

房價結構性改變之檢測—— 以台北縣、市房價為例*

楊雅婷** 彭建文***

論文收件日期：九十二年六月十三日

論文接受日期：九十二年十月九日

摘 要

本文利用Bai and Perron(1998)多次結構性改變檢測法對台北縣、市房價進行檢測，檢測結果得出台北縣、市房價在1981年至2001年皆發生三次結構性改變，其中台北市房價結構性改變之發生時點為『1988年第2季』、『1994年第1季』、『1998年第1季』，結構性改變信賴區間為『1987年第4季~1988年第3季』、『1993年第3季~1996年第2季』、『1996年第4季~1998年第4季』。台北縣房價結構性改變時點則為『1988年第3季』、『1992年第3季』、『1998年第4季』，結構性改變信賴區間為『1988年第1季~1988年第4季』、『1991年第3季~1994年第4季』、『1998年第3季~1999年第2季』。此結果明顯推翻了過去房價在1981年至2001年期間只發生一次結構性改變之說法。此外，台北縣房價結構性改變之時點大致是落後台北市房價結構性改變的時點，但在第二次結構性改變時則領先台北市，這說明儘管兩縣市的房地產市場關係密切，卻可能隨時間的改變而導致兩者房價結構性改變時點有所差異。

關鍵字：房價、房地產市場、多次結構性改變

* 感謝兩位匿名審查委員所提供之寶貴意見，使本文在結構與內涵上更加嚴謹與完善，惟文中如有任何疏漏之處，由作者自行負責。本文為國科會90年度專題研究計畫(NSC90-2415-H-237-001-)之部分研究成果，特此感謝。

** 台北大學地政系碩士。

*** 台北大學地政系助理教授。E-mail: cwpeng@mail.ntpu.edu.tw

Testing of Structural Changes in Housing Price: The Cases Study of Taipei City and Taipei County

Ya-Ting Yang and Chien-Wen Peng

ABSTRACT

This paper applied the multiple structural changes testing models of Bai and Perron (1998) to detect housing prices of Taipei city and Taipei county. We found that there were three structural changes in both Taipei city and Taipei county during 1981 to 2001. This result broke the saying of only one structural change in Taiwan real estate market after 1980. The structural changes times of Taipei city were 1988Q2, 1994Q1, and 1998Q1, and their confidence intervals were 1987Q4 to 1988Q3, 1993Q3 to 1996Q2, and 1996Q4 to 1998Q4. The structural changes times of Taipei county were 1988Q3, 1992Q3, and 1998Q4, and their confidence intervals were 1988Q1 to 1988Q4, 1991Q3 to 1994Q4, and 1998Q3 to 1999Q2. Although the structural change times of Taipei county often lagged behind Taipei city, it was not the truth for the second structural change. It implied the close relationship between real estate markets of Taipei city and Taipei county still would change over time.

Keywords: Housing Price, Real Estate Market, Multiple Structural Change

一、前 言

台灣房地產市場自1970年代以來隨著經濟發展而蓬勃，歷經了三大景氣波動，其高峰點分別出現在1973年至1974年間、1979年至1980間、以及1986年至1989間，平均每七年就會出現一次大規模的波動。然而，房地產市場自1980年代晚期之第三波景氣高峰後，便不曾再出現景氣盛況，此似乎推翻了過去『房地產景氣七年一循環』之說法；換言之，自房地產市場第三波景氣高峰後房價波動趨勢便不再與過去相同，這意味著房價波動可能發生結構性的改變，此時若房地產市場分析者或投資者未考慮此現象而進行房價分析與房價預測時，則其分析結果的可參考性與預測精確度可能大打折扣。

國內過去房價相關文獻中，曾探討結構性改變之文獻有楊忠欽(1992)、林秋瑾(1996, 1998)、Chen(1998)、彭建文與張金鶚(2000)、林祖嘉(2000)、Chen and Patel(2002)、以及賴碧瑩(2003)，其中楊忠欽(1992)是運用Chow test來檢定房價是否發生結構性改變，林秋瑾(1996,1998)、Chen(1998)、彭建文與張金鶚(2000)在對房價進行單根檢定時，是運用Perron(1989)考慮固定時點結構性改變之單根檢定，Chen and Patel(2002)則應用Perron(1997)考慮未知時點結構性改變之單根檢定，上述文獻之研究期間雖不同，^{註1}但除了Chen and Patel(2002)實證結果認為台北市房價於1989年並未發生結構性改變外，其餘文獻之實證結果大多顯示在1989年附近房價發生一次結構性改變。

雖然過去國內房價相關文獻已證實房價在1981年至2001年期間曾發生一次結構性改變，但本文有興趣的是在1991年以後所發生的容積搶建、1997年發生之亞洲金融風暴以及1999年發生之九二一大地震等事變，是否也可能導致房價發生結構性改變？由於Banerjee and Urga(1997)曾透過模擬分析證實Chow test在結構性改變檢測的表現相當不理想，且Perron(1989)單根檢定會有結構性改變已知點界定上之問題，Perron(1997)雖解決了已知點的認定問題，但仍存在著只能求出單一結構改變點情形，這對於可能發生多次結構性改變的序列而言，檢定力便顯得不足。因此，本文將參考Bai and Perron(1998)多次結構性改變檢測方法來檢測台北市、台北縣房價結構改變次數與時點，並分析可能的政策意涵。

本文共分五節，第二節為結構性改變定義與重要性之介紹，第三節為結構性改

註1. 林秋瑾(1996,1998)之研究期間為1971~1995年，Chen(1998)之研究期間為1973~1994年，彭建文與張金鶚(2000)之研究期間為1981~1999年。

變檢測方法之介紹，第四節為資料說明與分析，第五節為實證結果分析，第六節為結論部分。

二、結構性改變定義與重要性

(一)結構性改變定義

在時間序列分析中，任何一變數皆會隨著時間不同而產生上下波動的趨勢，此一趨勢便是該項變數本身的結構，若是變數在某特定時點的波動趨勢與其過去長期波動趨勢不同，便可推測該變數可能發生結構性改變。以房價為例，過去房地產市場景氣七年一循環的說法，便是以房價波動趨勢來推測出房價結構。然而，由於變數本身波動趨勢的改變相當複雜，故在本文中將針對波動趨勢的不同來說明不同種結構性改變的定義。

Perron(1989)在探討的結構性改變檢測方法中，其對立假設的公式即將結構性改變分為三種狀態，模式一：「外生性水準值變動」；模式二、「外生性時間趨勢變動」；模式三、「外生性水準值與時間趨勢同時變動」。

$$\text{模式一、 } x_t = \alpha_0 + \beta_1 t + (\alpha_1 - \alpha_0)DU_t + \varepsilon_t$$

$$\text{模式二、 } x_t = \alpha_0 + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + \varepsilon_t$$

$$\text{模式三、 } x_t = \alpha_0 + \beta_1 t + (a_1 - a_0)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + \varepsilon_t$$

$$DU_t = 1, \text{ if } t = T_B; DU_t = 0, \text{ if } t \neq T_B$$

$$DT_t^* = t - T_B, \text{ if } t > T_B; \text{ otherwise } DT_t^* = 0$$

$$DT_t = t, \text{ if } t > T_B; \text{ otherwise } DT_t = 0$$

上述模型中， x_t 表示序列變數， t 表示時間趨勢變數， DU_t 代表於 t 時間點應變數水準值發生結構變動的虛擬變數， ε_t 代表模型的誤差項， DT^* 與 DT_t 都是代表 t 時間點後應變數趨勢項產生變動的虛擬變數，只是前者代表純粹外生性趨勢項發生變動時的設定方式，後者則代表外生水準值與趨勢項同時產生變動時的設定方式。為了簡化模型之解釋，本文接下來將以圖形與文字敘述來解釋這些較抽象的定義。

1. 外生性水準值變動

由(圖一)可明顯看出，「外生性水準位移」代表單一時間點所發生的事件僅對發生時間點的變數序列產生衝擊，而於發生時間點後該衝擊便消失，變數序列也回到了事件發生前的波動趨勢。因此，此類結構性改變是發生於某種突發事件，使變數受到短暫衝擊而偏離過去波動趨勢，當事件平息後，衝擊也跟隨之消失，例如：突發的大停電對店家營業額造成衝擊，該衝擊會在復電後消失。

2. 外生性時間趨勢變動

由(圖二)可明顯看出,「外生性時間趨勢變動」代表單一時點事件發生後,使得變數波動趨勢自該時點開始變動,產生永久性時間趨勢改變。此類結構性改變是當某項全國性政策施行後與施行前的社經環境結構產生改變時較容易發生,例如:網路通訊發達後,電腦、手機的需求將較以往更為強烈。

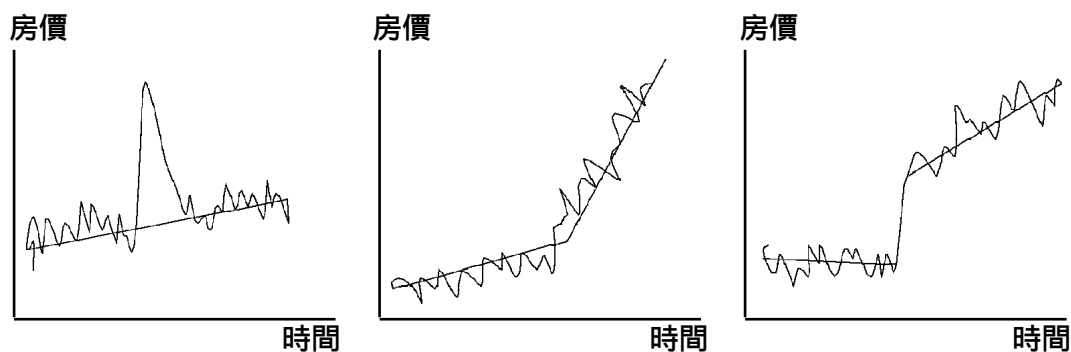
3. 外生性水準值與時間趨勢同時變動

由(圖三)可明顯看出,「衝擊與水準位移」代表單一時點所發生的事件在當時對變數序列產生嚴重衝擊後,使得序列波動趨勢產生偏離,形成另一種斜率不同的波動趨勢。此類結構性改變是當某種延續性事件或事件所造成衝擊期間較長且延後發酵時較容易發生。

由上述可知,針對變數的波動趨勢加以分類,則結構性改變可分為三大類『外生性水準值變動』、『外生性時間趨勢變動』、『外生性水準值與時間趨勢同時變動』(圖一~圖三)。就房價所發生的結構改變中,會影響未來房價預測者較值得探討,故上述三種定義中第三種對房價未來預測精確度的影響較強烈,此外本文所運用的 Bai and Perron(1998)結構性改變檢測法也只能針對結構性改變第三種定義做檢測,故本文對結構性改變的定義限縮為『外生性水準值與時間趨勢同時變動』。

(二) 檢測結構性改變的重要性

在一穩定的經濟環境中,瞭解長期與未來變化較不容易被人們所重視,但在不確定、不連續且正處於轉變的經濟環境中,就必須全盤瞭解未來的可能轉變。然而,大部分決策者通常依據趨勢(trend)而非景氣(cycle)作決策,他們認為現行趨



圖一 外生性水準值變動

圖二 外生性時間趨勢變動

圖三 外生性水準值與時間趨勢同時變動

勢雖非永遠保持不變，但至少將持續一段長時間，其結果若不是訂定出危險的決策，也可能是次佳的決策。真正有效的投資決策，其本質在於洞察整個大環境以及市場互動情況，瞭解市場景氣循環、轉變力量、以及是否發生結構性改變，此為檢測結構性改變的第一個重要性。

其次，我們可從過去房價相關文獻的實證結果中瞭解發生結構性改變的時點，亦可直接針對過去房價資料進行結構性改變的檢測，在得知是否發生與發生時點後，進而針對發生時點的社經背景進行市場分析，以釐清造成房價結構性改變的主要因素。當某項事件未來預期會發生或已經發生時，則可藉由過去經驗來評估出對房價可能造成的衝擊程度，此不但可提供房地產投資者參考，亦可提供政策擬定者作為擬定對策的重要參考依據。

此外，傳統的計量方法需要變數為定態(stationary)，否則所做的迴歸分析結果可能是虛假的(spurious)，因此變數是否為定態則可透過單根檢定來加以瞭解，倘若檢定結果為具有單根，則表示該變數的原始資料為非定態變數，需取一階差分後始成為定態。單根檢定是分析變數的短期波動，而若欲瞭解變數長期波動趨勢，則需透過共積檢定(cointegration)來分析變數與變數間是否存在長期均衡關係。這兩種檢定方法並非完全適用於所有情況，當變數受到重大衝擊而產生結構性改變時，將導致高估誤差干擾項，如此則容易接受變數具有單根的假設，亦即將結構性改變所造成的持久性影響，歸因於單根的存在。因此，變數在具有結構性改變下，應採用考量結構性改變的單根檢定方式來進行實證，例如 Perron(1989,1997)等。

由上述可知，探討結構性改變的重要性有三點，第一、可降低投資決策之風險，提高房價預測的準確度與市場變動的洞悉能力；第二、可分析並參考過去變數發生結構性改變的原因，以降低未來發生類似事件所造成的衝擊程度；第三、在計量方法的運用上，針對變數的波動趨勢來尋找配適度最高的檢測方法，可提升實證結果的信賴度。

三、多次結構性改變檢測方法介紹

誠如前述，在進行結構性改變檢測時，利用 Perron(1989)單根檢定會有結構性改變已知點界定上之問題，而 Perron(1997)雖解決了已知點的認定問題，但仍存在著只能求出單一結構改變點情形，這對於可能發生多次結構性改變的序列而言，檢定力便顯得不足。因此，本文將參考 Bai and Perron(1998)的結構性改變檢測方法與應用 Bai and Perron(2003a)所寫之 Gauss 程式，來檢視房價之結構性改變波動情

形，依其檢測步驟來一一求出房價是否發生結構性改變，發生的次數與時點為何？以及結構性改變時點的信賴區間為何？其方法的步驟內容本文將簡述於下。^{註2}由於 Bai and Perron(2003a)是 Bai and Perron(1998)的延伸，故本文將統一以 BP 來簡稱這兩篇文章。

1. global minimizer

此方法可初步檢測出序列所發生的結構性改變時點，任何可能的結構改變次數所計算出的總體殘差平方和(Sum of squared residuals, SSR)都一定是所有殘差平方和的一種特定線性組合。計算完 m 次結構改變下的總體 SSR 後，將再透過一種算數程序來比較得知最適結構改變次數與時點。

『動態電腦程式所編制的算數過程(The dynamic programming algorithm)』就是一個最有效的方法去比較所有可能的特定線性組合(包含不同結構改變次數與時點)，藉由找出總體 SSR 之最小值，作為其最終結構改變次數與時點之參考依據。此方法會經由一連續性的最適單一結構改變點檢定過程。首先，分別對樣本期間發生一次、二次~至 m 次結構改變後之最小 SSR 進行儲存，再比較發生幾次結構性改變下所儲存的 SSR 值為最小，並以該次結構性改變為序列之最適結構改變次數。然而，此方法只是初步的檢測結果，BP 建議仍須透過其他檢測步驟，其檢測結果才較為精確可信。

2. supF test

supF test 是檢測序列是否發生結構性改變的方法之一，其虛無假設為 $m=0$ ，對立假設為 $m=k$ 。換言之，在檢測前必須主觀地給定一結構性改變發生次數(k 次)。sup $F_T(k,q)$ test 是 Andrews(1993)與其他文獻修正 $F_T(k,q)$ test 而來的，^{註3}由於檢測前必須給予一些限制在於可能發生結構性改變之時點上，以讓每個結構改變時點相當明顯，且皆位於所分割的各結構樣本範圍內，故在應用 BP 所發展出的統計程式時，必須事先給定一最小樣本數比例，若模型允許資料或誤差項發生序列相關或允許異質性存在於不同結構階段時，則值應設定一較大值來避免檢測力降低。^{註4}由此可知，sup $F_T(k,q)$ test 的統計值會隨著資料分配、誤差項假設以及設定值的不同而有差異。

註2. 本文中僅針對各項方法的特性進行簡要的說明，其方法上的詳細運算過程，請參考 Bai and Perron(1998)、Bai and Perron(2003a)、Bai and Perron(2003b)。

註3. 有關 $F_T(k,q)$ test 之詳細內容，請參閱 Bai and Perron(1998)。

註4. Bai and Perron(2003b)指出 的設定值應隨著 k 值變化而不同，經由模擬結果得知當 $k=5$ 時，應設為 0.15，當 $k=3$ 時，應設為 0.2，當 $k=2$ 時，應設為 0.25，當 k 最大值設為 9 時，應設為 0.05。

3. Dmax test

當研究者不想主觀地推測結構改變發生的次數，只想先得知時間序列是否發生結構性改變時，BP介紹另外兩種檢定方法單純探討時間序列是否發生結構性改變，此二方法總稱為Double maximum tests。第一個方法是權重(weights)相同的UDmax $F_T(M,q) = \max_{1 \leq m \leq M} F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q)$ ，其中 $\hat{\lambda}_j = \hat{T}_j / T (j=1, \dots, m)$ 是透過殘差平方和(SSR)的總體最小值(global minimization)得知的結構改變點估計值。第二個方法稱為WDmax $F_T(M,q)$ ，是應用這些不同的權重到個別檢定上，而其權重的大小會隨著序列的解釋變數個數以及值來變動，^{註5}因此每個不同的a值代入時，都會產生不同統計結果。

此二方法皆須事先給定序列所發生之結構性改變上限次數(upper bound)，該上限次數會影響臨界值之變動，而當上限次數高於5次時，臨界值變動幅度將微乎其微，其中BP有提供當結構改變次數為5(= 0.15)、3(= 0.20)、2(= 0.25)時UDmax與WDmax的臨界值。

4. supF(i+1|i) test

在得知序列是否發生結構改變後，可透過此方法來進一步得知所發生的次數與時點為何。此方法是用來檢測當序列已發生i次結構性改變情況下，再去尋找是否有可能發生i+1次結構性改變的可能，亦即其虛無假設為 $m=i$ ，對立假設為 $m=i+1$ ，若實證結果拒絕虛無假設，則表示有足夠證據說明該序列發生i+1次結構性改變。因此序列在經由Dmax 檢測法得知已發生結構改變後，可藉由此檢測方法先檢測虛無假設為 $m=1$ 、對立假設為 $m=2$ 的情況，若拒絕虛無假設，則可再檢測虛無假設為 $m=2$ ，對立假設為 $m=3$ 的情況，以此類推，直到當虛無假設 $m=i$ 不被拒絕時，則表示該序列所發生的結構改變次數為 i 次。

理論上而言，此方法的檢測結果是可以分別比較序列在發生 i 次結構性改變與 i+1 次結構性改變下的 SSR，若 i+1 次結構改變下的 SSR 較小，則有足夠證據說明序列發生 i+1 次結構性改變；但由於 Bai and Perron(1998) 指出其各自的分配很難取得，因此轉而以在序列發生 i 次結構性改變下，分別在 i+1 個結構階段(structural segment)內找出另一個可能的結構改變點，並計算在 i+1 次結構性改變下每一結構階段的 SSR，經由比較後得出一 SSR 最小值以代表 i+1 次結構性改變的 SSR(i+1)，此時若 SSR(i+1) 比 SSR(i) 來得小，則拒絕虛無假設，表示有足夠證據說明序列所發生之結構性改變次數為 i+1 次。

註5. 此處的 α 值指的是顯著水準(significance level)，另外，解釋變數只包含發生結構性改變的自變數個數，不包含未發生結構性改變的自變數個數，詳請參見 Bai and Perron(2003b)。

5. 估計結構性改變次數、時點與其信賴區間

(1) BIC與LWZ檢測法

BP的結構性改變檢測步驟中，BIC(Bayesian Information Criterion)是參考Yao(1988)所發展出來的檢測法，LWZ(Liu, Wu and Zidek)是參考Liu, Wu and Zidek(1997)發展出的檢測法。選擇參考這兩種檢測法納入檢測步驟中，是因為Perron過去曾分別運用BIC、AIC與LWZ三種檢測法來進行模擬分析，實證結果顯示AIC檢定力不甚理想，而BIC與LWZ則相當不錯。

然而，儘管BIC與LWZ的檢測力佳，但BP仍指出應注意其個別的適用時機，以提升兩種檢測方法的信賴度。首先，若模型誤差項不存在序列相關(series correlation)，但有應變數落後一期的自變數存在且係數很大時，則BIC的表現力較差，LWZ較好；再者，LWZ是當模型之虛無假設為 $m=0$ 時表現較佳，而若虛無假設為 $m=1$ 或 2 或以上時，則LWZ較容易低估序列所發生的結構性改變次數。由此可知，BIC與LWZ兩種檢測法各有利弊，因此BP進而研究出Sequential method來解決BIC與LWZ的缺點，以估算出較精確的結構改變次數。

(2) Sequential method

Sequential method可分為結構性改變次數已知與未知兩種估算法，BP所應用的是未知的估算法，由於結構性改變次數屬未知狀態，故模型會先針對少次結構性改變進行檢測，並透過 $F_T(i+1|i)$ test的檢測結果來增加另一結構改變點到其中一段結構中，此檢測步驟將隨著結構改變點的增加而重複進行，直到當 $F_T(i+1|i)$ test的檢測結果無法拒絕沒有另一結構改變點的虛無假設時，即找出模型的最適結構改變次數、時點與時點之信賴區間，並估算出各個參數在每段結構之估計值。

相較於BIC與LWZ檢測法所選出的配適模型而言，Sequential method最大的優勢就是其所配適的模型允許資料與誤差項發生序列相關或異質性情形，這是BIC與LWZ檢測法無法解決的問題。然而，BP指出，儘管Sequential method改善了過去結構性改變檢測法的部分缺失，但其本身亦並非完美，由於該方法是假設序列存在著多次結構性改變，故該檢測過程較容易拒絕當虛無假設為 0 次結構性改變，對立假設為發生較多次結構改變之情形，而較不易拒絕虛無假設為 0 次結構改變，對立假設為序列發生較少次結構性改變之狀態。因此BP建議在應用Sequential method進行結構性改變的檢測前，應先採用UDmax或WDmax來檢測序列是否存在至少一次的結構性改變，如果檢測結果顯示存

在，則再透過Sequential method中的 $F(i+1|i)$ test來依序瞭解序列所發生的結構改變次數與時點，並估算出每一段結構的參數估計值。

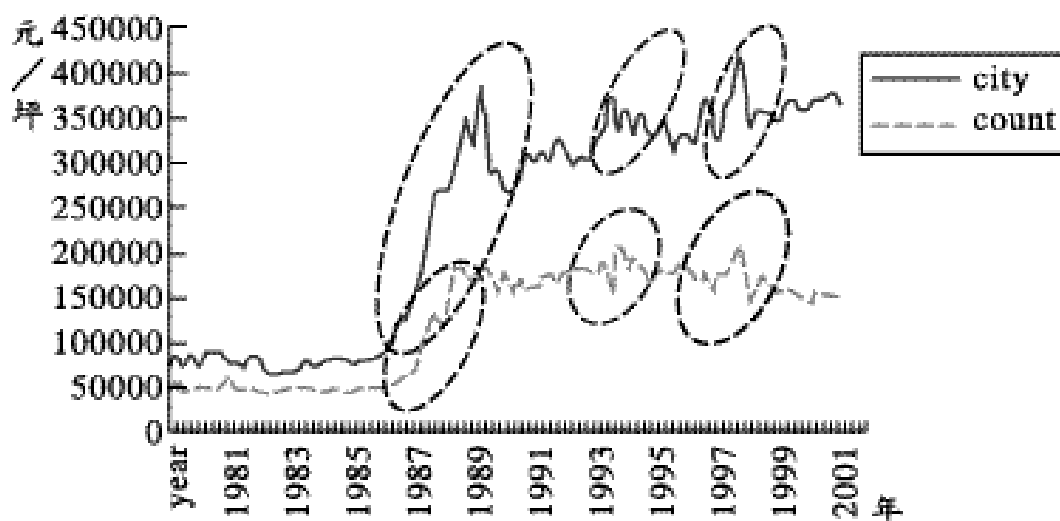
綜上所述，儘管BP之結構性改變檢測方法已解決了許多過去檢測法的不足，但在應用該方法時，仍應謹慎小心，以避免降低該方法的檢定力。因此，本文當面臨結構性改變檢測時點與次數有差異時，將遵循BP之建議，以Sequential method之檢測結果為最終結果。

四、資料說明與分析

本文所選用的台北市與台北縣房價資料皆為1981年至2001年預售屋價格季資料，該資料是針對『租售報導』雜誌內的預售屋價格月資料作調整，調整方式是將每年一至三月的預售價格取平均數以作為第一季預售屋價格，每年四至六月的預售價格求取平均數以作為第二季預售屋價格，以此類推以求出第三季與第四季預售屋價格資料。選用預售屋價格作為房價的代表原因如下：一、預售屋價格資料長期而言較為完整；二、林秋瑾(1998)實證曾指出預售屋價格有領先成屋價格之趨勢，故用此資料進行房價分析與預測時，亦可事先釐清造成房價如此波動的原因，進而思考因應方案。

圖四為台北縣、市預售屋價格的波動情形，由圖中可看出台北縣、市的房價波動趨勢大部分而言是相似的，就台北市與台北縣房價波動趨勢來看，根據本文第二節所定義的結構性改變，可看出1980年至2002年左右可能發生了三次結構性改變，第一、在1986年至1989年左右；第二、1994年至1995年；第三、在1997年與1998年左右。此初步觀察與過去房價相關文獻實證結果有些異同點，相同者是過去林秋瑾(1996,1998)、Chen(1998)、彭建文與張金鶚(2000)、賴碧瑩(2003)等文獻曾以設置虛擬變數方式檢測出1986年至1989年的確發生結構性改變，而林祖熹(2000)透過設置虛擬變數檢測出1997年所發生的亞洲金融風暴的確造成台灣房價發生結構性改變，此兩時點與本文所推測的時點相似；而不同點是過去房價相關文獻並特別探討1994年至1995年期間台灣房價發生結構性改變，^{註6}因此也並未設立虛擬變數加以證實，而本文則是依據前述的結構性改變定義來推測，房價於該時點可能發生結構性改變。

註6. 過去房價相關文獻礙於檢測方法之限制，僅得就已發生事件作為出發點，探討房價於該時點是否出現結構性改變，而由於1994、1995年並無明顯政經事件發生，故亦無相關研究針對該時點之房價波動加以探討。



圖四 台北市與台北縣房價波動圖

五、實證結果分析

(一) 是否發生結構性改變

在Bai and Perron(2003a)的檢測方法中， D_{max} 檢測法與 $supF$ 檢測法是用來檢測單一時間序列是否發生結構性改變，其中 D_{max} 檢測法又分為 UD_{max} 與 WD_{max} 檢測法。首先， D_{max} 的檢測結果如表一所示，台北市與台北縣的 UD_{max} 統計值分別為1190.5502與1144.7163，均大於顯著水準為5%的臨界值8.88；而 WD_{max} 統計值於5%顯著水準下亦顯著地大於其臨界值。

此外，表一亦可看出 $supF$ 檢測結果，此方法是針對虛無假設為0，對立假設為 m 的結構性改變檢定。由檢測結果可看出，台北市與台北縣房價於 $m=1$ 的 $supF$ 統計值分別為405.393與860.99，顯著地大於5%顯著水準的臨界值12.29，故其拒絕 $m=0$ 的虛無假設，表示有足夠證據可說明台北市房價存在結構性改變現象。再者， $m=2$ 到5的檢定結果中，^{註7}兩縣市的 $supF$ 統計值皆顯著地大於其臨界值，故由 D_{max} 或 $supF$ 的檢定結果可說明台北市與台北縣房價在1980年至2002年的確發生多次結構性改變。

註7. 由於本文將房價結構改變發生次數的最大值設為5次，故檢測過程會對 $m=1\sim m=5$ 分別進行。

因此當對立假設為 $m=5$ 的 $supF$ test檢測結果拒絕 $m=0$ 的虛無假設時，並非說明著房價結構性改變次數為5次，而仍是指出房價的確發生至少一次結構性改變

表一 台北市、台北縣是否發生結構性改變之檢測結果

檢測方法		地區	虛無假設	對立假設	統計值	顯著水準	臨界值
Dmax test	UDmax test	台北市	m=0	m > 0	1190.5502*	5%	8.88
		台北縣			1144.7163*		
	WDmax test	台北市	m=0	m > 0	2047.0783*	5%	9.91
		台北縣			1968.2697*		
supF test	台北市	台北市	m=0	m=1	405.3930*	5%	8.58
		台北縣			860.9900*		
	台北市	台北市	m=0	m=2	353.9285*	5%	7.22
		台北縣			624.2391*		
	台北市	台北市	m=0	m=3	284.0234*	5%	5.96
		台北縣			28.3147*		
	台北市	台北市	m=0	m=4	1190.5502*	5%	4.99
		台北縣			1144.7163*		
台北市	台北市	m=0	m=5	868.6494*	5%	3.91	
	台北縣			893.5312*			

註1.m代表台北市、台北縣房價發生結構性改變的次數。

註2.*表示統計值大於臨界值，拒絕顯著水準為 5%的虛無假設。

(二)發生結構性改變的次數、時點與其信賴區間

由於前一段已證實台北縣、市房價有發生結構性改變，故在本段將進一步檢測房價發生結構性改變的次數、時點與其信賴區間。

1. 結構性改變的次數與時點

(1)supF(i+1|i)檢測法

表二的supF(i+1|i)檢測結果中，i代表發生結構性改變的次數，該檢測法的虛無假設為i時，則其對立假設就是i+1；因此由第1、2、3組檢定結果可看出，台北市與台北縣房價的supF(2|1)的統計值分別為28.7801與22.9254，顯著大於顯著水準為5%的臨界值8.58；supF(3|2)的統計值分別為19.4115與11.2738，亦大於其臨界值10.13；而兩縣市的supF(4|3)的統計值皆小於其臨界值11.14。此實證結果說明了當虛無假設為三次結構改變，對立假設為四時，無法拒絕該虛無假設，故supF(i+1|i)檢測出的台北市與台北縣房價最適結構性改變次數為三。

表二 台北市、台北縣房價結構性改變次數之檢測結果(一)

檢測方法	虛無假設	對立假設	地區	統計值	時間點	顯著水準	臨界值
supF(i+1 i) test	M=(1 1)	m=(2 1)	台北市	28.7801*	1994年第1季	5%	8.58
			台北縣	22.9254*	1998年第4季		
	M=(2 2)	m=(3 2)	台北市	19.4115*	1998年第1季	5%	10.13
			台北縣	11.2738*	1992年第3季		
	M=(3 3)	m=(4 3)	台北市	0.6596	1985年第1季	5%	11.14
			台北縣	0.2846	1985年第1季		

註1.m代表台北市、台北縣房價發生結構性改變的次數， $m=(1|1)$ 表示當已找到1次結構性改變下，找不到第2次結構性改變時點； $m=(2|1)$ 表示當已找到1次結構性改變下，又找到第2次結構性改變時點， $m=(2|2)$ 、 $m=(3|2)$ 以此類推。

註2.*表示統計值大於臨界值，拒絕顯著水準為5%的虛無假設。

(2)Information criteria

BIC檢測法：由表三檢定結果來看，台北市與台北縣房價的BIC最小值均出現在第三點結構性改變，故兩縣市房價最適結構改變發生次數為三次。

LWZ檢測法：表三檢定結果可看出，台北市房價LWZ最小值出現在第二次結構性改變之處，台北縣則出現在第三次結構性改變之處，故其所選台北市房價最適結構改變發生次數為二次，台北縣房價為三次。

經過比較可得知，BIC與LWZ所檢測出的結果不同，基於 Bai and Perron(2003a)對BIC與LWZ檢測結果適用的情形來看，^{註11}台北市房價資料較適合參考BIC所檢測出的結果，也就是發生三次結構性改變。

(3)Sequential procedure

上述BIC與LWZ兩種方法的檢測過程中並未考慮不同結構階段的異質性問題，而Sequential procedure檢測法則有考慮到，故其檢定結果較BIC與LWZ值得採信。^{註12}由表三檢定結果來看，可發現台北市與台北縣房價在5%顯著水準下的檢定結果皆為三次結構性改變，此結果與BIC的檢測結果相同；此外，其

註8.Bai and Perron(2003a)說明當虛無假設為0次結構改變時，BIC的表現力較差，尤其當模型存在序列相關時更為嚴重；而LWZ則當虛無假設為0次結構改變時，表現力佳，儘管模型存再序列相關時也是如此。由於台北市房價在前一段已證實有發生結構性改變，因此虛無假設並非為0，故較適用BIC的檢定結果。

註9. 此部分之原因，本文已在第三部分詳細說明，故在此將不再贅述。

表三 台北市、台北縣房價結構性改變次數之檢測結果(二)

檢測方法		地區	結構性改變次數						最適 次數
			零	一	二	三	四	五	
Infor- mation criteria	BIC	台北市	5.0307	2.4946	2.0598	2.0524*	2.0563	2.2055	三
		台北縣	3.5626	0.8358	0.7267	0.5544*	0.6289	0.7268	三
	LWZ	台北市	5.0420	2.5853	2.2305*	2.3037	2.3887	2.6196	二
		台北縣	3.5739	0.9265	0.8974	0.8057*	0.9613	0.1439	三
Sequential procedure之 5%顯著水準 檢測結果		台北市	三次		1988年第2季				
					1994年第1季				
					1998年第1季				
		台北縣	三次		1988年第3季				
					1992年第3季				
					1998年第4季				

註1.*表示相較於其他結構性改變次數下，該次數的BIC或LWZ統計值最小，顯示該次數即為最適結構性改變發生次數。

台北市時點分別為：第一次『1988年第2季』、第二次『1994年第1季』、第三次『1998年第1季』；台北縣時點分別為：第一次『1988年第3季』、『1992年第3季』、『1998年第4季』。此結果亦與 $\text{supF}(i+1|i)$ 檢測結果中第二次與第三次結構改變時點相同。

2. 結構性改變的信賴區間

(1)BIC所選擇的配適模型估算結果

由表四估算結果可看出，在90%信賴區間下台北市房價第一次結構改變點信賴區間為『1987年第4季~1988年第3季』；第二次結構改變點信賴區間為『1993年第2季~1996年第1季』；第三次結構改變點信賴區間為『1996年第4季~1998年第4季』；台北縣房價第一次結構改變時點的信賴區間為『1988年第1季~1988年第3季』，第二次時點的信賴區間為『1991年第4季~1995年第3季』，第三次時點信賴區間為『1998年第3季~1999年第2季』。

(2)Sequential method所選擇的配適模型估算結果

由表四較小信賴區間90%的估算結果可看出，台北市房價第一次與第三次結構改變點信賴區間與BIC所選擇配適模型的估算結果相同，第二次結構改變

點信賴區間『1993年第3季~1996年第2季』雖與BIC之估算結果不同，但差距只在1季之間，故兩種方法的估算結果可說是大致相同。台北縣房價之信賴區間估算結果為『1988年第1季~1988年第4季』、『1991年第3季~1994年第4季』、『1998年第3季~1999年第2季』，此結果也與BIC之估算結果相似。

(三)兩縣市實證結果之比較

由台北市與台北縣房價結構性改變的檢定結果可知，兩縣市房價皆發生三次結構性改變，且三次時點相差不遠，唯有第二次台北市發生時點『1994年第1季』與台北縣發生時點『1992年第3季』稍有差距。由此檢定結果可看出台北縣房價在結構性改變發生時點上大致著落後台北市房價之現象，此再次證實台北市房價對台北縣房價存在著擴散效果。^{註10}不過，由台北縣房價第二次結構性改變時點領先台北市房價來看，可發現儘管兩縣市區位相互緊鄰，卻可能基於其區位、相關政策、公共建設、天災發生頻率之不同，促使房價結構性改變檢定結果有所差異。

由前述之檢測結果可知，台北市與台北縣房價自1981年至2001年分別發生三次結構性改變，其中兩縣市的第一次與第三次結構性改變時點相近，故本文推測其導致原因應屬同一事件。首先，第一次結構性改變時點約為1987年~1988年期間，對照此時點附近之社經背景可知，當時國內經濟成長高度成長，台幣大幅升值，在政府採取寬鬆的貨幣政策下，使得貨幣供給大幅增加、社會游資充斥，由於當時國內

表四 台北市與台北縣房價結構性改變時點之信賴區間檢測結果

檢測方法	結構性 改變次數	90% 信賴區間	
		台北市	台北縣
BIC	第一次	1987年第4季~1988年第3季	1988年第1季~1988年第3季
	第二次	1993年第2季~1996年第1季	1991年第4季~1995年第3季
	第三次	1996年第4季~1998年第4季	1998年第3季~1999年第2季
Sequential method 之5%顯著水準檢 測結果	第一次	1987年第4季~1988年第3季	1988年第1季~1988年第4季
	第二次	1993年第3季~1996年第2季	1991年第3季~1994年第4季
	第三次	1996年第4季~1998年第4季	1998年第3季~1999年第2季

註10. 根據林秋瑾(1996)實證結果指出，台北縣房價不但受其前期房價影響，且落後台北市與高雄市房價之變動。

投資工具相當有限，導致股價與房價大幅上漲，此觀點大致可從Chen(1998)、彭建文與張金鶚(2000)等文獻獲得驗證。其次，台北縣市房價第三次結構性改變時點約為1997年~1999年，此時點正逢亞洲金融風暴發生期間，國內當時的經濟成長率、匯率、股價等指標皆下降20%以上，故可能是由於亞洲金融風暴使得資產泡沫化現象發酵所導致，而林祖嘉(2000)也大致證實此項觀點。

至於台北市與台北縣房價第二次結構性改變時點不同，台北市時點約為1994年左右，本文對照此期間之社經背景後，推測可能是因為當時傳出中共將進行飛彈試射，造成兩岸關係緊張，而位於首善之區的台北市更是首當其衝，嚴重影響購屋者的信心，進而導致房價大幅波動有關。台北縣則可能與政府擬於1991年全面實施容積管制，造成建商大量搶照、搶建，以致房地產市場嚴重供過於求，破壞台北縣房價波動結構有關，而有關建商搶建而造成房地產市場結構性改變的觀點，也可從彭建文等(1998)一文獲得驗證。

六、結論與建議

本文利用Bai and Perron(1998)多次結構性改變檢測法對台北縣、市房價進行檢測，檢測結果得出台北縣、市房價在1981年至2001年皆發生三次結構性改變，其中台北市房價結構性改變之發生時點為『1988年第2季』、『1994年第1季』、『1998年第1季』，結構性改變信賴區間為『1987年第4季~1988年第3季』、『1993年第3季~1996年第2季』、『1996年第4季~1998年第4季』。台北縣房價結構性改變時點則為『1988年第3季』、『1992年第3季』、『1998年第4季』，結構性改變信賴區間為『1988年第1季~1988年第4季』、『1991年第3季~1994年第4季』、『1998年第3季~1999年第2季』。此結果明顯推翻了過去房價在1981年至2001年期間只發生一次結構性改變之說法。此外，由實證結果亦發現台北縣房價結構性改變之時點大致是落後台北市房價結構性改變的時點，唯有第二次稍有差距，這說明了儘管兩縣市區位相互緊鄰，卻可能因其區位、相關政策、交通設施、天災發生頻率之不同，促使房價結構性改變檢定結果有所差異。

由於本文最主要的目的在於利用最新發展、較為客觀的Bai and Perron(1998)多次結構性改變檢測法針對國內房價進行檢測，受限於篇幅限制，文中並未針對考量與未考量結構性改變的房價預測結果差異進行比較，建議未來後續可針對此部份進行較為深入的探討。此外，本文中雖然精確檢測出台北縣、市房價結構性改變的

時點，但對於造成結構性改變的原因僅依據當時房地產市場內、外在的環境變遷加以推測，建議後續研究可針對此部份利用共整合或其他先進的時間序列模型加以驗證。

參考文獻

- 林秋瑾(1996)，台灣區域性住宅價格模式之建立，《政大地政學報》，1(1)：29-49。
- 林秋瑾(1998)，預售屋與成屋價格關係之分析—市場效率之驗證，《管理學報》，15(4)：643-664。
- 林祖嘉(2000)，亞洲金融風暴對台灣住宅與住宅市場與住宅金融之影響與衝擊，《現代化研究》，21：44-61。
- 彭建文譯(1997)，市場景氣循環、轉變力量與結構變遷，《住宅學報》，6：71-88。
- 彭建文、張金鵬、林恩從(1998)，房地產景氣對生產時間落差之影響，《經濟論文叢刊》，26(4)：409~429。
- 彭建文、張金鵬(2000)，總體經濟對房地產景氣之影響，《國科會人文及社會科學研究彙刊》，10(3)：330-343。
- 楊忠欽(1992)，《大台北地區房價決定模型之實證研究》，淡江大學金融研究所碩士論文。
- 賴碧瑩(2003)，從經濟結構變遷探討房地產市場與總體經濟之關連性，《2003年中華民國住宅學會第十二屆年會論文集》，45-62。
- Andrews, D. W. K. (1993), "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica*, 61: 821-856.
- Bai, J. and Perron, P. (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66(1): 47-78.
- Bai, J. and Perron, P. (2003a), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, 18(1): 1-22.
- Bai, J. and Perron, P. (2003b), "Critical Values for Multiple Structural Change Tests", *Econometrics Journal*, 6(1): 72-78.
- Banerjee, A. and Urga, G. (1997), "Bootstrapping Sequential Tests for Multiple Structural Breaks", Discussion Paper No. 17-98, Center for Economic Forecasting, London Business School.

- Chen, M-C (1998), "The Determination of House Prices in Taiwan: Long-run Equilibrium and Short-run Dynamics", Graduate School of Land Economy, Cambridge University, Unpublished Doctor Thesis.
- Chen, M-C and Patel, K.(2002), "An Empirical Analysis of Determinants of Housing Prices in the Taipei Area", *Taiwan economic Review*, 30(4): 563-595.
- Liu, J., Wu, S. and Zidek, J. V. (1997), "On Segmented Multivariate Regressions", *Statistica Sinica*, 7: 497-525.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57: 1361-1401.
- Perron, P. (1997), "L'estimation de Modeles avec Changements Structurels Multiples", *Actualite Economique*, 73: 457-505.
- Yao, Y-C. (1988), "Estimating the Number of Change-Points via Schwarz' Criterion", *Statistics and Probability Letters*, 6: 181-189.