住宅負擔能力惡化之再檢視
—台北市住宅市場分析

陳明吉* 蔡怡純** 張金鶚***

摘 要

理論上建議住宅價格與家庭所得應維持在一定的比值，然而過去數十年間，國內住宅價格產生相對於所得的高度循環變動現象，特別是最近一次（民國 70 年末期）的住宅價格劇漲使此比值突增一倍，造成這段期間內住宅負擔能力急速惡化。然而住宅價格真的會脫離所得到達大部分家庭難以負擔的程度，或者這現象是屬短暫的不均衡？而這現象到底是何種因素造成？本文首先分析住宅價格與家庭所得是存有何種均衡關係，是否持續惡化，接著分析住宅負擔能力的惡化到底是何種因素造成。研究結果發現，傳統共整合（cointegration）測試無法提出證據顯示家庭所得與住宅價格在長期存有共同的趨勢，然而我們採用 Engle 與 Smith 在 1999 所提出的 STOPBREAK 模型來檢定，卻說明了此二者雖然受到衝擊影響時會有短暫背離，但仍然存有相依變動之均衡關係，我們再對住宅價格與所得比例的測試，也發現國內住宅負擔能力的惡化是暫時的現象。而藉由向量自我迴歸模型之變異數分解分析，我們發現代表投資需求的貨幣供給量變數影響住宅價格短期之變動甚劇，可能是造成住宅價格短期偏離所得之重要原因。

關鍵字詞： 所得、住宅價格、共整合、結構轉變

* 國立中山大學財務管理系助理教授
** 國立中山大學財務管理系博士候選人
***國立政治大學地政系教授

臺灣大學學術期刊資料庫

壹、前言

近三十年來國內由於經濟的快速成長，住宅市場的發展也極爲迅速，特別是住宅價格的上漲幅度甚爲鉅大，然而存在一個不尋常的現象是家庭所得的成長低於住宅價格成長的速度。一般而言，已開發國家的住宅價格約爲家庭年所得的 2 至 4 倍，而國內約爲 4 至 6 倍，根據張金鶚（民 79）的研究指出，在民國 77 年房價高峰時期時，台北市平均住宅價格與所得比爲 11.9；薛立敏（民 85）指出民國 71-75 年的比值爲 4.2，而民國 81 年增加至 5.8；這些似乎顯示出台灣地區住宅負擔能力的問題有日趨嚴重的現象。

根據本研究所採用的資料（註[1]），台北市典型預售住宅價格與家庭經常性收入（見圖一），在民國 62 年至 76 年間雖然住宅價格雖二次暴漲，但住宅總價（註[2]）與家庭年所得之比值（House Price to Income Ratio, PIR）約維持在 4 到 6 之間，然而民國 70 年代末期的房價上漲，卻使得 PIR 快速提高，從表一可以發現到民國 77 到 79 年間，所得成長仍如同往常維持一定的成長速度，但房價卻呈現倍數成長的情況，因而此 PIR 由民國 76 年的 6 倍躍升至 14 倍。在民國 80 年之後國內房地產市場開始進入衰退期，除了台北市房價的維持平緩外，台灣大部分地區的房價都呈現下跌狀態，這段時期的 PIR 因此低至 8 倍左右。基於此情況，許多樣本期間在民國 60 年至 80 年的研究均指出一般家庭所得水準的增加幅度遠不及於房價的上漲幅度，從而近年來有國內學者從事於合理住宅價格的研究（譬如薛立敏，民 85；高國峰、張金鶚、林秋瑾，民 89 等），以探討國內不尋常住宅市場情況下合理的住宅價位。然而這是否是意味住宅價格在 70 年代末期的上漲是源自於未來所得的提高，抑或是長期 PIR 已經產生結構性變化，將是有趣的分析議題。

伴隨著經濟的成長，人們對房地產的需求也欲來愈加的殷切，因此住宅價格的上漲是必然之現象，但所得也理應同步成長。理論上價格是由市場供

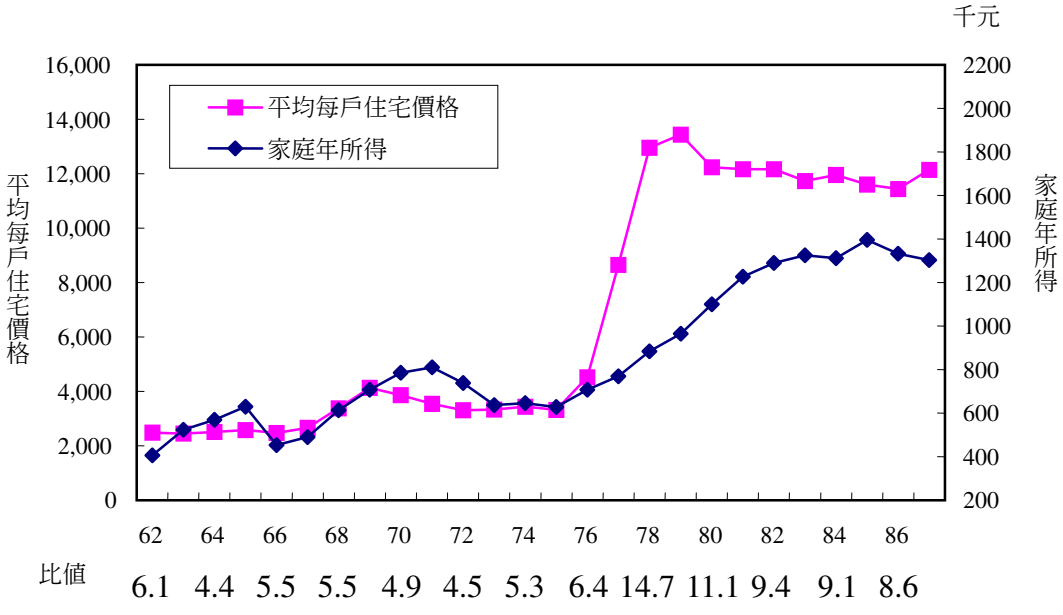
1 請見第三節之資料說明

2 以每戶平均 35 坪計算。

臺灣大學學術期刊資料庫

需所決定，在自由市場機制的運作下，住宅價格應是不可能提高至一般家庭無法負擔的程度。日本在 1980 年末期資產價格曾大幅上漲，發生泡沫經濟之現象，然而 1990 年代後，泡沫破裂，房地產價格降至高峰期一半之水準。雖然資產價格的劇漲也曾使日本國民住宅負擔能力惡化，所得持續平緩的增加，終究追上住宅價格增加的速度。因此是否誠如許多研究指出國內住宅負擔能力在持續惡化（註[3]），或者 70 年代末期的房價暴漲只是泡沫或暫時的過度成長（over-shoot）？是否隨著所得持續的增加而追上房價的水準，使住宅價格與家庭所得回復均衡，目前卻無研究提出看法。

圖 1　台北市預售住宅價格與家庭年所得



資料來源：家庭所得：台北市家庭收支調查報告
住宅價格：張金鶚 （民88），住宅資訊系統之整合與規劃研究，內政部營建署

在住宅研究領域中，住宅負擔能力一直是一個重要的研究主題，雖然早期有不少文獻探討，但其焦點是在於負擔能力的減輕上：最近住宅負擔能力

3 住宅負擔能力惡化之標準，過去文獻中並沒有獲致一致的結論，基本上各國國情、價值觀皆不同，除 PIR 可作爲指標外，其他文獻則（如 Wynn 與 Douglas （1990），張金鶚與陳慧敏（民 82）等認爲年住宅支出超過年所得 30%，則有負擔過重之感。

臺灣大學學術期刊資料庫

的研究轉向合理住宅價位水準上，而本文從另外一個角度檢視此問題，提出的研究論點是住宅負擔會隨市場機制自動調整，此問題在國內外卻鮮有研究。因此本研究主要的目的是在探討國內家庭所得與住宅價格兩者的長期關係，是否國內住宅負擔能力惡化會持續下去，或者只是短暫的現象，而此偏離的現象到底是何種因素造成。本研究首先採用目前普遍用來分析變數之間長期關係的共整合理論（Engle 與 Granger, 1987），探討家庭所得與住宅價格在長期是否均衡，然而傳統的共整合技術無法解決樣本期間內時間序列資料受到短暫衝擊的情況，也就是國內住宅價格可能因短暫期間的變動而偏離與家庭所得應有的共同趨勢，因此本研究採 Engle 與 Smith （1999）提出了 Stochastic Permanent Breaks （STOPBREAK）的概念及檢定方法，輔以 Perron（1997）的結構性轉變的單根檢定。Perron 的測試在於瞭解住宅價格與所得比例是否是定態，而 STOPBREAK 模型分析住宅價格與所得的長期關係但允許兩者均衡中存在短暫跳開的情況，更進一步解釋住宅價格與所得，及其比例之間的偏離是何種情況。接著本研究探討造成此短暫偏離之因素，因爲住宅價格除了受到所得之居住需求影響外，也受到投資需求之影響，是否因爲投資需求造成此短暫偏離，我們藉由向量自我迴歸模型（Vector Autogression （VAR） model）之變異數分解（Variance Decomposition）分析以探討住宅價格短期劇烈變動之原因。

本研究共分爲六部份，除第一部份前言外，第二部份說明住宅價格與家庭所得關聯性的理論，與住宅價格決定因素模型，第三部份介紹本文的研究方法，第四部份爲資料說明與討論，第五部份爲實證結果分析，最後一部份則爲結論與建議。

臺灣大學學術期刊資料庫

貳、家庭所得與住宅價格的理論基礎

一、住宅價格決定因素模型

欲分析家庭所得與住宅價格之間的關係，通常我們可以從典型住宅需求、供給與價格決定式上著手（註[4]），某一地區第 t 期新增之住宅需求（HD），可以以下式表示：

$$HD_t = （S_t - S_{t-1}）\quad （1）$$

其中 S 是住宅存量，眞正住宅存量的改變是假設調整到理想住宅存量 $\hat{S}_t$，但此調整受到調整成本（註[5]）影響，僅作了σ比例的調整。

$$(S_t - S_{t-1}) = \sigma(\hat{S}_t - S_{t-1}) \qquad 0<\sigma<1 \quad （2）$$

我們把（2）帶入（1）得到：

$$HD_t = \sigma(\hat{S}_t - S_{t-1}) \quad （3）$$

由於理想的住宅存量 $\hat{S}_t$ 是無法觀察得到，傳統的方法是以其影響因素帶入，這些因素爲家庭所得、住宅服務價格及人口特徵等，所以

$$\hat{S}_t = f(PY, Phs, \mathrm{HHN})_t \quad （4）$$

將（4）帶入（3），我們得到：

$$HD_t = \sigma f(PY, HHN, Phs)_t - \sigma S_{t-1} \quad （5）$$

住宅服務價格（Phs）決定了家戶消費住宅服務的量，在一個完美的市場服務價格（Phs）與資產價格（Ph）必須滿足

$$Phs_t = Ph_t *（i_t - PhGr_t^e）\quad （6）$$

其中 i 是利率，$PhGr_t^e$ 預期住宅價格上漲率

而另一方面住宅供給方面，其供給函數（HS）是

$$HS_t = g(Ph_t, CC_t, LC_t) \quad （7）$$

---

4 此類模型推導方式，較早期可參見 Whitehead （1974），Bowden （1980），及最近 Chen 與 Patel（2002）對台北市住宅價格之研究。

5 如資訊限制、搜尋成本或遷移成本等。

臺灣大學學術期刊資料庫

其中 CC 是建築成本，LC 是土地價格

在一個均衡的是市場，供給會等於需求（$HD_t=HS_t$）。因此（5）與 （7）將可導出住宅價格函數：

$$Ph_t = f(PY_t, HHN_t, S_{t-1}, (i\text{-}PhGr^e)_t, CC_t, LC_t) \quad (8)$$

在所有住宅價格的影響因素之中，家庭所得可說是最主要因素。消費者購置住宅時，所面臨的第一個問題即是購屋者是否有足夠的所得去支付購屋所需價金，此外除了其他財貨之價格，尚受到貸款額度與償債能力等的影響，而這些因素皆與所得有密切關係。此乃因爲住宅的單價遠非一般商品可比，大多數住宅的購置必須藉助於金融機構的融資，但融資的多寡卻取決於該貸款者所得（註[6]），因此可見所得之重要。

對於其他影響因素，根據Dougherty與Van Oder（1982）以及Meen（1990）提出以住宅使用成本理論推導住宅價格的決定因素，住宅價格除了受到居住需求（所得爲主要因素），還受到住宅使用者成本、投資需求、住宅供給與建築成本之影響。這些因素中，住宅使用者成本之定義與上述(6)中之(i - $PhGr^e$)相同，在此 i 爲利率，$PhGr^e$ 爲住宅價格的預期成長率，也就是貸款利率扣除住宅價格預期報酬。通常使用成本爲正值，但是在某些例子中此一成本可能呈現負值，例如在台灣住宅價格暴漲時期，住宅的報酬率高出貸款利率與相關成本許多，因此相對於一般金融資產，購買住宅被許多家庭視爲是相當不錯的投資。而由於住宅的投資決策基於住宅資本與個人財富投資的相對報酬率，此部分會受到投資者可獲得的授信程度（availability of credit）或擁有的財富（money holding）的影響。當利率降低或貨幣供給快速的擴張時，一般家庭將感到較容易取得住宅貸款以用予住宅投資，由於房地產較能夠對抗通貨膨脹，透過投資組合的方式也能降低金融性資產的通貨膨脹的風險，因此對於住宅的投資需求必須加以考慮。過去台灣文獻（譬如吳森田（民 83）、林秋瑾與黃佩玲（民 84）等）多認爲游資是造成住宅價格的暴漲之重要因素，因此以貨幣供給量（MS）來衡量住宅的投資需求對住宅價格影響。

6 國外研究多認爲融資的多寡取決於貸款者的所得，但國內情況則主要是取決於擔保品的價格。

臺灣大學學術期刊資料庫

二、住宅價格與所得關係探討

一般而言，政府在探討住宅市場運作情形常使用相關指標來瞭解，二者之間關係的討論均在於住宅負擔能力（housing affordability），亦即消費者購買住宅之能力。在衡量住宅的負擔能力有許多種類，過去的住宅研究多建議使用住宅價格與家庭所得之比值（註[7]），在台灣之文獻譬如張金鶚（民 79），薛立敏（民 85）等均認爲由於國內房價增加速度大於所得增加速度，造成國內住宅負擔能力正日趨惡化。因此近年來有許多研究探討國內合理房價之水準，然而國外卻鮮見有探討合理房價之研究（註[8]），因爲住宅價格與所得長久均維持在一定之比例，少有比例突增之現象。在自由市場經濟制度下，商品的價格是由供給與需求所共同決定的，價格高需求便會減少，從而價格會下降，最終會自行達到均衡狀態。因此理論上住宅應透過自由市場價格自行調節的機能，會運作出合理的價格，而此合理的價格應是所得與家庭所得達到均衡的一個價格。一般認爲房地場市場是屬獨佔性競爭（monopolistic competition）市場，此類市場的機能常無法充分發揮以達到經濟效率，因而容易會發生市場失靈（market failure）的情況，而目前國內所得與房價偏離，可以解釋爲市場失靈的結果。基本上市場的失衡可透過價量合理的調整，使市場回復原有運作，然而若有外部性（externalities）的產生，可經由政府的公共政策實施補貼譬如興建國宅從供給面去調節房價或者也可使所得與房價達成均衡。因此雖然在短期住宅市場失靈，長時期市場機能可自行發揮作用或經由政府干預，最終所得與房價會回到均衡的狀態。

在民國 70 年代末期，台灣住宅價格歷經前所未有的暴漲，許多研究（譬如林秋瑾，民 85；彭建文、張金鶚、林恩從，民 87 等）認爲住宅市場發生結構性的轉變，但未提出確切理由或有深入分析；另外也有部分研究從投機泡沫（speculative bubbles）的角度來看，在過去有不少文獻（如周世賢，民 83；

7 亦有住宅費用佔家庭所得之比值所得之比例，詳見曾平毅（民 80）的討論。
8 見高國峰、張金鶚、林秋瑾（民 89）。

臺灣大學學術期刊資料庫

林祖嘉與林素菁，民 85；楊宗憲、張金鶚，民 88 等）認爲住宅價格確存有泡沫，經由不同方法的實證，這些文獻也都能提出證據顯示在民國 70 年代末期國內住宅市場有泡沫現象。在世界其他地區如東南亞與日本也曾有泡沫經濟之現象，特別是金融危機情況與台灣較類似的日本（註[9]），在 1980 年末期的泡沫經濟，房價達到前所未有的高峰，目前泡沫破裂而不動產價格已下跌至高峰期的一半，當初因房價上漲而造成住宅負擔能力惡化情況已得到抒解。因此若是國內住宅市場的確是因爲某些因素使市場價格過度反應而脫離市場基值（market fundamental），泡沫因此而產生，當泡沫破裂後，住宅價格回歸基值後，國內住宅負擔能力惡化也將有緩和之時。

在過去的實證研究中，雖然研究房價的影響因素文獻不少，但特別針對家庭所得與住宅價格關聯性的研究並不多。在這些研究中，一般都能獲致家戶所得是影響住宅價格重要長期因素之證明。在國內的研究中如陳明吉（民 79）、薛立敏（民 79）、吳森田（民 83）、林秋瑾（民 85）等均得到所得與住宅價格是呈正向關係，而且二者的關聯性在統計上確認是顯著的；在國外研究中如 Giussani 與 Hadjimatheou （1990）、Milne （1991）、Breedon 與 Joyce （1992）、Drake （1993）以及 Holly 與 Jones （1997），等也得到相同之結論，這些研究也運用共整合分析發現住宅價格與所得存在有長期均衡的關係。而所得對於住宅價之衝擊程度，林秋瑾、黃佩玲（民 85）、Chen 與 Patel （1998）都曾有進一步分析，其中 Chen 與 Patel （1998）運用了向量自我迴歸模型得到所得變動解釋了百分之十一之住宅價格變動，而且所得對住宅價格是正向且約壹年內衝擊較劇烈之結論。

過去住宅需求彈性研究，多在於住宅需求之所得彈性與價格彈性之估計，而這所得與價格對住宅需求之彈性因不同國家、地區會有所不同，但都是落於合理之區間內（註[10]），也就是隱含長期應有均衡關係的，因此本研究

9 東南亞諸國與韓國所發生的金融風暴乃是大量外資撤離導致資產價格急速下滑，而台灣的金融危機與泡沫現象較類似日本，屬本土型泡沫經濟，經濟成長與資產價格的上漲源於人民儲蓄累積而成。

10 de Leeuw （1971）與 Mayo（1980）曾整理出國外所得彈性介於 0.08-2.05 之間，而價格

臺灣大學學術期刊資料庫

所探討之所得對住宅價格的彈性，長期也應是有的合理與均衡之彈性關係。傳統上也認爲在長期所得的增加應跟上住宅價格增加的速度，所以隱含所得對住宅價格的係數（彈性）應等於一或大於一，在過去的長期住宅價格模型的實證文獻中，其中所得變數的係數（彈性）也獲致大多大於一之結論（註[11]）。有些學者譬如 Milne （1991）認爲英國雖然在 1980 年代初住宅價格與所得比值曾經惡化，應是暫時現象，因此其住宅價格模型中所得彈性直接限制爲一而去估計住宅價格，而其他學者如 Pain 與 Westaway （1997）在同樣將其所得係數限制爲一而去估計住宅價格。這些學者都認爲家庭所得與住宅價格應有穩定的長期關係。

從以上的文獻回顧發現，雖然有相當多文獻討論住宅價格與所得關係、住宅價格暴漲與所得脫離合理比值、或兩者間相互間之短期衝擊情況，然而二者間之長期關係是如何、是否受到短期衝擊而影響長期關係卻鮮有著墨。理論上所得與住宅價格在長期存有均衡的關係應是不容置疑的，雖然短時間可因爲市場失靈等現象，二者可能偏離，但長時間能會趨於均衡。國內住宅市場的資料顯示所得與住宅價格的確有偏離的狀況，然而目前卻沒有文獻能提出合理的說明，因此我們藉由 Engle 與 Smith 的 STOPBREAK 模型探討所得與住宅價格關係，以補足過去文獻之不足，接著並進一步解釋此偏離到底適合種因素造成。

彈性介於-0.17 至-1.28 之間，而國內依據林祖嘉與林素菁（民 83）推估所得彈性介於 1.17 至 1.30 之間，而價格彈性介於-0.45 至-0.74 之間。

11 住宅價格的所得彈性多在 1 到 2 之間，譬如 Nellis 與 Longbottom （1981）估計的所得彈性爲 1.9，Giussani 與 Hadjimatheou （1990）爲 1.7，Brown （1990）爲 1.0，Peterson *et al* （1997）爲 1.8。

臺灣大學學術期刊資料庫

參、研究方法與實證模型

一、住宅價格與所得關係分析

在經濟理論中，常對變數之間的關係有完整的導演和詮釋，但在理論的驗証上，就會出現統計檢驗的困難，例如經濟變數之間的均衡關係。但經過長久的爭議和討論，這種經濟上的概念有了廣爲接受的計量上的定義，即爲：共整合關係。許多研究都指出，總體經濟資料和財務資料普遍存在有時間趨勢，呈現非定態（nonstationary）的特性，而 Engle 與 Granger （1987）指出，如果兩個非定態時間序列的線性組合爲定態（stationary），則此兩個時間序列之間具有共整合關係，亦即，兩序列有共同的時間趨勢，所以可視爲存在長期的均衡關係。而檢定序列間是否存在此長期均衡的共整合關係，可以使用 Engle 與 Granger （1987）等人提出的共整合測試（cointegration test）（註[12]）。

然而共整合關係能充份的描述變數間的均衡狀態嗎?如果時間序列受到衝擊影響，而會有短暫的偏離時，傳統的共整合測試將無法獲致適當的結論。

12 雖然本文在前段中提及文獻中認爲住宅價格可能存有結構性轉變，但這些文獻並未深入探討，而以泡沫觀點之研究提出較多的證據。一般公認的看法是過去數十年所得、房價等因素是 I（1）的變數，而到底是何種 I（1）的變數，則有爭議。因此我們不檢查台北市住宅價格是否爲 stationary with structural break，而在何種 I（1）爭議上，Nelson 與 Plosser （1982）曾針對 14 個總體經濟變數的時間序列做單根檢定，發現總體經濟變數是 I（1） with drift。然而 Perron （1989）卻發現上述的時間序列是 trend stationary with time trend break。至今總體經濟變數是否爲 stationary 仍爲爭議點。目前變數間長期關係的探討仍不斷的發展，研究著共整合分析的學者相信經濟變數是非定態的，在其中觀察變數的長期均衡，在此我們想要提出的論點是，共整合關係不存在，也許並不一定代表變數間沒有長期關係。因此本文使用傳統的共整合分析法，之後再使用 STOPBREAK model 分析。雖然變數很可能是 stationary process with structural break，但 STOPBREAK process 即是 stationary process with break，Engle 與 Smith （1999）所做的實証上的應用是，兩個股價的比（相對價格）如果符合 STOPBREAK process，則兩股價之間有長期共同波動、短期偶而受衝擊偏離的情況，其也在理論與實証上說明此一論點。而我們之所以再做傳統共整合分析，是要強調論點“住宅負擔能力的自動調整並非不存在，只是無法滿足傳統共整合分析中較嚴苛的長期均衡要求”。

國家圖書館學術期刊資料庫

因爲，共整合關係要求序列間都是相依變動，才視爲是長期均衡。如果一段時間，某一時間序列受到衝擊影響，偏離了長期的趨勢，也許它很快的就調整回到原來的趨勢，但我們在實証結果上，很可能因爲那一個衝擊影響，而得到數列間沒有共整合關係的結果，亦即，因爲小部份的偏離，忽視了它們長期的均衡。

因此 Engle 與 Smith （1999）提出了 stochastic permanent breaks（STOPBREAK） 模型，它可以描述兩時間序列在大部份的時候都是相依變動，當受到個別因素的衝擊影響時會短暫的偏離，而後又回到長期的均衡關係。藉由檢定序列間的線性組合是否符合 STOPBREAK process，我們便放寬了對變數間均衡的要求，容許在長期的均衡中存在短暫跳開的情形。

此模型的提出乃是針對共整合技術無法解釋某些經濟現象，因此加以修正，使當變數之間有短暫偏離時，無法滿足共整合分析中嚴苛的長期均衡要求，仍可分析出其長期均衡關係。本研究鑑於國內所得與住宅價格關係似非常符合 STOPBREAK 理論模式，因此採用。

現將 Engle 與 Smith （1999）提出的 STOPBREAK 模型的檢定方法簡述如下：

假設 y_t 符合最簡單的 STOPBREAK process 形式，則

$$y_t = m_t + \varepsilon_t \quad , t=0,1,...,T \qquad (1)$$

其中 $m_t = E[y_t | I_{t-1}]$，爲在 *t-1* 期資訊集合下的條件平均數，ε_t 爲殘差項。

$$m_t = m_{t-1} + q_{t-1}\varepsilon_{t-1} = m_0 + \sum_{i=1}^{t} q_{t-i}\varepsilon_{t-i} \quad , t=1,2,...,T \qquad (2)$$

其中 $q_t = q(\varepsilon_t) \in (0,1)$ s.t $E[q_t\varepsilon_t | I_{t-1}] = 0$

在這樣的模型下，我們可以發現如果 $\tilde{q}_t = 1$，在 t 期時，眞實的數列就會符合隨機漫步（random walk）; 如果 $\tilde{q}_t = 0$，條件平均數就會是常數。如此一來，我們便可以藉由檢定 $\tilde{q}_t$ 的性質，來觀察時間序列的特性，亦即做: H_o: y_t ~ random walk; H_a: y_t ~ STOPBREAK process 的檢定。

令 Y_t , X_t 分別爲家庭所得與住宅價格的時間序列，STOPBREAK process 可視爲下列模型的特殊情形:

$$A(L)B(L)(Y_t - X_t\delta) = z_{t-1}A(L)\varepsilon_t + (1-z_{t-1})B(L)\varepsilon_t \quad , t=1,2,...,T \qquad (3)$$

臺灣大學學術期刊資料庫

其中 $A(L)=1-\alpha_1 L-\alpha_2 L^2-...-\alpha_p L^p$； $B(L)=1-\beta_1 L-\beta_2 L^2-...-\beta_p L^p$；$L$ 爲 lag operator；z_t 爲調整參數；ε_t 爲殘差項。

可以看到 $\delta=0$, B（L）$=1-L$, A（L）$=1$ 時，此模型就會是上述基本的 STOPBREAK 模型，而如果 δ 不爲 0，我們就能觀察是否家庭所得與住宅價格間有放寬要求後的長期均衡關係，因爲可以檢定數列間的線性組合是否符合 STOPBREAK process（註[13]）。

再來假設 $q_t(\gamma)=\dfrac{\varepsilon_t^2}{\gamma+\varepsilon_t^2}$，由（1）（2）式可得到:

$$\Delta y_t=\frac{-\gamma\varepsilon_{t-1}}{\gamma+\varepsilon_{t-1}^2}+\varepsilon_t \qquad (4)$$

由此，我們可以檢定 H_o: $\gamma=0$（randow walk），但如果使用 large sample test 由於受到 γ 平均值的影響，無法得到單一的統計量。Engle 與 Smith （1999）証明可使用 locally best test （LBT）:

$$\Delta y_t=\varphi\frac{\Delta y_{t-1}}{\gamma+\Delta y_{t-1}^2}+\mu_t \quad (\text{註}[14]) \qquad (5)$$

檢定 H_o: $\varphi=0$（randow walk）；H_a: STOPBREAK model。而要檢定本文的主題，令 $y_t-x_t\delta=w_t$ 代入（5）式中的 y_t 即可檢定 H_o 不符合 STOPBREAK process 與 H_a 符合 STOPBREAK process。

考慮（3）式中的其他情形，將 Δw_t 對 $\dfrac{\Delta w_{t-i}}{\gamma+\Delta w_{t-i}^2}$（$i=1,2,...,p$）迴歸，其統計量 $TR^2 \sim x^2(p)$，我們也可以做上述同樣的檢定。

因此本文爲探討住宅價格與家庭所得之間是否有長期均衡的關係共有四個步驟，首先進行單根（unit root）檢定，判定該時間數列的階次，其次以

---

13 式(3)中包含了解釋變數 x_t，所以整個式子可描述變數間的線性組合，因此符合 STOPBREAK process 的型態。雖然 Engle 與 Smith （1999）在實証上用相對股價來做例子，但 Engle 與 Smith 在文章內提出了「Including explanatory variables implies a type of temporary cointegration since it implies that a linear combination of variables follows a STOPBREAK process.」，因此在理論模型上，只要變數的任一種線性組合可以得到符合 STOPBREAK process 的殘差，就說明兩變數有長期相依但短期偏離的情況。相對股價是線性組合的一種，而本研究先直接估計兩變數的線性關係，目的是爲了要得到一種兩變數的線性組合。本文同樣的也檢定相對價格（住宅價格所得比）是否符合 STOPBREAK process，我們之所以著墨較多於共整合檢定與 STOPBREAK 模型檢定結果之間的不同，是要強調與之前文獻僅用共整合檢定所得到的結論差異。

14 其中 γ 的平均值爲給定的，請查照 Engle 與 Smith （1999）。

臺灣大學學術期刊資料庫

Johansen （1988）最大概似法做共整合檢定，假如檢定結果發現兩變數之間沒有共整合關係，是否我們就無法對住宅價格與家庭所得之間長期的關聯做詮釋呢？本研究會放寬對共整合關係的檢驗要求，續做 STOPBREAK process 的檢定，以避免短暫衝擊影響長期均衡的估計（註[15]）。

二、住宅價格衝擊分析模型

對於住宅價格受到何種因素的衝擊而造成短暫偏離於長期趨勢方面，我們以 Sims（1980）所提出的向量自我迴歸模型（Vector Autogression （VAR）model）的變異數分解（Variance Decompisition）來分析之。在早期 VAR 模型的應用，存在是否應基於數列爲定態之爭議，但在共整合理論提出後，修正了因爲差分後造成短期不均衡的現象，根據 Granger Representation Theorem, 如果變數是整合的（cointegrated）, 也就是兩變數 $X_t, Y_t \sim CI(1)$,那就會存在 error correction representation，此說明 Y_t 與 X_t,的短期動態關係爲：:

$$\Delta Y_t = b_1 \Delta X_t + b_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (6)$$

μ_{t-1} 是落後一期的均衡誤差項

因此若變數間有共整合關係，誤差修正項（μ_{t-1}）代表了由短期調整至均衡狀態之速度。上述之單一方程式也可以多變數方式表示。對於一個雙變數系統

$$\Delta Y_t = \gamma_1 \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \qquad (7)$$

$$\Delta X_t = \gamma_2 \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \phi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \delta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{2t} \qquad (8)$$

15 Engle 與 Granger （1987）和 Engle 與 Smith （1999）兩種分析方法十分類似，但是對於變數長期均衡的定義不同，很明顯的後者的限制較爲寬鬆，其容許變數之間有短期偏離的情況。據以往的文獻，本研究發現對於所得與房價長期關係的探討，都是使用傳統的共整合分析，但是實際上影響房價的波動有很多潛在因素，如果僅以共整合關係來論斷是否有長期關係，似乎太嚴苛，所以我們試圖以 Engle 與 Granger（1987）和 Engle 與 Smith（1999）不同的研究方法說明，兩變數如果沒有共整合關係，可能僅是因爲某一變數受到其他原因的短期衝擊，並不代表沒有長期均衡的關係。因此我們先進行共整合分析，而不似 Engle 與 Smith （1999）僅說明兩變數比例是否符合 STOPBREAK 模型。

臺灣大學學術期刊資料庫

如此這些系統便構成一個一階差分的 VAR 模型，也就是 VAR 型態的誤差修正模型（Vector Error Correction Model, ECM）。在 VAR 分析中由於上述（7）與（8）的係數 α_i and ϕ_i 是很難解釋的，Sims （1980）提出以衝擊反應與變異數分解來說明變數間動態關係。其中變異數分解分析法是將模型內每一變數的預測誤差之變異數分爲若干部分，使每一部份是由每一內生變數所引起。藉由預測變異數誤差百分比之多寡，以判斷變數影響之相對強弱。. 因此我們將以住宅價格決並模型爲基礎，使用變異數分解來瞭解住宅價格短暫偏離長期趨勢是受到何種因素的衝擊。

傳統上 VAR 的動態模型是利用正交的（orthogonalized）衝擊反應來分析，在此系統當中，可以把潛在的衝擊來源，利用 Cholesky 分解法分解爲各個正交的、不相關的衝擊。但是 Cholesky 分解法必須假設系統是可逆的，而且估計的衝擊反應函數及其變異數是正交的，因此 Cholesky 分解法受到相當大的質疑在於其結果的一致性，尤其是方程式的階次改變常會得到截然不同的估計結果。最近 Pesaran 與 Shin （1998）提出另一種方法，即一般衝擊反應分析（generalised impulse response analysis），此方法所得到的結果不會受到變數階次的影響，與 Cholesky 分解法不同的是，一般衝擊反應分析得到的結果具有唯一性，因此本研究採用此法。

在這部分我們使用二階段估計方式，首先分析這組變數間是否有共種整合關係，在有共整合之情況下，我們殘差（誤差修正項）帶入我們的 VAR 模型內，以估計變異數分解值。

肆、資料說明與討論

本研究分析民國 62 年至民國 88 年間住宅價格與家庭所得之關係。住宅價格是採用台北市預售價格資料，其來源乃內政部營建署所公布之住宅價格指數（註[16]）；而在家庭所得方面採用台北市家庭收支調查報告上之每月經常

16 來自張金鶚 （民 88），住宅資訊系統之整合與規劃研究，內政部營建署。

臺灣大學學術期刊資料庫

性所得。變數採用季資料，轉換爲自然對數型態並經過季節性調整。

在所得的研究中，多數學者認爲在研究住宅需求時應採用恆常所得（permanent income）較合適。由於住宅爲耐久財，其消費通常假設爲恆常所得的函數，而當期所得（current income）多包涵偶發性因素，短暫的變動是不會影響住宅的消費，因此與住宅需求之間較不可能有系統性的關係。但恆常所得是無法觀察得到的，過去文獻中有很多方法來估計恆常所得，常見的方式如使用落後所得（lagged income）；Nellis 與 Longbottom （1981）使用移動平均（moving average）法；Peterson *et al* （1997）直接使用消費來替代；Hendry （1984）與 Giussani 與 Hadjimatheou （1990）等使用遞延分配模型（distributed lag model）。由於過去文獻並沒有一致的看法，因此本文參照 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，其定義爲：

$$A_n(Y_t) = \frac{2}{(n+1)} \sum_{i=0}^{n} (n-i) Y_{t-i} \qquad \text{for } i=1, 2,.....,n$$

而 A_n（•）是 restricted Almon polynomial, Y 是經常性所得

而其他變數譬如住宅供給、建築成本與貨幣供給量之資料來源在附錄二中說明。

伍、實證結果分析

在實證分析上，我們首先分析變數的穩定性特徵，然後分析住宅價格與所得的關係，是符合共整合的長期均衡模式，還是屬於 STOPBREAK 的均衡與偏離交替存在的型態。然後我們再進一步分析是何種因素造成衝擊到住宅價格短期的變動。

一、單根檢定

在進行共整合測試之前，我們首先必須對資料進行單根檢定，判定該時

臺灣大學學術期刊資料庫

間數列是否存在單根，傳統上採用的檢定方法是 Dicky 與 Fuller （1979）的 Dickey-Fuller （DF） test、改進後的 Said 與 Dickey （1984） Augmented Dickey-Fuller （ADF） test 或者是 Phillips 與 Perron （PP） （1988） test，然而這些檢定方法的虛無假設都是資料有單根，因此當檢定統計量不足以拒絕虛無假設時，僅代表沒有顯著証據証明資料沒有單根，並不能明確証明存在單根(註[17])。所以本研究另採用一種由 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt 與 Shin （KPSS） （1992）發展出的單根檢定，此檢定方法的虛無假設是定態數列，對立假設是數列存在單根，所以當虛無假設被拒絕時，我們便有顯著的統計証據証明資料存有單根，是爲非定態，進而再探討資料是否可以經由整合而轉變爲定態的共整合檢定及 STOPBREAK 模型檢測。檢定結果如下：

表 1　住宅價格、所得與其他決定因素之單根檢定（含 constant）

	原始時間數列				經過一次差分轉換				Inference
Variables	Z_t	$\eta_u(0)$	$\eta_u(4)$	$\eta_u(8)$	Z_t	$\eta_u(0)$	$\eta_u(4)$	$\eta_u(8)$	
lnPh	-0.73	9.11	1.88	1.08	-7.50	0.25	0.12	0.09	I（1）
lnCC	-2.58	5.95	1.35	0.88	-7.08	0.12	0.06	0.07	I（1）
lnHC	-2.55	2.20	0.56	0.40	-4.82	0.68	0.25	0.30	I（1）
lnMS	-1.54	11.42	2.38	1.37	-6.89	0.33	0.18	0.18	I（1）
lnPY	-0.98	8.88	1.88	1.11	-9.81	0.33	0.09	0.08	I（1）

1. Z_t is PP test statistic; η_u is KPSS test statistic. PP tests: 虛無假設：含單根, KPSS test: 虛無假設：穩定數列
2.PP test落後期數採用四期以避免殘差項存在的自我相關，而η_u下的數據是KPSS test之落後期數，依據Kwiatkowski et al 的建議採用8期的遞延期數以避免殘差項存在的自我相關，本表只列出第0, 4 與8期。.
3.臨界值Z_t: 5%=-2.89, 1%=-3.51，η_u: 5%=0.46.
.

由以上之檢定統計量顯示此這些變數（註[18]）（住宅價格（lnPh）、建築成本（lnCC）、住宅新增供給（lnHC）、貨幣供給量（lnMS）、恆常所得（lnPY））之時間序列資料皆爲 I（1）之數列，在 PP 檢定中，原始時間數列檢定統計

17 Dejong *et al*. （1989）及 Diebold and Rudebusch （1990）都提出証據說明傳統的單根檢定檢定力上的缺失。

18 除住宅價格與所得外，爲何檢定 HC, CC 與 MS 在本節第三部分說明。

臺灣大學學術期刊資料庫

量顯著地無法拒絕含單根的虛無假設，但這些變數經差分一次後，則拒絕含有單根之虛無假設。而 KPSS 檢定中原始時間數列檢定統計量顯著地拒絕定態的虛無假設，而差分一次後數列之兩統計量則無法拒絕該數列爲非定態，也就是差分一次後這些變數皆已達成定態之時間數列。

二、住宅價格與所得關係探討

在確立住宅價格與家庭所得都是同階次的非定態時間數列後，接下來是檢定住宅價格與家庭所得之間是否存在恆定之線性組合數列，若存在即表示二者有長期均衡關係。於此，本研究進行共整合檢定（cointegration test）。由於 Engle 與 Granger 早先所提出的共整合檢定存有些問題（註[19]），之後由 Johansen （1988,1991）提出最大概似檢定法以改善前者之誤差，因此本研究採用了 Johansen （1988,1991）與 Johansen 與 Juselius （1990）的檢定方式，其結果如下：

表 2　Johansen 共整合檢定 - 軌跡檢定（trace test）

Hypothesized Number of CE*	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value
None	11.27	15.41
At most 1	1.03	3.76

*CE: cointegration equation
期數選擇方式是依據Schwarz Bayesian criterion （1978）與Hannan-Quinn criterion （1974）臨界值爲Johansen （1991）所提供。

由表 2 的結果得知，在 5%的顯著水準下，無法得到拒絕虛無假設（有共整合關係）的結果，亦即，兩時間序列，在長期而言，無法明確觀察到有共

19 其缺失如（1）在小樣本下參數的偏誤相當顯著（2）只能檢定出單一共整向量（3）檢定統計量並無明確定義其極限分配（4）在設定迴歸時，因變數的認定不同將導致不同結果，詳見 Johansen （1988,1991）說明。

臺灣人口學術期刊資料庫

通的趨勢。然而理論上建議家庭所得與住宅價格長期應有均衡關係，是否傳統的共整合測試已遭遇分析上的困難，無法獲致正確的結論，而這樣的現象，是否由於在樣本期間內家庭所得或住宅價格受到短暫衝擊，偏離大太所造成？因此本研究續做 STOPBREAK process 的檢定。

首先，迴歸估計兩時間數列之線性關係爲：

$$\text{PRICE} = -2.91 + 1.69 \times \text{INCOME} + w_t$$

我們將殘差 w_t 代入（5）式中的 y_t，再由係數的 t 值來檢定所得與住宅價格間的線性組合是否符合 STOPBREAK process。另外考慮（3）式中的其他情形，將 Δw_t 對 $\frac{\Delta w_{t-i}}{\gamma + \Delta w_{t-i}^2}$（$i=1,2,...,p$）迴歸，我們以統計量 $TR^2 \sim x^2(p)$ 做上述同樣的檢定。結果列在表 3。

表 3　STOPBREAK process 檢定

	t statistic	TR^2（p=5）	TR^2（p=10）
Statistic	4.07	18.86	27.24
critical value: 5%	-2.07	11.07	18.31

虛無假設爲: w_t ~random walk; 對立假設爲: w_t ~STOPBREAK process。臨界值爲 Engle 與 Smith （1999）所提供。

由表 3 結果可知，統計量都顯著的拒絕虛無假設，亦即，住宅價格與家庭所得之間存在 STOPBREAK process 的關係，它們大部份的時候是相依變動，但有時會因爲個別衝擊而跳開，再迅速回到均衡關係。由此可知，使用傳統的共整合測試無法獲致正確的結論，而這樣的現象，是因爲家庭所得與住宅價格在樣本期間內有短暫偏離長期趨勢的情況。

然而如此短暫偏離究竟是意味著國內住宅負擔能力如何變化呢?雖然我們由圖 1 當中可以清楚的看到所得與房價之間的共移趨勢在 70 年代末期因爲房價的暴漲而受到破壞，但是由表 3 的檢定結果卻無法直接推論家庭所得與住宅價格在樣本期間內有短暫偏離長期趨勢的情況代表國內住宅負擔能力的

臺灣大學學術期刊資料庫

惡化是短期現象（註[20]），所以接下來我們直接檢定住宅價格所得比（X_t/Y_t）之時間序列的特性（註[21]），藉以觀察在資料期間國內住宅負擔能力的變化。我們使用兩種檢定模式來觀察此序列的型態，希望能更清楚的描繪此序列波動的過程。

根據我們上述的實証結果（表 1 與表 2）發現，使用傳統分析的模式，得到的結論是家庭所得與住宅價格在樣本期間內爲 I（1）的時間序列，且兩者之間無長期均衡的型態，如果我們要更清楚觀察住宅價格所得比之序列，就必需要放寬條件允許此序列在資料期間有結構性轉變，首先我們做考慮結構性轉變的單根檢定（Perron, 1997）（註[22]），再來則續做另一 STOPBREAK model 檢定，探討住宅價格所得比是否符合 STOPBREAK process。估計的結果分別列在表 4 和表 5。

表 4　住宅價格所得比之單根檢定 （考慮內生的結構性轉變）

	Model 1	Model 2	Model 3
Statistic	-5.37	-6.05	-2.53
critical value: 5%	-5.10	-5.55	-4.83

*虛無假設爲: 住宅價格所得比之時間序列具有單根; 對立假設爲: 住宅價格所得比之時間序列不具有單根。Model 1考慮截距項有結構性轉變，Model 2考慮截距項和斜率項都有結構性轉變，Model 3考慮斜率項有結構性轉變，臨界值爲Perron （1997）所提供。

20 因爲我們檢定迴歸式 $PRICE = -2.91 + 1.69 \times INCOME + w_t$ 中的 w_t 是否符合 STOPBREAK process，由此迴歸式中並無法看出住宅負擔能力的波動情形。

21 Y_t , X_t 分別爲家庭所得與住宅價格的時間序列。

22 Nelson 與 Plosser （1982）曾針對 14 個總體經濟變數的時間序列做單根檢定，發現總體經濟變數是 I（1） with drift，而 Perron （1989）卻發現上述的時間序列是 trend stationary with time trend break，但是實証結果有一缺憾是其檢定中所考慮的結構性轉變時間點爲外生，針對此點 Perron（1997）發展了考慮內生結構性轉變的單根檢定（Test of Unit Root with Endogenous Time Break）。

東海大學學術期刊資料庫

表 5　住宅價格所得比之 STOPBREAK process 檢定

	t statistic	TR^2（p=5）	TR^2（p=10）
Statistic	2.20	13.38	20.73
critical value: 5%	-2.07	11.07	18.31

*虛無假設爲: 住宅價格所得比之時間序列符合random walk; 對立假設爲: 住宅價格所得比之時間序列符合STOPBREAK process。臨界值爲Engle與Smith （1999）所提供。

由表 4 的結果中可以看到使用單根檢定，我們放寬內生結構性轉變之因素，住宅價格所得比有可能爲 I（0）或 I（1）之時間序列，亦即，如果僅觀察此結果，我們無法判定，排除了特異情況後，國內住宅負擔能力是否爲日漸惡化，但是，由表 5 的結果中可以看到，住宅價格所得比之時間序列符合 STOPBREAK process，根據式（1）和式（2），此結果意味著國內住宅負擔能力雖非固定不變，卻也不是與日俱變，其大多時候是一個變異不大的比值（當 $q_t = 0$ 時，住宅價格所得比之條件平均數爲一常數），在受到某些因素衝擊時才會變動，但是一旦衝擊的因素消失，那麼國內住宅負擔能力又會回復到穩定的狀態。

我們可以藉由比較表 2 至表 5，觀察到使用 STOPBREAK 模型檢定在此議題上所提出的新証據，這也是本文與之前國內文獻認爲台灣地區住宅負擔能力有日漸惡化的現象之顯著不同點。在過去探討中合理住宅價位之文獻（如薛立敏（民 85）等），其內在之假設爲國內住宅與所得已經偏離長期趨勢，這些文獻是基於民國 70 年代末期國內 PIR 值倍數增加之不正常狀態，一方面建商宣稱住宅價格無降價空間，而另一方面一般大眾以無殼蝸牛角色要求政府提出對策解決居住問題。然而本文之提出之證據乃是指出住宅價格偏離所得只是短暫之現象，長期是會由市場機制之運作或政府干預等方式，住宅價格與所得慢慢終究再會回到均衡。

臺灣大學學術期刊資料庫

三、住宅價格所受衝擊分析

在此部分我們依據先前所提出的理論模型，以公式（8）爲基礎進行實證分析，但有部分修改。第一是由於此式中之住宅使用者成本中的 $PhGr^e$ 是無法被觀察得知，因此在實證上應尋找一個 $PhGr^e$ 的代理變數。在文獻上如何將此價格預期予以模型化並沒有一致的定論，通常住宅的購買有相當程度是因爲預期未來的資本成長（expectation of further capital growth），而此一預期經常是基於歷史經驗，因此最常用的方法爲利用過去的價格變動，使用適應性預期（adaptive expection）來做此一測量，也就是假定以最近價格的變動來預測未來的價格，而由於向量自我迴歸模型爲動態系統，其設定包含若干期之落後期數，因此已反映出變數過去之影響，因此住宅使用成本變數，我們可只考慮利率，如前所述在國內以貨幣供給影響房價較爲明顯，而利率通常與貨幣供給有高度相關，因此我們使用貨幣供給（*MS*），以免造成模型線性線性重和現象。而在實證上另少了土地價格與人口特徵之因是土地價格（*LC*）與住宅價格，家戶成長（*HHN*）與住宅存量調整（*S*）理論上存有一定關係，是以可不需另外估計；而在住宅存量調整方面，由於缺乏年或季資料，加上本研究所使用的是住宅價格爲新屋價格，因此以住宅新增供給（*HC*）代替（註[23]）。

在這些變數的共整合分析中，我們發現了共整合關係的存在（請見附錄二），因此我們將共整合迴歸式中的殘差代入帶入 VAR 模型以建立 VECM，並估計變異分解值以瞭解住宅價格所受到的衝擊。在此我們計算預測基準（forecasting horizontal）爲 36 期之預測變異數分解值，藉由其分解值的相對百分比來分析這些因素對住宅價格之相對外生性，也就是對住宅價格之衝擊，其結果列在表 6。

23 根據 Chen 與 Patel （2002）之作法。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6　住宅價格變異數分解分析

季	ΔlnPh	ΔlnPY	ΔlnHC	ΔlnCC	ΔlnMS
1	81.0%	1.7%	0.3%	11.6%	9.8%
2	77.0%	3.8%	0.9%	12.1%	10.3%
3	74.3%	3.6%	0.9%	12.3%	11.5%
4	72.2%	3.5%	0.9%	12.0%	13.8%
5	64.6%	3.2%	1.2%	10.7%	23.0%
8	60.6%	3.1%	1.2%	11.1%	26.2%
12	59.9%	3.2%	1.3%	11.3%	26.3%
16	59.8%	3.3%	1.3%	11.4%	26.2%
20	59.7%	3.4%	1.3%	11.4%	26.2%
24	59.6%	3.5%	1.3%	11.4%	26.2%
28	59.4%	3.7%	1.3%	11.4%	26.1%
32	59.2%	4.0%	1.3%	11.3%	26.1%
36	58.9%	4.4%	1.3%	11.3%	25.9%
Average	62.7%	3.5%	1.2%	11.1%	23.8%

從表 6 的變異數分解分析發現，住宅價格（ΔlnPh）受到自身變動的影響最大，平均有 62.7%的變異是來自於自己過去的衝擊，當然一般的變異數分析均以本身干擾所扮演角色最爲重要，最重要原因是受到預期變動之心理影響，而這在台灣不動產市場的確存在有這種因素。另外當然影響住宅價個因素可能眾多，也有可能本系統忽略其他重要影響因子，這種遺失變數（omitted variable）常會造成變數本身高度自我解釋預測誤差之現象。

投資需求的代表因素貨幣供給量（ΔlnMS）爲除住宅價格本身，解釋變異百分比最大之變數，平均約佔 23.8%的變異值，而這正如本研究所預期，在短期上住宅價格受到投資需求的衝擊是相當大的。至於所得因素雖然是影響住宅價格長期上漲的重要因素，從以上之分析，其在短期上的所扮演的角色並不重要，約只解釋了平均 3.5%的住宅價格變異值。

另外建築成本（ΔlnCC）則也強烈影響住宅價格短期的變動，我們發現平均 11.1%的住宅價格變異是被建築成本所解釋。而代表住宅供給變數的使用執

臺灣大學學術期刊資料庫

照（ΔlnHC），理論上住宅供給在彈性很低，無法在短期產生很大的波動，因此正如理論所預期，其變異數分解值只佔了 1.2%。

在表 5 中變異數分解值約在第 12 期後即呈穩定現象，根據共整合理論建立的 VECM 模型，其變異數分解值會在短期限內收斂而趨於均衡，也就是這些變數對住宅價格的衝擊，隨時間增加其影響則慢慢消失。

陸、結論與建議

在住宅研究領域中，住宅負擔能力一直是一個重要的研究主題，最近由於房價高漲，有不少學者從事於住宅價格變動因素之研究以探討住宅價格是如何受到所得或其他因素之衝擊，另外近來也有些學者進行合理住宅價格的研究以探討國內不尋常住宅市場情況下合理的住宅價位。而本文區別於過去研究之處在於從另外一個角度，也就是檢視住宅價格與所得長期關係是否產生變化之問題，提出的研究論點是住宅負擔會隨市場機制自動調整而不會持續惡化下去。

因此本研究的目的乃探討國內過去三十年來家庭所得與住宅價格的長期互動關係。在理論上此二者應存有長期均衡關係，然而國內住宅市場結構特殊，過去數十年間住宅價格曾數度暴漲，特別是最近一次的住宅價格劇漲使此住宅價格與家庭所得的差距拉大，久久未能回復，因此與家庭所得呈現偏離狀態，造成目前一般大眾住宅負擔相當沈重，然而此現象會持續下去或只是短暫的不均衡，本文採用共整合分析技術與 Engle 與 Smith （1999）提出的 STOPBREAK 模型，輔以（Perron, 1997）結構性轉變的單根檢定。Perron 的測試在於瞭解住宅價格與所得比例是否是定態，而 STOPBREAK 模型更進一步解釋住宅價格與所得之間的偏離，是何種情況。爲進一步分析而此偏離的現象到底是何種因素造成，本研究另外藉由向量自我迴歸模型之變異數分解分析以瞭解住宅價格短期劇烈變動之原因。

實證結果發現，在本研究的樣本期間內，住宅價格與家庭所得的確有短

臺灣大學學術期刊資料庫

暫背離的現象。首先所使用傳統共整合的檢定中，我們並無法拒絕無共整合關係的虛無假設，似乎家庭所得與住宅價格兩者在沒有長期均衡關係，但是 STOPBREAK 模型卻提供了此二者可能是短暫背離，長期卻仍存有共同趨勢的證據。再對住宅價格與所得比例的分析上，以 Perron 之單根檢定並無法完全判定此比例是否爲 I（0）之時間序列，但此比例卻符合 STOPBREAK process，意味著國內住宅負擔能力雖非固定不變，卻也不是與日俱變，大多時候是一個變異不大的比值，在受到某些因素衝擊時才會變動，但是一旦衝擊的因素消失，那麼國內住宅負擔能力又會回復到穩定的狀態，也就是國內住宅負擔能力的惡化可能是暫時的現象。在藉由向量自我迴歸模型之變異數分解分析，我們發現代表投資需求的貨幣供給量變數影響住宅價格短期之變動甚劇，約解釋了百分之二十四住宅價格之變異，而所得在短期上只解釋了約百分之四的住宅價格變異，因此相信投資需求是造成住宅價格短期偏離所得之重要原因。

本研究之結果有幾點的政策與管理意涵，對於政府策方面，由於基本上國內住宅價格與家庭所得的偏離可說是市場失衡的結果，當然由市場機制的自行發揮功能是有可能使此二者回復均衡，然而國內住宅市場結構的特殊，似乎使此調整機制非常緩慢。一般政府是以直接補貼（興建低價位住宅）或間接補貼（利息補貼）的干預方式可加速市場運作，解決市場失靈問題，但卻可能對產業的發展造成嚴重衝擊。在 1980 年代末期之至今已歷經十幾年時間，政府並不若七零年代採用平抑物價措施去壓低房價，而是間接以優惠房貸或增稅減半等手段，去減輕所得與房價的不均衡，所以基本上並非對住宅市場有較高程度的介入，因此我們似乎只見市場機能以非常緩慢的速度在進行調整，使家庭所得慢慢追上住宅價格，政府是否應在此時再採用手段介入，可能已不是相當重要了，因爲市場的機能終究將使住宅價格與家庭所得回復均衡。

而對於管理上的意涵是，首先是在財務規劃管理方面，本文的研究結果發現，國內的住宅價格與所得比例雖比國外稍高，但長期還是會維持一定的比例，並未永遠惡化，因此雖有短暫的價格暴漲，但終究會回歸基本面，所

臺灣大學學術期刊資料庫

以未來若房價暴漲再度發生，對於居住負擔方面，個人並不需要過於憂心，若購屋成本太高造成財務上無法負擔，可選擇以租賃方式以渡過高房價時期。另一方面對於投資管理方面，由於資金因素所引致的投資需求大多是短期現象，且會造成不動產投資成本短期不合理上升的情況，而長期而言此成本的上升必會調整至合理空間，那時勢必造成投資人的損失。尤其在近日股票與房地產市場的低迷、資金存貸收益與成本的大幅下降、政府爲刺激景氣持續使用寬鬆的貨幣政策，上述因素都大幅增加資金因素所帶來的投資需求，根據本文的實証結果，此類衝擊很可能造成另一波住宅價格與所得的短期偏離，建議投資人當市場資金寬鬆時，於不動產投資上應多注重對住宅需求的實質因素以避免受到房價短期過度成長的影響而損失。

本研究仍有許多的限制存在，將需後續研究的努力。譬如本研究採用的住宅價格指數乃是加權平均的預售住宅價格，當然採用經過品質固定（quality-fixed）的住宅價格指數是可減少分析中產生之偏差，然而國內經品質調整的指數只呈年資料的型態，在時間數列研究上，二十至三十個樣本數很容易產生自由度不足的問題，因此本研究不得不採用預售住宅價格指數；而如果能夠取得 Panel 資料分析，將可能比單純的時間序列分析更能得到有價值的結果，然而龐大資料的收集與處理，加上本研究所使用 STOPBREAK 模型分析之部分只針對兩個變數之限制，而這些問題將留待後續之分析。

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄一：資料來源

家庭所得：「台北市家庭收支調查報告」，民國六十二年至八十八年。

住宅價格：採用內政部營建署委託國立政治大學社會科學院台灣房地產研究中心之「住宅資訊系統之整合與規劃研究」中台北市預售住宅價格季指數。

房屋建築成本：房屋建築類指數，歷年之台北市統計要覽

住宅供給：住宅使用執照之面積，歷年之台北市統計要覽，原始資料爲年序列，使用插補法得到季資料

貨幣供給量：M1B，歷年之金融統計月報

附錄二：共整合檢定

下表是住宅價格決定模型之共整合分析，我們根據 Schwarz Bayesian criterion（1978） 採用落後六期之模型。根據最大概似法與軌跡檢定法之結果，我們接受單一共整合向量。

Johansen's Cointegration Test

Maximal Eigenvalue Test			
Null Hypothesis	Alternative Hypothesis	Statistic	95% Critical Value
r = 0	r = 1	38.48 *	33.64
r<= 1	r = 2	22.09	27.42
r<= 2	r = 3	17.79	21.12
r<= 3	r = 4	8.05	14.88
r<= 4	r = 5	3.73	8.07
Trace Test			
Null Hypothesis	Alternative Hypothesis	Statistic	95% Critical Value
r = 0	r>= 1	90.14 *	70.49
r<= 1	r>= 2	51.66 *	48.88
r<= 2	r>= 3	29.57	31.54
r<= 3	r>= 4	11.78	17.86
r<= 4	r>= 5	3.73	8.07

*Significant at the 5% level

臺灣大學學術期刊資料庫

參考書目

林秋瑾，臺灣區域性住宅價格模式之建立，政大地政學報，民 85：29-49。

林秋瑾 黃佩玲，住宅價格與總體經濟變數關係之研究--以向量自我迴歸模式（VAR）進行實證，國立政治大學學報，71，民 84：143-159。

林祖嘉、林素菁，台灣地區住宅需求價格彈性與所得彈性之估計，住宅學報，2，民 83：25-48。

林祖嘉、林素菁，台灣地區房屋價格的泡沫現象，住宅學會第五屆年會論文集，民 85。

周世賢，台北市不動產泡沫現象之研究，台灣大學商學研究所碩士論文，民 83。

吳森田，所得、貨幣與房價—近二十年台北地區的觀察，住宅學報，2，民 83：49-66。

高國峰、張金鶚、林秋瑾，從需求面分析台北市之合理房價，住宅學會第九屆年會論文集，民 89。

張金鶚，住宅問題與住宅政策之研究，內政部營建署，民 79。

張金鶚，住宅資訊系統之整合與規劃研究，內政部營建署，民 88。

張金鶚、陳慧敏，由住宅負擔能力與補貼公平探討我國購屋貸款制度，台灣土地金融季刊，30（1），民 82：199-226。

陳明吉，房地產價格變動因素之研究，台灣銀行季刊，41，民 79：220-244。

曾平毅，以擁屋力指標探討台北市民購屋行爲之研究，台北市銀月刊，民 80，10 月：51-64。

薛立敏，台北市房價上漲決定因素之估計，發表於「當前金融情勢與物價問題研討會」，民 79。

薛立敏，房價、購屋能力、擁屋行爲與住宅自有率關係之探討，國科會研究報告，民 85。

彭建文、張金鶚、林恩從，房地產景氣對生產時間落差之影響，經濟論文叢刊，26（4），民 87：409-429。

楊宗憲、張金鶚，成屋與預售市場價格泡沫關係之探討，住宅學會第八屆年會學術

臺灣大學學術期刊資料庫

研討會論文集，民 88。

Akaike, H. A New Look at the Statistical Model Identification. IEEE Transactions on Automatic Control. AC-19, 1974: 716-723.

Bowden, R.J. Equilibrium and Disequilibrium in the Housing market; A Survey. in Housing Economics. paper prepared for the National Housing Economics Conference, Australian Government Publishing Service （AGPS）. 1980.

Breedon, F. and M.A.S. Joyce. House prices, Arrears and Possessions. Bank of England Quarterly Bulletin. May 1992: 173-179.

Brown, P.M. The Changing United Kingdom Residential Real Estate Market. Land Development Studies. 7, 1990: 119-133.

Chen, M.C. and Patel, K. House Price Dynamics and Granger Causality: An Analysis of Taipei New Dwelling Market. Journal of Asian Real Estate Society. 1（1）, 1998: 101-126.

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

David, R. and J.G. MacKinnon. Estimation and Inference in Econometrics. Oxford University Press, New York. 1993.

de Leeuw, F. The Demand for Housing: A Review of Cross Section Evidence. Review of Economics and Statistics. 53（1）, 1971: 1-10.

Dejong, D.N., J.C. Nankervis, N.E. Savin, and C.H. Whiteman. Integration Versus Trend Stationary in Macroeconomic Time Series. Working paper. 1989.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time-Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association. 74, 1979: 427-431.

_____. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time-Series with a Unit Root. Econometrica. 49, 1981: 1057-1072.

Diebold, F.X. and G.D. Rudebusch. On the Power of Dickey-Fuller Tests Against Fractional Alternatives. Economics Letters. 35, 1991: 155-160.

臺灣大學學術期刊資料庫

Dougherty, A. and Van Order, R. Inflation, Housing Costs, and the Consumer Price Index. The American Economic Review. 72, 1982: 154-165.

Drake, L. Modelling UK House Prices Using Cointegration: An Application of the Johansen Technique. Applied Economics. 25, 1993: 1225-1228.

Engle, R.F. and C.W.J. Granger. Cointegration and Error Correction: Representation. Estimation, and Testing. Econometrica. 55（2）, 1987: 251-276.

Engle, R.F. and Smith A.D. Stochastic Permanent Breaks. The Review of Economics and Statistics. 81（4）, 1999: 553-574.

Giussani, B. and G. Hadjimatheou. Modelling Regional House Price in United Kingdom, The Journal of the Regional Science Association International. 70（2）, 1991: 201-19.

Hendry, D. F. Econometric Modelling of House Prices in the UK, in Econometrics and Quantitative Economics. Hendry, D. F. and Wallis, K. F. （eds）, Basil Blackwell, Oxford. 1984.

Holly, S. and N. Jones. House Prices Since the 1940s: Cointegration, Demography and Asymmetries. Economic Modelling. 14（4）, 1997: 549-565.

Johansen, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control. 12, 1988: 231-254.

_____. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. Econometrica. 59, 1991: 1551-1580.

Johansen, S. and K. Juselius. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to the Demand for Money. Oxford Bulletin Economics and Statistics. 52（2）, 1990: 169-210.

Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. Journal of Econometrics. 54, 1992: 159-178.

Mayo, S. K. Theory and Estimation in the Economics of Housing Demand. Journal of

臺灣大學學術期刊資料庫

Urban Economics. 10, 1981: 95-116.

Meen, G.P. The removal of mortgage market constraints and the implications for econometric modelling of UK house prices. Oxford Bulletin Economics and Statistics. 52（1）, 1990: 1-23.

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

Nellis, J.G. and J.A. Longbottom. An Empirical Analysis of Determination of House Prices in the United Kingdom. Urban Studies. 18, 1981: 9-21.

Nelson, C.R. and C.I. Plosser. Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implication. Journal of Monetary Economics. 10, 1982: 139-162.

Pain, P.N. and P. Westaway. Modelling Structural Change in the UK Housing Market: a Comparison of Alternative House Price Models. Economic Modelling. 14（4）, 1997: 587-610

Pesaran, M. H. and Y. Shin. Generalised Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. Economic Letters. 58（1）, 1998: 17-29.

Perron, P. The Great Crash, the oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. Econometrica. 57（6）, 1989: 1361-1401.

_____. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomics Variables. Journal of Econometrics. 80, 1997: 355-385.

Peterson, W, C. Pratten and J. Tatch. An Economic Model of the Demand and Need for Social Housing. Department of Environment, Transport and the Regions. 1997.

Phillips, P. and P. Perron. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. Biometrica. 75, 1988: 335-46.

Said, S. and D. Dickey. Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models with Unknown Order. Biometrica. 71, 1984: 599-607.

Sargan, J.D. The Consumer Price Equation in the Post-War British Economy: an

臺灣大學學術期刊資料庫

Exercise in Equation Specification testing. Review of Economic Studies. 47, 1980: 113-135.

Schwarz, G. Estimating the Dimension of a Model. Annals of Statistics. 6, 1978: 461-464.

Whitehead, C. The UK Housing Market: An Econometric Model. Saxon House, Farnborough. 1974.

Wynn, K. and L. Douglas. Assessing the Costs and Benefits of Accelerated Payment Mortgage. Real Estate Issues. 15（1）, 1990.

Zivot, E. and D.W.K. Andrews. Further Evidence on the Greater Crash, the oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. Journal of Business and Economic Statistics. 10, 1992: 251-270.

臺灣大學學術期刊資料庫

Re-examination of Deteriorating Housing Affordability—An Analysis of the Taipei Housing Market

Ming-Chi Chen* I-Chun Tsai** Chin-Oh Chang***

Abstract

Theory suggests that household income should maintain a stable ratio with house prices. However, the growth of house price is much higher than growth of income in Taiwan. The recent boom in the late 1970s of house prices cause this ratio to a higher level, resulting in housing affordability problem. Previous studies in Taiwan indicate that house prices have deviated the long-run trend in income. Is the house price really increasing faster than income, or this is only a temporary phenomena? Therefore, this paper tries to investigate whether there is an equilibrium relationship between house price and income, and what are the causes of the short-run deviation. The empirical results suggest that there is no evidence of common trend between these two series by using traditional cointegration test. However, by using the STOPBREAK model proposed by Engle and Smith（1999）, we find evidence of the long-run equilibrium relationship. Further testing on the house price to income ratio also provides the support that deviation of the ratio could be temporary. And the results of variance decomposition indicate that the short-run house price fluctuation is greatly explained by money supply, suggest that the deviation between house price and income is caused by investment demand.

Keywords: Income, House Prices, Cointegration, STOPBREAK

* Assistant Professor, Department of Finance, National Sun Yat-sen University
** Ph.D. Candidate, Department of Finance, National Sun Yat-sen University
*** Professor, Department of Land Economics, National Chengchi University

臺灣大學學術期刊資料庫