政部營建署資訊平台, <http://pip.moi.gov.tw/NET/E-Statistics/E2.aspx>, 2013/11/03。
3. 行政院主計總處家庭收支調查, <http://win.dgbas.gov.tw/fies/index.asp>, 2013/11/03。

4. 聯合新聞網(2013),海嘯以來五都房價漲七成, <http://news.housefun.com.tw/news/article/15392542635.html>, 2013/9/30。
5. 中時電子報(2008),降一碼 彭淮南：台灣無經濟衰退問題, <http://money.chinatimes.com/97rp/10help/g/g17.html>, 2013/10/3。