

學術論著

總體經濟對房地產景氣循環不對稱影響之研究— 中國大陸之實證分析

A Study on the Asymmetric Impact of Macroeconomic Factors on the Real Estate Cycles of Mainland China

林祖嘉* 游士儀**

Chu-Chia Lin*, Shih-Yi You*

摘要

房地產景氣波動是一動態的過程，如何在有效的樣本資料下，準確地認定中國大陸房地產景氣循環轉折點，並正確估計總體經濟變數對房地產景氣波動的影響，將有助於提供相關住宅政策建議。本研究使用中國大陸2004年1月至2015年7月的總體經濟資料，透過馬可夫轉換模型，重新對中國大陸房地產景氣循環進行估算，並且探討在不同房地產景氣的階段，總體經濟變數對房市是否存在非對稱的效果。實證結果顯示，中國大陸2004年至2015年以來，房地產擴張期的時間大於衰退期的時間，且總體經濟變數在房地產不同景氣下，確實對房地產市場有非對稱的影響效果。

關鍵詞：中國大陸房地產，景氣循環，馬可夫轉換模型

ABSTRACT

The dynamic nature of the real estate market of China has posed specific challenges to researchers. It would be helpful to make policy suggestions by investigating the turning point in the real estate market cycle as well as the impacts of some fundamental economic factors. The main purpose of this study is to investigate the cycle of China's real estate market by adopting the Markov switching model. Our empirical results show that, during the period from 2004:01 to 2015:07, the average duration of the real estate market's expansion in China is longer than that of the contraction. In addition, our analysis confirms the significance of the asymmetric relationship between the real estate market and fundamental economic factors in China.

Key words: real estate market of China, business cycle, Markov switching model

(本文於2015年10月12日收稿，2016年3月16日審查通過，實際出版日期2018年6月)

* 國立政治大學經濟學系教授

Professor, Department of Economics, National Chengchi University, Taipei, Taiwan.

E-mail: nccut001@nccu.edu.tw

** 廣州中山大學港粵港澳發展研究院、港澳珠江三角洲研究中心博士後研究員

Postdoctoral Fellow, Institute of Guangdong Hong Kong and Macao Development Studies, The Center for Studies of Hong Kong, Macao and Pearl River Delta, Guangzhou, Mainland China.

E-mail: 96258507@nccu.edu.tw

一、緒言

中國大陸從計劃經濟到市場經濟的轉變過程中，經歷了幾個發展階段，同時，中國大陸的房地產市場和房價也隨著經濟發展出現不斷增長的現象，甚至許多專家學者認為中國大陸房市因為成長過快，而可能存在泡沫化的問題。(註1)自從2013年開始，隨著中國大陸經濟成長放緩，又有許多人開始關注房地產是否會崩盤。儘管學者對於中國大陸的房地產情勢各有各的見解，然而我們從中國大陸整體的實際資料來看，其房地產景氣情勢和總體經濟景氣走勢大致上而言是一致的。因此，是否中國大陸的房地產價格從一路上升到下滑的過程，僅是房地產景氣循環中的正常現象？其總體經濟在房地產循環過程中又是扮演何種角色？以及中國大陸政府面對房地產景氣波動時，何種調控政策較有效？這些都是相當值得探討的議題。

過去已有相當多的研究探討中國大陸的總體經濟變數對其房價的影響(Shen & Liu, 2004; Liang & Gao, 2007; Ahuja et al., 2010; Hua et al., 2012)，然而在文獻上，中國大陸總體經濟變數對於其房價的解釋能力仍存在諸多爭議。有許多研究指出中國大陸的總體經濟好壞會反應在房價上(Shen & Liu, 2004; Hua et al., 2012; Li & Chand, 2013)，然而也有許多學者不認同這樣的見解(Zhou, 2005; Ahuja et al., 2010; Yu, 2010)；除此之外，關於金融條件和中國大陸的房市之間的關係，也存在許多分歧，有些研究指出利率以及信貸條件對中國大陸房市情況有關鍵性的影響(Kuang, 2010)，然而也有一些學者認為金融條件和中國大陸的房市之間的關係並不強烈(Deng et al., 2005; Peng et al., 2008)。

上述文獻中，對於中國大陸總體經濟變數對房價的影響結論不一致的可能原因之一，是忽略了總體經濟變數在不同的房地產市場狀況下，可能有不對稱的效果。特別是我們可以從過去實務上以及文獻上觀察到，總體經濟在不同房地產景氣狀態下，確實對房價有不同影響效果的特性。以日本的例子來說，1985年廣島協議簽訂後，日本為了提高國際競爭力而採取降息的政策，低利率的環境造成房地產數年的繁榮，然而自從房地產泡沫破裂之後，即便日本的零利率政策已經超過十年，其房市仍難見起色，由此可觀察到不同的房地產景氣狀態下，低利率的效果並非那麼一致。

Seslen(2003)的研究結論可以對日本的房市現象稍作解釋，該研究指出，民眾對於市場在優勢狀態以及劣勢狀態的報酬率有不對稱的反應，這是因為當景氣好的時候，投資者會傾向透過更多的交易換取更多的利潤，相反地當景氣開始衰退時，大部分的人會選擇減少交易或直接放棄交易。Abelson et al.(2005)提出有些本來沒有購屋計畫的人，會因為看到房價上揚而提前進入市場，而Dahl & Kulakstozoglu(2006)則認為建商會依據建築業的景氣而調整建案開發的速度，Kim & Bhattacharya(2009)指出在不動產快速膨脹期，且動盪頻率很高時，市場行為會跟著改變，也因此如果使用線性模型去分析房地產市場，結論是不太可靠的。

從上述實務以及文獻探討可知，民眾在房地產市場上的行為，會因為不同房地產狀況而有改變，因此總體變數在不同階段對房市的影響效果應該也不是單調一致的。此外，在研究房地產議題時，如果沒有將總體經濟變數在不同景氣狀態的不對稱影響效果的特性納入考量，也很難解釋為何某些時間點房地產景氣和總體經濟景氣有分離的現象，也容易造成政策建議的失準。所以一些學者如Heckman et al.(2010)以及Kim & Bhattacharya(2009)提出，在探討房地產議題時，不應該採用線性模型而應該使用非線性的模型。

近年來，有許多學者開始利用非線性模型探討中國大陸房地產的議題，例如Zhang et al.(2012)利用非線性的自我相關模型去探討哪些解釋變數對房價相對影響性較大而且穩健(robust)；張大永與劉子寅(2015)則是利用縱橫門檻自我迴歸模型(panel threshold autoregressive model)探討中國大陸房地產市場的收斂性，張大永與劉子寅(2015)的研究成果顯示線性的模型無法準確捕捉中國大陸房價的動態特性；Meng et al.(2015)利用線性和非線性的計量方法去探究影響中國大陸房價的因素。

在本篇研究中，我們主要利用Hamilton(1989)提出的馬可夫轉換模型(Markov switching model)，重新對於中國大陸房地產的非線性特性做探討。(註2)本研究與過去既有文獻不同的地方在於，我們不但討論中國大陸房地產市場的非線性特質，也會討論在不同的房地產景氣狀況下，總體經濟變數對房地產市場的影響是否有所不同。

馬可夫轉換模型的特點除了可以提供我們討論總體變數在不同房地產景氣狀態下的效果外，也可以探討中國大陸房地產景氣循環的特徵，(註3)因為馬可夫轉換模型最大特色是利用機率與狀態移轉的概念來描述景氣循環，因此可用來觀察包含多種狀態描述時間序列在不同狀態時的變化。再加上該模型在景氣特性以及轉折點的認定具有較佳的估計表現，且在描述時間序列的非線性特質也具有豐富的解釋能力，因此，近年來逐漸受到經濟學家的重視，也成為許多經濟學者進行景氣循環研究的選擇，如Hamilton(1989)、Pelagatti(2001)、Kim & Murray(2002)等。國內亦有相當多的學者以此模型探討台灣房地產景氣循環的特性，如林秋瑾(2004)、周幸蓉與李春長(2007)、李春長等(2008)、Chen(2008)、以及馬毓駿與林秋瑾(2009)等人。

本研究的內容總共分五部分，第一部分為緒言，說明本文研究動機以及相關文獻回顧；第二部分為實證模型；第三與第四部分為資料來源與基本統計量說明及實證結果分析；最後為結論。

二、實證模型

在Hamilton(1989)建構的原始馬可夫轉換模型中，狀態間移轉的估計僅決定於數列本身的歷史資料，我們將該模型描述如下：

$$H_t = \alpha(s_t) + \sum_{k=1}^K \gamma_k H_{t-k} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \dots\dots\dots (1)$$

$$\alpha(s_t) = \alpha_0(1 - s_t) + \alpha_1 s_t \dots\dots\dots (2)$$

式中， H_t 代表中國大陸的「國房景氣指數」，國房景氣指數是「全國房地產開發業綜合景氣指數」的簡稱，該指數主要反應中國大陸房地產業的景氣的變化和趨勢。(註4) s_t 為無法觀察的狀態變數，表示房地產市場處於擴張的階段， $s_t=0$ 則表示房地產市場處於衰退的階段，其對應的截距項為 α_1 與 α_0 ，且 $\alpha_1 > \alpha_0$ 。接著，我們進一步將 H_t 的對數概似函數表示如下：

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left[\sum_{s_{t-1}}^1 f(H_t | s_t, I_{t-1}) \times \Pr(s_t | I_{t-1}) \right] \dots\dots\dots (3)$$

式中的為預測機率(prediction probability)，亦為概似函數加總過程中的權數，雖然無法得知知的值為何，但在給定一個初始的當期機率(filtered probability)下，可以透過狀態移轉機率以及貝式定理(Bayes theorem)反覆求解每一期的預測機率以及當期機率。而移轉機率可描述如下：

$$\begin{aligned} \Pr(s_t = 0 | s_{t-1} = 0) &= p^{00}, \Pr(s_t = 0 | s_{t-1} = 1) = 1 - p^{11} \\ \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 0) &= 1 - p^{00}, \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = p^{11} \end{aligned} \quad (4)$$

上式中， p^{00} 為上一期房地產市場處於衰退期，且本期仍處衰退期的機率；同理， p^{11} 為上一期房地產市場處於擴張期，且本期仍處擴張期的機率。一般而言，透過狀態機率值即可判斷房地產景氣位置，(註5)然而式(1)-(4)的基準模型卻存在某些缺失，例如房地產景氣循環有時不僅單受到自身市場供需失衡影響，亦受到某些總體經濟變數、金融市場以及國外因素等等的干擾。(註6)有鑑於此，我們接下來將Hamilton(1989)的基礎模型延伸為具有解釋變數馬可轉換模型。根據以往研究，影響總體房地產因素可大致分成四項：(1)經濟活動，包含產出以及投資等因素；(2)所得因素；(3)金融環境以及金融政策；(4)通貨膨脹率。本研究使用的主要總體經濟變數，是採取中國大陸國家統計局所公告的「總體經濟指景氣綜合指數」，(註7)「總體經濟綜合景氣指數」主要是從幾個可代表總體經濟的個別指標合併而來，因此可反應上述的(1)、(2)以及(3)等因素。此外，為了反應(3)跟(4)的因素，本研究另外選擇「實質利率」作為影響中國大陸房地產市場的總體變數。

「總體經濟景氣指數」又分為「總體經濟領先指數」、「總體經濟同時指數」、「總體經濟滯後指數」以及「總體經濟預警指數」。在這些總體經濟綜合指數中，「總體經濟領先指數」是根據能夠提前反應景氣變動情況的指標編製而成，常用來預測未來景氣之變動；「總體經濟同時指數」是根據能夠反映當下景氣狀況的指標編製而成，可用來判斷當時的景氣狀況；「總體經濟滯後指數」是指相對於總體經濟景氣波動，在指標上時間上相對落後，通常用於驗證「總體經濟領先指數」經濟趨勢的預測；「總體經濟預警指數」是在總體經濟景氣波動運行過程中，對整體經濟的變化情況進行預測，以便在總體經濟發生失衡前發出警報。

在指標的選擇上，由於本研究要探討總體經濟活動對於房地產景氣循環的影響，因此在總體經濟景氣指標的選擇上捨去「總體經濟滯後指數」。此外，中國經濟景氣監測中心所做的「總體經濟同時指數」以及「總體經濟預警指數」的相關係數為0.95，(註8)也就是兩個變數的代表性很雷同，因此本研究最後僅採用「總體經濟同時指數」，而捨棄「總體經濟預警指數」。(註9)

接著，我們將延伸的馬可夫轉換模型描述如下：

$$\text{模型1: } H_t = \alpha(s_t) + \beta_1 EILI_{t-1} + \beta_2 RINT_{t-1} + \beta_3 H_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (5)$$

式中， $EILI$ 為總體經濟景氣領先指數，(註10) $RINT$ 為實質利率。模型1的設計隱含總體經濟變數在不同房地產景氣階段影響都是固定的，分別為 β_1 以及 β_2 ，這不符合我們觀察到總體

經濟在不同的房地產景氣狀態有非對稱效果的現象，因此我們再延伸模型1至模型2，描述如下：

$$\text{模型2: } H_t = \alpha(s_t) + \beta_1(s_t)EILL_{t-1} + \beta_2(s_t)RINT_{t-1} + \beta_3(s_t)H_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \dots\dots\dots (6)$$

由於總體經濟景氣指數是一個「綜合」的景氣指標，該總體經濟景氣指數的編制方式，是先篩選幾個可代表總體經濟的「單一」指標，以這些代表性的「單一」指標為基礎，經過統計處理後，合併成一個「綜合」指數來描述總體經濟的狀況。林秋瑾等(1997)曾提出，「綜合」的景氣指標難免把其組成的「單一」指標的變動情形給模糊掉，也就是說當「總體經濟綜合指標」顯示景氣處於好的狀態，並不表示每個經濟層面的活動都是活躍的狀態；同樣地，若「總體經濟綜合指標」顯示景氣處於差的狀態，也並不表示每個經濟層面的活動都是衰退的狀態。除此之外，由於將代表性的「單一」指標處理合併成一個「綜合」指標的過程中，需要選定一些權數，權數的選擇是依據個別總體經濟指標反應整體總體經濟的有效性。然而房地產市場也許對某些特定的總體經濟指標很敏感，但是這些經濟指標可能在合併成「綜合」指標的過程中卻被給予的較低的權數，而可能造成「綜合景氣指標」沒有辦法反應在房地產景氣上，有鑑於此，在下面的模型中，我們將使用合併成「總體經濟領先指數」的個別總體經濟變數做為主要的解釋變數，以便觀測那些變數對於房地產的影響效果較顯著。描述如下：

$$\begin{aligned} \text{模型3: } H_t = & \alpha(s_t) + \varphi_1 STOCK_{t-1} + \varphi_2 PSR_{t-1} + \varphi_3 CEI_{t-1} + \varphi_4 TFT_{t-1} \\ & + \varphi_5 FAIN_{t-1} + \varphi_6 M2Y_{t-1} + \varphi_7 H_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \dots\dots\dots (7) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{模型4: } H_t = & \alpha(s_t) + \varphi_1(s_t) STOCK_{t-1} + \varphi_2(s_t) PSR_{t-1} + \varphi_3(s_t) CEI_{t-1} + \varphi_4(s_t) TFT_{t-1} \\ & + \varphi_5(s_t) FAIN_{t-1} + \varphi_6(s_t) M2Y_{t-1} + \varphi_7(s_t) H_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \dots\dots\dots (8) \end{aligned}$$

式中，*STOCK*為滬市A股月成交額成長率，*PSR*為工業產品產銷率，*CEI*為消費者預期指數，*TFT*為貨物運輸量成長率，*FAIN*為固定資產投資新開工項目數成長率，*M2Y*為M2成長率。(註11)

除了「總體經濟景氣領先指數」以外，我們也想探究「總體經濟同時指數」對房地產景氣循環的預測能力，因此我們又建立了模型5、模型6、模型7以及模型8，表示如下：

$$\text{模型5: } H_t = \alpha(s_t) + \theta_1 EILL_{t-1} + \theta_2 RINT_{t-1} + \theta_3 H_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \dots\dots\dots (9)$$

$$\text{模型6: } H_t = \alpha(s_t) + \theta_1(s_t) EILL_{t-1} + \theta_2(s_t) RINT_{t-1} + \theta_3(s_t) H_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \dots\dots\dots (10)$$

$$\text{模型7: } H_t = \alpha(s_t) + \eta_1 VAL_{t-1} + \eta_2 FAI_{t-1} + \eta_3 RSCG_{t-1} + \eta_4 EXIM_{t-1}$$

$$+\eta_5 TAX_{t-1} + \eta_6 DI_{t-1} + \eta_7 H_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \dots\dots\dots (11)$$

$$\text{模型8: } H_t = \alpha(s_t) + \eta_1(s_t)VAI_{t-1} + \eta_2(s_t)FAI_{t-1} + \eta_3(s_t)RSCG_{t-1} + \eta_4(s_t)EXIM_{t-1} \\ + \eta_5(s_t)TAX_{t-1} + \eta_6(s_t)DI_{t-1} + \eta_7(s_t)H_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \dots\dots\dots (12)$$

其中，*EICI*為總體經濟景氣同時指數，*VAI*為工業增加值成長率，*FAI*為固定資產投資額成長率，*RSCG*為社會消費品零售總額成長率，*EXIM*為進出口總額成長率，*TAX*為政府稅收成長率，*DI*為城鎮居民人均可支配收入成長率。(註12)

最後，我們除了關注模型中估計係數隱含的經濟涵義外，同時也須瞭解這8個模型何者對於景氣轉折點的認定有較優異的預測能力，因此在最後一部分我們會採用DM test比較上述8個模型的優劣。(註13)

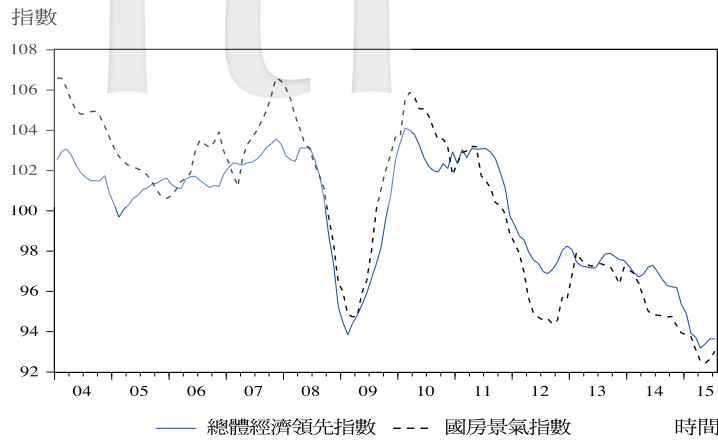
三、資料來源與基本統計量說明

在這一節中，我們先針對資料選取的部分做說明，然後，再依資料之間的關係加以敘述，最後則說明實證模型的資料處理方式。首先，本研究使用中國大陸國家統計局公告的「國房景氣指數」作為反應中國大陸房地產業的景氣的變化和趨勢的主要變數，「國房景氣指數」的編製從土地、資金以及市場需求等三個層面出發，選取房地產開發投資、資金來源、土地轉讓收入、土地開發面積、新開工面積、竣工面積、空置面積以及商品房銷售價格等八個代表性的統計指標，採用綜合指數的計算方式得出。該指數從1997年1月開始編製，2004年1月重新調整編製，因此本研究的樣本研究期間調整為2004年1月至2015年7月，樣本數為139筆月資料。

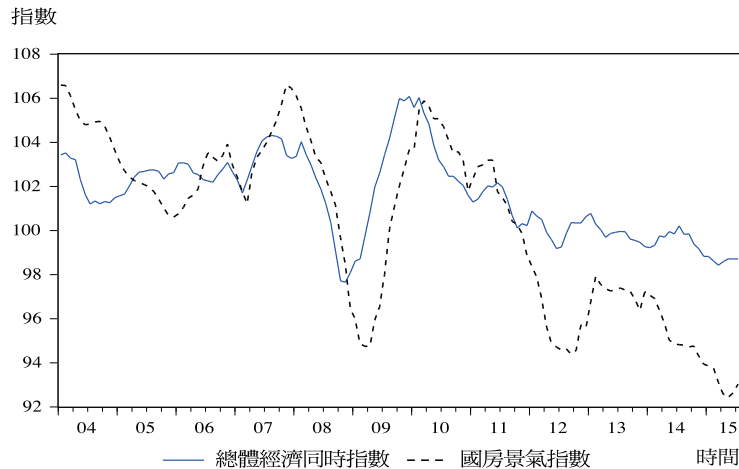
在總體經濟變數方面，本研究選擇「總體經濟領先指數」、「總體經濟同時指數」以及「實質利率」作為影響房地產市場的主要變數。(註14)圖一則為「國房景氣指數」、「實質利率」、「總體經濟領先指數」以及「總體經濟同時指數」的時間序列圖。

根據圖一(a)以及圖一(b)可觀察出，儘管中國大陸的房地產景氣和總體經濟景氣(領先與同時)波動的時間略有不同，但大致上的趨勢以及波峰和谷底出現的時間相當接近，也就是總體經濟和房地產的景氣狀況是雷同的。(註15)這是因為總體經濟在擴張時，由於建築活動有很長的時間落差，短期間內無法滿足需求，因此房價會上揚而進一步刺激房地產市場，使得房地產市場更加景氣；相反地，當總體經濟活動衰退時，市場上供給大於需求，空屋率提高使得開發商不願意投資而使得房地產景氣更加衰退。

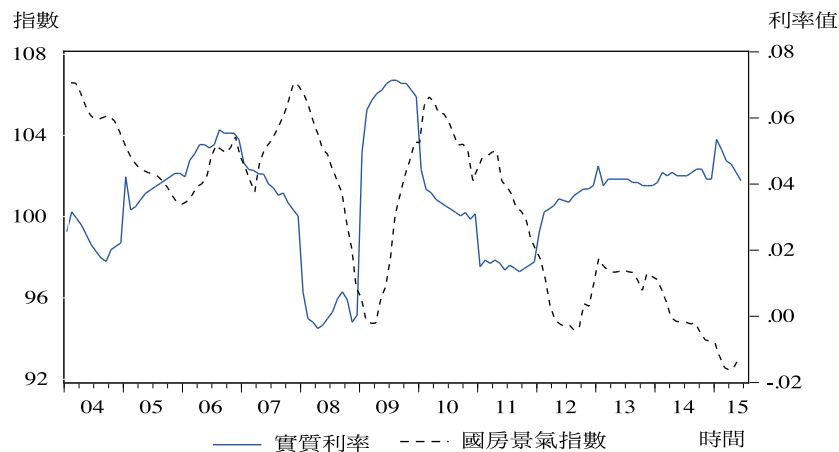
由於建築活動的時間落差較長，使得在一般情況下，房地產景氣的波動幅度會大於總體經濟的波動幅度，而我們在圖一上也可觀察到中國大陸有這樣的現象。我們把整個時間序列圖分割成三個階段來觀察：(1)金融海嘯前期(2003年-2007年)：此時期國房景氣指數的最大值出現在2004年1月(106.59)，最小值出現在2005年12月(100.61)，兩年內就差了近6個百分點。同時期「總體經濟領先指數」與同時指數的最大值以及最小值，也僅相差3.38以及2.32個百分



(a) 總體經濟領先指數與國房景氣指數的時間序列圖



(b) 總體經濟同時指數與國房景氣指數的時間序列圖



(c) 實質利率與國房景氣指數的時間序列圖

圖一 中國大陸國房景氣指數、實質利率、總體經濟領先指數以同時指數的時間序列圖

資料來源：CEIC中國總體經濟資料庫與中國國家統計局，本研究整理。

點。波動幅度的差距除了來自建築業的時間落差外，跟中國大陸的房地產市場化政策也有很大的關係。中國大陸的住房市場化從1999年開始，(註16)土地市場化則從2003年開始。(註17)也就是說在這段時期中國大陸的房地產市場仍處於剛市場化的時期而非常不穩定，因此景氣變化幅度很劇烈，但整體而言，國房景氣指數和領先以及同時指數的走勢是同時的。(2)金融海嘯期間(2007年-2009年)：從圖一可觀察到，在這段時期中國大陸總體經濟受到全球金融危機的衝擊而直線下修，房地產市場亦然。此時期「總體經濟領先指數」和國房景氣指數的波動幅度較同時，谷底還有高峰出現的時間也沒有明顯的時間差；而景氣同時指數的波動幅度略小於國房景氣指數，兩者之間的谷底出現的時間和高峰出現的時間落差了3-4個月。(3)金融海嘯後期(2009年-2015年)：中國大陸因應金融海嘯採行了許多景氣刺激措施，與此同時美國所實施的量化寬鬆政策成效也慢慢浮現，因此2009年開始不論是總體經濟或是房地產市場都以很快的速度復甦，直到2011年又很快地下滑。從兩個面向可觀察到這段期間內，「總體經濟領先指數」對於房地產景氣的預測能力應該比景氣同時指數佳。第一，2011年開始，「總體經濟領先指數」和國房景氣指數皆為直線下滑，而景氣同時指數則為階梯式下滑；第二，相較於景氣同時指數，景氣同時指數和國房景氣指數的波動幅度較接近。

我們也同樣分三個時期來觀察國房景氣指數和實質利率的關係。圖一(c)可觀察出金融海嘯前期兩者趨勢時而相同，時而不同，雖波峰出現的時間很接近，但谷底出現的時間落差卻很大；金融海嘯期間兩者趨勢較雷同，然而到了金融海嘯後期2013年左右可明顯觀察出兩者有反向的走勢。

總結而言，在理論上以及資料上我們可大致推估總體經濟景氣狀況對房地產市場景氣有正向的效果，然而在何種景氣狀態影響效果較大仍有待評估；而實質利率在不同房地產市場景氣狀態可能存在不對稱的效果。此外，由於先前提過，總體經濟景氣指數需透過基礎變數的選擇再透過主觀的權數設定計算而得，個別指標對於房地產景氣的影響效果也是值得探討的議題。因此本研究建構模型3、模型4、模型7與模型8，將總體經濟景氣指數的基礎數據分離，以便觀測那些變數對於房地產的影響效果較顯著。我們將模型1到模型8所使用到的變數的基本統計量及資料來源都列於表一。

在資料處理方面，由於本研究要探討總體經濟變數在房地產循環過程中的影響效果，因此在資料的處理上，我們會先將資料做季節性調整，再利用HP濾波法去除掉數列的長期趨勢項。(註18)最後，為了消弭變數間單位的不同，我們將滬市A股月成交額、貨物運輸量、固定資產投資新開工項目數、固定資產投資額、社會消費品零售總額、進出口總額、政府總稅收以及城鎮居民人均可支配收入換算成年增率。(註19)

四、實證結果分析

Granger & Newbold(1974)提出時間序列分析，使用的變數應為穩定的(stationary)變數，亦即變數之序列不具單根；若以非穩定序列的變數進行迴歸分析，可能產生假性迴歸(spurious regression)的問題，使得估計結果不具效率。馬可夫轉換迴歸模型也是如此，因此本研究透過ADF檢定(augmented Dickey-Fuller test)以及KPSS檢定(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test)進行單根檢驗，(註20)確認本研究使用的資料，經過處理後皆無單根的問題，相關檢定的結果請參考表二。

表一 基本統計量

	單位	平均數	標準差
國房景氣指數(<i>H</i>)	2000年=100	100.344	4.017
總體經濟領先指數(<i>EILI</i>)	1996年=100	99.955	2.903
滬市A股月成交額(<i>STOCK</i>)	十億人民幣	24,533.074	4,336.372
工業產品產銷率(<i>PSR</i>)	%	97.92	0.67
消費者預期指數(<i>CEI</i>)	點	107.867	4.195
貨物運輸量(<i>TFT</i>)	百萬噸	2,499.558	880.330
固定資產投資新開工項目數(<i>FAIN</i>)	個	81,543.180	54,052.700
M2	十億人民幣	33,862.629	64,410.762
總體經濟同時指數(<i>EICI</i>)	1996年=100	101.584	1.917
工業增加值成長率(<i>VAI</i>)	%	4.321	13.146
固定資產投資額(<i>FAI</i>)	十億人民幣	1,482.506	2,159.648
社會消費品零售總額(<i>RSCG</i>)	十億人民幣	1,227.762	615.340
進出口總額(<i>EXIM</i>)	十億人民幣	232.467	93.361
政府總稅收(<i>TAX</i>)	十億人民幣	586.746	317.395
城鎮居民人均可支配收入(<i>DI</i>)	人民幣	1551.469	583.034
實質利率(<i>RINT</i>)	%	1.743	3.562

資料來源：CEIC中國總體經濟資料庫與中國國家統計局，本研究整理。

註：以上基本統計量顯示的是資料的原始值。

本研究建構了模型1到模型8，分別在不同的意涵下，探討中國大陸總體經濟在房地產景氣循環中的影響效果，估計結果分別列於表三以及表四。然而，除了關注估計係數隱含的經濟意義外，也必須探究哪一個模型對於景氣轉折點以及景氣持續期間有較精確的估計，因此接著會以DM test比較不同馬可夫模型設定的優劣，我們將DM test的結果列於表五。最後，圖二與圖三為模型1到模型8擴張期的全期機率值，用以觀察景氣轉折點以及轉折次數。

在進行模型估計係數的分析之前，我們先就模型所估計出來2004年1月至2015年7月中國大陸房地產景氣循環的轉折點認定以及景氣存續期間進行討論。首先，從表三及表四我們可觀察到，所有模型估計結果均顯示中國大陸的房地產在2004年至2015停留在擴張期的存續期間皆比收縮期的時間久，然而各模型估計出的存續期間長短仍存在很大的差異性。我們先觀察使用「總體經濟領先指數」作為主要總體經濟變數的模型1、模型2、模型3與模型4的估計結果。表三顯示模型1和模型2對於擴張期的存續期間的估計結果很相似，分別為27.533以及26.716個月；而收縮期的存續期間估計則略有不同，分別為7.786個月以及2.356個月。模型3與模型4將「總體經濟領先指數」的基礎數據分離，以便觀測那些個別經濟指標對於房地產的影響效果較顯著，表三的結果顯示，模型3所估計出來的擴張期存續期間很長(132.79個月)，也因此估計出來的景氣轉折點僅一次(見圖二)；而模型4估計出來擴張期和收縮期的存續期間皆過短，分別為13.014個月以及3.372個月，以至於出現狀態轉換過度頻繁的現象(見圖二)。而使用

表二 單根檢定結果

	ADF	KPSS
國房景氣指數(<i>H</i>)	-4.367***	0.034+++
總體經濟領先指數(<i>EILI</i>)	-4.452***	0.036+++
滬市A股月成交額(<i>STOCK</i>)	-3.595***	0.040+++
工業產品產銷率(<i>PSR</i>)	-9.901***	0.036+++
消費者預期指數(<i>CEI</i>)	-4.56***	0.049+++
貨物運輸量(<i>TFT</i>)	-9.201***	0.034+++
固定資產投資新開工項目數(<i>FAIN</i>)	-9.480***	0.036+++
M2Y	-4.480***	0.041+++
總體經濟同時指數(<i>EICI</i>)	-5.099**	0.029+++
工業增加值成長率(<i>VAI</i>)	-4.73***	0.034+++
固定資產投資額(<i>FAI</i>)	-10.024***	0.042+++
社會消費品零售總額(<i>RSCG</i>)	-5.286***	0.030+++
進出口總額(<i>EXIM</i>)	-3.049*	0.037+++
政府總稅收(<i>TAX</i>)	-4.343***	0.026+++
城鎮居民人均可支配收入(<i>DI</i>)	-13.552***	0.048+++
實質利率(<i>RINT</i>)	-2.607**	0.051+++

資料來源：本研究整理。

註1：以上的單根檢定結果，使用的是資料處理後的數據。

註2：上述的檢定皆為含截距項且不去除趨勢項的結果。

註3：ADF的虛無假設為序列具有單根，**以及***分別代表5%以及1%的顯著水準。

註4：KPSS的虛無假設為序列不具有單根，+++表示不拒絕虛無假設的信賴區間為99%。

「總體經濟同時指數」作為主要總體經濟變數的模型5、模型6、模型7與模型8的估計結果，則出現估計出來的存續期間過長，因此模型判斷出來的景氣轉折點僅一次(模型5與模型7)，或是出現存續期間過短而有狀態轉換過度頻繁的現象(模型6與模型8)。

接著，我們要利用DM檢定，判斷到底哪一種模型的預測結果較為準確，DM檢定的結果列於表五。表五的結果顯示，使用「綜合總體經濟景氣指數」作為衡量經濟活動的主要變數的模型(模型1、模型2、模型4與模型5)，皆比使用個別總體變數的模型(模型3、模型4、模型6與模型7)優異。這可能是因為總體經濟指數編製時，所使用的基礎數據，利用加權平均算出來的指數，刻劃經濟活動的能力較佳，而我們的模型將這些基礎數據平均看待後，反而無法更確實反應當時的經濟活動狀況。此外，使用「總體經濟領先指數」(模型1與模型2)預測房地產景氣的表現，比使用「總體經濟同時指數」(模型5與模型6)較佳。最後從表五的DM檢定結果可得知模型2的表現比模型1好，說明我們在探討總體經濟對房地產景氣循環的影響效果時，應該將不同房地產景氣時間點，其影響效果不對稱的特性納入考慮。

表三 模型1-模型4估計結果

	模型1		模型2		模型3		模型4	
	擴張期	收縮期	擴張期	收縮期	擴張期	收縮期	擴張期	收縮期
截距項	100.139*** (0.554)	98.991*** (0.592)	100.470*** (0.683)	99.345*** (0.382)	99.813*** (1.057)	97.848*** (1.150)	101.541*** (0.743)	100.985*** (0.743)
總體經濟領先指數	0.570*** (0.104)	0.480*** (0.088)	0.480*** (0.088)	1.185*** (0.209)	-	-	-	-
滬式A股月成交額年增率	-	-	-	-	0.058 (0.036)	0.058 (0.036)	0.021 (0.803)	0.121* (0.073)
工業產品產銷率	-	-	-	-	0.029 (0.056)	0.029 (0.056)	-0.030 (0.056)	0.511*** (0.190)
消費者預期指數	-	-	-	-	0.022 (0.023)	0.022 (0.023)	0.009 (0.020)	0.163*** (0.062)
貨物運輸量成長率	-	-	-	-	0.005 (0.007)	0.005 (0.007)	0.011 (0.007)	-0.024 (0.026)
固定資產投資新開工項目數成長率	-	-	-	-	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.008 (0.007)
M2成長率	-	-	-	-	0.041 (0.047)	0.041 (0.047)	0.056 (0.046)	0.163* (0.101)
實質利率	-0.056 (0.537)	-0.098 (0.068)	-0.098 (0.068)	0.616* (0.355)	-0.179** (0.081)	-0.179** (0.081)	-0.149* (0.071)	-0.34* (0.183)
AR(1)	0.920*** (0.037)	0.920*** (0.037)	0.994*** (0.039)	0.145 (0.180)	0.953*** (0.027)	0.953*** (0.027)	1.066 (0.023)	0.731*** (0.070)
Log(σ)	-0.770*** (0.105)	-0.770*** (0.105)	-0.767*** (0.76)	-0.767*** (0.76)	-0.603*** (0.064)	-0.603*** (0.064)	-0.797*** (0.077)	-0.797*** (0.077)
$p_h(i=)$ 擴張期或擴張期)	0.964	0.872	0.963	0.574	0.992	0.872	0.923	0.703
存續期間	27.533	7.786	26.716	2.356	132.797	7.861	13.014	3.372
Log-likelihood	-108.169	-108.169	-105.673	-105.673	-121.200	-121.200	-110.0511	-110.0511

資料來源：本研究整理。

註：括弧內為標準差。*、**與***分別表示該係數在在90%、95%與99%的顯著水準下顯著異於0。

表四 模型5-模型8估計結果

	模型5		模型6		模型7		模型8	
	擴張期	收縮期	擴張期	收縮期	擴張期	收縮期	擴張期	收縮期
截距項	100.077*** (0.719)	98.416*** (0.950)	100.3041*** (0.027)	99.898*** (0.189)	99.813*** (1.057)	97.848*** (1.150)	106.463*** (2.245)	105.539*** (2.247)
總體經濟領先指數	0.600*** (0.115)	0.600*** (0.115)	0.645*** (0.089)	0.851*** (0.096)	-	-	-	-
工業增加值年增率	-	-	-	-	0.051** (0.026)	0.051** (0.026)	0.023 (0.021)	0.101** (0.439)
固定資產投資年增率	-	-	-	-	0.001 (0.007)	0.001 (0.007)	0.000 (0.003)	-0.032 (0.021)
社會消費品零售總額年增率	-	-	-	-	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.005)	0.004 (0.002)	-0.022** (0.098)
進出口總額年增率	-	-	-	-	0.002 (0.010)	0.002 (0.010)	0.004 (0.012)	0.002 (0.464)
政府總稅收年增率	-	-	-	-	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.003 (0.011)	-0.005 (0.004)
城鎮居民可支配收入年增率	-	-	-	-	0.003 (0.010)	0.003 (0.010)	0.002 (0.011)	-0.008 (0.046)
實質利率	-0.203 (0.084)	-0.203 (0.084)	-0.154** (0.065)	-0.307*** (0.089)	-0.174* (0.081)	-0.174* (0.081)	-0.052 (0.006)	-0.289** (0.120)
AR(1)	0.936*** (0.031)	0.936*** (0.031)	1.066*** (0.029)	0.545*** (0.078)	0.949*** (0.028)	0.949*** (0.028)	1.039*** (0.014)	0.0889*** (0.041)
Log(σ)	-0.691*** (0.072)	-0.691*** (0.072)	-0.916*** (0.081)	-0.916*** (0.081)	-0.605*** (0.065)	-0.605*** (0.065)	-0.930*** (0.736)	-0.930*** (0.736)
$p_h(i=)$ 擴張期或擴張期)	0.989	0.913	0.875	0.775	0.992	0.878	0.932	0.804
存續期間	92.747	11.442	8.000	4.446	128.47	8.214	14.734	5.103
Log-likelihood	-110.088	-110.088	-103.837	-103.837	-120.755	-120.755	-97.014	-97.014

資料來源：本研究整理。

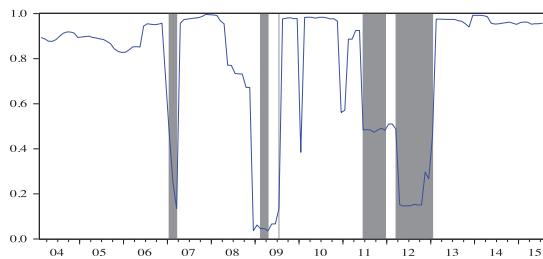
註：括弧內為標準差。*、**與***分別表示該係數在在90%、95%與99%的顯著水準下顯著異於0。

表五 DM檢定

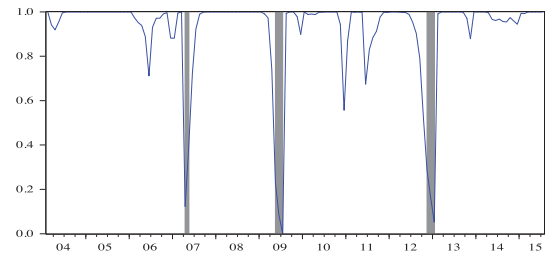
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
模型1	—	模型2	模型1	模型1	模型1	模型1	模型1	模型1
模型2		—	模型2	模型2	模型2	模型2	模型2	模型2
模型3			—	=	模型5	模型6	模型7	模型3
模型4				—	模型5	模型6	模型7	模型4
模型5					—	=	模型5	模型5
模型6						—	模型6	模型6
模型7							—	模型7
模型8								—

資料來源：本研究整理。

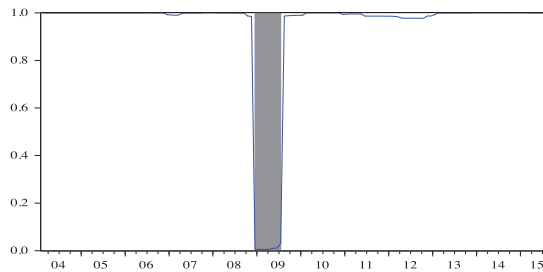
註：顯著水準設定為10%，列與行代表的模型若在顯著水準內，則記錄較佳模型，兩模型無顯著差異者，則以=表示。



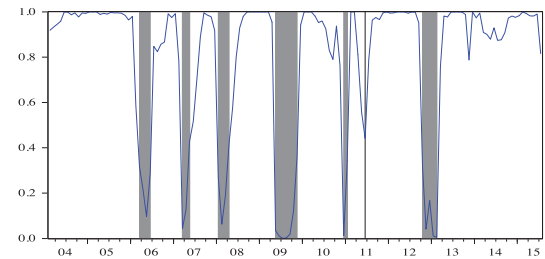
(a) 模型 1



(b) 模型 2



(a) 模型 3

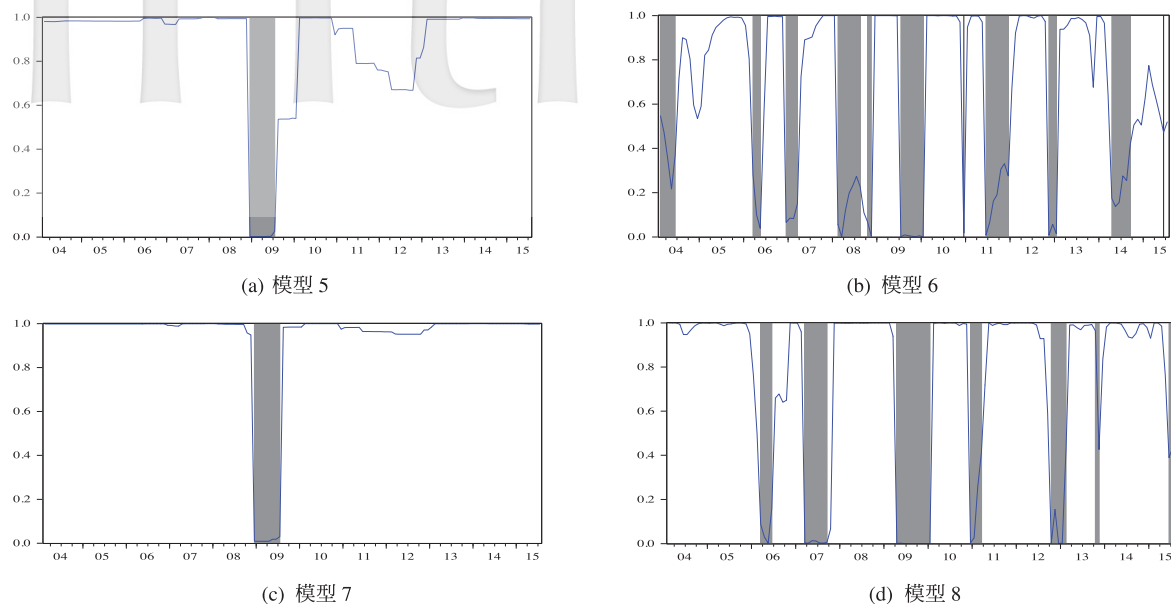


(b) 模型 4

圖二 模型1-模型4的擴張期的全期機率值時間序列圖

註1：陰影處為模型估計出的收縮期，空白處為模型出來的擴張期。

註2：橫軸為時間，縱軸為機率值。



圖三 模型5-模型8的擴張期的全期機率值時間序列圖

註1：陰影處為模型估計出的收縮期，空白處為模型出來的擴張期。

註2：橫軸為時間，縱軸為機率值。

綜觀上述的分析，我們可以得知模型1與模型2的表現相較於其他模型來的優異。然而表三與表四的估計結果，還是可以為我們提出一些有趣的經濟訊息。首先，從表三模型2結果可觀察到，「總體經濟領先指數」在收縮期與擴張期皆有顯著的效果，然而收縮期的估計係數(1.185)，大於擴張期的估計係數(0.480)；實質利率僅在收縮期顯著，估計係數為(0.616)；表三模型6結果也顯示「總體經濟同時指數」在房地產景氣循環的收縮期與擴張期，對房地產的影響效果皆顯著，且收縮期的係數值(0.851)大於擴張期的係數(0.645)；實質利率在擴張期與收縮期皆顯著，但收縮期的影響效果(係數值為-0.307)大於擴張期的影響效果(係數值為-0.154)。

再者，比較表三模型3以及模型4的統計結果可發現，如果我們忽略了總體變數在不同房地產景氣期間可能存在的非對稱效果的特性(模型3)，則所有個別總體經濟變數都不顯著，然而若我們考慮到總體經濟對房地產景氣的非對稱效果的情況下(模型4)，則可發現儘管個別總體經濟變數在擴張期的效果都不顯著，但是在收縮期的顯著比例則有大幅度地提高，例如「滬市A股月成交額」、「工業產品產銷率」、「消費者預期指數」以及「M2成長率」在收縮期都對房市有顯著的效果，然而在擴張期皆不顯著；同樣現象也可以在表四模型7以及模型8的統計結果觀察到。這個統計結果可以說明為何在文獻上，中國大陸總體經濟變數對於其房價的解釋能力存在諸多爭議。

接著，圖二與圖三為模型1到模型8擴張期的全期機率值，用來觀察景氣轉折點以及轉折次數，其中陰影的部份是模型估計出來的房地產衰退期，白色的部份是模型估計出來的房地產擴張期。由於模型設定的不同，因此估計出來的景氣轉折點也有所差異，但從圖二跟圖三的結果可觀察出，所有的模型都顯示中國大陸房地產市場在金融海嘯期間(2007至2008年)發生

過一次嚴重的景氣衰退，其次則為2006年底至2007年初以及2011年底至2012年初也有過房地產衰退，建議後續研究中國大陸房地產市場時，需特別注意這三段期間。

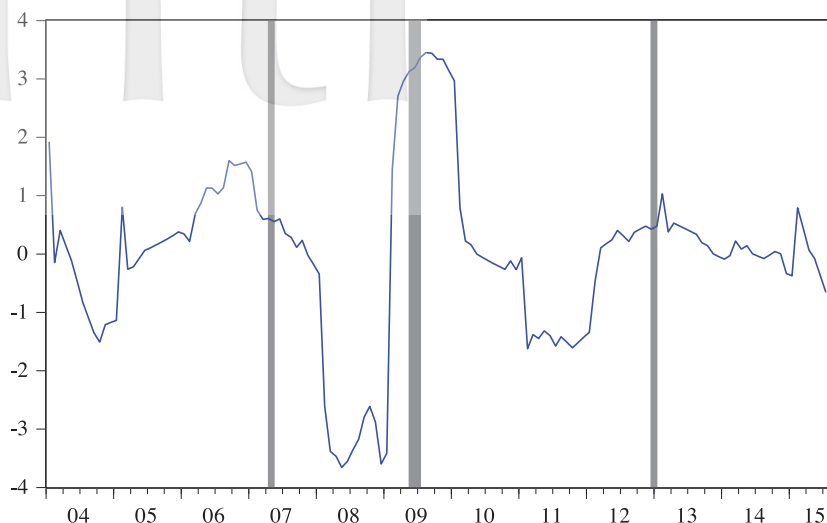
由上述分析可得出幾個結論：(1)中國大陸總體經濟變數在不同的房地產景氣階段，對房地產市場影響的效果並不相同，如果忽略此特性，很可能會發生選取的總體經濟變數對房地產影響效果不顯著的結果，也很容易提出錯誤的政策對策。(2)房地產在衰退期間對於總體經濟變數的變化較敏感，因此同樣的經濟政策對房地產市場的影響，在衰退期的政策效果可能比擴張期大。我們推測，會出現這樣的結果，可能是因為民眾在房市景氣好時，會對於未來的房市持有樂觀的預期，而忽略總體經濟變數帶來的訊息；在房市較差時，則會認為房市在某個時間點一定會回復到原來的水準，為了做出正確的投資選擇，而對於總體經濟變數帶來的訊息較關注。結論(1)與結論(2)可呼應過去文獻如Seslen(2003)、Abelson et al.(2005)與Kim & Bhattacharya(2009)的看法，也就是民眾在不同房地產景氣狀態會對未來的購屋決策有不對稱的反應。(3)中國大陸的房地產從2004年至2015年間，約三到四年出現一次循環，且停留在擴張期的時間比停留在衰退期的時間長。中國大陸房地產「擴長縮短」的現象和Bracke(2011)和Claessens et al.(2011)對於房地產景氣的存續期間結論相同。(4)中國大陸政府的房地產調控政策，應依照房地產景氣狀況而適時調整，例如當房地產在收縮期時，可透過總體經濟的宏觀調控來間接刺激房地產市場，在房地產擴張期時，由於房地產對總體經濟變數的變化較不敏感，因此政府可透過提高交易稅或限制購買量等方式調節房地產市場。

最後，表三模型2的結果顯示，(註21)實質利率在擴張期的影響效果並不顯著，這個結果呼應了我們上一段所提到的，當景氣好的時候，民眾可能會忽略掉總體經濟變數帶來的訊息。此外，實質利率在收縮期的效果則呈現正向的顯著，其係數值為0.616。事實上，利率在市場上同時扮演兩個角色，其一是代表融資的成本；其二則代表可貸資金市場的供給和需求。在其他條件不變之下，若市場利率因為外在資金供給的增加而下滑，融資成本降低對房地產市場應是正向的反應。但相反地，若利率是因外在資金需求提高而上升，融資成本增加對房地產市場理應是正向的反應，但如果資金的需求是流向房地產市場，則利率對房地產市場的總影響效果則可能是由負轉正。

觀察圖二(b)模型2的全期機率圖，我們可以發現模型2所估計出來的收縮期間非常的短(平均存續期間為2.356個月)，也就是說當景氣進入衰退期間後沒多久就會回到擴張期。再者，我們於圖四中描繪實質利率在不同景氣狀態下的走勢，從圖四可發現實質利率在收縮期的走勢都是往上的，換句話說，在中國大陸房地產收縮期間，由於民眾都認為收縮期不會持續太久，因此對於未來房市可能抱有相對樂觀的態度，反應在資金需求上造成利率提升，而使房地產市場很快地從衰退期退出而走入擴張期。

五、結論

Isabel & Hiebert(2011)曾利用GVAR模型(global vector autocorrelation regression)發現在歐元區內的國家，其房價對於其他國家有外溢效果的現象，因此會發現歐元區內國家的房價都有連動性(co-movement)。台灣雖然和中國大陸並非同屬同一貨幣區，然而台灣與中國大陸的經貿連動性極高，因此中國大陸的房價可能也會透過彼此的經濟活動干擾到台灣的房市。有鑑於此，瞭解中國大陸的房地產循環狀況對台灣來說也相當重要。



圖四 實質利率在不同景氣狀態下的走勢

註1：陰影處為模型2估計出的收縮期，空白處為模型2估計出來的擴張期。

註2：橫軸為時間，縱軸為利率值，單位為%。

本研究旨在估計中國大陸2004年1月至2015年7月間，房地產景氣循環的狀況，並利用各類總體經濟變數所架構的不同類型馬可夫轉換模型，確認總體經濟變數在房地產不同景氣狀況下的表現。本文主要發現如下：(1)本文首先檢測出中國大陸總體經濟在房地產不同景氣下，有非對稱的效果；(2)我們同時用「總體經濟領先指數」以及「總體經濟同時指數」作為預測房地產景氣循環的總體變數，結果發現「總體經濟領先指數」對於房地產有較佳的預測能力；(3)總體經濟綜合性的景氣指標相對於拆開後的各項總體經濟指標對於房地產的預測能力較好；(4)中國大陸2004年至2015年以來，房地產擴張期的時間大於衰退期的時間，平均一個景氣循環的階段，停在擴張期的時間是26.716個月，衰退期的時間是2.356個月。

在後續研究建議方面，本文雖利用馬可夫轉換模型發現中國大陸總體變數在不同房地產景氣狀態下的非對稱效果，然而由於房地產市場存在高度地域性以及異質性，造成不同地理位置和不同類型的房地產景氣週期並不一定相互吻合，因此若有更完整的資料可以估計中國大陸不同地區不同類型的房地產景氣循環週期並和全國性的景氣循環週期做比較，也是未來可以研究的方向。另外，Hamilton(1989)提出的馬可夫轉換模型，雖然可以捕捉非對稱的特徵，但卻忽略了變數間可能存在動態關係而有共同波動的行為，且也無法將景氣循環的持續依存(duration dependence)的特徵納入考量，因此建議未來可以利用各種延伸的馬可夫轉換模型對中國大陸的房地產景氣循環做更深入的研究。最後，本文提出由於房地產市場的交易者在不同房地產景氣狀態有不對稱的行為，造成總體變數在不同房地產景氣狀態有不同影響效果，建議後續研究可以先建立相關理論模型，以利仔細探討總體經濟變數影響的管道以及相互影響效果。

註釋

- 註1：如Hu et al.(2006)、Sun & Zhang(2008)、Ren et al.(2012)，及Feng & Wu(2015)等。
- 註2：除了馬可夫轉換模型外，文獻上也有許多非線性模型可用來分析自變數對應變數的不對稱效果，如Tsay(1989)的自我相關門檻模型(threshold autoregressive model, TAR model)、Lüukkonen et al.(1988)的平滑自我相關移轉模型(smooth transition regression model, STR model)。然而馬可夫轉換模型除了可供我們探討總體變數在不同景氣循環下的非對稱效果外，也可同時針對中國大陸房地產景氣循環的特徵進行研究，因此本研究將使用馬可夫轉換模型重新估計中國大陸房地產景氣循環，並探討總體經濟在房地產景氣循環中扮演的角色。
- 註3：美國從1960年代就開始有學者著手研究房地產景氣循環的現象，而中國大陸的相關研究則是近20年才開始，綜觀過去的研究，大致分成二種方式衡量中國大陸房地產的景氣狀況。第一種是直接採用單一指標或是綜合指數(composite index)進行分析，如梁桂(1996)以及何國釗等(1996)；另一種是透過HP濾波法(Hodrick-Prescott Filter)，如孫雅靜與張慶君(2008)以及邱兆祥與王濤(2009)等。邱兆祥與王濤(2009)曾指出，過去中國大陸學者對於房地產景氣循環的研究方法和結論存在若干缺失，這些缺失主要來自於基本數據和模型變數表列不足，因此無法對相關研究結果進一步考證，加上缺乏較先進的方法對景氣循環進行測度，所以關於中國大陸房地產景氣循環的研究仍有許多可以改善的空間。本研究雖然並非針對中國大陸的房地產景氣循環進行探討，但是由於馬可夫模型的特性是同時可以估計景氣轉折點以及總體經濟對房地產的影響效果，因此在這篇文章中，某種程度也補足了過去研究中國大陸房地產景氣循環的文獻的不足。
- 註4：國房景氣指數的編制方式會在第三節仔細說明。
- 註5：狀態機率值依定義不同可分為三種：(1)當期機率(filtered probability)，以 $\Pr(s_t | I_t)$ 表示，指的是狀態變數的推估，所使用的資訊是從期初至第t期；(2)預測機率(prediction probability)，以 $\Pr(s_t | I_{t-1})$ ，指的是當期狀態變數的推估，所使用的資訊是從期出至第t-1期；(3)全期機率(smoothed probability)，以 $\Pr(s_t | I_T)$ 表示，其中 I_T 表示全期的資料，全期機率指的是以事後的觀點使用所有的資料集合來推估第t期的狀態變數。在多數的文獻中，都是使用全期機率來判斷景氣的轉折點，若 $\Pr(s_t=1 | I_T) > 0.5$ ，表示市場處於擴張期；反之若 $\Pr(s_t=1 | I_T) < 0.5$ ，則表示市場處於擴張期。
- 註6：如Pyhrr et al.(1999)將房地產景氣循環研究分為「總體面」和「個體面」；Brown(1984)發現美國的房地產週期波動和經濟波動有很強的關聯性。Neukirchen & Lange(2005)指出澳洲房市的繁景，導因於人口成長、經濟繁榮以及低利率環境。Summers(1981)及Fortura & Kushner(1986)的研究結果分別提出通貨膨脹或預期通貨膨脹都會拉大不動產需求，而使房價上漲。Darrat & Glascock(1993)研究房地產與總體經濟的關係，研究結果發現貨幣供給與利率均領先不動產價格。至於利率對房地產的影響則文獻上有不同

結論，如Kau & Keenan(1981)指出高利率使得貸款能力受到壓抑而減少對房產的需求。Glaeser & Gyourko(2003)則認為利率對於房價的影響力不像多數學者提得那麼大，主要原因來自於房地產有再融資(refinance)的功能，加上一般民眾即便面對低利率，也並不保證能夠借到足夠的錢以支撐房價。

註7：此處的「總體經濟景氣指數」即為中國大陸國家統計局公告的「宏觀經濟景氣指數」。

註8：此數據乃由中國經濟景氣監測中心所計算。

註9：此外，由於2006年10月份開始，中國經濟景氣監測中心針對「總體經濟預警指數」有重新進行標準化的估算，考量到樣本的一致性，因此在研究上我們直接捨去「總體經濟預警指數」。

註10：本研究所稱的「總體經濟領先指數」即中國大陸國家統計局公告的「宏觀經濟先行指數」；「體經濟同時指數」即中國大陸國家統計局公告的「宏觀經濟一致指數」。

註11：中國大陸的「總體經濟景氣領先指數」由中國大陸經濟景氣監測中心編製，「總體經濟領先指數」主要編製的基礎為滬市A股月成交額、工業產品產銷率、消費者預期指數、社會貨運量、沿海主要港口貨物輸送量、固定資產投資新開工項目數、FDI合同金額、國內外利率差以及M2。然而由於資料取得的限制性，又加上許多數據僅公告季度資料，因此本研究將從中選擇幾項較重要的代表性資料作為基礎。

註12：中國大陸的「總體經濟景氣同時指數」的基礎數據來自：工業生產指數、工業從業人員數、固定資產投資完成額發展速度、社會消費品零售額、海關進出口總額、各項稅收、工業企業利潤總額以及城鎮居民可支配所得。同樣地，由於資料取得的限制性，又加上許多數據僅公告季度資料，因此本研究將從中選擇幾項較重要的代表性資料作為基礎。

註13：馬毓駿與林秋瑾(2009)指出，傳統AIC訊息量判斷模型優劣的方式，並非唯一的模型選取標準，因此該文建議利用轉折點誤差(turning point error)、正確認定比率(share of correct identification)以及DM test比較不同模型的優劣。然而轉折點誤差和正確比率的估算，都需要使用到官方實際發佈的景氣狀態衡量，目前中國大陸沒有相關的資料以供計算，因此本研究僅使用DM test作為判斷模型優劣的依據。DM test的檢定量如下：

$$DM \text{ stat} = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{\text{Var}(d)}{T}}} \sim N(0,1)$$

其中 $\bar{d} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T g(e_{ii}) - g(e_{jj})$ ； $g(e_{ii})$ 為損失函數。若DM stat為正，表示模型i的預測誤差值較大，其預測能力比模型j差。

註14：GDP是研究景氣波動的重要指標，但是中國大陸的統計數據中，GDP缺少月資料，為了在研究中保有更多有效樣本數，因此在本文使用「總體經濟景氣指數」作為衡量經濟活動的主要經濟變數。

- 註15：若從圖一(a)和圖一(b)來觀察，中國大陸「總體經濟領先指標」似乎沒有明顯領先「總體經濟同時指標」的現象。但經過作者進行的Granger因果檢定結果，可確定中國大陸「總體經濟領先指標」在時間序列上的確是領先「總體經濟同時指標」。
- 註16：中國大陸國務院於1998年頒布「關於進一步深化城鎮住房制度改革加快住房建設的通知」，該政策的重點在於停止住房實物分配，逐步實施住房分配市場化，因此多數專家學者認為中國大陸住房的市場形成從1999年開始。
- 註17：中國大陸原先是土地供應雙軌制，也就是使用單位可透過政府無償劃撥或市場買賣的手段取得土地。2002年國土資源部發布「招標拍賣掛牌出讓國有土地使用權規定」，規定包括商業、旅遊、娛樂、商品住宅用地的經營用地必須通過招標、拍賣，掛牌的市場化手段賣給使用單位，因此中國大陸的土地市場形成從2003年開始。
- 註18：編製景氣指數的最主要的目的就是用以預測未來景氣變化趨勢，因此大部分的景氣編製流程中都有去除趨勢項的步驟，包含國房景氣指數以及總體經濟指數的編製也不例外。然而該編製的去除趨勢項指的是在計算當期的景氣指數時，將該期的資料以及前幾期的歷史資料計算出的趨勢值去除。而本研究則是站在事後的角度，將整個資料研究期間的景氣指數再濾過一次。
- 註19：本文的年成長率都是以和去年同期相比的方式計算而成。
- 註20：ADF檢定的虛無假設為序列具有單根，當檢定結果拒絕虛無假設時，只能說明我們並沒有足夠的證據拒絕單根的存在。KPSS檢定的虛無假設則為序列不具有單根，可視為ADF檢定的互補。因此較嚴謹的作法是透過兩種檢定去確認是否序列存在單根的問題。
- 註21：這裡只討論模型2實質利率的估計係數的政策意涵，是因為表五的DM統計結果顯示模型2相較於模型1以及其他模型的預測能力較佳。因此估計出來的係數也具有較佳的統計意義，因此我們這裡對於其他模型的結果就不再做深入的討論。

參考文獻

中文部分：

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論文。

Lin, V. C. C.

2004 “*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,*” Paper Presented at the 2004 Cross-Strait Conference on Land Economics.

林秋瑾、王健安、張金鶚

1997 〈房地產景氣與總體經濟景氣於時間上領先、同時、落後關係之探討〉《國科會人文及社會科學彙刊》7(1)：35-56。

Lin, V. C. C., C. A. Wang & C. O. Chang

1997 “The Time Relationship Analysis between Real Estate Cycle and Business Cycle in Taiwan,” *Proceedings of the National Science Council, Part C: Humanities and Social Sciences*. 7(1):35-56.

何國釗、曹振良、李晟

1996 〈中國房地產週期研究〉《經濟研究》12：51-77。

Ho, G. Z., Z. L. Cao & S. Li

1996 “The Studies of China’s Real Estate Cycle,” *Economic Research Journal*. 12: 51-77.

邱兆祥、王濤

2009 〈我國房地產經濟週期劃分研究(1950～2008年)〉《經濟研究參考》71：23-28。

Qiu, Z. X. & T. Wang

2009 “The Study of the Real Estate Cycle Phases of Mainland China from 1950 to 2008,” *Review of Economic Research*. 71: 23-28.

李春長、梁志民、周幸蓉

2008 〈台灣房地產景氣循環轉折點之認定與預測—馬可夫轉換模型之應用〉《臺灣土地研究》11(2)：155-177。

Lee, C. C., C. M. Liang & H. J. Chou

2008 “Identifying Taiwan’s Real Estate Cycle Turning Points—An Application of the Two-Variate Markov-Switching Autoregressive Model,” *Journal of Taiwan Land Research*. 11(2): 155-177.

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論文。

Lee, C. C. & H. J. Chou

2007 “*Identifying Taiwan’s Real Estate Cycle Turning Points,*” Paper Presented at the 2007 National Conference on Real Estate Business and Management.

孫雅靜、張慶君

2008 〈我國房地產週期波動與經濟週期的實證分析(1979-2008)〉《生產力研究》15: 87-89。

Sun, Y. J. & Q. J. Zhang

2008 “The Empirical Study of Mainland China’s Real Estate Cycle from 1979 to 2008,” *Productivity Research*. 15: 87-89.

張大永、劉子寅

2015 〈中國城市房價非線性收斂機制研究〉《南開研究》1: 71-88。

Zhang, D. Y. & Z. Y. Liu

2015 “Nonlinear Convergence in City Level Housing Prices of China,” *Nankai Economic Studies*. 1: 71-88.

梁桂

1996 〈中國不動產經濟波動與週期的實證研究〉《經濟研究》7: 31-37。

Liang, G.

1996 “The Empirical Study of the Fluctuation and the Cycle of Mainland China’s Real Estate Market,” *Economic Research Journal*. 7: 31-37.

馬毓駿、林秋瑾

2009 〈房地產景氣特性之再確認—多變量馬可夫轉換之應用〉《住宅學報》18(1): 23-37。

Ma, Y. C. & V. C. C. Lin

2009 “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,” *Journal of Housing Studies*. 18(1): 23-37.

英文部分：

Abelson, P., R. Joyeux, G. Milunovich & D. Chung

2005 “Explaining House Prices in Australia: 1970-2003,” *Economic Record*. 81(8): 96-103.

Ahuja, A., L. Cheung, G. Han, P. Nathan & W. Zhang

2010 “Are House Prices Rising Too Fast in China?,” *IMF Working Paper*, International Monetary Fund.

Bracke, P.

2011 “How Long Do Housing Cycles Last? A Duration Analysis for 19 OECD Countries,” *IMF Working Paper*, International Monetary Fund.

Brown, G. T.

1984 “Real Estate Cycles Alter the Valuation Perspective,” *Appraisal Journal*. 52(4): 539-549.

Chen, S. W.

2008 “Reliability of Coincident and Leading Indicators in Monitoring Real Estate Cycles,” *Empirical Economics Letters*. 7(3): 270-280.

Claessens, A., M. A. Kose & M. E. Terrones

2011 “Financial Cycles: What? How? When?,” *NBER International Seminar on Macroeconomics*. 7(1): 303-344.

Dahl, C. M. & T. Kulakstzoğlu

2006 “Nonlinear Modeling of the Changing Lag Structure in US Housing Construction,” *Contributions to Economic Analysis*. 276: 407-429.

Darrat, A. F. & J. L. Glascock

1993 “On the Real Estate Market Efficiency,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 7(1): 55-72.

Deng, Y., D. Zheng & C. Ling

2005 “An Early Assessment of Residential Mortgage Performance in China,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 31(2): 117-136.

Feng, Q. & G. Wu

2015 “Bubble or Riddle? An Asset-pricing Approach Evaluation on China’s Housing Market,” *Economic Modelling*. 46: 376-383.

Fortura, P. & J. Kushner

1986 “Canadian Inter-City Housing Price Differentials,” *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*. 14(4): 525-536.

Glaeser, E. & J. Gyourko

2003 “The Impact of Zoning on Housing Affordability,” *Economic Policy Review*. 9(2): 21-39.

Granger, C. & P. Newbold

1974 “Spurious Regressions in Econometrics,” *Journal of Econometrics*. 2(2): 111-120.

Hamilton, J. D.

1989 “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle,” *Econometrica*. 57(2): 357-384.

Heckman, J., R. Matzkin & L. Nesheim

2010 “Nonparametric Identification and Estimation of Nonadditive Hedonic Models,” *Econometrica*. 78(5): 1569-1591.

Hu, J., L. Su, S. Jin & W. Jiang

2006 “The Rise in House Prices in China: Bubbles or Fundamentals?,” *Economics Bulletin*. 3(7): 1-8.

Hua, X., L. Sun & D. Borgia

2012 “The Influence of Fundamental Factors on Chinese Residential Real Estate Prices: A Unique Data Panel Study,” *SSRN Electronic Journal*. DOI: 10.2139/ssrn.2022682.

Isabel, V. & P. Hiebert

2011 “Do House Price Developments Spillover across Euro Area Countries? Evidence from a Global VAR,” *Journal of Housing Economics*. 20(4): 299-314.

- Kau, J. B. & D. C. Keenan
 1981 “On the Theory of Interest Rates, Consumer Durables, and the Demand for Housing,”
Journal of Urban Economics. 10(3): 320-331.
- Kim, C. J. & C. J. Murray
 2002 “Permanent and Transitory Components of Recessions,” *Empirical Economics*. 27(2):
 163-183.
- Kim, S. & R. Bhattacharya
 2009 “Regional Housing Prices in the USA: An Empirical Investigation of Nonlinearity,”
Journal of Real Estate Finance and Economics. 38(4): 443-460.
- Kuang, W. D.
 2010 “Expectation, Speculation and Urban Housing Price Volatility in China,” *Economic
 Research*. 9: 67-78.
- Li, Q. & S. Chand
 2013 “House Prices and Market Fundamentals in Urban China,” *Habitat International*. 40:
 148-153.
- Liang, Y. F. & T. M. Gao
 2007 “Empirical Analysis on Real Estate Price Fluctuation in Different Provinces of China,”
Economic Research. 8: 133-142.
- Lüükkonen, R., P. Saikkonen & T. Teräsvirta
 1988 “Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models,” *Biometrika*.
 75(3): 491-499.
- Meng, H., W. J. Xie & W. X. Zhou
 2015 “Club Convergence of House Prices: Evidence from China’s Ten Key Cities,”
International Journal of Modern Physics B. 29(24): 1-16.
- Neukirchen, M. & H. Lange
 2005 “Characteristics and Macroeconomic Drivers of House Price Changes in Australia,” *U21
 Global Working Paper 016*, U21 Global.
- Pelagatti, M.
 2001 “Gibbs Sampling for a Duration Dependent Markov Switching Model with an
 Application to the U.S. Business Cycle,” *Working Paper*, Department of Statistics,
 Università degli Studi Milano-Bicocca.
- Peng, M. W., D. Wang & Y. Jiang
 2008 “An Institution-Based View of International Business Strategy: A Focus on Emerging
 Economies,” *Journal of International Business Studies*. 39(5): 920-936.
- Pyhrr, S. A., S. E. Roulac & W. L. Born
 1999 “Real Estate Cycles and Their Strategic Implications for Investors and Portfolio
 Managers in the Global Economy,” *Journal of Real Estate Research*. 81(1): 7-68.

Ren, Y., C. Xiong & Y. Yuan

2012 "House Price Bubbles in China," *China Economic Review*. 23(4): 786-800.

Seslen, T. N.

2003 *Housing Price Dynamics and Household Mobility Decisions*, Ph. D. Dissertation, Massachusetts Institute of Technology.

Shen, Y. & H. Liu

2004 "Housing Prices and Economic Fundamentals: A Cross City Analysis of China for 1995-2002," *Economic Research Journal*. 39(6): 78-86.

Summers, L. H.

1981 "Taxation and Corporate Investment: A Q-Theory Approach," *Brookings Papers Economic Activity*. 12(1):67-127.

Sun, L. & S. Zhang

2008 "External Dependent Economy and Structural Real Estate Bubbles in China," *China & World Economy*. 16(1): 34-50.

Tsay, R.

1989 "Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes," *Journal of American Statistical Association*. 84(405): 245-292.

Yu, H.

2010 "China's House Price: Affected by Economic Fundamentals or Real Estate Policy?," *Frontiers of Economics in China*. 5(1): 25-51.

Zhang, Y., X. Hua & L. Zhao

2012 "Exploring Determinants of Housing Prices: A Case Study of Chinese Experience in 1999-2010," *Economic Modelling*. 29(6): 2349-2361.

Zhou, J. K.

2005 "Currency Policy, Bank Loan, and Housing Prices-Empirical Study of the Four Cities," *Financial Economy*. 5: 22-27.