

台灣房地產景氣循環轉折點認定之研究— 雙變量馬可夫轉換模型之應用

李春長* 梁志民** 周幸蓉***

論文收件日期：96年9月20日

論文接受日期：97年2月29日

摘 要

若我們可以認定預測房地產景氣循環的高峰和谷底形成的所在位置，則這個訊息就可以提供給決策者和投資大眾一個相當重要的參考指標。本研究選用包含了投資面、生產面、交易面與使用面房地產活動的台灣房地產景氣綜合領先指標，運用雙變量馬可夫轉換自我迴歸模型MS-ARX進行房地產景氣循環轉折點之認定，最適模型為截距項、變異數皆受到不可觀察變數所影響且遞延（lag）期數為8季的 $L(1)-MSIH(2)-ARX(8)$ 模型。該模式確認了房地產景氣綜合領先指標領先基準循環一季。整體而言，綜合領先指標模型對於房地產研究中心所發布的四次谷底與三次高峰皆有相當接近的認定。

關鍵詞：房地產景氣循環、綜合領先指標、轉折點、馬可夫轉換模型

* 國立屏東商業技術學院不動產經營系（所）副教授，通訊作者

TEL：（08）7238700#6203，E-mail：lcc@npic.edu.tw

** 國立台北商業技術學院財政稅務系副教授

TEL：（02）23226385，E-mail：ljimmy@so-net.net.tw

*** 國立屏東商業技術學院不動產經營系（所）碩士

TEL：（08）7238700#6203，E-mail：portwo@gmail.com

Identifying Taiwan's Real Estate Cycle Turning Points—Application of the Two-Variate Markov-Switching Autoregressive Model

Chun-Chang Lee*, Chih-Min Liang**,
and Hsing-Jung Chou***

Abstract

Projecting the peak and trough of a real estate cycle could help decision makers and investors. In this study, we adopt the Composite Leading Index of Taiwan's real estate cycle which includes the investment, product, transaction and use phase of the real estate life cycle. We use bivariate Markov-switching autoregressive model to identify the turning points of real estate cycle. The model with the best fit is L(1)-MSIH(2)-ARX(8), of which, the lags is 8 and both the intercepts and variance are regime-dependent. The predicted dates of the turning points from the L(1)-MSIH(2)-ARX(8) model are so consistent with the peaks and troughs of the reference cycle announced by the Taiwan Real Estate Research Center that the Leading Index can present its forecast function. However, we use L(1)-MSIH(2)-ARX(8) model to identify that the Leading Index leads the reference cycle by one season. Generally speaking, L(1)-MSIH(2)-ARX(8) produced rather accurate results in terms of identifying the turning points of real estate cycles in Taiwan.

Keywords: Real Estate Cycle, Leading Index, Turning Point, Markov-Switching Model

* Associate professor, National Pingtung Institute of Commerce Department of Real Estate Management, Corresponding Author

TEL : (08) 7238700#3201 , E-mail : lcc@npic.edu.tw

** Associate professor, National Taipei Institute of College of Business Department of Public Finance & Tax Administration , TEL : (02) 23226385 , E-mail : ljimmy@so-net.net.tw

*** Master, National Pingtung Institute of Commerce Department of Real Estate Management
TEL : (08) 7238700#3201 , E-mail : portwo@gmail.com

一、前言

由於房屋建築產業具有逆循環作用（counter-cycle），故依據房地產景氣循環制定正確的相關政策應能達到穩定總體經濟的作用。因此，無論政府政策之擬定或是相關業者及社會大眾的投資決策，若能掌握房地產景氣循環並據以認定未來房地產市場的變化來執行，必能收到事半功倍之效。目前台灣房地產市場投機氣氛濃厚，房市交易非常熱絡，不免讓人開始思考房市是否供過於求？景氣是否過熱、是否已達巔峰？若我們可以認定房地產景氣擴張至高峰或衰退至谷底的時點，則這個訊息就可以提供給政府和投資大眾作為未來決策的重要參考。

國內外學者大多藉由國內生產毛額（gross domestic product，簡稱GDP）來衡量總體經濟景氣狀況。由於房地產的生命週期較長且其生命週期過程中相關產業的活動較多，故有關房地產景氣的界定較為複雜（張金鶚，1996）。而國內外學者對於房地產景氣的衡量，多以單一指標衡量房地產景氣，可能造成侷限於反應某一層面房地產活動的缺失^{註1}。針對此項缺點，內政部建築研究所及政治大學台灣房地產研究中心以投資、生產、交易與使用等四個層面探討其景氣狀況，共同編制房地產景氣綜合指標^{註2}。李春長與周幸蓉（2007）即採用了包含投資面、生產面、交易面與使用面房地產活動的台灣房地產景氣綜合領先指標，並運用馬可夫轉換模型（Markov-switching model）進行房地產景氣循環轉折點之認定，以避免人為操作的主觀性。Krystalogianni et al.（2004）亦使用領先經濟指標當作Probit model的應變數預測UK資本價值衰退或上升階段的機率，研究結果顯示領先指標是一項有用的不動產投資決策工具。而詹任偉（2004）對台灣房地產景氣動向預測之準確度研究，其透過因果關係檢定，確定可以透過領先指標來預測三季之後的景氣變化情形，再利用平均絕對百分比誤差確認領先指標作為預測工具相當適合。

註1. 研究者經常會以利率（McCue and Kling, 1994）、空屋率（Gordon and Cantor, 1996；Grenadier, 1995）、房地產租金變化率（Mueller, 1999）、預售屋價格（彭建文等，2000）、買賣契稅件數（李政道等，2000）等指標來分析房地產景氣。

註2. 其建立流程如同經建會編製總體經濟景氣指標的步驟，利用經建會編製總體經濟景氣的「景氣綜合指標分析法」，採用綜合指數（composite index，簡稱CI）及轉折點（turning point，簡稱TP）來編製房地產景氣指標，該編製方法係採成長循環（growth cycle）以總體經濟成長率的高低測量景氣相對量的變化。目前台灣房地產景氣綜合領先指標是由國內生產毛額（GDP）、貨幣供給額（M2）、營建股股價指數、建築貸款餘額變動量、消費者物價指數等五項指標所構成。

李春長與周幸蓉（2007）一文其實證結果以截距項、變異數皆受到不可觀察變數所影響且落後（lag）期數為8季的MSIH（2）-AR（8）模型為最配適。然而該模型所認定出的轉折點日期與基準循環日期相當接近，二者間並沒有呈現出明顯的領先落後關係。

房地產領先指標成長率所認定出的轉折點日期與基準循環日期間並沒有明顯的領先落後關係，雖有可能是因為受到所採用的為季資料而非月資料，在轉折點的期間劃分上不夠精細，以致模型無法清楚表現出其間的領先落後關係。然而，我們試圖進一步藉由領先指標與基準循環指標之雙變量MS-ARX模型，來認定房地產景氣之波動，有別於僅應用領先指標之單變量MS-AR模型。

本研究將選用能提前反映景氣變動情況且包含了投資面、生產面、交易面與使用面房地產活動的台灣房地產景氣綜合領先指標進行不動產景氣循環轉折點的認定。而過去相關文獻多將景氣劃分為二或三狀態進行分析，然而當馬可夫轉換模型中有超過兩個以上的狀態時，模型反而會太過複雜而無法恰當的區分資料特性，並使得所劃分的景氣狀態缺乏持續性而過於波動（徐士勛與管中閔，2001），故本文只將台灣不動產景氣分為擴張與衰退的二個狀態。

關於台灣總體景氣的探討文獻，皆指出台灣的總體景氣在1990年附近出現了結構性的改變（structural changes）。在國內的不動產研究領域，有許多以房價衡量房地產景氣的文獻，（如陳明吉，1989；彭建文等，2000）亦認為房價有結構性的改變。楊雅婷與彭建文（2003）即指出房地產市場在第三波景氣高峰後房價波動趨勢便不再與過去相同，這意味著房價波動發生結構性改變的可能性，其實證結果亦發現加入結構性改變的房價模型確實比未加入之模型解釋力佳。雖然本研究所使用的馬可夫轉換模型在某種程度上已經考慮了內生且隨機的結構變動^{註3}，但其結果仍可能受特定型態的結構變動或離群值（outliers）所影響，故本文亦嘗試考慮離群值對台灣房地產景氣循環轉折點認定時的影響。

本文研究目的在於建立一個富有計量理論基礎的模型來偵測（detecting）景氣循環的變化並據以認定與預測房地產景氣循環轉折點，以提供政府、投資大眾於景氣狀態變化前能即時反應以作最佳的決策。本文除首節前言外；第二節為研究方法，建立一雙變量的MS-ARX模式以判斷房地產綜合領先指標領先基準循環日期的

註3. 處理狀態轉換的時間序列資料時，若狀態轉換的時點可以被清楚的界定出來，則可以Chow test或門檻模型（threshold model）進行轉變點檢定；若狀態轉換的時點無法被清楚的界定出來，則可以混合分配模型（mixture distribution model）或馬可夫轉換模型額外對狀態轉換過程加以描述。

最適期數；第三節為實證結果分析；第四節則為本文之結論與建議。

二、研究方法

以往，研究景氣循環的學者，如Kim and Nelson（1998）與McConnell and Perez-Quiros（2000），普遍將景氣分為擴張與衰退二個狀態，甚至將景氣區分為高成長、溫和成長及低成長三狀態，如Huang（1999）^{註4}。因此，僅以單一母體進行檢定分析，將遺漏許多資料內所隱含的重要訊息、降低模型的準確性。且傳統線性時間序列模型無法捕捉總體變數的非對稱性波動的特質，亦無法對突發性的改變（如政經事件的發生）作彈性的調整。為了解決傳統線性模型的缺點，經濟學家因此發展出一系列的非線性模型。其中之一為可以處理多次動態跳動過程的狀態轉換模型（regime switching model）。

狀態轉換模型可分成兩類，一為狀態轉換決定於可觀察變數（observed variable）的門檻模型（threshold model），狀態的變化決定於可觀察變數是否有超越門檻值。另一類為狀態轉換決定於不可觀察變數（unobserved variable），必須額外對狀態模型轉換過程加以描述，可將此類模型再細分成混合分配模型（mixture of distribution）與馬可夫轉換模型，此兩模型差別在狀態轉換過程的設定上。混合分配模型為假設前後期的狀態是利用伯努力分配（Bernoulli distribution）來控制狀態間的轉換，其前後狀態之間是互相獨立，忽略經濟變數的持續性與相關訊息；馬可夫狀態轉換模型則是視資料來自不同的母體，設定一個自我迴歸模型，並以一個馬可夫鏈（Markov chain）運作來掌握狀態間的轉換，藉此可使得當期的狀態會受到前期的影響，使各期間資料具有持續性與相關性，並且可解決狀態毫無規則的跳動問題。Hamilton（1989）所提出的馬可夫轉換模型於能有效刻劃景氣循環理論中所強調的非線性與不對稱性（asymmetry）的特色，因而廣受經濟學者們的重視。

馬可夫轉換模型假設景氣循環受一隨機的（stochastic）不可觀察的狀態變數 s_t 影響， $s_t \in \{1, \dots, M\}$ ，該變數是藉由間斷時間、間斷狀態的馬可夫隨機過程（Markov stochastic process）（通常假設馬可夫過程是不可約的（irreducible）且遍

註4. 我們亦嘗試估計三狀態的馬可夫轉換模型，結果發現狀態之間變動太過頻繁，以及同一狀態缺乏持續性等實證上不易解釋的情況。這些似乎都顯示，當馬可夫轉換模型中有超過兩個以上的狀態時，模型反而由於太過複雜而無法恰當的區分資料特性。因此，我們的研究將採用雙變量，二狀態的馬可夫轉換模型作為實證分析的模型。

歷的 (ergodic)) 而產生^{註5}。且狀態變數 s_t 是藉由它的轉換機率而定義，其可表示如下式：

$$P_{ij} = \Pr (s_t + 1 = j \mid s_t = i) , \sum_{j=1}^M P_{ij} = 1 \text{ for all } i , j \in \{1 , \dots , M\} \dots\dots\dots (1)$$

一個二狀態馬可夫轉換模型可表示為：

$$\Delta y_t - \mu (s_t) = \phi_1 (\Delta y_{t-1} - \mu (s_{t-1})) + \dots + \phi_r (\Delta y_{t-r} - \mu (s_{t-r})) + \varepsilon_t , \varepsilon_t \sim N (0 , \sigma^2) \dots\dots\dots (2)$$

其中， Δy 為實質產出成長率、 $\mu (s_t)$ 代表受狀態轉變而改變的平均實質產出成長率、 ϕ_r 為不受狀態變數影響的係數值，而兩狀態的誤差項變異數 ε_t 是被假設為相等的，且 $\Delta y_t - \mu (s_t)$ 與過去 r 期的 $\Delta y_t - \mu (s_t)$ 是有關的。(2)式代表著平均數受狀態變數影響，可反映景氣波動的不同成長狀態。對於一個有意義的景氣循環模型而言，它在狀態一（衰退）的平均成長率 μ_1 應該為負；在狀態二（擴張）的平均成長率 μ_2 應該為正。

一個 p 階 M 個狀態且為平均數調整形式的馬可夫轉換自我迴歸模型可以MSM (M) - AR (p) 來表示。MSM模型在狀態轉變後，其平均數會立即的跳動至新的水準。若平均數在狀態轉換之後會平滑地達到一個新的水準，則可以截距項隨狀態轉換而變動的MSI模型表示。MSM強調的是平均數的變化，而MSI強調的是截距項的改變^{註6}。

我們可知所有形式的馬可夫轉換模型皆是在MSI與MSM的基礎下所發展出來

註5. 如果馬可夫鏈所有的狀態皆可自所有其他狀態到達則可稱之為不可約的 (irreducible) 馬可夫鏈。當馬可夫鏈狀態數為有限的、不可約的及非週期性的 (periodic) (表示此狀態非只在某些特別的時點上才會發生)，便可將之歸類為各態遍歷的 (ergodic) 馬可夫鏈。若一馬可夫鏈為遍歷的或在有限狀態的情況下為不可約的、非週期性的便可達到穩定狀態。(陳義分、楊展耀與簡進嘉，1998)。

註6. 若以二狀態落後期數為 k 期來比較這兩種模型，則MSM模型因 y_t 受落後 k 期的狀態變數的影響，故會有 2^{k+1} 種狀況需被考慮，而MSI模型只受前一期狀態變數的影響，故只有2種狀況需被考慮。為了便於分辨模型中哪些參數受到狀態變數的影響，我們以下列符號標註在MS項之後，例如MSM表示僅有平均數受狀態變數影響，其說明如下：M Markov-switching mean—平均數隨狀態轉換而變動，可反映景氣波動的不同成長狀態；I Markov-switching intercept—截距項係數隨狀態轉換而變動；A Markov-switching autoregressive parameters—迴歸項係數隨狀態轉換而變動；H Markov-switching heteroscedasticity—共變異數隨狀態轉換而變動，可反映景氣波動變異的高低狀態。其詳細分類形式表可參考Krolzig (1997) 一文。

的。當時間序列資料較具持續性時，適合以MSI模型進行分析；當資料較具波動性時，適合以MSM模型進行分析。依據台灣房地產研究中心的發佈，台灣房地產景氣在1971年至2006年這三十餘年間僅有3次完整的循環，顯示其具顯著的持續性特質。因此，本研究選擇以MSI模型為基礎進行相關實證分析。

為了能判斷房地產綜合領先指標領先基準循環日期的最適期數，我們建立一雙變量的MS-ARX模式，讓本期的基準循環指標年成長率除了受到過去各期基準循環指標年成長率影響外，亦受到外生變數－過去各期領先指標年成長率的影響。在此，我們將基準循環指標成長率的遞延期數設為1~8期再與遞延期數為1~8期的領先指標成長率分別進行組合。我們將領先指標成長率（ ΔL_t ）與基準循環指標成長率（ ΔR_t ）間的關係，設定如下式：

$$\Delta R_t = \beta_0(s_t) + \sum_{i=1}^8 \beta_i(s_t) \Delta R_{t-i} + \sum_{j=1}^8 \gamma_j(s_t) \Delta L_{t-j} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma(s_t)) \dots (3)$$

上式模型的截距項 $\beta_0(s_t)$ 確定受狀態變數 s_t 影響，而係數 β_i 、 γ_j 、變異數 σ^2 則視情況的受狀態變數 s_t 影響，其所形成的各式模型為MSI-ARX、MSIA-ARX、MSIH-ARX與MSIAH-ARX。

三、實證分析

本節首先介紹資料來源與處理；接著使用馬可夫自我迴歸模型進行台灣房地產景氣循環轉折點之認定。

(一) 資料來源與處理

本研究資料採用1971年第一季至2006年第四季的台灣房地產景氣綜合領先指標與基準循環指標。依據成長循環理論，我們將以二指標的成長率進行實證分析。且為減低資料中的動態過程（饒秀華等，2001），我們不使用各指標的季成長率而是以年成長率進行分析。由於我們採用的為季資料，故其年成長率的計算需以前後相距4期的資料取自然對數相減而得，表示如下式：

$$\Delta y_t = (\ln y_t - \ln y_{t-4}) * 100 \dots (4)$$

Granger and Newbold (1974) 發現非定態時間序列變數之間，經常會發生假性迴歸 (spurious regression) 情況。而若一時間序列是定態的，其統計特性將不會隨

時間而改變，因此傳統的計量方法通常假設變數為定態數列，以進行統計推論，馬可夫轉換自我迴歸模型亦是如此。

由於本研究採用的台灣房地產景氣綜合領先指標與基準循環指標已經經過季節調整，且採用成長率亦有消除時間趨勢的意味，預期綜合領先指標成長率與基準循環指標成長率為一定態資料。以ADF test (augmented Dickey-Fuller) 進行單根檢定亦證實此二指標的原始資料，在經過轉換為年成長率後，拒絕存在單根的虛無假設（見表一），顯示為定態。因此本研究適合以MS-AR模型進行實證分析。

表一 ADF單根檢定分析

	基準循環指標 原始值	基準循環指標 年成長率	領先指標 原始值	領先指標 年成長率
ADF 檢定 統計量	-0.251881	-5.306137*	-0.369634	-4.746777*
臨界值 (5%)	-1.9421	-1.9422	-1.9421	-1.9422

註一：*代表在5%的顯著水準下，檢定統計量拒絕變數存在單根的虛無假設。

註二：二指標的年成長率與原始值間臨界值的差異是因為樣本數不相同所造成的。

(二) 實證結果分析

實證結果顯示（見表二），以最小AIC值選定的模型為領先指標成長率遞延一期、基準循環指標成長率遞延八期的MSI模型，以下本文將以L (1) -MSI (2) -ARX (8) 標記。

針對上述所選出的L (1) -MSI (2) -ARX (8) 模型與其變化模型，以概似比檢定作線性假設模型之檢驗。表三之實證結果顯示這些模型的LR統計值可在5%顯著水準下來拒絕 $\beta_0 (s_1) = \beta_0 (s_2)$ 與 $\sigma_0 (s_1) = \sigma_0 (s_2)$ 的虛無假設，表示支持狀態轉換的存在^{註7}。最後檢視這些模型的殘差是否符合白噪音，符合假設的僅有L

註7. 值得注意的是，此處之推論應持保留態度，此也是多數實證文獻中所面臨的相同困難點。因為在此類檢定中，與狀態轉換有關的參數在虛無假設中是無法認定的，故傳統LR統計量的分配會受到干擾參數 (nuisance parameters) 所影響而成為非標準分配。Hansen (1992ab, 1996) 雖曾提出解決方法，但其方法相當繁雜耗時，故實證文獻中甚少採用之。另外，Garcia (1998) 雖簡化了Hansen的方法並模擬出幾個特定參數化設定下的臨界值，但由於本文參數設定與Garcia有異，亦無法直接應用，只能找較接近的設定來作參考。具體來說，我們另外估計了AR (8) 與MSIH (2) -AR (8) 兩個模型，其概似比值為21.0342，明顯高於Garcia (1998) Table 6A中5%顯著水準臨界值13.68，因此搭配殘差檢

表二 雙變量MS-ARX模型之AIC值

R (i)	L (j) =1 AIC	L (j) =2 AIC	L (j) =3 AIC	L (j) =4 AIC
1	4.0804	4.0708	4.0817	4.0869
2	3.9876	4.0775	4.0897	4.095
3	3.9535	3.9528	4.0369	4.0446
4	3.8457	3.8599	3.8706	3.8807
5	3.8293	3.8403	3.8393	3.8469
6	3.8225	3.8359	3.8397	3.8538
7	3.8344	3.8485	3.854	3.8685
8	3.6606**	3.6757*	3.6899*	3.7008*
R (i)	L (j) =5 AIC	L (j) =6 AIC	L (j) =7 AIC	L (j) =8 AIC
1	4.102	4.1162	4.1134	4.0961
2	4.1102	4.1239	4.1216	4.1083
3	4.0585	4.0735	4.0743	4.0642
4	3.8887	3.9004	3.8965	3.8842
5	3.8588	3.8735	3.8752	3.8595
6	3.8587	3.8656	3.8668	3.8573
7	3.8688	3.8734	3.8719	3.86
8	3.7024*	3.6896*	3.6856*	3.6652*

註一：L代表領先指標，j為其落後期數；R代表基準循環指標，i為其落後期數。

註二：*表示在同一落後領先指標成長率之下L (j)，擁有最小AIC值的MSI-ARX (i) 模型，i=1..8。

**代表所有組合模型中AIC值最小者。

表三 雙變量MS-ARX模型之概似值

Model	L (1) - MSI (2) -ARX (8)	L (1) - MSIH (2) -ARX (8)	L (1) - MSIA (2) -ARX (8)	L (1) - MSIAH (2) -ARX (8)	ARX (8)
log-likelihood	-227.5967	-227.0632	-218.4539	-218.3797	-232.3524

表四 L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 模型估計結果

----- matrix of transition probabilities -----				----- regime properties -----			
	Regime 1	Regime 2		n Obs.	Prob.	Duration	
Regime 1	0.9551	0.0449	Regime 1	108.4	0.8256	22.27	
Regime 2	0.2126	0.7874	Regime 2	23.6	0.1744	4.70	
----- coefficients -----							
	Coef.	Std Error	t-value				
Const (Reg.1)	-0.5612	0.1698	-3.3056**				
Const (Reg.2)	1.7588	0.3481	5.0523**				
R1	0.4799	0.0799	6.0052**				
R2	-0.0057	0.0873	-0.0657				
R3	0.0185	0.0893	0.2071				
R4	-0.6531	0.0815	-8.0097**				
R5	0.1949	0.0855	2.2803**				
R6	-0.0979	0.0838	-1.1682				
R7	0.1049	0.0869	1.2073				
R8	-0.4049	0.0731	-5.5399**				
L1	0.1210	0.0448	2.7025**				
Standard error (Reg.1)	1.2254						
Standard error (Reg.2)	0.93841						

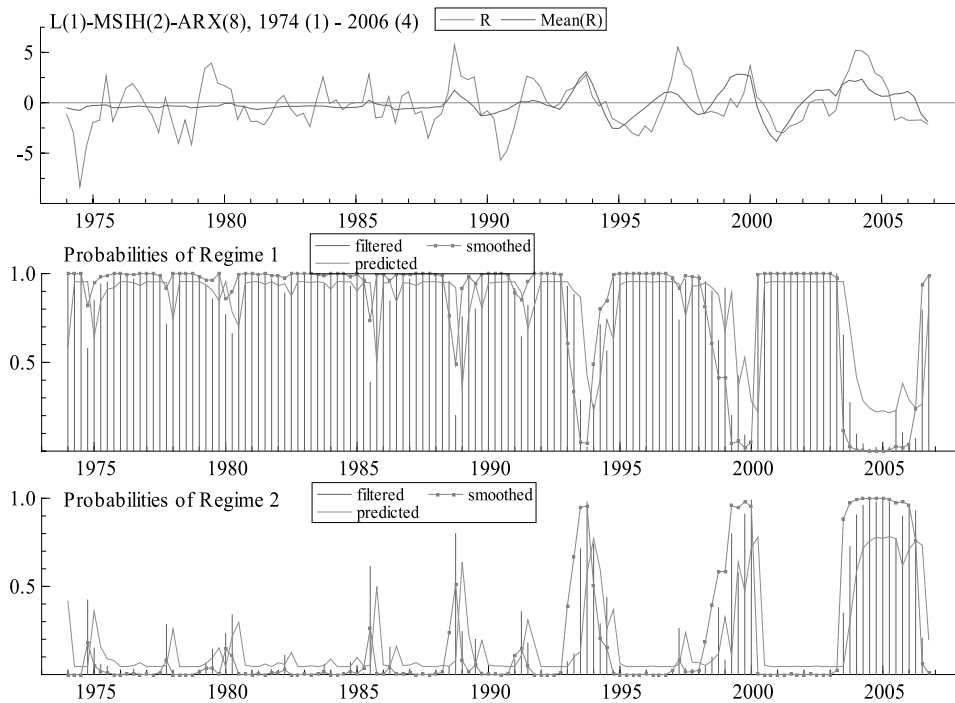
註一： **代表在5%、*代表在10%的顯著水準下，t統計量拒絕虛無假設 $H_0: \beta=0$ 。

(1) -MSIH (2) -ARX (8) 模型。

表四為L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 模型的估計結果，我們由落後一期的領先指標成長率L (1) 的t統計量 (t=2.7025)，可以知道基準循環指標成長率顯著的受前一期的領先指標成長率所影響。換言之，房地產綜合領先指標領先基準循環日期的最適期數為一季。

圖一所呈現的是基準循環指標成長率與平均基準循環指標成長率的趨勢圖和L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 處於衰退與擴張兩狀態下的當期機率、全期機率和

定後，接受兩狀態的推論，雖屬保留，似為合理。



圖一 L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 模型狀態機率圖

預測機率圖。由圖可看出，以該模型描繪台灣房地產景氣似乎無法順利判斷出1993年以前的景氣狀況，所以將1993年第一季以前全分類到衰退狀態。對應表五，我們亦可看出L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 模型在1993年以前沒有認定出任何轉折點。

針對L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 模型在1993年以前無法認定出任何轉折點的問題，本研究試圖尋找其可能原因。觀察圖一基準循環指標成長率的平均數，我們可以清楚發現在1990年以前幾乎無明顯的起伏，推斷可能是離群值 (outlier) 造成的影響。謝昆翰 (1996) 亦認為當資料存在離群值時，會將所有具狀態轉換的訊息吸收，此時景氣便無法以二狀態馬可夫轉換模型描述。為此，我們將針對基準循環指標成長率資料進行簡單的修正。

對於離群值的偵測，較嚴謹的程序是將離群值分為可加性離群值 (additive outlier, 簡稱AO) 與突創性離群值 (innovational outlier, 簡稱IO)，並利用概似比檢定檢驗我們所使用時間序列資料是否具AO或IO的特性以偵測離群值，對於所偵測出的離群值，則以接近附近期數資料的數值作為調整 (參見吳柏林，1995)。然

表五 L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 模型房地產景氣循環轉折點期日

谷 底			高 峰		
房地產研究 中心發佈	L (1) - MSIH (2) - ARX (8)		房地產研究 中心發佈	L (1) - MSIH (2) - ARX (8)	
1979 : 1		m	1981 : 4		m
1988 : 1		m	1989 : 4		m
1993 : 1	1993 : 1	+0	1994 : 3	1994 : 1	-2
	1998 : 3	f		2000 : 1	f
2003 : 2	2003 : 2	+0		2006 : 2	?

註一：f：false signal failure，表示房地產研究中心並未認定，而L (1) -MSIH (2) -AR (8) 模型認定該時期有轉折點發生。m：missed signal failure，表示房地產研究中心有認定，而L (1) -MSIH (2) -AR (8) 模型未能認定該時期有轉折點發生。

註二：?：因為2003年第二季以後房地產研究中心還未公布最新的基準循環日期，故無法判別2006：2是否為誤判。

註三：+代表落後基準循環日期；-表示領先基準循環日期。

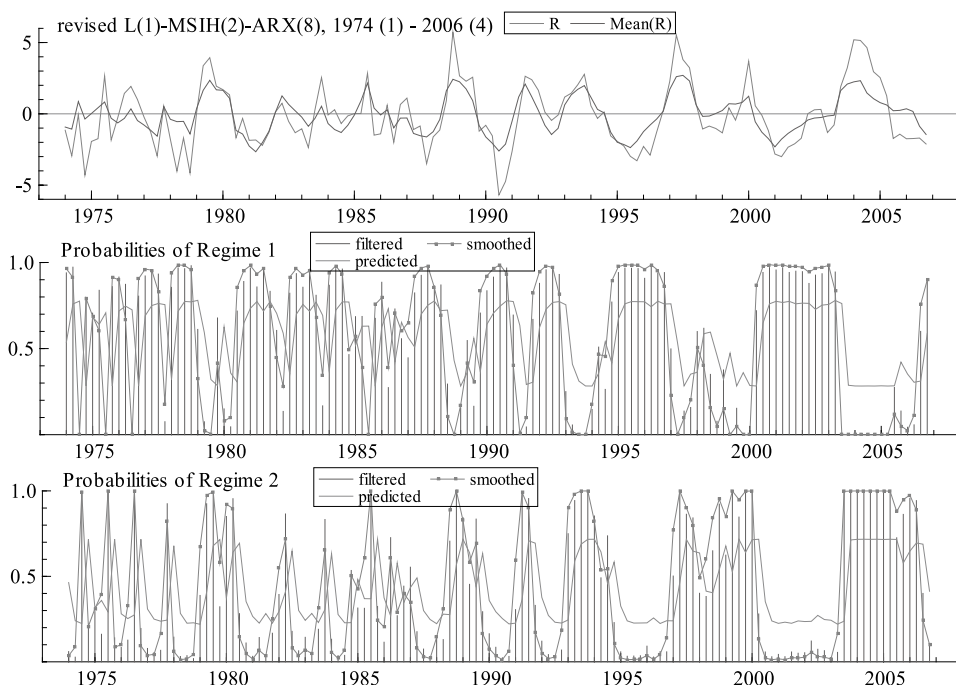
而此程序過於繁雜，且我們的目的僅在於尋找L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 模型在1993年以前無法認定出任何轉折點的可能原因。因此，我們對於這個問題，僅將在統計上較常使用的方式進行探討。

首先以Z分數找出離群值，改以平均數代入^{註8}。由圖二可看出，修正過後基準循環成長率的趨勢圖在1993年以前有比較明顯的波動起伏，修正後的L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 模型在1993年以前也能順利的將房地產景氣狀態分類^{註9}。

本研究依據Hamilton (1989) 所提出的狀態分類法則並以全期機率作為判斷。該分類法則指出在簡單的二狀態情況中，如果全期機率 $Pr (s_t = 1 | Y_T) > 0.5$ ，我們會將在時點t的觀察值 y_t 歸類為第一種狀態（衰退）；如果 $Pr (s_t = 1 | Y_T) < 0.5$ ，我們會將在時點t的觀察值 y_t 歸類為第二種狀態（擴張）。衰退開始發生的前

註8. 依據統計基本概念，離群值的出現會對資料的算數平均數造成重大的影響。 $Z = \frac{x_i - \bar{x}}{s}$ ，|z|值大於3即為離群值，依據該準則，基準循環指標成長率的離群值出現在1974年第3季；而領先指標成長率並沒有離群值的出現。

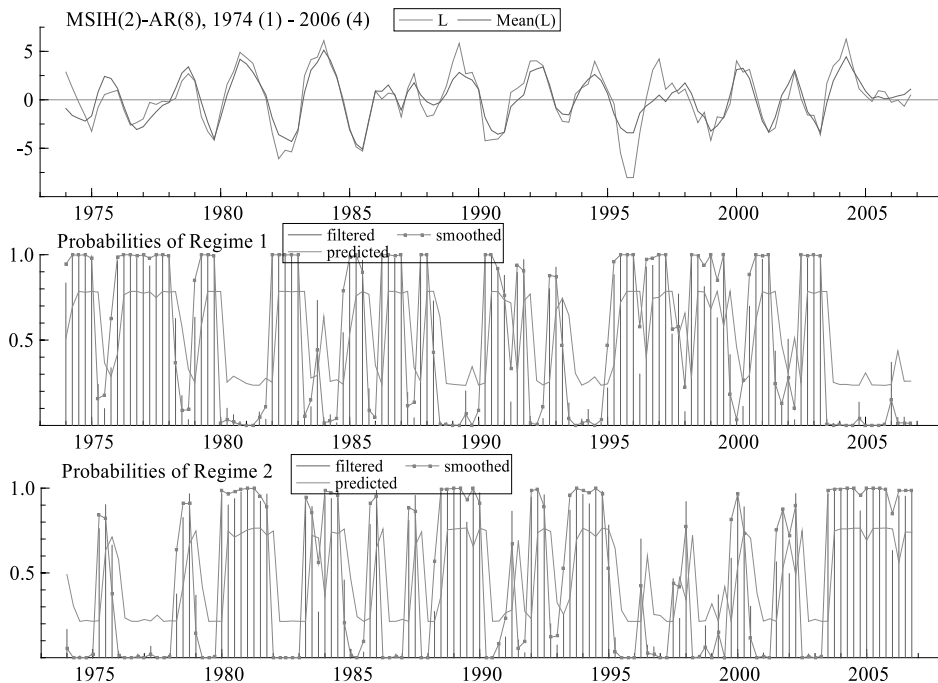
註9. 修正後的L (1) -MSIH (2) -AR (8) 模型無法符合殘差為常態的假設。



圖二 L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 修正模型狀態機率圖

一期即為高峰所在的時點；而衰退期間的最後一期即為谷底。圖二、三所呈現的是綜合領先指標成長率與其平均數的趨勢圖與領先指標成長率在衰退與擴張兩狀態下的當期機率、全期機率和預測機率（predicting probability）圖。由圖二、三我們可以以全期機率簡單判斷台灣房地產景氣於各時點的狀態，我們可看出由L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 模型、MSIH (2) -VAR (8) 所描繪的房地產景氣，狀態轉變雖頻繁，但無論景氣處於擴張或衰退狀態皆具有一定的持續性。

對照表六，修正後的L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 模型在1993年以前捕捉到6次的谷底與5次的高峰。修正後的L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 模型在1978年第四季、1992年第四季所認定的谷底和1989年第三季所認定的高峰領先房地產研究中心所公佈的一季。1988年第二季所認定的谷底與1982年第二季所認定的高峰則分別落後房地產研究中心所公佈的一季與二季。在2003年第二季所認定的谷底與1994年第三季所認定的高峰則與房地產研究中心所發佈的一致。整體而言，修正後的L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 模型對於房地產研究中心所發布的四次谷底與三次



圖三 MSIH (2) -AR (8) 模型狀態機率圖

資料來源：李春長、周幸蓉（2007）

高峰皆有相當接近的認定^{註10}

表七呈現的是由MSIH (2) -AR (8) 模型所認定的房地產景氣領先循環轉折點，將其結果與台灣房地產研究中心所發布之景氣循環基準日期的谷底與高峰進行比較。MSIH (2) -AR (8) 模型所認定的轉折點，在1979年第四季落後房地產研究中心所發佈的3季。1990：1、1994：4落後了房地產研究中心所發佈的1季。1988：1、1993：1、2003：2和1981：4則與房地產研究中心所公佈的一致。此外，MSIH (2) -AR (8) 模型尚捕捉到許多房地產研究中心未認定的短暫波動。由實證結果可知，房地產領先指標成長率所認定出的轉折點日期與基準循環日期間並沒有明顯的領先落後關係。

而由表八可看出，在L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 修正模型中， $P_{11} = 0.7898$ 、 $P_{22} = 0.7174$ ，顯示景氣無論處於衰退或擴張狀態皆具有一定的持續性，而

註10. 表六呈現出L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 的轉折點，本研究依據Bry and Boschan (1971) 所建議認定轉折點的程序，將收縮、擴張持續期間少於5個月者予以刪除。

表六 L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 修正模型房地產景氣循環轉折點日期

谷 底			高 峰		
房地產研究中心 發佈	Revised L (1) - MSIH (2) - ARX (8)		房地產研究中心 發佈	Revised L (1) - MSIH (2) - ARX (8)	
1979 : 1	1978 : 4	-1		1980 : 2	f
	1981 : 4	f	1981 : 4	1982 : 2	+2
	1985 : 1	f		1985 : 3	f
1988 : 1	1988 : 2	+1	1989 : 4	1989 : 3	-1
	1990 : 4	f		1991 : 3	f
1993 : 1	1992 : 4	-1	1994 : 3	1994 : 3	+0
	1996 : 4	f		2000 : 1	f
2003 : 2	2003 : 2	+0		2006 : 2	?

註一：f：false signal failure，表示房地產研究中心並未認定，而L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 修正模型認定該時期有轉折點發生。

註二：+代表落後基準循環日期；-表示領先基準循環日期。

註三：?：因為2003年第二季以後房地產研究中心還未公布最新的基準循環日期，故無法

景氣處於擴張狀態 (regime 2) 的機率為42.66%，持續期間為3.54季；景氣處於衰退狀態 (regime 1) 的機率為57.34%，持續期間為4.76季，這表示台灣房地產景氣處於衰退的期間多於擴張期，呈現出景氣循環中衰退與擴張期間不對稱的關係，此結果與台灣房地產研究中心所公佈的結果是一致的。且修正過後的L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 模型亦表現出基準循環指標成長率顯著的受前一期的領先指標成長率所影響 (t=2.9420)。

而由表九可看出，在MSIH (2) -AR (8) 模型中，台灣房地產本期的景氣處於衰退狀態且下期仍處於衰退狀態的機率 $P_{11}=0.7856$ ，本期景氣狀態為擴張而下期亦為擴張的機率 $P_{22}=0.7666$ ，顯示台灣房地產的景氣狀態不易改變，支持了景氣狀態具有持續性的說法。而景氣處於擴張狀態 (regime 2) 的機率為47.88%，持續期間為4.29季；景氣處於衰退狀態 (regime 1) 的機率為52.12%，持續期間為4.66季，雖然呈現台灣房地產景氣處於衰退的期間多於擴張期，但並沒有很明顯的表現出景氣循環中衰退與擴張期間不對稱的關係。

表七 MSIH (2) -AR (8) 模型房地產景氣循環轉折點日期

谷 底			高 峰		
房地產研究中心 發佈	MSIH (2) - AR (8)		房地產研究中心 發佈	MSIH (2) - AR (8)	
1979 : 1	1975 : 1	f	1981 : 4	1975 : 3	f
	1978 : 1	f		1978 : 4	f
	1979 : 4	+3		1981 : 4	+0
	1983 : 1	f		1984 : 3	f
	1985 : 3	f		1986 : 1	f
	1987 : 1	f		1987 : 3	f
1988 : 1	1988 : 1	+0	1989 : 4	1990 : 1	+1
	1991 : 4	f		1992 : 3	f
	1993 : 1	+0		1994 : 3	1994 : 4
1999 : 3	f	2000 : 2	f		
2001 : 2	f	2002 : 2	f		
2003 : 2	+0				

註一：f：false signal failure，表示房地產研究中心並未認定，而MSIH (2) -AR (8) 模型認定該時期有轉折點發生。

註二：+代表落後基準循環日期；-表示領先基準循環日期。

註三：資料來源：李春長與周幸蓉 (2007)。

(三) 小結

本文二變數MS-ARX模型部分我們選出的最適模型為L (1) -MSIH (2) -ARX (8)，然而該模型受離群值的影響，在1993年前未能偵測出任何的轉折點，我們將離群值以平均數代入後，而有L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 修正模型；我們將上述模型所認定出的轉折點與台灣房地產研究中心所公佈的基準循環之高峰與谷底日期相比較，除了有額外的認定外，對於該中心所公佈的四次谷底與三次高峰日期皆有相當接近的認定。

為比較模型在房地產景氣循環轉折點認定上的表現，我們以轉折點誤差TPE (turning point error) 作為衡量的工具，如下式所示：

表八 L (1) -MSIH (2) -ARX (8) 修正模型估計結果

----- matrix of transition probabilities -----			----- regime properties -----			
Regime 1	Regime 2		n Obs.	Prob. Duration		
Regime 1	0.7898	0.2102	Regime 1	75.4	0.5734	4.76
Regime 2	0.2826	0.7174	Regime 2	56.6	0.4266	3.54
----- coefficients -----						
	Coef.	Std. Error	t-value			
Const (Reg.1)	-1.0394	0.2876	-3.6134**			
Const (Reg.2)	1.1946	0.4546	2.6278**			
R1	0.3145	0.0795	3.9552**			
R2	0.0674	0.0837	0.8048			
R3	0.0762	0.0956	0.7977			
R4	-0.5206	0.0774	-6.7239**			
R5	0.0599	0.0720	0.8316			
R6	-0.0107	0.0790	-0.1357			
R7	0.0436	0.0746	0.5841			
R8	-0.2958	0.0655	-4.5179**			
L1	0.1328	0.0451	2.9420**			
Standard error (Reg.1)		0.89658				
Standard error (Reg.2)		1.3708				

註一：**代表在5%、*代表在10%的顯著水準下，t統計量拒絕虛無假設 $H_0: \beta=0$ 。

$$TPE = T^{-1} \sum_{t=1}^T [P(s_t = 1 | y_T, y_{T-1}, \dots, y_1) - d_t]^2 \dots \dots \dots (5)$$

當 $d_t = 1$ 時，表示台灣房地產研究中心所公佈的時點 t 屬於景氣衰退期間； $d_t = 0$ 時，則為擴張期間。依據本研究房地產領先指標循環領先基準循環的期間為一季，因此在計算MSIH (2) -AR (8) 模型之轉折點誤差時，需將 (5) 式中的 d_t 修正為 d_{t+1} ，也就是讓本期以領先指標成長率求出之景氣處於衰退狀態的全期機率與下一季台灣房地產研究中心所公佈的景氣狀態相比較，其他模型則直接以 (5) 式計算即可。

表九 MSIH (2) -AR (8) 模型估計結果

----- matrix of transition probabilities -----				----- regime properties -----			
	Regime 1	Regime 2		n Obs.	Prob.	Duration	
Regime 1	0.7856	0.2144	Regime 1	69.6	0.5212	4.66	
Regime 2	0.2334	0.7666	Regime 2	62.4	0.4788	4.29	
----- coefficients -----							
	Coef.	Std Error	t-value				
Const (Reg.1)	-1.0067	0.2452	-4.1060**				
Const (Reg.2)	1.2665	0.1602	7.9068**				
ΔL_1	0.6213	0.0729	8.5271**				
ΔL_2	-0.1383	0.0908	-1.5227				
ΔL_3	0.1840	0.1081	1.7024*				
ΔL_4	-0.7777	0.0823	-9.4457**				
ΔL_5	0.2728	0.0910	2.9996**				
ΔL_6	-0.1983	0.0878	-2.2577**				
ΔL_7	0.2325	0.0911	2.5523**				
ΔL_8	-0.3239	0.0636	-5.0888**				
Standard error (Reg.1)	1.0314						
Standard error (Reg.2)	0.72696						

註一： **代表在5%、*代表在10%的顯著水準下，t統計量拒絕虛無假設 $H_0: \beta=0$ 。

註二： 資料來源：李春長與周幸蓉（2007）。

表十 轉折點誤差

model	MSIH (2) -AR (8)	Revised L (1) -MSIH (2) -ARX (8)
TPE	0.249448	0.228703

由表十可知，修正L(1)–MSIH(2)–ARX(8)模型的轉折點誤差較小，因此以TPE值較小的修正L(1)–MSIH(2)–ARX(8)模型進行房地產景氣循環轉折點之認定會是較佳的選擇。

然而L(1)–MSIH(2)–ARX(8)模型亦捕捉到許多房地產研究中心未認定的短暫波動，推測此結果是因為MSIH模型具變異數變異的概念，除了能適切的將房地產景氣分為高、低成長二狀態外，尚能捕捉到景氣波動中的高、低變異狀態。我們簡單回顧過去台灣房地產景氣的歷程，房地產景氣的波動變化的確不是三次的高峰與四次的谷底就可描述，只是這些轉折點未能符合該中心之轉折點認定標準而不被認定為高峰與谷底（其判定原則為一個循環的持續期間不得少於15個月，一個擴張期或衰退期的持續期間不得少於5個月）。

四、結論與建議

本研究採用內政部建築研究所及政治大學台灣房地產研究中心所共同編製的房地產景氣綜合領先指標與基準循環指標，此二指標皆包含了房地產生命週期的投資、生產、交易與使用等四個階段，避免了以單一指標衡量房地產景氣（例如使用房價或空屋率等）而僅反應出某一層面房地產活動的缺失。

文中所引用的馬可夫轉換模型有別於過去相關研究常使用的ARMA模型或VAR模型，能有效捕捉景氣循環理論中所強調的非線性與不對稱性特色，故適用於探討景氣循環轉折點的認定。再者，本文亦考慮離群值對模型及實證的影響，透過此一嚴謹的計量模型來監測景氣循環的變化並據以認定房地產景氣循環轉折點，可避免僅預測景氣趨勢而無法正確掌握房地產市場變化的缺失，亦彌補了國內在預測房地產景氣「循環」這部分研究的不足。且能提供事前的預警，以改善「台灣房地產景氣動向季報」於事後發佈而造成無時效性的缺點，有利政府、投資大眾於景氣狀態變化前能及早反應並作出正確的決策。

為避免過度劃分景氣狀態使景氣因缺乏持續性而過於波動，本文以二狀態馬可夫轉換模型依其模型本身特性將台灣不動產景氣分為擴張與衰退的二個狀態。且為減低資料中的動態過程我們以各指標的年成長率進行分析。在實證上，我們使用馬可夫自我迴歸模型，並建立一雙變量的MS-ARX方程式以判斷房地產綜合領先指標領先基準循環日期的最適期數。

在二變數MS-ARX模型部分則以受前一季領先指標成長率與前八季基準循環

指標成長率所影響，截距項、變異數皆會因景氣狀態變化而改變的L(1)-MSIH(2)-ARX(8)模型最為配適。然而該模型受離群值的影響，在1993年前未能偵測出任何的轉折點，我們將離群值以平均數代入後，而得到L(1)-MSIH(2)-ARX(8)修正模型，模型經過修正後能確實掌握到1993年以前所發生的轉折點。雖然，李春長與周幸蓉(2007)一文之房地產領先指標成長率的馬可夫自我迴歸模型MSIH(2)-AR(8)所認定出的轉折點日期與基準循環日期間並沒有明顯的領先落後關係，但我們藉由雙變量的MS-ARX模型，仍確認了房地產景氣綜合領先指標領先基準循環一季。

為比較不同模型L(1)-MSIH(2)-ARX(8)與MSIH(2)-AR(8)在房地產景氣循環轉折點認定上的表現，我們以轉折點誤差TPE作為衡量的工具，其中以修正L(1)-MSIH(2)-ARX(8)模型的轉折點誤差較小。因此，我們認為以TPE值較小的修正L(1)-MSIH(2)-ARX(8)模型進行房地產景氣循環轉折點之認定會是較佳的選擇。

針對本文對於台灣房地產景氣循環轉折點之認定這個研究議題上的不足之處，提出以下說明以為後續研究之建議：以台灣房地產研究中心編製的綜合指標進行分析，無法避免在權數上人為操作的缺點，且亦需等待房地產研究中心公佈才能進行認定，在時效上因此有所延滯。建議未來可選擇影響房地產市場的重要經濟因素，並以可刻畫景氣共同波動特質的多變量馬可夫向量自我迴歸模型進行分析；其次，本研究所使用的馬可夫轉換模型是假設轉換機率的移轉機制是固定不變的。建議未來可以轉換機率隨時間而變異的時序變動馬可夫轉換模型(time-varying Markov-switching model)(可參考Peersman and Smets, 2001)或轉換機率具備持續依存特性的持續依存馬可夫轉換模型(duration dependent Markov-switching model)(可參考Hamilton, 1989; 陳仕偉、沈中華, 2003)對台灣房地產景氣進行相關探討。

參考文獻

- 吳柏林(1995),《時間序列分析導論》,台北:華泰書局。
- 李政道(2000),〈台灣不動產景氣與政府政策之研究〉,國立成功大學政治經濟學研究所碩士論文。
- 李春長、周幸蓉(2007),〈台灣房地產景氣循環轉折點之認定〉,《2007年全國不動產經營與管理實務學術研討會論文集》,國立屏東商業技術學院不動產

經營系，頁 79-98。

- 徐士勛、管中閔（2001），〈九零年代台灣的景氣循環：馬可夫轉換模型與紀卜斯抽樣法的應用〉，《人文及社會科學期刊》，第 13 卷，第 5 期，頁 515-540。
- 張金鶚（1996），《房地產投資與決策分析－理論與實務》，台北：華泰書局。
- 陳仕偉、沈中華（2003），〈台灣景氣循環持續依存特性之探討〉，《台灣經濟預測與政策》，第 34 卷，第 1 期，頁 63-92。
- 陳明吉（1989），〈房地產價格及其變動因素之研究〉，國立政治大學地政研究所碩士論文。
- 陳義分、楊展耀、簡進嘉（1998），《作業研究》，台北：全華書局。
- 彭建文、張金鶚（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》，第 10 卷，第 3 期，頁 171-186。
- 楊雅婷、彭建文（2003），〈房價結構性改變之檢測分析〉，《台灣土地研究》，第 6 卷，第 2 期，頁 43-60。
- 詹任偉（2004），〈台灣房地產景氣動向預測之準確度研究〉，國立政治大學地政系碩士論文。
- 謝昆翰（1996），〈台灣景氣指標之研究－兩狀態馬可夫轉換模型實證〉，國立清華大學經濟系碩士論文。
- 饒秀華、林修葳、黎明淵（2001），〈藉由分期 MS 模型分析台灣經濟景氣狀態〉，《經濟論文》，第 29 卷，第 3 期，頁 297-319。
- Bry, G. and C. Boschan（1971），“Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs,” *Technical paper*, No. 20, New York : *NBER*.
- Garcia, R.（1998），“Asymptotic Null Distribution of the Likelihood Ratio Test in Markov Switching Model,” *International Economic Review*, 39: 763-788.
- Gordon, J., P. Mosbaugh, and T. Cantor（1996），“Integrating Regional Economic Indicators with The Real Estate Cycle,” *The Journal of Real Estate Research*, 12（3）: 469-501.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold（1974），“Spurious Regressions in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.
- Grenadier, R.（1995），“Local and National Determinants of Office Vacancies,” *Journal of Urban Economics*, 37: 57-71.
- Hamilton, J. D.（1989），“A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary

- Time Series and the Business Cycle,” *Econometrica*, 57: 357-384.
- Hansen, B. E. (1992a) , “The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP,” *Journal of Applied Econometrics*, 7: S61-S82.
- Hansen, B. E. (1992b) , “Erratum: The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP,” *Journal of Applied Econometrics*, 11: 195-198.
- Hansen, B. E. (1996) , “Inference When A Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis,” *Econometrica*, 64: 413-430.
- Huang, C. H. (1999) , “Phases and Characteristics of Taiwan Business Cycles: A Markov Switching Analysis,” *Taiwan Economic Review*, 27: 185-213.
- Kim, C. J. and C. R. Nelson (1998) , “Business Cycle Turning Points, A New Coincident Index, and Tests of Duration Dependence Based on a Dynamic Factor Model with Regime Switching,” *The Review of Economics and Statistics*, 80: 188-201.
- Krolzig, H.-M. (1997) , “Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis,” *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, 454: 1-357.
- Krystalogianni, A., G. Matysiak, and S. Tsolacos (2004) , “Forecasting UK Commercial Real Estate Cycle Phases with Leading Indicators: A Probit Approach,” *Applied Economics*, 36: 2347-2356.
- McConnell, M. M. and G. Perez-Quiros (2000) , “Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980’s?” *American Economic Review*, 90: 1464-1476.
- McCue, E. Thomas and John L. Kling (1994) , “Real Estate Returns and the Macro Economy: Some Empirical Evidence from Real Estate Investment Trust Data, 1972-1991,” *The Journal of Real Estate Research*, 9: 277-288.
- Mueller, Glenn R. (1999) , “Real Estate Rental Growth Rates at Different Points in the Physical Market Cycle,” *Journal of Real Estate Research*, 18 (1) : 131- 150.

Peersman, G. and F. Smets (2001) , “Are the Effects of Monetary Policy in the Euro Area Greater in Recessions Than in Booms!” *European Central Bank Working Paper*, No. 52, Frankfurt: European Central Bank.

