

檢驗房價與所得之長期關係-以美國、台灣為例  
**Examining the long-run relationship between housing prices and income  
-A case study of American and Taiwan market**

李政峰

國立高雄應用科技大學 企業管理系教授

E-mail: jflee@kuas.edu.tw

連春紅

崑山科技大學 國際貿易系副教授

E-mail: chlien@mail.ksu.edu.tw

王俊傑

國立高雄應用科技大學 金融資訊所研究生

E-mail: 1099342126@kuas.edu.tw

**摘要**

文獻上有相當多衡量住宅負擔能力 (Housing Affordability) 的指標，其中房價所得比(Price and Income Ratio ; PIR)是最常被用來探討住宅負擔能力的指標；且理論上建議房價與所得之比值應該維持於一定的區間內。

本研究以美國以及台灣之房價與所得比值(PIR)之數列作為實證對象，並透過 Koenker and Xiao (2004)所提出之分量單根檢定方法去檢驗在不同分量上房價與所得是否存在長期均衡關係。實證結果顯示，兩國 PIR 數列在低分量，且受到負衝擊的影響時，該數列呈現恆定狀態。反觀高分量，且受到正衝擊的影響時，該數列呈現非恆定的狀態，即具有單根之行為，表示房價與所得不存在長期均衡關係。推論其原因可能與 Dornbusch(1976)的發現相似，主要是因為房價的調整速度遠快於所得，以至在房價與所得雙雙下降時，卻因為所得下跌較慢，故人民仍買得起房地產，意謂著兩變數存在長期關係。而在房價與所得雙雙上升時，卻也因為所得上漲較慢，使人民買不起房地產，也意謂著兩變數不存在長期關係，更推升泡沫化的疑慮。

**關鍵字：**住宅負擔能力、房價所得比、分量單根檢定

**Keywords:** Housing Affordability、Price and Income Ratio、Quantile unit root test

## 壹、緒論

### 一、研究背景及動機

2008年金融海嘯(financial tsunami)發生至今已三年多了，全球的經濟真的復甦了嗎?或是在全球低利率的環境中，悄悄地催生另一個泡沫呢?有鑑於此，我不應只是觀察當經濟環境是否回到海嘯前的水平，而是更應該回頭檢視引發金融海嘯的因素為何，並透過合理的分析，期能進一步預防再次的衝擊。探究海嘯最重要的成因之一，主要源於美國的房地產泡沫化，卻在全球金融化的影響之下，觸發了全球金融體系崩潰。然而回顧近百年的世界經濟史，房地產業的興盛無疑是刺激經濟增長的重要催化劑。卻因為各種複雜的原因，在某些國家或地區都曾發生房地產泡沫的問題，不僅使人民從「富翁」變成「負翁」，更導致經濟嚴重地衰退。

且根據台灣行政院在2009年所舉辦的「十大民怨」票選，票選結果第一名即是「都會區房價過高」，也就是說房價是否過高，不僅是經濟面的議題更是民生面的重要課題之一。而在中華文化『有土斯有財』根深蒂固的觀念下，使得國人無不為了擺脫「無殼蝸牛」（不具個人所有的住宅）的身份晉升「有殼一族」（具個人所有的住宅）作努力，再者房地產具有投資兼消費的雙重特性，因此若其價格出現不合理漲勢，不僅使民眾在置產上有所困難，更會擴大貧富差距造成社會動盪不安；對於金融體系而言，如果房地產價格的泡沫破滅後，更會使銀行減損資金的流通性與清償性，進而打擊經濟的穩定性；故更加凸顯研究房價高漲是否為泡沫化的重要性。

王柏達(2011)對資產泡沫之描述：「資產像是啤酒，沒有泡沫就沒有滋味。但切記，要在泡沫消逝之前一飲而盡，否則當泡沫散去，留下的就只有苦澀了。」資產價格泡沫化的因素，主要是由於投機活動的盛行，遂導致整體市場經濟失衡的現象。而資產泡沫化不單單發生在房地產市場，最早可從歐洲三大經濟泡沫談起，分別是1637年荷蘭的鬱金香狂熱、1720年法國密西西比公司泡沫以及英國南海公司泡沫，時至今日，這股浪潮並沒有因為人類的進步就此打住，近數10年以來泡沫化的現象仍不斷地發生，如：1997年東南亞金融風暴、2000年的網路泡沫化、2008年金融海嘯…等，皆造成大幅度的經濟損失。

伴隨著經濟成長，房地產市場的發展也相當迅速，然而高漲的房價究竟是供給需求均衡下的結果，抑或是在供需失衡的情形下泡沫化的表徵呢?而Fernández-Kranz and Hon (2006)表示泡沫化是由異常的需求波動造成價格上漲的現象。由於房地產的具有投資與消費的雙重特性，故可以從投資面與消費面之觀點來判斷價格之上漲是否為異常現象所造成。對此，鄧筱蓉(2008)指出以投資需求來說，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。

而所得與房價的相關研究，雖然採用不同的方法，但同樣地都發現房價與所得兩者具有顯著的關聯性，並存在長期均衡的關係(如：陳明吉、蔡怡純與張金鶚(2003)，Hui and Yue(2006)，Chen, Tsai and Chang(2007))。據此，本研究認為當房價與所得兩變數存在長期均衡關係時，表示房價的上漲是供需均衡下的結果；反之，當兩變數間不存在長期均衡關係，則表示房價的上漲可能是異常需求所造成，也就是潛藏著泡沫化的疑慮。

### 二、研究目的及範圍

對於大多數購置房地產的人而言，房地產是作為居住使用的消費財之一，在此條件下，所得就變成購置房地產的先決要件。而房價與所得之關連性，最早可追溯到Feins and Lane (1981)提出“一周薪抵一月租”(one week's pay for one month's rent)之概念。據此，在眾多探討房價可負擔能力(Housing affordability)之指標中，即有學者以房價所得之比率(Price to Income Ratio; PIR)的角度來觀察房價可負擔能力之議題。

張金鶚、陳明吉、鄧筱蓉與楊智元(2009)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。另外，

就2008年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，房價與所得是否存在長期均衡之議題，不僅可探討房價可負擔能力的問題，更可透過「房價所得比」的變動情形加以檢視房價泡沫化的現象。為能更完整地刻劃「房價所得比」之動態行為，本研究將採用Koenker and Xiao (2004)提出的分量單根檢定，來分析房價與所得之比率在不同分量上的均數復歸的速度，此檢定在數列為非常態而是厚尾之型態，或具有不對稱的動態行為時，較傳統之單根檢定更具有檢定力，且數列在不同分量上所呈現的恆定性及非恆定性不盡相同，因此能提供更豐富的動態行為。

本研究受限於實際房價資料蒐集之困難，故以房價指數作為房價之代理變數，並將房價指數除以人均所得來衡量「房價所得比」，其中美國與台灣的房價指數資料分別為聯邦房價指數與信義房價指數；美國與台灣的人均所得資料則為各國的平均每人國民所得；再者為求人均所得資料與房價指數資料型態的一致性，將人均所得原始資料依照房價指數基期轉變成指數的形式。樣本期間，美國為1970年第1季至2011年第3季，台灣為1993年第1季至2011年第3季，資料頻率為季資料。

## 貳、文獻探討

### 一、影響房價之因素

對於房地產市場而言，不僅會受總體經濟面的影響，且本身的供給與需求也會刺激房價的漲跌。而Ferna<sup>ˆ</sup>ndez-Kranz and Hon (2006) 表示泡沫化是由異常的需求波動造成價格上漲的現象。因此是否存在價格泡沫可從短期需求變動之因素加以檢視。

而 Krainer(2003) 則認為由於短期內房地產之供給相對固定，故可從需求面分析房價上漲的面相，並指出可從使用者成本(User Cost of Housing Capital)分析市場需求強勁的原因。而使用者成本可被解釋為，在同一期間內再多投資一間房地產的投資成本。對於投資人而言，影響其投資的因素為稅後貸款利率以及對房價上漲的預期。而利率上升增加投資成本導致需求量下降；相反地，利率下降，則會減少投資成本使需求量上升。另一方面，若預期房價會上漲，則會降低投資成本使需求量增加；相反地，如果沒有這種預期心理，則會使投資成本上升減少需求量。關於利率與預期心理對房價影響的觀點，Schiller(2006) 指出芝加哥官員 Richer Rosen 估計如果貸款利率上升一個百分點，下個年度內實質房價將下跌百分之六，若上升約兩個百分點衝擊影響將會是兩倍以上，也就是在一年內房價的下跌幅度將達百分之十五以上。就預期心理而言，Case & Shiller(1989) 發現許多投資人在尚未瞭解房價基本價值的情形下，會依照過去房價的趨勢進行預測，亦即過去房價上漲的狀況可預測未來上漲的可能性。

此外，過去有許多文獻均表示泡沫經濟與總體經濟變數具有相互影響的關係。其中，黃佩玲(1994) 以住宅價格、工資、物價、所得、貨幣供給額、股價、匯率及利率等總經變數，研究房價與總經變數之關係，發現住宅價格本身的影響程度僅占三分之一，但總經變數的影響程度卻高達三分之二，顯示出住宅價格受總經變數的影響相當大。鄧筱蓉(2008) 則透過迴歸分析發現通貨膨脹、貸款利率、房價上漲率、盤股價指數、利率以及貨幣供給額等確實分別對所得與租金推算之泡沫價格有顯著影響，因此認為觀察總體經濟之變數變化，可窺見市場泡沫化之跡象。

### 二、房價與所得之關係

過去學者對於房價與所得是否具有長期均衡之探討，有著不同的見解。Capozza et al.(2002) 透過房價動態行為之觀察發現，房價會隨著城市發展的不同、所得之差異、人口成長率的快慢以及建築成本的高低，而有所變動，但仍存在長期均衡的關係。然而Gallin (2006) 對於兩者的關係卻有著不同的看法，其認為傳統共整合檢定在小樣本下，會存在檢定力過低(low power)的問題；因此作者採用檢定力較高之追蹤資料檢定(panel-data test)，檢視美國95都會區在1987年至2000年這過去23年間房價與所得、人口以及使用者成本的關係，發現房價與基值間不存在共整合關係，意謂著房價與所得已經偏離長期均衡的狀態。

「住宅可負擔能力」(housing affordability) 一般是指購屋者對於購買住宅所需花費之負擔能力，而用於衡量住宅負擔能力的指標有許多分支，不同指標的計算方法雖有不同，但是衡量的目的卻都是相同的。陳慧敏(1992) 提到在住宅需求影響因素中，住宅價格以及家戶所得為兩項非常重要之因素，而由此二因素間彼此關係之討論，進而發展出衡量「住宅可負擔能力」之其中一個分支，即房價與所得之比值 (Price and Income Ratio; PIR)；且若住宅負擔能力下降，則存在房價泡沫化之疑慮，因此該比值亦可用於房地產泡沫化之研究。

由於房價、所得以及可負擔能力不僅可用來檢視住宅市場供需是否失衡的課題，更因不動產對於整個經濟面的牽涉層面相當廣，因此住宅可負擔能力仍為眾多研究探討的對象。其相關研究，如Linneman and Megbolugbe, (1993) 指出，房價的上漲會使購屋族成本的上升，也就是必須要有更高的所得水準方能買進房屋，因此若房價不停地飆漲，將會使住宅可負擔能力惡化。Bramley(1994) 則發現，導致英國的房地產市場在1980年至1990年之間出現可負擔能力危機之原因，主要是由於人口的改變、所得分配不均、房地產的供給以及金融自由化的因素所造成的結果。陳明吉、蔡怡純與張金鶚 (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。

### 三、泡沫化之定義

資產價格泡沫化的因素，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。易言之，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 (Fundamental Value) 所能撐的水平稱之；然而我們要如何判斷房價快速飆漲究竟是由供給和需求等基本或實質因素所造成，或者它只是一種不具持續性的泡沫呢？為了進一步釐清泡沫存在與否，就必須了解泡沫的定義為何。根據 Flood and Garber(1980)首篇針對價格泡沫化的實證分析，作者認為在資本市場中，若本身對於市場利率變動的預期與實際利率的變化相似，則投資人透過自我實現預期 (Self-Fulfilling Expectation) 與套利 (Arbitrage) 使得實際價格偏離市場基本價值的情形，即存在價格泡沫化。

在定義所謂的泡沫化，Stiglitz(1990)表示若價格高僅是因為投資人相信日後能以更高的價格售出該資產的因素，且無法以基本因素 (Fundamental Factors) 反應現值時，則資產價格存在泡沫化。Gürkaynak(2008)針對證券價格泡沫化判斷，也提出相似的見解，即投資人認為在未來能以更高的價格賣出持有的權益證券，而以高於未來股利折現之現值買進該證券，就會衍生證券價格泡沫化。

而關於房地產泡沫化 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。Fernández-Kranz and Hon (2006) 則將該泡沫分成三大類：(1)價格異常飆漲的現象(2)資產價格大幅超過其基本價值(3)異常需求的波動造成價格上漲，之後 Lawrence Roberts (2008)更是歸納出金融泡沫化形成的三大信念 (Beliefs)，倘若投資大眾相信(1)預期對未來價格上漲(2)堅信價格不會下跌(3)擔心如果現在不買進該資產，之後將沒有辦法購入該資產，若是因為此三種信念致使價格漲超過基本價值 (Fundamental Value)，泛稱為金融泡沫。

綜合上述，不難發現判斷資產價格是否具泡沫化，主要在於觀察資產價格異常變動的情形，並探究價格是否高漲偏離基本價值，然而各學者對於房地產基本價值的定義有所不同，因此欲探究泡沫化的現象應該先瞭解泡沫化相關理論，方能進一步檢驗房價偏離基本價值之因素。

### 參、研究方法

為了能瞭解總體經濟的各種面向，學者常以計量經濟模型進行實證分析。然而，傳統的計量檢定方法皆假設變數具有恆定性(stationary)的前提下進行檢定，但總體經濟變數的資料普遍為非恆定(non-stationary)的時間序列。根據 Granger and Newbold(1974)指出，當時間序列資料為非恆定時，若以傳統的計量方法如普通最小平方方法(ordinary least square, OLS)或一般化最小平方方法 (general least square, GLS) 進行迴歸分析，可能會產生虛假迴歸 (spurious

regression) 的問題。如此忽略變數真實型態的檢定方式，將使實證分析所推論之變數關係顯得沒有意義。

因此，實證研究的第一步，必須先以單根檢定(unit root test)判斷各總體經濟變數是否為恆定的時間序列。若變數為非恆定的時間序列，通常會把變數進行差分後使其恢復為恆定的時間序列後，再進行 OLS 迴歸分析。但是一般的單根檢定僅能觀察出數列在平均分量(mean quantile)的行為，有鑒於此，本研究將使用 Koenker and Xiao (2004) 所提出的分量單根檢定(quantile unit root test)來檢定在不同分量上房價與所得是否會偏離長期均衡關係。

對於研究方法將分三大塊作介紹，第一部分先說明時間序列資料恆定性和非恆定性的特性。第二部分介紹檢驗資料恆定性和非恆定性的單根檢定(unit root test)方法。第三部分則介紹分量單根檢定(quantile unit root test, QUR)。

## 一、恆定性與分恆定性

在尚未介紹檢驗資料是否為恆定性的單根檢定前，本研究先就恆定性與非恆定性作一概略的介紹。假設一個隨機過程的時間序列  $Y_t$ ，若滿足以下三個條件，並對於所有的  $t, t-s$  與  $j$  而言，

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= E(Y_{t-s}) = \mu \\ E(Y_t - \mu)(Y_t - \mu) &= E(Y_{t-s} - \mu)(Y_{t-s} - \mu) = \delta_y^2 \\ E(Y_t - \mu)(Y_{t-s} - \mu) &= E(Y_{t-j} - \mu)(Y_{t-s-j} - \mu) = \gamma_s \end{aligned} \quad (1)$$

其中， $\mu, \delta_y^2, \gamma_s$  分別表示期望值、變異數與自我共變異數且均為常數，並不會因時間的變動而改變，則稱序列  $Y_t$  具有恆定性(stationary)。

所謂一恆定的時間序列具有如下所述的特性：衝擊對它的影響效果是短暫的，會隨時間經過而消失，序列會收斂到一長期均衡水準(mean reversion)。若時間序列經過時間改變，遭受外力干擾時，偏離平均值，無法回復到原有的長期均衡水準，則此時間序列則為非恆定(non-stationary)。因此，如果時間序列  $Y_t$  有固定的平均值和變異數，而共變異數不會隨著時間不同而改變，則稱此時間序列具有恆定性。

## 二、傳統單根檢定

### (一) Augmented Dickey-Fuller(ADF)檢定法

Said and Dickey (1984)修改 DF 檢定法並提出 ADF 檢定法，其主要作法為加入  $y_{t-1}$  的落後項，也就是把 AR(1)模

型修正成更一般化的 AR(p)，以消除序列相關的問題。與 DF 檢定相同，ADF 模型依其是否包含有常數項(constant term)或時間趨勢項(trend term)，分成下列三種模型：

模型一：無常數項與時間趨勢項

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

模型二：含常數項但無時間趨勢項

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

模型三：有常數項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中， $\alpha$  為常數項， $y_{t-1}$  為欲檢定的變數落後一期， $p$  為使殘差項  $\varepsilon_t$  服從白噪音的最適落後期數，可採用

AIC(Akaike Information Criterion)或是 SIC(Schwartz Bayesian Criterion)準則作為挑選落後期數的依據， $\beta_t$  為時間趨

勢項， $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} (0, \sigma^2)$ 。ADF 檢定之臨界值，應參考 Dickey & Fuller(1979)的臨界表。而假設檢定為： $H_0: \rho = 0$ ，

當檢定結果可以拒絕虛無假設，則表示數列不具單根，亦即 $y_{t-1}$ 為恆定性序列，若無法拒絕虛無假設，即表示數列具有單根。

## (二) Phillips-Perron(PP)檢定法

Phillips and Perron(1988)提出的檢定法，即透過修正檢定統計量，再由選擇適當的落後期數，並採用無母數(non-parametric)之調整方式，藉以消除殘差自我相關跟異質變異的影響。PP 模型依其是否包含有常數項(constant term)或時間趨勢項(trend term)，分成下列三種模型：

模型一：無常數項與時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

模型二：含常數項但無時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

模型三：有常數項與時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中， $\alpha$ 為常數項， $Y_{t-1}$ 為欲檢定的變數落後一期， $p$ 為使殘差項 $\varepsilon_t$ 服從白噪音的最適落後期數，可採用 AIC(Akaike Information Criterion)或是 SIC(Schwartz Bayesian Criterion)準則作為挑選落後期數的依據， $\beta_t$ 為時間趨勢項。

由於經過異質性調整和自我相關性調整後的檢定統計量，其極限分配與 ADF 相同，因此 PP 檢定之臨界值，同樣是參考 Dickey & Fuller(1979)的臨界表。而假設檢定為： $H_0: \rho = 0$ ，當檢定結果可以拒絕虛無假設，則表示數列不具單根，亦即 $y_t$ 為恆定性序列，若無法拒絕虛無假設，即表示數列具有單根， $y_t$ 為非恆定性序列。

## (三) ERS Point-Optimal (DF-GLS)檢定法

Elliott, Rothenberg and Stock (ERS,1996)利用鄰近值一的漸進理論 (local-to-unity asymptotics)，將 Dufour and King (1991)的點最適不變檢定(point optimal invariant test)擴展到干擾項序列相關模型，稱之為 ERS 模型 (或稱 point optimal test)。此外，Elliot, et al. (ERS, 1996)更提出修正後的 Dickey-Fuller t 檢定 (稱之為 DF-GLS 單根檢定)，此檢定法透過一般化最小平方法 (general least square, GLS) 估計係數值，因此比 ADF 具有更高的檢定力。

DF-GLS 模型：

$$\Delta y_t^d = \alpha y_{t-1}^d + \rho_1 \Delta y_{t-1}^d + \dots + \rho_p \Delta y_{t-p}^d + \varepsilon_t \quad (8)$$

其中 $\Delta y_t^d$ 為降趨勢序列(detrended series)，當 DF-GLS 只有常數項(亦即迴歸式為無時間趨勢模型)時，其臨界值沿用 ADF 檢定；而當含常數項與趨勢項時(亦即迴歸式為常數項與時間趨勢項模型)，其近似分配就與 ADF 檢定法不同，臨界值係利用 ERS 一文所模擬之結果。虛無假設同 ADF 檢定法，若檢定值大於負的臨界值則不拒絕虛無假設。

## (四) Ng-Perron(NP)檢定法

根據學者的研究，發現到較早期的單根檢定法可能產生有兩個問題，(1)DeJong et al.(1992)提出當自我迴歸多項式 AR(p)的解(root)相當接近且數值非常小時，將導致檢定力不足(2)Schwert(1989)，Ng and Perron(1996)相繼提到在一階差分序列的移動平均多項式 MA(1)的殘差項為負且數值很大時，會使的單根檢定遭受嚴重的型 I 誤差扭曲

(size distortions)。因此，為解決這樣的問題，Ng and Perron(2001)根據去趨勢資料 (detrended data)並採用最小平方方法 (general least square, GLS)，建立  $MZ_\alpha$ 、 $MZ_t$ 、 $MSB$  及  $MP_t$  四個統計量。

其中  $MZ_\alpha$  和  $MZ_t$  分別修正 Phillips(1987)及 Phillips & Perron (1988)的  $Z_\alpha$  和  $Z_t$  統計量， $MSB$  修正 Bhargava(1986)的  $R_1$  統計量，而  $MP_t$  則是調整 Elliot et al.(1996)所提出之 ERS 檢定法的最適統計量  $K^1$ 。

其檢定統計量如下：

$$MZ_\alpha = \frac{(T^{-1}(y_t^d)^2 - f_0)}{2k} \quad ; \quad MZ_t = MZ_\alpha \times MSB$$

$$MSB = \left(\frac{k}{f_0}\right)^{\frac{1}{2}} \quad ; \quad MP_t = \begin{cases} [c^{-2}k - \bar{\alpha}^{-1}(y_t^d)^2 / f_0] \text{ if } \alpha_t = \{1\} \\ [c^{-2}k - (1-\bar{\alpha})c^{-1}(y_t^d)^2 / f_0] \text{ if } \alpha_t = \{L, I\} \end{cases} \quad (9)$$

其中  $\bar{c} = \begin{cases} -7 & \text{if } \alpha_t = \{1\} \\ -13.5 & \text{if } \alpha_t = \{L, I\} \end{cases}$ ，NP檢定法有限制的  $\alpha_t$  範圍及估計  $f_0$  的選擇方法。

與 DF 相同，NP 檢定法的虛無假設為變數具非恆定性，即具單根 I(1)特性；對立假設為變數具恆定性，為 I(0)序列。不同的是，此檢定法對於落後期的選取準是以 MAIC(modified AIC)為主，且主要是以  $MZ_\alpha$  與  $MZ_t$  檢定統計量來判斷時間序列是否具恆定性。

## 二、分量單根檢定

為能將分量的概念推廣至單根檢定上，Koenker and Xiao (2004)依據 Koenker and Bassett (1978) 所提出之分量迴歸模型架構，進一步發展出分量單根檢定(quantile unit root test, QUR)，此檢定在數列為非常態厚尾，或具有不對稱的動態行為時，較一般常用的 ADF 檢定更具有檢定力；此外，分量單根檢定的程序可以呈現數列在不同分量上均數復歸的速度，以提供反應變數更完整、細微的差異影響。較諸一般的線性模型提供更豐富的動態行為。

考慮下列 ADF 迴歸模型，

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^q \alpha_{j+1} \Delta y_{t-j} + u_t, t = 1, 2, \dots, n_t \quad (10)$$

此處， $y_t = y_t - \bar{y}_0$  表示去除平均數後的房價所得比率數列，干擾項  $u_t$  為 iid 的隨機變數，其平均數為 0，變異數為常數。在此設定下，AR 係數  $\alpha_1$  可用來衡量數列的持續性。若  $\alpha_1 = 1$ ， $y_t$  含有單根，若  $|\alpha_1| < 1$ ， $y_t$  為一均數復歸的恆定數列。如 Koenker and Xiao (2004)所述，條件在前一期(t-1)的訊息集合  $\mathcal{B}_{t-1}$  上， $y_t$  的第  $\tau$  個分量可以表示成  $\Delta y_t$  落後值的函數，如下：

$$q_{y_t}(\tau | \mathcal{B}_{t-1}) = \alpha_\tau^*(\tau) \quad (11)$$

<sup>1</sup> Elliot et al. (1996)根據 DF-GLS 單根檢定的差分項而來， $H_0: \alpha = 1, H_1: \alpha = \bar{\alpha}$ ； $\kappa = \sum_{t=2}^T (Y_{t-1}^d)^2 / T^2$

此處， $x_t = (1, y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-q})$ ， $\alpha(\tau) = (\alpha_{\tau_1}(\tau), \alpha_{\tau_2}(\tau), \dots, \alpha_{\tau_{q+1}}(\tau))'$ ，其中 $\alpha_{\tau_i}(\tau)$ 為 $u_t$ 的第 $\tau$ 個分量，且 $\alpha_{\tau_i}(\tau)$

表示不同分量下， $y_t$ 的持續性。

(11)式中 $\alpha(\tau)$ 的估計需要求解以下問題，

$$\min \sum_{t=1}^n \rho_{\tau}(y_t - x_t' \alpha(\tau)), \quad (12)$$

此處， $\rho_{\tau}(u) = u(\tau - \mathbf{I}(u < 0))$ ，其定義在 Koenker and Bassett (1978)有詳細說明， $\mathbf{I}(\cdot)$ 為指標函數。令 $\hat{\alpha}(\tau)$ 為(12)

式的解，Koenker and Xiao (2004)建議使用下列 $t$ 統計量來檢定 $y_t$ 在每一分量上的時間數列性質：

$$t_{\tau}(\tau) = \frac{\hat{f}(F^{-1}(\tau))}{\sqrt{\tau(1-\tau)}} (Y_{-1}' P_{\tau} Y_{-1})^{\frac{1}{2}} (\hat{\alpha}_{\tau}(\tau) - \mathbf{1}), \quad (13)$$

此處， $\hat{f}(F^{-1}(\tau))$ 為 $f(F^{-1}(\tau))$ 的一致性估計式， $f$ 與 $F$ 分別為干擾項 $u_t$ 的密度與分配函數， $Y_{-1}$ 為落後應變數 $(y_{t-1})$

的向量， $P_{\tau}$ 為投影到與 $X = (1, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-q})$ 正交的空間的投影矩陣。透過 $t_{\tau}(\tau)$ 的計算，我們可以檢視數列在不

同分量上的均數復歸行為，並進一步計算不同分量上的半衰期。相較之下，ADF 檢定只能觀察到數列在平均分量 (mean quantile)的行為。

除了檢定 $y_t$ 在每一個分量上是否具有單根行為外，本研究也利用 Koenker and Xiao (2004)所提出的分量

Kolmogorov-Smirnov (QKS)檢定來研究債務餘額占 GDP 比率數列在許多分量上是否具有單根行為，其定義如下，

$$QKS = \sup |t_{\tau}(\tau)|. \quad (14)$$

此處， $t_{\tau}(\tau)$ 如(14)式所定義。實際操作時，先選取分量集合 $\Gamma = \{0.1, 0.2, \dots, 0.9\}$ ，再計算每分量的 $t_{\tau}(\tau)$ 值(絕對

值)，最後再取最大值。

由於 $t_{\tau}(\tau)$ 與QKS檢定的大樣本分配為非標準(nonstandard)，且受擾攘參數的影響，Koenker and Xiao (2004)建議

下列「自體抽樣程序」(bootstrap)來估計檢定統計量的小樣本分配，其程序如下。

(1) 以普通最小平方法(OLS)估計 $\Delta y_t$ 的 $q$ 階自我迴歸模型：

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^q \hat{\beta}_j \Delta y_{t-j} + \hat{u}_t, \quad (15)$$

由(15)式取得估計值 $\hat{\beta}_j$ ， $j=1, 2, \dots, q$ ，以及殘差 $\hat{u}_t$ 。階次 $q$ 可利用 AIC 或 BIC 等訊息準則來挑選。

- (2) 以抽後放回的方式由 centered residuals  $\hat{u}_t = u_t - (n - q)^{-1} \sum_{t=q+1}^n u_t$  的實際分配中抽出一組「自體抽樣」樣本。
- (3) 在單根的虛無假設下，根據下列式子遞迴產生  $\Delta y_t^*$  的自體抽樣樣本，

$$\Delta y_t^* = \sum_{j=1}^q \hat{\beta}_j \Delta y_{t-j}^* + u_t^* \quad (16)$$

此處， $\hat{\beta}_j$  為(15)式的估計值，且初始值  $\Delta y_j^* = \Delta y_j$ ， $j=1,2,\dots,q$ 。

- (4) 由(12)式產生自體抽樣樣本  $y_t^*$ ，

$$y_t^* = y_{t-1}^* + \Delta y_t^* \quad (17)$$

此處， $y_1^* = y_1$ 。

- (5) 根據  $y_t^*$  來計算  $t_n(\tau)$  與 QKS 檢定，以  $t_n^*(\tau)$  與  $QKS^*$  表示之。
- (6) 重複步驟 2 到 5 許多次，可得到  $t_n(\tau)$  與  $QKS$  檢定的實際分配。
- (7) 以步驟(10)的實際分配來近似原來統計量於虛無假設下的累積分配函數。
- (8) 使用自體抽樣  $p$ -值來作推論。

## 肆、實證結果分析

### 一、資料初步分析

本研究以美國與台灣的房價所得比(Price and Income Ratio；PIR)為樣本，採用分量單根模型實證檢驗美國與台灣的房地產價格是否有泡沫化的現象。首先第一節進行樣本資料的初步分析，第二節針對樣本資料進行單根檢定，第三節以分量單根檢定檢驗在不同房價所得比之分量下單根檢定結果的變化，進而詳盡刻劃美國與台灣房地產價格的動態行為。

文獻上有相當多衡量住宅負擔能力（Housing Affordability）的指標，其中房價所得比(Price and Income Ratio；PIR)是最常被用來探討住宅負擔能力的指標，本研究即以美國與台灣的 PIR 作為實證研究對象。國際上對 PIR 的衡量是以面積 120 平方米(約 36.4 坪)的住宅價格除以中等家庭年收入的中位數，本研究受限於資料蒐集的困難，以房價指數除以人均所得來衡量 PIR，其中美國與台灣的房價指數資料分別為聯邦房價指數與信義房價指數；美國與台灣的人均所得資料則為各國的平均每人國民所得；再者為求人均所得資料與房價指數資料型態的一致性，將人均所得原始資料依照房價指數基期轉變成指數的形式。樣本期間，美國為 1970 年第 1 季至 2011 年第 3 季，台灣為 1993 年第 1 季至 2011 年第 3 季，資料頻率為季資料，詳細樣本資料來源請參閱表 1。

表 1 美國與台灣資料來源

國家別	美國	台灣
房價指數	聯邦房價指數 (FHFA House Price Index)	信義房價指數 (Sinyi House Price Index)
[資料來源]	聯邦住房金融局 (Federal Housing Finance Agency)	信義房屋 (Sinyi Realty Inc)
人均所得	平均每人國民所得 (National Personal Income)	平均每人國民所得 (National Personal Income)
[資料來源]	美國人口普查局 (United States Census Bureau)	台灣經濟新報資料庫 (TEJ)

國家別	美國	台灣
樣本期間	1970Q1~2011Q3	1993Q3~2011Q3
資料頻率	季資料	季資料

圖一以及圖二分別為美國與台灣房價所得比之時間趨勢圖，由圖形顯示兩國 PIR 在 2000 年均有落到谷底的趨勢，但在 2000 年後，卻呈現不一樣的走勢，美國 PIR 一路向上攀升直到 2006、2007 年美國次貸火苗開始蔓延才有逐漸降溫的趨勢；反觀台灣 PIR 卻在 2008 年美國次貸危機爆發後，有逐漸升溫的態勢，推測應該是政府推行各種救市措施讓游資流入房地產市場，或是人均所得仍然偏低所造成的結果。至 2010~2011 年間，美國 PIR 又再次出現下跌的趨勢，並且下跌幅度超過 2000 年的低點；台灣 PIR 則呈現攀升情況，至 2011 年始小幅下跌。據此，就兩國 PIR 的長期趨勢觀之，其 PIR 是否仍在一個合理的區間內，或是逐漸陷入泡沫化的危機中呢？本研究將進一步以分量單根檢定進行檢測，希冀能透過統計的方式挖掘出資料數列所隱藏的訊息。

表 2 為兩國 PIR 之基本敘述統計量資料，兩國 PIR 之樣本平均數有所差異，美國為 100.375% 高於台灣的 62.541%，而 PIR 的標準差美國為 22.183 高於台灣的 17.369，由此可看出美國的平均 PIR 不僅比台灣高，且離散程度亦比台灣來得大，顯示該國的房價或所得的波動較為劇烈，相形之下美國 PIR 較難以維持在合理區間內，也就是說美國形成房價泡沫化的可能性會比台灣來得高。此外，從美國與台灣偏態係數分別 0.514 與 0.920 皆為正數(>0)，顯示分配呈現右偏，而峰態係數則為 2.766 與 2.685 皆小於 3，為低闊峰的型態；接著由 J-B(Jarque-Bera)檢定的結果顯示，兩國的 PIR 均拒絕了數列服從常態分配的虛無假設。

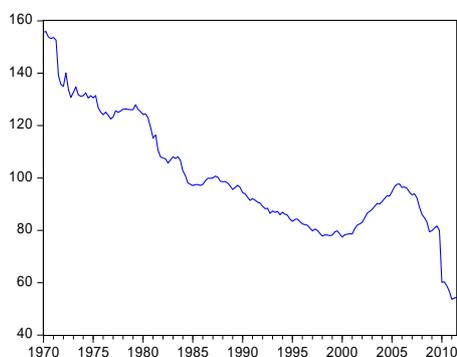
然而在 PIR 數列為非常態分配的情形下進行單根檢定，可能會導致無法拒絕(low-power)數列具有單根的虛無假設，據此更凸顯出使用 Koenker and Xiao(2004)所提出的分量單根檢定的重要性，其優點為不須假設數列服從常態分配，而是透過拔靴法(bootstrap)抽出多組「自體抽樣」樣本，進而得到實際的分配。也就是說，分量單根檢定是以樣本的實際分配進行檢定，如此一來將可解決檢定力過低(low-power)的問題。

表 2 美國與台灣房價所得比(PIR)敘述統計量

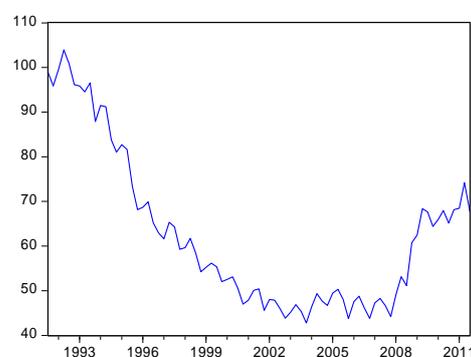
	樣本數	平均數	標準差	最大值	最小值	偏態係數	峰態係數	J-B
美國	167	100.375	22.183	155.825	53.647	0.514	2.766	7.729** (0.021)
台灣	81	62.541	17.369	103.881	42.787	0.920	2.685	11.756** (0.003)

說明：1. J-B 為 Jarque-Bera 檢定統計量，在常態分配的虛無假設下，其分配為自由度為 2 的卡方分配( $\chi^2(2)$ )。

2. \*\*、\*分別表示在 5%、10%顯著水準下，拒絕數列服從常態分配的虛無假設。



圖一、美國房價所得比



圖二、台灣房價所得比

本研究分別透過 Said and Dickey(1984)之 ADF 檢定、Phillips and Perron(1988)之 PP 檢定、Elliott, Rothenberg and

Stock(1996)之 DF-GLS 檢定以及 Ng and Perron(2001)之 NP 檢定，利用此四種不同的單根檢定方法，以瞭解 PIR 數列是否具有單根的現象。由於從圖一難以窺知兩國的 PIR 數列是否具有明顯上升或下跌的趨勢，故單根檢定模型之設定，係假設兩國 PIR 數列不具有時間趨勢的特性，亦即選擇僅考慮常數項的模型。四種不同方法單根檢定，在最適落後期數的選擇上，除 NP 檢定須以 MAIC 準則作為依據外，其餘檢定均採 BIC 準則為主，而最大落後期數皆為 4，且其檢定結果彙整於表 3。

由表 3 得知，美國與台灣 ADF 檢定統計量(p 值)分別為-1.429(0.566)與-2.879(0.053)，在 10%的顯著水準下，台灣 PIR 可以拒絕數列存在單根的虛無假設；而 PP 檢定統計量(p 值)則分別為-1.411(0.575)與-2.179(0.215)，皆無法拒絕虛無假設。再者觀察 DF-GLS 檢定統計量，美國為 2.168 台灣為-0.973，亦無法拒絕虛無假設；最後採 NP 檢定法，發現兩國之檢定統計量分別為 1.569 以及-3.254，仍舊無法拒絕單根存在的虛無假設。

由於 ADF 的檢定力較 DF-GLS 以及 NP 弱，所以台灣 PIR 拒絕單根的結果可能是過度拒絕(over-sized)所造成，故仍推論兩國 PIR 數列可能存在單根。換言之，美國與台灣兩國房地產價格與人均所得並不存在一個長期均衡的關係，而可能有泡沫化的現象。據此，為求更完整地刻劃該數列的動態行為，本研究將在下一節進行分量單根檢定探討數列恆定性的現象。

表 3、美國與台灣房價所得比(PIR)單根檢定結果

國家別	ADF	PP	DF - GLS	MZ <sub>α</sub>
美國	-1.429 (0.566)	-1.411 (0.575)	2.168	1.569
台灣	-2.879* (0.053)	-2.179 (0.215)	-0.973	-3.254

說明：1. MZ<sub>α</sub>與 DF - GLS 統計量在顯著水準為 5%、10%的臨界值分別為-8.1、-5.7；以及-1.9427、-1.6154，而小括弧()內的數字為 p 值。

2. \*\*、\*分別表示在 5%、10%顯著水準下，拒絕數列具有單根的虛無假設。

## 二、分量單根之實證分析

從第二節的單根檢定結果可知兩國 PIR 數列皆呈現單根的現象，因此本研究將以分量單根檢定檢視不同分量下，PIR 數列是否會因為分量的不同而偏離恆定或呈現均數復歸的現象。在表 4 為在各分量下的分量迴歸結果，包括常數項( $\alpha_0(\tau)$ )、自我迴歸項( $\alpha_1(\tau)$ )、QKS 檢定、半衰期(HLs)以及各估計數值所對應的 p 值，其中， $\alpha_0(\tau)$ 對應的 p 值是以 t 檢定來檢視衝擊的影響是否顯著異於零，而 $\alpha_1(\tau)$ 是利用 統計量來檢定數列在各分量下是否存在單根的現象；最適落後期數的篩選則根據 BIC 準則，選取兩國 PIR 的最適落後期數。且根據檢定的結果，進行下述的分析：

首先本研究透過 QKS 檢定在所有分量 ( $\tau = 0.1 \sim 0.9$ ) 的範圍內，PIR 是否具有均數復歸的情況，由表 4 可知美國與台灣 QKS 檢定統計量分別為 3.443 與 4.480，p 值則為 0.050 與 0.020，在顯著水準為 10%下，皆可以拒絕數列存在單根的虛無假設，也就是說兩國的 PIR 皆為恆定數列。

接下來為了更詳細了解美國與台灣 PIR 數列之動態行為，本研究進一步從不同分量的面向加以探討，表 4 之常數項( $\alpha_0(\tau)$ )是用來衡量在第  $\tau$  個分量下，外在衝擊對 PIR 的影響程度，而透過常數項的估計符號可以用來解讀外在衝擊對 PIR 數列的影響方向，若估計符號為負號，則表示負面衝擊對 PIR 數列的影響，假使估計符號為正號，則表示正面衝擊對 PIR 的影響。且負面衝擊會使 PIR 向下修正；相反的，正面衝擊會使 PIR 向上修正。

故從分量單根檢定之常數項( $\alpha_0(\tau)$ )檢定結果分析(請參閱表 4)，可以發現美國與台灣 PIR 隨著分量愈來愈高 ( $\tau$  從 0.1 至 0.9)，在顯著水準 10%下，常數項( $\alpha_0(\tau)$ )的估計值逐漸由顯著為負轉變為顯著為正，且影響係數隨之擴大(美國從-1.697 至 1.156，台灣從-2.844 至 2.983)，表示隨著分量的增加，外在衝擊對 PIR 數列的影響從向

下修正轉為向上修正。但兩國卻有不同的特性，美國 PIR 在分量為 50%與 60%( $\tau = 0.5, 0.6$ )下不顯著，台灣 PIR 則是當分量為 60%( $\tau = 0.6$ )時不顯著。雖兩國的檢定結果略有差異，卻同樣意謂著低分量下，PIR 會受負面衝擊影響而下修；且在高分量下，PIR 亦會受到正面衝擊影響而上修。

再者，透過分量單根檢定之自我迴歸項( $\alpha_1(\tau)$ )，來檢視不同的分量 ( $\tau = 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9$ ) 下，數列是否存在單根的行為。據此，更能清楚地瞭解特定分量下，該數列是否會因為外在衝擊的影響程度大而導致數列變成非恆定的狀態，抑或是外在衝擊的影響程度不大，而數列仍具均數復歸的能力。觀察表 4 美國 PIR 數列之  $\alpha_1(\tau)$  估計值發現，當分量小於 60%( $\alpha_1(\tau)$ )時 估計值皆小於 1( $\alpha_1(\tau) < 0.990$ )且 p 值，在 10%的顯著水準下，可以拒絕數列存在單根之虛無假設，也就是說在較低分量下，外在衝擊影響的持續性不強，使得 PIR 仍在一個合理的區間內，並沒有泡沫化的跡象；相反地，當分量為 70%、80% 與 90%( $\tau = 0.7, 0.8, 0.9$ )時， $\alpha_1(\tau)$  估計值分別為 0.992, 1.003, 1.003 且 p 值為 0.437, 0.920, 0.803，該數列變得無法拒絕虛無假設，呈現單根的行為。然就台灣 PIR 數列而言，則當分量大於 50%( $\tau > 0.5$ )，該數列即變為非恆定的狀態。故可得知，負面衝擊的持續性比正面衝擊的持續性來得低，所以面臨負面衝擊時，因均數復歸的能力較好，故兩國房價與所得兩變數之間較仍存在長期均衡關係；相反地，面臨正面衝擊時，隨著持續性的增強導致 PIR 偏離合理區間出現泡沫化的隱憂。

接著為衡量外在衝擊的持續性，本研究透過各分量下  $\alpha_1(\tau)$  的估計值算出 HLs 值，據以衡量外在衝擊的持續性。在低分量( $\tau = 0.1$ )時，美國與台灣 PIR 數列的 HLs 分別為 13.796 與 5.520，且  $\alpha_1(\tau)$  皆顯示拒絕數列具有單根的虛無假設之情況下，意謂著美國大約過了 14 季後，而台灣大約過了 5 季之後，隨著負面衝擊對 PIR 的影響漸式微而回到合理區間內。然而，在高分量( $\tau = 0.9$ )時，兩國的 HLs 變為無窮大( $\infty$ )，顯示正面衝擊對 PIR 數列的影響時間相當長，如此一來房價與所得將脫離長期均衡關係。

據此，由  $\alpha_0(\tau)$  以及  $\alpha_1(\tau)$  在各分量下的結果顯示，兩國 PIR 數列遭逢不同衝擊時，由於負面衝擊的持續性比較低，所以數列能在一定的期間內回到合理區間，故房價與所得存在長期均衡關係；但是正面衝擊卻伴隨著較高的持續性，破壞 PIR 長期均衡水準，使房價與所得不存在長期均衡關係。

值得注意的是，PIR 在不同分量下所呈現之差異情形。從表 4 的實證結果顯示，在低分量時，房價與所得皆存在長期均衡關係。然而在高分量時，房價與所得卻不存在長期均衡關係。推測其可能原因為低分量時，兩國 PIR 正處於較低的狀態，當負面衝擊發生時，房價與人民所得隨之下降，對於房地產市場而言，民眾或法人深怕無法在房價下跌初期，立即出租或賣出手中的不動產，卻又受到借貸利息...等相關成本壓力的影響下，為避免賣在最低點造成損失擴大，只好在極短的期間內折價出售房地產，此舉會大幅影響整體房價的供給面，使得房價下修的幅度遠大於所得下調的幅度；因此人民依然買得起房地產，故房價與所得仍存在一個長期均衡的關係。反觀在高分量時，兩國 PIR 正處於較高的狀態，當正面衝擊發生時，整體經濟活動注入新的活水，不僅使經濟成長也帶動房地產市場表現，讓房價與所得雙雙向上攀升；且因為整體商業活動的增加，進一步刺激房地產的需求將讓房價快速飆漲，然而人民的所得水準上調整的速度卻追不上房價飆升的強度，使得人民買不起房地產，造成房價與所得將不具長期均衡關係。

本研究經由上述實證分析發現一個有趣的現象，當 PIR 數列受到外部衝擊的影響時，不論衝擊為正面抑或是負面，皆可具體反映出房價調整的強度均大於所得，其結果是因為投資活動會快速反應經濟景氣的興衰狀況，若以房價與所得作為觀察，房價受到投資面的影響會大於所得，因此房地產的價格調整速度會比所得來得快。

正因如此房價與所得兩者調整強度的不同引起我們的好奇心，到底是什麼樣的因素，才會導致這種情況的發生呢？探究其因，可能與 Dornbusch(1976)的發現相似，該學者認為商品市場和資產市場調整速度是不同的，因此資產市場價格(如利率、匯率等)是能夠在短時間內反應外在的衝擊做出調整，然而短期內商品市場的價格卻具有調整

的僵固性(stickiness)，使得短期內商品市場會有失衡的情況，以致購買力平價在短期內難以成立。因此，本研究推論房價與所得調整速度的不同，可能是兩變數具有不同的特性所導致。如果把房地產價格視為資產市場的價格，而所得視為商品市場的價格；利用 Dornbusch(1976)的觀點就能夠解釋為什麼面對負面衝擊時，人民所得依然可以買得起房地產的情形。這種情形主要是因為房價在短時間內的調降的速度會比所得還快，所以當房價下跌時，人民所得可能還未隨之下降或是下降的幅度不大，故人民仍然買得起房地產，且負面衝擊的持續性低使得 PIR 仍在合理的區間內，所以房價與所得仍存在長期均衡的關係，也就是呈現均數復歸的現象。反觀當數列遇到正面衝擊時，短時間內房價的上漲的速度比所得還快，以至於當房價已經飆漲到一定程度時，所得還未隨之調升或是調升的幅度不大，導致人民所得無法支應購入房地產的支出，且正面衝擊持續性比較高，將破壞 PIR 數列長期均衡關係，使該數列呈現單根的行為。

## 伍、 結論與建議

回顧 2008 年金融海嘯發生主因之一，即在低利率且信用過度擴張時，金融業者為了要增加本身利潤，且為消化「爛頭寸」的問題，因而擴大貸款對象並增加信用額度，導致次級信用之放貸上升，其中又以房屋貸款為最大筆，而房貸如催化劑般加速房地產泡沫化。然而對於一國經濟成長而言，房地產業向來被認為是所謂的「火車頭產業」，其涵意為該產業可帶動水泥、鋼鐵、仲介、金融等相關事業的發展，進而使經濟更加地繁榮。但隨房價不斷高漲的同時，一般民眾的薪資水平是否會呈現等比例的上升呢？抑或是房價已經飆破人民所得可承擔的區間，使房地產價格一步步地走向泡沫化的危機呢？

本研究利用分量單根檢定來檢視房價所得比(PIR)之動態行為，不同於傳統的單根檢定方法，僅能觀察到數列在平均分量之行為；分量單根檢定更能夠清楚地界定出房價所得比恆定與非恆定的範圍，此外，相較於傳統單根檢定須假設數列服從常態分配，分量單根檢定不受於此假設條件之限制，因此，當數列呈現為非常態之厚尾型態，或具有不對稱之動態行為時，分量單根檢定能夠提供較高的檢定力。若與近期學者所提出之非線性模型相比，分量單根檢定更可以估計數列在不同條件分量下之行為。值得一提的是，透過分量單根檢定可分析出 PIR 在面對不同程度的負面以及正面衝擊時，其均數復歸調整速度之動態行為。

經由分量單根之實證結果顯示，美國與台灣之 PIR 在不同分量下，並非皆呈現恆定的狀態。探究其可能原因有兩個：第一，房價與所得兩變數之調整速度存在差異性；可能與 Dornbusch(1976)之發現相似。第二，衝擊持續性之不同；本研究發現當 PIR 面臨負面衝擊時，雖然房價調整速度會較所得快，但在衝擊持續性較低的情形下，PIR 仍在合理區間內，表示兩變數存在長期均衡的關係。反觀，當 PIR 面臨正面衝擊時，在房價調整速度仍較所得快加上衝擊持續性較高的情形下，PIR 將脫離合理的區間內，表示兩變數不存在長期均衡關係。也就是說，由於房價與所得兩變數調整速度的差異，以及衝擊持續性的不同的情形下，使得 PIR 呈現不對稱之動態調整行為。

根據此結果，本研究建議為防範房地產泡沫化造成大幅的經濟損失，政府當局應該更關注於經濟活動與房價漲跌兩者的變化，當負面衝擊發生時，經濟活動受到不景氣的影響開始走下坡時，房價也會受到衝擊而隨之下跌，然而所得卻存在調整僵固性，並不會馬上反應向下調整，所以當下不會對人民購置房地產的需求造成太大的影響。相反地，當正面衝擊發生時，經濟活動受到景氣好轉的激勵而逐漸回溫，房價也會反映衝擊的影響向上調漲，但是所得卻沒有辦法及時調升，使得人民買不起房地產，進而造成房地產泡沫化的危機。為預防房價不斷的飆升造成房地產的泡沫化，政府應該在房價上漲時，特別注意房價後續的走勢是否會隨著景氣變熱，而偏離人民所能負擔的能力範圍內，適時地透過緊縮政策的配合，如：調高房貸基準利率、提高購屋自備款等措施，以適度地控制房地產價格的漲勢。

表 3、美國與台灣房價所得比(PIR)分量單根檢定

國家別	$\tau$	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
美 國	$\alpha_0(\tau)$	-1.697	-0.935	-0.538	-0.298	-0.094	0.108	0.448	0.844	1.156
	p-value	0.001**	0.000**	0.006**	0.053*	0.337	0.322	0.032**	0.003**	0.000**
	$\alpha_1(\tau)$	0.951	0.983	0.990	0.990	0.984	0.983	0.992	1.003	1.003
	p-value	0.003**	0.093*	0.077*	0.093*	0.013**	0.047**	0.437	0.920	0.803
	Half-lives	13.796	40.426	68.968	68.968	42.974	40.426	86.296	$\infty$	$\infty$
	QKS/p-value	3.433/0.050*								
台 灣	$\alpha_0(\tau)$	-2.844	-2.546	-1.728	-0.901	-0.523	0.121	1.073	2.19	2.983
	p-value	0.000**	0.000**	0.001**	0.010**	0.078*	0.408	0.030**	0.008**	0.020**
	$\alpha_1(\tau)$	0.882	0.867	0.895	0.935	0.943	0.945	0.990	1.026	1.056
	p-value	0.007**	0.000**	0.003**	0.087*	0.137	0.197	0.770	0.970	0.967
	Half-lives	5.520	4.857	6.248	10.313	11.811	12.253	68.968	$\infty$	$\infty$
	QKS/p-value	4.480/0.020**								

- 說明：
1. 單根檢定的虛無假設為時間序列具有單根。
  2. 各參數所對應的 p 值，是以拔靴法 (bootstrap) 重複抽樣 3000 次計算而得。
  3.  $\alpha_0(\tau)$  對應的 p 值是以 t 檢定來檢視衝擊的影響是否異於零，而  $\alpha_1(\tau)$  是利用  $t_n(\tau)$  統計量來檢定數列是否存在單根。
  4. \*\*、\* 分別表示在 5%、10% 顯著水準下，拒絕數列具有單根的虛無假設。

### 參考文獻

- [1] 張金鵠, 陳明吉, 鄧筱蓉, 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, 第十八卷第二期, 1-22
- [2] 黃佩玲 (1994), 住宅價格與總體經濟變數關係之研究, 國立政治大學地政系碩士論文。
- [3] 王柏達 (2010), 民國百年大泡沫: 財富即將重分配, 央行沒告訴你的真相, 台北: 先覺文化事業有限公司。
- [4] 鄧筱蓉 (2008), 台北市房價泡沫知多少? - 房價 VS. 租金與房價 VS. 所得, 國立政治大學地政系碩士論文。
- [5] 陳明吉、蔡怡純和張金鵠 (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。
- [6] 陳慧敏 (1992), 由住宅負擔能力與補貼公平探討我國購屋貸款制度, 國立政治大學地政系碩士論文。
- [7] Bramley, G.,(1994) , An affordability crisis in British housing: Dimensions, causes and policy impact. *Housing Studies*, 9(1), 103–123.
- [8] Chen, M.C., I. C. Tsai, and C.O. Chang.,(2007) House Prices and Household Income: Do They Move Apart? Evidence from Taiwan. *Habitat International*, 31, 243-256.
- [9] Capozza, D. R., Hendershott, C. M., & Mayer, C. J.,(2002) , Determinants of real house price dynamics. *NBER working paper*, 9262.
- [10] Case, K.E. and Shiller, R.J.,(1989) , The Behavior of Home Buyers in Boom and Post—boom Markets, *New England Economic Review*, Nov/Dec: 29-46.
- [11] Dornbusch, R., (1976), Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84, 1161-1176.
- [12] Elliott, G, Rothenberg, T. J., & J.H. Stock.,(1996) , Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root., *Econometrica*, 64, 813-836.
- [13] Feins, J.D. & Terry S. Lane, T.S. (1981) How Much for Housing? New Perspectives on Affordability and Risk , Cambridge,MA, Abt Books.
- [14] Ferna´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.
- [15] Flood, R. and P. Garber(1980), Market Fundamentals Versus Price-Level Bubbles, The First Tests, *Journal of Political Economy*, 88, 745-770.
- [16] Gallin, J.,(2006) , The long-run relationship between house prices and income: Evidence from local housing markets. *Real Estate Economics*, 34(3), 417–438.
- [17] Gürkaynak, R. S. (2008), “Econometric Tests of Asset Price Bubbles: Taking Stock,” *Journal of Economic Surveys*, 22(1),166–186
- [18] Himmelberg, C., C. Mayer, and T. Sinai (2005), “Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals, and Misperceptions,” *Journal of Economic Perspectives*, 19, 67–92.
- [19] Hui, E.C.M., Yue, S., (2006) , Housing price bubbles in Hong Kong, Beijing and Shanghai: a comparative study. *Journal of Real Estate Finance and Economics* ,33, 299–327.
- [20] Koenker, R. and Z. Xiao., (2004), “Unit root quantile autoregression inference,” *Journal of the American Statistical Society*, 99(467), 775-787.
- [21] Krainer, J.,(2003) , House Price Bubbles. *FRBSF Economic Letter*, (6), 1.
- [22] Lawrence (2008) THE GREAT HOUSING BUBBLE-Why Did House Prices Fall? , Monterey Cypress Publishing.
- [23] Linneman, P., & Megbolugbe, I.,(1993) , Housing affordability: Myth or reality? *Urban Study*, 29(4), 369–392.
- [24] 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.
- [25] Said, S. E. and Dickey, D.A.,(1984) , “Testing for unit roots in autoregressive-moving average of unknown order,” *Biometrika*, 71(3), 599-607.
- [26] Schiller, T.,(2006) , Housing: Boom or Bubble? *Business Review (Federal Reserve Bank of Philadelphia)*, 9-18.
- [27] Stiglitz, Joseph E. (1990). “Symposium on Bubbles,” *Journal of Economic Perspectives* 4(2), 13-18.
- [28] Phillips, P.C.B. & Perron, P.,(1988) , Testing for a unit root in time series regression., *Biometrika*, 75, 335-346.