

學術論著

房地產景氣特性之再確認—多變量馬可夫轉換之應用

Reconfirmation of the Turning Points of Real Estate Cycle Indicators in the Taiwan Real Estate Market--An Application of Markov-Switching Vector Auto-Regression Models

馬毓駿** 林秋瑾*

Yu-Chun Ma**, Vickey Chiu-Chin Lin*

摘要

探討房地產景氣的變化一向是房地產領域關注的重要議題，精確而有效的模型不僅有助於瞭解房地產與總體經濟變數波動特性的差異，更有利於相關房地產政策制訂時的依據。在研究景氣變化的計量模型中，馬可夫轉換模型是較常被利用來進行此一研究的工具，然現階段的實證結果卻無法完全令人滿意，主要原因是單變數的馬可夫轉換模型無法完全反應房地產景氣變化的特性所致。本文則嘗試採用多變量的馬可夫轉換模型，直接對構成房地產指數的多個內容變數同時進行分析，藉由多變量的架構連結變數間的相互關係來確認景氣轉折與持續期間。由本文實證結果我們將發現，不論是領先指標或基準循環指標下掌握轉折的能力有顯著改善外，更重要的是，對於房地產景氣的擴張期與收縮期的特性捕捉，多變量馬可夫模型更能顯示其優越之處，此一實證結果將可有效提供決策當局制訂房地產政策時的參考。

關鍵詞：房地產景氣、轉折點確認、多變量馬可夫轉換模型

ABSTRACT

How to precisely confirm the features of real estate cycles has always been an important issue in the real estate research field. An unerring description of a business cycle outline is not just a helpful tool for the authority that tries to formulate policies in response to future economic change, but it also provides a useful message for people who are currently facing buying/renting decisions. Unfortunately, we are still lacking a good theoretical model that can support us when making such decisions. While a one-variable Markov switching model performs a good prediction in terms of capturing the turning point in a business cycle, it still fails to estimate the cycle's duration, a problem that has not been overcome.

This research attempts to employ a multi-structure Markov switching model to revise the duration problem. Based on the confirmation purpose, we compare several settings of Markov switching structures, and adopt new measurements to evaluate each kind of model. Besides, we simultaneously test the performance of leading indicators and reference series. The empirical results show that, when the Markov-switching vector auto-regression model is used, the ability to estimate the cycle's duration really outperforms that of the single series Markov switching model.

Key words: real estate cycle, turning points confirmation, markov-switching vector auto-regression model mode

(本文於2008年4月11日收稿，2008年11月11日審查通過，實際出版日期2009年6月)

* 國立政治大學地政系教授。台北市木柵區指南路二段64號地政系。

Professor, Department of Land Economics, National Chengchi University. No. 64, Sec. 2, ZhiNan Rd., Wenshan District, Taipei City 11605, Taiwan (R.O.C). E-mail: cclin@nccu.edu.tw; Tel: (02)938-7264

** 國立政治大學經濟系博士生。台北市木柵區指南路二段64號。

Ph.D. Candidate, Department of Economics, National Cheng-chi University. No. 64, Sec. 2, ZhiNan Rd., Wenshan District, Taipei City 11605, Taiwan (R.O.C). E-mail: g1258501@nccu.edu.tw

*** Please address correspondence to Dr. Vickey C. C. Lin.

一、前言

房地產景氣的變化之確認向來是房地產領域專注的重點之一，精確掌握房地產景氣不僅可供政府進行總體經濟調控的重要參考指標，亦可作為購屋者購屋決策的依據。如同總體景氣循環一般，房地產亦存在景氣循環的現象，如高峰、谷底、擴張、衰退乃至於景氣的轉折，唯不同的是，因為房地產本身的特性而導致其景氣循環的現象與一般總體經濟的波動有很大的不同。以總體景氣循環來說，擴張期的持續狀態通常長於衰退持續狀態，而房地產景氣的變化則因建物的耐久財性質與供需結構性，使得收縮持續期間長於擴張持續期間，即『擴短縮長』的特性。此亦說明，要精確掌握景氣變化的轉折與符合既存的持續期間並非一件易事，此外，也不宜直接以實質景氣循環來說明當前房地產的景氣狀況(註1)。

然而，現階段預測台灣房地產景氣的變化仍是著重於房地產量與價格的研究與預測，或是過度著重於單一層面的探討，這些研究透過動態模型的建立與估計係數來解讀量價的變化，此固然有助於我們瞭解市場結構、購屋者特性或總體景氣對價量變化的影響，但對於現階段房地產景氣的榮枯卻很難直接由這些價與量的觀察得到定論，或者訊息有限。政策當局雖可經由房地產的價量變化去制定相關政策，但卻需經由模型中的結構式來執行。然而，透過影響模型中影響價量的重要變數來調控景氣的風險不僅較高，同時亦可能存在延遲效果與不好的外溢效果。更重要的是，價量關係在某些時點的相對關係並非如公式般準確或具有預測性，此一情況反而會增加決策者誤判的機率，當然也就更無法有效掌握不同景氣狀態的持續期間，因這些模型本身就無法傳遞此一訊息所致。由此可知，當前研究房地產的學者仍未發展出一套較可靠的工具來掌握房地產景氣變化。

現階段從事總體景氣循環的研究，主要仍是著重在景氣轉折點的捕捉與景氣持續期間是否符合實際景氣的波動，大多數的文獻均以Hamilton(1989)發展的馬可夫狀態轉換模型(Markov switching model)作為此一實證研究的主要工具。馬可夫轉換模型能被廣泛的運用在此一實證研究，最主要的優點在於模型可包含多個狀態來描述時間數列因狀態不同時的變化，而主導狀態轉換的機制來自於一不可觀察的因素，並假設狀態的轉換服從一階馬可夫過程(first-order Markov process)，此一假設使我們進行概似函數的估計將會簡化許多。而隨著資料產生型態的不同，馬可夫轉換模型亦隨之有新的發展，如允許截距項隨狀態轉換的馬可夫模型(Hamilton, 1994)，變異數隨狀態轉換的馬可夫模型(Cai, 1994；Hamilton & Susmel, 1994；Gray, 1996)，乃至於多變量的馬可夫轉換模型(Markov-switching vector auto-regression models, MSVAR) (Krolzig, 1997)等。

本文的研究目的是希望建立一可靠的模型來確認房地產景氣的變化，主要的分析工具仍是藉由已發展成熟的馬可夫轉換模型來進行，並期望能精確的掌握景氣轉折點與狀態持續期間。事實上，除了現有台灣房地產景氣動向季報發佈之房地產景氣的變化，國內過去，已有文獻採用馬可夫轉換模型進行房地產景氣的研究，林秋瑾(2004)曾利用馬可夫轉換狀態空間模型，以基準循環指標之投資面選取「純土地買賣移轉登記件數」，生產面選取「建造執照面積」，交易面選取「房價」變數，使用面選取「住宅使用率」四個構成指標對房地產景氣指標衡量之再確認。其文初探景氣不對稱之情形，卻得到與現況不同的擴長縮短的狀態認定結果，谷底之轉捩點日期較合理，並可由大約為6年之週期進一步為谷底之預測，但是較難進一

步預測高峰之日期。周幸蓉、李春長(2007)利用馬可夫轉換模型討論房地產領先指標對房地產景氣轉折的捕捉(註2)，該文雖成功的顯示出領先指標對景氣轉折的掌握有不錯的表現，然而卻有狀態轉換過度頻繁的現象，除此之外，對於景氣衰退與擴張的持續期間也與現實情況相反。這樣的現象顯示出以單一數列捕捉房地產景氣的特性可能略嫌不足。

單變量馬可夫轉換模型於估計房地產景氣表現不佳的原因，可能來自於將多個數列彙整成單一指數的過程中易喪失組成數列間的動態關係所致。在解決單變量模型估計不佳的辦法中，其中之一就是採用加入動態因子(dynamic factor)的方式，依據Diebold & Rudebusch(1996)的建議，加入動態因子是以增加訊息的方式加強模型對目標變數動態過程的判讀，此時的架構為一多變量的馬可夫轉換模型。然搜尋有效的動態因子並非一件易事，以台灣房地產景氣指標來說，其組成成分是挑選房地產生命週期之四個層面之投資面、生產面、交易面與使用面中(註3)，與房地產景氣變化相關的訊息彙整成單一指標，因此欲在此範圍外再尋找與房地產景氣波動有關，但卻未納入指標成分的變數並不容易。因此在多變量模型對狀態掌握具有較佳的表現之下，本文直接對指標組成成分進行多變量馬可夫模型分析。

由於本研究關注的焦點並非估計係數隱含的經濟意涵，而是在於精確掌握景氣轉折點與估計合理的景氣持續期間，故將嘗試多種不同結構的馬可夫模型。基於此一研究目的，傳統的AIC訊息量判斷模型優劣的方式，並非唯一的模型選取標準，故本研究將採用轉折點誤差(turning point error, TPE)、正確認定比率(share of correct identification)等指標來協助我們進行模型評比的工作，最終再以Diebold & Mariano(1995) (以下簡稱DM test)發展的檢定量比較兩種指標在不同馬可夫模型設定的優劣(註4)。

在多變量馬可夫轉換模型之下，我們將可發現有別於單變量馬可夫模型的表現，特別是對景氣持續期間的掌握能力，將更符合台灣實際景氣循環的特色，這也是相對於單變量結構的優越之處。本文第一節為前言，第二節將介紹多變量馬可夫模型的理論基礎，第三節對資料來源進行說明，第四節進行實證結果說明，第五節為結論。

二、多變量馬可夫轉換模型(MSVAR)

考慮一多變量模型 $y_t = (y_{1,t}, \dots, y_{p,t})$ ，向量變數個數與時間長度分別為 p 與 t ，同時假設 y_t 有 k 期的自我迴歸效果，且動態過程存在兩種狀態，即 S_t 的數目為2 (本文以0、1表示)，同時 S_t 無法被直接觀察到，同時我們假設一較一般化的模型，即允許截距項、自我迴歸項與變異數皆可隨狀態而變，故其條件分配可描述如下：

$$y_t | S_t \sim N(\beta_{0(S_t)} + \sum_{k=1}^K \beta_{k(S_t)} y_{t-k}, \Omega_{(S_t)})$$

$$S_t = 0, 1$$

其中 $\beta_{0(S_t)}$ 為截距項、 $\sum_{k=1}^K \beta_{k(S_t)}$ 為自我迴歸項係數、 $\Omega_{(S_t)}$ 為共變異矩陣，我們進一步改寫成的概似函數形式：

$$L = \prod_{t=1}^T \prod_{S_t=0}^1 f(y_t | \beta_{0(S_t)}, \sum_{k=1}^K \beta_{k(S_t)} y_{t-k}, \Omega_{(S_t)}) \times \Pr(S_t | I_{t-1}) \dots \dots \dots (1)$$

式(1) $\Pr(S_t | I_{t-1})$ 為進行概似函數加總過程中的權數，根據Hamilton的設定， $\Pr(S_t | I_{t-1})$ 產生的過程服從一階馬可夫過程，當期狀態 S_t 的決定僅受 I_{t-1} 前期訊息的影響，而前期(包含 $t-1$ 之前)訊息又已包含在前期狀態 S_{t-1} 中，故 $\Pr(S_t | I_{t-1})$ 可寫成 $\Pr(S_t | S_{t-1}) \times \Pr(S_{t-1} | I_{t-1})$ ， $\Pr(S_t | S_{t-1})$ 即為狀態轉換機率，故房地產景氣位置為衰退或擴張的兩狀態的馬可夫模型其狀態轉換過程可描述如下：

$$\Pr = \begin{bmatrix} p^{00} & 1-p^{11} \\ 1-p^{00} & p^{11} \end{bmatrix} \dots \dots \dots (2)$$

其中 $p^{00} = p(s_t=0 | s_{t-1}=0)$ ； $p^{11} = p(s_t=1 | s_{t-1}=1)$

$1-p^{00} = p^{01} = p(s_t=1 | s_{t-1}=0)$ ； $1-p^{11} = p^{10} = p(s_t=0 | s_{t-1}=1)$

$0 < p^{00} < 1, 0 < p^{11} < 1$

p^{00} 與 p^{11} 分別表示衰退或擴張的前後兩期持續停留在同一狀態的機率， $1-p^{00}$ 與 $1-p^{11}$ 則是指兩連續時點由狀態0(或1)跳至1(或0)的機率。而以狀態機率 $\Pr(S_t | I_{t-1})$ 值判斷景氣位置的標準同常以0.5為門檻，當機率值大於(或小於)0.5則認定模型所估計的房地產景氣位置為衰退(或擴張)。而狀態機率值 $\Pr(S_t | I_{t-1})$ 依定義不同可分為全期機率(smoothed probabilities)、當期機率(filtered probabilities)與預測機率(prediction probability)(註5)，本文將以全期機率作為分析房地產景氣狀態的依據。除狀態機率之外，模型掌握的房地產景氣循環是否符合『擴短縮長』的特性，也就是兩狀態的持續期間問題，在馬可夫轉換模型之下，房地產景氣循環狀態持續期間的估計分別為 $1/(1-p^{00})$ 與 $1/(1-p^{11})$ 表示。

三、資料來源與相關檢定

房地產景氣基準循環與領先指標分別於1971Q1開始編製，其組成內容依台灣總體環境與金融體系的發展不斷更新(註6)，故組成此二指標中的數列資料起始之時間長度並非相同。而在MSVAR的架構下要求所有數列皆為等長數列，在面對組成數列不等長的問題下，本文將取切割樣本點並分別估計的方式進行，切割的原則大體是依據指標內容更新的期間進行劃分，吾人說明如下：

(一) 房地產景氣領先指標

1971Q1編製僅以貨幣供給額、國內生產毛額與消費者物價指數作為組成內容，這三個指標與總體經濟層面的相關性較高，而分別於1981Q1與1989Q1加入與房地產變化較為相關的訊息，即營建股股價指數與建築貸款餘額變動量兩個變數。故本文以1989Q1為基準劃分兩個估

計模型，於1989Q1至2007Q1間的狀態估計則由貨幣供給額、國內生產毛額、消費者物價指數、營建股股價指數與建築貸款餘額變動量所組成的5變量模型；而1971Q1至1988Q4期間則採用貨幣供給額、國內生產毛額與消費者物價指數3變量模型所得的狀態認定機率值作為景氣判斷的標準。

(二) 房地產景氣基準循環指標

同理，基準循環指標編製期間亦不斷加入新的元素，1971Q1編製時僅採用素地交易量，於1974Q1、1980Q1與1982Q1陸續加入房價指數、住宅使用率與建築執照面積3項變數。如同領先指標劃分樣本的原則，本文以1982Q1為劃分點，1982Q1至2007Q1的狀態認定由素地交易量、新成屋房價、住宅使用率與建築執照面積等4個數列共同組成MSVAR模型執行，而1974Q1至1981Q4間狀態的認定則由素地交易量與房價指數組成的模型進行估計(註7)。

在略述進行估計時需採行的樣本劃分原則後，本文依一般進行時間數列分析所必須採行的步驟，即檢定所使用數列是否為恆定狀態(stationary)。於附件一中，我們已說明數列先進行季節性與去趨勢化調整後並編成指數型態數列，經檢定所有數列均已呈現恆定狀態。理論上，我們將直接以AIC訊息量挑選適當的自我迴歸期數，但部分的模型結果指出模型的殘差並未呈現白噪音(white noise)，故本文以增加落後期數之自我迴歸項的方式來去除此一影響(註8)。

四、實證結果

本文已說明因資料起始之時間長度不一故需採取切割樣本的方式以利估計的進行(詳見註7)，然除樣本切割的問題外，適當的模型選取亦是一大挑戰，由於MSVAR模型允許參數隨狀態轉變的機制非常多，以單以模型作為唯一的實證結果風險較大，故本文將測試較常見的馬可夫轉換模型類型進行實證結果的比較。以較常見的馬可夫模型為例，通常會允許截距項(I)、自我迴歸係數(A)與母體變異數(H)隨狀態轉變，因此本文將依序測試MSI、MSIA與MSIAH不同設定下對狀態機率的影響(註9)。而在不同的設定下，落後期數(自我迴歸項)選取亦會對狀態機率值產生影響，本文以AIC作為不同設定下落後期數篩選的標準(註10)，選取最適落後期數後，再依[註8]中Toda & Yamamoto(1995)的建議條件：加入 $d_{max}=1$ 的條件。我們由不同指標下的樣本切割至最適自我迴歸項選取的最終結果列於表一，並以Model1(Model4)至Model3 (Model6)分別代表領先(基準循環)指標在三種馬可夫模型下的最適落後期數選取結果。

於稍後的實證結果說明中為節省篇幅之故，本文將不逐一列出Model1(Model4)至Model3 (Model6)的狀態機率值，而是以狀態轉折點(由狀態機率值在0.5以上(以下)轉換至0.5以下(以上))與官方公佈的景氣循環時點進行比較，我們以+(−)表示落後(領先)官方景氣時點的時間間距(季)，理論上，模型得到的轉折點位置與官方公布的高峰、谷底位置相近越佳。此外，由於本文的研究目的是比較模型估計的狀態位置與景氣持續期間是否同於(或領先)實際景氣轉折位置，且主要由模型取得其計算之狀態機率值為轉折位置確認與比較，模型的參數估計值並非本文關注的重點，本文將不對參數估計結果進行說明，且由於逐一列出所有參數估計值頗費篇幅且瑣碎，故略而不予表列。

在估計結果的說明中，除比較領先指標與基準循環指標在3種MSVAR機制下得到的景氣

表一 模型選取

以領先指標 估計轉折點模型	1971Q1至1988Q4 (選模期間)	1989Q1至2007Q1 (選模期間)
Model 1	MSI(2)-VAR(3)	MSI(2)-VAR(3)
Model 2	MSIA(2)-VAR(3)	MSIA(2)-VAR(3)
Model 3	MSIAH(2)-VAR(3)	MSIAH(2)-VAR(3)
以基準循環指標 估計轉折點模型	1974Q1至1981Q4 (選模期間)	1982Q1至2007Q1 (選模期間)
Model 4	MSI(2)-VAR(5)	MSI(2)-VAR(2)
Model 5	MSIA(2)-VAR(3)	MSIA(2)-VAR(2)
Model 6	MSIAH(2)-VAR(4)	MSIAH(2)-VAR(2)

資料來源：本研究整理。

註：()中數值表落後期數。

轉折點與實際景氣位置的相對關係外，我們尚需檢視模型所估計的景氣持續期間是否符合台灣房地產景氣循環『擴短縮長』的特性，如第3節的理論架構介紹，我們以 $1/(1-p^0)$ 與 $1/(1-p^1)$ 來計算平均停留在兩種狀態的持續期間。以下我們便分別表列兩種指標的估計結果，同時進行說明。

(一) 房地產景氣領先指標

由表二發現，3個模型所估計得景氣轉折點大致都領先於實際景氣轉折發生的時點，對衰退與擴張平均持續期間的估計上，3個模型在1971Q1至1988Q4的樣本期間皆得到衰退期間長於擴張期間的估計結果，但1989Q1至2007Q1期間的估計結果則呈現較大的差異。單以預測角度而言，Model 1對轉折點的預測能力較佳，提早預測景氣轉折平均達9.7季，然對於景氣持續期間的估計顯然不符合『擴短縮長』的景氣循環特性，使用1989Q1至2007Q1樣本所估計的平均景氣持續期間明顯與現實不符(衰退持續期間為6.74季、擴張期間為10.15季)。

很明顯地，僅允許截距項隨狀態轉變的估計結果並不符合作為最終的實證結果。當我們進一步加入自我迴歸項與母體變異數隨狀態轉變的條件後，狀態持續期間的估計明顯地合理許多，其中Model 3 (MSIAH)對1989Q1至2007Q1期間的狀態認定已呈現『擴短縮長』的估計結果(擴張持續期間約6.37季、衰退持續期間約7.42季)，同時Model 2與Model 3對於景氣轉折的掌握亦較為一致，平均領先景氣發生約7至8季。此一結果說明，當房地產景氣處於不同狀態時，其變異程度與動態過程皆不相同，較細緻的設定相對較能掌握景氣的波動。值得注意的是，3個模型對第2次景氣循環谷底位置(1988Q1)的掌握皆領先達27季，本文推測此一結果的形成是來自於轉折位置接近本文進行樣本切割的時點(1989Q1)所致。

(二) 房地產景氣基準循環指標

相較於領先指標的估計結果，表三顯示基準循環指標估計的景氣轉折位置領先實際轉折點並不大，平均在2至4季左右，在狀態持續期間估計方面，於1982Q1至2007Q1樣本期間所獲

表二 領先指標轉折點預測能力彙整表

狀態轉折	Model 1	領先(-)/ 落後(+)	Model 2	領先(-)/ 落後(+)	Model 3	領先(-)/ 落後(+)
谷底(1979Q1)	1979Q2	+1	1979Q2	+1	1979Q2	+1
高峰(1981Q4)	1979Q4	-8	1980Q1	-6	1980Q1	-6
谷底(1988Q1)	1981Q2	-27	1981Q2	-27	1981Q2	-27
高峰(1989Q4)	1987Q4	-8	1988Q3	-5	1988Q3	-5
谷底(1993Q1)	1990Q2	-11	1992Q4	-2	1992Q4	-2
高峰(1994Q4)	1992Q1	-7	1993Q3	-5	1993Q3	-5
谷底(2003Q2)	2001Q2	-8	2002Q3	-3	2000Q4	-10
平均落後期數		-9.7		-6.7		-7.7
景氣持續期間						
衰退	6.74/14.62(a)		5.18/9.58		7.42/14.38	
擴張	10.15/5.33		6.31/4.69		6.37/5.18	

資料來源：本研究整理。

註：(a)斜線 / 左邊與右邊分別表1989Q1至2007Q1與1971Q1至1988Q4所估計的景氣持續期間。

得的結果顯示隨著模型的複雜程度增加，模型易逐漸掌握擴張短、衰退長的特性，但差距幅度不若領先指標明顯。而在1974Q1至1981Q4期間得到的結果並未隨著模型的複雜度增加而改變。相較於領先指標的表現，基準循環指標對房地產景氣特性的掌握就略嫌不足了。

以掌握房地產景氣『擴短縮長』的角度來說，領先指標的表現優於基準循環指標，但由於不同模型對狀態的認定不盡然相同，與實際景氣發生的位置亦可能出現誤判的情況，故是否能精確掌握景氣得實際位置仍是決定模型優劣的重要依據之一。為同時能比較兩種指標在不同模型下的優劣，本文採用轉折點誤差準則、正確認定比率與Diebold & Mariano(1995)檢定(DM test)來進行比較的工作(註11)，前二者是以比率的方式說明模型的對狀態的掌握能力，DM test則是以統計量指出不同模型間的優劣，相對而言較為嚴謹。轉折點誤差準則與正確認定比率計算值列於表四，DM test的檢定結果列於表五。

表四的結果顯示，不論是轉折點誤差準則或正確認定比率皆概略指出模型的複雜度越高，能準確掌握景氣實際波動的比例也越高。以轉折點誤差準則而言，領先指標在不同模型下的表現其實差距不大，表現最佳的Model 3與Model 1數值的差距其實相當小。在基準循環之下，測度值指出表現最優的為Model 5，與Model 6的差距幾乎已達到0.1，且基準循環的Model 5也顯示出優於領先指標中Model 1至Model 3的測度值，故在轉折點誤差測度的標準下，以基準循環指標對景氣時點掌握的能力較高。

而在正確認定比測度下，其結果顯然與轉折點誤差不同，反倒是領先指標的表現優於基準循環指標，平均而言高出約0.1。與轉折點誤差測度相似之處仍是於模型的複雜度越高，對掌握實際景氣變化能力越佳，但同一指標內三種模型的測度值差距依然不大。為彌補兩種測度產生的不一致性，本文再以DM test檢定6個模型表現上的差異。

表三 基準循環轉指標折點預測能力彙整表

狀態轉折	Model 4	領先(-)/ 落後(+)	Model 5	領先(-)/ 落後(+)	Model 6	領先(-)/ 落後(+)
谷底(1979Q1)	1978Q1	-4	1978Q1	-4	1977Q3	-6
高峰(1981Q4)	1980Q1	-5	1980Q3	-3	1981Q3	-1
谷底(1988Q1)	1987Q3	-2	1987Q3	-2	1987Q3	-2
高峰(1989Q4)	1989Q3	-1	1989Q3	-1	1989Q3	-1
谷底(1993Q1)	1991Q3	-6	1992Q3	-2	1992Q3	-2
高峰(1994Q4)	1992Q2	-10	1993Q1	-7	1993Q1	-7
谷底(2003Q2)	2003Q1	-1	2003Q1	-1	2003Q1	-1
平均落後期數		-4.1		-2.6		-2.9
景氣持續期間						
衰退	2.96/2.87(a)		3.73/2.94		3.51/6.30	
擴張	4.28/5.41		3.28/3.93		3.18/7.59	

資料來源：本研究整理。

註：(a)斜線/左邊與右邊分別表1982Q1至2007Q1與1974Q1至1981Q4所估計的景氣持續期間。

表四 測度指標檢測表

以領先指標估計轉折點模型	轉折點誤差準則	正確認定比率
Model 1	0.383	0.641
Model 2	0.359	0.648
Model 3	0.352*	0.688*
以基準循環指標估計轉折點模型	轉折點誤差準則	正確認定比率
Model 4	0.328	0.516
Model 5	0.297*	0.547
Model 6	0.414	0.563*

資料來源：本研究整理。

註：*號為該測度指標表現最佳者。

表五 DM檢定結果

模型	M1	M2	M3	M4	M5	M6
M1		=	=	=	M5	=
M2			=	=	=	=
M3				=	=	=
M4					=	M4
M5						M5
M6						

資料來源：本研究整理。

註：M表示Model。顯著水準設定為10%，列與行代表的模型若在顯著水準內，則記錄較佳模型，當兩種模型無顯著性優勢則以=號表示。

DM test的結果顯示Model 5相較之下較具有些微的優勢，在模型配對的比較下，Model 5在10%的顯著水準下優於Model 1與Model 6，Model 4亦顯示出優於Model 6。其餘模型間的比較則無法有顯著的證據指出其間的優劣，故在DM test的基礎下，採用基準循環指標為主的多變量馬可夫轉換模型顯然在掌握台灣景氣變化較具優勢。

五、結論

房地產景氣循環一向是學界關心的焦點，同時亦是組成總體景氣循環的重要因素之一，決策當局欲制定有效政策調控總體經濟或降低房地產熱度，則有賴於對房地產景氣循環特性的掌握，對房地產特性掌握較佳的模型必然對未來景氣變化提高較精確的估計，使得錯誤決策的風險降低。然有別於台灣總體經濟景氣循環的特性，房地產景氣循環不僅景氣轉折的時點與次數不同，景氣持續期間亦有所差異，致使採用單變量的估計模型表現不佳。

本文嘗試以多變量的馬可夫轉換模型推論房地產景氣特性，由組成領先與基準循環指標的數列建構多變量模型，並輔以測度指標和檢定的方式還衡量各種馬可夫模型在不同設定下的表現。本研究發現，多變量的馬可夫轉換模型大致掌握衰退期間長、擴張期間短的景氣特性，這是單變量馬可夫模型所無法捕捉的。而檢定結果亦指出在基準循環指標的基礎下，採用截距項與自我迴歸項隨狀態轉換的模型擁有較佳的配適能力。

註 釋

- 註1：台灣而言，實質景氣自1971年後已發生6次景氣循環，而房地產景氣循環完成僅3次，第4次則正在進行中。
- 註2：林秋瑾(2004)使用平均數隨狀態轉換馬可夫轉換狀態空間模型作為實證模型。周幸蓉、李春長(2007)使用平均數與變異數隨狀態轉換的馬可夫模型作為實證說明的架構
- 註3：詳見台灣房地產景氣動向季報。
- 註4：選取轉折點誤差、正確認定比率與DM test的使用，可參考Diebold & Rudebusch(1999)與徐之強、黃裕烈(2005)。
- 註5：詳見Hamilton(1989, 1994)。
- 註6：資料來源說明詳見附件一的表一與圖一。
- 註7：此一期間的狀態估計未包含住宅使用率，因該數列由1980Q1開始編製，至1981Q4共8個樣本點，單獨以此一區間的樣本再進行估計會面臨自由度不足的問題。在不影響模型表現的前提下，本文捨棄1974Q1至1981Q4期間住宅使用率的訊息。由於本文之房地產景氣基準循環與領先指標其組成指標之資料其起始之時間長度不一(詳見附錄一之表一)為了切齊開始時間點，一以1971Q1另一以1989Q1為組成指標之資料期間之始點，並以前者(以1971Q1為始點)之模型結果為輔助較齊全組成指標(與現階段季報中相同之組成份子) (以1989Q1為始點)之模型結果。亦即，房地產景氣狀態轉折點谷底、高峰之選取，前階段以1971Q1為始點模型中選取，但以其為輔，後階段主要以較齊全之組成指標之1989Q1為始點模型中選擇，並結合兩者結果為比較分析之基礎。
- 註8：造成殘差未呈現白噪音的因素亦與單根檢定(ADF檢定)檢力不佳有關，事實上，本文部分數列的單根檢定顯著性僅約在10%的水準，直接將之視為恆定數列在分析時亦造成一定的影響。此外，Toda & Yamamoto(1995)指出多變量模型同時存在I(0)與I(1)，可採增加自我迴歸效果來解決，其原則為增加最大積數(order of integration)值(d_{\max})的自我迴歸項，以本文而言 $d_{\max} = 1$ 。因此在AIC下得到的最適落後期數 p 再加上 $d_{\max} = 1$ 條件即為本文採用的自我迴歸落後期數。
- 註9：其中MS指的是Markov switching的簡稱，I、A與H則如文中所述為不同設定下的馬可夫模型。
- 註10：每一種馬可夫機制下的自我迴歸項測試是由落後期數1至落後期數4，再以AIC訊息量選擇最適的落後期效果。
- 註11：有關轉折點誤差準則、正確認定比率與DM test的定義詳見附件二。

參考文獻

周幸蓉、李春長

- 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》。

林秋瑾

- 2004 〈房地產景氣指標衡量之再確認—馬可夫轉換狀態空間模型之應用〉《2004 年海峽兩岸土地學術研討會，會議主題：現代地政與土地管理資訊化》九十三年八月，台北。

徐之強、黃裕烈

- 2005 《運用領先指標預測景氣變化之研究》行政院經濟建設委員會研究報告，編號：(94) 040.210。

Cai, J.

- 1994 “A Markov Model of Switching-Regime ARCH,” *Journal of Business & Economic Statistics*. 12: 309-316.

Diebold, F. X. & R. Mariano

- 1995 “Comparing Predictive Accuracy,” *Journal of Business and Economic Statistics*. 13: 253-263.

Diebold, F. X. & G. D. Rudebusch

- 1996 “Measuring Business Cycle: a Modern Perspective,” *Review of Economics and Statistics*. 78(1): 67-77.

Diebold, F. X. & G. D. Rudebusch

- 1999 *Business Cycles Duration, Dynamics, and Forecasting*. New Jersey: Princeton University Press.

Estrella, A. & F. S. Mishkin.

- 1998 “Predicting US Recession: Financial Variables as Leading Indicators,” *Review of Economics and Statistics*. 80: 45-61.

Gray, S. F.

- 1996 “Modeling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime Switching Process,” *Journal of Financial Economics*. 42: 27-62.

Hamilton, J. D.

- 1989 “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business cycle,” *Econometrica*. 57: 357-384.

Hamilton, J. D.

- 1994 *Time Series Analysis*. New Jersey: Princeton University Press.

Hamilton, J. D. & R. Susmel

- 1994 “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity and Changes in Regime,” *Journal of Econometrics*. 64: 307-333.

Krolzig, H. M.

1997 *Markov Switching Vector Autogressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Heidelberg: Springer Berlin.

Toda, H. Y. & T. Yamamoto

1995 “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes,” *Journal of Econometrics*, 66: 225-250.

附件一

附件一表一 房地產景氣綜合指標各項實質衡量指標型態與資料來源、定義等說明

房地產景氣 綜合指標類	指標類別及型態	樣本期間	資料(擷取)來源	資料定義、處理等備註
基準循環指標	•素地交易量指數☆(點)	1971Q1~2007Q1	內政統計月報	素地是指不含建築物的土地，係將土地減建物買賣移轉登記件數原始值轉換成指數
	•建造執照面積☆(平方公尺)	1982Q1~2007Q1	營建統計月報	統計範圍包含：「住宅+商店+工廠+辦公室+倉庫+農舍+學校+醫院+其他」
	•新推個案標準單價*(萬元/坪)	1974Q1~2007Q1	國泰建設(註2)	含台灣地區新推個案標準單價
	•住宅使用率☆(由台電不足底度(戶)比率轉換計算而得)(%)	1980Q1~2007Q1	台電公司(用電不足底度(戶)比率資料)	台電不足底度(戶)比率
領先指標	•國內生產毛額☆(GDP)(元)	1971Q1~2007Q1	行政院主計處	實質國內生產毛額(以民國90年為基期)
	•貨幣供給額☆(M2)(元)	1971Q1~2007Q1	中華民國台灣地區金融統計月報	係(M1A+活期存款+準貨幣)而來，為最廣義的貨幣定義
	•營建股股價指數*(點)	1981Q1~2007Q1	台灣證券交易所	上市公司營建股分類股價指數
	•建築貸款餘額變動量*(元)	1989Q1~2007Q1	中央銀行	包括對建築業貸款、對其他企業建築貸款及對個人戶建築貸款
	•消費者物價指數*(%)	1971Q1~2007Q1	行政院主計處	以拉氏公式計算，民國95年為基期調整

註1：因資料特性不同，經季節與趨勢統計方法檢定(以Rats 6.01 PERRON 1997的方法檢定，再經X12軟體進行季節調整)，國內生產毛額、貨幣供給額、素地交易量指數、建造執照面積、住宅使用率指標需經季節與去趨勢調整；建築貸款餘額變動量、營建股股價指數、消費者物價指數、新推個案標準單價指標為原始值。

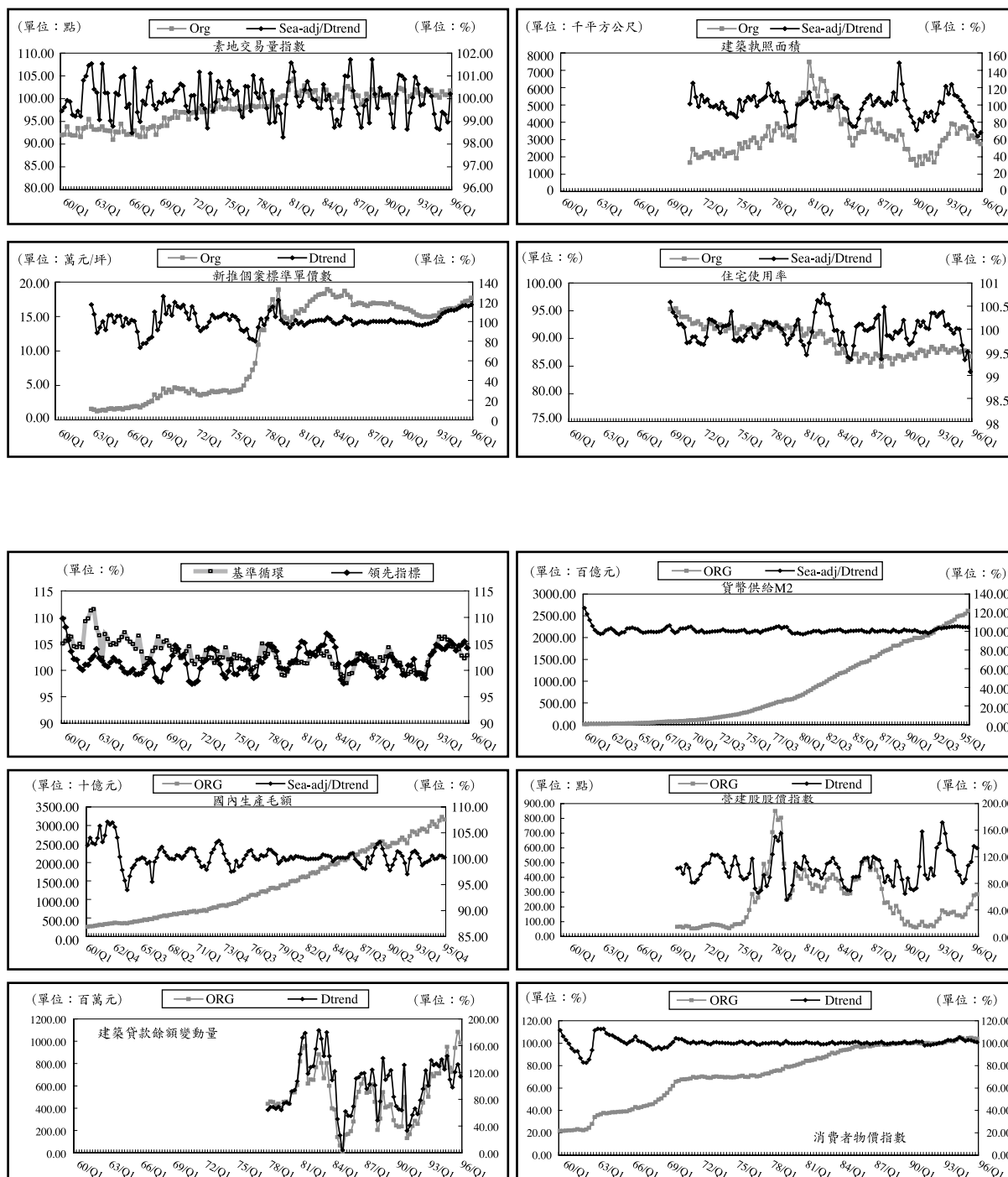
註2：#原始值(Org)，*經去趨勢調整(Dtrend)，☆經季節與去趨勢調整(Sea-adj/Dtrend)。

註3-1. 上述資料除GDP外，皆為轉換成季資料的月平均資料型態，且為使資料齊一化，資料時間範圍儘量以1971(民國60年)為起始年，空間範圍儘量以臺灣地區為主。

3-2. 「新推個案標準單價」自92年第2季起採用國泰全國新推個案平均標準單價作為資料來源，由於資料來源的存續時間不同，因此在不同時期，選擇選擇當期能蒐集到之最佳市場價格資訊作為資訊來源，因此自民國63年至76年採用主計處舉辦之住宅狀況調查中之交易價格、民國77年至81年採用太平洋房屋公司、信義房屋公司、台灣不動產成交公報之中古屋交易價格，先個別編製價格指數，再以相同基期銜接，接著與國泰房地產價格指數銜接成為完整房價指數時間序列，最後再轉為標準住宅的平均單價。詳細對應時間參見國泰房地產指數92年2月27日新聞稿及張金鵬(1999)，住宅資訊系統之整合與規劃，內政部營建署委託研究計劃。

3-3. 建築貸款放款數變動量78Q1、82Q3、83Q1數值經異常點調整。

資料來源：台灣房地產景氣動向季報



附件一圖一 基準循環指標、領先指標與各選取變數趨勢圖

資料來源：本研究整理。

附件二

轉折點誤差(TPE)準則

假設 \hat{D}_t 為MSVAR模型所推估的狀態機率值，而 D_t 為實際發佈的狀態，我們依舊假設 $D_t=1$ 為衰退狀態，此時TPE準則定義如下：

$$TPE(i) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (D_t - \hat{D}_t)^2$$

當TPE越小，代表預測景氣的誤差越小，則模型表現越佳。

正確認定比率

正確認定比率法相對前二者就有些主觀且條件相對寬鬆，當模型預測某期衰退的機率超過0.5，則認定該期景氣處於衰退，相對於實際景氣狀態，定義如下：

$$S(i) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |\hat{D}_t + D_t - 1|$$

當 $S(i)$ 值越大，表示模型捕捉景氣變化的能力越強。

DM test

Diebold and Mariano(1995)發展的檢定方式使我們能以統計量的方式比較不同模型的的配適。令 $E_t = (D_t - \hat{D}_{it})^2 - (D_t - \hat{D}_{jt})^2$ ， D_t 為實際景氣的發生點，以1(0)表示衰退(擴張)， \hat{D}_{it} 與 \hat{D}_{jt} 表 i 、 j 不同模型所估計的狀態位置。以模型 i 為例，當全期機率值超過0.5表示衰退，故 $\hat{D}_{it}=1$ ；反則則為0。同理，模型 j 得到的狀態機率值亦同樣操作。此時Diebold and Mariano(1995)檢定統計量定義如下：

$$DM = \frac{\sqrt{T} \bar{E}}{\sqrt{2\pi \hat{f}_E(0)}}$$

$$\text{其中 } 2\pi \hat{f}_E(0) = \sum_{\tau=-(T-1)}^{T-1} l\left(\frac{\tau}{W(T)}\right) \hat{r}_E(\tau)$$

$$\hat{r}_E(\tau) = \frac{1}{T} \sum_{t=|\tau|+1}^T (E_t - \bar{E})(E_{t-|\tau|} - \bar{E})$$

$$l\left(\frac{\tau}{W(T)}\right) = \begin{cases} 1 & \text{if } \left|\frac{\tau}{W(T)}\right| \leq 1 \\ 0 & \text{others} \end{cases}$$

$$\bar{E} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E_t$$

當 \bar{E} 趨近零表示模型 i 與 j 對景氣的掌握能力相近。而當 T 趨近無窮大，統計量將具有漸進常態性質，即 $DM \xrightarrow{D} N(0,1)$ ，而虛無假設即為兩模型的對景氣的掌握能力無顯著差別。

